

企业家精神影响出口贸易增长吗?

——基于城市层面数据的实证检验

刘修岩 张杏芬

(东南大学 经济管理学院 江苏 南京 211189)

摘要:企业家精神是激发地方经济活力的重要因素,它对地区的出口贸易增长究竟存在何种影响?基于中国2005—2013年城市层面的经济统计数据,采用历史上的煤炭储量作为工具变量来识别企业家精神对出口贸易增长影响的因果机制。结果发现,城市临近地区历史上的煤炭储量会对其企业家精神产生抑制;而企业家精神在推动城市出口贸易增长中发挥着至关重要的作用,尤其是在制造业领域,更为活跃的企业家精神对出口贸易增长的促进效应更强,且其促进作用存在不均匀性。因此,地方政府在制定出口促进政策时,应更多地关注制造业中小企业的出口潜力,通过创造开放公平的市场环境,激发企业家精神,以带动地区出口贸易持续增长。

关键词:企业家精神;贸易增长;工具变量;分位数回归

中图分类号:F272.9;F752.62 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-6049(2018)04-0013-10

一、引言与文献综述

自2001年加入世界贸易组织以来,中国对外贸易发展迅速,出口贸易规模逐渐增加,已经成为经济持续发展的重要动力。商务部2017年春季发布的《中国对外贸易形势报告》显示,除2009年、2015年和2016年以外,中国出口总额都呈正向增加。2013年中国的进出口总额为4.1589万亿美元,成就了世界上货物贸易首次超过4万亿美元的奇迹。而2008年全球金融危机之后,国际市场需求不足,发达经济体投资活动低迷,贸易摩擦逐渐加剧,国内劳动力要素的比较优势下降,进而影响到中国出口贸易的国际竞争力。2009年货物出口增速为-16%,10年来首次出现出口贸易负增长。2015年和2016年中国出口增速分别为-2.9%和-7.7%。2017年中国对外贸易的发展在全球市场上有望保持基本稳定,但国内外环境依旧复杂严峻。中共中央、国务院在2017年9月正式公布了《关于营造企业家健康成长环境弘扬优秀企业家精神更好发挥企业家作用的意见》,这是自建国以来第一次发布文件明确中国企业家精神的价值和地位,意见指出,建造企业家健康发展环境,发扬优秀企业家精神,以激发市场活力,为经济持续发展保驾护航。在严峻复杂的国际国内环境中,依靠资源和廉价劳动力的粗放型贸易增长模式无法实现中国贸易大国向贸易强国的转变。企业家精神是企业发展和经济增长的重要内生动力,企业家精神的培育和释放将会对出口贸易产生怎样的影响,它是否能提高出口贸易的质量效益、实现集约型贸易增长方式的转变?

收稿日期:2018-04-29;修回日期:2018-05-31

基金项目:国家社会科学基金一般项目(15BJL107)

作者简介:刘修岩(1979—),男,山东济宁人,东南大学经济管理学院教授,研究方向为区域经济学、城市经济学;张杏芬(1993—),女,湖北鄂州人,东南大学经济管理学院硕士研究生,研究方向为城市经济学。

针对企业家精神与出口贸易之间关系的研究,国内外学者将出口贸易分解为企业出口绩效、出口比较优势以及出口贸易增长这三个方面加以分析。在出口绩效方面,Ezirim and Maclayton^[1]对尼日利亚的出口企业进行研究后得出,在非石油行业中企业家精神与出口绩效之间关系并不十分显著。Etchebarne *et al.*^[2]利用偏最小二乘法分析企业外部环境和内部因素,得出企业家精神能显著地增强企业的出口绩效。Ouyang *et al.*^[3]认为,家族企业经理的自主性、冒险进取和创新对企业出口绩效有显著性促进作用。彭炜莱^[4]结合企业财务数据和调查问卷分析出企业家精神与出口绩效之间存在很强的联系。在出口比较优势方面,李小平和李小克^[5]借助区位熵指数和显示性比较优势指数构造地区比较优势指数,分析出各地区的创业精神与创新精神均对出口比较优势有正向影响,并且认为当出口产生的收益超过制度、文化和法律的相关成本时,地区的企业家精神则会增强,进而对当地出口比较优势产生影响。在出口贸易增长方面,Fabling *et al.*^[6]从企业层面分析出企业家精神是企业出口贸易增长的重要推动力,其促进作用不仅表现在新市场的进入,而且表现在现任企业出口产品的多样化。郝良峰等^[7]通过2001—2009年中国制造业企业微观数据研究表明,创新投入和新产品研发对出口扩展边际增长具有显著的促进作用。无论是从哪一方面切入,研究目的都是为了探讨企业家精神与出口贸易之间的关系。但是,出口贸易增长是出口绩效和出口比较优势的基础,只有当出口贸易规模达到一定程度时,才能够体现出出口绩效和出口比较优势的提升。

此外,还有不少文献探讨了企业家精神对出口贸易的作用机制。针对单个企业,Simmonds and Smith^[8]认为拓展海外市场、追求利润和实现个人价值只是企业家精神体现,而后期家庭代代积累的社会资本和对企业家创新冒险精神的培育才能使得企业出口保持长期稳定增长^[9]。王增涛和蒋敏^[10]认为,正是由于拥有这种独特的生产力,出口企业才能在竞争激烈的国际市场上披荆斩棘,使出口规模持续扩大。对于整个地区,一方面由于企业家精神具有知识溢出效应,Aitken *et al.*^[11]认为进入国际市场后,由于距离便利性和社会网络,出口企业会将国外消费者偏好、产品的设计质量和新的技术等知识外溢给当地企业,这样会激发更多的企业参与国际竞争;另一方面,Wang and Blomstrom^[12]认为企业家精神还具有学习效应,企业家会通过经验学习和感应学习效应从出口企业中获得技术和组织经验。这样由于市场接近和企业家的社会资本网络,企业家精神会在某种程度上促进出口贸易。

现有文献的研究,对于分析企业家精神对出口贸易的影响具有重要的参考价值 and 借鉴意义。为了更加深入分析企业家精神对出口贸易增长的影响,本文力图在以下三个方面加以拓展:一是在研究视角上,从创业冒险精神的角度分析企业家精神与出口贸易之间的关系,更加详细地论证企业家的创业精神究竟对出口贸易增长产生何种影响;二是将企业家精神与出口贸易增长纳入城市研究框架中,分析各城市企业家精神如何影响出口贸易增长,从而为提高区域的出口贸易、转变出口贸易增长方式提供经验支持;三是在实证方面,考虑到模型内生性,本文通过研究历史上煤矿对企业家精神的“挤出”机制,并将中国历史煤炭储量作为企业家精神的工具变量,综合考察历史煤炭储量对企业家精神的影响,进一步揭示出企业家精神对出口贸易增长的影响机制。

二、模型设定与变量说明

(一) 计量模型设定

内生增长理论发展表明,人力资本和知识技术具有过滤和溢出效应,正是这种效应促进经济持续增长。在这一过程中,企业家发挥着重要作用,而企业家精神会渗入到知识溢出效应中。所以,在这一思想的基础上,本文借鉴Audretsch and Keilbach^[13]的思路,将企业家精神纳入到内生经济增长模型中,构建了包含企业家精神在内的柯布一道格拉斯模型:

$$Y_{it} = \alpha K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{1-\beta_1} R_{it}^{\beta_2} E_{it}^{\beta_3} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 、 R_{it} 、 E_{it} 分别表示*i*区域*t*时期的产出、有形资本、人力资本、知识资本和企业家精神, β_1 、 β_2 和 β_3 分别反映有形资本、知识资本和企业家精神对产出的弹性系数。考虑到企业家精神的知识溢出效应,同时借鉴Li^[14]的观点,建立以下企业家精神的表达式:

$$E_{it} = \delta H_{it} \quad (2)$$

其中 H_{it} 表示社会上提供创业行为的相关劳动力; δ 表示影响知识溢出的因素。王立平和吕民乐^[15] 研究发现, 知识外溢的经济效应受空间距离、接受能力、市场结构、技术差距和社会网络等因素的影响。

同时, 在传统贸易引力模型的基础上, 将(1)式和(2)式代入基础的引力模型中, 可得:

$$export_{ijt} = \frac{\alpha A K_{it}^{\beta_1} L_{it}^{1-\beta_1} R_{it}^{\beta_2} Y_{jt}}{D_{ijt}} \times (E_{it})^{\beta_3} \quad (3)$$

其中 D_{ijt} 是区域 i 和 j 之间的距离; A 是比例常数; $export_{ijt}$ 表示 t 时期 i 国向 j 国出口的流量。从式中可得出, 企业家精神与出口贸易之间存在关系。为了实证检验企业家精神对出口贸易增长的影响, 本文借鉴 Glaeser *et al.*^[16] 的做法, 构建了如下模型:

$$\ln\left(\frac{export_{i_a}}{export_{i_b}}\right) = \beta \ln(E_{i_b}) + \ln(othercontrol_{i_b}) + \varepsilon_{i_b} \quad (4)$$

其中 i 表示城市; β 表示企业家精神对城市出口贸易增长影响的弹性系数, 主要由(3)式 δ 和 β_3 决定; t_a 和 t_b 表示两个不同的时间点, 且 t_b 为基期; $export_{i_a}/export_{i_b}$ 表示城市 i 出口贸易增长率; ε_{i_b} 表示随机误差项。方程左边采用 2005—2013 年各城市的出口贸易增长率作为被解释变量, 方程右边是 2005 年城市企业家精神与控制变量, 方程左右两边均取对数。数据来源于《中国矿业纪要(第四次)》《中国城市统计年鉴》《中国区域统计年鉴》和《中国工业企业数据库》, 数据涵盖中国 233 个地级城市的相关统计指标。

(二) 变量说明

1. 出口贸易增长

出口贸易增长是本文的被解释变量, 指的是 2005—2013 年货物出口总流量增长, 本文用 2013 年与 2005 年各城市货物出口总流量之比表示。

2. 企业家精神

对于企业家精神, 目前并没有统一的量化测量指标。一般选用企业进入退出比率、自我雇佣率、小企业所占市场份额、企业所有权比率、市场上创业人数和中小企业规模等^[17]。本文在前人研究的基础上选取与企业家精神相关性高的单个指标作为企业家精神的代理变量, 即新建企业就业份额和城市企业新建率。其中, 新建企业就业份额反映了企业的发展潜力, 用新建企业中所增加就业人数与就业总额之比来表示。新建企业提供就业机会的增多是对新建企业创新创业行为的反馈, 反之劳动力的增加又会在一定程度上促进企业资本积累, 这样更有利于企业在国际市场上竞争。所以我们选用新建企业就业份额来测定企业家精神的活跃程度, 并且预期该项代理变量对出口贸易增长的弹性系数符号为正。跟新建企业就业份额相似, 企业新建率是指新建企业数与当期的企业总数之比。Audretsch and Fritsch^[18] 认为企业进入和退出会导致行业或地区经济波动, 并且企业更替越频繁, 则市场更具有活力和竞争性, 或者说明企业家精神更加丰富。即企业新建率能一定程度上正向反映企业家精神, 所以我们预期该项代理变量的弹性系数符号为正。

3. 控制变量

(1) 贸易成本。贸易成本与距离有关, 距离远近直接影响到企业出口贸易的运输成本。在相同条件下, 距离越远, 其贸易成本就会越高。因此本文使用各城市与最近海港的距离(千米)作为贸易成本的代理变量, 取对数后加入模型, 预期系数值为负。(2) 外商直接投资水平。国际资本的流入不仅能吸收大量劳动力, 而且一定程度上会提高国内的全要素生产率, 进而提高我国出口贸易水平。本文使用 2005 年实际运用外商直接投资总额与地区生产总值之比作为代理变量来衡量外商直接投资水平, 进行对数处理且预期系数值为正。(3) 城市基础设施水平。良好的城市基础设施水平能一定程度上提高生产的便利性, 扩大出口贸易。本文的城市基础设施水平用人均道路铺装面积(平方米)来表示, 将该变量进行对数化处理加入模型, 并且预期该项系数值为正。(4) 政府对经济的干预程度。改革

开放以来,我国以出口导向型战略促进了出口增长,其中政府的推动力对出口增长发挥着重要作用,因此本文使用2005年地方政府财政支出总额与地区生产总值之比作为代理变量来衡量政府对经济的干预程度,并取对数加入模型,该项系数符号预期为正。相关变量的描述性统计结果如表1所示。

为了更为直观地观察企业家精神与城市出口贸易增长之间的关系,本文还绘制了新建企业就业份额与出口贸易增长之间的散点图和简单的拟合直线。从图1可以看出,两者的拟合直线明显向右上方倾斜,这为我们提供了一个初步判断,即企业家精神与出口贸易增长呈现正向关系。当然,前面的分析表明了企业家精神与出口贸易增长之间的无条件相关性。考虑到模型的其他因素影响,我们加入控制变量针对中国城市截面数据并应用两阶段最小二乘法对模型做进一步的分析。

三、计量结果分析

(一) 初步估计

1. OLS 估计

我们分别以新建企业就业份额和企业新建率作为解释变量,分别以贸易成本、外商直接投资水平、城市基础设施建设水平以及政府对经济的干预程度作为控制变量,估计分析了企业家精神与出口贸易增长的关系。从表2可以看出,城市新建企业就业份额和城市企业新建率的弹性系数具有较高的显著性水平,系数值分别为0.1356和0.1268。这说明在其他条件不变的情况下,当新建企业就业份额和城市企业新建率均增加1%时,出口贸易增长率分别增加0.1356%和0.1268%。根据回归结果,本文得出企业家精神对出口贸易增长具有显著的正向作用。同时,控制变量的回归系数也都显著并符合预期,贸易成本与外商直接投资水平的回归系数分别在10%和1%的显著性水平下为负。外商直接投资与出口贸易增长呈现出负相关,这可能是由于外商直接投资对内资企业产生挤出效应。外国企业的进入可能会制造出不公平市场竞争环境,对中国内资企业生产率的提高和技术进步产生

表1 主要变量描述性统计

变量	均值	最小值	最大值	预期符号
被解释变量				
出口总额(万美元)	303.978	1.0000	10152.200	
出口贸易增长率(%)	24.3547	0.2444	2778.00	
关键解释变量				
新建企业就业份额(%)	2.7933	0.0812	18.7841	+
企业新建率(%)	5.3492	0.0445	19.1223	+
其他控制变量				
外商直接投资水平(%)	2.3157	0.0031	11.3062	+
贸易成本(千米)	245.6952	25.4068	992.5215	-
城市基础设施水平(平方米/人)	720.6443	2.1500	1870.00	+
政府对经济干预程度(%)	10.6620	4.3485	42.1963	+

资料来源:由作者计算整理得到。

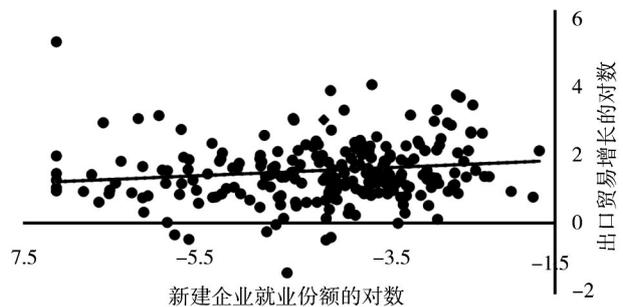


图1 新建企业就业份额与出口贸易增长

表2 企业家精神与出口贸易增长(OLS估计)

变量	出口贸易增长率	
新建企业就业份额	0.1356*** (0.0519)	
企业新建率		0.1268*** (0.0484)
外商直接投资水平	-0.1678*** (0.0469)	-0.1656*** (0.0462)
政府对经济干预程度	0.2762* (0.2124)	0.3392* (0.2128)
贸易成本	-0.0307* (0.0296)	-0.0251* (0.0297)
城市基础设施水平	0.1572*** (0.0315)	0.1672*** (0.0320)
常数项	0.9955* (0.6181)	1.0102* (0.6193)
样本量	233	233
R ²	0.1583	0.1585

注:括号内数值为回归系数的标准误差,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

抑制作用,进而会抑制出口贸易的增长。城市基础设施建设水平和政府对经济干预程度的回归系数也显著为正,说明城市出口贸易增长率随着城市基础设施建设水平和政府对经济干预程度的提高而增加,这也符合我国出口导向型经济发展模式的实际情况。

2. 工具变量法估计

现有文献指出,企业家精神会影响出口,同时出口也会为出口商带来技术的创新、知识的积累和人脉的拓展,从而促进企业家精神的发展。Zahra *et al.*^[19]认为中小企业能从出口中获利,因为出口能为企业提供竞争市场和有利的金融服务,从而促进企业发展。Blalock and Gertler^[20]也指出,出口不仅为出口企业提供有利的资金,而且出口对于企业来说是一个学习的过程并且能促进知识和技术的积累。所以企业家精神在本文模型中是一个潜在的内生变量,我们拟采用煤炭储量作为企业家精神的工具变量来解决这一问题。理由如下:

首先,考察所选取工具变量对出口贸易增长的外生性。根据商务部资料统计,在20世纪80年代初期我国出口贸易总额增长主要推动力是初级产品出口。而在80年代后期则主要以工业制成品贸易为主。改革开放以后,丰富廉价的劳动力资源促进劳动密集型产品大量出口,从而创造中国出口奇迹。中国出口贸易增长是加工制成品出口额的增长,且煤炭出口在2005年以后呈现下降趋势。因此煤炭储量的差异对城市出口贸易增长率产生直接影响的可能性会较小。

其次,煤炭储量与企业家精神存在一定的相关性。煤炭的开采促进了人口流动,形成城镇工业化,煤矿丰富地区出现了大批开采、运输和加工煤矿的大公司。但是一方面资源型区域依赖资源租金,缺乏危机意识^[21]。资源租金会吸引企业家去从事初级产业部门的生产而限制企业家创业创新行为,最终导致市场缺乏效率。Bjorvatn *et al.*^[22]也认为企业家精神会受到地区自然资源的影响,特别是煤炭、石油等“集中型资源”,而资源租金的存在会使企业家精神显著降低。景普秋等^[23]以山西为例,同样得出资源型经济对技术进步和人力资本的发展产生抑制作用,这正如Auty在1993年提出的资源诅咒假说。而改革开放初期,最早进行企业创业创新往往是资源比较匮乏的地区(如浙江温台、珠三角地区),显而易见,这些地区具有较强的企业家精神。另一方面,依靠资源发展起来的大规模企业会对企业家精神产生“挤出效应”。Glaeser *et al.*^[24]曾系统地调查了历史煤矿与企业家精神的关系。他们认为,煤矿挖掘过程是资本密集型的规模性经营,同时运输和加工煤矿需要大规模机器和生产设备,煤矿的挖掘、运输和加工导致大规模企业的产生。因此,附近有丰富煤矿的地区其产业结构的特点是企业规模大而创业少。由于历史延续和风俗传承,大规模企业逐渐挤出企业家精神。那为什么企业规模大而创业少呢? Glaeser *et al.*^[24]借鉴其他人的研究,认为大规模企业会通过雄厚的经济实力挤占新建企业的资本、劳动力以及供应商资源,从而意味着地区企业家精神没落。另有学者认为,由于金融市场的不完善以及政策壁垒的存在,大型企业中小企业存在负向的溢出效应,即存在“挤出”效应。由于资源租金的依赖性和大规模企业的挤出效应,煤炭储量的多少与企业家精神应该具有显著的负相关性。

对于空间范围的选择, Glaeser *et al.*^[24]通过研究城市煤炭价格与0~80千米、80~160千米、160~400千米以及400~800千米的煤层个数的回归关系,并且根据20世纪初美国快速发展的交通环境以及逐渐下降的运输成本,最终选择160千米、400千米和800千米范围内的煤矿个数作为企业家精神的工具变量。本文借鉴Glaeser *et al.*的做法并结合中国实际情况,采用各个城市在150千米、200千米、300千米内的历史(1929年)煤炭储量作为企业家精神的工具变量。

为考察邻近地区历史煤炭储量与企业家精神的关系,本文将150千米、200千米和300千米以内的历史煤炭储量作为解释变量,新建企业就业份额和企业新建率作为被解释变量,在贸易成本、外商直接投资水平、政府对经济干预程度以及城市基础建设水平控制下进行两阶段最小二乘法中第一阶段回归分析,实证检验历史煤炭储量这一工具变量的可信度,结果如表3所示。

表3 煤炭储量与企业家精神的关系(第一阶段的回归结果)

变量	新建企业就业份额			企业新建率		
150千米内煤储量	-0.0374*** (0.0081)			-0.0395*** (0.0087)		
200千米内煤储量		-0.0240*** (0.0049)			-0.0256*** (0.0053)	
300千米内煤储量			-0.0138*** (0.0027)			-0.0163*** (0.0028)
外商直接投资水平	0.0693 (0.0565)	0.0721* (0.0562)	0.0635 (0.0559)	0.0564 (0.0607)	0.0591 (0.0604)	0.0464 (0.0593)
政府对经济干预程度	0.0195 (0.2615)	-0.0199 (0.2612)	-0.0813 (0.2611)	-0.4744* (0.02811)	-0.5176* (0.2805)	-0.6119** (0.2768)
贸易成本	0.0252 (0.0364)	0.0298* (0.0363)	0.0383 (0.0363)	0.0709* (0.0391)	0.0760* (0.0390)	0.0884** (0.0384)
城市基础设施水平	-0.0813** (0.0393)	-0.0881** (0.0393)	-0.0825** (0.0387)	-0.1656*** (0.0422)	-0.1731*** (0.0422)	-0.1716*** (0.0411)
常数项	-3.3694*** (0.7309)	-3.4244*** (0.7281)	-3.6331*** (0.7276)	-3.7118*** (0.7855)	-3.7726*** (0.7821)	-4.0529*** (0.7712)
样本量	233	233	233	233	233	233
R ²	0.1002	0.1087	0.1199	0.1219	0.1313	0.1647

注: 括号内数值为回归系数的标准误差,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表3显示,在贸易成本、外商直接投资水平、政府对经济干预程度以及城市基础设施建设水平控制下,邻近城市的煤炭储量对新建企业就业份额和企业新建率的系数均为负值,且都通过1%的显著性检验,这说明城市附近的煤炭储量与企业家精神之间存在负相关。第一阶段回归满足工具变量的相关性假设。同样,比较新建企业就业份额与企业新建率这两组系数值,发现距离城市越近的煤矿对城市企业家精神的影响越大,即对企业家精神的“挤出”效应就会越强。

表4是在贸易成本、外商直接投资水平、城市基础设施建设水平以及政府对经济干预程度控制下,分别使用城市新建企业就业份额和城市企业新建率作为解释变量,使用煤炭储量作为工具变量的两阶段的最小二乘结果。结果显示,企业家精神与出口贸易增长呈现出较为明显的正相关关系,且均通过10%的显著性检验。列(1)是使用1929年150千米和300千米内煤炭储量作为工具变量,结果得出平均企业规模引起的出口贸易增长的效应增强,其回归系数为0.2995。而最小二乘法估计得出的初步弹性系数为0.1356,相比较而言,工具变量回归数值是初步回归数值的两倍有余。当使用企业新建率作为企业家精神的代理变量时,其效应同样差不多增加2倍,并且当使用

表4 企业家精神与出口贸易增长的关系(IV估计)

	Yes	Yes	Yes	Yes
	(1)	(2)	(3)	(4)
150千米内煤炭储量	Yes		Yes	
200千米内煤炭储量		Yes		Yes
300千米内煤炭储量	Yes		Yes	
新建企业就业份额	0.2995* (0.1605)	0.2965* (0.1697)		
企业新建率			0.2589** (0.1323)	0.2787* (0.1595)
外商直接投资水平	-0.1834*** (0.0489)	-0.1831*** (0.0491)	-0.1765*** (0.0475)	-0.1782*** (0.0483)
政府对经济干预程度	0.2480 (0.2158)	0.2485 (0.2159)	0.3806* (0.2169)	0.3869* (0.2198)
贸易成本	-0.0292** (0.0299)	-0.0293** (0.0299)	-0.0180** (0.0306)	-0.0169** (0.0311)
城市基础设施水平	0.1645*** (0.0325)	0.1643*** (0.0326)	0.1840*** (0.0357)	0.1865*** (0.0376)
常数项	1.5078* (0.7829)	1.4986* (0.8013)	1.4661* (0.7527)	1.5344* (0.8153)
R ²	0.1213	0.1226	0.1309	0.1219
第一阶段F统计量	13.456	23.84	17.5381	23.3985
过度识别检验	0.5717		0.8706	
外生性检验(P值)	0.2766	0.3156	0.2829	0.3144

注: 括号内数值为回归系数的标准误差,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

200 千米的煤炭储量作为工具变量时也可得出较高水平的显著性。根据上面结果我们可以得出:一方面企业家精神通过企业的学习效应和溢出效应对出口贸易增长产生促进效应,另一方面将历史煤炭储量作为工具变量能一定程度上解决企业家精神的内生性问题。但是,影响出口贸易增长有很多方面,为了进一步考察企业家精神与出口贸易增长之间的关系,本文运用变换核心解释变量的统计口径和工具变量分位数回归方法进行稳健性检验。

(二) 稳健性检验

1. 变换核心解释变量统计口径

尹华^[25]认为,知识竞争和学习效应是制造企业国际化进程中必不可少的条件。那么在国际市场上,能否充分发挥出企业家创新冒险精神和工匠精神,提高中国制造业的品质,促进出口?本文将企业家精神行业范围定位到制造业,利用制造业数据统计新建企业就业份额和企业新建率,并对制造业的企业家精神进行 OLS 分析和 IV 分析,估计结果如表 5 所示。对比表 2,企业家精神 OLS 回归弹性系数分别为 0.135 6 和 0.126 8,制造业的企业家精神 OLS 估计结果分别为 0.175 9 和 0.228 2,两者相差 1~2 倍。同时工具变量回归分析中,相对表 4 的回归系数,表 5 的(2)列和(6)列的值明显高于全行业回归的弹性系数。这证实了在制造业中,企业家精神对出口贸易增长具有更强的推动作用。一方面由于企业家的创业动机和创新精神会将工业发展嵌入到更加健康和内生化的制度环境中^[26],在制造业中,作为催化剂的企业家精神为制造水平的提升创造良好环境;另一方面制造企业更易受学习效应和模仿效应影响,中长期后生产率可能得到提高并且产生一定的规模效应,从而获得一定的出口优势^[27]。

表 5 企业家精神与出口贸易增长(变换企业家精神的统计口径)

	Yes		Yes		Yes	
150 千米内煤炭储量						
200 千米内煤炭储量			Yes		Yes	
300 千米内煤炭储量	Yes				Yes	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
新建企业就业份额	0.175 9*** (0.055 5)	0.325 7* (0.193 2)	0.352 5* (0.200 5)			
企业新建率				0.228 2*** (0.077 2)	0.312 1* (0.168 4)	0.331 5* (0.185 2)
外商直接投资水平	-0.155 5*** (0.045 7)	-0.155 9*** (0.045 8)	-0.155 9*** (0.046 1)	-0.149 0*** (0.045 9)	-0.154 0*** (0.045 1)	-0.153 9*** (0.045 3)
政府对经济干预程度	0.234 6 (0.211 8)	0.179 5 (0.223 0)	0.169 6 (0.225 1)	0.281 3 (0.211 5)	0.265 1 (0.208 9)	0.262 9 (0.209 8)
贸易成本	-0.027 9** (0.029 5)	-0.024 5** (0.029 8)	-0.023 9** (0.030 0)	-0.023 8** (0.029 6)	-0.014 0** (0.030 6)	-0.012 9** (0.031 0)
城市基础设施水平	0.027 9*** (0.029 5)	0.161 9*** (0.032 0)	0.162 9*** (0.032 2)	0.168 3*** (0.031 9)	0.183 3*** (0.035 4)	0.185 3*** (0.036 3)
常数项	1.097 5* (0.615 1)	1.544 2* (0.827 7)	1.624 3* (0.845 6)	1.261 0** (0.637 9)	1.461 7* (0.756 3)	1.517 1* (0.788 9)
R ²	0.151 5	0.143 2	0.132 8	0.146 8	0.169 8	0.164 2
第一阶段 F 值		10.231 5	19.204 4		12.806	21.030 5
过度识别检验		0.307 9			0.438 9	
外生性检验(P 值)		0.418 3	0.356 1		0.500 5	0.472 5

注:括号内数值为回归系数的标准误差,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

2. 工具变量分位数回归(IVQR)

为使结果更为稳健,同时检验中国各个城市出口贸易增长率各不相同情况下,企业家精神对出口贸易增长的作用是否具有均匀性?我们对模型进行工具变量分位数回归,考察在出口增长较快或较慢城市中企业家精神与出口贸易增长之间的关系。本文以新建企业就业份额为解释变量,以 200 千米内的煤炭储量为工具变量,在贸易成本、外商直接投资水平、城市基础设施建设水平以及政府对经济干

预程度的控制下,选取 20 分位到 80 分位这 7 个代表性的分位点,对出口贸易增长率分别进行回归。同时考虑到企业进入退出市场可能是政府等其他外力推动的结果,企业进出不能全面反映企业家精神,所以在两个代理变量中选取新建企业就业份额作为企业家精神的代理变量来进行工具变量分位数回归。

表 6 企业家精神与出口贸易增长(IVRQ 估计)

变量	IVRQ(200 千米内煤炭储量)						
	q_{20}	q_{30}	q_{40}	q_{50}	q_{60}	q_{70}	q_{80}
新建企业就业份额	0.6023*** (0.1510)	0.4957*** (0.1407)	0.4775*** (0.1458)	0.5253*** (0.1730)	0.4206** (0.1631)	0.4050*** (0.1453)	0.4425** (0.1888)
外商直接投资水平	-0.0615* (0.0368)	-0.0984** (0.0405)	-0.0733 (0.0453)	-0.1164** (0.0533)	-0.1471*** (0.0483)	-0.1432*** (0.0449)	-0.1487** (0.0613)
政府对经济干预程度	-0.1938 (0.1547)	-0.1877 (0.1744)	-0.0919 (0.1932)	-0.0707 (0.2386)	0.2516 (0.2129)	0.2926 (0.1894)	0.5301** (0.2341)
贸易成本	-0.0332 (0.0254)	-0.0313 (0.0245)	-0.0514* (0.0264)	-0.0394 (0.0329)	-0.0464 (0.0301)	-0.0585*** (0.0277)	-0.0472 (0.0339)
城市基础设施水平	0.1143*** (0.0306)	0.1192*** (0.0272)	0.1184*** (0.0298)	0.1173*** (0.0329)	0.1163*** (0.0323)	0.0800*** (0.0289)	0.0949** (0.0384)
常数项	1.8669*** (0.5987)	1.4931** (0.6494)	1.7846** (0.7041)	2.0698** (0.8391)	2.4520*** (0.7768)	2.8316*** (0.7043)	3.6749*** (0.8779)

注:括号内数值为回归系数的标准误差,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

在 20 分位到 80 分位的工具变量分位数回归中(表 6) 我们可以得出企业家精神的弹性系数均为正,且满足 5% 的显著性水平,这证实了无论出口贸易增长高低,企业家精神均对出口贸易增长具有显著的推动作用。通过比较 10 分位到 80 分位企业家精神弹性系数的大小,最大值达 0.6023,最小值为 0.4205,但是从较低分位到较高分位回归中,企业家精神的弹性系数并没有显示出明显的变化规律,因此可以进一步推断出企业家精神对出口贸易增长的推动作用不具有均匀性。可能由于行业特征和企业异质性,产业集聚水平、企业规模和产业结构会影响企业家精神的知识溢出强度^[28]。城市间出口增长率不同,或许是由于行业特征和发展水平不一致带来的,同时由于不同的行业特征,企业家精神的知识溢出作用与出口贸易增长的效应也可能会有差异。因此,由于企业异质性和行业的不同特征会使得企业家精神对出口贸易增长的推动作用存在不均匀性。对于这一特征,可根据不同城市的出口贸易增长情况,因地制宜地激发企业家精神,使之到达更有效的配置。

四、结论与政策建议

在相关文献的基础上,本文将新建企业就业份额和企业新建率作为企业家精神的度量指标。运用 2005—2013 年 233 个城市的经济统计数据,采用两阶段最小二乘法,将 1929 年距离城市 150 千米、200 千米和 300 千米范围内的煤炭储量作为工具变量,揭示企业家精神与城市出口贸易增长之间的关系。研究发现:煤炭储量对企业家精神的影响具有显著的负相关性,使用城市邻近地区历史煤炭储量作为工具变量能一定程度解决企业家精神的内生性问题;企业家精神是城市出口贸易增长的重要推动力。当使用变换核心解释变量统计口径和工具变量分位数回归法进行稳健性检验后,发现在制造业领域,更为活跃的企业家精神对出口贸易增长的促进效应更强;在中国各个城市贸易增长率各不相同的情况下,企业家精神对出口贸易增长的作用不具有均衡性。

激发城市活力是贸易大国向贸易强国转变的必经之路。地方政府在制定出口促进政策时,应更多地关注制造业中小企业的出口潜力,为中小企业出口创造开放公平的环境,为制造业中小企业出口提供保障,激发市场蕴藏的活力,以带动地区出口贸易的持续健康增长。

首先,需建立制造业中小企业与大集团分工协作的关联产业群体。中小企业经济实力远不如大集团,合作方式上竞争不如融合,利用关联产业群体使中小企业与大集团各自发挥比较优势。制造业

中小企业可依靠大集团获得生产活力,扩大发展空间,提高生产率和专业化水平,获得在国际市场上的竞争力。中小企业充分发挥自身的学习效应和知识溢出效应,加强中小企业与大集团间的紧密联系,提高集团企业的市场竞争活力。同时,大集团通过产业群体有效获得上下游供应链产品补充以及扩大产品多样化,进一步提高集团的经济效益。构建制造业中小企业与大集团关联群体,可以避免市场过度竞争,有效实现出口贸易市场的资源配置。

其次,作为企业运行的血液,正常循环流通的资金决定了制造业中小企业的生存和发展。当前,融资难、资金缺乏已成为制造业中小企业发展瓶颈。企业资金流通不足,企业不能正常生存,城市何来的市场活力。因此,加强市场监管,建立中小企业现代管理制度,提高中小企业自我管理能力和巩固中小企业自我创造活力,是制造业中小企业在国际市场上竞争的基础,是企业获得运行资金的重要内部条件。同时,健全制造业中小企业融资渠道,建立专门服务中小企业的银行,建立银行借贷的激励机制,使中小企业有机会获得资金,这是制造业中小企业解决融资难的重要外在条件。制造业中小企业是我国出口贸易的中坚力量,因此,放宽民企的市场准入空间,打破垄断,使中小企业享有自由平等的机会,让竞争开放市场为企业家精神的发展保驾护航,以带动地区出口贸易的持续增长。

参考文献:

- [1] EZIRIM A C, MACLAYTON D W. Entrepreneurial orientation and export marketing performance [J]. *International research journal of finance & economics* 2010, 38: 57-77.
- [2] ETCHEBARNE M S, GELDRES V V, GARCIA R. The impact of entrepreneurial orientation on firms export performance [J]. *Social science electronic publishing*, 2012(1): 1-28.
- [3] OUYANG 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 & learning*, 2016, 9(1): 1-24.
- [4] 彭炜莱. 企业家精神与民营企业出口绩效关系的实证研究 [D]. 长沙: 中南大学, 2009: 37-49.
- [5] 李小平, 李小小. 企业家精神与地区出口比较优势 [J]. *经济管理* 2017(9): 66-81.
- [6] FABLING R, GRIMES A, SANDERSON L. Whatever next? Export market choices of New Zealand firms [J]. *Papers in regional science* 2009, 91(1): 137-159.
- [7] 郝良峰, 邱斌, 吴飞飞. 企业创新是否促进了出口边际的增长 [J]. *经济问题探索* 2016(6): 101-107.
- [8] SIMMONDS K, SMITH H. The first export order: a marketing innovation [J]. *European journal of marketing* 1986, 2(2): 93-100.
- [9] MORRIS M H, LEWIS P S. The determinants of entrepreneurial activity [J]. *European journal of marketing* 1995, 29(7): 31-48.
- [10] 王增涛, 蒋敏. 企业家关系网络对我国中小企业国际化的影响: 企业动态能力的中介作用 [J]. *经济问题探索*, 2013(11): 177-183.
- [11] AITKEN B J, HANSON G H, HARRISON A E. Spillovers, foreign direct investment, and export behaviour [J]. *Journal of international economics* 1997, 43(1-2): 103-132.
- [12] WANG J Y, BLONSTROM M. Foreign investment and technology transfer: a simple model [J]. *European economic review* 1989, 36(1): 137-155.
- [13] AUDRETSCH D B, KEILBACH M. Entrepreneurship and regional growth: an evolutionary interpretation [J]. *Journal of evolutionary economics* 2004, 14(5): 605-616.
- [14] LI D. *Essays on entrepreneurship and economic growth* [D]. Buffalo: State University of New York, 2013.
- [15] 王立平, 吕民乐. 知识溢出的规模经济、范围经济与联结经济 [J]. *科学经济社会* 2005(4): 39-42.
- [16] GLAESER E L, KERR S P, KERR W R. Entrepreneurship and urban growth: an empirical assessment with historical mines [J]. *Review of economics & statistics* 2014, 97(2): 498-520.
- [17] 李杏. 企业家精神对中国经济增长的作用研究——基于 SYS-GMM 的实证研究 [J]. *科研管理* 2011(1): 97-104.

- [18] AUDRETSCH D , FRITSCH M. Linking entrepreneurship to growth: the case of West Germany [J]. *Industry & innovation* 2003 ,10(1) : 65-73.
- [19] ZAHRA S A , KORRI J S , YU J F. Cognition and international entrepreneurship: implications for research on international opportunity recognition and exploitation [J]. *International business review* 2005 ,14(2) : 129-146.
- [20] BLALOCK G , GERTLER P J. Learning from exporting revisited in a less developed setting [J]. *Journal of development economics* 2004 ,75(2) : 397-416.
- [21] SACHS J D , WARNER A M. The curse of natural resources [J]. *European economic review* 2004 ,45(4) : 827-838.
- [22] BJORVATN K , FARZANEGAN M R , SCHNEIDER F. Resource curse and power balance: evidence from oil-rich countries [J]. *World development* 2012 ,40(7) : 1308-1316.
- [23] 景普秋, 孙毅, 张丽华. 资源型经济的区域效应与转型政策研究——以山西为例 [J]. *兰州商学院学报* 2011(6) : 40-47.
- [24] GLAESER E L , KERR S P , KERR W R. Entrepreneurship and urban growth: an empirical assessment with historical mines [J]. *Review of economics & statistics* 2014 ,97(2) : 498-520.
- [25] 尹华. 我国制造企业国际化进程中的组织学习研究 [D]. 长沙: 中南大学, 2010: 47-65.
- [26] 曾驭然. 企业家社会关系对制造业企业创新和绩效的影响——以珠江三角洲为例 [D]. 广州: 暨南大学, 2005: 102-148.
- [27] 耿强, 吕大国. 出口学习、研发效应与企业生产率提升——来自中国制造业企业的经验证据 [J]. *科研管理* 2015 (6) : 137-144.
- [28] 段会娟, 梁琦. 地方化知识溢出的影响因素分析 [J]. *经济论坛* 2009(20) : 20-22.

(责任编辑:康兰媛;英文校对:葛秋颖)

Does Entrepreneurship Influence Export Trade Growth? An Empirical Research Based on Urban Date in China

LIU Xiuyan , ZHANG Xingfen

(School of Economics & Management , Southeast University , Nanjing 211189 , China)

Abstract: The entrepreneurial spirit is an important factor to stimulate local economic vitality. How does it affect the export growth in the region? Given the strong endogenous interaction between entrepreneurship and export growth , historical coal deposits is used as instrumental variables to identify entrepreneurial casual effect on export growth by using economic statistic data from 2005 to 2013 at the city level. The empirical research shows that the historical coal reserves in the vicinity of the city does have a dampening effect on entrepreneurship and entrepreneurship plays a vital role in promoting the growth of urban export trade. More active entrepreneurial spirit has a stronger effect on export trade growth in the field of manufacturing. The promotion of entrepreneurship is inhomogeneity. Therefore , from the policy perspective , when developing export promotion policies , local governments should pay more attention to the export potential of small and medium-sized manufacturing enterprises by creating open fair market environment and stimulating the entrepreneurial spirit to drive the export trade growth in the region.

Key words: entrepreneurship; trade growth; instrumental variable; quantile regression