

工资扭曲对中国企业出口的影响:全球价值链视角^{*}

张明志 铁瑛 傅川

内容提要:本文基于全球价值链(GVC)的视角,利用2000—2007年的企业微观数据,研究了工资扭曲对我国企业出口的影响。研究发现,从总体上看,GVC背景下工资扭曲促进了我国企业出口规模的扩大,其中高GVC地位的企业其工资扭曲对出口规模的促进作用更强。基于拓展性的实证研究表明,GVC地位提升可以提升生产率、企业规模、外资占比以及垂直专业化程度对企业出口的促进作用;本土企业和外资企业的出口均受到工资扭曲的正向影响,但GVC地位的正向调节作用仅对本土企业有效;低生产率企业的出口更依赖工资扭曲;工资扭曲对劳动密集型企业出口的正向促进作用会因为GVC地位的提升而得以强化;出口量较大的企业出口主要通过生产率水平来驱动,工资扭曲的正向促进作用会因为GVC地位的提升而得到强化,而出口量较低的企业出口对工资扭曲的依赖程度较高。

关键词:全球价值链 工资扭曲 企业出口

一、引言

改革开放以来,我国长期实行“出口导向型”的经济发展战略,依赖丰富而廉价的劳动力资源,推动了对外贸易的快速发展。这种战略获得了国内外许多学者的肯定。比如,林毅夫等(1994)认为我国在发展过程中充分发挥了自身资源禀赋优势,发展了契合自身出口优势的劳动密集型产业,从而增加了出口和经济的外向型程度,创造了中国经济增长的奇迹。然而,这些成就的取得与长期以来我国劳动力要素价格的扭曲是密不可分的(Huang & Tao, 2011)。劳动力价格扭曲固然带来了更低的劳动力成本,有助于强化企业的出口竞争优势(张杰等,2011;施炳展、冼国明,2012),但劳动力价格扭曲不仅会造成效率损失(Hsieh & Klenow, 2009;陈永伟、胡伟民,2011;聂辉华、贾瑞雪,2011),而且可能引致超额利润的让渡,即因扭曲所带来的低成本而获取的超额利润大部分并没有留在企业,而是让渡给了国内政府与官员的寻租行为(张杰、周晓艳、李勇,2011)和国外消费者(施炳展、冼国明,2012)。

改革开放以来的中国开放型经济发展,是与经济全球化特别是全球价值链(GVC)的形成和发展分不开的。随着我国企业融入全球价值链程度的加深,长期以来企业对要素价格扭曲所形成的低成本优势的依赖,很可能削弱了企业进行科研创新、提升生产效率及增强核心竞争力的动机(李平、季永宝,2014;张杰、周晓艳、李勇,2011),从而大大增加了我国企业被长期锁定在GVC低端环节的风险。低成本优势所形成的部分利益又可能通过低价竞争让渡给国外厂商和消费者,贸易利益并没有伴随贸易规模而实现同步增长^①。同时,随着全球性金融危机的爆发,我国出口增速明显放缓,加之我国人口结构转型的步伐不断加快和人口红利渐趋消失,一味地依赖劳动力低成本优势的发展模式正面临着严峻的挑战。因此,基于GVC视角来审视工资扭曲对中国企业出口的影响很有必要。

伴随着全球生产网络的出现和当前垂直专业化分工的深化,贸易本身发生了重大改变,逐步向“任务贸易”转变(IID-EJETRO & WTO, 2011)。在我国企业主要以加工贸易方式参与国际分工的背景

* 张明志,厦门大学经济学院国际经济与贸易系,邮政编码:361005,电子信箱:mzzhang@xmu.edu.cn;铁瑛,上海对外经贸大学国际经贸研究所;傅川,厦门大学经济学院国际经济与贸易系。本文受教育部人文社会科学研究一般项目“人口结构、劳动力成本与中国出口竞争力研究”(15YJA790083)和中央高校基本科研业务费专项资金(20720171001)资助。感谢吴子文在GVC地位指数测算方面所提供的帮助,感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

下,已有不少研究发现,我国行业 GVC 地位与技术密集水平存在反向关系(施炳展,2010;胡昭玲、宋佳,2013;刘琳,2015)。虽然我国出口的产品已经实现了由初级产品和劳动密集型产品为主导向以机电产品为代表的资本技术密集型产品为主导的转变,出口技术复杂度有明显的上升(杨汝岱、姚洋,2008)^②,但位于 GVC 较高地位的却是低技术密集的劳动密集型行业^③。由于我国出口的高技术产品主要以加工贸易为主(Amiti & Freund,2011),核心竞争力主要体现在高技术产品的加工环节,因而出口附加值较低(张杰等,2013)。这意味着 GVC 背景下的工资扭曲对我国企业出口的影响可能有其特殊性。

从已有研究来看,国内学者就工资扭曲及其对中国出口的影响做了一定的研究。较早的如赵自芳、史晋川(2006)使用 DEA 方法对中国的要素价格扭曲进行了测算,并评估了产业的效率损失。史晋川、赵自芳(2007)使用生产函数法进行了类似的测算和研究。关于工资扭曲对中国企业出口的影响,代表性的文献有:施炳展、冼国明(2012),冼国明、程娅昊(2013)以及张杰等(2011)等。这些文献均在企业层面上讨论了要素价格扭曲对企业出口的影响,发现要素价格扭曲对企业出口规模扩张有正向促进作用。但也有少数文献得出不同的研究结论,如康志勇(2014)发现要素市场扭曲对企业出口规模的扩张有负向的影响作用。从我们掌握的情况来看,基于 GVC 视角来研究要素价格扭曲对中国出口影响的文献仅有张胜满等(2015)和雷达、张胜满(2015)两篇。其中,张胜满等(2015)认为总体上要素价格扭曲可以促进企业出口规模的扩大,但随着企业所处的 GVC 分工地位的变化,对于 GVC 地位较低的企业来说,要素价格扭曲实际上抑制了其出口。雷达、张胜满(2015)基于二元边际的角度,发现对于低 GVC 分工地位的企业,要素价格扭曲对企业出口的集约边际促进作用较强,但对企业出口的扩展边际有抑制作用。而随着 GVC 分工地位的提升,要素价格扭曲对企业出口的扩展边际逐渐表现出促进作用,但对企业出口的集约边际的促进作用不显著。

综合已有研究,我们认为,关于工资扭曲与企业出口的相关文献虽然已有一些,基于 GVC 分析视角的研究也已经出现了,但是,研究结论不尽一致,且仍有改进的余地。特别是,既有文献在 GVC 的研究视角上未能充分突出中国的特殊性,即高

GVC 地位的行业在中国反倒是低技术密集的劳动密集型行业,这使得工资扭曲对企业出口的影响作用会因为企业所处 GVC 地位的不同而呈现出完全不同于我们直观感受的特性,因此有必要进行更为细致的考察。在具体的实证研究中也存在可供改进的地方,已有研究不同程度地忽略了零值问题对估计准确度的影响^④,而样本中非出口企业占据大半,零值偏误可能导致我们无法得到确切可信的结论。

本文可能的边际贡献主要有两点:其一,将 GVC 分工地位的作用予以细化,基于企业异质性视角从理论上详细探讨了不同 GVC 地位下工资扭曲影响企业出口的作用机制,同时实证检验了不同生产率水平、要素密集度、外资占比条件下 GVC 地位水平如何调节了工资扭曲对企业出口的影响,从而丰富和补充了既有的相关研究;其二,从具体的实证研究来看,本文在既有文献的基础上做了一些改进,使用零膨胀泊松估计(ZIP)等方法对零值问题进行了处理,并与 OLS 及 Tobit 估计结果进行了对比,很大程度上提高了估计的精确度,增强了实证研究的可信性。

二、理论机理

(一)GVC 地位、工资扭曲与企业出口

已有文献在理论研究过程中均在不同程度上涉及工资扭曲对企业出口的影响机理。本文在总结已有研究的基础上,进一步把影响机理之传导途径区分为“成本效应”和“生产率效应”两个方面。所谓“成本效应”,是指这种系统性的工资扭曲降低了企业生产所必需的成本,进而使企业出口获取了成本优势(施炳展、冼国明,2012;冼国明、程娅昊,2013;张杰等,2011)。“生产率效应”意味着工资扭曲会导致资源配置效率和研发效率的损失,进而表现在企业生产率的损失上^⑤,并进一步抑制了企业的出口^⑥。

关于 GVC 地位对企业出口的影响,学界也有比较充分的分析和探讨。一般认为,在不同的 GVC 地位下,企业出口规模扩大的动力会存在差异,企业在出口市场上的竞争优势构成也会有所不同。GVC 地位越低的企业^⑦,其越缺乏核心竞争力,越容易被取代^⑧,在出口市场上面临的竞争环境也更加残酷,其出口规模的扩大迫切需要工资扭曲所带来的成本优势。GVC 地位较低的企业,其受到掌握营销渠道和核心技术企业的利润压榨往往也越强。

因而,GVC 地位较低的企业实际上很难获得工资扭曲所带来的超额利润,甚至其正常利润率也会被压低。进一步地,这种低利润率可能会限制企业的研发投入和研发能力的提升,因此可能长期被锁定在 GVC 地位较低的水平上。

而 GVC 地位较高的企业则不同。相对来说,高 GVC 地位的企业在出口中处于比较主动的地位,它们可以凭借其在 GVC 中的地位尽量避免受到其他企业的利润压榨,从而享有工资扭曲所带来的超额利润。高 GVC 地位的企业可以其专业化知识、技术及专用性资产参与国际分配,可获得更多的产品增加值,提高其利润率水平(孙文远、魏昊,2007),其对核心竞争力的掌控使它们在出口市场上的竞争优势不单纯依赖于成本优势。此外,与低 GVC 地位的企业不同,高 GVC 地位的企业在出口市场上所处的主动地位可以帮助它们将超额利润留在企业,这样可以支撑它们为保持其市场地位而投入资金进行研发活动。

因此,低 GVC 地位的企业不能全部享有工资扭曲所带来的超额利润,但对工资扭曲所形成低成本优势却颇为依赖,且在出口市场上的核心竞争力主要体现为以低成本优势为基础的价格竞争力。而高 GVC 地位的企业能够享有工资扭曲所带来的超额利润,虽然也青睐工资扭曲所带来的成本优势,但它们能够将超额利润转化为核心竞争力的提升,在出口市场上的核心竞争力既可能体现为价格竞争力,也可能体现为非价格竞争力。

(二) 不同 GVC 地位下工资扭曲对企业出口的影响:纳入企业要素密集度的差异分析

由于劳动密集型企业密集使用劳动力要素,工资构成其成本的主要组成部分,因此若处于相同的 GVC 地位,则相对于资本技术型企业而言,劳动密集型企业的出口对工资扭曲所形成的低成本优势更为依赖。特别是在发展中国家,囿于要素禀赋结构,往往劳动密集型行业是其比较优势行业之所在,出口产品的国际竞争力较强,也通常处于 GVC 高端地位,而资本技术密集型行业则是其比较劣势行业之所在,在融入全球价值链的背景下,企业所出口产品的国际竞争力主要体现在加工装配环节,资本技术密集型企业不仅普遍处于 GVC 的低端环节,而且因为加工装配环节主要依靠的是劳动技能,所以也摆脱不了对工资扭曲所形成的低成本优势的依赖。

如此一来,发展中国家的劳动密集型企业,尽管

所处的 GVC 地位较高,但对工资扭曲所形成的低成本优势仍然是比较依赖的;而资本技术密集型企业,由于所处的 GVC 地位较低,同样也摆脱不了对工资扭曲所形成的低成本优势的依赖。此外,发展中国家大量生产的劳动密集型产品主要满足国际市场的需求,工资扭曲所形成的低成本优势的发挥主要用于满足国际市场竞争的需要。但在跨国公司主导下发展中国家大量生产的资本技术密集型产品则在满足国际市场需求的同时,也会顾及本土市场不断增长的需求并予以满足。因此,对于发展中国家中位于 GVC 低位的资本技术密集型行业中的企业来说,工资扭曲所形成的低成本优势可能用以满足国际市场竞争的需要,也可能藉此积极开拓本土市场。换言之,工资扭曲并不一定会促进资本技术密集型企业出口规模的扩大。

(三) 不同 GVC 地位下工资扭曲对企业出口的影响:纳入企业生产率的差异分析

在异质性企业理论中,生产率是影响企业出口的核心因素。在不同的 GVC 地位下,工资扭曲对企业出口的影响作用也会因为企业生产率的不同而不同。在经典的异质性企业贸易理论中,生产率高的企业本来就有比较明显的价格优势,价格优势进一步形成出口的竞争优势。同时,依据边际效应递减原理,高生产率企业想要进一步提升生产率相对困难一些,工资扭曲所形成的低成本优势对于高生产率企业的生产率提升所能发挥的影响作用不会太大。因此,高生产率企业的出口对于工资扭曲所形成的低成本优势的依赖会相对小些。

但在不同 GVC 地位背景下,工资扭曲对企业出口的影响会因为企业生产率的不同而出现差异。给定一个高生产率企业,假定它处于高的 GVC 地位,这会进一步减轻企业出口对工资扭曲的依赖,同时高生产率导致它进一步进行研发升级工作比较艰难,也使其想要进一步在 GVC 上提升也比较困难,二者的突破均难以简单通过工资扭曲所形成的超额利润来实现,这就降低了工资扭曲所形成的超额利润对其出口的意义。但是,当企业位于低 GVC 地位时有所不同。低 GVC 地位导致企业出口处于比较被动的地位,在这种情形下,工资扭曲所带来的低成本优势显然比高 GVC 地位下更有意义。此外,虽然较高的生产率水平很难再进一步提升,但它可以尝试寻求 GVC 地位的提升从而掌握出口市场上的主动权。因此,对于高生产率且位于低 GVC 地位的企业而言,实现 GVC 地位攀升的过程也可能

是其出口逐步摆脱对工资扭曲依赖的过程。

而低生产率的企业则与之相反。GVC 地位升高,企业在成本方面固然可以减轻对工资扭曲的依赖,然而低生产率意味着企业需要雇佣更多的工人,这种情形下工资扭曲对成本降低的积极作用依然不可忽视。同时,低生产率的企业也可以通过研发活动来快速提升其生产率水平,从而巩固其在出口市场上的竞争优势,并且随着 GVC 地位升高和可支配超额利润的增多,也可以快速扩大其研发活动的投入。

所以,伴随着企业生产率的提高,GVC 地位对工资扭曲促进企业出口的影响作用递减。

(四) 假说提出

分析表明,工资扭曲对企业出口的影响作用可能因为所处行业的 GVC 地位、企业要素密集度以及企业生产率的不同而不同。基于此,我们提出本文的核心假说。

假说 1: 工资扭曲会促进企业出口规模的扩张,且对于不同 GVC 地位的企业而言,工资扭曲的出口促进作用存在差异。但基于中国行业 GVC 分布的特殊性,高 GVC 地位行业中的企业可能促进作用更大。

假说 2: 工资扭曲对企业出口的促进作用及 GVC 地位的调节作用会因企业异质性而出现差异。

三、数据、核心变量测算与实证策略

(一) 数据处理

本文对于 GVC 地位指数的测算,其数据来源于 WIOD 数据库。企业层面的数据主要来源于 2000—2007 年的《工业企业数据库》。对《工业企业数据库》具体的数据处理及匹配过程主要借鉴聂辉华等(2012)和 Cai & Liu(2009)。在此基础上,进一步剔除了矿产类和能源类企业,因为这些企业主要受到资源制约和政策影响,与本文研究几乎没有关系。此外,由于本文的 GVC 地位指数的数据是行业层面的,在与企业层面数据匹配时,我们按照《工业企业数据库》提供的四位数行业代码进行匹配,此时存在两个行业难以匹配^⑤,由于这两个行业的数据占比不大,对其进行了剔除处理。最后用 CPI 对出口交货值、工资等进行了平减。

(二) 核心变量测算

1. GVC 地位指数的测算。Koopman et al(2014)结合两国与多国的投入产出表提出了著名的 KPWW 分解方法,该方法主要基于全球价值链下的贸易增加

值核算,根据国际投入产出表(WIOT)模型的基本原理,对贸易总量核算条件下的总出口进行了九个部分的分解,从而测算出一国某产业在 GVC 所处国际分工地位的具体指标即 GVC 地位指数^⑥。国内已有不少文献对此方法做了较为详细的介绍,在此不再赘述^⑦。基于这一测算方法,本文得到了中国各行业 GVC 地位指数 1995—2011 年的连续数据,其结果与已有研究差别不大。

由于在实证过程中 GVC 地位指数会和工资扭曲组成交互项,而测算出的 GVC 地位指数存在负数,这可能导致交互项整体性质的改变,因此,对其进行标准化处理。具体来说,取出测算出的最大值 GVC_{max} 与最小值 GVC_{min} ,对于行业 j 的 GVC 地位指数标准化为: $GVC_{j-stan} = \frac{GVC_j - GVC_{min}}{GVC_{max} - GVC_{min}}$ 。

2. 工资扭曲与全要素生产率的测算。本文借鉴盛仕斌、徐海(1999)和 Hsieh & Klenow(2009)的方法,对我国企业的工资扭曲进行测算。其基本方法为:假定生产函数为 C-D 生产函数,首先分行业根据生产函数估算出劳动力的产出份额,进而计算出单个企业劳动力的边际产出,即劳动力应得报酬,然后除以劳动力实际报酬即企业全部职工平均工资,从而测算出工资扭曲。若比值大于 1,则存在工资的负向扭曲;若比值等于 1,则不存在工资扭曲;若比值小于 1,则存在工资的正向扭曲。具体而言,假设生产函数为 C-D 型,那么要素的边际产出分别为: $MPK = \frac{\alpha Y}{K}$, $MPL = \frac{\beta Y}{L}$ 。

已知劳动力实际价格后,按行业分组进行以投资作为代理变量的 L-P 方法回归得到 α 与 β 的估计值,L-P 方法可以有效克服传统 OLS 回归的“同时性问题”,避免对劳动投入贡献的高估(Olley & Pakes, 1996; Levinsohn & Petrin, 2003)。Wooldridge(2009)进一步证明了,同等条件下 L-P 方法比 O-P 方法更有效且计算更简洁。进而,可以得到实证研究所需的 TFP 并计算出工资扭曲: $Distl = MPL/\omega^{\varphi}$ 。

由于工资扭曲会和 GVC 地位指数组成交互项,依据我们的测算结果,工资扭曲的部分数据会处于 0 到 1 之间,这样一旦取对数就会有大量负值出现。为避免出现负值,我们将工资扭曲数据进行整体平移,将所有工资扭曲的数据加 1 后再取对数。

(三) 实证模型设定、变量说明与实证思路

1. 实证模型设定。借鉴已有的相关研究,结合前面理论机理的分析,本文设定了工资扭曲影响企

业出口的模型。由于工资扭曲与 GVC 地位指数的交互项与 GVC 地位指数之间存在较强的相关性,因而我们在考察 GVC 地位调节作用时,仅引入工资扭曲与 GVC 地位指数的交互项。具体设定如下:

$$\begin{aligned} \ln Export_{i,j,t} = & \beta_d \ln Distl_{i,j,t} \\ & + \beta_{gd} GVC_{j,t} \times \ln Distl_{i,j,t} \\ & + \gamma \cdot X_{i,j,t} + Cons. + \epsilon_{ijt} \end{aligned}$$

其中, $X_{i,j,t} = (VS_{i,j,t}, lnSize_{i,j,t}, lnTfp_{i,j,t}, Fdiratio_{i,j,t}, Ratio_{i,j,t})$, 表示相应的控制变量向量。下标 i 表示企业个体, j 表示企业所处行业, t 表示时间。本文控制变量的选择主要借鉴了现有文献的成果, 其中 VS 表示企业垂直一体化程度。在施炳展、冼国明(2012)一文中以中间投入与企业增加值的比值表示, 但由于 2004 年的数据中缺失了企业增加值指标, 而企业总产值与增加值是高度线性相关的, 我们以中间投入与企业总产值的比值表示。此外, Size 表示企业规模, 它常作为控制变量用于企业层面的分析, 使用惯用的雇佣规模来表示; Tfp 表示全要素生产率, 它是新一新贸易理论的核心变量, 其重要性不再赘述; Fdiratio 表示所有制因素(外资占比), 大多数文献都提到了所有制因素的作用, 采用子样本分析(施炳展、冼国明, 2012; 冼国明、程娅昊, 2013)或是虚拟变量的方式(施炳展、冼国明, 2012)来刻画, 本文利用可得的信息将其变成连续型的变量引入实证方程^⑩; Ratio 表示资本劳动比, 即投入结构因素, 樊海潮、郭光远(2015)指出它还可以刻画无法通过 TFP 表示的生产技术因素。

2. 实证思路与方法选择。基于本文所研究的核心问题, 首先, 进行基准的考察, 纳入 GVC 影响后, 实证检验 GVC 的调节作用, 即引入 GVC 地位指数与工资扭曲的交互项; 其次, 进行细化的实证检验, 依据 GVC 地位的差异, 将样本逐步剥离, 针对工资扭曲对企业出口的影响进行变系数分析; 最后, 进行拓展性的研究, 分别探讨了 GVC 地位对其他影响企业出口的异质性因素的调节作用, 以及生产率水平不同、要素密集度不同及外资占比不同对基准结果所造成的差异, 并利用分位数回归考察了企业出口规模差异的影响。

在基准考察部分, 计量估计中处理的重点在于样本选择偏误和零值问题^⑪, 因此在实证方法上, 主要借用 ZIP 方法, 膨胀方程如无特殊说明, 均使用全部解释变量; 因篇幅限制, 我们均没有汇报膨胀方程结果, 备索。ZIP 方法不仅可以通过第一步的 Logit 估计进行纠偏, 而且可以通过 Young 检验评

估零值的存在对估计偏误的影响。并且泊松回归在大样本下具有很好的稳健性, 在大样本条件下, 无论泊松分布是否成立, 使用泊松回归并进行稳健标准误修正依然可以在“过度分散”的条件下得到对参数和标准误的一致估计。我们借鉴施炳展、冼国明(2012)的做法, 以工资扭曲的一阶滞后作为其代理变量进行估计^⑫, 同时为了减轻潜在的内生性问题影响, 控制变量均进行了一阶滞后处理。由于本文所用数据为短面板, 因此对标准误均进行了异方差稳健修正。

作为稳健性考察, 首先, 为了说明本文方法选择的必要性, 我们与现有文献中多数使用的零断尾的 Tobit 方法进行了细致的对比, 并同时对比了 PPML、Heckman 等不同估计方法的结果; 其次, 为了考察特殊样本的影响, 我们对样本进行了处理, 在如入世后、持续存在企业、出口企业等子样本下进行回归, 并对主要变量进行缩尾处理, 考察极端值的影响。

在细化的实证检验部分, 我们使用样本切割的方式, 从整体上观察随着 GVC 地位的上升工资扭曲如何影响了企业出口, 同时也能达到与基准结果相互佐证的目的。具体来说, 我们从 L. GVC=0 开始, 以 0.01 为步长, 到 90% 分位数 0.80 结束, 共计进行 80 次回归, 这样可以保证即使最后一次回归也有充足的样本量, 将回归中所得到的 $\frac{d\ln Export}{d\ln Distl}$ 值与对应的 L. GVC 描点绘图, 并得到非线性拟合线。第 x 次回归对应 $L. GVC > x$ 的样本, 从而第 $(x+1)$ 次回归相当于第 x 次回归的子样本估计, 这样一来, 我们虽然无法直接对 $L. GVC = x\%$ 的分样本进行估计, 但通过比对第 x 次和第 $(x+1)$ 次的回归结果, 同样可以捕捉到 $L. GVC = x\%$ 的分样本信息。即如果第 $(x+1)$ 次所得到的 $\frac{d\ln Export}{d\ln Distl}$ 更大, 则说明刚刚剔除的 $L. GVC = x\%$ 相对于之后的样本, 工资扭曲对企业出口的正向促进作用相对更小, 进而与图形所表示出的信息实际上是一致的。

在拓展研究部分, 首先, 仍利用引入交互项的形式考察了企业其他异质性因素对 GVC 影响的调节作用; 其次, 通过分样本的方式, 考察了工资扭曲和 GVC 对不同类型企业出口影响的差异; 最后, 利用分位数回归(QR)的方式, 考察了企业出口规模差异的影响。相对于基准研究而言, 拓展研究既是细化, 也是补充, 很大程度上丰富了研究的意义。

3. 变量说明。总结上文的变量说明, 表 1 给出

了更为直观简洁的描述。

表2、表3给出了主要变量的描述性统计和相关系数矩阵。从表3不难看出,除了GVC与交互项之间存在严重的共线性,其他各变量之间的相关系数都在0.7以下,共线性程度可以接受。

四、实证分析

(一) GVC背景下工资扭曲对企业出口规模的影响

首先估计GVC背景下工资扭曲对企业出口规

模的影响,基准估计结果如表4所示。列(1)为基准结果。列(2)考察了GVC水平项的影响,用以评估基准结果中因多重共线性舍去GVC水平项的做法是否合适,由此可知单独引入GVC是不显著的,即它主要表现为调节作用,说明我们的基准模型设定是可以接受的。列(3)仅保留了核心解释变量。列(4)(5)对标准误进行了再处理,列(4)按企业聚类对标准误进行聚类稳健处理,列(5)使用自助法获得稳健标准误。可以看出,基准结果在模型设定调整和标准误再修正方面均保持了高度的稳健。

表1 变量说明与数据来源

| 变量名 | 变量说明 | 数据来源 |
|----------|-------------|---|
| Export | 出口额 | 工业企业数据库,出口交货值 |
| Distl | 工资扭曲 | 由笔者计算得到,详见指标测算部分 |
| GVC | GVC地位指数 | 由笔者计算得到,详见指标测算部分 |
| VS | 垂直专业化指数 | 工业企业数据库,中间投入与总产出之比 |
| Size | 企业规模 | 工业企业数据库,全部职工数 |
| Tfp | 全要素生产率 | 由笔者计算得出,详见指标测算部分 |
| Fdiratio | 所有制因素(外资占比) | 工业企业数据库,港澳台资本与外资资本相加除以实收资本 ^⑩ |
| Ratio | 要素投入结构 | 工业企业数据库,固定资产净值的对数除以从业人员数的对数 |

表2 主要变量的描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------|-------|-------|-------|--------|
| lnExport | 3.538 | 4.727 | 0 | 13.475 |
| lnDistl | 1.446 | 0.581 | 0.083 | 4.478 |
| GVC | 0.526 | 0.288 | 0.000 | 1.000 |
| GVC·lnDistl | 0.772 | 0.566 | 0.000 | 4.045 |
| VS | 0.743 | 0.097 | 0.009 | 1.000 |
| lnSize | 9.098 | 1.372 | 5.165 | 14.143 |
| lnTfp | 1.954 | 0.125 | 0.909 | 2.296 |
| Fdiratio | 0.148 | 0.314 | 0 | 1 |
| Ratio | 1.715 | 0.236 | 0.930 | 3.823 |

注:前缀ln表示对应变量的自然对数值。

表3 主要变量的相关系数矩阵

| | lnDistl | GVC | GVC·lnDistl | VS | lnSize | lnTfp | Ratio | Fdiratio |
|-------------|---------|--------|-------------|---------|--------|---------|--------|----------|
| lnDistl | 1.0000 | | | | | | | |
| GVC | 0.0678 | 1.0000 | | | | | | |
| GVC·lnDistl | 0.6088 | 0.7757 | 1.0000 | | | | | |
| VS | -0.2612 | 0.0174 | -0.1326 | 1.0000 | | | | |
| lnSize | 0.0460 | 0.0141 | 0.0343 | -0.1100 | 1.0000 | | | |
| lnTfp | 0.4331 | 0.0291 | 0.2534 | -0.3390 | 0.4507 | 1.0000 | | |
| Ratio | 0.3420 | 0.0424 | 0.2302 | 0.0320 | 0.1376 | -0.2456 | 1.0000 | |
| Fdiratio | -0.0618 | 0.0573 | 0.0005 | -0.0714 | 0.1546 | 0.1109 | 0.0818 | 1.0000 |

表 4 GVC 背景下工资扭曲对企业出口规模影响的估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | Benchmark | Basic1 | Basic2 | Cluster | Bootstrap |
| L. lnDistl | 0.0238*** (0.00331) | 0.0278*** (0.00310) | 0.00798*** (0.00258) | 0.0238*** (0.00521) | 0.0238*** (0.00345) |
| L. GVC | | 0.00606 (0.00390) | | | |
| GVC • lnDistl | 0.00904*** (0.00253) | | 0.0130*** (0.00272) | 0.00904** (0.00430) | 0.00904*** (0.00273) |
| L. VS | 0.413*** (0.0126) | 0.417*** (0.0125) | | 0.413*** (0.0218) | 0.413*** (0.0145) |
| L. Size | 0.0531*** (0.00181) | 0.0533*** (0.00181) | | 0.0531*** (0.00325) | 0.0531*** (0.00153) |
| L. lnTfp | 0.303*** (0.0170) | 0.303*** (0.0170) | | 0.303*** (0.0283) | 0.303*** (0.0158) |
| L. Fdiratio | 0.102*** (0.00245) | 0.102*** (0.00247) | | 0.102*** (0.00470) | 0.102*** (0.00211) |
| L. Ratio | -0.0235*** (0.00609) | -0.0227*** (0.00610) | | -0.0235** (0.0107) | -0.0235*** (0.00569) |
| Year FE | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| _cons | 1.007*** (0.0323) | 1.000*** (0.0325) | 2.240*** (0.0323) | 1.007*** (0.0549) | 1.007*** (0.0350) |
| Obs | 60104 | 60104 | 60104 | 60104 | 60104 |
| Pseudo R ² | 0.137 | 0.137 | 0.018 | 0.137 | 0.137 |

注：* 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 除列(4)(5)外, 括号内数字均为异方差稳健标准误。

由表 4 可知, 工资扭曲对企业出口规模均有显著的促进作用, 与理论预期一致, 且与大部分已有的研究相吻合。交互项的估计系数也显著为正。从直觉上看, 低 GVC 地位的企业理应更加依赖于工资扭曲所带来的低成本优势来促进其出口规模的扩大。但本文的实证结果却表明, 高 GVC 地位的企业其工资扭曲对企业出口规模的促进作用更强。我们认为, 这一实证结论恰恰反映了相当一段时期以来我国企业参与全球价值链分工的一些特征。正如前文所提及的及我们对于 GVC 地位指数测算所反映的那样, 我国目前高 GVC 地位的行业多是低技术的劳动密集型行业, 工资扭曲对于劳动密集型行业本身有比较重要的影响, 因为工资构成了劳动密集型企业生产成本的主要组成部分。加之, 正如前面理论分析所表明的, 密集使用劳动也使得工资扭曲上升会给企业带来更大规模的超额利润, 因此, 高 GVC 地位对于工资扭曲促进企业出口规模的扩大有一个正向的调节作用。我们认为这一发现对已有研究是一个重要的补充。

表 4 中交互项的估计系数显著为正意味着, 低 GVC 地位的企业, 其出口对工资扭曲的依赖性较

强, 很大程度上需要工资扭曲所形成的低成本来驱动, 而在此过程中, 如张杰等(2011)和施炳展、冼国明(2012)所担忧的, 超额利润转让他国, 企业从出口中的收益较少, 从而被长期困于“低成本陷阱”, 这种情形下利用工资扭曲来取得成本优势无异于饮鸩止渴。而高 GVC 地位的企业可以充分享受工资扭曲带来的收益, 将其进一步转化为投资, 无论是加大研发还是提升人力资本, 都可以进一步增强其发展潜力, 从而放大了工资扭曲的正面作用。这意味着利用工资扭曲来促进企业出口并非良策, 也非长久之计, 促进我国企业特别是资本技术密集型企业 GVC 地位的提升才是上策。

(二) 进行零值纠偏的必要性

我们进一步利用多种估计方法进行估计, 并将结果对比, 用于衡量零值偏误的严重性, 估计结果如表 5 所示。列(1)为基准结果, 列(2)使用 Heckman 估计, 选择方程加入变量人均工资, 出于表格的简洁, 我们没有汇报选择方程估计结果, 备索。列(3)采用 PPML 方法估计, 列(4)采用零断尾的 Tobit 回归, 列(5)直接进行 OLS 估计, 列(6)采用未对零值进行纠偏的泊松回归。

表 5 纠偏的必要性——基于多种估计方法的对比

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | Benchmark | Heckman | PPML | Tobit | OLS | Possion |
| L. lnDistl | 0.0238*** (0.00331) | 0.192*** (0.0321) | 0.0234*** (0.00336) | -3.486*** (0.134) | -1.186*** (0.0468) | -0.379*** (0.0151) |
| GVC · lnDistl | 0.00904*** (0.00253) | 0.0868*** (0.0246) | 0.00948*** (0.00256) | -0.426*** (0.0980) | -0.133*** (0.0340) | -0.0570*** (0.0110) |
| L. VS | 0.413*** (0.0126) | 3.985*** (0.119) | 0.410*** (0.0127) | 9.875*** (0.506) | 4.371*** (0.193) | 1.107*** (0.0553) |
| L. Size | 0.0531*** (0.00181) | 0.536*** (0.0175) | 0.0533*** (0.00182) | 2.198*** (0.0731) | 0.995*** (0.0287) | 0.245*** (0.00781) |
| L. lnTfp | 0.303*** (0.0170) | 2.982*** (0.161) | 0.304*** (0.0171) | 15.75*** (0.667) | 6.122*** (0.248) | 1.867*** (0.0726) |
| L. Fdiratio | 0.102** (0.00245) | 1.073*** (0.0246) | 0.102*** (0.00246) | 9.011*** (0.115) | 4.413*** (0.060) | 0.869*** (0.0108) |
| L. Ratio | -0.0235*** (0.00609) | -0.186*** (0.0573) | -0.0235*** (0.00610) | 1.702*** (0.256) | 0.613*** (0.0909) | 0.173*** (0.0285) |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| _cons | 1.007*** (0.0323) | -2.852*** (0.305) | 1.014*** (0.0328) | -50.83*** (1.289) | -16.818*** (0.490) | -4.490*** (0.141) |
| Obs | 60104 | 60099 | 22644 | 60104 | 22633 | 60104 |
| R ² | | | 0.253 | | 0.255 | |
| Pseudo R ² | 0.137 | | | 0.055 | | 0.137 |

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 除列(3)外, 括号内数字为异方差稳健标准误。

在基准 ZIP 估计结果中, Young 检验结果显示的 p 值为 0.000, 说明零值问题已经严重到足以影响估计的程度。前三列的方法均对零值问题进行了处理, 可以看出, 所得到的估计结果大体一致^⑦, 但对比后三列, 发现结果存在巨大差异, 其一是量纲上明显放大, 其二在核心解释变量上也有性质差别。首先, 针对列(4) Tobit 估计的结果, 因 Tobit 估计依赖于正态性和同方差, 对此本文进行了条件矩检验, 在 1% 置信水平下拒绝了“扰动项正态分布”的原假设, 异方差的问题前文已有相关说明。当正态性和同方差无法被满足时, 估计结果可能是有偏的, 并且量纲变化较大, 估计结果不稳健。本文也进行了 CLAD 估计^⑧, 它可以作为 Tobit 模型设定检验, 因为当 Tobit 模型正确设定时, CLAD 估计的结果与 Tobit 估计的结果是差不多的, 但 CLAD 估计方法甚至无法得到估计值。这再次证明, 在存在大量零值的情形下, 零断尾 Tobit 估计的使用应当慎重。其次, 针对列(5) OLS 的估计, 我们在表 6 的稳健性检验中会发现, 当剔除了非出口企业后, OLS 估计结果与我们的预期一致, 这同样反映了大量零值对估计精确度的危害。最后, 把列(6)未进行零值偏误处理的泊松回归结果与列(1)进行对比, 可以非常直

观地看出零值问题的危害。此外, 后三列中, 除了核心解释变量之外, 资本劳动比的影响均为正数, 这也是不合理的, 我国在劳动力方面有禀赋优势, 在样本区间内的企业出口的是以劳动密集型企业为主的, 这也得到了我们数据的支持。K-S 检验表明, 出口企业的平均资本劳动比显著低于不出口企业, p 值为 0.000。综上所述, 我们认为本文对零值问题进行处理是适当的, 也是非常必要的。

(三) 稳健性考察

鉴于基准结果所获得的重要结论, 即“高 GVC 地位企业的工资扭曲对企业出口规模的促进作用会更强”, 这个结论虽然在中国特殊背景下可以进行合理的解释, 但仍与经典结论不符。出于谨慎起见, 我们在稳健性讨论的基础上, 进一步进行稳健性考察, 具体检验结果如表 6 所示。为方便对比, 把表 5 中列(1)的基准估计结果也放入表 6 中。列(2)是选择入世后的样本估计结果, 讨论入世后出口门槛降低对基准结果的冲击。列(3)选取 2000 年即存在的企业样本, 剔除新进入因素后考察基准结果的稳健性。列(4)剔除了 GVC 地位上下 5% 的行业, 评估两极行业的影响。列(5)剔除了全要素生产率上下 5% 的企业, 评估生产率两极企业的影响。列(6)仅考虑

表 6 稳健性检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|
| | Benchmark | Year >= 2002 | ContinuousFirms | GVC Winsorized | Tfp Winsorized | Export Firms (OLS) |
| L. lnDistl | 0.0238*** (0.00331) | 0.0278*** (0.00377) | 0.0240*** (0.00373) | 0.0195*** (0.00378) | 0.0252*** (0.00378) | 0.229*** (0.0319) |
| GVC • lnDistl | 0.00904*** (0.00253) | 0.0108*** (0.00291) | 0.0109*** (0.00290) | 0.00919** (0.00359) | 0.0111*** (0.00280) | 0.0870*** (0.0242) |
| L. VS | 0.413*** (0.0126) | 0.399*** (0.0144) | 0.412*** (0.0142) | 0.402*** (0.0140) | 0.422*** (0.0141) | 3.949*** (0.118) |
| L. Size | 0.0531*** (0.00181) | 0.0609*** (0.00207) | 0.0570*** (0.00205) | 0.0529*** (0.00198) | 0.0529*** (0.00198) | 0.517*** (0.0174) |
| L. lnTfp | 0.303*** (0.0170) | 0.263*** (0.0195) | 0.304*** (0.0191) | 0.323*** (0.0191) | 0.333*** (0.0203) | 2.853*** (0.161) |
| L. Fdiratio | 0.102*** (0.00245) | 0.0978*** (0.00283) | 0.107*** (0.00276) | 0.0988*** (0.00271) | 0.0981*** (0.00269) | 0.989*** (0.0243) |
| L. Ratio | -0.0235*** (0.00609) | -0.00987 (0.00729) | -0.00671 (0.00713) | -0.0208*** (0.00668) | -0.0228*** (0.00655) | -0.203*** (0.0572) |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| _cons | 1.007*** (0.0323) | 1.030*** (0.0380) | 0.942*** (0.0368) | 0.982*** (0.0364) | 0.943*** (0.0383) | -2.310*** (0.310) |
| Obs | 60104 | 42930 | 44532 | 46961 | 51180 | 22633 |
| Pseudo R ² | 0.137 | 0.135 | 0.143 | 0.144 | 0.131 | 0.255 |

注：* 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 括号内数字为异方差稳健标准误; 列(6)最后一行汇报的是 R^2 。

了出口企业样本, 进行 OLS 估计, 既可以考察样本选择问题, 也可以与表 5 的列(5)加以对照。结果显示, 我们的基准估计结果保持了高度的稳健。

(四) 细化分析——基于 GVC 地位指数分类的变系数分析

加入交互项这种方式并尝试用简单的线性关系来描述 GVC 的调节作用有其局限性, 它忽视了 GVC 调节作用非线性的可能。因此, 这里采用变系数的方式做进一步的细化分析。如图 1 所示, 图中水平虚线表示基准结果将 L. GVC 的中位数代入所得到的 $\frac{dlnExport}{dlnDistl}$ 。可以看出, 我们得到的结果与基准结果一致: 从全局的角度看, 我们再次证明, 随着 GVC 地位的提高, 工资扭曲对中国企业出口的正面作用逐步增强, 这也再次说明了中国情况的特殊性。

结合本文 GVC 地位指数的测算结果, 如图 2 所示, 除了低技术行业的 GVC 地位稳步爬升之外, 中高技术行业的 GVC 地位均长期维持在较低的水准上。Schmitz(2004)指出, 发达国家通过进入壁垒限制发展中国家高 GVC 地位企业的进入, 而通过高 GVC 地位企业的压制来抑制发展中国家创新能力的形成和产业升级。我们认为, 这可能恰恰反映了我国企业当前“走出去”所面临的困境, 即低 GVC

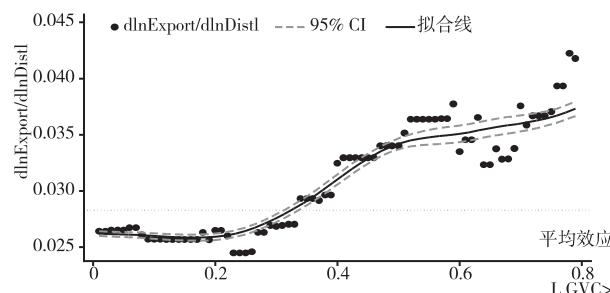


图 1 工资扭曲的影响系数与 GVC 地位指数分位数对应图及趋势拟合

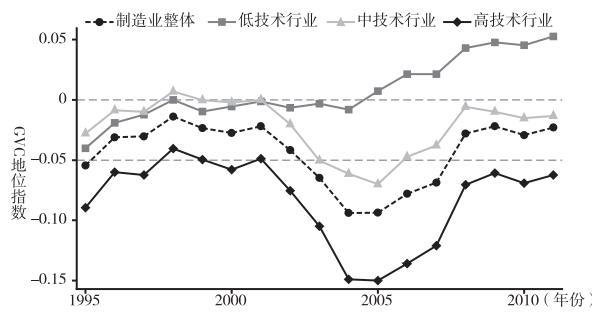


图 2 我国制造业低、中、高技术行业 GVC 地位指数

注: 根据 OECD-WTO 的 WIOT 数据库计算而来。

地位企业的低端锁定难以摆脱, 而高 GVC 地位企业在走出去和转型升级上却面临着诸多难题。低 GVC 地位企业难以提升 GVC 地位, 致使其出口

难以被有效激活和带动,而低技术行业容易被模仿和替代,高GVC地位企业如果因发达国家“阻击”无法真正走出去。同时,因未能提升其技术水平来实现产业的升级而受到其他国家更低劳动力成本的冲击,那么在此前后夹击之下,其出口增长的可持续性不容乐观。

五、拓展性分析

(一) GVC地位对企业其他异质性因素的调节效应分析

本文进一步考察不同GVC地位情形下,生产率、企业规模、外资占比、要素投入结构以及垂直专业化水平等企业异质性因素(Heterogeneity)对企业出口规模的影响之不同。如表7所示,每列依次加入这些因素与GVC的交互项,每列分别进行ZIP估计。

不难看出,列(1)交互项的系数显著为正,意味着同等生产率水平下,GVC地位越高的企业,生产率对其出口的促进作用越强;类似的,列(2)交互项的系数显著为正,意味着同等企业规模下,GVC地位越高的企业,企业规模对其出口的促进作用越强;

列(3)交互项的系数显著为正,意味着GVC地位水平对外资占比亦存在正向调节作用;列(4)交互项并不显著,说明要素投入结构对出口规模的影响并不因GVC地位而有所差异,这是比较直观的,要素投入结构反映出的是整体的禀赋优势,这一作用不会因GVC地位而有差异;列(5)交互项的系数也显著为正,意味着同等垂直专业化水平下,GVC地位越高的企业,垂直专业化对其出口的促进作用越强。这些可以看作是对基准研究的补充,进一步细化了GVC的影响作用。

(二) 基于企业异质性差异的进一步考察

已有的部分研究发现了本土企业和外资企业在工资扭曲对企业出口的影响方面存在差异,如张杰等(2011)和施炳展、冼国明(2012)。戴觅等(2013)指出企业的生产率水平很大程度上影响企业的行为。同时工资扭曲和劳动投入紧密相关,因而有理由相信工资扭曲对不同要素投入结构的企业出口的影响也会有所不同。基于此,我们对异质性因素的影响进行了分样本考察,具体结果如表8所示。利用外资占比区分出本土企业(Fdiratio=0)与外资

表7 GVC地位对其他异质性因素进行调节的估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | Tfp | Size | Fdiratio | Ratio | VS |
| L. lnDistl | 0.0273*** (0.00310) | 0.0273*** (0.00310) | 0.0280*** (0.00310) | 0.0277*** (0.00311) | 0.0271*** (0.00310) |
| GVC • Heterogeneity | 0.00757*** (0.00196) | 0.00313*** (0.000660) | 0.0141** (0.00638) | 0.00362 (0.00231) | 0.0228*** (0.00502) |
| L. VS | 0.415*** (0.0125) | 0.415*** (0.0125) | 0.417*** (0.0125) | 0.417*** (0.0125) | 0.407*** (0.0127) |
| L. Size | 0.0531*** (0.00181) | 0.0516*** (0.00183) | 0.0532** (0.00181) | 0.0532*** (0.00181) | 0.0532*** (0.00181) |
| L. lnTfp | 0.301*** (0.0170) | 0.303*** (0.0170) | 0.303*** (0.0170) | 0.303*** (0.0170) | 0.304*** (0.0170) |
| L. Fdiratio | 0.101*** (0.00247) | 0.101*** (0.00247) | 0.0943*** (0.00424) | 0.102*** (0.00246) | 0.101*** (0.00246) |
| L. Ratio | -0.0221*** (0.00611) | -0.0222*** (0.00610) | -0.0226*** (0.00611) | -0.0242*** (0.00610) | -0.0217*** (0.00611) |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| _cons | 1.001*** (0.0324) | 1.004*** (0.0323) | 1.002*** (0.0324) | 1.002*** (0.0324) | 0.999*** (0.0324) |
| Obs | 60099 | 60104 | 60104 | 60104 | 60104 |
| Pseudo R ² | 0.137 | 0.137 | 0.137 | 0.137 | 0.137 |

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 括号内数字为异方差稳健标准误, Heterogeneity 指代每一列所对应的异质性因素。

表8 基于企业异质性差异的分样本估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | Fdiratio=0 | Fdiratio>0 | Q(Tfp)>0.5 | Q(Tfp)<0.5 | Q(Ratio)>0.5 | Q(Ratio)<0.5 |
| L. lnDistl | 0.0228*** (0.00458) | 0.0249*** (0.00482) | 0.0216*** (0.00374) | 0.0318*** (0.00782) | 0.0466*** (0.00493) | 0.00114 (0.00440) |
| GVC · lnDistl | 0.0117*** (0.00336) | 0.00327 (0.00380) | 0.00855*** (0.00286) | 0.0123** (0.00536) | 0.00575* (0.00342) | 0.0116*** (0.00373) |
| L. VS | 0.472*** (0.0190) | 0.338*** (0.0165) | 0.398*** (0.0141) | 0.484*** (0.0283) | 0.371*** (0.0194) | 0.441*** (0.0166) |
| L. Size | 0.0446*** (0.00246) | 0.0684*** (0.00265) | 0.0514*** (0.00214) | 0.0596*** (0.00359) | 0.0748*** (0.00319) | 0.0419*** (0.00226) |
| L. lnTfp | 0.325*** (0.0243) | 0.260*** (0.0237) | 0.307*** (0.0245) | 0.225*** (0.0375) | 0.178*** (0.0253) | 0.417*** (0.0223) |
| L. Fdiratio | | 0.0725*** (0.00438) | 0.107*** (0.00284) | 0.0846*** (0.00491) | 0.0853*** (0.00420) | 0.110*** (0.00291) |
| L. Ratio | -0.0197** (0.00920) | -0.0170** (0.00818) | -0.0240*** (0.00741) | -0.0209* (0.0113) | 0.0269** (0.0130) | -0.0572*** (0.0114) |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| _cons | 0.957*** (0.0465) | 1.078*** (0.0453) | 1.023*** (0.0466) | 1.052*** (0.0758) | 1.048*** (0.0529) | 0.906*** (0.0436) |
| Obs | 46223 | 13881 | 38480 | 21624 | 30596 | 29508 |
| Pseudo R ² | 0.095 | 0.068 | 0.129 | 0.111 | 0.128 | 0.129 |

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 括号内数字为异方差稳健标准误。

企业($Fdiratio > 0$), 对应列(1)和列(2)。借鉴戴觅等(2013)的思路, 按中位数将企业区分为高生产率($Q(Tfp) > 0.5$)样本与低生产率样本, 对应列(3)和列(4)。通过企业的要素投入结构, 按照中位数区分为资本相对密集样本($Q(Ratio) > 0.5$)和劳动相对密集样本, 对应列(5)和列(6)。

对比表8中列(1)与列(2), 首先, 无论是本土企业还是外资企业, 工资扭曲对企业出口都有显著的促进作用。我们发现一个有趣的事, 即GVC地位只对本土企业的出口有正向调节作用, 对于含外资成分的企业不显著。为何GVC地位提升不会提升工资扭曲对外资企业出口的促进作用呢? 我们认为这一现象缘于外资企业本身特性。一方面, 外资企业在利用中国廉价的劳动力, 因此, 工资扭曲对其出口依然有促进作用。但另一方面, 外资企业可能也在寻求中国巨大的市场。因此, 虽然GVC地位的提高一般来说意味着竞争力的提升, 但如果外资企业的目标是国内市场, 那么很可能将工资扭曲所带来的部分竞争优势转化为国内市场竞争力的提升上, 这也反

映了竞争力越强的外资企业, 其内销倾向可能越明显。

对比列(3)和列(4)可以看出, 无论是工资扭曲的水平项还是工资扭曲与GVC的交互项, 工资扭曲在较低生产率水平的企业样本上都对出口表现出了较强的促进作用。这与理论预期一致: 生产率越高的企业, 其出口对于工资扭曲的依赖性越低, 并且, 随着GVC地位提升, 工资扭曲对生产率越高的企业出口的促进作用更加低于生产率越低的企业。这一实证结论很可能意味着工资扭曲所形成的成本优势不断实现对生产率提升所导致的低成本优势的替代, 从而造成企业降低了通过提升生产率来促进出口的动力, 这在某种程度上印证了张杰、周晓艳、李勇(2011)的担忧。

对比列(5)和列(6)我们发现, 在劳动密集型企业子样本和资本密集型企业子样本中, 工资扭曲均会促进企业出口规模的扩张, 但在劳动密集型企业子样本中, 它随GVC地位而变化, GVC地位决定了工资扭曲对企业出口的促进作用。对于GVC地位越高的企业, 无论其要素投入结构如何, 它在国

际竞争中的优势都会相对更大。但工资扭曲则不同,劳动密集型企业密集使用劳动力要素,工资扭曲会帮助它们节省更多的成本。之所以对劳动密集型企业而言,工资扭曲对出口的这一正面影响要通过GVC地位来释放,是因为GVC地位决定了一个企业能否把利润留在本企业。GVC地位较低的企业,即使工资扭曲带来了超额利润,也会如张杰等(2011)和施炳展、冼国明(2012)所担忧的那样转移到国外。因此它们只是基于工资扭曲的成本优势而生存,却无法如在GVC高位的企业一般留住利润并借机强化它们在国际市场上既有的竞争优势。

因此,在当前我国存在工资水平整体低估与系统性扭曲的背景下,我们认为通过进一步的工资扭曲去推动劳动密集型企业的出口是事倍功半的,而通过激励企业不断实现GVC地位的提升,可以更大程度地释放现有工资扭曲对企业出口的积极作用。资本密集型企业有所不同。一方面,我国资本相对稀缺,在资本要素禀赋方面缺乏比

较优势,从国内市场来看,资本技术密集型产品往往存在比较激烈的进口竞争;另一方面,我国资本技术密集型行业往往处于GVC的低端,以加工装配等为主,国际竞争力水平较低。因此,工资扭曲所带来的成本优势虽然对于资本密集型企业的出口是重要的,但之所以对于不同GVC地位的企业而言这一影响作用区别不大,很可能是因为它们同时参与了国内市场竞争和国外市场竞争的结果^⑨。

(三)基于企业出口规模差异的进一步考察

此前的研究大都忽略了企业不同出口规模下的固有区别,为弥补这一缺憾,本文采用分位数估计(QR)的方法来进行考察,估计结果如表9及图3所示。我们在此选择出口企业子样本,列(1)给出OLS的估计结果作为基准对比,列(2)(3)(4)(5)分别对应20%、40%、60%和80%的分位数估计结果。进一步,我们对每个分位数点进行估计,并将结果描图,可得图3,图中虚线为OLS估计结果(均值估计结果)及其95%置信区间。

表9 出口企业分位数估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | OLS | Quantile=0.2 | Quantile=0.4 | Quantile=0.6 | Quantile=0.8 |
| L. lnDistl | 0.229*** (0.0319) | 0.267*** (0.0612) | 0.0625 (0.0404) | 0.0893*** (0.0292) | 0.158*** (0.0196) |
| GVC • lnDistl | 0.0870*** (0.0242) | 0.0294 (0.0454) | 0.179*** (0.0299) | 0.235*** (0.0217) | 0.146*** (0.0145) |
| L. VS | 3.949*** (0.118) | 4.656*** (0.220) | 3.968*** (0.145) | 3.549*** (0.105) | 3.417*** (0.0704) |
| L. Size | 0.517*** (0.0174) | 0.511*** (0.0334) | 0.499*** (0.0220) | 0.515*** (0.0160) | 0.558*** (0.0107) |
| L. lnTfp | 2.853*** (0.161) | 2.355*** (0.306) | 3.264*** (0.202) | 3.546*** (0.146) | 3.926*** (0.0977) |
| L. Fdiratio | 0.989*** (0.0243) | 1.529*** (0.0528) | 1.081*** (0.0348) | 0.708*** (0.0252) | 0.502*** (0.0169) |
| L. Ratio | -0.203*** (0.0572) | -0.814*** (0.116) | -0.278*** (0.0764) | 0.140** (0.0553) | 0.597*** (0.0370) |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| _cons | -2.310*** (0.310) | -1.717*** (0.609) | -2.586*** (0.402) | -2.941*** (0.291) | -4.114*** (0.195) |
| Obs | 22633 | 22633 | 22633 | 22633 | 22633 |
| R ² | 0.255 | | | | |
| pseudoR ² | | 0.112 | 0.150 | 0.205 | 0.272 |

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 括号内数字为异方差稳健标准误。

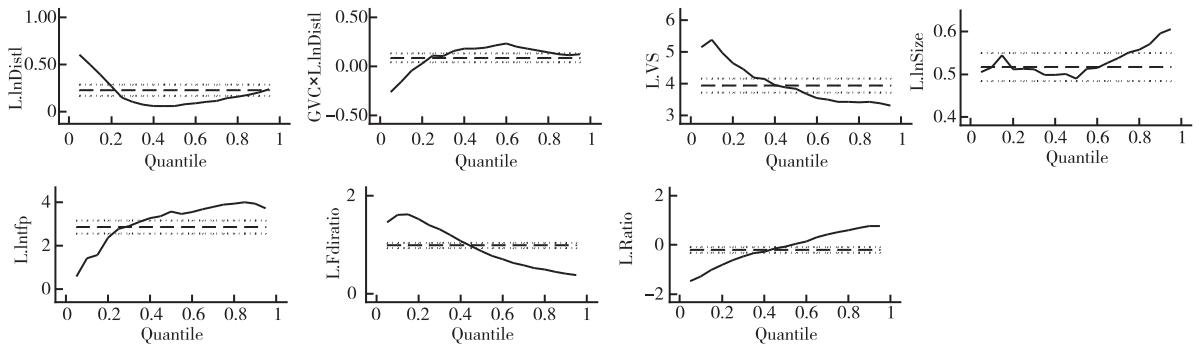


图 3 分位数估计结果

综合表 9 与图 3, 我们发现, 从水平效应上来讲, 出口较多的企业受到工资扭曲的正面促进作用较低, 大致表现为“L”型。这点比较直观, 出口规模越大的企业往往是优质企业, 这些企业相对不那么依赖于工资扭曲所带来的成本优势, 而更依赖于高生产率水平所带来的成本优势, 图 3 中生产率的影响也佐证了这一点。从交互项上看, 出口较多的企业, 其 GVC 地位对工资扭曲的正面调节作用更强, 这也从侧面佐证我们在基准部分的说明, 即优质企业通过提升 GVC 地位可以充分享受工资扭曲所带来的收益, 从而放大工资扭曲对企业出口的正面作用。

六、结论与启示

本文基于全球价值链的视角, 利用 2000—2007 年的企业微观数据, 研究了工资扭曲对我国企业出口的影响。研究发现, GVC 背景下工资扭曲在整体上促进了我国企业出口规模的扩大, 且高 GVC 地位的企业其工资扭曲对出口规模的促进作用更强。基于拓展性的实证研究表明:(1)GVC 地位提升可以提升生产率、企业规模、外资占比以及垂直专业化程度对企业出口的促进作用;(2)本土企业和外资企业的出口均受到工资扭曲的正向影响, 但 GVC 地位的正向调节作用仅对本土企业有效;(3)相对于高生产率企业, 低生产率企业的出口更依赖工资扭曲;(4)工资扭曲对劳动密集型企业出口的正向促进作用会因为 GVC 地位的提升而得以强化;(5)出口量较大的企业出口主要通过生产率水平来驱动, 工资扭曲的正向促进作用会因为 GVC 地位的提升而得到强化, 而出口量较低的企业出口则主要依赖于工资扭曲。

基于这些研究结论, 我们获得三点启示:第一, 在全球价值链深入发展的背景下, 促进企业 GVC 地位

的提升, 是解决当前我国出口贸易发展面临困境的重要着力点。工资扭曲有利有弊, 基于当前我国工资整体性被低估的现实, 挖掘工资扭曲的正面影响可能更为易行。促进企业 GVC 地位的提升, 不仅可以对企业出口起到直接的促进作用, 而且可以释放当前工资扭曲对企业出口的正向影响作用, 起到事半功倍的作用。促进企业 GVC 地位的提升也可以说是倒逼我国企业出口增长模式从粗放型向集约型转变的重要路径。第二, 理性看待工资的上升趋势。正如绝大多数学者已经提到的, 以工资扭曲来促进出口只是一种“次优选择”。特别是, 随着东南亚各国等劳动力成本更低的经济体加快融入全球价值链, 我国外贸的转型和升级显得愈加紧迫, 产业的迁出和转移趋势无可阻挡, 因此一味通过工资扭曲来保持出口竞争优势既不可能也不现实。我们认为, 应继续完善新常态下最低工资标准的调整机制, 进一步推进劳动和社会保障法制建设。此外, 在保障低收入者和低素质劳动者工资收入的同时, 应关注高素质劳动者对更高报酬的诉求, 以充分激发工资上涨对劳动者的激励作用。第三, 充分认识当前工资上涨所带来的不利冲击。工资上涨无疑是对长期以来我国工资扭曲的一种矫正, 但既然工资扭曲在整体上促进了我国企业出口规模的扩大, 那么当前的工资上涨趋势自然会不利于我国企业的出口。特别是在当前外需萎靡不振的背景下, 我们的确要防止工资的持续过快上涨, 以免我国的出口贸易增长雪上加霜, 同时也为我国企业出口的转型和升级留出时间和空间。

注:

①即使之前发现工资扭曲能够促进中国出口规模扩大的学者也都在不同程度上表达了对于贸易利得的担忧, 如施炳展、冼国明(2012), 冼国明、程娅昊(2013), 张杰等(2011), 张胜满等(2015)。

②Hausmann et al(2007)甚至指出中国出口产品的技术复杂

- 度与三倍于其人均GDP水平的经济体相当。
- ③刘维林等(2014)研究发现,GVC的提升有助于提升我国出口的技术复杂度。
- ④已有的文献大都采用了零断尾的(面板)Tobit回归。但Tobit模型并不完全适用于当前的问题,详见实证检验部分的具体说明。
- ⑤企业生产率损失的来源是多方面的。首先,工资扭曲使得劳动力资源配置偏离帕累托最优,导致资源错配效率损失,进而对社会整体及企业个体的生产率产生负面影响;其次,工资扭曲会在某种程度上损害工人的生产积极性(Shapiro & Stiglitz,1984),使劳动者消极怠工,降低了产出效率和产品品质,不利于企业生产率的提高;再次,得不到与劳动付出相应的劳动报酬可能会导致人才的外流(Hamada & Bhagwati, 1975),使企业失去重要的高技术人才和研发人才,进而对企业熟练技术工人的培育、技术创新和生产率的提高都会产生负面影响;最后,工资扭曲可能会导致企业沉迷于因扭曲所带来的超额利润和寻租空间,从而抑制企业的研发积极性(张杰、周晓艳、李勇,2011),等等。赵自芳、史晋川(2006)和 Hsieh & Klenow (2009)均提供了相应的经验证据。
- ⑥如新新贸易理论所阐述的,企业是否出口其根本差异在于劳动生产率方面,详见 Melitz(2003)。
- ⑦一般地,GVC地位是行业层面的概念,由于本文所研究的是企业层面的问题,因此将行业内的企业GVC地位视同行业的GVC地位。为了阐述方便,本文直接用“企业的GVC地位”来描述。
- ⑧孙文远、魏昊(2007)指出GVC分工呈现出一些新的特征,其中之一就是分工的较低层次上劳动的横向差别减少,资产的专用性弱化为通用性,这将加剧低GVC地位企业之间的竞争。
- ⑨分别是21(家具制造业)和24(文教体育用品制造业)。
- ⑩该指数是用一国某产业中间品出口中的间接增加值(用于它国生产和出口最终产品),与该国该产业的中间品进口额(用于本国生产和出口最终产品)进行比较,衡量二者之间的差距。该指数越大,说明该国该产业在全球价值链中的地位越高。
- ⑪可参见樊茂清、黄薇(2014)和刘琳(2015)等。
- ⑫我们也借鉴 Hsieh & Klenow(2009)测算资本扭曲,并基于C-D生产函数复合得到了整体扭曲水平,结果发现工资扭曲与整体扭曲水平相关系数达0.92,并且资本扭曲的变动远小于工资扭曲,工资扭曲变动可以解释绝大部分的整体扭曲变动。不同于工资水平,资本的利率是全社会一致的,这就使得它相对比较稳定。此外,更为严重的是,这一指标可能遗漏了一些重要信息,如企业为克服融资约束所支付的融资成本等,可能存在测量误差问题。因此,我们仅考虑了工资扭曲的影响。
- ⑬详见表1中的变量说明。
- ⑭不出口的企业数量大约是出口企业的两倍,存在比较严重的零值问题。
- ⑮施炳展、冼国明(2012)论证了工资扭曲在企业出口方程中的内生性并不严重。
- ⑯对于国家资本、集体资本、个人资本、法人资本、港澳台资本与外资资本之和相加不等于实收资本的样本,若其为0,我们考察它前一年及后一年的情况,如果依然全是0,我们予以剔除,否则我们将其改为与前一年相同。
- ⑰泊松回归的估计结果并不能直接从量纲上与线性回归结果进行对比,需要计算平均边际效应,由于这不是此处重点,我们没有汇报边际效应的结果。
- ⑱这种方法在扰动项非正态的条件下相对更为稳健。
- ⑲这一情况在中国入世后有非常典型的表现,一方面,比如电视机行业,国内各大电视机生产厂商在国际市场和国内市场都大打价格战,这需要工资扭曲所形成的成本优势作为支撑;另一方面,在进口竞争激烈的市场,如手机市场,以华为为代表的国内手机生产厂商逐步取得立足之地,GVC地位的攀升和竞争力的增强强化了它们在国内市场的优势地位。

参考文献:

- 陈永伟 胡伟民,2011:《价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用》,《经济学(季刊)》第4期。
- 戴觅 徐建炜 施炳展,2013:《人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据》,《管理世界》第11期。
- 樊海潮 郭光远,2015:《出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据》,《世界经济》第2期。
- 樊茂清 黄薇,2014:《基于全球价值链分解的中国贸易产业结构演进研究》,《世界经济》第2期。
- 胡昭玲 宋佳,2013:《基于出口价格的中国国际分工地位研究》,《国际贸易问题》第3期。
- 康志勇,2014:《要素市场扭曲对中国本土企业出口行为的影响——出口选择抑或出口数量》,《世界经济研究》第6期。
- 雷达 张胜满,2015:《超越要素价格扭曲的新“外向型”发展战略——基于二元边际分析与产品内分工双重视角的实证研究》,《经济理论与经济管理》第7期。
- 李平 季永宝,2014:《要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新?》,《世界经济研究》第1期。
- 林毅夫 蔡昉 李周,1994年:《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,上海三联书店、上海人民出版社。
- 刘琳,2015:《中国参与全球价值链的测度与分析——基于附加值贸易的考察》,《世界经济研究》第6期。
- 刘维林 李兰冰 刘玉海,2014:《全球价值链嵌入对中国出口技术复杂度的影响》,《中国工业经济》第6期。
- 聂辉华 贾瑞雪,2011:《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》第7期。
- 聂辉华 江艇 杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 盛仕斌 徐海,1999:《要素价格扭曲的就业效应研究》,《经济研究》第5期。
- 施炳展,2010:《中国出口产品的国际分工地位研究——基于

- 产品内分工的视角》,《世界经济研究》第1期。
- 施炳展 洗国明,2012:《要素价格扭曲与中国工业企业出口行为》,《中国工业经济》第2期。
- 史晋川 赵自芳,2007年:《所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析》,《统计研究》第6期。
- 孙文远 魏昊,2007:《产品内国际分工的动因与发展效应分析》,《管理世界》第2期。
- 洗国明 程娅昊,2013:《多种要素扭曲是否推动了中国企业出口》,《经济理论与经济管理》第4期。
- 杨汝岱 姚洋,2008:《有限赶超与经济增长》,《经济研究》第8期。
- 张杰 周晓艳 李勇,2011:《要素市场扭曲抑制了中国企业R&D?》,《经济研究》第8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。
- 张杰 刘元春 郑文平,2013:《为什么出口会抑制中国企业增加值率?——基于政府行为的考察》,《管理世界》第6期。
- 张胜满 张继栋 杨筱妹,2015:《要素价格扭曲如何影响了企业出口》,《现代财经》第6期。
- 张曙光 程炼,2010:《中国经济转轨过程中的要素价格扭曲与财富转移》,《世界经济》第10期。
- 赵自芳 史晋川,2006:《中国要素市场扭曲的产业效率损失——基于DEA方法的实证分析》,《中国工业经济》第10期。
- Amiti, M. & C. L. Freund(2011), “The anatomy of China’s export growth”, in: R. C. Feenstra & S. Wei(eds), *China’s Growing Role in World Trade*, University of Chicago Press.
- Cai, H. & Q. Liu(2009), “Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms”, *Economic Journal* 119(537):764–795.
- Hamada, K & J. Bhagwati(1975), “Domestic distortions, imperfect information and the brain drain”, *Journal of Development Economics* 2(3):265–279.
- Hausmann, R. et al(2007), “What you export matters”, *Journal of Economic Growth* 12(1): 1–25.
- Hsieh, C. T. & P. J. Klenow (2009), “Misallocation and manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403–1448.
- Huang, Y. & K. Tao(2010), “Factor market distortion and the current account surplus in China”, *Asian Economic Papers* 9(3):1–36.
- IDE-JETRO & WTO(2011), *Trade Patterns and Global Value Chains in East Asia: From Trade in Goods to Trade in Tasks*, Geneva: World Trade Organization.
- Koopman, R. et al(2014), “Tracing value-added and double counting in gross exports”, *American Economic Review* 104(2):459–494.
- Levinsohn, J. & A. Petrin(2003), “Estimating production functions using inputs to control for unobservables”, *Review of Economic Studies* 70(2):317–341.
- Melitz, M. J. (2003), “The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity”, *Econometrica* 71(6):1695–1725.
- Olley, G. S. & A. Pakes(1996), “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”, *Econometrica* 64(6):1263–1297.
- Schmitz, H. (2004), “Local upgrading in global chains: Recent findings”, Paper presented at the DRUID Summer Conference, Elsinore, Denmark.
- Shapiro, C. & J. E. Stiglitz(1984), “Equilibrium unemployment as a worker discipline device”, *American Economic Review* 74(3):433–444.
- Wooldridge, J. M. (2009), “On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables”, *Economics Letters* 104(3):112–114.

(责任编辑:陈建青)

(校对:杨新铭)