

# 劳动力成本上升对出口企业转型升级的倒逼作用<sup>\*</sup>

——基于中国工业企业数据的实证研究

任志成 戴翔

**【摘要】**文章利用 2005~2010 年中国工业企业数据库的基础数据,在有效控制企业规模等因素后,对劳动力成本上升是否倒逼了中国出口企业转型升级这一命题进行实证检验。结果显示,劳动力成本上升对出口企业转型升级的“倒逼”作用总体存在,但其效应在不同行业、不同地区和不同企业类型间存在差异。对劳动密集型出口企业的倒逼作用强于对资本和技术密集型出口企业;对东部地区出口企业的倒逼作用较为显著,但对中西部地区出口企业的作用尚未充分显现;对中国本土出口企业的倒逼作用同时体现在全要素生产率水平和新产品销售额比重的提高,而对外资企业的倒逼作用则主要体现在新产品销售额比重的提高。对于劳动力成本上升背景下亟待转型升级的中国出口贸易,上述研究结论具有重要政策意涵。

**【关键词】**劳动力成本 倒逼机制 转型升级

**【作者】**任志成 南京审计学院经济与贸易学院,副教授;戴翔 中国社会科学院工业经济研究所,博士后。

## 一、研究背景

在生产率等得不到大幅提高的情况下,劳动力成本持续上升无疑会造成出口企业成本上升,进而降低其国际市场竞争力。因此,研究劳动力成本上升背景下出口企业的转型升级问题,从微观角度看,关系到出口企业自身竞争力的提升及可持续发展,而从宏观角度看,则事关国家经济的可持续增长。目前较为流行的一种观点是,劳动力成本上升会“倒逼”出口企业改善管理水平、提高生产效率,进而加快企业转型升级。然而这种“倒逼”机制是否真

<sup>\*</sup> 本文为国家社会科学基金重点项目“海洋经济战略下我国沿海地区产业转型升级问题研究”(编号:11AJY001)的阶段性成果。

的存在?“倒逼”机制作用的发挥是否会因企业类型不同而异?或者会因其他条件不同而异?从现有文献看,关于劳动力成本上升与出口企业转型升级之间关系的直接研究十分缺乏,但有关要素成本变化与企业创新之间关系的研究能够为我们提供一些间接认识。例如,20世纪30年代希克斯(Hicks,1932)指出,生产要素价格的相对变化,尤其是劳动要素成本相对提高,会促使企业进行创新活动以节约劳动成本,这是引致企业进行技术创新和效率提升的重要推动力。Habakkuk(1967)研究认为,美国在19世纪之所以能够比英国具有更快的技术进步能力,其中重要的原因就在于美国面临着劳动力稀缺(即劳动力成本高企),从而推动了企业在机械化发展等方面进行广泛的技术创新。而Elvin(1972)研究认为,中国在14世纪普遍使用的构造较为复杂的手摇麻纺机,之后正是由于大量丰富廉价劳动力的出现而被废弃,从另一侧面说明劳动力成本变化对企业创新的影响。上述研究大多力图说明劳动力成本变化与企业创新之间的关系,并提出了一些极具启发意义的命题假说,但其理论基础仍模糊不清(Bloom等,2009)。况且,从现象观察的角度看,有时会得出截然不同的结论。例如,Kleinknecht(1998)在研究荷兰企业时指出,荷兰的低工资降低了企业创新的积极性,从而阻碍了技术进步的进程,但Fase等(2001)的研究则认为上述观点不成立。

新古典经济增长理论和内生增长理论等,虽力图为劳动力成本变化与企业创新之间的关系提供理论阐释,然而截至目前,却仍未形成统一认识,也未得出一致性结论。例如,新古典经济增长理论的代表者Ricardo(1951)在规模报酬不变的生产函数假定下,认为劳动力成本上升会降低资本的均衡水平,如果技术进步内嵌于资本品,这显然不利于企业技术创新。同样,以Grossman等(1993)为代表所构建的内生增长理论模型认为,在正常的向右下方倾斜的劳动需求曲线下,劳动力成本上升会导致需求下降,进而就业下降,从而阻碍新技术的引进和采用。但Romer(1986)则认为,企业创新能力与劳动报酬之间呈正相关。

相对于国外学者的研究而言,国内学者在这一方面的研究相对滞后。少量零星的研究主要是从劳动力成本上升的角度探讨经济发展方式转变的契机(蔡昉,2010)、企业转型升级的必要性(辜胜阻、李华,2011)、产业升级乃至技术创新所可能面临的机遇(梁东黎,2008;罗来军等,2012)。但针对“倒逼”机制是否真的存在,仍然语焉不详。鉴于此,本文着重探讨劳动力成本上升对中国出口企业转型升级是否具有“倒逼”作用。

## 二、研究设计

### (一) 变量选取、测度及模型设定

1. 被解释变量的选取。基于本文的研究需要,出口企业的转型升级(TU)是被解释变量。然而,关于何谓转型升级,目前学术界尚未给出明确、统一的定义,对于企业转型升级的测度也各不相同。但总体而言,企业转型升级的结果主要体现在两个方面,一是产品或产业领域的转变,通常可以用企业新产品销售情况表示。二是从低附加值向高附加值产品生产转变,附加值高低不同往往是因为企业生产率存在差异。因此,采用企业新产品销售额在企业总

销售中所占比重(NR),或者采用企业全要素生产率(TFP)作为企业转型升级的替代变量,在现有实证文献中是一种相对普遍的做法(Szirmai等,2011)。本文同时采用这两种指标作为测度中国出口企业转型升级的替代变量,以进行综合对比分析。

2. 解释变量的选取。通常劳动力成本范围不限于工资,而是高于工资,但由于目前对劳动力成本统计核算存在口径、范围乃至数据可获性等问题,已有研究更多地是以工资水平作为劳动力成本的替代变量。本文也采用这一方法,使用出口企业全体从业人员的平均工资(Wage)作为劳动力成本的替代变量。

3. 其他控制变量的选取。除了劳动力成本这一解释变量外,本研究还在计量模型中纳入企业规模(SC)、企业存续年限或出口企业年限(Age)、企业利润水平(Pro)、企业存货水平(Sto)、出口比例(Ex)、资本密集度(Cap)6个控制变量。需要说明的是,关于出口企业规模的测度指标,现有文献通常采用员工总数(SC1)、固定资产总额(SC2)和销售收入(SC3)3种指标,而这3种指标各有利弊(Scherer,1965),因此,本文同时采用这3种指标以进行综合比较研究。关于出口企业利润水平,在实际测度中,采用出口企业的营业利润总额与当年总产值之比作为替代变量;采用出口企业的出口交货值与当年总产值之比表示企业出口比例;采用企业固定资产与员工数之比作为企业资本密集度的替代变量。此外,考虑到出口企业规模和企业年限与出口企业创新之间可能呈现的倒“U”形关系(Aghion等,2009),本文将出口企业规模变量指标的二次项和出口企业年限的二次项纳入计量模型,以反映其可能存在的非线性影响。据此,计量模型的形式设定为:

$$TU = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Wage_{i,t} + \alpha_2 \ln SC_{i,t} + \alpha_3 (\ln SC_{i,t})^2 + \alpha_4 Age_{i,t} + \alpha_5 Age_{i,t}^2 + \alpha_6 Pro_{i,t} + \alpha_7 \ln Sto_{i,t} + \alpha_8 Ex_{i,t} + \alpha_9 \ln Cap_{i,t} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中,下标*i*和*t*分别表示出口企业和时期(此处为年份), $\mu_i$ 为时期固定效应变量, $\gamma_i$ 表示出口企业的固定效应变量, $\varepsilon$ 为误差项,其他变量的含义如前文所述。由于不同变量水平值间存在巨大差异,因此,在计量分析过程中对劳动力成本变量(Wage)、出口企业规模变量(SC)、出口企业资本密集度变量(Cap)取自然对数。

此外,无论生产率还是新产品比例都与企业创新能力密切相关。已有文献通常采用研发投入(R&D)、发明和专利申请数目、新产品产值等作为创新能力的替代变量。然而,正如聂辉华等(2012)的研究指出,中国工业企业数据库中,大多数企业的研发投入费用为0,且部分年份未统计,难以用研发投入作为创新能力的替代变量。因此本文以生产率作为被解释变量时,将新产品比例作为企业创新活动的替代变量。

## (二) 数据来源及说明

考虑到中国劳动力成本尤其是所谓的“民工荒”主要始于2004年,本研究时期为2005~2010年,使用的数据来自中国工业企业数据库。借鉴谢千里等(2008)、张杰等(2009)采用的方法对样本数据进行以下筛选:(1)删除明显有误的样本,主要是一些不可能为负的变量,包括工业总产值、主营业务收入、固定资产总值和工业增加值等,在统计数据中却出现为负

的情形;(2)删除员工人数少于8人的出口企业样本;(3)删除销售额增长率大于100%,或小于0的企业样本;(4)删除只有1年出口交货值的企业样本,包括2010年新进入的出口企业。由于在样本期间内企业存在进入和退出情况,因此,通过样本筛选后,最终得到251 562个企业样本的非平衡面板数据。

### 三、实证结果及分析

#### (一) 劳动力成本上升“倒逼”出口企业转型升级的总体效应

使用OLS估计法可能面临着一个关键的约束问题是变量间可能存在内生性。例如,劳动力成本上升可能会“倒逼”出口企业不断提高其生产率水平,以“消化”劳动力成本上升所带来的不利影响,但从另一角度看,具有更高生产率水平的出口企业,也可能会支付更高的工资水平,即表现出较高的劳动力成本。考虑到变量间可能存在的内生性关系,本文采用完全修正最小二乘法(FMOLS)对计量模型进行估计,结果如表1所示。

表1中模型1结果显示,劳动力成本的系数估计值为正,并且在1%的水平上对全要素生产率具有积极影响,说明劳动力成本上升对企业全要素生产率提升具有“倒逼”作用。在纳入其他控制变量后,模型2~4的结果显示,虽然劳动力成本变量的系数估计值的大小有所改变,但其对全要素生产率影响的方向和显著性并未发生实质性变化,这一结果在一定程度上说明劳动力成本上升对企业全要素生产率提升具有积极作用。

就其他控制变量而言,企业规模无论是采用何种测度指标对企业全要素生产率均产生非线性影响,突出表现为企业规模变量的二次项系数显著。具体来说,企业规模对企业全要素生产率的作用表现为倒“U”形,即企业规模扩张可能有利于企业创新能力的提高,进而表现为全要素生产率的上升,但当企业规模扩张达到一定临界点后,反而对创新产生不利影响,进而阻碍企业全要素生产率的提高。就企业创新产出变量(NR)来看,其系数估计值为正且在5%水平上显著,说明创新能力对企业生产率具有正向积极影响。与企业规模的作用相仿,企业年限对企业全要素生产率的影响也呈倒“U”形,即产生“先扬后抑”的作用。企业利润水平变量的系数估计值在各模型的回归结果中均为正,且至少在5%的显著性水平上具有积极影响,表明企业利润水平对转型升级的影响是积极而显著的。回归结果显示,企业存货水平变量的系数估计值为负,且在10%的显著性水平上对企业全要素生产率具有消极影响。说明存货水平影响企业经营效率,进而影响企业转型升级的能力。就出口交货值变量而言,其系数估计值为正,且至少在5%的显著性水平上对企业全要素生产率具有积极影响,这一结果在一定程度上说明出口企业存在着所谓的“出口中学习效应”。虽然资本密集度系数为正,但不显著,说明资本密集度并没有成为影响企业转型升级的关键因素。出现这一结果的原因可能是这里采用全要素生产率而非劳动生产率。相对而言,全要素生产率是一个更为综合的测度指标,内含了效率提升的多种可能因素,而资本密集度与生产率的传统关系更多是指劳动生产率。

表1 总样本 FMOLS 回归结果 (n=251562)

解释变量	全要素生产率(TFP)				新产品销售比重(NR)			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
常数项	20.332*** (7.65)	71.942*** (4.29)	13.282*** (4.11)	28.141*** (5.16)	0.046*** (9.01)	0.069*** (3.04)	0.145*** (6.36)	0.091*** (0.45)
LnWAGE	114.509*** (3.13)	118.219*** (5.36)	113.583*** (4.56)	95.013*** (3.87)	0.002** (2.77)	0.002** (2.30)	0.005** (2.17)	0.001** (2.566)
LnSC1	—	18.317*** (5.03)	—	—	—	0.007** (2.84)	—	—
(LnSC1) <sup>2</sup>	—	-15.018*** (-3.21)	—	—	—	-0.001*** (-4.92)	—	—
LnSC2	—	—	22.171*** (9.33)	—	—	—	0.016*** (2.85)	—
(LnSC2) <sup>2</sup>	—	—	-9.564*** (-6.55)	—	—	—	-0.108*** (-2.83)	—
LnSC3	—	—	—	18.631*** (6.54)	—	—	—	0.003** (2.01)
(LnSC3) <sup>2</sup>	—	—	—	-10.965*** (-8.32)	—	—	—	-0.012 (-0.07)
NR	—	1.562** (2.58)	1.436** (2.71)	1.615** (2.38)	—	—	—	—
AGE	—	9.986** (2.58)	13.516*** (3.31)	11.677* (1.89)	—	0.040*** (10.65)	0.028*** (10.41)	0.039*** (10.55)
AGE <sup>2</sup>	—	-0.615** (-1.94)	-1.475** (-2.31)	-3.211*** (-5.32)	—	0.011*** (7.22)	0.015*** (7.02)	0.007*** (7.12)
PRO	—	11.887** (2.43)	13.936*** (5.37)	12.339*** (4.68)	—	0.004** (2.01)	0.002** (2.36)	0.003** (2.62)
STO	—	-0.603** (-2.77)	-0.251** (-2.35)	-0.795*** (-3.83)	—	-0.003** (-2.66)	-0.012** (-2.71)	-0.013** (-2.66)
EX	—	13.218*** (3.65)	10.018*** (4.36)	21.327*** (7.22)	—	0.013*** (5.33)	0.018*** (5.33)	0.016*** (5.47)
LnCAP	—	39.146*** (2.51)	31.946*** (3.29)	29.536*** (5.82)	—	0.004*** (4.74)	0.005*** (3.42)	0.004*** (5.16)

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著；括号内的数据为 t 值。

从模型 5~8 的回归结果看,无论是劳动力成本,还是其他控制变量,对以新产品销售额比重所表示的企业转型升级的影响,与以全要素生产率为被解释变量时所得结果基本一致。唯一不同的是,企业年限对全要素生产率的影响呈倒“U”形;企业年限对新产品销售额比重的影响呈“U”形。出现这一差异的原因是企业年限可能更多地与产品生命周期有关。换言之,存续年限越长的企业,在产品和技术生命周期作用下,越有可能转行或开发新产品,但



这种转行或开发新产品并不必然表现为全要素生产率的提高。综上所述,无论是以全要素生产率还是以新产品销售比重作为企业转型升级的替代变量,劳动力成本上升对企业转型升级均具有“倒逼”作用。

(二) 劳动力成本上升“倒逼”出口企业转型升级的行业差异

由于不同产业和产品的要素密集度特征不同,从而对劳动力成本变化的敏感程度不一。通常而言,依赖初级要素的诸如纺织、轻工等劳动密集型产品出口,对劳动力成本变化可能会更加敏感,而依赖所谓高级要素从而通常被认为具有高技术含量和高附加值的诸如机电和高新技术产品出口,对劳动力成本变化的敏感性相对较弱。因此,劳动力成本上升对出口企业转型升级的“倒逼”作用,也会因产品所属的要素密集度特征不同而存在差异。那么事实是否如此,需要从基于要素密集度特征的分行业层面进行计量检验。本文将样本企业主营产品所属行业划分为两个子样本,即将主营产品属于黑色金属矿采选业、煤炭开采和洗选业、非金属矿采选业、石油和天然气开采业、食品制造业、有色金属矿采选业、饮料制造业、农副食品加工业、烟草加工业、纺织服装、鞋帽制造业、纺织业、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业、家具制造业、造纸及纸制品业、木材加工及木竹藤棕草制品业、文教体育用品制造业、印刷业和记录媒介的复制、橡胶制品业和塑料制品业 19 个行业视为劳动密集型,其他视为资本和技术密集型。此外,由于前面 3 种测度出口企业规模的指标回归结果基本一致,而这里考虑到具有不同要素密集度特征行业的“规模特征”差异,用员工总数(SC1)作为劳动密集型企

业的规模变量,而采用固定资产总额(SC2)作为资本和技术密集型企业规模的变量,回归结果如表 2 所示。

表 2 中模型 9~10 结果显示,无论是以全要素生产率还是以新产品销售额比重作为被解释变量,劳动力成

表 2 基于要素密集度特征的分行业 FMOLS 回归结果

变 量	劳动密集型行业		资本和技术密集型行业	
	模型 9(TFP)	模型 10(NR)	模型 11(TFP)	模型 12(NR)
常数项	239.215**(2.13)	0.021(0.58)	21.035**(2.63)	0.151*** (7.40)
LnWAGE	108.321*** (6.92)	0.017*** (4.31)	98.117** (2.68)	0.003* (1.86)
LnSC1	17.526*** (5.38)	0.006** (2.69)	—	—
(LnSC1) <sup>2</sup>	-14.527*** (-3.51)	-0.001*** (-3.62)		
LnSC2	—	—	39.362** (2.88)	0.019*** (3.69)
(LnSC2) <sup>2</sup>	—	—	-22.154** (-2.76)	-0.001*** (-3.63)
NR	1.361** (2.44)		1.416** (2.37)	
AGE	13.157** (2.39)	0.031*** (6.56)	8.255*** (3.69)	0.038*** (11.71)
AGE <sup>2</sup>	-7.326*** (-4.11)	0.007** (2.33)	-9.585*** (-6.33)	-0.013*** (-8.43)
PRO	9.856** (2.73)	0.031*** (3.59)	8.762** (2.53)	0.009** (2.57)
STO	-0.405* (-1.92)	-3.237*** (-3.25)	-0.021** (-2.67)	-0.021** (-1.73)
EX	-15.383*** (-12.21)	-0.051*** (-5.18)	10.215*** (5.36)	0.019*** (7.17)
LnCAP	35.197*** (3.44)	0.007*** (3.62)	32.633*** (3.98)	0.005*** (4.13)
样本数	169105	169105	82457	82457
R <sup>2</sup>	0.3687	0.4126	0.4213	0.3867

注:同表 1。

本变量的系数均显著为正,说明从各变量对出口企业转型升级的影响方向与表1回归结果所揭示的情形基本一致;其他控制变量的回归结果也与表1的结果基本一致。比较表2和表1的回归结果,表1中劳动力成本变量的系数估计值均高于表2,这可能意味着当样本仅限于劳动密集型行业时,劳动力成本上升对出口企业转型升级的“倒逼”作用更为明显。

模型11~12的结果显示,在劳动力成本变量的系数估计值保持为正且具有显著性影响的同时,如果将其与模型9~10的回归结果进行比较,可以发现,前者劳动力成本变量的系数估计值不仅小于后者,而且在显著性方面也要弱于后者。这一结果可能说明,尽管资本和技术密集型产品经营企业对劳动力成本变化并不敏感,但还是在一定程度上存在“倒逼”效应,可能的原因一是从融入全球生产和分工体系角度来看,中国出口的很多所谓资本和技术密集型产品,其实质仍然是高端产业或产品的“低端环节”(Moran,2011;刘志彪,2013)。二是劳动力成本上升对资本和技术密集型行业出口企业的转型升级的“倒逼”效应弱于劳动密集型行业出口企业。

(三) 劳动力成本上升“倒逼”出口企业转型升级的地区差异

中国经济发展的一个突出特征就是区域不平衡,相对而言,东部地区的经济发展较为发达,而中西部地区相对落后。这种地区间的经济发展落差使不同地区受到所谓“民工荒”和劳动力成本上升的影响程度不一。一个不争的事实是,伴随劳动力成本等上升的影响,东部地区的部分企业开始向西部转移。因此,为了进一步考察不同地区劳动力成本上升对出口企业转型升级所产生的差异性影响,本文根据样本企业所在省份将样本分为东部地区 and 中西部地区两个子样本进行FMOLS回归估计(见表3)。

表3 分地区FMOLS回归估计结果

变 量	东部地区		中西部地区	
	模型 13(TFP)	模型 14(NR)	模型 15(TFP)	模型 16(NR)
常数项	115.327*** (6.56)	0.106*** (4.13)	269.335*** (3.39)	0.112** (2.80)
LnWAGE	119.319*** (3.46)	0.013*** (4.53)	101.248 (1.36)	0.009 (1.29)
LnSC2	42.128*** (5.11)	0.015** (2.50)	38.525*** (3.99)	0.018** (1.99)
(LnSC2) <sup>2</sup>	-22.192*** (6.357)	-0.001*** (3.326)	-23.158* (-1.96)	-0.001** (-2.18)
NR	1.358** (2.14)	—	1.215** (2.68)	—
AGE	6.286*** (3.43)	0.028*** (8.47)	6.716*** (3.52)	0.025*** (5.10)
AGE <sup>2</sup>	-9.114** (-2.69)	0.006*** (7.24)	-7.995** (-2.73)	0.006*** (4.56)
PRO	10.584*** (3.41)	0.016*** (3.32)	11.216*** (6.35)	0.048*** (3.81)
STO	-0.415** (-2.69)	0.017*** (4.26)	-0.1219*** (-4.36)	-0.016** (-2.55)
EX	10.384*** (3.77)	0.027*** (3.92)	9.732** (2.15)	0.026*** (7.22)
LnCAP	21.591*** (6.33)	0.001** (2.85)	21.561** (2.28)	0.002** (2.57)
样本数	208796	208796	42766	42766
R <sup>2</sup>	0.48745	0.3987	0.4801	0.4153

注:同表1。

表3中模型13~14结果显示,无论是以全要素生产率还是新产品销售额作为出口企业转型升级的替代变量,劳动力成本变量的系数均显著为正,说明东部地区劳动力成本上升对出口企业转型升级具有“倒逼”作

用。模型 15~16 结果显示,劳动力成本变量的系数估计值不显著,表明对于中西部地区而言,劳动力成本上升对出口企业转型升级似乎并不存在明显的“倒逼”作用。这一差异证实了劳动力成本上升在不同地区对出口企业转型升级产生的“倒逼”效应不同。在东部地区表现得较为显著,在中西部地区则不显著。这一方面可能说明中西部地区劳动力成本上升不如东部地区明显;另一方面说明中西部地区在劳动力成本方面仍具有比较优势,东部地区的部分出口企业可能不是依赖于生产率的提升,而是通过区位迁移继续攫取劳动力成本带来的比较优势。

**(四) 劳动力成本上升“倒逼”出口企业转型升级的企业所有制差异**

除了上述行业和地区因素外,不同类型的出口企业,对劳动力成本上升的敏感程度进而是否进行转型升级可能也不尽相同。为此,本文对不同类型的企业数据进行分组估计,以考察劳动力成本上升的“倒逼”机制在不同类型企业中的差异。在中国工业企业数据库中,企业类型主要包括国有企业、集体企业、民营企业和外资企业。为此,将样本期间内总样本企业分为国有和集体企业子样本、民营企业子样本、外资企业子样本 3 组。需要说明的是,“中国工业企业数据”的统计口径是国有企业和非国有的规模以上企业,所以非国有企业中并不包括规模以下企业。为使不同所有制性质的企业之间在口径上相对更可比,此处剔除国有规模以下企业。回归结果如表 4 所示。

模型 17~18 的结果显示,无论是以全要素生产率还是以新产品销售额比重作为被解释变量,劳动力成本变量的系数估计值及其显著性检验结果均表明,其对于国有和集体企业来说,劳动力成本上升虽然对其转型升级在一定程度上具有“倒逼”作用,但这种“倒逼”机制并不十分显著,因为回归结果均在 10%的显著性水平上对出口企业转型升级有正向影响。这或许在一定程度上说明,尽管国有和集体企业也面临着劳动力成本上升的压力,但由于出口企业自身体制机制等原因,这种“压力”尚未转化为出口企业转型升级的动力,从而使所谓的“倒逼”作用机制尚不十分明显。

模型 19~20 的结果与模型 17~18 进行比较发现,无论是以何种测度指标作为出口企业转型升级的替代变量,劳动力成本变量的系数估计值均为正且均在 1%的显著性水平上对出口企业转型升级具有积极影响。且前者的劳动力变量系数估计值大于后者。综合而言,在劳动力成本上升的背景下,民营出口企业似乎更有动力和意愿通过企业转型升级来“消化”劳动力成本上升所带来的不利影响。

模型 21~22 与以国有、集体企业和民营出口企业为子样本的回归结果进行比较后发现,在以不同测度变量作为出口企业转型升级的替代变量时,回归结果存在较大差异。当采取全要素生产率作为出口企业转型升级的替代变量时,劳动力成本变量的系数估计值均不显著。然而,当采取新产品销售额所占比重作为出口企业转型升级的替代变量时,模型 22 中劳动力成本变量的系数均为正,且在 1%的显著性水平上具有积极影响。这一结果似乎说明,外资企业和本土企业对劳动力成本上升所做出的反应和采取的应对措施并不完全相同,外资企业可能并不是通过不断提升全要素生产率来“消化”劳动力成本上升的影响,而是通



表 4 分企业所有制类型 FMOLS 回归估计结果

变 量	国有和集体企业		民营企业		外资企业	
	模型 17(TFP)	模型 18(NR)	模型 19(TFP)	模型 20(NR)	模型 21(TFP)	模型 22(NR)
常数项	39.658*** (4.66)	-0.066 (-1.35)	287.663*** (7.65)	0.117*** (3.07)	128.128*** (4.36)	0.116 (4.24)
LnWAGE	49.548* (1.96)	0.016* (1.92)	103.358*** (6.26)	0.019*** (7.42)	102.351 (1.12)	0.008*** (4.92)
LnSC2	41.015*** (3.28)	0.014** (2.612)	38.735*** (6.27)	0.021** (2.57)	43.312*** (3.68)	0.018** (2.82)
(LnSC2) <sup>2</sup>	-21.597*** (-3.68)	0.001** (2.76)	-19.885** (-2.52)	-0.001*** (-3.64)	-22.173** (-2.66)	-0.001*** (-3.66)
NR	1.316** (2.49)	—	1.217** (2.13)	—	1.125** (2.67)	—
AGE	5.338*** (2.61)	0.029*** (4.98)	9.841*** (3.82)	0.026*** (5.99)	5.313*** (4.21)	0.026*** (7.51)
AGE <sup>2</sup>	-7.584** (-2.69)	0.009*** (6.84)	-5.67** (-1.95)	0.007*** (6.29)	-6.028** (-2.56)	0.006*** (6.31)
PRO	6.336** (2.51)	0.068*** (3.99)	9.015** (2.37)	0.014** (2.63)	7.891*** (5.11)	0.015*** (3.02)
STO	-0.301*** (-3.75)	-0.091*** (-3.37)	-0.451*** (-6.37)	-0.032*** (-5.21)	-0.826** (-2.61)	-0.019*** (-4.41)
EX	9.916*** (5.33)	0.057** (2.59)	9.126*** (3.15)	0.036*** (11.27)	11.427*** (4.32)	0.027*** (10.66)
LnCAP	22.139** (2.36)	0.012** (2.70)	21.352** (3.18)	0.001** (2.06)	26.515** (2.36)	0.001** (2.87)
样本数	18675	18675	126502	126502	95932	95932
R <sup>2</sup>	0.3915	0.4248	0.3283	0.4604	0.3528	0.4165

注：同表 1。

过提高新的产品销售比重来应对。这一点可能与跨国公司对外直接投资的战略有关,即多数跨国公司进行海外投资尤其是对发展中国家进行直接投资,带入的并非是最新的产品和技术。为了延长产品和技术生命周期,或者说为了尽可能地长期保持新技术、新产品所带来的竞争优势,跨国公司对发展中国家进行对外直接投资,往往带入的是在母国或对于母公司来说已经处于“边缘化”的产品和技术。即发展中国家的外资企业所采用的技术水平、生产的产品与母公司相比存在一定的落差。而正是由于这一落差的存在,实际上使外资企业在面临劳动力成本上升时,无需采用加大研发投入等方式进行创新,而是通过从其母公司引进新产品就可以解决。这一方式不仅延长了产品和技术的使用寿命,也节约了外资企业应对劳动力成本上升的费用支出。总之,面临劳动力成本的上升,外资企业可能更多地是采用引进新产品的方式来保持其竞争优势。

另外,本文还采用删失回归模型(Tobit 模型)和 Truncated 截尾样本模型对总样本数据进行估计,进一步检验前文结论的稳健性。经检验,前面各模型的回归结果基本上是稳健的。即劳动力成本变量的系数估计值为正,且均通过了显著性检验,表明劳动力成本上升对出口企业转型升级具有“倒逼”作用。此外,其他关键控制变量的系数估计值及其显著性也与前面的回归结果基本一致。

#### 四、结论与启示

本研究结果表明,劳动力成本上升对出口企业转型升级的“倒逼”作用机制是存在的,但其效应在不同行业、不同地区及不同企业类型间存在差异。分行业看,劳动力成本上升虽然对劳动密集型及资本和技术密集型出口企业的转型升级均具有“倒逼”作用,但对前者的作用强于后者;分地区看,劳动力成本上升对东部地区出口企业的转型升级存在明显的“倒逼”作用,但对中西部地区还未显现;从企业所有制类型看,劳动力成本上升对中国本土出口企业转型升级的“倒逼”作用,同时体现在全要素生产率水平提升和新产品销售额比重提高,但对外资企业转型升级的“倒逼”作用,则主要体现在新产品销售额比重的提升。

伴随中国经济的发展与人口年龄结构的变化,出口企业用工成本上升已成为必然趋势。劳动力成本上升在带来挑战的同时,其“倒逼”机制作用的发挥也为出口企业带来了机遇,因此,劳动力成本上升并非全然不利,中国出口贸易的发展可能由此逐渐摆脱依赖低成本优势而逐步转向依托创新发展的路径和模式。但与此同时,由于“倒逼”效应在不同行业、不同地区和不同企业类型间存在差异,并且转型升级可能具有不同的内涵和表现,因此,中国出口贸易的转型升级不可能采取“一刀切”的政策思路。具体而言,加快中国出口贸易转型升级应着重把握好以下几个方面的问题。

第一,不能将转型升级简单地理解为“转产”。学术界不少观点认为,所谓转型升级就是要放弃劳动密集型行业,进入所谓资本和技术密集型的“高端”行业、战略性新兴产业。从长期来看,这当然是转型升级的重要发展方向,也是产业结构高级化的方向,但这种发展路径并不意味着对所有出口企业都合适,而且转型升级的内涵远不止如此。目前,劳动密集型行业在中国仍然占据较高比重,在国民经济中发挥着重要作用,提高全要素生产率具有较大的升级空间。

第二,由于地区差异,中西部地区仍存在劳动力成本优势,从这一点上说,出口转型升级实际上还包括区域间协调发展的整体优势。因此,东部地区的出口企业在依托创新驱动发展时,还可以继续利用和发挥中西部地区的劳动力成本优势,通过产业在国内不同地区间进行梯度转移,通过产业发展加强地区间的协同关系,打造出口贸易的整体协调优势。

第三,进一步加大国有企业的改革力度,让企业真正成为市场主体,充分发挥市场机制的调节作用,从而使劳动成本上升的压力真正转变为“倒逼”出口企业转型升级的动力,加快转型升级的步伐。

## 参考文献:

1. 蔡昉(2010):《“民工荒”现象:成因及政策涵义分析》,《开放导报》,第2期。
2. 辜胜阻、李华(2011):《以“用工荒”为契机推动经济转型升级》,《中国人口科学》,第4期。
3. 梁东黎(2008):《不可兼得:低生产要素成本与自主创新》,《探索与争鸣》,第3期。
4. 刘志彪(2013):《战略理念与实现机制:中国的第二波经济全球化》,《学术月刊》,第1期。
5. 罗来军等(2012):《工资水平、劳动力成本与我国产业升级》,《当代经济研究》,第5期。
6. 聂辉华等(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。
7. 谢千里等(2008):《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》,第3期。
8. 张杰等(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。
9. Aghion P., Blundell R., Griffith R., Howitt P. and Prantl S. (2009), The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity. *The Review of Economics and Statistics*. 91(1):20-32.
10. Bloom N., Mirko D. and John V.R. (2009), *Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, Diffusion and Productivity*. Manuscript, Stanford Univ., Dept. Econ.
11. Elvin M. (1972), The High-Level Equilibrium Trap: The Causes of the Decline of the Invention in Traditional Chinese Textile Industries. In *Economic Organization in Chinese Society*. Edited by William E. Willmott. Stanford, CA: Stanford Univ. Press.
12. Fase M. M. G. and Tieman A. F. (2001), Wage Moderation, Innovation and Labour Productivity: Myths and Facts Revisited. *De Economist*. 149(1):115-127.
13. Grossman G. and Elhanan H. (1993), *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, MA: MIT Press.
14. Habakkuk H. J. (1967), *American and British Technology in the Nineteenth Century: The Search for Labour Saving Inventions*. London: Cambridge Univ. Press.
15. Hicks J. (1932), *The Theory of Wages*. London: Macmillan.
16. Kleinknecht A. (1998), Is Labour Market Flexibility Harmful to Innovation?. *Cambridge Journal of Economics*. 22(3):387-396.
17. Moran T.H. (2011), *Foreign Manufacturing Multinationals and the Transformation of the Chinese Economy: New Measurements, New Perspectives*, Peterson Institute for International Economics Working Paper No. 11-11.
18. Ricardo D. (1951), *Works and Correspondences*. Edited by P. Sraffa. Cambridge: Cambridge Univ. Press.
19. Romer P.M. (1986), Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*. 94(10):1002-1037.
20. Scherer F.M. (1965), Firm Size, Market Structure, Opportunity and the Output of Patented Inventions. *American Economic Review*. (5):1097-1126.
21. Szirmai A., W. Naude and M. Goedhuys (2011), *Entrepreneurship, Innovation, and Economic Development*. Oxford: Oxford University Press.

(责任编辑:朱 犁)