

# 企业家精神、要素配置效率与制造业出口升级

程锐<sup>1,2</sup>, 马莉莉<sup>2</sup>, 张燕<sup>3</sup>, 唐旂晨<sup>2</sup>

(1. 西安财经大学 经济学院, 陕西 西安 710100; 2. 西北大学 经济管理学院, 陕西 西安 710127;  
3. 上海财经大学 城市与区域科学学院, 上海 200433)

**摘要:** 构建纳入企业家精神的异质性企业理论, 利用省际面板数据实证考察企业家精神对中国制造业出口升级的影响及其作用机制。研究发现: 第一, 在过去十多年的时间里, 企业家精神显著促进制造业出口技术复杂度的提高, 进而促进了制造业出口升级。在重新测算制造业出口技术复杂度、替换企业家精神指标和替换工具变量指标后, 该结论依然稳健。第二, 相对于东部地区, 企业家精神对中西部地区制造业出口升级的促进作用更为突出。第三, 金融危机强化了企业家精神对制造业出口升级的促进作用。第四, 企业家精神通过降低要素市场扭曲、提高要素配置效率进而促进制造业出口升级。相对于企业家创新精神而言, 企业家创业精神所带来的要素配置效率的中介效应更大。从企业家精神的“创造性毁灭”特性和调节要素市场配置效率的效应出发, 考察企业家精神对中国制造业出口升级的影响及其作用机制, 为实现制造业出口升级寻找新路径, 为提高制造业出口国际竞争力提供科学决策支持。

**关键词:** 企业家精神; 要素配置效率; 要素市场扭曲; 出口技术复杂度; 制造业出口升级

**中图分类号:** F424 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)06-0089-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.06.008

## 一、引言

企业家是指能够不断实施和推动创新的人才, 而企业家精神则是指企业家所独有的“创造性毁灭”的特征<sup>[1]</sup>。随着中国经济增长步入新常态, 制造业出口升级已然成为应对日益激烈的国际贸易竞争的核心途径。而作为一种重要的生产要素和经济增长的内在驱动力<sup>[1]</sup>, 企业家精神对以制造业为实体的经济增长的促进作用以及对制造业出口升级的影响不言而喻。现有文献已经围绕企业家精神与经济增长之间的关系展开了大量理论与实证研究<sup>[2-4]</sup>, 但是未曾涉及对国际市场或开放经济的考察。关于企业家精神对一国产品出口影响的研究目前较少<sup>[5-6]</sup>, 而关于具有“创造性毁灭”特性和自动调节要素市场配置效率效应的企业家精神对制造业出口升级影响的研究则更是缺乏。

改革开放以来, 中国利用丰裕廉价的劳动力, 实现了向贸易大国的转变。近年来, 要素成本逐渐攀升, 传统比较优势逐渐丧失, 制造业出口竞争力大幅下降。如何提升中国制造业出口竞争力, 实现制造业出口升级, 是新时代高质量发展的重要议题。企业家精神作为一种特殊技能, 在改革开放以后得到有效激发<sup>[7]</sup>。对于快速发展的企业家精神, 既有研究指出, 中国企业家精神大多属于非创新

收稿日期: 2019-06-12; 修回日期: 2019-10-05

**作者简介:** 程锐(1990—), 男, 湖北随州人, 西安财经大学经济学院讲师, 西北大学经济管理学院博士研究生, 研究方向为企业家精神、国际贸易与经济发展; 马莉莉(1977—), 女, 江苏无锡人, 西北大学经济管理学院教授、博士生导师, 研究方向为转型经济; 张燕(1992—), 女, 湖北蕲春人, 上海财经大学城市与区域科学学院博士研究生, 研究方向为区域可持续发展; 唐旂晨(1996—), 女, 陕西礼泉人, 西北大学经济管理学院硕士研究生, 研究方向为世界经济。

**基金项目:** 国家社会科学基金重点项目(16ZAD010); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(16JJD790047)

型的<sup>[8]</sup>。综上所述,针对既有文献的不足和中国经济发展的实际情况,本文认为有必要深入研究企业家精神对制造业出口升级的影响及其作用机制。

本文可能的边际贡献有:第一,从企业家精神的视角,考察其对制造业出口升级的影响。企业家精神作为生产活动的供给方,是制造业出口升级的供给侧,研究二者的关系能够为制造业出口升级寻找源头因素。第二,将企业家精神纳入异质性企业贸易模型中,构建企业家精神与制造业出口升级之间关系的理论模型。已有文献往往假定企业的外生性,或者假定企业生产率服从一个事后分布,而本文将企业视为内生于企业家精神的一个因素,进一步完善了异质性企业理论。第三,理论模型中同时兼顾企业家精神的两种特性,即 Schumpeter<sup>[1]</sup>提出的“创造性毁灭”特性和调节市场要素配置效率的效应。前者具有降低企业进入成本和促进企业生产率提高的作用,并从企业的固定成本和边际成本两个方面影响企业成本,而后者则主要通过提高企业生产率影响企业成本。第四,本文在充分考虑内生性的情况下,利用 GMM 和 2SLS 方法证实了中国企业家精神对制造业出口升级的促进效应。第五,利用中介效应模型考察了要素配置效率在中国企业家精神促进制造业出口升级过程中的中介效应。

## 二、文献回顾

异质性企业贸易理论强调企业在国际贸易中的重要作用,但是其假定企业生产率服从一个事后生产率的 Pareto 分布,而企业的进入和发展均需要企业家的决策,企业的形成应该内生于企业家的决策<sup>[9]</sup>,企业生产率也应该内生于企业家行为。事实上,企业家精神与贸易之间存在内在联系<sup>[6]</sup>。具有 Schumpeter<sup>[1]</sup>所指的“创造性毁灭”特征的企业家通常具有突破国内市场并开辟国际市场的能力,能够为一国或地区的对外贸易做出卓越的贡献。同时, Baumol<sup>[2]</sup>指出企业家通过合理配置要素、优化生产性企业家配置效率,提高企业的经营效率。企业经营效率的提高具有促进企业生产率提高的作用<sup>[10]</sup>,为企业进一步扩大出口并提高国际竞争力奠定了基础。

关于企业家精神的出口贸易效应的研究,既有文献主要围绕出口倾向、出口强度、出口增长和出口绩效四个方面进行考察。Muñoz-Bullón *et al.*<sup>[11]</sup>指出新生企业的出口倾向与企业家创业精神和创新精神正相关,企业家精神越活跃,出口倾向越强烈。Cumming *et al.*<sup>[12]</sup>利用跨国数据进行实证研究并指出,企业家精神对出口强度(出口占 GDP 的比重)具有显著的正向促进作用,新建企业的数量每增加 1%,出口强度将增加 0.03%。Lederman *et al.*<sup>[13]</sup>基于哥斯达黎加的微观数据研究指出,在新增出口产品中,60%的出口产品份额属于现有企业的贡献,而新进入企业的贡献则相对较少。Fabling and Sanderson<sup>[14]</sup>也指出,新进企业对出口扩展边际贡献较小,而在位企业对出口扩展边际贡献较大。Leko-Simic and Horvat<sup>[15]</sup>指出风险承担倾向低是导致克罗地亚出口绩效恶化的重要原因。Ou-Yang *et al.*<sup>[5]</sup>从自主性、创新、冒险、积极性和竞争进取性角度考察泰国家族企业,研究表明,企业家精神显著促进出口绩效。而 Ezirim and Maclayton<sup>[16]</sup>指出企业家创业精神对出口绩效影响微弱,Cho<sup>[17]</sup>研究指出只有企业家创新精神显著促进出口绩效。由此可知,现有文献一致认为企业家精神具有出口增量效应,而对出口增质效应的看法不一致。

在中国制造业出口升级的影响因素研究中,现有文献集中考察了产业政策、技术市场发展程度、研发投入和人力资本水平、贸易自由化、基础设施投资、制度质量、制造业服务化等<sup>[18-24]</sup>。此类文献以考察制造业出口升级的外在因素为主,对制造业出口升级形成的外力倒逼作用进行了详细探讨,然而却忽视了制造业出口升级的内源动力——企业家精神。目前,已有少量文献研究表明,中国企业家精神对制造业出口具有显著的促进作用。如李小平和李小克<sup>[6]</sup>指出企业家精神具有提升地区出口比较优势的作用;何友良和陆文香<sup>[25]</sup>指出企业家精神可以实现制造业企业出口持续时间的延长。

既有文献主要关注企业家精神对一国产品出口的影响,而未曾考察企业家精神对一国制造业出口升级的影响。随着要素红利逐渐消失,制造业出口“低端锁定”局面日益凸显,作为具有“创造性

毁灭”特性的企业家精神能否成为打破制造业出口“低端锁定”的重要突破口?与此同时,中国经济转型过程中,较为严重的要素市场扭曲现象已日益成为制约中国劳动生产率提高<sup>[26]</sup>和制造业国际竞争力增强的重要因素<sup>[27]</sup>,而企业家能够通过建立新市场、淘汰旧市场对要素市场进行再配置,进而优化要素配置效率<sup>[1-2,9]</sup>。因此,在中国经济转型期,企业家精神能否通过优化要素市场配置效率实现制造业出口升级?这些问题值得深入研究。基于此,本文主要回答两个问题:第一,中国企业家精神是否促进了制造业出口升级,即新时代鼓励企业家精神,是否能够成为打破制造业出口“低端锁定”的重要突破口?第二,企业家精神是否发挥了降低要素市场扭曲、提高要素配置效率的作用,进而实现制造业出口升级?本文将从理论和实证两个方面对上述问题进行论证。

### 三、理论模型

本文借鉴鲁晓东<sup>[28]</sup>的模型,构建一个包含生产率和生产技术的多重异质企业贸易模型。在该模型的基础上,本文将企业家精神因素纳入企业生产成本,认为企业内生于企业家精神。同时,假定企业的异质性体现在两个方面:一是产品的技术含量差异;二是企业生产率差异。企业出口产品的差异性通过其技术含量即出口技术复杂度体现,而出口技术复杂程度则体现了制造业出口升级程度。假定制造业企业处于垄断竞争市场结构中,企业生产异质性产品,且各自具有一定的垄断势力。基于产品连续统模型的设定,假定连续产品 $z$ 满足 $z \in Z$ ,且 $0 \leq z \leq 1$ 。

#### (一) 需求

假定代表性消费者具有不变替代弹性的效用函数:

$$U = \left( \int_0^1 h(z)^{1-\rho} x(z)^\rho dz \right)^{\frac{1}{\rho}}, 0 < \rho < 1 \quad (1)$$

其中 $z$ 是可供选择的产品集 $Z$ 中的一种商品, $x(z)$ 是对产品 $z$ 的消费量, $h(z)$ 代表企业出口产品的技术含量, $\rho = \frac{\sigma-1}{\sigma}$ , $\sigma$ 表示替代弹性且 $\sigma > 1$ 。在效用最大化的条件下,可得对产品 $z$ 的最优消费量为:

$$x(z) = \frac{h(z) p(z)^{-\sigma} R}{P^{1-\sigma}} \quad (2)$$

其中 $R = \int_0^1 p(z_i) x(z_i) dz_i$ 代表总收入, $P = \left[ \int_0^1 p(z_i)^{1-\sigma} h(z_i) dz_i \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 代表加入了出口产品技术含量的总价格指数。消费者对具有技术含量差异商品的偏好相对于其收入是非位似(Non-homothetic)的。对产品技术含量的设定满足如下函数形式:

$$h(z) = \lambda(z)^{\alpha(y)} \quad (3)$$

其中 $\lambda(z) \geq 1$ 表示可以量化处理的“真实”的产品技术含量。消费者的收入为 $y$ , $\alpha(y)$ 是一个单调递增的凹函数,反映了消费者的收入如何影响对不同技术含量商品的需求。

#### (二) 供给

在垄断竞争的市场结构下,异质性企业的生产总成本为:

$$C(\varphi) = MC[\varphi \lambda(\varphi) \varpi]x(\varphi) + F[\lambda(\varphi) \kappa] \quad (4)$$

$MC$ 表示企业边际成本, $F$ 表示企业差异化产品的固定成本。 $\varphi$ 表示企业的生产率水平, $\varphi > 0$ 。在异质性企业的生产成本中加入产品的技术含量异质性,即 $\lambda(\varphi)$ 。产品技术含量的变化同时影响了固定成本和可变成本。具体而言:第一,生产高技术含量的产品需要更新固定资产(如购买新设备)、开发新产品和销售新产品;第二,生产技术含量更高的产品需要引进高技能劳动力和更高质量的中间品投入。

在纳入企业家精神时,需要考虑企业的形成过程,即先由企业家建立企业,然后实现生产经

营<sup>[9]</sup>。因此,在设定企业生产成本函数的具体形式时,需要先考察企业进入时的固定成本。企业家才能的高低影响企业家创建企业时的进入成本,即企业家才能影响企业进入时的固定成本<sup>[9]</sup>。故可将异质性企业固定成本分解为包含企业家才能的内生固定成本和不包含企业家才能的外生固定成本。因此,本文首先在鲁晓东<sup>[28]</sup>的固定成本形式基础上纳入企业家才能,具体形式为:

$$F(\lambda(\varphi), \kappa) = f + \frac{f\lambda(\varphi)^\gamma}{\kappa}, \gamma, \kappa > 0 \quad (5)$$

其中  $\gamma > 0$  是固定成本对产品技术含量的弹性,  $f$  为外生固定成本,内生固定成本分别与产品技术含量  $\lambda$  和企业家才能  $\kappa$  有关。由公式(5)可知,企业家才能越高,即  $\kappa$  越大,内生固定成本越低,反之越高;产品技术含量越高,即  $\lambda$  越大,内生固定成本越高,反之越低。

企业家通过建立新企业、淘汰旧企业,打破现有市场结构,形成新的市场结构,实现要素重新配置,引导要素流向高效率企业<sup>[9]</sup>。同时,要素配置效率改进可以提高企业生产率,降低企业边际生产成本<sup>[10,26]</sup>。因此,企业家精神一方面可以优化要素配置效率,直接降低企业边际生产成本,另一方面可以通过优化要素配置效率,提高企业生产率,进而降低企业边际生产成本<sup>[29-30]</sup>。基于上述两条路径,本文借鉴 Hallak and Schott<sup>[31]</sup>的做法,将可变成本的具体形式设定为:

$$MC[\varphi, \lambda(\varphi), \varpi] = \frac{\lambda(\varphi)^\beta}{\varphi(\varpi) + \varpi}, \varpi > 0 \quad (6)$$

其中  $\beta$  是可变成本对产品出口技术含量的弹性,由此可知,边际成本( $MC$ )和生产率( $\varphi$ )与产品技术含量( $\lambda$ )和企业要素配置效率( $\varpi$ )相关。 $\varphi(\varpi)$ 表示企业生产率,企业生产率随着企业内要素配置效率的提高而提高,即  $\frac{\partial \varphi(\varpi)}{\partial \varpi} > 0$ 。 $\varpi$ 表示企业内要素配置效率,与企业家才能正相关,企业家才能越高,企业内要素配置效率越高,即  $\frac{\partial \varpi}{\partial \kappa} > 0$ 。而边际成本  $MC$  随着企业生产率和企业内要素配置效率的提高而下降,即  $\frac{\partial MC}{\partial \varphi} < 0, \frac{\partial MC}{\partial \varpi} < 0$ 。

### (三) 均衡

企业最大化利润函数可表示为:

$$\max \pi = px(z) - (F + MCx) = px(z) - \left[ f + \frac{f\lambda(\varphi)^\gamma}{\kappa} + \frac{\lambda(\varphi)^\beta}{\varphi(\varpi) + \varpi} x \right] \quad (7)$$

则企业的收入函数为:

$$r = px(z) = R(\rho P)^{\sigma-1} [(\varphi(\varpi) + \varpi)^{\sigma-1}] \lambda(\varphi)^{\alpha-\beta(\sigma-1)} \quad (8)$$

进一步地,企业利润最大化函数可表述为:

$$\max(p - MC) \frac{r}{p} - \left[ f + \frac{f\lambda(\varphi)^\gamma}{\kappa} \right] = \frac{r}{\sigma} - \left[ f + \frac{f\lambda(\varphi)^\gamma}{\kappa} \right] \quad (9)$$

假定  $0 < \alpha(\gamma) - \beta(\sigma - 1) < \gamma$ , 以保证最大化的二阶条件得到满足。解上式可得:

$$\lambda(\varphi) = [\bar{\lambda}(\varphi + \varpi)\kappa^{\frac{1}{\sigma-1}}]^{\zeta_\beta} \quad (10)$$

$$\text{其中 } \bar{\lambda} = \left[ \frac{R(\rho P)^{\sigma-1}(\alpha + \beta - \beta\sigma)}{\gamma f \sigma} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad \zeta_\beta = \frac{\sigma - 1}{\gamma - \alpha + \beta(\sigma - 1)}$$

利用生产率函数,根据公式(10),可计算出口产品技术含量对企业家才能与要素配置效率的弹性:

$$\frac{\partial \ln \lambda}{\partial \ln \varpi} = \zeta_\beta \frac{\varpi}{\varphi + \varpi} \left( 1 + \frac{d\varphi}{d\varpi} \right) > 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial \ln \lambda}{\partial \ln \kappa} = \zeta_\beta \frac{\kappa}{\varphi + \varpi} \left( \frac{\partial \varphi}{\partial \varpi} \frac{d\varpi}{d\kappa} + \frac{d\varpi}{d\kappa} \right) + \frac{\zeta_\beta}{\sigma - 1} > 0 \quad (12)$$

由公式(11)和公式(12)可知,随着企业家才能的提高,出口产品技术含量也随之提高;随着要素配置效率的提高,出口产品技术含量也随之提高,而要素配置效率的高低又取决于企业家才能的高低。因此,本文提出如下命题:

命题1:企业家精神可以促进制造业出口技术复杂度<sup>①</sup>的提高;

命题2:企业家精神可以通过优化要素配置效率而提高制造业出口技术复杂度。

#### 四、实证模型与变量说明

##### (一) 实证模型设定

本文首先设定如式(13)所示的基准模型以检验命题1,即考察企业家精神对制造业出口升级的影响。然后在第六部分采用中介效应模型以检验命题2,即验证企业家精神会通过提高要素配置效率进而影响制造业出口升级。

$$\ln Expy_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Entrepreneurship_{i,t} + \sum_k \alpha_k Control_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (13)$$

其中  $i$  表示地区,  $t$  代表年份,  $\ln Expy_{i,t}$  代表制造业出口升级,  $\ln Entrepreneurship_{i,t}$  表示企业家精神指标,  $Control_{i,t}$  表示相关的控制变量,  $\xi_{i,t}$  表示随机扰动项。

##### (二) 变量说明

###### 1. 被解释变量

制造业出口升级( $\ln Expy$ )。产业层面的出口升级以技术进步为基本驱动力,引导资源在不同产业间重新配置,并实现资源由低附加值产业向高附加值产业、由低生产率产业向高生产率产业转移。本文基于 Hausmann *et al.*<sup>[32]</sup>、周茂等<sup>[33]</sup>和戴魁早<sup>[19]</sup>等学者的研究构建省级层面制造业出口技术复杂度,以表征制造业出口升级。省级层面出口技术复杂度的计算步骤如下:首先,计算出产品  $k$  的行业技术复杂度(见式(14));然后,计算各省所有产品的技术复杂度(见式(15))。

$$PRODY_{k,t} = \sum_j \frac{(x_{jkt}/X_{jt})}{\sum_j (x_{jkt}/X_{jt})} Y_{jt} \quad (14)$$

其中  $k$  代表产品,  $t$  表示年份,  $j$  代表省份,  $PRODY_{k,t}$  表示行业技术复杂度,  $Y_{jt}$  代表人均实际 GDP,  $\frac{x_{jkt}}{X_{jt}}$  代表第  $t$  年  $j$  省  $k$  产品出口占  $j$  省总出口的比重,  $\sum_j (x_{jkt}/X_{jt})$  代表第  $t$  年各省市  $k$  产品出口占总出口比重的总和。

$$EXPY_{j,t} = \sum_k (x_{jkt}/X_{jt}) PRODY_{k,t} \quad (15)$$

$EXPY_{j,t}$  代表各省市出口技术复杂度即制造业出口升级的情况,为  $PRODY_{k,t}$  在所有行业产品出口中占比的加权平均值。基于数据可得性,本文选取了2005—2015年26个制造业行业的出口数据计算中国30个省(直辖市、自治区)的制造业出口技术复杂度,数据来源于《中国工业统计年鉴》。

###### 2. 解释变量

企业家精神(*Entrepreneurship*)。企业家精神内涵的丰富性,导致至今未形成统一的方法以衡量企业家精神。本文借鉴既有文献的做法,将企业家精神划分为企业家创业精神和企业家创新精神<sup>[34]</sup>,其中,企业家创业精神( $\ln BE$ )用私营企业和个体企业从业人员占比表示,企业家创新精神( $\ln IE$ )用每万人专利申请授权数表示。

###### 3. 控制变量

为了降低遗漏变量偏误,本文选取了市场竞争、政府行为和环境规制3类指标共6个控制变量:(1)市场竞争包括国内市场竞争和国际市场竞争。首先,国内市场竞争采用两个指标衡量,即市场发育程度和所有制结构,前者借鉴程锐和马莉莉<sup>[7]</sup>的方法采用市场化指数( $\ln mark$ )衡量,后者采用国

有企业职工人数占职工总人数的比重(*soe\_rate*)衡量;其次,国际市场竞争效应采用地区进出口总额占GDP的比重所衡量的对外开放度(*open*)进行体现,对外开放度越高,参与国际市场的程度越高,面临的国际市场竞争程度也越高。(2)政府行为包括政府财政支出情况和招商引资情况。前者采用财政支出率(*gov\_rate*)衡量,即地方财政支出占GDP的比重,后者采用外商直接投资率(*fdi\_rate*)衡量,即外商直接投资占GDP的比重。(3)环境规制强度(*er*)。本文采用各省份污染治理项目当年完成的投资占地区GDP的比率进行衡量。本文所用到的数据来源于《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》及各省统计年鉴。

## 五、实证结果

### (一) 基准回归

本文首先采用固定效应模型对方程(13)进行估计,结果如表1第(1)列和第(2)列所示。第(1)列考察企业家创业精神对制造业出口技术复杂度的影响,结果显示企业家创业精神指标的估计系数显著为正,表明企业家创业精神可以显著促进制造业出口升级。第(2)列考察了企业家创新精神对制造业出口技术复杂度的影响,结果显示企业家创新精神指标的估计系数显著为正,表明企业家创新精神也可以显著促进制造业出口升级。在控制相关变量的基础上,企业家精神具有促进制造业出口升级的效应,初步验证了本文的理论命题1。

为解决企业家精神与制造业出口升级之间的反向因果关系所产生的内生性问题,即制造业出口升级可能会带来更多的创业机会并激发企业家精神,本文进一步采用广义矩估计方法(GMM),以滞后一期的企业家精神指标作为工具变量,再次对方程(13)进行估计,结果如表1中的第(3)列和第(4)列所示。可以看到,AR统计量和Hansen统计量的值均通过检验,表明GMM估计不存在二阶序列相关性和过度识别问题。企业家精神的两个指标估计系数依然显著为正且显著性进一步提高。由此可知,在控制模型的内生性问题后,本文的理论命题1依然成立。

本文以第(3)列的回归结果为基准来考察控制变量对制造业出口升级的影响。首先,市场化指数的估计系数显著为正,国有企业比重的估计系数显著为负,对外开放度的估计系数显著为负。由此可知,国内市场竞争程度的提高可以显著促进中国制造业出口升级,而国际市场竞争程度的提高对中国制造业出口升级并无显著促进效应。这说明只有内源式经济发展模式才能实现制造业出口升级,而外向型经济发展模式并不能充分发挥技术溢出效应进而实现制造业出口升级。其次,政府财政支出的估计系数显著为正,而外商直接投资率的估计系数不显著。这表明,政府财政支出具有促进制造业出口升级的作用,而地方竞争形成的大规模招商引资行为并不能有效实现制造业出口升级。最后,环境规制的估计系数为负,其原因在于,当前情况下,地方政府推行环境规制政策时往往仅关注局部短期利益而忽视全局长期利益,无法充分发挥环境规制引起的技术升级而带来的产业升级效应。

表1 企业家精神与制造业出口升级:基准检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnBE</i>	0.361 *** (11.12)		0.501 *** (8.952)	
<i>lnIE</i>		0.251 *** (16.83)		0.328 *** (28.95)
<i>lnmark</i>	0.756 *** (7.951)	0.503 *** (5.971)	0.712 *** (6.337)	0.295 *** (4.312)
<i>soe_rate</i>	-0.886 *** (-7.840)	-0.549 *** (-5.427)	-0.431 *** (-4.074)	-0.405 *** (-6.010)
<i>open</i>	-0.141 ** (-1.993)	-0.124 ** (-2.023)	-0.440 *** (-5.620)	-0.311 *** (-8.483)
<i>gov_rate</i>	2.953 *** (15.42)	1.848 *** (9.922)	1.229 *** (6.311)	1.164 *** (11.65)
<i>fdi_rate</i>	0.974 (1.083)	0.944 (1.236)	-1.610 (-1.239)	0.0177 (0.0369)
<i>er</i>	-2.155 (-0.820)	-2.513 (-1.134)	-2.559* (-1.830)	1.491 (0.711)
常数项	17.27 *** (74.67)	16.90 *** (91.24)	17.86 *** (59.96)	17.02 *** (119.0)
观测值	330	330	330	330
R <sup>2</sup>	0.906	0.932		
AR(2)			0.69 [0.491]	-1.40 [0.160]
Hansen			27.61 [0.998]	28.41 [0.998]

注:圆括号内数据为*t*值统计量,方括号内数据为*P*值。\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

## (二) 稳健性检验

1. 替换被解释变量。上述基于式(14)和式(15)并利用国内出口数据计算得到的产品技术复杂度指标,不仅在一定程度上忽视了产品技术复杂度由全球生产结构外生决定这一影响,而且计算过程中使用的人均实际GDP数据随时间的变化呈现显著的上升趋势,可能导致测算的行业产品技术复杂度变化较大而产品技术特征实际变化较小的情况<sup>[19]</sup>。为了弥补该指标的不足,本文进一步借鉴周茂等<sup>[33]</sup>的方法,利用跨国数据中HS六位数的产品出口数据和人均实际GDP数据计算2004年各制造业行业层面的技术复杂度,然后利用公式(16)计算各省历年制造业出口技术复杂度:

$$EXPY_{j,t} = \frac{\sum_k x_{jkt} \times PRODY_{k,2004}}{\sum_k X_{jkt}} \quad (16)$$

该计算方法的优势在于:一方面,利用跨国数据进行计算,可以反映产品技术复杂度由全球生产结构外生决定的特征;另一方面,将时间固定在2004年,可以消除人均实际GDP的上升导致的行业产品技术复杂度偏离产品技术特征的情况。HS六位数产品出口数据来源于UN Comtrade,人均实际GDP数据来源于世界银行数据库。

替换制造业出口技术复杂度指标后的估计结果如表2第(1)列和第(2)列所示。结果显示,企业家创业精神和企业家创新精神指标估计系数均显著为正。由此可知,在考虑了产品技术复杂度由全球生产结

构外生决定,以及人均实际GDP变化引起的行业产品技术复杂度变化较大而产品技术特征实际变化较小等两种情况后,企业家精神依然显著促进了制造业出口升级。

2. 替换解释变量。首先,由于企业数量具有低估企业家精神和不可识别企业家创业质量而高估企业家精神的不足,因此,本文借鉴李小平和李小克<sup>[6]</sup>做法,利用公式(17)重新衡量企业家创业精神,其计算公式为:

$$BE_{i,t} = \frac{Qua_{i,t}}{Pop_{i,t}} \times \frac{Emp_{i,t}}{Emp'_{i,t}} \quad (17)$$

其中 $Pop_{i,t}$ 表示总人口, $Qua_{i,t}$ 表示私营企业和个体企业数量, $Emp_{i,t}$ 表示私营企业和个体企业就业人数, $Emp'_{i,t}$ 表示总就业人数。

其次,借鉴程锐和马莉莉<sup>[7]</sup>的做法,采用专利申请受理指标替换专利申请授权指标。替换解释变量后的估计结果如表2第(3)列和第(4)列所示。结果显示,包含数量效应和就业效应的企业家创业精神以及采用专利申请授权数衡量的企业家创新精神的估计系数均显著为正,说明企业家创业精神和创新精神均显著促进制造业出口升级。

3. 替换工具变量。虽然系统广义矩在一定程度上可以克服内生性问题,但是寻找外生工具变量可能更优。因此,本文借鉴李宏彬等<sup>[4]</sup>的做法,利用滞后三十年和二十年的国有企业职工占比作为外生

表2 企业家精神与制造业出口升级:稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnBE	0.0468*** (2.910)		0.355*** (16.46)		0.899*** (5.629)	
lnE		0.0526*** (8.214)		0.347*** (30.60)		0.488*** (6.857)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	9.220*** (77.94)	9.081*** (151.8)	19.04*** (72.78)	16.52*** (137.4)		
观测值	330	330	330	330	316	316
R <sup>2</sup>					0.813	0.901
AR(2)	-1.60 [0.110]	-1.19 [0.234]	1.94 [0.053]	0.09 [0.929]		
Hansen	24.74 [1.00]	24.63 [1.00]	25.84 [0.999]	27.88 [0.998]	2.270 [0.132]	1.976 [0.205]
Kleibergen-Paap rk LM					19.429***	25.515***
Kleibergen-Paap rk Wald F					11.772	15.684

注:圆括号内数据为t值统计量,方括号内数据为P值。\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

工具变量,并采用 2SLS 方法进行估计。两阶段最小二乘法的估计结果如表 2 第(5)列和第(6)列所示。Kleibergen-Paap rk LM 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均通过检验,表明不存在识别不足和弱工具变量问题。Hansen 统计量不显著,表明不存在过度识别问题。企业家创业精神和企业家创新精神的估计系数均显著为正,说明企业家创业精神和企业家创新精神均显著促进制造业出口升级。

综合表 2 的估计结果可知,无论是采用重新测算制造业出口升级的方法,还是替换企业家精神指标,或是借助外生工具变量并利用两阶段最小二乘法估计,结果均表明企业家精神具有促进制造业出口升级的作用,从而证明了本文基准回归结果的稳健性和可靠性。

### (三) 进一步分析:时空差异检验

已有文献指出,在非平衡发展战略下,东部地区率先发展,市场化程度高,资源配置效率高,企业家精神的促进效应更为显著,而中西部地区发展较为滞后,其促进效应则显著降低。为了检验企业家精神对制造业出口升级促进效应的地区差异,我们在方程(13)的基础上引入地区虚拟变量与企业家精神指标的交乘项,其中,地区虚拟变量的取值,中西部地区省市为 1,东部地区省市为 0。估计结果如表 3 第(1)列和第(2)列所示,可以看到,交乘项的系数均显著为正。由此可知,企业家精神对中西部地区制造业出口升级的促进效应更为显著。这表明,大力弘扬中西部地区企业家精神可以促进中西部地区制造业出口升级,从而带动整体制造业出口升级,进一步验证了激发和弘扬中西部地区企业家精神具有经济增长效应和产业升级效应<sup>[35]</sup>。

2008 年国际金融危机对中国经济结构产生了重要影响,为检验金融危机事件的发生是否引起企业家精神对制造业出口升级的影响发生变化,我们在式(13)的基础上引入时间虚拟变量与企业家精神指标的交乘项,其中,时间虚拟变量的取值,2008 年之后为 1,2008 年之前为 0。表 3 第(3)列和第(4)列汇报了估计结果。结果显示,交乘项的估计系数显著为正。由此可知,金融危机发生后,企业家精神对制造业出口升级的促进效应更为明显。可能的原因在于,金融危机引起国际市场和出口结构的变化,促使国内市场相对发展,加快内源式发展步伐,激发国内企业家精神,更好地发挥了企业家精神促进制造业出口升级的作用。

综合表 3 的估计结果可知,相对于东部地区,企业家精神对中西部地区制造业出口升级的促进效应更明显,同时金融危机之后企业家精神对制造业出口升级的促进效应显著增加。

## 六、要素配置效率的中介效应检验

### (一) 中介效应模型设定

借鉴 Baron and Kenny<sup>[36]</sup>提出的两步法中介效应模型,本文对命题 2,即企业家精神可以通过优化要素配置效率促进制造业出口升级进行实证检验,具体模型设定如下:

$$\ln Expy_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Entrepreneurship_{i,t} + \sum_{\kappa} \alpha_{\kappa} Control_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (18)$$

表 3 企业家精神与制造业出口升级:时空差异检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln BE$	0.280 *** (5.724)		0.296 *** (9.098)	
$\ln IE$		0.231 *** (22.49)		0.183 *** (14.60)
$\ln BE \times$ 中西部	0.093 7* (1.994)			
$\ln IE \times$ 中西部		0.085 1 *** (6.858)		
$BE \times$ 金融危机			0.132 *** (20.62)	
$IE \times$ 金融危机				0.021 8 *** (6.337)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	17.56 *** (122.2)	16.84 *** (152.6)	18.02 *** (126.5)	16.58 *** (117.9)
观测值	330	330	330	330
AR(2)	0.22 [0.823]	-1.10 [0.273]	-0.55 [0.584]	0.01 [0.991]
Hansen	28.04 [1.000]	28.44 [1.000]	28.43 [1.000]	29.23 [1.000]

注:圆括号内数据为  $t$  值统计量,方括号内数据为  $P$  值。  
\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Entrepreneurship_{i,t} + \sum_k \beta_k Control_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (19)$$

$$\ln Expy_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Entrepreneurship_{i,t} + \gamma_2 M_{i,t} + \sum_k \gamma_k Control_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (20)$$

其中  $M_{i,t}$  为模型的中介变量,即要素配置效率。根据中介效应模型的基本原理可知,方程(18)为总效应方程,方程(19)为中介机制方程,方程(20)为直接效应方程,其中,总效应方程(18)与方程(13)的设定一致。方程(18)、(19)和(20)中的控制变量均与前文一致(见表1)。当  $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ 、 $\gamma_2$  以及  $\gamma_1$  均显著时,存在部分中介效应;当  $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ 、 $\gamma_2$  显著而  $\gamma_1$  不显著时,存在完全中介效应;当  $\alpha_1$  显著而  $\beta_1$  和  $\gamma_2$  存在不显著的情况时,需要利用 Sobel 统计量进行检验,当 Sobel 统计量显著时,中介效应显著,当 Sobel 统计量不显著时,中介效应不显著。

本文采用两种方式对要素配置效率指标进行衡量:一是基于投入产出指标并利用数据包络分析方法(Data Envelopment Analysis, DEA)计算所得的要素配置效率(*efficiency*),简称 DEA 配置效率;二是基于产品市场化指数和要素市场化指数计算所得的要素市场扭曲程度(*FMD1* 和 *FMD2*)。前者是要素配置效率的正向指标,即 DEA 配置效率值越高,要素配置越优化;后者是要素配置效率的逆向指标,即要素市场扭曲程度越低,要素配置越优化。

### 1. 基于 DEA 方法测算的要素配置效率

数据包络分析( DEA)方法可以获得最优生产前沿与实际产出之间的差距,从而判断各决策单元( Decision making unit, DMU)是否在既定生产成本条件下实现了最大的产出水平或者

在既定产出条件下实现了最小的要素投入数量,进而结合成本效率模型,纳入投入要素的价格信息,能够进一步分析各决策单元的要素配置效率的变化。因此,本文利用 DEA 方法,选择规模报酬可变的 BCC 模型以及成本效率模型<sup>[37]</sup>对中国 30 个省(市、自治区)2005—2015 年的要素配置效率进行测算。产出指标为实际 GDP,投入指标包括资本投入、劳动力投入、能源投入,要素价格包括资本价格、劳动力价格和能源价格,具体如表 4 所示。

### 2. 要素市场扭曲程度的测算

综合已有文献,本文采用两种方法测算要素市场扭曲程度:

第一,借鉴张杰等<sup>[38]</sup>的计算方法,认为中国地方政府有通过管控要素市场促进地方经济发展的动机,导致要素市场化进程滞后于产品市场化进程。因此,该方法中包含产品市场化程度与要素市场化程度。计算方法如公式(21)所示:

$$FMD_{i,t}^1 = \frac{productmarket_{i,t} - factormarket_{i,t}}{productmarket_{i,t}} \quad (21)$$

其中  $productmarket_{i,t}$  和  $factormarket_{i,t}$  分别表示产品市场化指数和要素市场化指数。

第二,借鉴林伯强和杜克锐<sup>[39]</sup>的计算方法,认为公式(21)计算的要素市场扭曲指数抹平了地区间的相对扭曲程度。为了消除地区间要素市场的相对扭曲程度,林伯强和杜克锐<sup>[39]</sup>用地区要素市场发展程度的偏离程度进行衡量,具体计算公式如下:

$$FMD_{i,t}^2 = \frac{\max(factormarket_{i,t}) - factormarket_{i,t}}{\max(factormarket_{i,t})} \quad (22)$$

其中  $\max(factormarket_{i,t})$  表示样本中要素市场发展程度的最大值。

要素市场化指数与产品市场化指数数据来源于王小鲁等<sup>[40]</sup>编制的《中国分省份市场化指数报告(2016)》,该报告以金融危机为起点,涵盖的时间范围为2008—2014年。由于本次报告与之前报告无可比性,故要素市场化指数与产品市场化指数的时间范围为2008—2014年。

## (二) 企业家精神与资源配置效率

表5汇报了利用广义矩估计方法对方程(19)进行估计所得的回归结果。首先,表5第(1)列和

第(2)列分别汇报了基于DEA方法测算的要素配置效率(*efficiency*)的估计结果。结果显示,企业家创业精神和企业家创新精神指标的估计系数均显著为正。由此可知,企业家精神可以显著提高DEA配置效率。其次,表5第(3)列和第(4)列汇报了基于张杰等<sup>[38]</sup>的方法计算的要素市场扭曲程度(*FMD1*)的估计结果,第(5)列和第(6)列汇报了基于林伯强和杜克锐<sup>[39]</sup>的方法计算的要素市场扭曲程度(*FMD2*)的估计结果。结果显示,企业家创业精神和企业家创新精神的估计系数均显著为负。综合表5的估计结果可知,企业家创业精神和企业家创新精神均具有优化要素配置结构、提高要素配置效率、降低要素市场扭曲、促进要素市场发育的作用。

## (三) 企业家精神、要素配置效率与制造业出口升级

表6汇报了采用广义矩估计方法对方程(18)和方程(20)进行估计所得到的回归结果。首先,表6第(1)至(4)列考察的中介变量为DEA配置效率。第(1)列和第(3)列汇报了基于方程(18)所得到的总效应估计结果,其估计结果与基准检验的表2中的第(3)列和第(4)列一致。加入中介变量即DEA配置效率后的方程(20)的估计结果如表6第(2)列和第(4)列所示,可以看到,企业家创业精神和创新精神指标的估计系数均显著为正,且系数值小于表6第(1)列和第(3)列的总效应估计结果。DEA配置效率的估计系数也显著为正,表明要素配置效率的改进有利于制造业出口升级。由此可知,企业家精神具有通过优化要素配置效率而促进制造业出口升级的作用。

其次,表6第(5)至(10)列考察的中介变量为要素市场扭曲。第(5)列和第(6)列汇报了基于方程(18)所得到的估计结果,企业家精神的系数依然显著为正,进一步表明企业家精神具有促进制造业出口升级的作用。第(7)至(10)列报告了方程(20)的估计结果。结果显示,企业家创业精神和创新精神指标的估计系数均显著为正,且估计系数值小于表6第(5)列和第(6)列的总效应估计结果。要素市场扭曲的估计系数均显著为负,表明降低要素市场扭曲,可以有效实现制造业出口升级。由此可知,企业家精神具有通过降低要素市场扭曲程度促进制造业出口升级的作用。

最后,本文还考察了要素配置效率中介效应的大小,结果如表6中最后两行所示。结果表明,企业家创业精神优化要素配置效应的中介效应大于企业家创新精神。这表明企业家创业精神更有利于通过降低要素市场扭曲、优化要素配置、提高要素配置效率,进而实现制造业出口升级。可能的原因在于:一方面,企业家创业精神更有利于要素配置效率的提高(见表5中的估计结果);另一方面,企业家创业精神对生产要素的影响更广泛,而企业家创新精神则具有显著的要素质量选择效应<sup>[1,9]</sup>,即优化高质量要素的配置效率,从而弱化了对整体要素配置效率的改善作用。

表5 企业家精神与要素配置效率

	<i>efficiency</i>		<i>FMD1</i>		<i>FMD2</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnBE</i>	0.028 9** (2.042)		-0.195*** (-5.341)		-0.182*** (-6.791)	
<i>lnIE</i>		0.008 84* (1.788)		-0.037 5*** (-3.275)		-0.048 3*** (-5.886)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.447*** (3.242)	0.203*** (4.243)	-0.498** (-2.512)	0.326** (2.302)	0.050 7 (0.550)	0.715*** (10.30)
观测值	330	330	210	210	210	210
AR(2)	-0.15 [0.882]	-0.25 [0.803]	-1.82 [0.069]	-1.70 [0.090]	-0.84 [0.400]	-0.83 [0.408]
Hansen	21.01 [1.000]	27.56 [0.999]	26.14 [0.943]	26.71 [0.932]	20.30 [0.994]	24.21 [0.969]

注:圆括号内数据为*t*值统计量,方括号内数据为*P*值。\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表6 企业家精神、要素配置效率与制造业出口升级

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>efficiency</i>		0.269** (2.219)		0.221* (1.723)						
<i>FMD1</i>							-0.239*** (-6.391)	-0.393*** (-5.851)		
<i>FMD2</i>									-0.359*** (-4.482)	-0.332*** (-6.379)
<i>lnBE</i>	0.501*** (8.952)	0.370*** (10.29)			0.706*** (15.39)		0.309*** (5.670)		0.447*** (9.208)	
<i>lnIE</i>			0.328*** (28.95)	0.276*** (23.43)		0.326*** (36.96)		0.273*** (14.16)		0.248*** (20.82)
控制变量	YES	YES	YES	YES						
常数项	17.86*** (59.96)	17.65*** (138.4)	17.02*** (119.0)	16.90*** (155.9)	19.50*** (81.72)	17.42*** (71.80)	18.82*** (93.92)	17.87*** (85.45)	19.42*** (57.74)	18.02*** (84.65)
观测值	330	330	330	330	210	210	210	210	210	210
AR(2)	0.69 [0.491]	0.47 [0.640]	-1.40 [0.160]	-1.02 [0.306]	2.15 [0.031]	-0.09 [0.925]	2.30 [0.021]	-0.15 [0.884]	1.57 [0.116]	0.96 [0.339]
Hansen	27.61 [0.998]	27.11 [1.000]	28.41 [0.998]	29.21 [1.000]	19.82 [0.998]	27.17 [0.952]	25.46 [1.000]	26.32 [1.000]	26.19 [1.000]	28.38 [1.000]
Sobel		1.89 [0.058]		1.978 [0.048]			4.644 [0.000]	2.964 [0.003]	5.552 [0.000]	2.517 [0.012]
中介效应		0.016 0.021		0.006 0.007			0.066 0.151	0.046 0.055	0.093 0.146	0.049 0.065

注: 圆括号内数据为  $t$  值统计量, 方括号内数据为  $P$  值。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。中介效应的计算方法有两种: 第一种为  $\frac{\beta_1 \times \gamma_2}{\alpha_1}$ ; 第二种为  $\frac{\beta_1 \times \gamma_2}{\gamma_1}$ 。两种方法的计算结果分别展示于表 6 最后两行。

## 七、结论

本文首先从企业家精神的“创造性毁灭”和其调整要素市场配置效率的两个特性出发, 构建了同时包含上述两个特性的企业家精神的异质性企业理论模型, 以阐述企业家精神对制造业出口升级的影响, 并得到两个待检验的理论命题。然后, 基于 2005—2015 年 30 个省(市、自治区)的面板数据, 利用 GMM 和 2SLS 方法对理论命题进行实证检验。研究结果表明, 样本期间, 企业家精神显著促进了制造业出口技术复杂度的提高, 即促进了制造业出口升级。在重新测算制造业出口技术复杂度、替换企业家精神指标和替换工具变量指标后, 该结论依然稳健。异质性分析的结果表明: 相对于东部地区而言, 企业家精神对中西部地区制造业出口升级的促进作用更为突出; 金融危机强化了企业家精神对制造业出口升级的促进作用。中介效应模型的检验结果表明, 企业家精神会通过提高要素配置效率进而促进制造业出口升级, 其中, 企业家创业精神所带来的要素配置效率的中介效应大于企业家创新精神。

在新时代高质量发展的背景下, 本文的研究结论为提升制造业出口竞争力、实现制造业出口升级提供了如下政策启示: 第一, 重视企业家精神的培养。建立健全法治体系, 营造良好的营商环境, 激发企业家精神, 保障企业家才能的实现。坚持推进“大众创业, 万众创新”政策, 增强对企业家创业和创新的激励, 降低企业家创业和创新的门槛。第二, 推进市场化改革。打破要素市场壁垒, 降低要素市场扭曲程度, 促进要素自由流动, 提高要素配置效率。改革户籍制度、土地制度, 优化金融体系结构, 促进劳动力、土地和资金流向效率高的企业和地区。第三, 改变地方政府竞争模式, 加快建设服务型政府, 实现良性的新型政商关系, 以降低企业家寻租活动, 将更多的企业家配置到生产性活动领域。第四, 更加注重中西部地区营商环境、市场体制的建设, 以充分发挥中西部地区企业家精神在促进制造业出口升级方面的作用。

## 注释:

① 本文借鉴已有文献, 以制造业出口技术复杂度衡量地区制造业出口升级。在第四部分变量说明中将详细论述。

## 参考文献:

- [1] SCHUMPETER J A. The theory of economic development [J]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.
- [2] BAUMOL W J. Entrepreneurship: productive unproductive and destructive [J]. Journal of political economy, 1990, 98(5): 893-921.
- [3] AGHION P, HOWITT P. A model of growth through creative destruction [J]. Econometrica, 1992, 60(2): 323-351.
- [4] 李宏彬, 李杏, 姚先国, 等. 企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响 [J]. 经济研究, 2009(10): 99-108.
- [5] OU-YANG H Y, CHAISINGHARN N, NGUYEN T H. The impacts of entrepreneurship on export orientation and internationalisation: the moderating effects of family ownership and involvement [J]. International journal of innovation and learning, 2016, 19(1): 1-24.
- [6] 李小平, 李小克. 企业家精神与地区出口比较优势 [J]. 经济管理, 2017(9): 66-81.
- [7] 程锐, 马莉莉. 市场化改革、金融发展与企业家精神 [J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2019(4): 100-114.
- [8] 刘志阳. 改革开放四十年企业家精神的演进 [J]. 人民论坛, 2018(35): 24-25.
- [9] SPULBER D F. The theory of the firm: microeconomics with endogenous entrepreneurs, firms, markets, and organizations [M]. Cambridge, MA: Cambridge University Press, 2009.
- [10] SYVERSON C. What determines productivity? [J]. Journal of economic literature, 2011, 49(2): 326-365.
- [11] MUNÓZ-BULLÓN F, SÁNCHEZ-BUENO M J, VOS-SAZ A. Nascent entrepreneurs' personality attributes and the international dimension of new ventures [J]. International entrepreneurship and management journal, 2015, 11(3): 473-492.
- [12] CUMMING D, JOHAN S, ZHANG M. The economic impact of entrepreneurship: comparing international datasets [J]. Corporate governance: an international review, 2014, 22(2): 162-178.
- [13] LEDERMAN D, RODRIGUEZ-CLARE A, XU D Y. Entrepreneurship and the extensive margin in export growth: a microeconomic accounting of Costa Rica's export growth during 1997-2007 [J]. The World Bank economic review, 2011, 25(3): 543-561.
- [14] FABLING R, SANDERSON L. Entrepreneurship and aggregate merchandise trade growth in New Zealand [J]. Journal of international entrepreneurship, 2010, 8(2): 182-199.
- [15] LEKO-SIMIC M, HORVAT J. Risk taking propensity and export performance of Croatian exporters [J]. Managing global transitions, 2006, 4(4): 313.
- [16] EZIRIM A, MACLAYTON D W. Entrepreneurial orientation and export marketing performance [J]. International research journal of finance and economics, 2010, 11(1): 112-133.
- [17] CHO Y S. The mediating effect of learning competence between the entrepreneurship and export performance of international new ventures in global trade environment [J]. 통상정보연구, 2014, 16(2): 23-44.
- [18] 逯东, 池毅. 《中国制造 2025》与企业转型升级研究 [J]. 产业经济研究, 2019(5): 77-88.
- [19] 戴魁早. 技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制 [J]. 中国工业经济, 2018(7): 117-135.
- [20] 李金城, 周咪咪. 互联网能否提升一国制造业出口复杂度 [J]. 国际经贸探索, 2017(4): 24-38.
- [21] 盛斌, 毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度 [J]. 世界经济, 2017(12): 52-75.
- [22] 王永进, 盛丹, 施炳展, 等. 基础设施如何提升了出口技术复杂度? [J]. 经济研究, 2010(7): 103-115.
- [23] 阮文婧, 武常岐, 涂政. 中国企业出口优势升级路径及其影响机制——以通讯设备制造业为例 [J]. 国际经贸探索, 2018(9): 31-47.
- [24] 马盈盈, 盛斌. 制造业服务化与出口技术复杂度: 基于贸易增加值视角的研究 [J]. 产业经济研究, 2018(4): 1-13+87.
- [25] 何有良, 陆文香. 企业家精神与中国制造业企业出口持续时间 [J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2018(4): 1-11.
- [26] HSIEH C T, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. The quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [27] 余东华, 孙婷, 张鑫宇. 要素价格扭曲如何影响制造业国际竞争力 [J]. 中国工业经济, 2018(2): 63-81.
- [28] 鲁晓东. 技术升级与中国出口竞争力变迁: 从微观向宏观的弥合 [J]. 世界经济, 2014(8): 70-97.

- [29]BJORNSKOV C ,FOSS N J. Do economic freedom and entrepreneurship impact total factor productivity? [R]. SMG working paper No. 8 2010.
- [30]ERKEN H ,DONSELAAR P ,THURIK R. Total factor productivity and the role of entrepreneurship [J]. The journal of technology transfer 2016: 1-29.
- [31]HALLAK J C ,SCHOTT P K. Estimating cross-country differences in product quality [J]. The quarterly journal of economics 2011 ,126( 1) : 417-474.
- [32]HAUSMANN R ,HWANG J ,RODRIK D. What you export matters [J]. Journal of economic growth 2007 ,12( 1) : 1-25.
- [33]周茂 陆毅 杜艳 等. 开发区设立与地区制造业升级 [J]. 中国工业经济 2018( 3) : 62-79.
- [34]HEBERT R F LINK A N. In search of the meaning of entrepreneurship [J]. Small business economics ,1989 ,1( 1) : 39-49.
- [35]程锐. 市场化进程、企业家精神与地区经济发展差距 [J]. 经济学家 2016( 8) : 19-28.
- [36]BARON R M ,KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual , strategic and statistical considerations [J]. Journal of personality and social psychology ,1986 ,51( 6) : 1173-1182.
- [37]BANKER R D ,CHARNES A ,COOPER W W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis [J]. Management science ,1984 ,30( 9) : 1078-1092.
- [38]张杰 周晓艳 李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D? [J]. 经济研究 2011( 8) : 78-91.
- [39]林伯强 杜克锐. 要素市场扭曲对能源效率的影响 [J]. 经济研究 2013( 9) : 125-136.
- [40]王小鲁 樊纲 余静文. 中国分省份市场化指数报告( 2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社 2017.

( 责任编辑: 李 敏)

## Entrepreneurship , factor allocation efficiency and manufacturing export upgrade

CHENG Rui<sup>1 2</sup> , MA Lili<sup>2</sup> , ZHANG Yan<sup>3</sup> , TANG Yichen<sup>2</sup>

( 1. School of Economics , Xi'an University of Finance and Economics , Xi'an 710100 , China;

2. School of Economics and Management , Northwest University , Xi'an 710127 , China;

3. School of Urban and Regional Science , Shanghai University of Finance and Economics , Shanghai 200433 , China)

**Abstract:** This paper constructs a heterogeneous enterprise theory incorporating entrepreneurship , and uses provincial panel data to empirically investigate the influence of entrepreneurship on China's manufacturing export upgrade and its mechanism. The study shows that: first , over the past decade , entrepreneurship has significantly increased the technical complexity of manufacturing export , thus promoting the manufacturing export upgrade. The conclusion remains robust after re-measurement and calculation of technical complexity of manufacturing export , replacement of entrepreneurship indicators and replacement of instrumental variable indicators; second , compared with the eastern region , entrepreneurship plays a more prominent role in promoting the manufacturing export upgrade in central and western regions; third , the financial crisis strengthens the role of entrepreneurship in promoting the manufacturing export upgrade; fourth , entrepreneurship promotes the manufacturing export upgrade by reducing factor market distortion and improving factor allocation efficiency. Compared with entrepreneur's innovative spirit , entrepreneur's innovative spirit brings about a greater mediating effect of factor allocation efficiency. Starting from the characteristic of "creative destruction" of entrepreneurship and the effect of adjusting the efficiency of factor market allocation , this paper investigates the influence of entrepreneurship on the export upgrade of China's manufacturing industry and its mechanism in order to find a new way to realize the manufacturing export upgrade and provide scientific decision support for improving the international competitiveness of manufacturing export.

**Key words:** entrepreneurship; factor allocation efficiency; factor market distortion; export technical complexity; manufacturing export upgrade