

外来冲击对我国出口企业创新活动的影响研究

——以2008年金融危机为例

高越¹，李荣林²

(1. 山东理工大学经济学院, 山东 淄博 255000;

2. 南开大学国际经济研究所, 天津 300071)

摘要: 基于中国工业企业数据库、中国海关数据库企业数据以及其他数据, 使用倾向得分匹配-双重差分方法研究2008年金融危机对我国出口企业创新的影响。研究表明: 金融危机抑制了出口企业创新活动; 相对于国有企业或融资能力强的企业, 金融危机对非国有企业或融资能力弱企业的创新活动的抑制作用较强。

关键词: 外来冲击; 金融危机; 不确定性; 出口企业; 创新活动

[中图分类号] F752.62; F272.3 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2019)04-0015-13

引言

外来冲击会对一个经济体产生多方面的影响。源于他国(地区)的外部冲击(以下简称外来冲击)对出口企业的影响大于仅在国内市场销售产品的企业。许多文献考察了影响企业创新的国际市场因素, 例如出口市场扩大、进口中间产品、进口关税下降(Bustos, 2011; Boler et al., 2015; Coelli et al., 2016)。目前, 尚未发现有文献专门考察外来冲击对出口企业创新的影响。

外来冲击会通过多种渠道对出口企业创新产生影响: 一是通过减少市场需求来降低企业收益, 进而影响出口企业创新意愿; 二是通过影响资金供求提高资金使用成本, 从而抑制企业创新投资; 三是通过增加国际市场的不确定性影响企业创新行

[收稿日期] 2018-09-14

[基金项目] 国家社会科学基金项目“全球价值链分工体系下异质性企业出口产品质量提升机制研究”(18BJL100)。

[作者简介] 高越(1973~), 男, 山东邹平人, 山东理工大学经济学院教授, 经济学博士, 研究方向: 国际生产分割与价值链分工; 李荣林(1957~), 男, 天津人, 南开大学国际经济研究所教授, 经济学博士, 研究方向: 国际贸易理论与政策。

为。其中，不确定性是指经济主体对未来收益和损失的分布不能确知，因而不能计算出自己决策的预期收益。Handley (2014)、Handley 和 Nuno (2015, 2017)、Feng 等 (2017) 的一系列研究考察了不确定性对贸易和福利的影响。佟家栋和李胜旗 (2015)、顾夏铭等 (2018) 的研究关注不确定性对企业创新的影响。

笔者拟采用准自然实验方法，选取金融危机发生之前和之后的数据，考察外来冲击对出口企业创新行为的影响。对中国而言，金融危机作为一种外生冲击具有良好的自然实验属性。金融危机带来了需求冲击、资金使用成本的上升以及不确定性的提高。2008 年金融危机爆发之后，很多经济体的经济陷入低迷状态，进口需求大幅度减少；与此同时，许多国家（地区）开始采取贸易保护行为，例如 WTO 成员中近 1/3 的成员方提高了关税 (Messerlin, 2008)，也有很多国家（地区）通过反倾销和其他非关税壁垒来进行贸易保护。金融危机的发生令企业的资金使用成本上升，所以企业还面临金融约束冲击。此外，不确定性增加也会对出口企业产生影响。根据 Baker 等 (2013) 的经济政策不确定性 (Economic Policy Uncertainty, EPU) 指数，中国年度 EPU 指数在 2006 年和 2007 年仅为 73 和 82，2008 年陡升至 179，2009 年仍然保持 128。这说明 2008 年国际经济环境的变化在很大程度上增加了中国企业面临的不确定性。

金融危机发生后，我国企业创新活动发生了明显变化。图 1 描述了 2005~2014 年我国专利申请数量以及专利三种形式（发明专利、实用新型专利和外观设计专利）申请数量的年增长率。这四类年增长率在 2008 年之前基本呈上升趋势，但在 2008 年后有较大幅度的下降趋势。

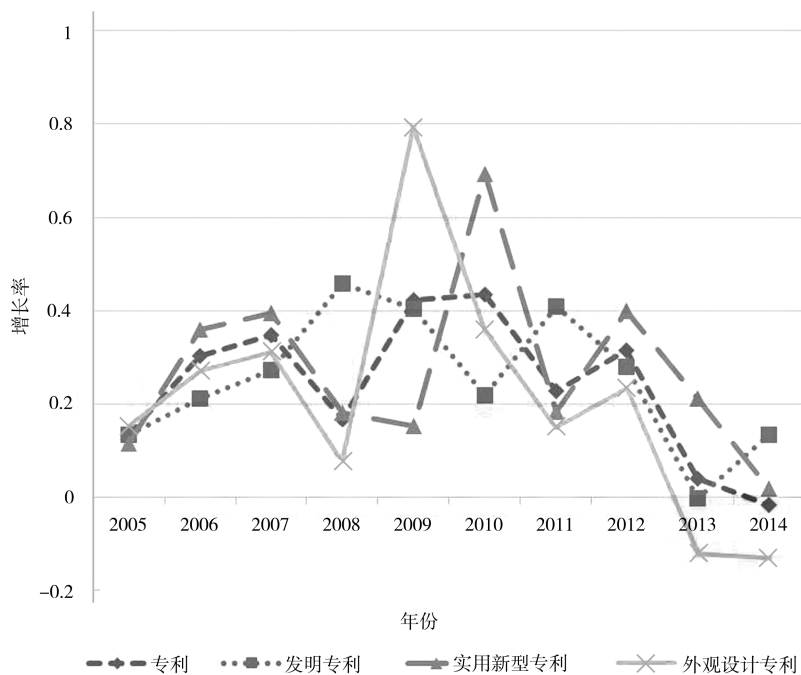


图 1 专利申请总量及专利三种形式申请数量的年增长率

目前,尚未发现专门考察外来冲击对出口企业创新影响的文献。本研究以2008年金融危机为例,可能有助于揭示二者之间的关系。笔者将采用倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching, PSM)将相似企业进行匹配,并进行双重差分(Difference In Difference, DID)回归,以减弱由企业异质性带来的影响;并对不同性质的企业进行分类,从多个维度研究外来冲击对异质性企业影响的差异。本研究对已有研究进行了拓展,并深化了与外来冲击相关的研究领域。

一、理论背景和研究假设

(一) 理论背景

外来冲击对出口企业创新活动的影响有3个重要机制,即需求减少机制、资金成本提高机制和不确定性提高机制。需求减少机制是指外来冲击通过减少市场需求降低企业期望收益,进而降低了企业的创新激励;资金成本提高机制是指外来冲击影响了资金供求,使企业融资成本上升,从而抑制企业投资,其中包括创新性投资。特别是在信息不对称和不完全契约的情况下,外来冲击会导致代理成本提高,从而使企业融资成本上升,抑制其创新投资。

对于不确定性提高机制,学者们通过实物期权理论进行解释。实物期权理论认为,当企业的经营环境面临不确定性时,企业将暂缓投资活动,当获知更多信息后再决定是否投资以及投资多少。因为企业未来投资机会在一定程度上可以看作是看涨期权,所以当不确定性程度上升时,期权价值会提高,企业可能会减少或停止投资。等待投资的期权价值与资本不可逆程度具有正相关关系,加之与一般性投资相比较,创新性投资具有更高程度的不可逆性,因而企业在做关于创新性投资的决定时会更加谨慎。许多学者从理论和经验上都证实了当面对不确定性时理性的企业倾向于选择观望和等待。Gulen和Ion(2016)研究了不确定性在资本不可逆水平上的差异化影响,证实了实物期权机制在现实中发挥着作用。Bernanke(1983)的研究表明,当投资不可逆时,不确定性程度较高的企业会延缓投资。Bloom(2007)区分了短期和长期投资,发现在实物期权机制下,短期内的投资受到不确定性的影响较大,但长期投资受到的影响较小。

(二) 研究假设

首先,企业的创新性研发投入具有投资的一般性特征,并且创新性研发投入的专用性特点更加显著,具有更高的投资不可逆性。由于企业减少当前投资而等待的价值与资本不可逆程度相关,尤其在资本不可逆程度高的情况下,变现资本会更加困难,此时企业在决定创新性投资支出时会更加小心谨慎。当面临外来冲击时,出口企业会更倾向于等待进一步的信息公布而暂缓创新性投入,从而使企业研发投入下降,创新水平降低。其次,与一般投资行为相比,创新投资具有更大的不确定性,所以外来冲击对创新性研发投入的影响会更大。由此提出假设1。

H1: 外来冲击会通过需求减少机制、资金成本提高机制和不确定性提高机制抑制出口企业创新。

对于不同类型的企业,外来冲击对其创新活动的影响可能有所不同。Bloom (2014)指出,企业选择谨慎性投资需要满足如下前提条件:企业策略的可逆性较弱,当期投资影响下一期投资回报,企业有能力等待。当面临外来冲击时,不同企业在各自所处的条件下进行投资决策,因此企业的投资行为很可能存在异质性。与非国有企业相比,国有企业承担着某些社会责任,比如保发展、促就业、促稳定等。为了完成这些任务,国有企业通常需要保证一定数量的投资。国有企业的特殊身份也使得政府往往给予其一定的政策倾斜,所以国有企业具有非国有企业所没有的政策优势,国有企业经营决策受到外来冲击的影响程度往往要小于非国有企业。另外,国有企业由于其特殊的地位往往掌握更多的信息,具有一定的信息优势,从而减少由于信息等待而暂缓的研发投入。由此提出假设 2.1。

H2.1: 外来冲击对国有出口企业创新的抑制作用小于对非国有出口企业的抑制作用。

根据融资成本提高机制和不确定性提高机制,外来冲击使企业融资成本上升,从而抑制企业的投资行为。企业在融资能力方面通常具有异质性,融资能力的不同使得企业受到的资金约束不同,这会导致企业面临外来冲击时等待时长的差异,进而导致企业投资决策行为的差异。因此,外来冲击对融资能力不同的出口企业创新具有不同影响。由此提出假设 2.2。

H2.2: 外来冲击对融资能力强的出口企业创新的抑制作用小于对融资能力弱的企业的抑制作用。

二、研究设计

笔者拟采用准自然实验方法来考察外来冲击对出口企业创新行为的影响。选取金融危机发生之前(2007年)和危机发生之后(2010年)的数据,首先采用PSM寻找与出口企业类似的对照组以消除样本的选择性问题,然后使用双重差分法DID估计出金融危机的真实效应,在较大程度上保证估计结果的准确性。

(一) 样本选择和匹配逻辑

选择2007年和2010年均存在出口的企业为实验组,这期间均没有出口的企业即内销企业为对照组。由于内销企业的产品只在国内销售,所以理论上受金融危机影响较小,而出口企业受金融危机的影响可能更大。所用样本数据构成2007年和2010年的两期平衡面板数据。

企业的不同特点会直接影响其创新投资行为。因此,采用最近邻匹配的方法,针对企业规模(*scale*)、金融约束(*finance*)、企业利润率(*profit*)和成立年限(*age*)四个方面,对出口企业和内销企业在2007年的数据进行匹配,在匹配过程中,按照通常的处理方法,剔除了从业人数小于8、企业净固定资产大于总资产以及解释变量有缺失的样本。

表1给出了匹配前后组间各变量的变化情况。匹配前组间企业存在比较严重的偏差,并且具有较高统计显著性。例如*scale*变量在匹配前组间偏差比例为

36.9%，如果直接使用匹配前数据，则会因样本选择偏差问题影响估计结果的准确性；在倾向得分匹配之后，偏差比例仅为0.3%，企业样本组间差距明显变小，并且匹配前后 p 值变化明显。所以，倾向得分匹配方法显著降低了企业层面的异质性问题。

表1 匹配后偏差减少情况

变量	样本	均值		偏差比例/ %	偏差减少 比例/%	t 值	$p>t$
		实验组	对照组				
<i>scale</i>	匹配前	8.562	8.038	36.9	99.1	126.2	0.000
	匹配后	8.562	8.557	0.3		0.89	0.372
<i>finance</i>	匹配前	0.019	0.026	-10.3	96.2	-31.4	0.000
	匹配后	0.019	0.020	-0.4		-1.38	0.168
<i>profit</i>	匹配前	0.028	0.046	-11.2	95.3	-36.26	0.000
	匹配后	0.028	0.027	0.5		1.35	0.179
<i>age</i>	匹配前	1.873	1.737	15.9	92.4	50.82	0.000
	匹配后	1.873	1.884	-1.2		-3.23	0.001

(二) 模型设定与变量说明

笔者设定的计量模型如式(1)所示。该式中各变量的含义及计算方法见表2。

$$\begin{aligned}
 inno_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 period_t + \beta_2 treat_i + \beta_3 period_t \times treat_i + \beta_4 scale_{it} + \beta_5 finance_{it} + \\
 & \beta_6 uncertain_{it} + \beta_7 period_t \times scale_{it} + \beta_8 period_t \times finance_{it} + \beta_9 period_t \times \\
 & uncertain_{it} + \beta_{10} profit_{it} + \beta_{11} import_{it} + \beta_{12} age_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

被解释变量为企业创新密集度 ($inno_{i,t}$)。由于缺乏普遍的企业层面的专利数据以及创新投资方面的数据，佟家栋和李胜旗(2015)使用企业的新产品产值来度量企业创新产出能力。笔者参考他们的方法，采用企业的新产品产值与其工业总产值的比值加1后取自然对数来衡量企业创新密集度。新产品产值与企业的工业总产值的数据来自于相应年度的中国工业企业数据库。

解释变量包括：

(1) 实验变量 ($treat_i$)，出口企业用1表示，内销企业用0表示。本研究样本中共有企业288559家，其中出口企业72799家，内销企业215760家。

(2) 两期时间变量 ($period_t$)，2007年为0，2010年为1。

(3) 企业工业总产值的自然对数 ($scale_{it}$)，笔者预期企业的规模越大越有利于企业的创新投资。数据来自于中国工业企业数据库。

(4) 融资约束 ($finance_{it}$)，如果企业从银行获得贷款，就可以通过外部融资缓解企业的资金需求。利用企业利息支出与企业资产总计的比值加1后取自然对数来度量企业的融资约束，其值越大，则企业融资约束程度越小。笔者预期融资约束越小越有利于企业的创新投资。企业利息支出与企业资产总计的数据均来自于中国

表2 各变量的含义及计算方法

	变量	变量含义	计算方法
被解释变量	$inno_{i,t}$	企业创新密集度	企业的新产品产值与其工业总产值的比值加1后取自然对数
	$treat_i$	实验变量	出口企业为1, 内销企业为0
解释变量	$period_t$	时间变量	2007年为0, 2010年为1
	$period_t \times treat_i$	双重倍差交互项	实验变量与时间变量的乘积
	$scale_{it}$	企业的工业总产值	企业工业总产值的自然对数
	$finance_{it}$	融资约束	企业利息支出与企业资产总计的比值加1后取自然对数
	$uncertain_t$	不确定性指数	将 Baker 等 (2013) 的中国 EPU 指数用算术平均方法从月度数据转变为年度数据, 然后取自然对数
	$period_t \times scale_{it}$	时间变量与企业工业总产值的交互项	时间变量与企业工业总产值的乘积
	$period_t \times finance_{it}$	时间变量与融资约束的交互项	时间变量与融资约束的乘积
	$period_t \times uncertain_t$	时间变量与不确定性指数的交互项	时间变量与不确定性指数的乘积
	$profit_{it}$	企业利润率	企业的利润总额与企业工业总产值的比值加1后取自然对数
	$import_{it}$	中间产品进口	企业中间产品进口额与企业工业总产值的比值加1后取自然对数
	age_{it}	企业存续年限	企业自成立后存活年数取自然对数

工业企业数据库。

(5) 不确定性指数 ($uncertain_t$)。Baker 等 (2013) 通过统计《南华早报》中关于经济不确定性事件的文章频次得到中国 EPU 指数, 笔者将该指数用算术平均方法从月度数据转变为年度数据, 然后取自然对数得到 $uncertain_t$ 。

(6) 企业的利润率水平 ($profit_{it}$)。用企业的利润总额与企业工业总产值的比值加1后取自然对数来表示, 其值越大表示企业的利润率越高。笔者预期企业的利润率越高越有利于企业的创新投资。企业的利润总额与企业工业总产值的数据均来自于中国工业企业数据库。

(7) 企业中间产品进口水平 ($import_{it}$)。许多研究表明, 进口中间产品中技术含量越高的原材料、零部件等, 越能够对企业产生多方面的积极影响。笔者预期企业中间产品进口能够促进企业的创新活动。关于中间产品的判定, 使用许家云等 (2017) 的方法, 以 BEC 代码为 111、121、21、22、31、322、42、53 的产品为中间产品。笔者利用企业中间产品进口额与企业工业总产值的比值加1后取自然对数来度量中间产品进口水平, 其值越大表示中间产品进口水平越高。数据来自于中国工业企业数据库与中国海关数据库, 参照学者们通常使用的方法对两个数据库进行匹配, 去除了数据存在明显不合理情况的样本, 即企业利息支出、企业资产总计、

工业总产值、新产品产值、贸易额中任何一项为负值的样本。

(8) 企业存续年限 (age_{it})，用企业自成立后存活的年数取自然对数来表示。笔者预期企业存活时间越长，就越有能力且越希望扩大创新投资。数据来自于中国工业企业数据库。

(9) 未被观测的随机误差项 ($\varepsilon_{i,t}$)。

式(1)中的第一个交互项为双重倍差交互项，即 $period_t$ 和 $treat_t$ 的乘积项，该交互项的引入有利于准确把握外来冲击的影响。另外，根据前文的分析，外来冲击对出口企业创新活动的影响主要有3个机制，分别是需求减少机制、资金成本提高机制和不确定性提高机制。 $scale_{it}$ 、 $finance_{it}$ 可以分别用来反映需求减少机制和资金成本提高机制的影响，需求减少和融资约束提高会导致出口企业创新减少； $uncertain_t$ 表示不确定性的影响，当企业面临的不确定性程度越高时，企业创新投入就越低。为了考察金融危机影响出口企业创新活动的3个作用机制，笔者又纳入 $period_t$ 与 $scale_{it}$ 、 $finance_{it}$ 和 $uncertain_t$ 的3个交互项。

各变量的描述性统计如表3所示。

表3 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
$inno_{i,t}$	577 118	0.028	0.132	0	0.641
$treat_t$	577 118	0.252	0.434	0	1.000
$period_t$	577 118	0.484	0.499	0	1.000
$scale_{it}$	577 118	8.170	1.388	-1.204	17.210
$finance_{it}$	577 118	0.025	0.076	0	5.172
$uncertain_t$	577 118	4.437	0.101	4.602	4.812
$profit_{it}$	577 118	0.042	0.161	0	0.688
$import_{it}$	577 118	0.042	0.171	0	2.315
age_{it}	577 118	1.771	0.890	0	4.681

三、计量模型结果

首先通过对式(1)进行回归以验证假设1，然后再考虑到企业的异质性，分别验证假设2.1和假设2.2。

表4给出了式(1)的回归结果。在表4列(1)中，解释变量只包括了时间变量 ($period_t$)、实验变量 ($treat_t$) 和其交互项 ($treat_t \times period_t$)。 $\hat{\beta}_0 = 0.021$ 表示内

表4 基本回归结果

项目	(1)	(2)
常数项	0.021 *** (0.001)	-0.015 *** (0.002)
$period_t$	-0.003 ** (0.001)	-0.005 *** (0.001)
$treat_t$	0.035 *** (0.001)	0.033 *** (0.003)
$period_t \times treat_t$	-0.006 *** (0.001)	-0.008 *** (0.002)
$scale_{it}$		0.002 *** (0.000)
$finance_{it}$		0.003 *** (0.001)
$uncertain_t$		-0.002 *** (0.000)
$period_t \times scale_{it}$		0.001 *** (0.000)
$period_t \times finance_{it}$		0.002 *** (0.000)
$period_t \times uncertain_t$		-0.003 *** (0.000)
$profit_{it}$		0.021 *** (0.001)
$import_{it}$		0.024 *** (0.001)
age_{it}		0.001 *** (0.000)
N	577 118	577 118
R^2	0.11	0.15

注：括号中数值为标准误；“*”“**”“***”分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

销企业2007年新产品产值占工业销售产值的比例（简称新产品比例）， $\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 = 0.018$ 表示内销企业2010年的新产品比例， $\hat{\beta}_2 = 0.035$ 表示两类企业新产品比例在2007年的差额， $\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_2 = 0.056$ 表示出口企业在2007年的新产品比例， $\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 = 0.047$ 表示出口企业在2010年的新产品比例。

笔者将式（1）中的所有解释变量以及交互项都纳入表4列（2）。其中回归系数 $\hat{\beta}_0$ 、 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 、 $\hat{\beta}_3$ 保持了基本稳定，并且具有较高的统计显著性。在表4列（2）中，笔者主要关注代表3个影响机制的交互项，其中 $period_t$ 与 $scale_{it}$ 、 $period_t$ 与 $finance_{it}$ 两个交互项的回归系数均为正值，并且具有较高的统计显著性，表明金融危机分别通过需求减少机制和资金成本提高机制减少了企业创新。金融危机发生后带

来了企业面临需求的降低,同时企业使用资金的成本也得到提高,二者阻碍了企业的创新投入。表4列(2)中, $period_i$ 与 $uncertain_i$ 交互项的系数为负值,也具有较高的统计显著性,这表明金融危机通过提高企业面临的不确定性从而影响了企业创新行为。金融危机发生后,根据EPU指数,企业经营面临的不确定性程度有了很大提高,所以会带来企业创新投入较大幅度的下降。因此,表4列(2)回归结果与假设1相符。

此外,表4列(2)还显示 $profit_{it}$ 、 $import_{it}$ 、 age_{it} 的回归系数大于0,并且具有较高的统计显著性,所以企业的利润率越高、中间产品进口越多和存续时间越长,越有利于企业的创新活动,符合笔者的预期。

考虑到变量之间可能存在多重共线问题,笔者对变量之间的多重共线性进行检验。计算了各解释变量的方差扩大因子,方差扩大因子越接近1表明变量间的多重共线性越弱。得到的结果是各解释变量的方差扩大因子均位于1.01~1.05之间,平均值为1.03,说明模型不存在严重的多重共线性。

在表5中,笔者按照中国工业企业数据库提供的信息,把企业按照控股类型分成了两组,一组是国有企业,包括国有绝对控股和国有相对控股企业;另一组是非国有企业,是指除了国有绝对控股和国有相对控股以外的其他企业。表5列(1)和列(2)分别列出了两组企业的回归结果。与表4列(2)相比,这两组回归结果都基本保持了稳定,并且具有较高统计显著性。就交互项 $treat_i \times period_i$ 而言,在国有企业组别中该系数为-0.004,说明新产品比例下降了0.4个百分点;而在非国有企业组别中该系数为-0.006,新产品比例下降达到0.6个百分点,说明金融危机之后国有企业受到的影响较小,而非国有企业所受影响较大。该结果与假设2.1相符。

现在关注代表3个影响机制的交互项的回归系数,在表5的两个回归结果中, $period_i$ 与 $scale_{it}$ 、 $period_i$ 与 $finance_{it}$ 两个交互项的回归系数均大于0, $period_i$ 与 $uncertain_i$ 交互项的回归系数小于0,并且都具有较高的统计显著性,与笔者的期望一致,这说明金融危机分别通过需求减少、资金成本提高和不确定性提高机制阻碍了企业创新。比较一下国有企业和非国有企业回归结果的差异, $period_i$ 与 $scale_{it}$ 交互项的回归系数对两类企业是一样的,而对于 $period_i$ 与 $finance_{it}$ 、 $period_i$ 与 $uncertain_i$ 交互项的回归系数,非国有企业比国有企业的绝对值大,这说明非国有企业受到较大影响的主要原因在于资金成本提高和不确定性提高带来较大的抑制效应。

在表6中,为了验证假设2.2,把企业按照融资约束大小分成了两组,一组是融资约束强度排在前50%的企业,另一组是融资约束强度排在后50%的企业。与前面的回归结果相比,这两组回归结果也基本保持了稳定。就交互项 $treat_i \times period_i$ 而言,在融资约束较小组别中该系数为-0.003,在融资约束较大组别中该系数为-0.007,这说明金融危机对融资约束较小企业的影响较小,新产品比例只下降了0.3个百分点,而对融资约束较大企业的抑制作用较大,新产品比例下降了0.7个百分点。这说明金融危机之后融资约束较小的企业受到的影响较小,而融资约束较大的企业受到的影响较大,该结果与假设2.2相符。

表5 区分国有企业和非国有企业的回归结果

项目	(1) 国有企业	(2) 非国有企业
常数项	-0.012 *** (0.002)	-0.011 *** (0.002)
$period_t$	-0.004 *** (0.000)	-0.006 *** (0.001)
$treat_t$	0.027 *** (0.000)	0.030 *** (0.002)
$period_t \times treat_t$	-0.004 *** (0.001)	-0.006 *** (0.001)
$scale_{it}$	0.005 *** (0.001)	0.004 *** (0.000)
$finance_{it}$	0.004 ** (0.000)	0.005 *** (0.001)
$uncertain_t$	-0.002 *** (0.000)	-0.003 *** 0.000
$period_t \times scale_{it}$	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
$period_t \times finance_{it}$	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
$period_t \times uncertain_t$	-0.002 *** (0.000)	-0.003 *** (0.001)
$profit_{it}$	0.023 *** (0.002)	0.018 *** (0.001)
$import_{it}$	0.032 *** (0.001)	0.027 *** (0.002)
age_{it}	0.003 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
N	50 848	402 924
R^2	0.16	0.18

注：括号中数值为标准误；“*”“**”“***”分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

同样，关注代表3个影响机制的交互项的回归系数，在表6的两个回归结果中，这3个交互项回归系数的符号与表5相同，并且也都具有较高的统计显著性，与笔者的预期一致。进一步比较两类企业回归结果的差异， $period_t$ 与 $scale_{it}$ 交互项的回归系数对两类企业相同，而对于 $period_t$ 与 $finance_{it}$ 、 $period_t$ 与 $uncertain_t$ 交互项的回归系数，融资约束较大的企业比融资约束较小的企业绝对值大，这说明与非国有企业一样，融资约束较大的企业受到较大影响的主要原因也在于资金成本提高、不确定性提高带来的抑制作用较强。

表6 区分融资约束大小的回归结果

项目	(1) 融资约束较小	(2) 融资约束较大
常数项	-0.015 *** (0.002)	-0.013 *** (0.002)
$period_t$	-0.006 *** (0.002)	-0.005 *** (0.001)
$treat_i$	0.034 *** (0.002)	0.031 *** (0.002)
$period_t \times treat_i$	-0.003 *** (0.000)	-0.007 *** (0.001)
$scale_{it}$	0.004 *** (0.000)	0.004 *** (0.000)
$finance_{it}$	0.006 ** (0.001)	0.005 ** (0.001)
$uncertain_t$	-0.003 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)
$period_t \times scale_{it}$	0.003 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)
$period_t \times finance_{it}$	0.002 *** (0.000)	0.003 *** (0.000)
$period_t \times uncertain_t$	-0.001 *** (0.000)	-0.003 *** (0.001)
$profit_{it}$	0.019 ** (0.004)	0.020 *** (0.003)
$import_{it}$	0.015 ** (0.001)	0.014 *** (0.002)
age_{it}	0.003 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
N	234 228	234 228
R^2	0.15	0.14

注：括号中数值为标准误；“*”“**”“***”分别表示显著性水平为10%、5%和1%。

四、结论和建议

笔者基于2007年和2010年企业层面的数据，使用PSM-DID方法分析了外来冲击对我国出口企业创新活动的影响。主要结论如下：金融危机通过需求减少、资金成本提高和不确定性提高机制抑制出口企业创新活动；这种抑制作用随企业性质的不同而有所差异，对国有企业的影响较小，而对非国有企业的影响较大；对融资约束小的企业影响较小，而对融资约束大的企业影响较大。非国有企业、融资约束

较大的企业受到较大影响的主要原因在于资金成本提高、不确定性提高带来的抑制作用较强；此外，企业的利润率越高、中间产品进口越多和存续时间越长，越有利于企业的创新活动。

外来冲击对出口企业创新具有重要抑制作用，因此营造稳定的外部环境从而缓冲外来冲击对企业的影响具有重要意义，这应该成为政策制定者决策的重要考虑因素之一。应继续坚持贸易自由化政策，加强与其他国家间贸易政策的协调与谈判，降低对外贸易政策不确定性带来的影响，引导企业形成稳定预期。同时，应促进金融市场的发展和完善，降低企业融资成本，减少企业的外部金融约束，以利于出口企业的创新投资活动。

[参考文献]

- [1] 顾夏铭,陈勇民,潘士远. 经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 经济研究,2018(2):109-123.
- [2] 佟家栋,李胜旗. 贸易政策不确定性对出口企业产品创新的影响研究[J]. 国际贸易问题,2015(6):25-32.
- [3] 许家云,毛其淋,胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究[J]. 世界经济,2017(3):52-75.
- [4] BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J. Measuring economic policy uncertainty[R]. NBER Working Paper,2013, No.21633.
- [5] BERNANKE B S. Irreversibility, uncertainty and cyclical investment[J]. Quarterly Journal of Economics,1983,98(1):85-106.
- [6] BLOOM N. Uncertainty and the dynamics of R&D[J]. American Economic Review,2007(97):250-255.
- [7] BLOOM N. Fluctuations in uncertainty[J]. Journal of Economic Perspectives,2014,28(2):153-176.
- [8] BOLER E A, ANDREAS M, KAREN H U. R&D, international sourcing, and the joint impact on firm performance [J]. American Economic Review,2015(105):3704-3739.
- [9] BUSTOS P. Trade liberalization, exports, and technology upgrading: evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms[J]. American Economic Review, 2011(101):304-340.
- [10] COELLI F, ANDREAS M, KAREN H U. Better, faster, stronger: global innovation and trade liberalization[R]. NBER Working Paper,2016, No.22647.
- [11] FENG L, LI Z, SWENSON D L. Trade policy uncertainty and exports: evidence from China's WTO accession[J]. Journal of International Economics,2017(106):20-36.
- [12] GULEN H, ION M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. Review of Financial Studies, 2016,29(3):523-564.
- [13] HANDLEY K. Exporting under trade policy uncertainty: theory and evidence [J]. Journal of International Economics,2014,94(1):50-66.
- [14] HANDLEY K, NUNO L. Trade and investment under policy uncertainty: theory and firm evidence[J]. American Economic Journal: Economic Policy,2015,7(4):189-222.
- [15] HANDLEY K, NUNO L. Policy uncertainty, trade, and welfare: theory and evidence for China and the United States[J]. American Economic Review,2017,107(9):2731-2783.
- [16] MESSERLIN P. Walking a tightrope: world trade in manufacturing and the benefits of binding[R]. Policy Brief, German Marshall Fund of the United States,2008.

(责任编辑 谭晓燕)

The Effects of External Shock on the Innovation of China's Exporters —A Case Study of the Financial Crisis in 2008

GAO Yue¹, LI Ronglin²

(1. School of Economics, Shandong University of Technology, Zibo Shandong 255000;

2. Institute of International Economics, Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: Based on the enterprise-level data of Chinese Industrial Enterprises Database, and China Customs Database, we use the PSM-DID method to study the impact of the 2008 financial crisis on export enterprises' innovation. The results show that the financial crisis has inhibited the innovation activities of export enterprises, with less impact on state-owned enterprises and greater impact on non-state-owned enterprises. Furthermore, the impact on the enterprises with strong financing capacity is less, relative to the enterprises with low financing capacity.

Keywords: External Shocks; Financial Crisis; Uncertainty; Export Enterprise; Innovation