

# 中国嵌入全球价值链的就业效应

史青 赵跃叶

**摘要：**传统关境统计法由于高估贸易利益进而导致企业出口引致的真实就业效应产生偏误。本文测算出企业嵌入全球价值链程度——出口国内增加值率(DVAR)，从增加值贸易视角重新探讨中国企业出口的就业效应，并选取实际有效汇率做工具变量，解决可能存在的内生性问题。研究发现：与传统关境统计方法下的贸易总量相比，企业DVAR提升对就业规模的促进作用更大，对就业结构的负面影响更小，提高出口国内附加值比单纯扩张出口规模更为重要；出口到高收入国家的企业其DVAR对就业规模的提升最明显，对技术工人的需求相对更大，对就业结构的负面影响更小；出口最终品的企业其DVAR带来就业规模的提升最大，而出口中间品的企业其DVAR对就业结构的负面影响更小；随着产品差异化程度的增加，出口该类产品的企业DVAR对就业的拉动作用变大，同时对就业结构的负面影响变小。

**关键词：**出口国内增加值率；中国总量贸易；就业规模；就业结构

[中图分类号] F241.23 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670(2020)01-0094-16

## 引言

随着国际分工体系的不断深化，全球贸易分工模式已由产品间分工转向产品内分工，一种产品的生产往往由多个经济体的多家企业协同完成，不同的生产环节及增加值在不同的经济体之间实现，由此产生的贸易被称为增加值贸易(Value-added Trade)(Grossman and Hansberg, 2008)<sup>[1]</sup>。以商品总值为口径的关境统计方法不再能真实反映一国或地区在全球价值链(Global Value Chain, GVC)分工中的贸易规模和利益。这种基于全球价值链的贸易与分工模式给传统国际经济统计以及贸易政策带来了极大的挑战(谢申祥等, 2018)<sup>[2]</sup>，同时也赋予了全球化的社会福利分析新的经济学涵义(Baldwin and Lopez-Gonzalez, 2015)<sup>[3]</sup>。

作为全球人口第一大国，就业一直是中国最大的民生问题，党的十九大报告强调要坚持就业优先战略和积极就业政策，实现更高质量和更充分就业。伴随着中国

[收稿日期] 2018-11-19

[基金项目] 国家自然科学基金项目“全球价值链视角下中国增加值出口贸易的就业效应研究”(71703066)。

[作者信息] 史青：上海大学经济学院副教授 200444 电子邮箱 echoshiqing@126.com；赵跃叶：南京财经大学国际经贸学院硕士研究生。

参与全球价值链分工程度的不断深入，出口贸易在拉动国内就业方面扮演着愈加重要的角色。在当前国内有效需求不足的情形下，如何更好地发挥出口贸易在拉动国内就业方面的积极作用，直接关系到国内就业压力是否能得到有效缓解。尤其是针对中国存在大量加工贸易的特殊现象，准确考量出口贸易的就业效应这一议题变得十分紧迫。在经济全球化的背景下中国在全球价值链的地位如何？增加值出口贸易与其引致的就业量的关系如何？对于不同技能劳动力就业的影响有何差异？这些问题的回答，一方面可以反映中国真实的贸易利得，给与中国有类似贸易特点、存在大量加工贸易的国家提供借鉴；另一方面有助于厘清中国出口贸易吸纳就业的真实能力，为政策实施部门提供参考。

本文利用中国海关数据库准确测算企业在全价值链的嵌入程度——出口国内增加值率（Domestic Value Added Ratio, *DVAR*），然后结合工业企业数据库估计了企业 *DVAR* 对就业规模及就业结构的影响，并与传统关税统计方法下总量贸易的就业效应进行对比；此外，还选取企业层面有效汇率水平作为 *DVAR* 的工具变量，以期解决潜在的内生性问题；最后，分别考察了不同特征企业出口增加值的就业效应。研究发现，与传统的贸易总额相比较，企业出口 *DVAR* 对就业规模的拉动作用更大，对就业结构的负面影响更小；出口目的国为发达国家、出口最终产品或异质产品的企业出口 *DVAR* 提升带来就业规模的增长更大，而出口目的国为发达国家、出口中间产品或异质产品的企业出口 *DVAR* 对就业结构的负面影响较小，即这类企业技术工人的需求相对增长更多。

本文与既有研究的主要区别在于：第一，现有研究大多从总量贸易出发研究出口的就业效应，传统关税统计法由于高估贸易利益可能导致出口引致的真实就业效应产生偏误，本文从增加值出口的角度可有效地规避该问题，尤其对于加工贸易比重较高的中国更是如此。第二，目前为数不多的探讨增加值贸易就业效应的研究，如 Los 等（2015）<sup>[4]</sup>、张志明等（2016）<sup>[5]</sup>、Sasahara（2019）<sup>[6]</sup>、Feenstra 和 Sasahara（2018）<sup>[7]</sup> 等借助多区域/全球投入产出模型测算行业出口增加值及其引致的就业效应，而本文从微观层面测算企业出口增加值，可以区分企业内部变化以及企业进入、退出市场带来的变化；第三，本文还关注增加值出口对不同类型工人的就业有何差异，而吕越等（2018）<sup>[8]</sup> 仅涉及到企业嵌入全球价值链对就业规模的影响。

本文其余部分的结构安排为：一是文献综述，二是建立计量模型，进行指标测算和数据说明；三是报告基本实证结果并分析，四是进一步对出口目的国、差异化产品下的不同影响展开论述，最后是结论性评述。

## 一、文献综述

学术界有关出口贸易影响就业规模的研究已经较为成熟，微观层面可通过基于匹配理论的贸易筛选机制来刻画：出口贸易的发展提高了劳动者搜寻工作的匹配成本和企业筛选工人的门槛，从而减少了就业（Helpman et al., 2010<sup>[9]</sup>）。然而各国

微观层面的研究结论与理论层面并不十分一致：邵敏和包群（2011）<sup>[10]</sup>发现外销型企业向完全内销型企业转型会通过产出渠道减少企业就业规模，表明出口贸易利于企业就业增长。Lopez 和 Yu（2017）<sup>[11]</sup>发现贸易自由化给中国的低生产率企业带来“就业破坏”，同时给高生产率企业带来“就业创造”，二者净效应是给一般贸易方式下的低生产率企业带来“就业破坏”。Feenstra 等（2017）<sup>[12]</sup>研究了美国出口扩张及来自中国的进口竞争对美国就业的影响，发现在 1991—2007 年期间美国产品的出口扩张创造了大量的就业岗位。

国际贸易影响就业的最终体现为劳动力转移即就业结构的转变。从微观角度来看，就业结构主要指企业内部技术工人比例，出口企业需要克服出口的固定成本，面临更激烈的海外竞争，通常需要更多的技术工人（Tybout, 2008）<sup>[13]</sup>。Yeaple（2005）<sup>[14]</sup>认为，企业内生选择技术和劳动力技能，与非出口企业相比，出口企业达到均衡时往往会选择更多的高技能劳动力。Mouelhi（2007）<sup>[15]</sup>发现贸易自由化对突尼斯出口型和内销型企业的技术劳动力分别产生了正面和负面影响。类似的研究还有 Costantini 和 Melitz（2008）<sup>[16]</sup>、Costinot 和 Vogel（2010）<sup>[17]</sup>等，他们的基本观点是贸易自由化有助于提高技术工人比例，即优化就业结构。然而，有关发展中国家的探讨并不支持这一结论（Burstein and Vogel, 2010）<sup>[18]</sup>，如唐东波（2011）<sup>[19]</sup>利用中国经济普查数据发现出口贸易并未提高中国高技能工人就业比例；同样，史青和李平（2014）<sup>[20]</sup>利用中国工业企业数据发现企业出口降低了技术工人比例，恶化了就业结构。

近年随着各国参与全球价值链的逐步深入，更多的学者从企业嵌入价值链、增加值贸易和中间品贸易等角度对就业问题展开研究。Loset 等（2015）在 41 个国家和地区投入产出表的基础上，从出口目的国的需求角度出发，发现 2001—2006 年出口增加贡献了 7 千万个就业机会。Shen 和 Silva（2018）<sup>[21]</sup>指出中国对美国的增加值出口对美国劳动力市场的影响依赖于中国具体行业在全球价值链的位置。张志明等（2016）借助多区域投入产出模型估算中国 22 个行业的增加值出口，发现中国增加值出口对本国多数行业总就业的拉动量趋于增加。吕越等（2018）以中国企业出口国外附加值率（Foreign Value Added Rate, FVAR）度量其全球价值链嵌入度，发现 FVAR 对就业规模的影响呈现倒 U 型曲线。魏浩和李晓庆（2018）<sup>[22]</sup>发现进口投入品通过就业再配置效应、生产率提升效应和出口市场扩张效应三个渠道实现企业的就业增长。

综上所述，鉴于研究方法和数据获取的限制，有关出口贸易就业效应的研究大多聚焦于总量贸易对就业的影响，这往往会导致出口贸易的就业效应产生偏误。近年来也出现了涉及增加值贸易与就业的文献，如张志明等（2016）、Shen 和 Silva（2018）、Sasahara（2019）等，他们多基于 Johnson 和 Noguera（2012）<sup>[23]</sup>或 Koopman 等（2012；2014）<sup>[24][25]</sup>的框架采用全球/多区域投入产出表来核算行业/地区层面增加值，再研究其对劳动力就业的影响。

## 二、指标测度与模型设定

### (一) 企业出口增加值的测度

企业出口的国内增加值为企业出口去除加工贸易中间投入与一般贸易中间投入之和,本部分基于 Upward 等 (2013)<sup>[26]</sup> 以及后续学者的改进方法,放松企业“同质化”假设,测算中国企业出口的国内增加值率:

$$DVA = EX - VS = EX - \frac{IM}{Y}EX = EX - \{IM^p + EX^o[IM^o/(D + EX^o)]\} \quad (1)$$

$$DVAR = \frac{DVA}{EX} = 1 - \frac{IM^p + EX^o[IM^o/(D + EX^o)]}{EX} \quad (2)$$

其中,  $DVA$  为企业出口的国内增加值,  $VS$  表示垂直专业化指标,  $IM$ 、 $EX$  和  $Y$  分别为企业的总进口、总出口和总产出,  $EX^o$  和  $IM^o$  表示一般贸易方式下的出口和进口,  $IM^p$  表示加工贸易方式下的进口,  $D$  表示企业的国内销售,  $Y$  为产出。针对加工贸易部分,产出全部用于出口,产出  $Y$  与加工贸易出口  $EX^p$  相等,针对一般贸易部分,产出包含国内销售  $D$  与一般贸易出口  $EX^o$  两部分,  $DVAR$  为企业出口的国内增加值率。

随后我们进行以下处理:将 HS 产品编码转换为 BEC (Broad Economic Categories) 产品编码,进而区分出一般贸易进口中的中间品;借鉴 Ahn 等 (2011)<sup>[27]</sup> 与张杰等 (2013)<sup>[28]</sup> 的处理方法,通过计算贸易中介间接进口的比例进而得到企业实际加工贸易进口  $IM_A^p$  与实际一般贸易中间投入进口  $IM_{Am}^o$ ;仿照 Kee 和 Tang (2016)<sup>[29]</sup> 的做法,剔除因企业间产品交易引致的间接进口价值,将式 (2) 调整为:

$$DVAR = \frac{DVA}{EX} = 1 - \frac{\{IM_A^p + EX^o[IM_{Am}^o/(D + EX^o)]\}}{EX} - \frac{0.05\{M^T - IM_A^p - EX^o[IM_{Am}^o/(D + EX^o)]\}}{EX} \quad (3)$$

其中,  $M^T$  表示企业中间投入额, 0.05 为企业间交易导致的间接进口比例<sup>①</sup>。若企业为纯加工贸易企业,  $DVAR$  简化为  $1 - 0.05M^T/EX - 0.95IM_A^p/EX$ ; 若企业为纯一般贸易企业, 则  $EX = EX^o$ ,  $DVAR$  简化为  $1 - 0.05M^T/EX - 0.95[IM_{Am}^o/(D + EX)]$ ; 若企业为混合贸易企业,  $DVAR$  如式 (3) 所示<sup>②</sup>。

### (二) 模型设定

本文关注的核心问题在于从出口增加值视角考量出口对就业规模和就业结构的影响,因此本文的关键解释变量为企业出口  $DVAR$ , 具体设定如下:

$$\ln L_{ijt} = \alpha + \beta DVAR_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \delta_j + \delta_p + \delta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$SH_{ijt} = \alpha + \beta DVAR_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \delta_j + \delta_p + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

①Koopman 等 (2012) 认为中国加工贸易企业使用的国内原材料含有的国外产品份额为 5%—10%。

②计算过程中剔除企业  $DVAR > 1$  的样本。

其中,下标  $i$  表示企业;  $j$  表示行业;  $t$  表示年份;  $L_{ijt}$  表示企业就业人数;  $DVAR_{ijt}$  是核心解释变量,表示企业出口增加值率,其大小反映了企业在全球价值链中所获产品附加值的能力和真实利益,系数  $\beta$  可以识别其对就业的影响,更加准确地考量出口对就业的真实拉动效应。式(4)中  $X_{ijt}$  表示影响企业就业的其他控制变量,具体包括:(1)企业全要素生产率( $tfp$ ),以OP方法(Olley and Pakes, 1996)<sup>[30]</sup>计算结果进行基准分析,以LP方法(Levinsohn and Petrin, 2003)<sup>[31]</sup>做稳健性检验。(2)企业产出( $lnq$ ),采用企业工业总产值取对数表示,用以控制企业生产规模对就业的影响。(3)企业资本产出比( $k/q$ ),采用企业固定资产与工业总产值比值来衡量,用以控制资本深化对就业规模的影响。(4)企业年龄( $lnage$ ),采用当年年份减去建厂时间<sup>①</sup>,企业成立时间越长,越可能需要雇佣更多的工人。(5)企业平均工资( $lnw$ ),用企业应付工资与应付福利总和与员工人数的比值来衡量。(6)外资企业虚拟变量( $d\_Foreign$ ),如果企业所有制类型为外资企业,则  $d\_Foreign$  为1,否则为0。为了降低计量回归中因遗漏重要变量而带来估计结果的偏差,本文也加入了行业、省份和时间的固定效应  $\delta_j$ 、 $\delta_p$ 、 $\delta_t$ ,  $\varepsilon_{ijt}$  为随机误差项。 $SH_{ijt}$  为技术工人与非技术工人的比例,式(5)中控制变量  $X_{ijt}$  将式(4)中企业平均工资替换为企业技术工人与非技术工人的工资之比  $w^s/w^u$ <sup>②</sup>,其余控制变量保持不变。表1列出了各变量的描述性统计及测量方法。

表1 各变量定义及描述性统计特征

变量	定义	数据形式	测量方法	均值	最小值	最大值
$lnL$	员工人数	对数	从业人员	5.323	2.079	12.145
$DVAR$	出口增加值率	比值	出口增加值/出口额	0.554	0	1
$EX$	出口强度	比值	出口交货值/工业销售额	0.517	0	1
$tfp$	全要素生产率	对数	OP	3.044	0	8.231
$lnq$	产出	对数	工业产值	10.686	5.639	18.883
$k/q$	资本产出比	比值	固定资产/工业产值	0.394	0.009	59.669
$lnage$	年龄	对数	当年年份-建厂时间	1.926	0	5.127
$lnw$	平均工资	对数	(应付工资+应付福利)/从业人员	2.059	0.692	6.526
$d\_Foreign$	外资企业	虚拟变量	外资企业为1,非外资企业为0	0.603	0	1
$SH$	就业结构	比值	技术工人/非技术工人	3.227	0	2.421
$w^s/w^u$	相对工资	比值	技术工人工资/非技术工人工资	81.655	3.546	777.711

### (三) 数据说明

为了估算出口增加值及增加值视角下的就业效应,需要企业就业规模、工资、生产率、产出等生产经营层面的信息,以及企业进出口、贸易模式等详细贸易交易信息,前者来源于中国工业企业数据库,后者来源于中国海关数据库,本文需要对

①时间具体到月份,如一个企业成立时间是1998年4月,样本年份为2004年,则企业年龄为6.67,为了避免出现负值,我们对所有  $age$  加1后再取对数。

②技术工人与非技术工人的工资参照陈波和贺超群(2013)<sup>[32]</sup>的办法得出,由于工业企业数据库只有2004年涉及不同类型工人的教育程度,因此在探讨就业结构时采用的是横截面数据。

两个大型微观数据库进行匹配，样本期是2000—2007年。

本文借鉴 Brandt 等 (2012)<sup>[33]</sup> 的方法首先对工业企业数据库进行处理：首先，用序贯识别法进行4轮匹配识别出同一家企业，赋予匹配后的企业新ID，匹配指标依次为法人代码、企业名称、省地县码+法人代表姓名、省地县码+电话号码+成立年份；其次，由于2003年开始实施新的《国民经济行业分类》，本文针对2002年前后的4分位(CIC-4)行业代码进行调整，统一行业标准；再次，根据会计准则估算缺失的“工业增加值”数据，借鉴 Cai 和 Liu (2009)<sup>[34]</sup> 的思路，对关键指标不符合会计准则的观测值进行剔除，如总资产低于流动资产、总资产低于固定资产、总资产低于固定资产净值、成立时间晚于当年时间等异常企业；最后，剔除了工业总产值、销售额、固定资产总值、出口额等关键指标小于0以及从业人数低于8人的企业。

中国海关数据库的原始数据是月度交易数据，本文首先在企业—产品(HS-6)—目的国(来源国)—贸易方式层面加总至年度数据<sup>①</sup>；由于HS-6分类标准在1996年、2002年和2007年发生改变，本文将2000年、2001年数据与2007年数据分别根据HS-1996与HS-2002对照表、HS-2002与HS-2007对照表调整为HS2002标准对应的产品代码，这样保持产品在HS-6层面的一致；最后，由于贸易中间商或代理商不参与生产活动，其就业变动与其他生产型企业或有不同，本文去除了这部分企业<sup>②</sup>。

随后本文借鉴 Fan 等 (2015) 的思路，对两个数据库进行三轮序贯匹配：(1) 企业名称；(2) 电话号码(后7位)+邮政编码；(3) 电话号码(后7位)+负责人姓名。如表2所示，初步匹配后共得到311367个样本观测值，分别占中国海关数据库中出口企业和进口企业数目的47.6%和41.2%，分别占中国海关数据库中企业总出口值和总进口值的53.6%和43%<sup>③</sup>。最终本文选取样本中的制造业企业进行研究，删除采矿业、石油等资源性行业以及水电气生产供应等行业企业。

表2 中国工业企业数据库和中国海关数据库的分步匹配结果

年份	企业数目	第一步：企业名称		第二步：电话+邮编		第三步：电话+负责人	
		匹配数目	占比	匹配数目	占比	匹配数目	占比
2000	20 387	16 710	81.9%	3 256	15.9%	421	2.1%
2001	23 028	19 452	84.5%	3 156	13.7%	420	1.8%
2002	25 578	22 242	87.0%	2 949	11.5%	387	1.5%
2003	29 345	26 372	89.9%	2 544	8.7%	429	1.5%
2004	45 299	41 351	91.3%	3 301	7.3%	647	1.4%
2005	45 338	41 078	90.6%	3 525	7.8%	735	1.6%
2006	53 230	49 223	92.5%	2 935	5.5%	1 072	2.0%
2007	69 162	51 306	74.2%	16 993	24.6%	863	1.2%
合计	311 367	267 734	86.0%	38 659	12.4%	4 974	1.6%

资料来源：中国工业企业数据库和中国海关数据库。

①中国海关在HS-8分位层面代码常有变动，但是前六位是和国际标准保持一致的(Fan et al., 2015)<sup>[35]</sup>，因此我们将产品HS-8位码加总至产品HS-6位码。

②尽管样本中不包含这部分贸易中介，但不影响文中计算它们在所有企业中的贸易份额。

③这一结果与Fan等(2015)的匹配结果十分接近。

## 三、基本估计结果

## (一) 基准回归分析

表3列出了企业出口增加值就业效应的基本回归结果。第(1)、(2)列与第(3)、(4)列分别考察就业规模效应与就业结构效应。第(1)列中本文关注的核心解释变量  $DVAR$  其估计系数显著为正, 这表明出口增加值率的提高会显著促进就业规模的增长。为了与前人的研究做出对比, 本文在第(2)列考察了总量贸易统计下出口强度 ( $EX$ ) 对就业规模的影响, 结果表明, 尽管出口强度的增加带来就业规模的增长, 但从回归系数大小来看, 出口强度的系数 (0.036) 小于  $DVAR$  系数 (0.067)。这意味着控制其他影响企业就业规模的因素不变, 出口国内增加值率每增加1个单位, 企业对工人需求会增加6.7%, 而出口强度每增加一个单位, 工人需求仅增加3.6%, 说明与总量出口相比, 1个单位国内增加值出口带来就业规模的增长更大, 传统关境统计法下的总量贸易低估了出口对就业规模的促进。可能的原因在于, 总量贸易忽视了企业出口产品中的实际价值创造份额, 而中国是加工贸易大国, 存在“两头在外”的典型特征, 实际创造的价值相对更少, 1个单位的出口增加值由更多单位的总量出口所蕴含, 从而1个单位出口增加值率带动的就业量会高于1个单位出口强度带动的就业量。

表3 基准回归结果

变量	就业规模 (L)		就业结构 (SH)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$DVAR$	0.067*** (16.066)		-0.778** (-2.207)	
$EX$		0.036*** (7.258)		-1.030** (-2.324)
$ifp$	-0.212*** (-80.837)	-0.210*** (-80.256)	0.657*** (3.587)	0.577*** (3.000)
$lnq$	0.542*** (138.332)	0.537*** (137.088)	2.279*** (6.738)	2.067*** (6.656)
$k/q$	0.013*** (3.978)	0.013*** (4.023)	2.412*** (5.884)	2.136*** (5.160)
$lnage$	0.059*** (17.397)	0.059*** (17.511)	-1.143*** (-4.439)	-1.071*** (-4.466)
$lnw$	-0.219*** (-55.129)	-0.219*** (-55.030)		
$d\_Foreign$	0.032*** (3.224)	0.032*** (3.224)	1.675*** (4.688)	1.675*** (4.571)
$w^s/w^u$			-0.0002 (-1.193)	-0.0003 (-1.153)
省份效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
时间效应	是	是		
样本数	238 787	238 843	34 067	34 071
$R^2$	0.385	0.384	0.020	0.028

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平, 括号内为  $t$  值。

第(3)、(4)列结果显示:出口增加值率和出口强度的估计系数均显著为负,表明无论是传统贸易统计法还是增加值贸易统计法出口对就业结构的影响均是不利的,出口增大了非技术工人相较于技术工人的比重,这与中国处于价值链低端的现状有关,低廉劳动力成本优势使中国锁定在国际分工中的加工组装环节,装配环节对于非技术工人的雇佣量较大,不利于改善就业结构。本文比较二者系数后发现,与出口强度相比,出口增加值率对就业结构的负面作用更小,提升出口的国内附加值比单纯扩张出口规模更重要。

第(1)、(2)列的其他控制变量中,全要素生产率和平均工资对就业规模的影响显著为负,说明技术进步和平均工资的上升引起了就业规模的减少,而企业产出、年龄和所有制类型对就业规模存在显著的正影响,说明随着企业产出的增加和成立时间的推移,企业需要雇佣更多的工人,同时与内资企业相比,外资企业会雇佣更多的工人;第(3)、(4)列中全要素生产率对就业结构的影响显著为正,说明技术进步对简单劳动力产生替代作用,降低了非技术工人的需求,从而改善了就业结构;总产出和资本产出比对就业结构均为正向影响,意味着产出增长、资本深化带来技术工人比重的增加,二者是互补关系。

## (二) 潜在的内生性分析

一方面,积极融入全球化、扩大出口会带来就业规模的增长,另一方面,公司可能会雇佣更多的工人以应对来自国外的额外需求,或加深对国外市场的渗透(Martincus et al., 2017)<sup>[36]</sup>。因此,增加值出口贸易和企业就业之间可能存在双向因果关系。鉴于此,本文选择企业层面的有效汇率作为工具变量来解决内生性问题,经过加权的企业实际有效汇率与企业的出口状况密切相关,而与企业的就业并没有直接联系。本文借鉴李宏斌等(2011)<sup>[37]</sup>的方法,采用式(6)计算企业层面按贸易额加权的企业实际有效汇率:

$$REER_{it} = 100 \times \prod_{k=1}^n \left( \frac{E_{kt}}{E_{k0}} \times \frac{CPI_{ct}}{CPI_{kt}} \right) w_{ikt}, \quad \sum_{k=1}^n w_k = 1 \quad (6)$$

其中, $REER_{it}$ 表示企业*i*在*t*年的实际有效汇率, $E_{kt}$ 表示国家*k*在*t*年的名义汇率, $E_{k0}$ 表示国家*k*在基期的汇率,本文基期定在2000年, $CPI_{ct}$ 为中国在*t*年的居民消费价格指数, $CPI_{kt}$ 为*k*国在*t*年的居民消费价格指数,同样以2000年为基期。汇率和CPI数据均来自于国际货币基金组织的国际金融统计数据库。 $w_{ikt}$ 是*t*年中国企业*i*与*k*国的贸易份额,对于仅出口企业, $w_{ikt}$ 等于企业*i*对*k*国的出口额与企业*i*总出口额的比值;对于同时进出口企业, $w_{ikt}$ 等于企业*i*从*k*国进口且出口额除以企业总贸易额。根据式(6),基期2000年企业*i*的REER为100,REER上升表示人民币升值,反之则表示贬值。

表4第(1)列—第(4)列是使用企业实际有效汇率作为工具变量2SLS后的回归结果,可以看出,核心解释变量回归系数的绝对值远大于基准回归中的相应值,企业出口增加值率对就业规模具有显著的正向作用,而对于就业结构的影响并不十分显著。一阶段回归的F值均较大,显示不存在弱工具变量的问题,与表2的基准结果相比,各变量系数符号保持一致,且绝对值有所提升,但部分变量系数不



再显著，如第3列 *DVAR* 的系数。此外，我们进行了过度识别检验，表明工具变量有足够强的外生性，并利用 Hausman 检验比较了 2SLS 与 OLS 的结果，证实无法推翻二者的回归系数无系统差异的原假设，因此后续仍旧采用 OLS 模型分析。

表4 工具变量的估计结果

变量	就业规模 (L)		就业结构 (SH)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DVAR</i>	3.192 *** (5.157)		-163.81 (-0.82)	
<i>EX</i>		0.665 *** (11.034)		14.277 *** (2.786)
省份效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
时间效应	是	是		
一阶段 F 值	89.451	48.710	19.202	35.631
样本数	235 736	235 792	33 741	33 745
R <sup>2</sup>	0.082	0.703	0.019	0.037

注：\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号内为 t 值。就业规模的控制变量为企业全要素生产率、产出、资本产出比、年龄、平均工资、外资企业；就业结构的控制变量为企业全要素生产率、产出、资本产出比、年龄、技术工人与非技术工人的工资比、外资企业。

### (三) 稳健性分析

#### 1. 控制变量的再度量

Levinsohn 和 Petrin (2003) 指出，由于面临着较高的投资调整成本，企业受到生产率冲击后投资可能会滞后，而 LP 法避开了投资额，用企业中间投入作为生产率的代理变量解决了这一问题（鲁晓东和连玉君，2012），因此我们采用 LP 法测算结果进行稳健性分析。其次，资本产出比表示企业为了获得单位产出所需要投入的资本量，体现了企业资本的使用效率和产出能力，从而影响企业对不同技术劳动力数量的雇佣。此外，企业雇佣的工人不仅包含生产部门，还涉及到行政管理部 门，因此我们使用企业总资产 (*assets*) 替代资本产出比进行稳健性分析。表 5 的第 (1)、(2) 列与第 (5)、(6) 列分别是采用 LP 方法和总资产下增加值贸易与总量贸易的就业规模效应与就业结构效应，核心解释变量的回归结果和前文基本一致。

#### 2. 增加值出口贸易的时滞效应

出口对企业就业规模的影响可能存在一定的时滞效应，我们将出口增加值率滞后一期，回归结果见表 5 的第 (3)、(4) 列，滞后一期的企业出口增加值率对企业当期劳动力就业规模有显著的正向影响，企业出口增加值率每增加 1 个单位，下一期企业对工人的需求就增加 1%，这进一步验证了本文的基本结论。

表5 稳健性检验回归结果

变量	就业规模 (L)			就业结构 (SH)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DVAR</i>	0.043 *** (11.130)				-1.005 *** (-2.820)	
<i>EX</i>		0.032 *** (6.993)				-1.195 *** (-2.745)
<i>L.DVAR</i>			0.010 * (1.847)			
<i>L.EX</i>				0.013 ** (2.284)		
<i>tfp<sub>it</sub> - lp</i>	-0.081 *** (-37.254)	-0.080 *** (-36.595)			0.221 (0.957)	0.153 (0.655)
assets	0.000 *** (3.334)	0.000 *** (3.035)			0.000 (1.601)	0.000 (1.578)
其余控制变量	是	是	是	是	是	是
省份效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是		
样本数	238 787	238 843	130 414	130 455	34 067	34 071
R <sup>2</sup>	0.435	0.439	0.288	0.355	0.026	0.034

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为*t*值。第(1)、(2)列其余控制变量为产出、年龄、平均工资、外资企业；第(5)、(6)列其余控制变量为产出、年龄、技术工人与非技术工人的工资比、外资企业；第(3)、(4)列其余控制变量如基准回归表3中所示。

#### 四、进一步分析

由基准回归结果可知，与总量贸易相比，中国企业出口增加值对就业规模的提升作用更大，对就业结构的负面影响更小。此外，增加值出口的就业效应在不同特征的企业之间可能存在差异，为了更深入地考察两者之间的关系，本文从出口目的国、产品用途及差异化程度做了进一步分析。

##### (一) 目的国经济水平的影响

出口目的国的经济发展水平对出口企业就业的影响具有明显差异性 (Kurz and Senses, 2016)<sup>[38]</sup>，高收入国家对产品质量有更高的要求，向高收入国家出口的企业可能会雇佣更多技术工人来生产高质量产品。本文根据2006年世界银行对国家收入等级的划分标准<sup>①</sup>，将企业分为仅向高收入国家出口、仅向中等收入国家出口、仅向低收入国家出口、向高中低收入国家均出口、向高低收入国家出口、向高中收入国家出口和向中低收入国家出口共七种类型企业。如表6所示，经过统计发现：向高中收入国家出口的企业数量最多，其次为仅向高收入国家出口的企业以及向高中低收入国家均有出口的企业，而仅向低收入国出口的企业数量很小，绝大部分(95.5%)企业的出口目的国中包含了高收入国家。

<sup>①</sup>世界银行根据各国人均收入水平将全球200多个国家分为高、中高、中低和低等收入国家四类，本文将中高和中低国家合并为中等收入国家。

表6 不同出口目的国的企业数量

出口目的国类型	高收入国家	中收入国家	低收入国家	高中收入国家
企业数量	97 188	9 514	311	110 247
出口目的国类型	高低收入国家	中低收入国家	高中低收入国家	所有企业
企业数量	644	615	15 120	233 639

注：作者根据中国工业企业数据库和中国海关数据库整理得出。

表7的第(1)列—第(4)列分别为出口至高收入国家、中等收入国家、低收入国家和高中低收入国家的企业 *DVAR* 对就业规模的影响，结果显示：除仅向低收入国家出口的企业之外，其他类型企业的出口增加值率对就业规模的影响均显著为正，其中，仅向高收入国出口的企业其 *DVAR* 对就业规模影响最大；第(5)列—第(8)列分别为出口至上述四类国家的企业 *DVAR* 对就业结构的影响，研究发现，出口至高收入水平国家的企业其 *DVAR* 系数绝对值最小，意味着对就业结构的负面影响最小。

表7 不同经济水平目的国的影响

变量	就业规模 (L)				就业结构 (SH)			
	高收入国家 (1)	中等收入国家 (2)	低收入国家 (3)	高中低收入国家 (4)	高收入国家 (5)	中等收入国家 (6)	低收入国家 (7)	高中低收入国家 (8)
<i>DVAR</i>	0.075*** (10.098)	0.048* (1.803)	-0.325 (-0.838)	0.041** (2.035)	-0.713** (-2.411)	-1.321** (-2.279)	-36.987 (-0.918)	-0.075 (-0.141)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	97 127	9 512	313	16 437	13 722	1 187	26	2 229
R <sup>2</sup>	0.338	0.336	0.598	0.435	0.021	0.111	0.582	0.054

注：就业规模的考察控制了行业、省份和时间固定效应，就业结构的考察控制了行业省份固定效应。

这一结论验证了 Verhoogen (2008)<sup>[39]</sup> 针对贸易和收入差距不平等议题提出的质量升级机制。根据边际效用递减原则，与低收入国家相比，高收入国家消费者收入边际效用较低，但产品质量边际效用较高，消费者愿意以更高的价格支付高质量产品。所以向高收入国家出口的企业会增大对技术工人的雇佣，提高技术水平和产品质量，来满足高收入国家消费者对高质量产品的偏好。此外，Matsuyama (2007)<sup>[40]</sup> 提出的“出口目的地特定服务”机制也可解释这一现象，高收入国家不仅偏好高质量产品，还偏好相匹配的高质量服务。企业需向高收入目的国提供更高水平的技术服务，从而对技术工人相对需求更高，如雇佣更多精通外国语言、通晓出口目的地商业文化、法律制度的专业化员工，有助于改善就业结构。

## (二) 产品差异化的影响

随着商品贸易向任务贸易的转变，中间品贸易在中国对外贸易中的地位不断提升，中间品贸易对就业创造的影响也越来越重要，如卫瑞和张少军 (2014)<sup>[41]</sup> 发现中国企业的中间品出口对中高等技能工人就业的带动能力要高于最终品出口。因此，为了考察企业出口不同用途的产品对不同技能劳动力的影响是否有差异，本文按照 BEC 分类编码将企业分为仅出口中间品、仅出口最终品和同时出口中间品和最终品三类企业<sup>①</sup>。经过

<sup>①</sup>HS-6 分位产品代码可对应到 BEC 产品代码，产品可分为中间品、消费品和资本品三大类，我们把消费品和资本品划为最终品，与中间品相对应。具体地，BEC 代码为 111、121、21、22、31、322、42 和 53 的为中间品；BEC 代码为 41、521、112、122、522、61、62 和 63 的为最终品。

测算,三类企业的数量差别不大,出口中间品、出口最终品以及两类产品均出口的企业数目各占35.8%、32.2%和32%。图1显示,两类产品均出口的企业就业规模最大,技术工人比重反而更低,仅出口最终品的企业就业规模最小。

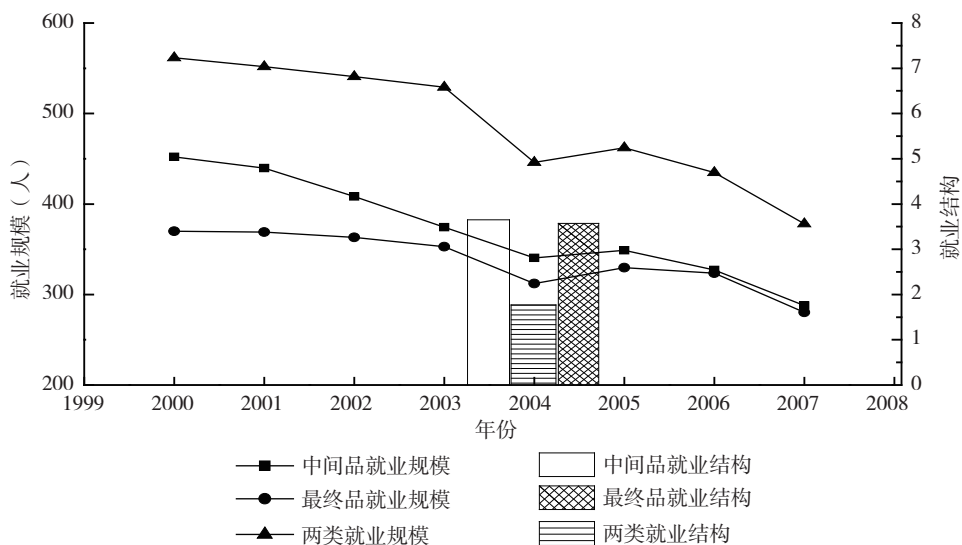


图1 BEC分类下不同企业的就业状况

资料来源:作者根据计算结果绘制。

表8列出了不同出口产品用途的企业出口增加值贸易对就业的影响,第(1)列—第(3)列与第(4)列—第(6)列分别为三种类型企业的DVAR对就业规模与就业结构的影响:出口最终品的企业其国内增加值率的增加带来就业规模的提升最大;出口中间品的企业其出口增加值率对就业结构的负面影响最小,意味着出口中间品的企业会相对增加技术工人的雇佣。样本期内中国的加工贸易比重居高不下,这部分企业出口的最终品是将进口零部件加工组装而成,在全球生产网络中扮演着出口平台的角色,处于产品价值链的最低端,科技含量较低,大量最终品出口使其相对雇佣更多的非技术工人,不利于就业结构的改善。相对于最终品的加工组装,生产中间品零部件的工艺可能较复杂,技术含量相对较高,这意味着参与中间品生产的垂直专业化分工会增加技术工人的相对需求。

表8 BEC分类下不同类型企业的分析

变量	就业规模 (L)			就业结构 (SH)		
	中间品 (1)	最终品 (2)	两者都有 (3)	中间品 (4)	最终品 (5)	两者都有 (6)
DVAR	0.053*** (7.548)	0.078*** (9.697)	0.060*** (6.852)	-0.994*** (-2.589)	-1.255** (-2.408)	-1.452** (-2.062)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	77 876	69 940	69 557	10 877	10 028	9 873
R <sup>2</sup>	0.363	0.327	0.413	0.031	0.068	0.021

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号内为t值。控制变量如表3所示,就业规模的考察控制了行业、省份和时间固定效应,就业结构的考察控制了行业和省份固定效应。

为了进一步考察增加值出口的就业效应是否会因出口产品差异化程度不同而有所差异,本文根据 Rauch (1999)<sup>[42]</sup>对产品的划分标准<sup>①</sup>,将企业进行同质产品和异质产品的划分,我们发现高达 89.9%的企业出口中包含了异质产品。表 9 估计了产品差异化程度不同的企业出口对就业的影响,比较第 (1) 列—第 (4) 列发现,仅出口异质产品的企业其 *DVAR* 的提升对就业规模的促进更明显,随着产品差异化程度的降低, *DVAR* 提升对就业的拉动作用也变小。出口差异化产品,意味着企业在销售市场具备一定程度的产品垄断定价能力,能获得额外利润并促使其迅速增长,带来更多的就业机会。第 (5) 列—第 (8) 列是对就业结构的回归结果,随着产品差异化程度的增大,企业出口附加值率对就业结构的负面影响变小<sup>②</sup>,这符合本文的预期,差异化产品需要更多相对技能较高的工人。

表 9 出口差异化产品企业的分析

变量	就业规模 (L)				就业结构 (SH)			
	异质 (1)	参考 (2)	同质 (3)	三者 (4)	异质 (5)	参考 (6)	同质 (7)	三者 (8)
<i>DVAR</i>	0.072*** (13.771)	0.027** (2.032)	0.046 (1.017)	0.029 (0.629)	-0.910*** (-2.943)	-1.019** (-2.173)	-0.972 (-0.834)	-1.396* (-1.657)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	155 821	20 245	1 684	3 414	22 380	2 801	251	491
R <sup>2</sup>	0.374	0.316	0.379	0.338	0.025	0.089	0.161	0.196

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,括号内为 t 值。控制变量如表 3 所示,就业规模的考察控制了行业、省份和时间固定效应,就业结构的考察控制了行业和省份固定效应。

### (三) 贸易方式的影响

中国是典型的加工贸易大国,样本期间加工贸易出口额比重高达 60%,在全球价值链中的地位并不高,不同贸易方式可能会对企业出口增加值的就业效应有影响。我们根据贸易方式的不同,将企业分为加工贸易出口、一般贸易出口和混合贸易出口三类企业,表 10 中第 (1) — (3) 列显示,与其他两类企业相比,加工贸易企业其出口增加值率每增加 1 个单位带来的就业规模增长最多,这符合前文的预期,加工贸易企业技术含量不高,1 个单位的 *DVAR* 意味着更多的劳动投入;第 (4) — (6) 列显示,混合贸易企业出口国内增加值率对就业结构的负面影响较大,而加工贸易企业无显著影响,这一点暂时未有合理的解释,我们猜测可能与就业结构的考察仅限于 2004 年截面数据有关,无法控制不可观测的企业异质性,导致结果出现偏差。

<sup>①</sup>Rauch (1999) 在国际贸易标准分类 (SITC2) 4 分位基础上,将能够在交易所交易的产品视为同质产品,拥有指导价格的商品视为参考价格产品(差异度较小产品),其他商品视为异质产品,并制定了保守型 (conservative) 和开放型 (liberal) 两种分类方法,前者在 3 分位和 4 分位上确定最少的同质产品和参考价格品数量,后者则在 3 分位和 4 分位确定最多的同质产品和参考价格品数量。

<sup>②</sup>同质产品由于观测值太少,结合出口异质产品、参考价格产品的企业、三种类型产品均出口的企业的 *DVAR* 系数,我们推断出口同质产品企业的 *DVAR* 对就业结构的负面影响最大。

表 10 不同贸易方式下的分析

变量	就业规模 (L)			就业结构 (SH)		
	加工贸易 (1)	一般贸易 (2)	混合贸易 (3)	加工贸易 (4)	一般贸易 (5)	混合贸易 (6)
<i>DVAR</i>	0.095 *** (4.998)	0.086 *** (14.443)	0.061 *** (8.366)	1.306 (1.021)	-1.259 ** (-2.410)	-1.643 *** (-2.745)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	26 561	128 886	83 340	3 822	18 406	11 839
R <sup>2</sup>	0.344	0.367	0.413	0.032	0.015	0.038

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内为*t*值。控制变量如表3所示，就业规模的考察控制了行业、省份和时间固定效应，就业结构的考察控制了行业和省份固定效应。

## 五、结 论

全球价值链已成为经济全球化的一大特征，伴随着经济全球化和通讯信息技术的发展，中国参与GVC的深度和广度不断提高。本文以增加值贸易为研究视角，在全球价值链分工框架下重新审视中国企业出口对就业的拉动效应，并选取实际有效汇率作为*DVAR*的工具变量以解决内生性问题。本文的主要结论和启示有：第一，与总量贸易相比，增加值出口对工人就业规模的提升更加明显，对就业结构的负面影响更小，对技术工人的需求相对增长更多，这意味着应注重提高出口增加值而不是一味地追求出口扩张。第二，贸易伙伴国经济越发达，出口到该地区的企业*DVAR*提升带来就业规模的提升越大，对就业结构的负面影响更小。高收入国家需要高质量产品以及相匹配的高质量服务，意味着企业内部技术工人的比重相对较高。第三，出口最终品或异质品的企业*DVAR*对就业规模的促进效应更明显，而出口中间品或异质品的企业*DVAR*对就业结构的负面影响较小，产品差异化程度越大，出口该类产品的企业*DVAR*对就业规模的提升作用越大，对就业结构的不利影响越小。

## [参考文献]

- [1] GROSSMAN G M, ROSSI-HANSBERG E. Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring [J]. *American Economic Review*, 2008, 98 (5): 1978-1997.
- [2] 谢申祥, 刘培德, 王孝松. 价格竞争、战略性贸易政策调整与企业出口模式选择 [J]. *经济研究*, 2018, 53 (10): 127-141.
- [3] BALDWIN R, LOPEZ-GONZALEZ J. Supply-Chain Trade: A Portrait of Global Patterns and Several Testable Hypotheses [J]. *World Economy*, 2015, 38 (11): 1682-1721.
- [4] LOSB, TIMMER M P, DE VRIES G J. How Important are Exports for Job Growth in China? A Demand Side Analysis [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43 (1): 19-32.
- [5] 张志明, 代鹏, 崔日明. 中国增加值出口贸易的就业效应及其影响因素研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2016 (5): 103-121.
- [6] SASAHARA A. Explaining the Employment Effect of Exports: Value-Added Content Matters [J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2019, 52: 1-21.
- [7] FEENSTRA R C, SASAHARA A. The 'China shock', Exports and US Employment: A Global Input-output Analysis [J]. *Review of International Economics*, 2018, 26 (5): 1053-1083.

- [8] 吕越, 吕云龙, 莫伟达. 中国企业嵌入全球价值链的就业效应——基于 PSM-DID 和 GPS 方法的经验证据 [J]. 财经研究, 2018 (2): 4-16.
- [9] HELPMAN E, ITSKHOKI O, REDDING S. Inequality and Unemployment in A Global Economy [J]. *Econometrica*, 2010, 78 (4): 1239-1283.
- [10] 邵敏, 包群. 出口企业转型与企业的经营表现 [J]. 统计研究, 2011 (10): 76-83.
- [11] RODRIGUEZLOPEZ A, YU M. All-Around Trade Liberalization and Firm-Level Employment: Theory and Evidence from China [J]. 2017.
- [12] FEENSTRA R C, MA H, XU Y. Us Exports and Employment [J]. *Journal of International Economics*, 2019. Forthcoming.
- [13] TYBOUT J R. Plant-and Firm-Level Evidence on " New" Trade Theories [M]. *Handbook of International Trade*. Blackwell Publishing Ltd, 2008: 388-415.
- [14] YEAPLES R. A Simple Model of Firm Heterogeneity, International Trade, and Wages [J]. *Journal of International Economics*, 2005, 65 (1): 1-20.
- [15] MOUELHI R B A. Impact of Trade Liberalization on Firm's Labor Demand by Skill: The case of Tunisian Manufacturing [J]. *Labor Economics*, 2007, 14 (3): 539-563.
- [16] COSTANTINI J, MELIZE M. The Dynamics of Firm-level Adjustment to Trade Liberalization [J]. *The Organization of Firms in A Global Economy*, 2008, 4: 107-141.
- [17] COSTINOT A, VOGEL J. Matching and Inequality in the World Economy [J]. *Journal of Political Economy*, 2010, 118 (4): 747-786.
- [18] BURSTEIN A, VOGEL J. Globalization, Technology, and the Skill Premium: A Quantitative Analysis [R]. *National Bureau of Economic Research*, 2010.
- [19] 唐东波. 全球化对中国就业结构的影响 [J]. *世界经济*, 2011 (9): 95-117.
- [20] 史青, 李平. 再议中国企业出口的就业效应 [J]. *财贸经济*, 2014 (10): 83-93.
- [21] SHEN L, SILVA P. Value-added Exports and US Local Labor Markets: Does China Really Matter? [J]. *European Economic Review*, 2018, 101: 479-504.
- [22] 魏浩, 李晓庆. 进口投入品与中国企业的就业变动 [J]. *统计研究*. 2018 (1): 43-52.
- [23] JOHNSON R C, NOGUERA G. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86 (2): 224-236.
- [24] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99 (1): 178-189.
- [25] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (2): 459-94.
- [26] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2): 527-543.
- [27] AHN J B, KHANDELWAL A K, WEI S J. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2011, 84 (1): 73-85.
- [28] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制 [J]. *经济研究*, 2013 (10): 124-137.
- [29] KEE H L, H TANG. Domestic Value Added in Export: Theory and Firm Evidence from China [J]. *The American Economic Review*, 2016, 106 (6): 1402-1436.
- [30] OLLEY G S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64 (6): 1263-1297.
- [31] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.
- [32] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [33] CAI H, LIU Q. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms [J]. *The Economic Journal*, 2009, 119 (537): 764-795.

- [34] 陈波, 贺超群. 出口与工资差距: 基于我国工业企业的理论与实证分析 [J]. 管理世界, 2013 (8): 6-15.
- [35] FAN H, LI Y A, LUONG T A. Input-Trade Liberalization and Markups [R]. HKUST Institute for Emerging Market Studies, 2015. No. 2015-26.
- [36] MARTINCUS C V, CARBALLO J, Cusolito A. Roads, Exports and Employment: Evidence from A Developing Country [J]. Journal of Development Economics, 2017, 125: 2-39.
- [37] 李宏彬, 马弘, 熊艳艳, 徐嫒. 人民币汇率对企业进出口贸易的影响——来自中国企业的实证研究 [J]. 金融研究, 2011 (2): 1-16.
- [38] KURZ C, SENSES M Z. Importing, Exporting, and Firm-level Employment Volatility [J]. Journal of International Economics, 2016, 98: 160-175.
- [39] VERHOOGEN E A. Trade, Quality Upgrading and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector [J]. Quarterly Journal of Economics, 2008, 123 (2): 489-530.
- [40] MATSUYAMA K. Beyond Icebergs: Towards A Theory of Biased Globalization [J]. The Review of Economic Studies, 2007, 74 (1): 237-253.
- [41] 卫瑞, 张少军. 中间品出口对中国就业结构的影响——基于技能、来源地和部门视角的分析 [J]. 财经研究, 2014, 40 (11): 133-144.
- [42] RAUCH J E. Networks Versus Markets in International Trade [J]. Journal of International Economics, 1999, 48 (1): 7-35.

(责任编辑 武 齐)

## Employment Effect of Chinese Enterprises Embedded Global Value Chain

SHI Qing ZHAO Yueye

**Abstract:** Traditional customs statistics will lead to a deviated employment effect caused by firms' exports. This paper calculated the degree of firm participation in global value chain—domestic value-added rate (DVAR), and re-explored the employment effect of Chinese firms' exports. We find that: Compared with the total trade volume, the promotion of firm export DVAR has a greater role in promoting the employment scale, and a smaller negative impact on employment structure, accordingly, the improvement of domestic value added is more important than simply expanding the scale of exports; The DVAR of the enterprises exporting to high-income countries has the most obvious effect on employment scale, relatively greater demand for skilled workers, and less negative impact on employment structure; The DVAR of the enterprises exporting final products has the largest increase in employment scale, while the DVAR of the enterprises exporting intermediate products has less negative impact on employment structure; With the increase of the degree of product differentiation, the pulling effect of DVAR on employment of enterprises exporting such products becomes greater, while the negative impact on employment structure becomes smaller.

**Keywords:** Domestic Value-added Ratio; Total trade; Employment Scale; Employment Structure