

出口信用保险影响下的出口贸易高质量发展研究

——以浙江省为例

胡 赛

(中共浙江省委党校 经济学教研部, 浙江 杭州 311121)

摘 要: 在中美贸易摩擦日渐加剧的背景下, 出口信用保险成为出口企业重要的避险工具, 在出口企业转嫁出口风险、提高风控水平、补偿企业损失、优化资源配置等多方面发挥重要作用。文章采用2003–2016年浙江省出口贸易数据及保险数据(均不含宁波), 通过统计分析、构建理论模型及实证检验, 试图进一步明确出口信用保险影响出口贸易的作用机制。研究表明: 在出口信用保险计划下, 国际信用评级的存在、投保概率的增加、对出口企业损失的赔偿均可增加浙江省企业的货款回收概率, 从而优化出口资源配置、提高出口水平。实证检验证明了以上结论, 并发现在面临金融危机时, 浙江省出口信用保险对出口的促进作用尤为显著, 随着金融危机影响的逐步减小, 其作用依然显著。

关键词: 出口信用保险; 出口; 传导机制; 国家风险

中图分类号: F752.62; F840.682 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2018)12-0063-14

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2018.12.006

Research on the High Quality Development of Export under the Influence of Export Credit Insurance——Evidence from Zhejiang Province

HU Sai

(1. Department of Economics, Party School of Zhejiang Provincial Committee of C. P. C., Hangzhou 311121, China)

Abstract: With the intensifying of China-US trade friction, the export credit insurance has become the critical hedging tool for export enterprises, which plays the pivotal role in transferring export risks, improving risk control level, compensating enterprise loss and optimizing resource allocation. This paper takes advantage of Zhejiang's export trade data and export credit insurance statistics from 2003 to 2016 (both excluding Ningbo), and attempts to figure out how export credit insurance affects the transmission mechanism of export trade through a series of statistical analysis, theoretical construction models and empirical tests. The research results show that the existence of international credit rating, the increasing in the probability of insurance coverage and the compensation for the losses of export enterprises can increase the probability of payment collection, then enhance the export resource allocation and improve the export standard. The empirical test proves the above conclusions and finds that in the face of the financial crisis, the promotion of export credit insurance on export trade features prominently. As the impact of the financial crisis gradually decreases, its influence is still significant.

Key words: export credit insurance; export; transmission mechanism; national risk

收稿日期: 2018-07-11

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“促进进出口贸易高质量发展的微观机制研究”(18CGJ001)

作者简介: 胡赛,女,讲师,博士,主要从事国际贸易、金融研究。

一、引言

我国出口企业在面向国外市场销售农产品、工业制成品以及服务时,只有少数买家愿意或能够提前支付全部货款,因此在出口销售中往往采用赊销或者信用证的支付方式,这就会面临外国买家无力偿付或延期付款的风险。减轻出口风险的常见方法是通过政府项目或者私人金融机构来进行信用担保与保险。在早期的研究中,认为工业化国家早期的出口信贷实践是以出口补贴的形式实现的^[1]。但在国际贸易理论大背景下,在经济学家、政府的政策制定者以及企业家中仍然有人对政府促进出口的作用存在争议^[2-3]。其后的研究表明政府支持的出口信贷机构在金融危机期间的融资市场上起到了重要作用^[4]。

欧洲各国政府最早设立政府的或有政府背景的出口信贷机构、保险公司向本国的出口商提供出口信用保险。出口信用保险促进出口的途径在于其帮助出口商规避了政治风险和违约风险^[5],从而政府可以将其作为有效提升出口量的手段,且风险降低带来的总收益可以抵消溢价和管理成本。在研究出口信用保险和出口贸易的关系中,Abraham(1990)^[6]通过实证的方法证明,使用出口信用保险工具有助于本国出口企业提升国际竞争能力,提高应收账款的质量。Moser(2007)^[7]通过引力模型证明政治风险会对出口贸易有着很大的阻碍,而德国出口信用保险对促进出口具有良好的作用。Koen和Veer(2015)^[8]在实证分析的基础上得到出口信用保险对出口贸易有正向的显著的促进作用。我国学者林斌(2013)^[9]通过建立出口信用保险与最优出口规模之间的关系,分析出口信用保险政策调整对我国外贸出口的动态影响。胡赛(2017)^[10]根据浙江省出口以及保险数据进行分析,出口信用保险在具有较高风险、较高价值和较强外部融资需求的行业中,促进出口贸易增长的作用更为明显,且对出口企业向发展中国家或地区的出口具有更明显的促进作用。

此外,在金融危机中出口信用保险对企业出口的保障作用得到强化。2008年末至2009年中期,全球出口信用保险机构的保费收入增长30%~50%,出口信用保险占全球贸易的比重上涨1%~2%^[11]。我国学者运用引力模型分析得出,出口信用保险对我国的出口有着明显的促进作用,且在出现金融危机的情况下,出口信用保险是保障出口的有效工具^[12]。王国军(2014)^[13]在传统引力模型中引入变量间的“交互效应项”说明了出口信用保险对我国出口促进作用显著,且在应对2008年国际金融危机时表现突出,体现了政策性金融的“逆周期”效应。

在出口信用保险的实际操作中,衡量出口可保性的一项重要依据是由国际信用评级来表示进口国的风险,该风险由进口国的宏观经济条件决定。在评估国家风险的研究中,研究者不断尝试多种因素作为指标,建立较为完善的国家风险综合评价体系(Nagy,1979^[14];Erb等,1996^[15];张金杰,2008^[16];王海军等,2011^[17];刘吉双和成长春,(2016)^[18];王稳等,2017^[19]),但仍没有一个合理的经济理论框架来分析违约风险与出口决策、保险渗透率和风险补偿之间的关系。因此,本文通过构建理论模型,以浙江省出口贸易和出口信用保险数据为例来推断出口信用保险对出口贸易的影响以填补文献中的空白。

本文余下部分结构安排如下:第二部分为典型事实分析;第三部分采用影响出口水平的违约风险、保险比重以及补贴这三个因素,构建出口信用保险影响出口的理论模型;第四部分对假设及理论模型做出实证检验;最后一部分给出结论并提出相应政策建议。

二、典型事实

限于数据获取的限制,本文使用的数据来源于浙江省,在2003-2016年间浙江省一般贸易出口额占全国的13.07%,其中一般贸易增长率变化趋势与全国平均水平保持一致。在出口信用保险的运用中,2009年后浙江省的渗透率为24.92%、覆盖率为19.04%,与全国平均渗透率26.10%、全国平均覆盖率16.68%基本保持一致。此外,浙江省出口信用保险保费费率与全国平均水平一致均为0.42%,详见图1。因此采用浙江省的出口数据和信用保险数据能在一定程度上说明全国的整体情况。

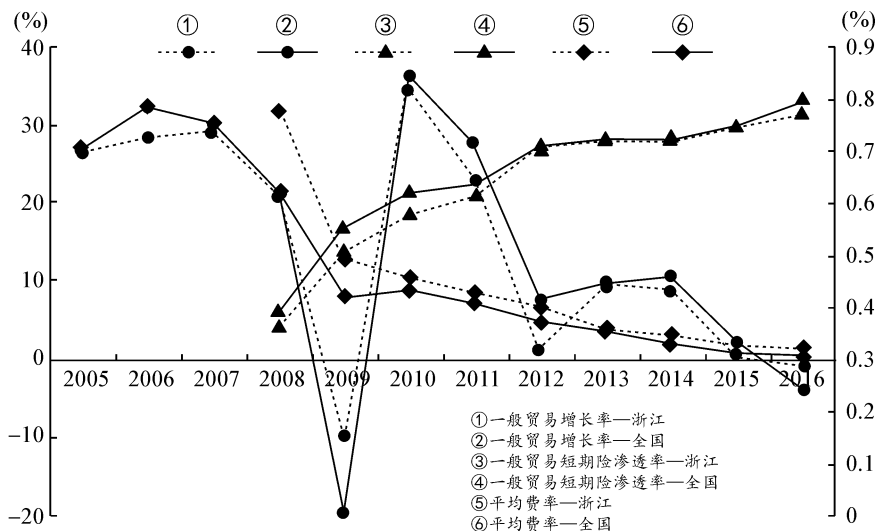


图1 全国出口数据、信用保险数据与浙江省数据比较

本文使用的两部分数据,第一部分来源于中国出口信用保险公司提供的浙江省(不含宁波市,下同)2003–2016年出口信用保险发展数据,其中包含被保险企业的名称、类型、所在县市、所在行业、出口商品类别、买方国家、买方国家风险类别、承保保额及承保保费等。^①第二部分来源于中国海关总署的产品层面交易数据,这一海关数据记载了2003–2016年浙江省(不含宁波市,下同)通关企业的每一条进出口交易信息,包括企业税号、进出口产品的8位 HS 编码、进出口数量、价值、目的地(来源地)、贸易方式和交通运输方式。用被保险企业名称与买方国家这两个变量,将海关数据与出口信用保险拼接,得到所有出口企业(包括被保险企业)出口到某一国家的总额,及其出口信用保险覆盖的保额。

图2表现了浙江省出口及信用保险覆盖随时间变化的演变趋势。2003年至2016年浙江省出口总额整体呈现出增长势态,2016年出口总额是2003年的6.63倍左右,但在2009年有11.82%的下降。与此同时,出口信用保险所覆盖的出口额在2008年以前小幅增长,2008年后增长迅速,2016年的保险覆盖额增长到488.39亿美元。保险渗透率在2008年前增长较缓,金融危机后,在2009年一跃到11.42%,随后继续迅猛发展,2016年达到24.70%。出口信用保险覆盖保额及渗透率的不断提高,意味着出口信用保险对出口增长可能存在正向激励效应。并且在国际金融危机中出现了渗透率大幅提升而出口额略有下降的“逆周期”现象。

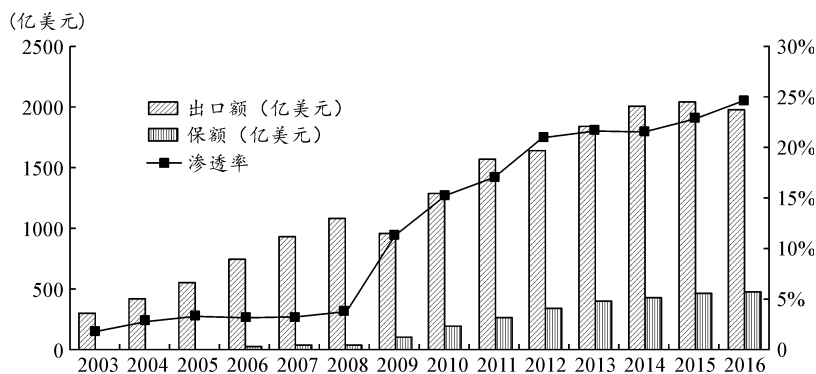


图2 浙江省出口总额和出口信用保险覆盖率

图3对出口额的目的地进行分类,可以看出在加入WTO初期,以扩大出口为直接目标,因此出口明显集中于富有的东亚国家、欧盟15国和其他OECD国家这三个风险较小的发达国家集聚区域,在2008–2011

^①2012年,中国平安开始为海外信用保险机构代理出口信用保险业务;2013年,国家引入中国人保财险试点开展短期出口信用保险业务。但以上两家公司的承保规模均较小。

年间受金融危机影响,企业更加趋向于规避风险,出口额尤其向这些地区集中。在2008年经历金融危机时,出口到富有的东亚国家的交易额由2007年的11.11%增加到25.55%,出口到其他 OECD 国家的交易额由2007年的16.72%增加到28.32%。同时出口到风险较高地区(例如:东亚其他国家、拉丁美洲国家以及南亚国家)的出口额明显减少。2012年开始逐步调整优化出口结构,到了2013年随着“一带一路”倡议的提出,出口到非洲,东欧、南欧及中亚,中东,拉丁美洲以及南亚等地区的出口额比重逐渐增大。

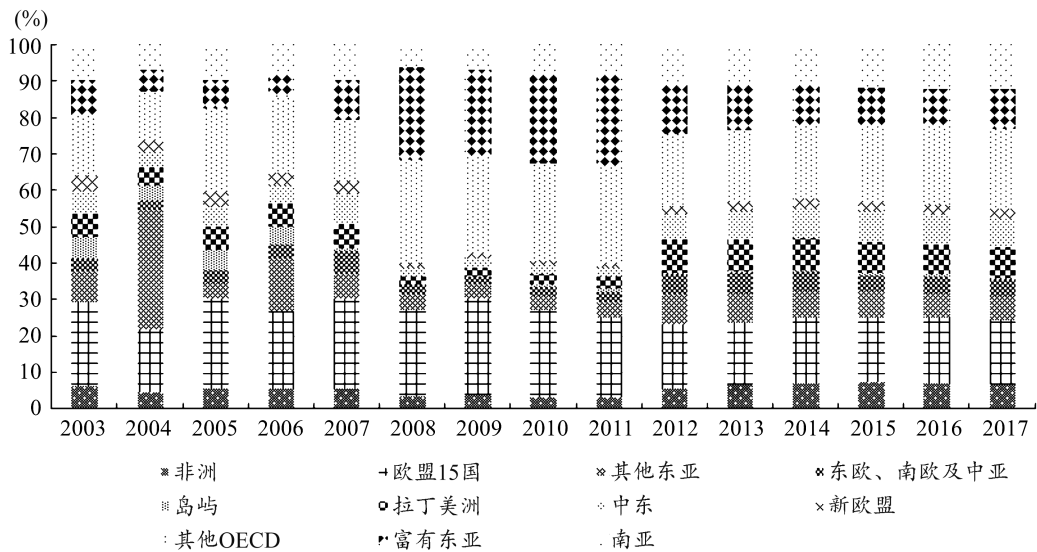


图3 浙江省出口额占比的目的地分布变化图

在对出口信用保险覆盖额的目的地分类中,可以看出保险覆盖占比与出口额占比所在的地区分布整体相统一,其他东亚国家、欧盟15国和其他 OECD 国家这三个地区的保险覆盖占比一直处于较高的地位(见图4)。在2008年金融危机后,这三个地区的保险覆盖率略有下降,而其他新兴市场、“一带一路”国家及地区则有所上升。从2012年开始,出口到岛屿国家及地区的保险覆盖占比较大。在对出口目的地的比较分析中可以看出,浙江省的企业更倾向于出口到风险较低的地区,在金融危机的影响下这种风险厌恶的表现更加明显;受国际市场上风险的影响和“一带一路”建设的导向,企业在风险不确定性增加的时期,更倾向于投保出口信用保险,当企业将产品出口到风险较大的国家及地区时,对出口信用保险的需求有所增加。

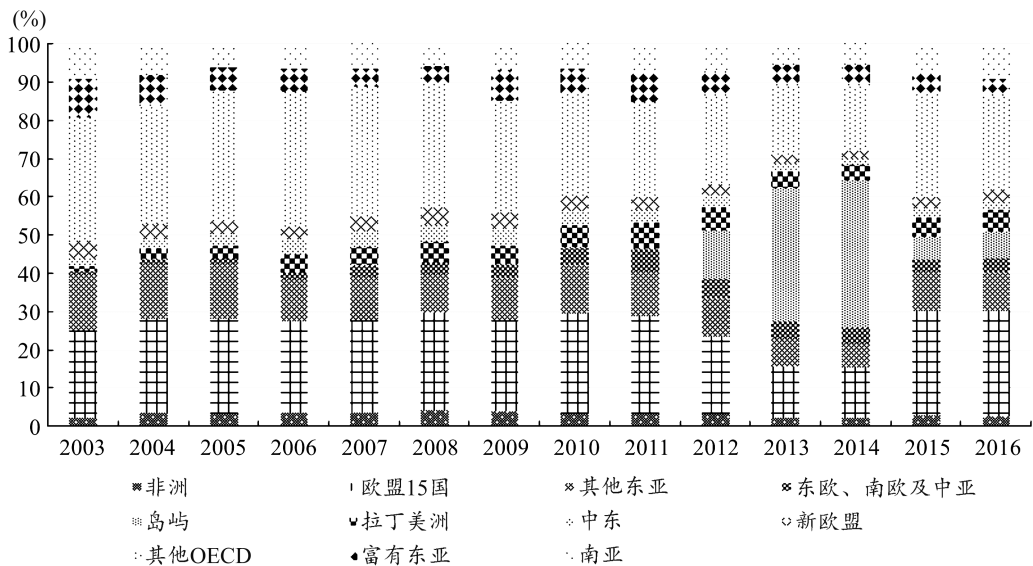


图4 浙江省保险额占比的目的地分布变化图

在图5中对浙江省出口信用保险在2003-2016年间的保费金额与出险金额^①进行分析。在金融危机的应对中,通过对众多出口企业数千万海外买方的承保,出口信用保险公司收集、分析、总结大数据信息,为企业提供全面、客观、准确的风险判断,以此降低企业的出口风险。在2008年金融危机发生时,保费金额超过3000万美元,随后两年保费增长率均超过60%,2011年起增速减缓。从出险金额看,2008年出险金额明显增加,将近2007年的一倍,随后保持43.13%左右的增长率,2012年出险金额增长率下降,仅为3.36%,而2013年出险金额增长率大幅增加到72.93%,随后几年稳定在45000万美元左右。从保费金额和出险金额的变化也可以看出,在国际市场的不确定性风险增强时,保险对风险的防范和补偿作用尤为突显。

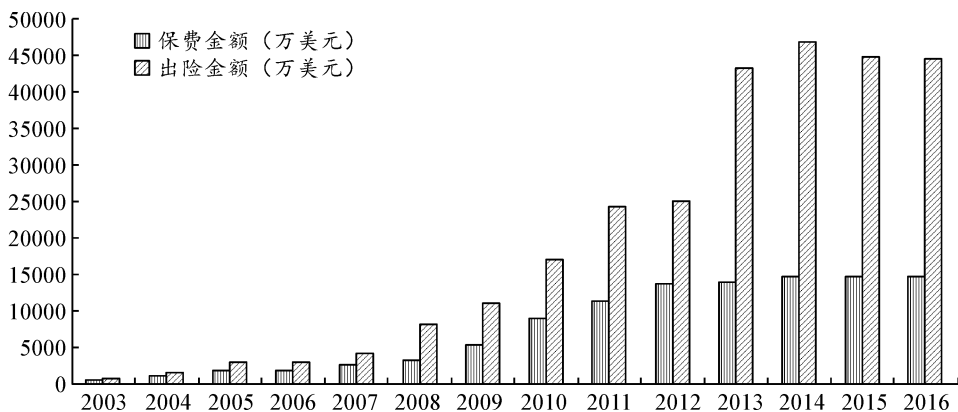


图5 浙江省出口信用保险保费金额与出险金额比较

图6描述了浙江省出口信用保险的出险数量及出险金额占比。出险数量的增长率除2008年急剧上升外,基本维持在20%左右。出险金额占保险金额的比重在2008年上升明显,2009、2010年明显下降,此后虽有所波动,但总体呈下降趋势。随着出口信用保险的进一步普及,将风险信息传导至出口企业,并提出降低风险的建议,使得企业风险意识逐步强化,风险识别能力逐步提升,对风险的控制能力有所提升。

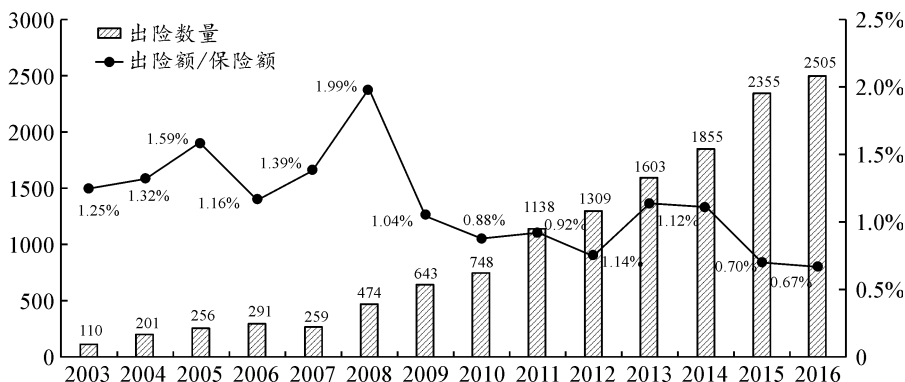


图6 浙江省出口信用保险的出险数量及出险金额占比分析

从以上典型事实的分析中可以看出,2003-2016年间,浙江省出口贸易整体发展呈上升趋势,且出口信用保险覆盖保额及渗透率不断提高,意味着出口信用保险对出口增长可能存在正向激励效应,并且在国际金融危机中出现了渗透率大幅提升而出口额略有下降的“逆周期”现象。受国际市场上风险的影响和“一

^①为出口销售中发生拒付风险时,扣除预付款、运输费用以及追回的部分货款后的实际发生损失的金额,称为出险金额。他不同于报损金额,也不同于赔偿金额。

带一路”建设的导向,浙江省的企业在风险不确定性增加的时期,更倾向于投保出口信用保险,当企业将产品出口到风险较大的国家及地区时,对出口信用保险的需求有所增加。此外,随着出口信用保险的进一步普及,在国际出口市场上,出口信用保险对企业的风险防范和补偿作用尤为突显。

三、理论模型

根据 Rienstra-Munnicha 和 Turvey(2002)^[20]的观点,本节提出一个理论模型描述出口企业面临违约风险但有机会通过出口信用保险赔偿损失。提出以下三个命题,探索出口的最佳水平如何受违约风险影响,以及在提供保护的出口信用保险计划下将如何影响出口。

命题1:在出口前,企业借助出口信用保险对数千万海外买方的国际信用评级进行收集、分析并总结大数据信息,对风险做出判断,以此筛选国际买家,从而在出口前有效控制风险。

假设一家出口企业的收入函数是:

$$Y = QPF(\theta) + \alpha ZQP(1 - F(\theta)) - rQ - w(\bar{F}(\theta), \alpha, P, Z)QP \quad (3.1)$$

Q 为企业出口数量, P 是出口商品价格, $F(\theta)$ 是收到货款的累积概率分布函数, θ 是出口销售中海外买家拒付的信用评级,可以认为 $F(\theta)$ 是国际信用评级的预测值,当 $F(\theta) = 1$ 表示可以收到全部货款 QP ,而当 $F(\theta) = 0$ 则表示收不到任何货款。预期收入的概率可以表示为 $\bar{F} = \bar{F}(\theta)$ 。用 Z 来表示发生损失后保险公司对企业的赔偿比例,因此 $0 \leq Z \leq 1$ 。 α 表示企业投保出口信用保险的概率,显然 $0 \leq \alpha \leq 1$ 。当投保的出口企业遭遇拒付风险时,出口企业将得到赔偿 ZQP^* ,其中 P^* 为出口商品的平均价格,这种补偿支付的先验概率是 $(1 - \bar{F})$ 。 r 为固定变量表示出口的边际成本,在不考虑拒付风险时,边际成本可以描述为 rQ 。 w 表示保险费率,是预期收入、出口商品价格以及投保概率的函数 $w = w(\bar{F}, P, \alpha)$,且一阶导数 $\partial w / \partial P, \partial w / \partial \alpha$ 为正,而 $\partial w / \partial \bar{F}$ 为负。

命题2:在出口过程中,企业拒付风险的大小决定了投保出口信用保险 α 的概率。通过出口信用保险可转嫁企业的货款回收风险,提高企业出口水平。

方程(3.1)假定拒付的风险 $1 - F(\theta)$ 直接与出口商品的价格相关,因此收到的货款 $PF(\theta)$ 是一个随机变量,其均值与方差如下:

$$E[PF(\theta)] = P\bar{F} \quad (3.2)$$

$$\text{Var}[PF(\theta)] = \sigma_\theta^2 = E\left[\{PF(\theta) - E[PF(\theta)]\}^2\right] \quad (3.3)$$

预期收入函数的均值和方差如方程(3.4)(3.5)所示:

$$E[Y] = QP\bar{F} + \alpha ZQP - \alpha ZQP\bar{F} - rQ - wQP \quad (3.4)$$

$$\text{Var}[Y] = \sigma_Y^2 = Q^2(1 - \alpha Z)^2 \sigma_\theta^2 \quad (3.5)$$

出口企业的收入最大化函数可以表示为:

$$\text{Max}_Q \left\{ E[u(Y)] = E[Y] - \frac{\lambda}{2} \sigma_Y^2 \right\} \Rightarrow$$

$$\text{Max}_Q \left\{ E[u(Y)] = QP\bar{F} + \alpha ZQP - \alpha ZQP\bar{F} - rQ - wQP - \frac{\lambda}{2} Q^2(1 - \alpha Z)^2 \sigma_\theta^2 \right\} \quad (3.6)$$

其中 λ 表示出口企业对风险的厌恶程度, λ 越大对风险的厌恶程度越高。在最大化问题中对 Q 求一阶导后可以得到:

$$P\bar{F} + \alpha ZP - \alpha ZP\bar{F} - r - wP - \lambda(1 - \alpha Z)^2 \sigma_\theta^2 Q^* = 0 \quad (3.7)$$

化简后可得:

$$Q^* = \frac{P\bar{F} + \alpha ZP - \alpha ZP\bar{F} - r - wP}{\lambda(1 - \alpha Z)^2 \sigma_\theta^2} \quad (3.8)$$

当企业没有参与投保时,即 $\alpha = 0$ 时,最优的出口量为 $Q_0 = \frac{P\bar{F} - r}{\lambda \sigma_\theta^2}$ 。

当企业参与投保时,企业出口量的选择可以通过在(3.8)式中对 α 求偏导来实现。

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q^*}{\partial \alpha} &= \left\{ \left(\frac{PZ(1-\bar{F}) - P \cdot \partial w / \partial \alpha}{(1-\alpha Z)^2 \lambda \sigma_\theta^2} \right) + \left(\frac{2Z[P\bar{F} + \alpha ZP(1-\bar{F}) - r - wP]}{(1-Z)^3 \lambda \sigma_\theta^2} \right) \right\} \\ &= \left\{ \left(\frac{ZP(1-\bar{F}) - P \cdot \partial w / \partial \alpha}{(1-\alpha Z)^2 \lambda \sigma_\theta^2} \right) + \left(\frac{2Q^*Z}{(1-Z)} \right) \right\} \end{aligned} \quad (3.9)$$

假如有出口,则 $Q^* > 0$,同时(3.9)式的右边为正,这表明出口企业在保险的支持下可以扩大出口量。

$\frac{\partial w}{\partial \alpha} > 0$ 因为投保概率提升时,说明企业面临的风险增大,保险费率自然得到提升。同样假设 $ZP(1-\bar{F}) \geq P(\partial w / \partial \alpha)$ 也是合理的,如果购买保险的边际成本高于预期的收入则出口商将不会乐意支付保险费用。因此(3.9)式说明投保概率的增加,会促进企业出口量的增长。

命题3:风险发生后,保险公司赔偿出口企业订单不能回款所导致损失,实现出口信用保险的风险补偿机制,能有效增加出口。

随着投保概率的变化,通过对 Z 求偏导可以得到赔偿企业的损失产生的影响。

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 Q^*}{\partial \alpha \partial Z} &= \left[\frac{P(1-\bar{F}) - \frac{\partial^2 w}{\partial \alpha \partial Z} P}{(1-\alpha Z)^2 \lambda \sigma_\theta^2} \right] + \left(\frac{6\alpha Q^*}{(1-\alpha Z)^2} \right) + \\ &\quad \left[\frac{2\alpha[PZ(1-\bar{F}) - P \cdot \partial w / \partial \alpha] + 2[\alpha P(1-\bar{F}) - P \cdot \partial w / \partial Z]}{(1-\alpha Z)^3 \lambda \sigma_\theta^2} \right] \end{aligned} \quad (3.10)$$

因为一阶导数 $\partial w / \partial P, \partial w / \partial \alpha$ 为正,而 $\partial w / \partial \bar{F}$ 为负,且 $\frac{\partial^2 w}{\partial \alpha \partial Z} > 0$,因此方程(3.10)明显是一个大于零的函数,这表明保险公司对出口企业损失的赔偿可以增加出口,这一结论与Rienstra-Munnicha和Turvey(2002)^[20]的结论相似。

且根据Funatsu(1986)^[21]的研究,当方差 σ_θ^2 增长时出口量下降,这是因为:

$$\frac{\partial Q^*}{\partial \sigma_\theta} = \frac{-2\{P\bar{F} - \alpha ZP(1-\bar{F}) - r - wP\}}{(1-\alpha Z)^2 \lambda \sigma_\theta^2} = \frac{-2Q^*}{\sigma_\theta} < 0 \quad (3.11)$$

这一结果与Ruffin(1974)^[22]、Anderson和Riley(1976)^[23]和Eaton(1979)^[24]的结论相符合。信用保险或者赔偿的增加可以抵消方差对出口的影响,因为他们的存在降低了损失的概率。

最后对 Q^* 求 \bar{F} 的偏导试图解释最优出口量与贷款回收的概率之间的关系:

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q^*}{\partial \bar{F}} &= \frac{P(1-\alpha Z) - P\partial w / \partial \bar{F}}{(1-\alpha Z)^2 \lambda \sigma_\theta^2} - \left[\frac{2[P\bar{F} + \alpha ZP(1-\bar{F}) - r - wP]}{(1-\alpha Z)^2 \lambda \sigma_\theta^3} \right] \frac{\partial \sigma_\theta}{\partial \bar{F}} \\ &= \left[\frac{P(1-\alpha Z) - P\partial w / \partial \bar{F}}{(1-\alpha Z)^2 \lambda \sigma_\theta^2} - \frac{2Q^* \partial \sigma_\theta}{\sigma_\theta \partial \bar{F}} \right] > 0 \end{aligned} \quad (3.12)$$

在 Q^* 中, w 是 \bar{F} 的函数, $w = w(\bar{F}, P, Z)$,且 $\sigma_\theta = PF(\theta) - P\bar{F}$,因此可将 Q^* 求 \bar{F} 的偏导化简为方程(3.12)。由 $\frac{\partial \sigma_\theta}{\partial \bar{F}} < 0$,可知 $\frac{\partial Q^*}{\partial \bar{F}} > 0$ 。这意味着,由于贷款回收的概率增加,在出口信用保险的保障下出口企业提高了出口水平。

总之,通过提高风控水平、转嫁出口风险和风险补偿这三种机制,出口信用保险对出口企业的贷款回收概率产生影响,进而影响企业出口量、出口产品、出口区域等方面,并通过出口信用保险的政策性属性,优化保险资源配置,将有限的资源更多地向战略性新兴产业、高附加值产品、“一带一路”国家以及实施转型升级的企业倾斜,落实国家经济、外交政策,推进转型发展。因此,国家大政方针政策可以通过资源配置机制传导至出口企业,影响出口企业微观主体行为,利用这一机制有效带动出口贸易的高质量发展,见图7。

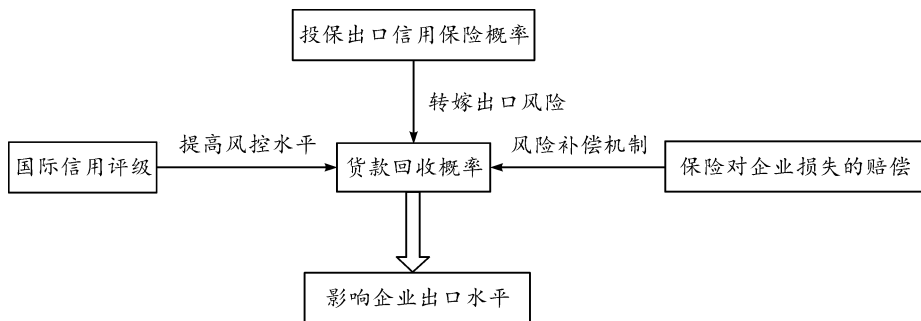


图7 出口信用保险作用于出口贸易的传导机制图

四、实证检验

本节利用浙江省出口信用保险数据和海关进出口贸易中22个大行业以及240多个国家及地区2003-2016年的数据,分析出口信用保险与企业出口水平之间的影响关系。通过采用 DID 方法借助于2007年底至2008年发生的金融危机这个外生的自然实验,更能有效说明在出口信用保险渗透率大幅提升而出口额略有下降的“逆周期”现象中,出口信用保险通过控制和转嫁出口风险,并对风险进行补偿,从而促进企业出口的作用机制。

首先对处理组和对照组进行平行趋势检验,从图8可以看出,2008年之前各年虚拟变量都不显著,说明本文样本满足平行趋势假定。

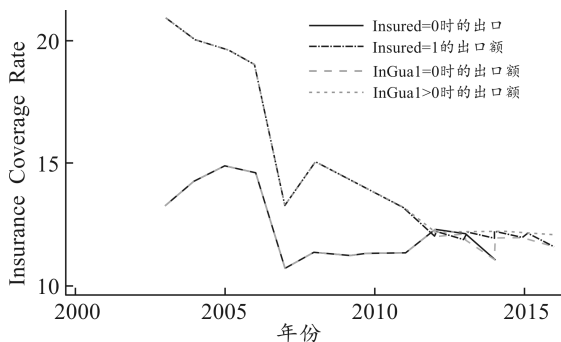


图8 事前平行趋势假定检验

1. 基本模型。本文的基本模型比较了2003-2016年间投保出口信用保险对企业出口水平的影响,因变量 $Export_{c,t}$ 表示 c 企业在 t 年度的出口(在计算中取自然对数),自变量是组别虚拟变量 $Insured_c$ 和处理时间虚拟变量 $post2008$ 的交互项。

$$Export_{c,t} = \alpha_0 + \beta_1 \cdot Insured_c \times post2008 + \gamma \cdot Z_{c,t} + \delta_t + f_c + \varepsilon_{c,t} \quad (4.1)$$

其中, $Insured_c$ 为投保出口信用保险的企业,在这里用虚拟变量是否参与投保(Dummy)或者保险覆盖额的对数值($\ln Coverage$)来衡量。 $post2008 = 1$ 表示为2008年以后, $post2008 = 0$ 为2008年之前。将 $insured_c \times post2008$ 作为处理变量的好处在于能够解决不同处理组接受处理时间不同的问题。此外, $Z_{c,t}$ 表示其他控制变量, δ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{c,t}$ 为观察不到的影响因素。

表1的前四列结果以虚拟变量是否参与投保(Dummy)作为处理变量,后四列报告了用保险覆盖额的对数值($\ln Coverage$)作为处理变量的结果。第一列和第五列采用 OLS 估计,其余六列采用固定效应模型,均可得到出口信用保险与出口金额之间存在高度的、统计上的显著关系:在是否投保出口信用保险中,投保的企业在2008年后每年产生1.2752至1.7404份额外的出口金额(在第1-4列,显著程度为1%);在出口信用保险覆盖的出口额中,投保的企业在2008年后每年可增加0.0088~0.0921份额外的出口额(在第5~8列,显著程度为1%)。此外,以 $SinosureRisk$ 衡量的出口目的地国家风险^①对出口的影响显著为负,风险越大的地区出口额越小。 $\ln Re$ 为发生损失后,尽管保险会对企业的损失做出赔偿,但风险的发生仍然会减少企业在今后与该买家发生交易。在第四列和第八列中用发生风险后的损失额来替代国家风险,损失对出口的影响不显著,但保险对出口的作用依然显著。

^①数据引自《国家风险分析报告》,中国出口信用保险公司。

表1 基本 DID 估计结果

lnX	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dummy * post2008	1.2752 *** (0.1756)	1.5928 *** (0.3345)	1.5937 *** (0.3356)	1.7404 *** (0.3554)				
lnCoverage * post2008					0.0445 *** (0.0061)	0.0884 *** (0.0082)	0.0921 *** (0.0078)	0.0240 ** (0.0107)
SinosureRisk	-0.0145 *** (0.0144)	-0.0840 *** (0.0274)	0.0166 (0.0540)		-0.0243 * (0.0143)	-0.1271 *** (0.03)	-0.0388 (0.0511)	
lnRe	-0.0241 *** (0.0062)	-0.0051 *** (0.0055)	-0.0069 (0.0052)	-0.0089 ** (0.0043)	-0.0239 *** (0.0062)	0.0359 *** (0.0063)	0.0344 *** (0.0059)	-0.0065 * (0.0051)
lnGDP	-3.9881 *** (0.1367)	-4.0497 *** (0.1252)	-4.1481 *** (0.1246)	-4.2008 *** (0.1813)	-3.0036 *** (0.1036)			-3.1114 *** (0.3438)
lnloss				0.0174 (0.0150)				0.0132 (0.0142)
行业固定效应		YES	YES	YES		YES		YES
地区固定效应			YES	YES			YES	YES
时间固定效应		YES	YES	YES		YES	YES	YES
常数	64.9802 *** (1.7141)	65.6892 *** (1.8784)	66.3749 *** (1.8509)	66.7837 *** (2.4295)	52.9764 *** (1.3899)	12.9227 *** (0.1255)	12.344 *** (0.308)	53.8722 *** (4.5965)
样本数	7,417	7,382	7,382	8,682	7,417	7,382	7,382	8,682

注：* $p < 0.1$ ；** $p < 0.05$ ；*** $p < 0.01$ ；括号中的数值为标准差。

2. 动态异质性。接下来本文估计每年的保障效果,来验证时间对企业出口的影响。在基本模型中暗含假设:金融危机对各年的影响作用是一致的,而现实中这个假定难以满足。此外,由于保险发生在签订订单后、出口运输前,导致拒收拒付的风险往往会延迟发生,且借助出口信用保险企业通过经验和边做边学的方式提高自身风险防控能力,因此出口信用保险对企业出口的影响力可能存在延迟。为了测量这种潜在延迟的程度,我们估计了年度处理效果 β_t 。基于以上两个原因,在模型(4.2)中加入2008年以后各年虚拟变量与处理变量的交互项,以考察金融危机对出口影响的动态异质性。

$$Export_{c,t} = \alpha_0 + \beta_t \cdot Insured_c \times YEARpost2008_t + \gamma \cdot Z_{c,t} + \delta_t + f_c + \varepsilon_{c,t} \quad (4.2)$$

其中, β_t 用来衡量在金融危机后的年份 t 里,企业在是否参与出口信用保险之间的差异变化。其余变量与模型(4.1)中一致,下同。

在表2中,前四列的处理变量为是否参与投保的虚拟变量(Dummy),后四列的处理变量为保险覆盖额的对数值(lnCoverage)。在前四列中,出口信用保险对出口额的作用具有持续性,在2008年前参与保险的企业,会在后续的年份继续促进企业出口额的增长;在后四列中,2009-2011三年内出口信用保险具有稳定的持续影响,三年后保险的滞后作用开始变得不显著。

表2 出口信用保险对出口的动态异质性结果

lnX	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Insured_2009	1.6155 *** (0.2287)	1.4805 *** (0.2385)	1.4975 *** (0.2261)	1.4715 *** (0.2288)	0.2169 *** (0.0111)	0.1864 *** (0.0103)	0.0238 ** (0.0121)	0.1389 *** (0.0061)
Insured_2010	2.3886 *** (0.2207)	2.3010 *** (0.2195)	2.2919 *** (0.2136)	2.2058 *** (0.1990)	0.1824 *** (0.0088)	0.1573 *** (0.0097)	0.0288 ** (0.0123)	0.1081 *** (0.0098)
Insured_2011	3.2581 *** (0.2408)	3.1161 *** (0.4369)	3.1273 *** (0.4347)	3.0047 *** (0.4173)	0.1600 *** (0.0073)	0.1315 *** (0.0160)	0.0443 ** (0.0178)	0.0860 *** (0.0169)

续表2

lnX	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Insured_2012	2.2025*** (0.2772)	4.7051** (1.8381)	4.4112** (1.7780)	6.1042*** (1.7983)	0.0269*** (0.0009)	0.0067*** (0.0015)	-0.0191** (0.0077)	-0.0053 (0.0095)
Insured_2013	2.6609*** (0.2875)	5.0705*** (1.8744)	4.8776** (1.8225)	3.3986* (1.8451)	0.0244*** (0.0011)	0.0043*** (0.0011)	-0.0812*** (0.0244)	-0.0922*** (0.0261)
Insured_2014	3.0487*** (0.3247)	5.3981*** (1.8553)	5.2115*** (1.8084)	6.3464*** (1.8140)	0.0161*** (0.0013)	0.0075*** (0.0017)	0.1389*** (0.0110)	0.1245*** (0.0126)
Insured_2015	4.9463*** (0.3295)	4.7702*** (0.4687)	4.6679*** (0.4521)	4.4419*** (0.4681)	0.0643*** (0.0099)	-0.0008 (0.0097)	-0.0049 (0.0156)	-0.0299* (0.0157)
Insured_2016	4.8096*** (0.3300)	4.6284*** (0.4578)	4.5232*** (0.4372)	4.2860*** (0.4506)	-0.0270*** (0.0056)	-0.0102*** (0.0057)	-0.0254 (0.0203)	-0.0504*** (0.0189)
SinosureRisk	-0.0756*** (0.0145)	-0.0922*** (0.0267)	0.0094 (0.0522)			-0.0234 (0.0157)	0.0124 (0.0528)	-0.0393 (0.0520)
lnRe	0.0023 (0.0063)	0.0044* (0.0033)	0.0018 (0.0031)	-0.0011 (0.0026)			-0.0071 (0.0053)	0.0343*** (0.0061)
lnGDP	-7.3897*** (0.3006)		-7.2080*** (0.4518)	-6.9161*** (0.4958)			-3.1263*** (0.3278)	
lnloss				0.0399** (0.0165)				
行业固定效应		YES		YES		YES		YES
地区固定效应			YES	YES			YES	YES
时间固定效应		YES	YES	YES		YES	YES	YES
常数	107.7649*** (3.7566)	105.2694*** (6.0529)	104.6631*** (5.8697)	100.3173*** (6.3448)	11.8863*** (0.0013)	12.0177*** (0.0699)	54.1993*** (4.3708)	13.8553*** (0.3897)
样本数	7,417	7,382	7,382	8,682	3,061,104	2,885,988	7,382	7,382

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; 括号中的数值为标准差。

3. 稳健性检验。(1)控制事前趋势。在 DID 模型中存在一个潜在问题,他可能会混淆出口信用保险的动态效应和处理前处理组和参考组可能面临不同时间趋势的影响。这就意味着受出口信用保险影响的企业出口,可能在金融危机后,由于之前的时间趋势不同而出现企业出口的增加。因此,继续在基准 DID 模型基础上加入处理变量与时间趋势项的交互,若处理变量仍然显著为正,则进一步增强了本文的结论。

$$Export_{c,t} = \alpha_0 + \beta_t \cdot Insured_c \times post2008_t + \gamma \cdot Z_{c,t} + \delta_t + f_t + \theta \cdot Insured_c \cdot t + \varepsilon_{c,t} \quad (4.3)$$

其中, β_t 表示年份 t 的处理效应, δ_t 衡量控制了事前时间趋势 $\theta \cdot Insured_c \cdot t$ 的年份固定效应。

另一个可以替代线性检验的方式采用时间趋势的二次方:

$$Export_{c,t} = \alpha_0 + \beta_t \cdot Insured_c \times post2008_t + \gamma \cdot Z_{c,t} + \delta_t + f_c + \theta_{1c} \cdot Insured_c \cdot t + \theta_{2c} \cdot Insured_c \cdot t^2 + \varepsilon_{c,t} \quad (4.4)$$

在表3中报告了详细的估计结果。前四列报告了模型(4.3)的结果,证实了在金融危机后,甚至在控制预先存在的时间趋势下,企业的出口水平在参与保险的变量中显著高于未参与保险的企业。后四列报告了模型(4.4)的结果,这些回归的影响效果也是积极的、在统计上显著的,进一步加强了验证结果。

表3 控制事前趋势的估计结果

lnX	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dummy * post2008	0.2319* (0.1882)	0.7049*** (0.2764)			0.7520*** (0.2662)	0.6772** (0.3006)		
lnCoverage * post2008			0.0559*** (0.0165)	0.0997*** (0.0229)			0.0361* (0.0198)	0.1878*** (0.0098)
Insured * t	0.4116*** (0.0290)	0.3378*** (0.0382)	-0.0015 (0.0020)	-0.0015 (0.0031)	0.2483** (0.1015)	0.2791*** (0.0755)	0.0272*** (0.0074)	0.0966*** (0.0093)
Insured * t ²					0.0087 (0.0091)	0.0077* (0.0041)	0.0021*** (0.0005)	0.0070*** (0.0007)
SinosureRisk	-0.0250* (0.0142)	-0.0860*** (0.0269)	-0.0242* (0.0143)	-0.1270*** (0.0307)	0.0359 (0.0623)	-0.0280** (0.0143)		
lnRe	-0.0054 (0.0063)	0.0087** (0.0035)	-0.0241*** (0.0062)	0.0357*** (0.0061)	-0.0062 (0.0070)	-0.0036 (0.0063)	-0.0083 (0.0070)	0.0098 (0.0093)
lnGDP	-7.0553*** (0.2548)	-6.5552*** (0.3221)	-3.0049*** (0.1036)		-7.1727*** (0.9723)	-7.1750*** (0.2624)	-2.6812*** (0.5104)	
lnloss							0.0127 (0.0314)	-0.0092 (0.0341)
行业固定效应		YES		YES		YES	YES	YES
地区固定效应					YES	YES	YES	YES
时间固定效应		YES		YES	YES	YES	YES	YES
常数	102.4043*** (3.1333)	96.2586*** (4.1061)	52.9976*** (1.3903)	12.9261*** (0.1284)	103.8770*** (12.5736)	104.0419*** (3.2492)	48.7758*** (6.9597)	13.3073*** (1.4678)
样本数	7,417	7,382	7,417	7,382	7,417	7,417	8,682	8,682

注：* $p < 0.1$ ；** $p < 0.05$ ；*** $p < 0.01$ ；括号中的数值为标准差。

(2)在行业中控制时间趋势。另外一个解决平行趋势问题的方法是在基准 DID 模型中引入22个主行业的虚拟变量与各年度虚拟变量交互的联合固定效应。同时考虑了随时间和行业同时变化因素的作用,避免了遗漏变量可能导致的时间趋势不一致影响。

$$Export_{c,t} = \alpha_0 + \beta_i \cdot Insured_c \times post2008_t + \lambda_{mt} Year_t \cdot Class_c + \gamma \cdot Z_{c,t} + \delta_t + f_c + \varepsilon_{c,t} \quad (4.5)$$

其中, λ_{mt} 表示行业 m 和年份 t 的固定效应。这个样本的估计结果表明,模型的结论在控制了特定行业和时间趋势后是稳健的,且可从表4中得到处理变量仍然显著。

表4 在行业中控制时间趋势的估计结果

lnX	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dummy * post2008	2.9504*** (0.2830)	2.8975*** (0.2261)	2.9841*** (0.2624)	2.9291*** (0.2367)				
lnCoverage * post2008					0.1089*** (0.0243)	0.1099*** (0.0117)	0.0942*** (0.0367)	0.0943*** (0.0367)
SinosureRisk	-0.0788*** (0.0266)	0.0040 (0.0620)			-0.0780*** (0.0280)	0.0088 (0.0606)		
lnRe	0.0045 (0.0040)	0.0016 (0.0098)	0.0014 (0.0033)	-0.0012 (0.0089)	0.0047 (0.0042)	0.0017 (0.0096)	0.0018 (0.0036)	0.0018 (0.0036)
lnloss			0.0438*** (0.0150)	0.0385 (0.0274)			0.0366*** (0.0135)	0.0366*** (0.0135)
行业 * 年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应		YES		YES		YES		YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数	18.8523*** (0.0872)	18.9549*** (2.5707)	17.1609*** (0.1595)	18.6522*** (2.8906)	18.8351*** (0.0943)	18.9325*** (2.5547)	17.2153*** (0.1490)	17.2153*** (0.1489)
样本数	7,382	7,382	8,682	8,682	7,382	7,382	8,682	8,682

注：* $p < 0.1$ ；** $p < 0.05$ ；*** $p < 0.01$ ；括号中的数值为标准差。

(3)在地区中控制时间趋势。

$$Export_{c,t} = \alpha_0 + \beta_1 \cdot Insured_c \times post2008_t + \lambda_{ct} Year_t \cdot Area_c + \gamma \cdot Z_{c,t} + \delta_t + f_c + \varepsilon_{c,t} \quad (4.6)$$

同时也考虑在基准 DID 模型中引入11个地区的虚拟变量与各年度虚拟变量交互的联合固定效应。其中, λ_{ct} 表示地区 c 和年份 t 的固定效应。表5中显示处理变量的结果显著,模型的结论在控制了特定区域和时间趋势后仍然是稳健的。

表5 在地区中控制时间趋势的估计结果

lnX	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dummy * post2008	2.9685 *** (0.2012)	2.8975 *** (0.2261)	2.8459 *** (0.2830)	1.3547 *** (0.2557)				
lnCoverage * post2008					0.1158 *** (0.0126)	0.0997 *** (0.0253)	0.0064 *** (0.0010)	0.1002 *** (0.0253)
SinosureRisk	-0.0027 (0.0715)	0.0040 (0.0620)		-0.0127 (0.0139)	-0.0011 (0.0681)			-0.0205 (0.0535)
lnRe	-0.0012 (0.0082)	0.0016 (0.0098)	-0.0027 (0.0030)		-0.0011 (0.0077)	-0.0023 (0.0031)		0.0002 (0.0034)
lnloss			0.0406 ** (0.017)			0.0314 ** (0.0156)		
地区 * 年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应		YES		YES			YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数	19.4696 *** (0.2524)	18.9549 *** (2.5707)	17.7027 *** (0.0004)	17.3541 *** (1.2416)	19.4599 *** (0.2398)	12.1083 *** (0.5426)	12.5684 *** (0.0574)	17.4903 *** (1.3117)
样本数	7,417	7,382	8,682	8,717	7,417	8,682	3,044,574	7,382

注: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$; 括号中的数值为标准差。

(4)Placebo 检验。最后采用 Placebo 检验,用这种反事实检验对金融危机对出口的影响进行检验,假设如果金融危机不存在,检验出口信用保险对出口是否有效果。

$$Export_{c,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Insured_c + \alpha_2 \cdot Placebo + \beta_1 \cdot Insured_c \times placebo + \gamma \cdot Z_{c,t} + \delta_t + f_c + \varepsilon_{c,t} \quad (4.7)$$

其中, $Insured_c$ 为投保出口信用保险的企业,前四列用虚拟变量是否参与投保(Dummy),后四列用保险覆盖额的对数值(lnCoverage)来衡量。Placebo 表示2008年以前的年份, $Insured_c \times placebo$ 是保险与时间的交叉项。

表6 Placebo 检验的估计结果

lnX	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dummy	5.8898 *** (0.8352)	5.5137 *** (0.8122)	5.3919 *** (0.9469)	5.2467 *** (1.3164)				
lnCoverage					0.4356 *** (0.0534)	0.4554 *** (0.0859)	0.4376 *** (0.0694)	0.4318 *** (0.0804)
placebo	6.4694 *** (1.3987)	5.9146 *** (1.6532)	6.2369 *** (1.7752)	5.9022 *** (2.0124)	6.8649 *** (1.3373)	7.0669 *** (2.1528)	6.2649 *** (2.0155)	6.6713 *** (2.1068)
Insured * placebo	-2.4265 ** (1.1966)	-2.6213 *** (0.7698)	-2.5321 *** (0.7477)	-2.3193 * (1.4582)	-2.9716 *** (1.1289)	-3.2184 *** (0.8644)	-3.1874 *** (0.7492)	-3.3232 *** (0.8288)
SinosureRisk			-0.0901 *** (0.2437)	-0.1183 (0.2001)	-0.2777 ** (0.1181)	-0.2051 *** (0.0632)		0.0227 (0.1416)

续表6

lnX	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnRe	-0.0089 (0.0641)	-0.0032 (0.0638)		0.0330 (0.0300)	0.0167 (0.0617)		-0.0075 (0.0616)	-0.0001 (0.0489)
lnloss	0.1131 (0.1966)	0.0185 (0.1469)			-0.0005 (0.1864)		-0.0071 (0.1613)	
lnGDP	-18.8208 *** (2.2568)	-17.8888 *** (3.8055)	-19.1469 *** (3.9718)	-18.7045 *** (3.5533)	-19.1191 *** (2.2067)	-19.3019 *** (3.8275)	-17.7162 *** (3.8305)	-18.7704 *** (3.8395)
行业固定效应		YES	YES	YES		YES	YES	YES
地区固定效应		YES	YES	YES		YES	YES	YES
时间固定效应		YES	YES	YES		YES	YES	YES
常数	238.8490 *** (26.9579)	227.2746 *** (45.6818)	243.6207 *** (48.7238)	239.5811 *** (42.6800)	13.2402 *** (0.9543)	246.4420 *** (44.1073)	225.2410 *** (45.2653)	238.3773 *** (46.3141)
样本数	374	374	364	364	374	374	374	364

注： $*p < 0.1$ ； $**p < 0.05$ ； $***p < 0.01$ ；括号中的数值为标准差。

从表6显示的 Placebo 检验结果中可以看出,处理变量依然具有显著的结果,这说明在金融危机不存在的情况下,出口信用保险对企业出口额的增长促进作用仍然显著,在面临金融危机时,这种促进作用显得尤为突出。

五、结论与建议

本文以浙江省为例研究分析了出口信用保险对出口贸易高质量发展所起到的作用,即出口信用保险对浙江省出口贸易具有优化资源配置、转嫁出口风险、提高风控水平、补偿企业损失这四个方面的作用,促进出口向着战略性新兴产业、高附加值产品、“一带一路”国家以及实施转型升级的企业倾斜,促进出口贸易的高质量发展。本文通过构建理论模型,明确了出口信用保险通过提高出口企业贷款回收概率来影响企业出口水平,得出如下结论:在出口信用保险计划下,国际信用评级的存在,投保概率的增加以及保险公司对出口企业损失的赔偿,使得浙江省出口企业的贷款回收概率提高,从而对出口企业提高出口水平产生影响。实证检验证明了以上结论,并发现在面临金融危机时,出口信用保险对浙江省出口的促进作用尤为显著,并且存在滞后效应。在考虑出口目的地风险的情况下,出口信用保险以及赔偿数额的增加,降低了风险发生后出口企业的损失,对企业出口的增加具有促进作用。随后考察了结果的动态异质性,并通过了稳定性检验。

在中美贸易摩擦持续加剧的情况下,通过对在全国具有代表性的浙江省数据进行研究,针对如何运用出口信用保险防范出口风险,提高贷款回收概率,提出如下具有可推广性的建议:

一是加大政策支持力度。政府外贸政策以及出口信用保险资源的分配,均应匹配国家高质量发展的要求。扩大出口企业联保平台覆盖面,将出口企业纳入平台统一管理,通过减免等手段降低出口企业投保政策性出口信用保险的保费支出和银行融资成本支出等。

二是提升宣传培训效果。虽然当前出口信用保险的渗透率较高(扣除预付款、非一般贸易等不适保险的情况),但仍有大量中小出口企业没有利用出口信用保险工具。这些企业或者不了解出口信用保险,或者采用保守的支付方式无投保需求。这需要各级主管部门及出口信用保险公司加大宣传力度,经常性召开海外风险发布会,为出口企业提供海外信用风险信息、典型案例、特定国别及行业风险异动等培训,并在网络平台发布相关信息以扩大受众面。

三是进一步发挥出口信用保险在防范风险中的作用。出口信用保险资源在风险较高的国家、地区及主要买方,显得尤其紧张,往往不能满足这部分地区或企业的需求。事实上,这种在资源上的调整,往往可以降低风险,同时减少企业损失。此外,利用好出口信用保险公司的赔款和减损追偿,能在风险发生后对出口

企业经济补偿,并在第一时间通过买方所在国的追偿渠道,向买方追讨款项,帮助国内出口企业维护权益。

四是优化出口信用保险服务。进一步优化政策性出口信用保险产品和服务,降低投保门槛和投保费率,探索“互联网+保险”模式,让出口企业结合自身实际情况自助选择保险产品;为出口企业开设绿色理赔通道,简化理赔流程,加快理赔响应速度;探索网上全球资信调查检索,帮助出口企业筛选新客户、开拓新市场,切实将风险控制在交易发生前。

参考文献:

- [1] FITZGERALD B, MONSON T. Export credit and insurance for export promotion[J]. Finance and Development, 1988, 25(4): 53-55.
- [2] ABRAHAM F, DEWIT G. Export promotion via official export insurance[J]. Open Economies Review, 2000(11): 5-26.
- [3] LEATHERS H D. Agricultural export subsidies as a tool of trade strategy: before and after the federal agricultural improvement and reform act of 1996[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2001, 83(1): 209-221.
- [4] BALTENSBERGER E, HERGER N. Exporting against risk? Theory and evidence from public export insurance schemes in OECD countries[J]. Open Economies Review, 2009, 20(4): 545-563.
- [5] FUNATSU H. Export credit insurance[J]. Journal of Risk and Insurance, 1986(6): 79-92.
- [6] ABRAHAM F. The effects on intra-community competition of export subsidies to third countries: the case of export credits, export insurance and official development assistance[R]. Luxembourg: Paper under the Commission of the European Communities, 1990.
- [7] MOSER C, NESTMANN T, WEDOW M. Political risk and export promotion evidence from Germany[R]. German: Deutsche Bank Research, 2007.
- [8] KOEN J M, VEER V D. The private export credit insurance effect on trade[J]. Journal of Risk and Insurance, 2015, 82(3): 601-624.
- [9] 林斌. 出口信用保险政策调整对我国外贸出口影响的动态分析[J]. 世界经济研究, 2013(8): 29-34.
- [10] 胡赛. 出口信用保险与出口贸易增长: 基于浙江省数据的实证研究[J]. 商业经济与管理, 2017(2): 60-70.
- [11] DORSEY T W, SAITO M, KHACHATRYAN A, et al. Trade and trade finance in the 2008-09 financial crisis[J]. IMF Working Papers, 2011, 11: 1-65.
- [12] 何慎远, 汪寿阳. 中国出口信用保险研究[M]. 北京: 科学出版社, 2012: 34-47.
- [13] 王国军, 王德宝. 我国出口信用保险对出口贸易的促进作用研究——基于引力模型的多层次、多方式实证分析[J]. 保险研究, 2014(6): 63-72.
- [14] NAGY P J. Country risk: how to assess, quantify and monitor it[M]. London: Euromoney Publications, 1979: 43-55.
- [15] ERB C B, HARVEY C R, VISKANTA T E. Political risk, economic risk and financial risk[J]. Financial Analysts Journal, 1996, 52(6): 29-46.
- [16] 张金杰. 国家风险的形成、评估及中国对策[J]. 世界经济与政治, 2008(3): 58-64.
- [17] 王海军, 姜磊, 伍文辉. 国家风险与对外直接投资研究综述与展望[J]. 首都经济贸易大学学报, 2011(5): 83-89.
- [18] 刘吉双, 成长春. “一带一路”战略下江苏陆海统筹发展路径优化研究[J]. 南通大学学报(社会科学版), 2016(1): 25-30.
- [19] 王稳, 张阳, 石腾超, 等. 国家风险分析框架重塑与评级研究[J]. 国际金融研究, 2017(10): 34-43.
- [20] RIENSTRA-MUNNICH A 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.
- [21] FUNATSU H. Export credit insurance[J]. Journal of Risk And Insurance, 1986, 53(4): 679-692.
- [22] RUFFIN R J. International trade under uncertainty[J]. Journal of International Economics, 1974, 4(3): 243-259.
- [23] ANDERSON J E, RILEY J G. International trade with fluctuating prices[J]. International Economic Review, 1976, 17(1): 76-97.
- [24] EATON B. The allocation resources in an open economy with uncertain terms of trade[J]. International Economic Review, 1979, 20(1): 391-403.

