

• 专题研究 •

企业异质性、出口决策与就业效应^{*}

——兼论中美贸易战的应对

原磊 邹宗森

内容提要:本文采用 PSM 方法,基于企业异质性视角,考察了企业出口和贸易方式选择、产品种类和目的地选择以及转型升级等出口决策产生的就业效应。研究发现:2005—2009 年,新进入国际市场企业在出口后产生了持续、显著的就业促进效应,采用替代指标并纳入全部出口样本企业后,结论依然稳健;进一步区分技术密集度、规模、所有制、地理区位等企业异质性属性后,发现出口组中的中高技术企业、规模大的企业、民营和外资企业、中西部地区企业的就业促进效应显著高于非出口组中相同属性的企业;企业调整出口额、选择不同的贸易方式、调整产品种类和目的地以及转型升级决策均会影响就业水平。针对当前中美贸易战,中国在制定政策时应优先考虑就业目标,实施交叉补贴的关税政策,适当支持和鼓励加工贸易发展,并进一步深化改革开放。

关键词:出口 就业促进 企业异质性 中美贸易战

一、引言

当前,世界经济格局和国际贸易环境正发生深刻变化。国际市场需求持续低迷,“逆全球化”和贸易保护主义抬头开始挑战现有国际贸易规则。尤其是 2018 年 7 月以来,美国开始对我国 340 亿美元商品加征 25% 关税,并决定将对额外的 2000 亿美元中国商品加征关税,挑起了人类经济史上规模最大的贸易战。中国作为一个人口众多、劳动力丰裕的发展中国家,扩大就业和治理失业始终是政府的重要关切和施政目标(马弘等,2013),对外贸易在解决就业问题方面发挥了不可替代的重要作用。改革开放以来尤其是入世以后,我国积极开展对外贸易、参与国际分工,加快了我国工业化和城市化进程,新增了城镇就业机会,缓解和转移了农村大量富裕劳动力的就业压力。

中国已是世界第二大经济体和第一贸易大国,综合实力和国际影响力日渐提升,经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,构建开放型经济新体制、形成全面开放新格局是新时代我国重要的战略抉择。出口转型升级和出口发展方式转变,对于劳动力数量需求和技能要求也将随之改变,必然伴随新的就业机会出现及部分现有就业岗位的消失。本文采用倾向得分匹配(PSM)方法,基于企业异质性视角,考察了企业出口和贸易方式选择、产品种类和目的地选择以及转型升级等出口决策产生的就业效应,并针对当前中美贸易战提出具体应对建议。

本文的创新及贡献主要体现在以下几个方面。首先,本文从技术密集度、企业规模、企业性质、地理区位四个方面体现企业的异质性特征,不仅从企业出口规模扩张路径方面(出口选择、贸易额调整、出口种类选择等)考察了企业出口决策的就业效应,而且从企业出口高质量发展路径方面(贸易方式转变、转型升级等)进行了深入分析,在研究广度、深度上对现有研究进行了拓展和完善。其次,

* 原磊,中国社会科学院,邮政编码:100732,电子邮箱:yuanleicass@126.com;邹宗森,青岛理工大学商学院,邮政编码:266520,电子邮箱:zouzongsen@163.com。本文受国家社会科学基金一般项目“汇率不对称变动、异质性传导与中国对外贸易结构演进研究”(16BJL087)资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

本文将企业出口经营行为和就业需求看作是一个动态的决策过程,侧重企业出口与就业需求的动态考察和全景分析,通过动态比对企业出口之前、出口当期和出口之后的用工需求及其变化,将企业出口经营决策前后阶段与就业需求动态衔接起来,对前瞻性地调整出口和就业政策,以应对出口衰退、出口企业大量退出国际市场引发的就业数量和结构性变化,具有重要的政策启示意义。最后,研究方法上,我们运用倾向得分匹配方法控制企业的异质性特征,运用倍差匹配估计方法(PSM-DID)控制不随时间变化的不可观测因素,对于出口企业和非出口企业进行了动态比对。匹配方法可以很好地弥补线性回归的缺陷,有效应用于观察性研究和政策评价领域。

二、文献综述

(一)国际贸易影响就业的理论和机制研究

赫克歇尔—俄林定理(H-O)及其推论赫克歇尔—俄林—萨缪尔森定理(H-O-S)、斯托尔珀—萨缪尔森定理(S-S)等现代贸易理论在对现实经济简单化、抽象化的严格模型设定基础上,假设市场完全竞争、规模收益不变以及充分就业,从要素禀赋、要素投入与收益等方面阐释了发达国家与发展中国家产业间分工和贸易。后来,以Krugman(1980)为代表的新贸易理论放宽了前提条件,认为不完全竞争市场结构下企业存在规模经济造成的垄断竞争行为和消费者多样化的产品需求是国际贸易的重要前提和动因,成功解释了产业内分工和贸易现象,但新贸易理论仍假设完全就业,得出的结论是所有的劳动力都会从贸易自由化中获利。

考虑到充分就业假设太过理想化,后续研究中加入了劳动力市场制度性因素展开研究。“搜寻—匹配”理论认为,劳动力市场的交易摩擦使买者(雇主)和卖者(雇员)之间相互定位存在搜寻成本,接触之后相互满足从而达成交易会产生匹配成本,使市场在任何时点都不能及时出清。基于搜寻与匹配理论的“贸易筛选机制”认为开展对外贸易的企业可能提高员工招聘门槛并更加注重对劳动者的筛选(screening),无形中增加搜寻成本与匹配难度,因而可能会降低整体就业水平(Helpman et al,2010)。

贸易发展战略理论认为,积极参与国际贸易是发展中国家获取新的比较优势和竞争优势的必要条件,扩大开放并实施有效的贸易发展战略有利于推动本国经济发展和扩大就业。马克思虽然指出了不平等贸易导致世界不平等的国际分工和东方从属于西方的现实,但也充分肯定了发达国家的对外贸易对推动落后国家从自然经济向现代经济转型的作用,而经济转型必然会产生大量的就业机会并带来就业结构的深刻变化。

近十多年来,新贸易理论一直处于国际贸易前沿研究领域,其中异质性企业贸易理论是新贸易理论的重要分支。以Melitz(2003)和Girma et al(2004)等为代表的异质性企业贸易理论,重点研究企业国际贸易行为,包括企业贸易行为内生选择、经济政策对企业贸易行为的影响等以及国际贸易行为对企业生产率、企业就业、企业规模、生产要素价格、资源配置的影响等。异质性企业贸易理论认为,出口生产率“自选择效应”(Melitz,2003)及进入出口市场后的“学习效应”(Girma et al,2004)将改变企业的生产和经营效率,甚至带来企业的优胜劣汰,劳动力要素在不同企业甚至不同行业、不同区域间转移,影响社会就业水平和就业结构。国际贸易改变企业生产要素投入的比例和结构,进而影响就业结构;国际贸易通过技术溢出效应,改进企业生产效率,影响企业的劳动要素需求;国际贸易促进产品和要素市场竞争,改变劳动要素弹性,从而对就业市场产生间接影响(Greenaway et al,1999;毛日昇,2009)。

(二)国际贸易影响就业的经验研究

1. 宏观视角。宏观视角研究主要是实证分析国际贸易对不同国家就业的影响。从就业总量上看,很多学者认为,国际贸易总体上有利于促进发展中国家就业(Jenkins & Sen,2006),而对发达国家就业影响有限,甚至有制约作用(Messerlin,1995;Greenaway et al,1999;Biscourp & Kramarz,2007;Dauth et al,2014)。从影响就业的结构上看,Burstein & Vogel(2010)研究发现,贸易开放对

发达国家和发展中国家就业结构的影响是有差异的。对于前者,贸易促进其高技术劳动力的需求比重;对于后者,贸易促进的是中低技能劳动力的需求比重。从国际贸易对我国就业来看,绝大部分学者认为,出口增长显著促进了制造业和服务业就业(俞会新等,2002;毛日昇,2009),对年轻人、低学历、农村户籍和女性劳动者就业影响更显著(张川川,2015)。加工贸易形式将我国的劳动力优势与发达国家的技术和资本优势相结合,创造了大量的就业机会,并显著提高就业质量(张华初等,2004)。

2. 微观视角。企业异质性特征影响出口决策进而影响就业水平,是新贸易理论兴起的一个重要研究领域。企业异质性不仅仅体现在全要素生产率、劳动生产率、投入产出效率等生产率方面,而且体现在从业人员数量、工业销售额等其他方面。Bernard et al(1995)以美国1976—1987年制造业企业数据为样本,发现在每个行业中出口企业数量总是占少数,1976年占比为10.4%,而1987年仅占14.6%,但是这些出口企业多为大规模制造业企业,货物运输量占比超过50%,从业人员数量占比超过40%,出口企业提供更好的工作岗位,支付更高的工资率(高于非出口企业约14%)。Bernard & Wagner(1997)针对德国的研究也得到类似的结论。Kurz & Senses(2013)基于美国1976—2005年企业层面数据对进出口与就业波动的关系进行研究,发现美国企业出口与就业波动的关系是非线性的,受企业出口所占份额的影响,在份额临界值以内,出口企业就业波动性低于非出口企业。邵敏等(2011)采用2000—2006年持续经营的工业企业数据,研究发现出口企业完全转型为内销型企业,企业产出减少,就业规模减小;只要继续出口,企业的不完全转型行为对就业的影响便不显著。史青等(2014)利用我国工业企业2000—2007年持续经营的企业数据进行研究,发现我国企业出口的就业效应明显,但出口降低了技术工人的就业比例,不利于工人就业结构的优化。原磊等(2017)研究发现我国出口带来了显著的就业扩张效应。

总体来看,国外学者关于国际贸易对就业影响的研究经历了从规范到实证、总量到结构、宏观到企业的发展过程。现代贸易理论和新贸易理论在理想条件的假定基础上建立局部或一般均衡模型进行分析,提出国际贸易有利于推动本国经济发展从而扩大就业,但未能充分解释和预见开展国际贸易带来的就业结构变化。很多实证研究描述了国际贸易对不同类型国家就业的现实影响,但未能很好地阐释其背后的机制原因。为研究国际贸易对就业结构的影响和探索宏观数据的微观机制,基于异质性企业的国际贸易研究迅速发展起来,并获得很多非常有价值的结论。国内也有较多文献探讨国际贸易对我国就业的关系,但宏观层面研究居多,企业层面研究相对较少。尽管研究结论大都肯定了出口的就业促进效应,但在研究深度和研究方法上,仍有进一步拓展和完善的空间。

三、研究设计

(一) 数据来源

原始样本来自中国工业企业数据库2005—2009年统计数据,我们借鉴史青等(2014)筛选出持续经营的企业样本,参照张杰等(2009)将企业分为两组:出口组企业和非出口组企业,其中出口组企业仅指2006—2008年企业某一年首次进入出口市场,此后未间断出口,非出口组企业指2005—2009年从未出口的企业。参照谢千里等(2008)的做法,对数据库关键指标缺失、统计错误等影响研究结果可靠性的记录进行了剔除:剔除同年度法人代码缺失或重复的记录;剔除固定资产总额、从业人员数量等关键变量为负或缺失的记录;剔除明显违背会计准则的记录;剔除从业人员数量不足10人的工业企业。

为消除价格因素的影响,我们统一设定基期为2005年,分别采用工业生产者出厂价格指数、工业生产者购进价格指数和固定资产投资价格指数对相应指标进行了平减处理,价格指数数据来源于国家统计局网站。

(二) 匹配模型

运用匹配方法能够从非出口组企业中寻找与出口组企业特征相匹配的样本企业,来替代出口组

企业反事实假设的变量值。例如,假设变量 y 的上标取值为 1 表示出口,取值为 0 表示非出口,则对出口组企业 i ,变量 y_i^1 为实际值,可观测; y_i^0 为反事实假设值,不可观测。通过匹配方法,可以找到与出口企业 i 相匹配的非出口企业 j ,变量 y_j^0 为可观测实际值,用以代替 y_i^0 ,则企业 i 选择出口与反事实假设该企业未参与出口时变量 y 的处理效应(treatment effect)可表示为: $TE_i = y_i^1 - y_i^0 = y_i^1 - y_j^0$ 。

PSM 匹配估计首先运用 Logit 方法计算企业 i 参与出口的条件概率,得到出口倾向得分值(PS),PS 值为一维数据,数值介于 0~1 之间。然后,依据 PS 值对出口企业与非出口企业进行匹配。完成匹配后,通过如下公式计算出口组企业的平均处理效应(ATT):

$$ATT^{PSM} = \frac{1}{N_i} \sum_{i \in \{D_i=1\}} \left\{ y_i^1 - \sum_{j \in \{D_j=0\}} w_{ij} \cdot y_j^0 \right\} \quad (1)$$

其中, N_i 为出口企业数量; 权重 $w_{ij} = 1/N_i^c$, N_i^c 为与出口企业 i 相匹配的非出口企业集合中的企业数量。 D 为处理变量,取值为 1 表示出口企业,取值为 0 表示非出口企业。如果影响处理变量 D 的不可观测因素不随时间变化,且有面板数据,则可以采用倍差匹配方法(PSM-DID)。对公式做如下变换,可一致地估计出口组企业的平均处理效应:

$$ATT^{PSM-DID} = \frac{1}{N_i} \sum_{i \in \{D_i=1\}} \left\{ (y_{i,a}^1 - y_{i,b}^1) - \sum_{j \in \{D_j=0\}} w_{ij} \cdot (y_{j,a}^0 - y_{j,b}^0) \right\} \quad (2)$$

我们旨在考察出口的就业促进效应。中国工业企业数据库提供了“年末从业人员合计”字段,我们用变量 STAFF 表示企业从业人员数量,通过设定不同期次^①,借助式(1)可横向对比出口组企业平均从业人员数量与非出口组从业人员数量的差异。依据式(2),如取变量 STAFF 的对数形式,通过计算 $D(\ln STAFF)_s = \ln(STAFF)_s - \ln(STAFF)_{s-1}$,可对比出口组企业与非出口组相邻两期的就业增长率。按照匹配估计的思想,上述指标等同于出口组企业参与出口与反事实假设该组企业未出口相比变量 STAFF 产生的溢价效应,而解决问题的关键在于对出口组和非出口组企业进行合理的匹配。

(三) 匹配协变量选取

运用 PSM 估计,首先需要计算企业 i 出口倾向得分 PS 值,即计算企业 i 进入出口组的概率。我们参考张杰等(2009),以出口组企业开始出口的前一期($s=-1$)的可观测变量向量 X 作为解释变量,进行如下 Logit 模型估计:

$$\Pr(D_{i,s=0} = 1) = \Phi(X'_{i,s=-1}\beta) \equiv \frac{\exp(X'_{i,s=-1}\beta)}{1 + \exp(X'_{i,s=-1}\beta)} \quad (3)$$

其中, $D_{i,s=0}$ 表示企业在 $s=0$ 期是否出口的取值,出口取值为 1,未出口取值为 0; $\Phi(\cdot)$ 为逻辑分布的累积分布函数; $s=-1$ 表示出口前一期; X 为协变量向量,包括企业生产率、企业规模、企业存续时间、企业员工收入水平,Logit 估计时同时控制了企业所处区位、行业、年份、所有制性质以及是否进行创新活动。

1. 生产率。我们选用 4 个生产率变量:全要素生产率(TFP)、劳动生产率(LP)、资本生产率(CP)和投入产出效率(EIO)。通常生产率越高的企业盈利能力越强,越有可能克服固定投入成本实现出口(Melitz, 2003),模型中设定劳动生产率,而后续研究以测算全要素生产率居多。测算企业层面全要素生产率代表性的方法有 OP 方法(Olley & Pakes, 1996)及 LP 方法(Levinsohn & Petrin, 2003),其中 LP 方法以中间投入品作为生产率冲击的代理变量,而中国工业经济数据库恰好提供了中间投入品数值,因此我们以 LP 方法估算全要素生产率。

此外,考虑到我国加入 WTO 充分发挥了劳动力要素的比较优势,劳动生产率优势可能是影响

^① 例如,出口组企业进入出口市场之前各期($s=-1,-2,\dots$)、出口当期($s=0$)以及进入出口市场以后各期($s=1,2,\dots$)。

企业出口决策的重要因素,我们引入劳动生产率协变量,通过计算工业总产值与从业人员数量的比值获得,取对数;同时,考虑到地方政府“GDP 锦标赛”激励和招商引资冲动会扭曲资本密集型企业的出口(张杰等,2011),我们引入资本生产率指标,通过计算工业总产值和固定资产总额的比值获得,取对数;投入产出效率也是反映企业生产率的一个重要指标,我们也将其作为协变量之一,采用 $\ln(1 + \text{中间投入}/\text{工业增加值})$ 计算获得。

2. 企业规模因素。“大公司更容易实现出口”的命题已得到国外众多实证文献的支撑,并改变了学者对于贸易决定因素的思考方式(Costinot et al, 2016)。我们选取工业销售额(SALES)和员工人数(STAFF)两个变量,控制企业规模大小对出口决策造成的影响。其中,工业销售额来自数据库中的工业销售产值指标,取对数;员工人数来自数据库中的企业从业人员指标,取对数。

3. 存续时间因素。一般而言,企业成立时间越长,销售经验和企业资源越丰富,越有利于建立起信任关系,更容易实现出口,新成立企业的“进入缺陷”会使企业无暇顾及出口业务。但也有研究认为,企业年龄与出口决定可能存在非线性关系,伴随着企业年龄的增长,经营风险可能发生逆转并退出出口市场。因此,我们引入企业年龄(AGE)及其平方项(AGE^2)两个指标。

4. 平均收入水平。出口企业支付的工资水平往往高于非出口企业。考虑到入世后我国企业的出口优势可能主要基于国内廉价的劳动力成本,企业支付的工资水平未必与出口行为正相关,因此有必要在匹配协变量中加入平均收入水平(PWAGE),采用公式“(应付工资+应付福利)/从业人员数量”计算获得,取对数。

5. 虚拟变量。我们依据企业所处区位、行业、所有制性质、是否进行创新活动以及变量设定一系列虚拟变量。(1)区位、行业和年份。不同地理区位、企业所处不同行业以及不同年份经济形势的差异,均会影响企业的出口概率,因此,我们分别设定区位虚拟变量(AREA)、行业虚拟变量(INDUSTRY)和年份虚拟变量(YEAR),控制上述因素。(2)所有制性质。相比民营企业,国有企业在企业信誉和获取资源方面具有明显的优势,更容易占领国内市场,因而未必有出口动机;外资企业由于国外母公司的支持更容易实现出口。我们根据企业是否为国有企业及企业是否为外资企业,设置两个企业所有制性质变量,分别为 SOE 和 FOE。(3)是否创新。新新贸易理论指出,研发投入能提高企业生产率水平,使企业在全球竞争中持续保持竞争优势,因而出口概率更大。我们设置是否创新虚拟变量(RD),若企业新产品产值大于 0,取值为 1,否则取值为 0。

(四) 匹配估计

依据式(3),我们分别按 2006、2007 和 2008 年三个年度进行 Logit 估计获得企业 i 的 PS 值,并依据 PS 值完成出口组企业和非出口组企业的第一轮匹配,匹配时选用“卡尺内最近邻匹配”方法(样本 PS 值标准差 σ 的 0.25 倍),设定 1 对 3 最近邻匹配(1-to-3 Matching)。表 1 为 Logit 估计结果及匹配平衡性检验。

表 1 分年度匹配的 Logit 估计结果及匹配平衡性检验

变量	含义	Logit 估计			匹配平衡性检验		
		2006 年	2007 年	2008 年	标准偏差	2006 年	2007 年
TFP	全要素生产率	-6.918*** (0.767)	-8.255*** (1.078)	-11.250*** (1.576)	匹配前 匹配后	7.7 1.2	15.5 -1.9
LP	劳动生产率	5.738*** (0.649)	6.712*** (0.909)	10.090*** (1.344)	匹配前 匹配后	-13.2 1.9	-10.6 -0.8
CP	资本生产率	0.996*** (0.118)	1.133*** (0.165)	1.525*** (0.241)	匹配前 匹配后	1.9 1.0	-1.7 2.0
EIO	投入产出效率	-6.716*** (0.773)	-8.048*** (1.087)	-11.030*** (1.586)	匹配前 匹配后	16.9 -0.9	15.3 0.9
SALES	工业销售额	-0.0578 (0.176)	0.113 (0.258)	-0.656* (0.349)	匹配前 匹配后	23.3 0.6	31.6 -2.2
							-0.7

续表 1

变量	含义	Logit 估计			匹配平衡性检验		
		2006 年	2007 年	2008 年	标准偏差	2006 年	2007 年
STAFF	从业人员数量	5.265*** (0.533)	6.171*** (0.747)	9.057*** (1.103)	匹配前 匹配后	40.2 -1.2	48.4 -1.7
AGE	企业年龄	-0.034*** (0.00466)	-0.037*** (0.00774)	-0.034*** (0.0119)	匹配前 匹配后	-22.3 -0.9	-23.7 1.1
AGE ²	企业年龄平方项	0.000234** (0.000100)	0.000102 (0.000187)	-3.62e-05 (0.000291)	匹配前 匹配后	-19.1 -0.6	-21.3 0.9
PWAGE	人均收入水平	0.470*** (0.0358)	0.575*** (0.0471)	0.412*** (0.0690)	匹配前 匹配后	21.5 -0.6	28.7 0.6
AREA	地理区位	0.677*** (0.0493)	0.857*** (0.0673)	0.940*** (0.0956)	匹配前 匹配后	42.9 0.6	46.0 -0.1
SOE	是否国有企业	-0.632*** (0.200)	-0.627** (0.270)	-0.681* (0.401)	匹配前 匹配后	-23.6 0.5	-23.8 1.1
FOE	是否外资企业	1.157*** (0.0418)	1.250*** (0.0578)	1.542*** (0.0793)	匹配前 匹配后	61.2 1.1	58.9 -2.2
RD	是否技术创新	0.467*** (0.0659)	0.612*** (0.0778)	0.782*** (0.103)	匹配前 匹配后	15.4 -0.4	23.7 -1.4
INDUSTRY	行业	是	是	是			
Constant	常数项	-9.081*** (0.607)	-10.58*** (1.038)	-10.92*** (1.075)			
Observations	观测值	70010	63582	57171			

注: 观测值数量为控制组与处理组样本之和; INDUSTRY 为行业虚拟变量; 括号内为标准差; *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$ 。

从分年度匹配的 Logit 估计结果来看, 在出口前一期 ($S = -1$), 劳动生产率 (LP)、资本生产率 (CP)、从业人员数量 ($STAFF$)、人均收入水平 ($PWAGE$)、外资企业背景 (FOE)、技术创新 (RD) 以及东部沿海区位 ($AREA$) 均会对企业出口决策产生正向显著影响; 而全要素生产率 (TFP)、投入产出效率 (EIO)、企业年龄 (AGE)、国有企业背景 (SOE) 对企业出口产生显著负向影响。可以初步得出如下结论: 企业全要素生产率水平越高, 出口可能性越低; 劳动生产率和资本生产率越高, 出口可能性越高, 符合我国劳动密集型和资本密集型产品出口为主的现实, 验证了“出口——生产率”悖论; 出口企业支付的工资水平和吸纳的就业人员数量明显高于非出口企业; 国有企业的出口倾向低于外资企业和民营企业; 企业成立时间越短, 出口概率反而越大; 技术创新有助于推进企业出口。Bernard et al(2007)的研究表明进出口总是集中于少部分企业, 通常这部分出口企业规模较大、生产率较高, 而且支付的工资率水平也比非出口企业高。然而基于中国工业企业数据库分年度 Logit 的回归结果与 Bernard 的结论不尽一致。

需要指出, PSM 匹配方法虽然能在一定程度上减少可观测变量的选择性偏误, 但无法处理不可观测因素造成的选择性偏误(于娇等, 2015)。我们继续进行敏感性分析和平衡性检验, 直观对比表 1 中各匹配协变量匹配前后的均值差异, 发现标准偏差绝对值均明显低于 5。一般认为, 匹配后标准偏差的绝对值小于 20 即可视为获得比较理想的匹配结果(Rosenbaum & Rubin, 1985)。

(五) 匹配后的样本统计

第一轮匹配完成后, 我们设定新的时间变量 s , 出口当期赋值 $s=0$, 出口之后各期分别赋值 $s=1; s=2; s=3; \dots$, 出口之前各期分别赋值 $s=-1; s=-2; s=-3; \dots$ 。然后合成新的数据集, 依据 Logit 估计得到新的 PS 值, 在出口前一期 ($s=-1$), 设定 1 对 2 (1-to-2 Matching) 进行第二轮匹配。第二轮匹配完成后, 我们参照李小平等(2015)划分了企业的技术密集度, 分为低技术、中低技术、中高技术、高技术和其他 5 个类别; 参照邱斌等(2012)将企业划分为小型企业、中型企业和大型企业; 将企业性质划分为国有、民营、港澳台资、外资及其他 5 个类别; 按照国家统计局关于东西部地区的划分, 将北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省(市、自治区)划

分为东部地区,其他省(市、自治区)归为中西部地区。匹配后,出口组企业有3716家,非出口组企业有6419家。表2为匹配后样本统计。

由表2可知,我国工业企业数据库中2006—2008年新进入出口市场的企业以低技术和中高技术为主,高技术企业较少;以小型和中型企业为主,大型企业数量较少;以民营和外资企业为主,国有企业较少;地区分布上,东部企业居多,中西部地区企业较少。^①

表2 新进入出口企业及与之匹配的非出口企业的分布

技术密集度			企业性质			企业规模			地理区位		
	出口	非出口		出口	非出口		出口	非出口		出口	非出口
低技术	1287	2053	国有	136	367	小	1354	2454	东部	3123	5350
中低技术	794	1426	民营	2459	4400	中	1949	3336	中西部	593	1069
中高技术	1275	2335	港澳台资	535	878	大	413	629			
高技术	240	415	外资	572	740						
其他	120	190	其他	14	34						

四、出口就业促进效应

我们运用PSM和PSM-DID方法分别考察变量 $STAFF_s$ 和 $D(\ln STAFF)_s$,由于样本时间跨度为2005—2009年,出口组企业是于2006—2008年间的某一年首次进入出口市场后持续出口的企业,因此,s的取值可以为s=−3,−2,−1,0,1,2,3。 $STAFF_s$ 用于横向对比出口组企业和非出口组企业在各期次的员工数量; $D(\ln STAFF)_s$ 可对比员工数量增长率在出口组和非出口企业之间的差异。按照匹配模型思想, $STAFF_s$ 和 $D(\ln STAFF)_s$ 等同于出口组企业参与出口与反事实假设该组企业未出口相比变量上述两变量产生的溢价效应。

(一) 匹配估计结果及分析

表3为全样本PSM和PSM-DID估计结果。变量 $STAFF_s$ 在s=0的ATT在出口组企业出口之前各期(s=−3,−2,−1)不显著,然而在出口当期(s=0)和出口之后各期(s=1,2,3)非常显著,说明出口组企业出口后吸纳劳动力的数量显著超出出口之前各期。由变量 $STAFF_s$ 的ATT的数值大小来看,出口之前各期数值偏小且不显著,而出口当期及出口之后数值明显变大,说明出口组企业出口后员工人数的扩张明显领先于非出口组企业,同时依据匹配估计思想,出口组企业做出出口决策后会比假设该企业不出口决策时招募更多的员工。

员工人数增长率变量 $D(\ln STAFF)_s$ 的ATT在出口之前(s=−2,−1)不显著,然而在出口当期及出口以后各期非常显著,说明进入出口市场后出口组企业员工增长率也显著高于非出口组企业。

表3 匹配估计结果

变量	含义	s=−3	s=−2	s=−1	s=0	s=1	s=2	s=3
$STAFF_s$	员工人数	7.422 (23.59)	4.634 (16.81)	9.082 (15.49)	47.91** (20.47)	64.36*** (23.56)	59.70*** (19.20)	71.92*** (26.45)
	观测值	3420	7193	13629	13629	13629	10209	6436
$D(\ln STAFF)_s$	员工人数增长率		0.0211 (0.0190)	−0.0214 (0.0137)	0.0853*** (0.00976)	0.0523*** (0.0111)	0.0244* (0.0134)	0.0671*** (0.0191)
	观测值		3420	7193	13629	13629	10209	6436

注:观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和;括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差;*表示p<0.1,**表示p<0.05,***表示p<0.01。

^① 中国海关数据库对中国所有贸易企业的进出口记录(进出口额、贸易方式、贸易国别等)统计完备,但海关库未统计这些企业的从业人员数量,因此,表2和图1仅基于中国工业企业数据库统计了2006—2008年3716家新进入出口企业和与之相匹配的6419家非出口企业的分布情况。

整体来看,不管按企业员工人数还是员工人数增长率,出口组企业在出口前与非出口组企业无显著差异,然而出口之后,出口组企业与非出口组企业产生了持续的显著性差异,说明全样本估计的出口就业促进效应非常明显。估计结果同时说明“贸易筛选机制”在我国工业企业中不存在,与史青等(2014)的研究结论一致,这可能与新进入企业的“出口——生产率”悖论有关。表1中企业全要素生产率越低,出口的概率越高,因此多数出口企业可能不会刻意设定劳动者技能门槛而产生筛选机制,企业出口后市场扩大和规模扩张产生了显著的就业促进效应。

(二)稳健性检验

1.跨期增量和累积增长率。依据式(2),我们可用 $D(STAFF)_s = STAFF_s - STAFF_{s-1}$ 计算相邻两期就业人数的增量在出口组企业和非出口组企业之间的差异。若 $s > 0$,可用公式计算相对于出口当期的累积增量($ACCUM_s = STAFF_s - STAFF_{s=0}$)在出口组企业和非出口组企业之间的差异;若 $s < 0$,可用公式计算出口当期相对于出口之前各期的累积增量($ACCUM_s = STAFF_{s=0} - STAFF_s$)在出口组企业和非出口组企业之间的差异。同理,我们可获得累积增长率 $ACCUM_GR$ 在出口组企业和非出口组企业之间的差异。

全样本稳健性检验的结果仍然支持出口的就业促进效应显著的结论,区分技术密集度、企业规模、企业性质和地理区位属性的分样本稳健性检验结果说明就业促进效应的差异性依然显著存在,且与变量员工人数变量 $STAFF_s$ 和员工人数增长率变量 $D(\ln STAFF)_s$ 得到的结论基本相符。

2.纳入全部出口企业。2005—2009年持续经营的企业样本中,包括出口企业和非出口企业,其中出口企业又包括新进入出口市场企业、始终出口企业和间歇性出口企业。在上文的讨论中,我们侧重于讨论新进入出口企业的出口决策对就业促进效应的影响,发现新进入出口企业的就业促进效应明显。我们进一步补充间歇性出口和始终出口企业,讨论出口企业与非出口企业相比,是否随着时间的推移吸纳更多的劳动力。由于无法准确判断间歇性出口企业和始终出口企业的初始出口年份,我们以2005年为基年($s=0$)进行匹配,然后观察随着时间的推移($s=1; s=2; s=3; s=4$),出口企业的就业促进效应是否依然高于非出口企业。

表4 纳入全部出口企业的匹配估计结果

变量	含义	2005($s=0$)	2006($s=1$)	2007($s=2$)	2008($s=3$)	2009($s=4$)
$STAFF_s$	员工人数	14.650** (6.078)	22.012*** (4.978)	26.202*** (3.982)	18.684*** (6.218)	12.865* (6.667)
	观测值	134110	134106	134109	134102	134109
$D(\ln STAFF)_s$	员工人数增长率	—	0.0290*** (0.0033)	0.0152*** (0.0040)	-0.0179** (.0041)	-0.0085*** (0.0044)
	观测值	—	134106	134105	134101	134101

注:观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和;括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

由表4来看,当出口组企业纳入所有出口企业并以2005年为基期进行匹配后,相对于非出口企业组,2005—2009年员工人数变量 $STAFF$ 的平均处理效应(ATT)显著为正,说明出口组平均吸纳的就业人数显著高于非出口组。但是,由ATT数值来看,2006年和2007年呈增加趋势,2007年达到峰值,而2008年和2009年呈递减趋势,2009年数值最小。由员工人数增长率变量 $D(\ln STAFF)$ 来看,出口组企业2006年和2007年员工人数增长率的ATT数值显著为正,意味着这两年出口组企业平均吸纳就业人员增长率显著高于控制组企业,但2008年和2009年出口组企业平均吸纳就业人员增长率显著低于非出口组企业。这与本轮全球金融危机冲击有一定联系,危机造成外需疲弱,中国出口削减,导致企业用工数量减少(或者用工增长率减少)。

五、扩展性分析

我们首先对全样本进行PSM估计。鉴于就业在不同性质企业和行业间的有效配置对生产率提

高和经济增长具有重要的意义(Hsieh & Klenow, 2007),准确把握出口的就业结构及其变动是重要研究课题,我们继续考察企业异质性(技术密集度、企业规模、企业性质以及地理区位等)以及企业贸易决策(贸易方式、产品和目的地数量、转型升级等)对就业效应的影响和差异。

(一)企业异质性与就业促进效应

1. 区分技术密集度。依据国际标准产业分类(ISIC)进行的技术密集度划分包括四个类别(李小平等,2015)。其中,低技术行业包括食品、纺织品、皮革及鞋类制品等;中低技术包括船舶制造与修理、橡胶和塑料制品和金属制品等;中高技术包括电器机械设备、汽车、化学制品和铁路机车等;高技术包括航空航天制造、办公和计算机设备、通信设备、制药医疗、光学仪器等。我们将数据库中出现而上述分类未概括的行业列为其他行业,例如工艺品及其他制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业。

由表5员工人数 $STAFF_s$ 来看,出口组低技术企业在出口前后相对于非出口组企业无显著差异;而中低技术在出口后第二期($s=2$),中高技术在出口当期、出口后第二期和第三期($s=0,2,3$),以及高技术企业在出口后第一期和第二期($s=1,2$),出口组企业员工人数均显著多于非出口企业,反映了我国吸纳就业的主体正由低技术企业逐渐演变为以中等技术和高技术企业为主的趋势,也是出口促使企业改进技术增强竞争力的内在要求。由该变量ATT大小来看,在每一期次中,基本遵循高技术、中高技术、中低技术和低技术这一由高到低的顺序,说明高技术出口组企业员工人数与相匹配的非出口组企业员工人数的差值均值(即ATT)高于中高技术企业,依次类推。

从员工人数增长率指标 $D(\ln STAFF)$,来看,出口组企业在出口之前与非出口组企业无明显差异(除中高技术在出口前一期在10%水平上显著外),而出口组企业在出口之后某些期次的员工人数增长率显著高于非出口组企业。出口组低技术企业员工人数增长率在 $s=0,1,3$ 期显著,似乎与出口组低技术企业变量 $STAFF$ 有悖,但是我们观察该类低技术企业,出口组员工人数均值之中少于非出口组均值,但在 $s=-3$ 至 $s=1$ 期,出口组与非出口组员工人数差距在减少,这也许就是变量 $D(\ln STAFF)$ 在 $s=0,1,3$ 期显著的原因。

2. 区分企业规模。我们将企业员工人数在区间[10,99)、[100,499)和[500,max.]的企业分别定义为小型企业、中型企业和大型企业。表6是区分企业规模的估计结果。由变量 $STAFF_s$ 来看,与非出口组企业相比,出口组企业出口之前各期($s=-3,-2,-1$)员工数量无明显差异,出口后三种规模的出口组企业均会明显扩大劳动力规模。由该变量ATT数值大小来看,大型企业显著高于中型企业,中型企业明显高于小型企业。

表5 区分技术密集度

变量	类别	$s=-3$	$s=-2$	$s=-1$	$s=0$	$s=1$	$s=2$	$s=3$
$STAFF_s$ 员工人数	低技术	-51.01 (35.32)	-38.34 (26.38)	-27.24 (18.32)	-1.280 (19.69)	-0.402 (23.67)	-1.986 (38.90)	-17.24 (31.63)
	观测值	992	2135	4466	4466	4466	3474	2331
	中低技术	-27.81 (52.10)	17.28 (34.22)	0.622 (43.90)	42.47 (32.75)	56.01 (38.46)	96.42** (48.06)	111.9 (70.50)
	观测值	787	1609	2988	2988	2988	2201	1379
	中高技术	16.80 (27.81)	24.94 (24.29)	27.68 (22.68)	42.93* (24.10)	66.87** (29.51)	55.50 (43.89)	142.5** (62.14)
	观测值	1301	2749	4852	4852	4852	3551	2103
	高技术	9.786 (48.97)	-30.89 (50.86)	59.36 (48.98)	65.18 (56.62)	123.7** (49.51)	166.5** (79.69)	130.4 (91.42)
	观测值	240	499	909	909	909	669	410
	其他	563.3 (610.7)	100.9 (372.4)	-22.26 (183.7)	335.9 (461.6)	401.4 (500.0)	-32.57 (58.48)	-13.49 (38.17)
	观测值	100	201	414	414	414	314	213

续表 5

变量	类别	s=-3	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
$D(\ln STAFF_s)$ 员工人数增长率	低技术		-0.0211 (0.0326)	-0.0224 (0.0307)	0.0582*** (0.0177)	0.0599*** (0.0188)	0.0158 (0.0252)	0.0569* (0.0299)
	观测值		992	2135	4466	4466	3474	2331
	中低技术		0.0209 (0.0375)	-0.0182 (0.0333)	0.0969*** (0.0222)	0.0757*** (0.0240)	0.0271 (0.0308)	0.0303 (0.0372)
	观测值		787	1609	2988	2988	2201	1379
	中高技术		0.00977 (0.0320)	-0.0357* (0.0216)	0.0926*** (0.0152)	0.0539*** (0.0183)	0.0304 (0.0215)	0.0799** (0.0369)
	观测值		1301	2749	4852	4852	3551	2103
	高技术		0.0347 (0.0520)	-0.0254 (0.0551)	0.0468 (0.0494)	0.129*** (0.0470)	0.0424 (0.0629)	0.0314 (0.103)
	观测值		240	499	909	909	669	410
	其他		0.0588 (0.124)	-0.0707 (0.0770)	0.102* (0.0561)	0.00998 (0.0589)	-0.0166 (0.0748)	0.0372 (0.0723)
	观测值		100	201	414	414	314	213

注:观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和;括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

由员工人数增长率指标 $D(\ln STAFF_s)$ 来看, 中型企业自出口当期始, 出口组企业员工增长率一直显著高于非出口组企业; 小企业和大企业仅在个别期次显著。由该变量 ATT 数值大小来看, 在显著的期次中($s=0$ 和 $s=3$), 大型企业 ATT 数值均明显高于小企业和中型企业。

3. 区分企业性质。我们将样本按照企业性质分为国有、民营、港澳台资、外资和其他 5 种类型, 以考察出口就业促进效应在不同所有制企业间的差异。由表 7 企业员工人数 $STAFF_s$ 的显著性来看, 国有企业在出口组和非出口组之间无显著差异, 意味着即使进入了出口市场, 国有企业不会因此多招募工人; 民营出口企业在出口当期及以后各期($s=0, 1, 2, 3$)均会显著扩充工人数量; 港澳台资出口企业在出口第二期($s=2$)工人数量扩张明显; 外资企业在出口后第一期($s=1$)工人数量扩张明显。由变量 $STAFF_s$ 的 ATT 数值大小来看, 出口组企业出口之前的 ATT 数值大都小于出口之后的 ATT 数值。

表 6 区分企业规模

变量	类别	s=-3	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
$STAFF_s$ 员工人数	小企业	0.324 (3.480)	2.501 (1.899)	0.826 (0.937)	8.061*** (2.412)	14.56*** (3.566)	15.43*** (3.763)	30.00** (12.51)
	观测值	1239	2628	5101	5101	5101	3862	2473
	中型企业	1.756 (8.971)	-0.200 (5.849)	3.487 (3.480)	20.32*** (4.829)	38.45*** (8.282)	30.91 (24.33)	43.31** (21.71)
	观测值	1838	3813	7057	7057	7057	5219	3244
	大型企业	227.2 (185.5)	152.6 (113.9)	133.3 (98.00)	346.7** (148.4)	381.9** (171.4)	345.6*** (126.6)	316.1* (190.0)
	观测值	343	752	1471	1471	1471	1128	719
$D(\ln STAFF_s)$ 员工人数增长率	小企业		0.0439 (0.0304)	-0.0253 (0.0213)	0.0833*** (0.0181)	0.0643*** (0.0172)	-0.00303 (0.0194)	0.00488 (0.0289)
	观测值		1239	2628	5101	5101	3862	2473
	中型企业			-0.0193 (0.0238)	-0.0181 (0.0195)	0.0777*** (0.0124)	0.0489*** (0.0141)	0.0372** (0.0178)
	观测值			1838	3813	7057	7057	5219
	大型企业			0.00674 (0.0709)	-0.0124 (0.0501)	0.0974*** (0.0311)	0.0261 (0.0344)	0.0501 (0.0422)
	观测值			343	752	1471	1471	1128

注:观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和;括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

从员工人数增长率指标 $D(\ln STAFF)$ 来看,出口组民营企业出口当期及出口后的第二期和第三期 ATT 效应显著;港澳台资企业在出口前一期显著;外资企业在出口当期显著;值得注意的是国有出口企业 $D(\ln STAFF)$,在出口当期和出口后第一期显著,而变量 $STAFF_s$ 在任何一期都不显著,究其原因,是由于变量 $STAFF_s$ 在出口前一期和出口当期的 ATT 数值为负,意味着出口组企业与非出口组企业员工人数均值的差值为负,但差距在缩小,因此会看到 $D(\ln STAFF)$,在出口当期和出口后第一期显著。

表 7 区分企业性质

变量	类别	$s = -3$	$s = -2$	$s = -1$	$s = 0$	$s = 1$	$s = 2$	$s = 3$
$STAFF_s$ 员工人数	国有	37.08 (174.0)	40.21 (111.3)	-106.5 (92.98)	-59.44 (77.11)	53.74 (60.80)	62.36 (50.75)	-0.0368 (81.61)
	观测值	173	349	701	701	701	528	352
	民营	22.64 (30.72)	11.41 (19.16)	11.78 (19.34)	55.33** (27.64)	76.82*** (28.98)	59.52** (23.87)	77.84** (38.47)
	观测值	2457	5078	9178	9178	9178	6721	4100
	港澳台资	33.14 (26.28)	21.70 (26.48)	27.10 (25.04)	31.31 (26.39)	28.33 (41.57)	87.29** (43.79)	48.29 (70.71)
	No. of Obs	402	904	1914	1914	1914	1512	1010
	外资	-65.27 (62.42)	-7.926 (41.92)	18.94 (29.31)	53.19 (35.49)	71.59* (37.62)	87.23 (54.29)	56.94 (40.76)
	观测值	371	822	1767	1767	1767	1396	945
$D(\ln STAFF)_s$ 员工人数增长率	国有		-0.00758 (0.152)	-0.0702 (0.0616)	0.0811* (0.0489)	0.131*** (0.0505)	0.0439 (0.0624)	0.0178 (0.108)
	观测值		173	349	701	701	528	352
	民营		0.0172 (0.0216)	-0.00833 (0.0158)	0.0797*** (0.0112)	0.0606*** (0.0133)	0.0245 (0.0153)	0.0490** (0.0216)
	观测值		2457	5078	9178	9178	6721	4100
	港澳台资		-0.0847 (0.0600)	-0.0793* (0.0424)	0.0321 (0.0287)	0.0212 (0.0302)	0.0579 (0.0360)	0.0796 (0.0544)
	观测值		402	904	1914	1914	1512	1010
	外资		0.0481 (0.0491)	-0.0453 (0.0430)	0.122*** (0.0291)	0.0243 (0.0304)	-0.00290 (0.0389)	0.0437 (0.0498)
	观测值		371	822	1767	1767	1396	945

注:观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和;括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

4. 区分地理区位。我们依据国家统计局关于东西部地区的划分,将样本企业按所在省份划分为东部地区企业和中西部地区企业。表 8 是区分地理区位的估计结果。由变量 $STAFF_s$ 来看,进入出口市场之前,出口组和非出口组员工人数无显著差异;进入出口市场当期,东部地区出口组企业显著多于非出口组企业,而中西部地区出口组和非出口组无显著差异;进入出口市场之后,东部地区和中西部地区出口组企业均显著高于非出口组企业。由 ATT 大小来看,进入出口市场之后,中西部地区 ATT 明显高于东部地区 ATT,即中西部地区出口组企业与非出口组企业员工人数的差值均值明显高于东部地区。

(二)企业出口决策与就业效应

企业从业人员数量不但受企业进入和退出国际市场的选择行为的影响,还可能受企业出口额变动的影响。此外,鉴于我国加工贸易出口占比一直较高,从事加工贸易的企业数量也很多,贸易方式的选择可能会影响企业从业人员数量。近期的多产品出口企业相关研究表明,企业出口产品数量和出口目的地选择是企业出口的重要决策,因而可能会影响出口企业的就业水平;企业的出口转换决策,也可能影响就业水平。因此,本文设定面板模型进一步考察上述企业贸易决策对就业的影响,面

板模型设定如下：

$$STAFF_{it} = \alpha + \beta CV_{it} + X'_{it} \gamma + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

表8 区分地理区位

变量	类别	s=-3	s=-2	s=-1	s=0	s=1	s=2	s=3
STAFF _s 员工人数	东部	5.411 (20.90)	6.205 (14.55)	5.374 (13.92)	29.65** (13.45)	37.05** (16.56)	37.49* (22.18)	40.69* (24.69)
	观测值	2848	6018	11402	11402	11402	8554	5384
	中西部	79.93 (120.7)	62.96 (69.96)	29.05 (52.46)	143.2 (94.59)	201.0* (109.8)	146.1** (66.75)	222.5** (104.7)
	观测值	572	1175	2227	2227	2227	1655	1052
D(lnSTAFF) _s 员工人数增长率	东部		0.0115 (0.0200)	-0.0210 (0.0144)	0.0808*** (0.0109)	0.0441*** (0.0114)	0.0205 (0.0140)	0.0596*** (0.0210)
	观测值		2848	6018	11402	11402	8554	5384
	中西部		0.0961** (0.0462)	-0.00934 (0.0390)	0.114*** (0.0237)	0.0845*** (0.0292)	0.0379 (0.0368)	0.0816 (0.0551)
	观测值		572	1175	2227	2227	1655	1052

注：观测值数量为匹配后的处理组与控制组样本之和；括号内为采用自助法(bootstrap, reps(500))获得的标准差；*表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$ 。

其中，因变量 STAFF 为企业从业人员数量，取对数；解释变量中，CV 是核心解释变量，在下文的分析中依次为出口额、当年是否出口虚拟变量、出口企业虚拟变量、加工贸易企业虚拟变量、出口产品种类数、出口目的地数量以及出口转型升级虚拟变量；X 为协变量向量，包括企业生产率、企业规模、企业存续时间、企业员工收入水平、是否为国有企业、是否研发等（变量名称及含义同表 1）； μ 为不随时间而变的个体固定效应； v 为时间固定效应； ϵ 为随机误差项。

1. 出口额变动的影响。2005—2009 年，始终出口的企业每年都会有出口记录，但新进入出口市场的企业和间歇性出口企业个别年份没有出口记录，即出口额为 0，在本文中仍然定义为出口企业。因此，本文采用 $\ln(1 + EXPORT)$ 计算获得出口额变量 EX；DEX 为当年是否出口的虚拟变量；DEXF 为是否出口企业的虚拟变量。回归结果如表 9 所示。

表9 考虑出口额影响的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EX	0.0137*** (0.000255)	0.000382*** (3.24e-05)	0.0123*** (0.000299)	0.0212*** (0.000240)	0.00120*** (2.14e-05)	0.000354*** (4.85e-05)
DEX			0.0162*** (0.00219)			0.00103** (0.000431)
DEXF				0.478*** (0.00590)	0.00456*** (0.000245)	
TFP		1.337*** (0.000931)			1.311*** (0.000797)	1.319*** (0.00138)
LP		-1.192*** (0.000274)			-1.193*** (0.000178)	-1.190*** (0.000396)
CP		-0.209*** (0.000201)			-0.206*** (0.000146)	-0.206*** (0.000303)
EIO		1.340*** (0.000955)			1.316*** (0.000822)	1.321*** (0.00141)
SALES		0.0731*** (0.000606)			0.0962*** (0.000543)	0.0844*** (0.000895)

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PWAGE		-0.00397*** (0.000146)			-0.00525*** (0.000124)	-0.00396*** (0.000205)
AGE		-0.00264*** (0.000272)			-0.00320*** (0.000132)	-0.00236*** (0.000486)
RD		-3.27e-08*** (7.41e-09)			-2.43e-07*** (5.72e-09)	-2.44e-08** (9.70e-09)
SOE		0.000372 (0.00112)			-0.00886*** (0.000523)	0.00128 (0.00194)
常数项	4.767*** (0.00120)	0.0152*** (0.00186)	4.800*** (0.00137)	4.393*** (0.00507)	-0.0152*** (0.000844)	0.0288*** (0.00330)
观测值	680283	407468	541395	680283	407468	272573
截面	138891	138793	138891	138891	138793	138628
R ²	0.014	0.991	0.009			0.991

注:第(1)~(6)列因变量均为 STAFF(取对数),均采用固定效应面板估计,同时控制年份、行业和区位;*表示 $p<0.1$,**表示 $p<0.05$,***表示 $p<0.01$ 。

由表 9 第(1)列的回归结果可知:当仅引入出口额作为解释变量时,出口额(EX)越高,企业从业人员数量越多;在引入其他控制变量(企业效率、企业规模等)后(第(2)(5)(6)列),出口额的就业弹性仍显著为正,但已明显变小;企业选择出口(DEX),就会增加用工数量;如果该企业为出口企业($DEXF$),用工数量相对于非出口企业也会增加;其他变量方面,全要素生产率、投入产出效率、销售额、国企性质均对企业用工数量产生正向显著影响,而劳动生产率、资本生产率、人均工资水平、企业研发变量均对企业用工数量产生负向显著影响。

2. 贸易方式选择与就业效应。改革开放以来,我国积极融入全球价值链分工体系,主要形式之一是加工贸易。^① 20世纪90年代中期至2009年,我国加工贸易出口额占我国出口总额的50%以上,加工贸易与一般贸易企业在生产模式和主营业务方面存在很大差异(宋超、谢一青,2017)。本文的研究区间为2005—2009年,我国出口中加工贸易占比较高,应考虑贸易方式选择对就业的影响。为此,本文匹配了中国工业企业数据库和中国海关贸易统计数据库,^②将海关贸易统计数据库中“进料加工”、“来料加工”和“出料加工”统称为加工贸易,并删除了非贸易企业,着重考察企业贸易决策对就业的影响。

表10中,第(1)(3)列考察了企业从事加工贸易的就业效应。变量 PT 为虚拟变量,若企业在某年中有任何一笔海关统计记录属于“加工贸易”,则该企业在该年中被视为加工贸易企业,虚拟变量 PT 取值为1,否则取值为0。 PT 的系数显著为正,说明企业从事加工贸易时会吸纳更多的劳动力。控制变量的系数大小和显著性均与表9相似。

3. 多产品和多目的地出口决策与就业效应。多产品出口企业在国际贸易中发挥着十分重要的作用,企业出口动态不仅体现在进入和退出国际市场,更多地还体现在多产品出口企业调整出口范围及出口目的地。近期关于多产品企业的研究大都发现市场竞争加剧会促使企业缩小出口产品类别,使企业集中生产并出口具有核心竞争力的产品(Mayer et al, 2014),企业必然会进行资源的再配置,影响劳动力生产要素投入数量。

① 根据《中华人民共和国海关对加工贸易货物监管办法》的定义,加工贸易是指“经营企业进口全部或者部分原辅材料、零部件、元器件、包装物料,经加工或者装配后将制成品复出口的经营活动”。

② 中国工业企业数据库仅提供了企业出口额,没有提供企业的贸易方式和出口目的地信息。因此,本文参照 Yu(2015)、向训勇等(2016)等提供的思路匹配了中国工业企业数据库和中国海关贸易统计数据库,获得了企业贸易方式、出口目的地和出口产品信息,样本区间为2005—2009年。

表 10 企业贸易决策与就业效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PT	0.00104*** (0.000308)		0.000831*** (0.000309)			
PNUM		8.36e-05** (3.71e-05)	8.04e-05** (3.71e-05)			
DNUM		0.000287*** (3.40e-05)	0.000283*** (3.40e-05)			
1. PTC					0.000839** (0.000365)	
2. PTC					-0.000845 * (0.000487)	
1. INC						0.00148** (0.000652)
2. INC						0.000290 (0.000224)
TFP	1.303*** (0.00174)	1.303*** (0.00174)	1.303*** (0.00174)	1.342*** (0.00163)	1.342*** (0.00163)	1.342*** (0.00163)
LP	-1.185*** (0.000525)	-1.185*** (0.000525)	-1.185*** (0.000525)	-1.194*** (0.000487)	-1.195*** (0.000487)	-1.194*** (0.000487)
CP	-0.203*** (0.000395)	-0.203*** (0.000395)	-0.203*** (0.000395)	-0.210*** (0.000368)	-0.210*** (0.000368)	-0.210*** (0.000368)
EIO	1.306*** (0.00178)	1.305*** (0.00178)	1.305*** (0.00178)	1.347*** (0.00168)	1.347*** (0.00168)	1.347*** (0.00168)
SALES	0.0955*** (0.00113)	0.0952*** (0.00113)	0.0952*** (0.00113)	0.0724*** (0.00106)	0.0724*** (0.00106)	0.0724*** (0.00106)
PWAGE	-0.00445*** (0.000285)	-0.00451*** (0.000284)	-0.00451*** (0.000284)	-0.00379*** (0.000263)	-0.00379*** (0.000263)	-0.00379*** (0.000263)
AGE	-0.00199*** (0.000561)	-0.00191*** (0.000561)	-0.00192*** (0.000561)	-0.00187*** (0.000516)	-0.00188*** (0.000516)	-0.00186*** (0.000516)
RD	-3.21e-08*** (9.70e-09)	-3.56e-08*** (9.71e-09)	-3.54e-08*** (9.71e-09)	-3.54e-08*** (8.60e-09)	-3.52e-08*** (8.60e-09)	-3.54e-08*** (8.60e-09)
SOE	0.00490 * (0.00257)	0.00479 * (0.00257)	0.00477 * (0.00257)	0.00572 ** (0.00237)	0.00570 ** (0.00237)	0.00573 ** (0.00237)
常数项	0.0302*** (0.00386)	0.0327*** (0.00387)	0.0328*** (0.00387)	0.00766 ** (0.00357)	0.00795 ** (0.00357)	0.00771 ** (0.00357)
观测值	132311	132311	132311	124193	124193	124193
截面	45064	45064	45064	42282	42282	42282
R ²	0.989	0.989	0.989	0.992	0.992	0.992

注:第(1)~(6)列因变量均为 STAFF(取对数),均采用固定效应面板估计,同时控制年份、行业和区位; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

表 10 中,解释变量 PNUM 和 DNUM 分别为企业某年出口的产品数量及出口目的地的数量。由第(2)(3)列的回归结果可知,PNUM 和 DNUM 的系数均显著为正,即企业出口产品种类和目的地数目越多,吸纳的劳动力越多。控制变量的系数大小和显著性均与第(1)列及表 9 相似。

4. 出口转型升级与就业效应。出口企业转型升级可从很多方面体现出来。例如,马述忠等(2016)认为一般贸易出口占比提升、生产率提高以及价值链地位的提升意味着出口转型升级。齐俊妍、王嵒(2015)归纳了企业技术选择和出口方式的四种组合(低技术加工出口、高技术加工出口、低技术一般出口和高技术一般出口),并指出了不同类型企业的转型升级路径。例如,低技术加工出口

可以先进行技术升级转变为高技术加工出口,再进行贸易转型转变为高技术一般出口企业;也可以先进行贸易转型为低技术一般出口,在进行技术转型转变为高技术一般出口企业。结合本文选题和数据可得性,我们从如下三个维度定义出口企业转型升级行为:企业生产率的提升;由加工贸易向一般贸易的转换;目的地国家由低收入国家向高收入国家的调整。

我们定义了4个生产率变量,全要素生产率(*TFP*)和投入产出效率(*EIO*)的回归系数显著为正,而劳动生产率(*LP*)和资本产出比(*CP*)的回归系数显著为负,4个变量的系数在表9和表10的各列中未发生根本性变化。出口企业全要素生产率和投入产出比越高,吸纳的劳动力越多,可能与出口企业全要素生产率提升路径有关;劳动生产率和资本产出比越高,企业对劳动力的需求越少。

*PTC*为贸易方式转换的因子变量(factor variable),根据当年*PT*和上年*PT*的取值,*PTC*包括三个类别:未发生转换,取值为0;一般贸易向加工贸易转换,取值为1;加工贸易向一般贸易转换,取值为2,其中取值为2时表现为转型升级的第二个维度。采用面板模型回归时,将*PTC*取值为0视为基准情形。由第(5)列回归结果来看,相比不发生转换情形,当出口企业由一般贸易转换为加工贸易时,会吸纳更多的劳动力(1. *PTC*的系数>0);当出口企业由加工贸易转换为一般贸易时,会削减劳动力数量(1. *PTC*的系数<0),即当出口企业进行贸易方式的转型升级时,会影响社会就业水平。

同理,*INC*为目的地国家转换的因子变量,取值为0表示未转换;取值为1表示核心产品(企业出口额最大的产品)的出口目的地由发展中国家向发达国家的转换;取值为2表示核心产品的出口目的地国家由发达国家向发展中国家的转换,表现为转型升级的第三个维度。由第(6)列的回归结果可知,当出口企业目的地由发达国家向发展中国家转换时,会增加劳动力的投入;但目的地由发展中国家向发达国家转换时,不影响劳动力的投入。

六、结论与建议

本文在现有研究基础上,运用匹配方法,考察了2005—2009年新进入出口市场企业相对于非出口企业的就业促进效应及其差异性。研究发现:(1)整体来看,我国工业企业出口产生了显著的持续的就业促进效应。全样本匹配结果显示,不论按企业员工人数还是员工人数增长率,出口组企业在出口前与非出口组企业无显著差异,然而出口之后,出口组企业与非出口组企业产生了持续的显著性差异,说明出口的就业促进效应非常明显。(2)在区分技术密集度、企业规模、企业性质以及地理区位等属性后,出口的就业促进效应表现出明显的差异性。出口后,高技术和中高技术企业的ATT数值明显高于低技术企业,即较之于非出口组相应类别企业,高技术和中高技术出口组企业比低技术出口组企业吸纳更多的就业;出口后,三种规模的企业均会明显扩大就业规模,大型出口企业的ATT数值明显高于中型企业,中型企业明显高于小型企业;出口后,国有企业的ATT效应不明显,港澳台资和外资企业在出口后个别期次明显,而民营企业在出口当期和出口之后各期均非常明显,说明较之其他所有制类型企业,民营企业的就业促进效应更明显;出口后,东部地区和中西部地区出口企业的ATT效应均显著,从ATT数值大小来看,中西部地区出口组企业的就业促进效应明显高于东部地区。(3)出口企业调整贸易额、选择不同的贸易方式、调整产品种类和目的地等决策均会影响就业水平,出口企业劳动生产率和资本产出比的提升、加工贸易向一般转型等升级决策将加剧出口行业的失业现象。

本文基于微观企业主体研究出口的就业促进效应及其差异性,对于应对中美贸易战,形成以下政策建议。(1)优先考虑就业目标。出口扩张可以明显促进就业,出口萎缩可能显著抑制就业,甚至可能造成大量失业。鉴于外贸行业从业人员所占比重较高,中国应高度警惕中美贸易战可能带来的出口萎缩对劳动力市场产生的不利冲击。美国通过发动贸易战,企图对中国高科技产业发展进行压制,阻碍中国深度参与全球价值链分工,从而使国际资本,尤其是实体经济投资,更多地回流到美国,以解决美国就业问题。在一定意义上讲,中美贸易战也是中美就业争夺战。为解决中美贸易战可能带来的失业问题,中国应做好应对危机的准备,加快发展科技、文化、教育、交通等领域,加快企业技

术改造,积极扩大就业渠道,避免出现出口规模急剧下降可能造成的大规模失业现象。(2)实施交叉补贴的关税政策。此次中美贸易战中,美国对中国加征关税的领域并非中国更具比较优势的中低端制造,而主要是《中国制造2025》中计划主要发展的高科技产业,包括航空、新能源汽车、新材料等。研究发现,中高技术企业出口就业促进效应更为显著。在这种情况下,中国应采取交叉补贴的方式,来减少美国加征关税对这些产业的影响。主要包括两方面具体措施:一是降低或免除部分高科技产业零部件进口关税,在国内技术尚未攻克或生产能力不足的情况下,从欧洲、日本等国扩大进口,减轻高科技企业的经营负担;二是对美国水果、猪肉、大豆、天然气等产品加征关税,并用增加的关税收人来补贴受损失的高技术企业,手段可以主要采取研发补贴、技术改造补贴等。(3)适当支持和鼓励加工贸易发展。尽管加工贸易是引致中美贸易不平衡的重要原因,但此次贸易战中,中美双方没有将加工贸易作为主要对象。事实上,改革开放以来加工贸易对解决我国剩余劳动力就业问题、促进经济增长,发挥了非常重要的作用;而且,加工贸易也为中国工业的发展培养了大批成熟的产业工人,促进了工业企业技术进步和生产工艺的提升。目前,虽然中国劳动力成本大幅上升,相比于东南亚国家和非洲国家已经不具有成本优势,但在产业门类的完整性、熟练工人的数量、基础设施条件等方面仍具有明显优势。在这种情况下,为避免中美贸易战对就业带来剧烈冲击,中国可采取人民币贬值、税收优惠等方式,适当支持和鼓励加工贸易发展,这样也有利于为中国工业转型升级奠定更加坚实的基础。(4)进一步深化改革开放。坚定不移地深化改革开放,构建全面开放的新格局,是我国面对中美贸易战的必然选择。中国应以更大决心和力度推动新一轮改革开放,继续扩大制造业和服务业的开放,尤其养老、医疗、教育、金融等领域的开放。一方面,深化经济体制改革和垄断行业改革,减少国家对市场的直接干预,为外资企业和民营企业提供同等的国民待遇,以科学、高效的制度,吸引国内外投资者;另一方面,鼓励和支持中国企业,尤其是民营企业加大海外直接投资,鼓励将引进国外技术和加大自主研发相结合,构建开放式创新体系,推动制造业整体水平的提升。

参考文献:

- 李小平 周记顺 王树柏,2015:《中国制造业出口复杂度的提升和制造业增长》,《世界经济》第2期。
- 马弘 乔雪 徐嫄,2013:《中国制造业的就业创造与就业消失》,《经济研究》第12期。
- 马述忠 王笑笑 张洪胜,2016:《出口贸易转型升级能否缓解人口红利下降的压力》,《世界经济》第7期。
- 毛日昇,2009:《出口、外商直接投资与中国制造业就业》,《经济研究》第11期。
- 齐俊妍 王嵒,2015:《贸易转型、技术升级和中国出口品国内完全技术含量演进》,《世界经济》第3期。
- 邱斌 刘修岩 赵伟,2012:《出口学习抑或自选择:基于中国制造业微观企业的倍差匹配检验》,《世界经济》第4期。
- 屈小博 高凌云 贾朋,2016:《中国制造业就业动态研究》,《中国工业经济》第2期。
- 邵敏 包群,2011:《出口企业转型对中国劳动力就业与工资的影响:基于倾向评分匹配估计的经验分析》,《世界经济》第6期。
- 史青 李平,2014:《再议中国企业出口的就业效应》,《财贸经济》第10期。
- 宋超 谢一青,2017:《人民币汇率对中国企业出口的影响:加工贸易与一般贸易》,《世界经济》第8期。
- 谢千里 罗斯基 张轶凡,2008:《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》第3期。
- 于娇 遂宇铎 刘海洋,2015:《出口行为与企业生存概率:一个经验研究》,《世界经济》第4期。
- 俞会新 薛敬孝,2002:《中国贸易自由化对工业就业的影响》,《世界经济》第10期。
- 原磊 邹宗森,2017:《中国制造业出口企业是否存在绩效优势——基于不同产业类型的检验》,《财贸经济》第5期。
- 张川川,2015:《出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 张华初 李永杰,2004:《论我国加工贸易的就业效应》,《财贸经济》第6期。
- 张杰 李勇 刘志彪,2009:《出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999—2003》,《管理世界》第12期。
- 张杰等,2011:《要素市场扭曲是否激发了中国企业出口》,《世界经济》第8期。
- Bernard, A. B. et al(1995), "Exporters, jobs, and wages in U. S. manufacturing: 1976—1987", *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics* 1995:67—119.
- Bernard, A. B. & J. Wagner(1997), "Exports and success in German manufacturing", *Review of World Economics* 133(1):134—157.

- Bernard, A. B. et al(2007), “Firms in international trade”, *Journal of Economic Perspectives* 21(3):105–130.
- Biscourp, P. & F. Kramarz(2007), “Employment, skill structure and international trade: Firm-level evidence for France”, *Journal of International Economics* 72(1):22–51.
- Burstein, A. & J. Vogel(2010), “Globalization, technology, and the skill premium: A quantitative analysis”, NBER Working Paper, No. 16459.
- Costinot, A. et al(2016), “Micro to macro: Optimal trade policy with firm heterogeneity”, NBER Working Paper, No. 21989.
- Dauth, W. et al(2014), “The rise of the East and the Far East: German labor markets and trade integration”, *Journal of the European Economic Association* 12(6):1643–1675.
- Girma, S. et al(2004), “Does exporting increase productivity? A microeconometric analysis of matched firms”, *Review of International Economics* 12(5):855–866.
- Greenaway, D. et al(1999), “An empirical assessment of the impact of trade on employment in the United Kingdom”, *European Journal of Political Economy* 15(3):485–500.
- Helpman, E. et al(2010), “Unequal effects of trade on workers with different abilities”, *Journal of the European Economic Association* 8(2):421–433.
- Hsieh, C. T. & P. J. Klenow(2007), “Misallocation and manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403–1448.
- Jenkins, R. & K. Sen(2006), “International trade and manufacturing employment in the South: Four country case studies”, *Oxford Development Studies* 34(3):299–322.
- Krugman, P. (1980), “Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade”, *American Economic Review* 70(5):950–959.
- Kurz, C. & M. Z. Senses(2016), “Importing, exporting, and firm-level employment volatility”, *Journal of International Economics* 98:160–175.
- Levinsohn, J. & A. Petrin(2003), “Estimating production functions using inputs to control for unobservables”, *Review of Economic Studies* 70(2):317–341.
- Mayer, T. et al(2014), “Market size, competition, and the product mix of exporters”, *American Economic Review* 104(2):495–536.
- Melitz, M. J. (2003), “The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity”, *Econometrica* 71(6):1695–1725.
- Messerlin, P. A. (1995), “The impact of trade and capital movements on labour: Evidence on the French case”, *OECD Economic Studies* 24:89–124.
- Olley, G. S. & A. Pakes(1996), “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”, *Econometrica* 64(6):1263–1297.
- Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin(1985), “Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score”, *American Statistician* 39(1):33–38.

(责任编辑:陈建青)

(校对:孙志超)