

环境规制对就业技能结构的影响^{*}

——基于工业行业动态面板数据的分析

李 珊 珊

【摘 要】环境规制不仅会对就业技能结构产生直接影响,还会通过出口主导型外商直接投资、市场主导型外商直接投资及垂直专业化分工等因素产生间接影响。文章以 2004~2014 年中国 34 个工业行业动态面板数据为样本,运用系统 GMM 方法考察环境规制对就业技能结构的直接和间接影响。研究表明,环境规制与中国就业技能结构之间的关系并不冲突,全国工业、低污染工业环境规制对就业技能结构的影响不明显,而高污染工业环境规制与就业技能结构之间呈现倒 U 形动态关系,即先促进后抑制的作用;高污染工业环境规制会弱化出口主导型外商直接投资对就业技能结构的正向效应,同时抑制市场主导型外商直接投资对就业技能结构的负面效应,而通过垂直专业化分工对就业技能结构改善的作用不显著。文章认为,中国政府应切实提高环境规制力度,保障企业从事清洁技术创新的市场回报,提高对市场主导型外商直接投资的引资规模和水平,同时,政府在制定环境政策时应体现行业差异。

【关键词】环境规制 就业技能结构 工业行业

【作 者】李珊珊 中南财经政法大学经济学院,副教授。

一、引 言

在构建资源节约、环境友好型社会与保障就业稳步增长的双重目标下,中国工业行业面临经济发展方式转变的客观需求。探索如何更好地运用环境规制与就业的双重红利,在改善环境质量的同时,促进就业的结构性改善,实现就业技能结构的升级,具有重要的现实意义。

国外学者关于环境规制对就业影响的研究自 20 世纪 90 年代初才开始涌现,至今已积累了较为丰富的成果,但不同研究的结论存在较大差异。基于工业行业差异, Walker(2012)指出,由于行业间劳动力流动的联动效应,美国以 1990 年清洁空气法表征的环境规制对各

^{*} 本文为国家自然科学基金青年项目“环境规制对中国区域碳生产率影响的理论解释与非线性效应研究:基于地方政府竞争视角”(编号:71503272)的阶段性成果。

行业就业的影响并不一致,对石油冶炼业、化学工业、造纸业的影响最为明显。Hafstead 等(2016)根据工业行业的污染密集程度,发现污染税导致大量就业机会向污染密集程度较低的行业转移,且非污染密集型行业的就业增长会抵消污染密集型行业的就业损失;基于地区差异,由于地区间劳动力流动的空间效应,Kahn 等(2013)发现每吨 15 美元的碳税会导致加利福尼亚地区 0.66 万人失业,而在美国东北部地区会造成 4.7 万个就业损失;基于环境规制方式差异,Bezdek 等(2005)对美国实施公司平均燃料经济性(CAFE)标准的影响进行了模拟,发现标准的实施可能会创造 30 多万个就业机会。然而,Deschenes(2010)以 2009 年美国清洁能源与安全法所引起的电价上升为例,发现短期内电价上升 4%,会导致全日制就业总量下降 0.6%,Curtis(2012)发现排污权交易项目的实施可能减少 10 万个以上的就业机会。

国外文献运用发达国家数据,揭示了环境规制对就业的影响,而国内学者的研究才刚刚起步,大多数研究集中于环境规制与就业水平关系的考察(陆旸,2011;陈媛媛,2011;王勇等,2013),而关于环境规制就业结构效应的研究很有限,李梦洁(2016)基于工业行业的研发投入程度区分就业结构,但未从行业内部劳动力技能进行区分,张先锋等(2015)对环境规制与就业技能结构关系的考察模型中未纳入环境规制影响效应的动态非线性特征。由此可知,现有文献对环境规制就业技能结构效应的考察,模型设定存在偏差,且缺少环境规制的影响机制与影响因素的深入探讨。因此,本文试图分析环境规制对就业技能结构的直接影响与间接影响,并以 2004~2014 年中国 34 个工业行业动态面板数据为样本,考察环境规制对就业技能结构的影响及其行业异质性。

二、环境规制对就业技能结构的影响机制

(一) 环境规制对就业技能结构的直接影响

根据 Morgenstern 等(2002)的研究思路,环境规制对就业技能结构的直接影响既有积极的“要素替代效应”,又有影响不确定的“成本效应”。具体来看,所谓“要素替代效应”是指无论企业选择实施生产末端的环境治理活动,还是生产过程的清洁改进活动,均会增加与清洁操作相匹配的技术劳动力的投入。而“成本效应”对就业技能结构的影响与环境规制力度有关,当环境规制力度较弱时,企业将环境规制成本直接转嫁为生产成本,从而影响企业利润及研发资本积累,导致技术劳动力相对需求的减少,而当环境规制不断提高并达到某一门槛水平时,环境规制高成本会促使企业实施清洁技术创新活动,进而产生与研发活动相匹配的技术劳动力相对需求的增长。环境规制对就业技能结构的直接效应如图 1 所示。

根据上述直接影响机制的分析,得到假设 1:环境规制对就业技能结构的直接影响不确定,与经济发展阶段、环境规制力度有关。

(二) 环境规制对就业技能结构的间接影响

1. 环境规制通过改变外商直接投资引资类型,进而影响就业技能结构。本文按外商直接投资的投资目的来划分,将外商直接投资类型分为出口主导型和市场主导型:对于出口

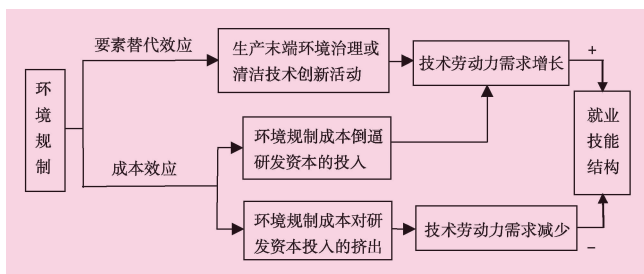


图1 环境规制对就业技能结构的直接效应

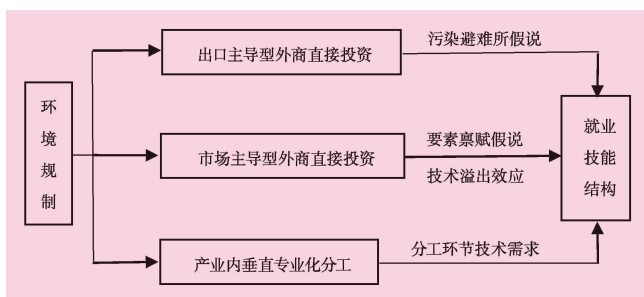


图2 环境规制对就业技能结构的间接效应

主导型外商直接投资而言，跨国企业迁入生产的中间环节以规避母国环境规制高成本为目的，发展中国家环境规制成本的内化将提高污染密集型产业的生产成本，出口主导型外商直接投资流入量随之减少，进而降低出口主导型外商直接投资的就业技能结构效应；对于市场主导型外商直接投资而言，跨国企业以占领发展中国家市场、实现规模化生产为目的，环境规制成本的内化促使跨国企业选择以高能效的劳动密集型产业替代低能效的劳动密集型产业，高能效的外商直接投资产业内含的技术水平较高，能通过技术溢出效应提升劳动力的技术水平，从而提升就业技能结构。

因此，本文分别以市场主导型和出口主导型外商直接投资为中介变量（见图2）。

根据上述以外商直接投资为中介变量的间接影响机制，得到假设2和假设3。假设2：发展中国家环境规制将压缩一国出口主导型外商直接投资规模，进而弱化出口主导型外商直接投资的就业技能结构效应。假设3：发展中国家环境规制将通过吸引内含技术水平较高的外商直接投资流入，强化市场主导型外商直接投资的技术溢出效应，提升劳动力技术水平，从而促进就业技能结构的提高。

2. 环境规制通过影响一国参与全球价值链的模式，改变一国在全球价值链分工的地位，进而导致分工环节对不同行业技术劳动力的相对需求及就业技能结构的影响。具体来看，发展中国家环境规制力度的提高，能在一定程度上抑制高污染、高能耗和低附加值的生产环节向国内转移，进而改变全球价值链的参与模式。据此提出假设4：发展中国家环境规制通过改变一国全球价值链参与模式，即在一定程度上抑制高污染、高能耗和低附加值的生产环节转移，进而强化全球价值链分工对就业技能结构的正面效应。

三、理论模型构建、变量与数据说明

（一）理论模型的构建

本文借鉴 Berman 等（1994）的思路，在资本要素价格不变、规模报酬不变、成本函数为超越对数形式等一系列假设下，半固定成本函数的成本最小化满足以下条件：

$$\ln C = \alpha + \sum_{j=1}^2 \beta_j \ln w_j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \gamma_{jk} \ln w_j \ln w_k + \sum_{n=1}^N \lambda_n \ln x_n + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \mu_{nm} \ln x_n \ln x_m + \sum_{j=1}^2 \sum_{n=1}^N \theta_{jn} I_n w_{jx} \quad (1)$$

式(1)中, C 为成本, w_j 、 w_k 为两种不同技能水平的劳动力工资, $j=1$ 、 $k=1$ 均为技术劳动力, 而 $j=2$ 、 $k=2$ 均为非技术劳动力, x_m 、 x_n 为各资本要素投入、产出、环境规制等与成本相关的变量。假设 $w_2=1$ 以简化式(1), 求式(1)两边关于 $\ln w_1$ 的偏导数, 同时, 运用 Shephard 引理, 对成本函数求关于要素价格的偏导, 得到该要素的希克斯需求函数, 然后将技术劳动力需求函数代入式(1)求偏导, 得到:

$$HS_c = \alpha + \sum_{n=1}^N \theta_n \ln x_n \quad (2)$$

式(2)中, HS_c 为技术劳动力成本占生产成本的比重。借鉴 Anderton 等(2001)从劳动力成本函数中分离出工资的处理方法, 将式(2)转化为技术劳动力的就业技能结构函数:

$$HS = \alpha + \sum_{n=1}^N \theta_n \ln x_n + \gamma \left(\frac{w_1}{w_2} \right) \quad (3)$$

由于行业内劳动力流动会使不同技能劳动力收入差距趋向稳定, 因此, 反映不同技能劳动力收入分配变化项(w_1/w_2)的就业结构效应可由常数项捕获(Berman 等, 1994)。

(二) 计量模型的构建

为考察环境规制对中国劳动力就业技能结构的影响, 在式(3)的基础上, 进一步借鉴 Feenstra 等(1999)提出的外包理论, 引入就业技能结构的影响因素。考虑到环境规制的动态效应, 即当环境规制约束较为宽松时, 企业环境成本投入可能挤占研发投入而降低技术劳动力就业, 而随环境规制力度的强化, 严格的环境规制能刺激企业进行研发创新以抵消环境高成本(Porter, 1995), 模型中引入环境规制的二次项, 同时, 结合行业内就业技能结构刚性的现象, 模型中引入就业技能结构变量的滞后一期, 构建动态面板模型:

$$\ln HS_{it} = \alpha + \theta_1 \ln HS_{it-1} + \theta_2 \ln ER_{it} + \theta_3 (\ln ER_{it})^2 + \theta_4 \ln KS_{it} + \theta_5 \ln R\&D_{it} + \theta_6 \ln GM_{it} + \theta_7 \ln EFDI_{it} + \theta_8 \ln MFDI_{it} + \theta_9 \ln VSS_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, i 表示工业行业, t 表示年份, HS 为技术劳动力就业比重, ER 为环境规制, KS 为资本—产出比, $R\&D$ 为研发支出, GM 为行业生产规模, $EFDI$ 为出口主导型外资, $MFDI$ 为出口主导型外资, VSS 为产业内垂直专业化分工程度, δ_i 为各工业行业差异的非观测效应, ε_{it} 为随机误差项。由于式(4)纳入被解释变量滞后一期, 会出现严重的内生性问题, 本文采用 SYS-GMM 方法控制模型的内生性问题。在工业行业进行整体考察的基础上, 本文将样本按工业行业三废污染物排放的加权平均值将行业类型划分为高污染行业与低污染行业进行分组检验, 以检验环境规制对就业技能结构影响的行业异质性。

为进一步考察环境规制通过出口主导型、市场主导型外商直接投资及产业内垂直专业

化分工的变化对就业技能结构的间接效应,在式(4)中引入出口主导型、市场主导型外商直接投资、产业内垂直专业化分工程度与环境规制的交互项:

$$\ln HS_{it} = \alpha + \theta_1 \ln HS_{i,t-1} + \theta_2 \ln ER_{it} + \theta_3 (\ln ER_{it})^2 + \theta_4 \ln KS_{it} + \theta_5 \ln R\&D_{it} + \theta_6 \ln GM_{it} + \theta_7 \ln EFDI_{it} \times \ln ER_{it} + \theta_8 \ln MFDI_{it} \times \ln ER_{it} + \theta_9 \ln VSS_{it} \times \ln ER_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(三) 变量与数据说明

1. 变量说明

本研究中,就业技能结构(*HS*)用大中型工业行业研发科技人员数占从业人员总数的比例表示;环境规制(*ER*)用工业行业废水和废气污染治理设施的运行费用占工业销售产值、主营业务成本的比重测度;资本—产出比(*KS*)用工业行业固定资产净值占工业行业总产值的比重表示;研发投入强度(*R&D*)用大中型工业企业研发活动经费内部支出占工业行业研发科技人员数的比重表示;行业生产规模(*GM*)用工业行业销售产值表示;出口主导型外商直接投资(*EFDI*)与市场主导型外商直接投资(*MFDI*)参考陈继勇、盛杨悻(2008)提出的外商直接投资技术溢出效应指标构建;产业内垂直专业化分工程度(*VSS*)则借鉴 Hummels (2001)的方法,运用一国出口贸易中进口中间品所占比重来表示。

2. 数据说明

本研究中分行业进口贸易数据来自联合国 COMTRADE 数据库,并借鉴盛斌(2002)的处理方法将数据归并为 34 个工业行业。本文以 2004~2014 年中国 34 个工业行业面板数据为样本。样本期间 G-8 国家和新加坡、韩国的科研投入数据来自 OECD 数据库的主要科学技术指标,各国 GDP、固定资本数据来自 EIU 各国宏观经济指标宝典数据库,同时各国对中国投资及从中国的进口贸易数据来自《中国贸易外经统计年鉴》各期。直接消耗系数矩阵来自 2002、2005、2007、2010、2012 年编制的中国投入产出表及其延长表,由于编制年份不连续,本文运用 2002 年的直接消耗系数矩阵替代 2004 年,运用 2005 年的矩阵替代 2005 和 2006 年,运用 2007 年的矩阵替代 2007~2009 年,运用 2010 年的矩阵替代 2010 和 2011 年,运用 2012 年的矩阵替代 2012~2014 年。其余变量的数据来自《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》及《中国工业经济统计年鉴》。以 2004 年为基期,将各变量按工业分行业出厂价格指数转换成不变价。

四、计量分析结果

根据式(4)和式(5),分别对全国工业及不同工业类型面板数据进行动态分析,同时,考虑到环境规制对不同污染程度工业行业的影响存在行业异质性,按工业行业三废污染物排放的加权平均值将工业行业分为 14 个高污染行业和 20 个低污染行业。

(一) 环境规制对就业技能结构的直接影响

表 1 为环境规制对就业技能结构直接效应的估计结果,其中,模型 1、模型 3、模型 5 以工业污染治理费用占销售产值的比重衡量环境规制力度,模型 2、模型 4、模型 6 以工业污

染治理费用占主营业务成本的比重衡量环境规制力度,以保证估计结果的稳健性。动态面板数据的 AR(1)、AR(2)检验表明拒绝随机误差项存在一阶自相关的原假设,即工具变量的选择是有效的,同时,Sargan 检验显示不存在工具变量过度识别问题。

从表 1 的核心变量估计系数看,全国层面工业行业及低污染工业行业的估计结果显示,环境规制变量的一次项估计系数与二次项估计系数均不显著,但受环境规制影响较大

表 1 环境规制对就业技能结构的直接影响

变 量	全国工业(n=340)		高污染工业(n=140)		低污染工业(n=200)	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
环境规制的直接影响						
ER	-0.0984 (0.401)	-0.1277 (0.276)	-0.8294** (0.011)	-0.8778** (0.022)	0.4004 (0.206)	0.3973 (0.171)
ER ²	-0.0063 (0.430)	-0.0086 (0.298)	-0.0657** (0.017)	-0.0720** (0.032)	0.0263 (0.197)	0.0268 (0.165)
控制变量						
EFDI	0.0166** (0.039)	0.0172** (0.045)	0.0444*** (0.001)	0.0446*** (0.001)	0.0054 (0.835)	-0.0012 (0.968)
MFDI	-0.0037 (0.766)	-0.0053 (0.695)	-0.0401* (0.070)	-0.0404* (0.084)	0.0109 (0.370)	0.0235 (0.257)
VSS	-0.0078 (0.498)	-0.0085 (0.445)	0.0247 (0.303)	0.0182 (0.433)	-0.0157 (0.588)	-0.0088 (0.778)
KS	0.1054** (0.028)	0.1098** (0.024)	0.2428*** (0.000)	0.2423*** (0.000)	0.1332 (0.289)	0.1103 (0.425)
R&D	0.0321 (0.486)	0.0298 (0.523)	0.1086** (0.025)	0.1034** (0.042)	0.0730 (0.258)	0.0695 (0.273)
GM	0.0078 (0.500)	0.0084 (0.478)	-0.0034 (0.738)	-0.0068 (0.487)	0.0217 (0.314)	0.0203 (0.355)
HS(-1)	0.9277*** (0.000)	0.9287*** (0.000)	0.8362*** (0.000)	0.8371*** (0.000)	0.9131*** (0.000)	0.9110*** (0.000)
常数项	-0.8740** (0.031)	-0.9461** (0.012)	-3.3370*** (0.000)	-3.3552*** (0.001)	0.6415 (0.592)	0.5366 (0.597)
AR(1)	-4.01 (0.000)	-4.01 (0.000)	-2.75 (0.006)	-2.73 (0.006)	-3.05 (0.002)	-3.06 (0.720)
AR(2)	-0.70 (0.486)	-0.71 (0.477)	-0.30 (0.760)	-0.26 (0.793)	-0.47 (0.640)	-0.45 (0.654)
Sargan	176.42 (0.541)	178.48 (0.497)	107.25 (0.772)	107.95 (0.757)	139.79 (0.752)	141.43 (0.720)

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著; AR、Sargan 检验括号内数据分别为 prob>z、prob>chi2 的值,其余括号内数据为 p 统计量;在 sys-GMM 估计中,回归中的前定变量为 $\ln HS_{i,t-1}$,内生变量为 ER、ER²,其余为外生变量。

的高污染工业行业环境规制变量一次项估计系数与二次项估计系数均在 5% 的水平上显著为负,表明环境规制与就业技能结构之间呈现明显的倒 U 形变动规律,即环境规制对就业技能结构会产生先促进后抑制的作用。这一估计结果表明,全国层面、低污染工业行业的环境规制对就业技能结构的改善没有明显的促进作用,而高污染工业行业的环境规制却能显著提升就业技能结构。这可能是由于高污染工业的环境规制成本占生产成本的比重较高,就业技能结构受环境规制的影响更为显著。为分析不同类型工业行业结论的差异,笔者将环境规制对就业技能结构的影响机制进行分析。

其一,全国层面、低污染工业行业的环境规制成本占生产成本的比重较低,环境规制力度相对较弱,企业不会优先选择实施环境污染治理活动,而是通过“成本效应”将环境规制成本直接转嫁为生产成本,同时通过增加投入或改进生产效率的方式抵消生产成本的变动,以维持生产规模不变,这反映出中国工业化进程中普遍存在高能耗、高污染、高排放的路径依赖现象,而较弱的环境规制力度无助于摆脱这一路径依赖。

其二,高污染工业行业环境规制成本占生产成本的比重较高,企业初期会选择实施环境污染治理活动以规避规制成本的压力,如增加生产末端的污染处理设备或投入从事环境监督、设备维修改进的技术劳动力,由于中国现阶段劳动力成本较低,实施环境污染治理会形成技术劳动力对资本的“要素替代效应”,进而企业对技术劳动力的需求随之增长,就业技能结构明显提升。

其三,高污染工业行业存在环境规制高成本对清洁技术创新的倒逼效应,当环境规制成本占生产成本的比重持续增大时,环境规制的高“成本效应”会倒逼企业实施环境污染治理的清洁技术创新活动,需要与清洁技术研发相匹配的技术劳动力投入,即较高的环境规制力度会通过高“成本效应”、“要素替代效应”对就业技能结构产生积极的促进作用。然而,环境规制的力度与一国经济发展水平密切相关,当一国工业经济发展水平尚未跨越环境库兹涅茨曲线拐点,人们对环境质量的需求较低,工业企业难以通过清洁技术创新获取较高的利润回报,此时若将环境规制力度强化到某一门槛水平,可能不利于清洁技术研发资本积累,从而形成对技术劳动力的挤出,因此,高污染工业行业的环境规制对就业技能结构影响的变化规律与经济发展水平、环境规制力度密切相关,其估计结果与假设 1 的预期基本一致。

从控制变量的估计系数来看,全国层面工业行业及高污染工业行业出口主导型外商直接投资变量的估计系数均显著为正,高污染工业行业市场主导型外商直接投资变量的估计系数显著为负,表明对于高污染工业行业而言,出口主导型外商直接投资能明显促进就业技能结构的提升,这是由于以出口为导向的外资企业为了达到进口国对产品品质的高标准要求,会充分运用中国的低成本劳动力资源优势,增加对技术劳动力的生产投入和培训力度。同时,市场主导型外商直接投资不利于就业技能结构的提高,其原因可能在于以市场为导向的外资企业主要面向国内消费群体,而国内消费群体的品质需求相对较低,则技术劳动力投入相对较少,从而对就业技能结构的正面影响相对有限。不同类型工业行业的产业

内垂直专业化分工程度变量的估计系数均不显著,表明整体的垂直专业化程度和就业技能结构之间没有明显的统计关系,初步判断是整体的垂直专业化贸易掩盖了中国与不同国家产业链的垂直分工对就业技能结构影响的差异,若进一步区分进口中间品的来源国,垂直专业化程度对就业技能结构可能存在显著影响,这一初步判断可以从唐东波(2012)等相关研究中得到印证;高污染工业行业资本—产出变量的估计系数均在1%的水平上显著为正,说明资本深化能明显提升高污染工业就业技能结构,原因在于资本深化所带来的先进生产设备需要技术劳动力与之相匹配,资本深化和技术劳动力之间存在互补关系(Pavcnik, 2003),同时,污染密集型产品往往是资本密集型产品(Antweiler等, 2001),相对于低污染工业而言,高污染工业的资本密集程度较高,其资本深化对技术劳动力的技能要求更高,从而对就业技能结构的促进作用更显著。高污染工业行业研发投入强度变量的估计系数显著为正,表明研发投入强度提高会增加技术劳动力投入,从而促进就业技能结构的改善;所有工业行业生产规模变量的估计系数均不显著,说明生产规模扩张仍处于总量扩大阶段,并未促进工业行业技术水平的改进及就业技能结构的提高。因变量滞后一期的估计系数均在1%的水平上显著为正,说明行业内存在就业技能结构刚性的现象,本文选择以动态模型进行分析是合理的。

(二) 环境规制对就业技能结构的间接影响

表2为环境规制对就业技能结构间接效应的估计结果,对全国层面及不同类型工业面板数据进行动态分析,模型7、模型9、模型11运用工业污染治理费用占销售产值的比重衡量环境规制力度,模型8、模型10、模型12则运用工业污染治理费用占主营业务成本的比重衡量环境规制力度。

从表2核心变量估计系数的结果看,所有工业行业环境规制的就业技能结构效应,除显著性水平略有下降外,环境规制变量估计系数的显著性结果与表1的估计结果基本吻合,同时,相对低污染工业而言,高污染工业行业环境规制成本占生产成本的比重相对较高,更容易受到环境规制的影响,因此,高污染工业行业环境规制对就业技能结构的影响更显著,这一结论与表1的结论一致。不同之处在于,表2中高污染工业行业出口主导型外商直接投资与环境规制的交互项估计系数在1%的水平上显著为负,同时,市场主导型外商直接投资与环境规制的交互项估计系数在15%的水平上显著为正,这一结果说明环境规制能明显改变出口主导型和市场主导型外商直接投资对就业技能结构的影响方向,具体来看,环境规制会弱化出口主导型外商直接投资对就业技能结构的正向效应,同时抑制市场主导型外商直接投资对就业技能结构的负面效应。这一结论与假设2和假设3的理论预期相一致;表2的高污染工业产业内垂直专业化分工程度与环境规制的交互项估计系数不显著,这说明东道国环境规制力度的强化未能明显改变东道国产业在全球价值链的分工地位,通过环境规制促进高能耗、高污染、低附加值的生产环节向较低能耗、较低污染、较高附加值的生产环节转移,对提升技术劳动力投入的作用是非常有限的,假设4所预期的正面效应不显著。

表 2 环境规制对就业技能结构的间接影响

变 量	全国工业(n=340)		高污染工业(n=140)		低污染工业(n=200)	
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
环境规制的间接影响						
ER	-0.0662 (0.439)	-0.0429 (0.637)	-0.8214** (0.013)	-0.8676** (0.031)	0.4521 (0.151)	0.4416+ (0.131)
ER ²	-0.0054 (0.382)	-0.0045 (0.503)	-0.0638** (0.024)	-0.0699** (0.048)	0.0285 (0.185)	0.0270 (0.181)
EEFDI	-0.0029*** (0.005)	-0.0027** (0.017)	-0.0065*** (0.003)	-0.0066*** (0.004)	-0.0001 (0.996)	0.0009 (0.814)
EMFDI	0.0014 (0.308)	0.0007 (0.648)	0.0055+ (0.108)	0.0057+ (0.113)	-0.0015 (0.441)	-0.0045 (0.179)
EVSS	0.0011 (0.453)	0.0014 (0.337)	-0.0045 (0.230)	-0.0035 (0.367)	0.0001 (0.971)	0.0004 (0.922)
控制变量						
KS	0.1166*** (0.008)	0.1098** (0.020)	0.2319*** (0.000)	0.2313*** (0.000)	0.1034 (0.421)	0.0782 (0.553)
R&D	0.0615* (0.079)	0.0575* (0.099)	0.1112*** (0.008)	0.1059** (0.012)	0.0814+ (0.141)	0.0774+ (0.144)
GM	0.0024 (0.802)	-0.0003 (0.977)	-0.0032 (0.698)	-0.0067 (0.352)	0.0223 (0.271)	0.0126 (0.505)
HS(-1)	0.9258*** (0.000)	0.9271*** (0.000)	0.8367*** (0.000)	0.8374*** (0.000)	0.9143*** (0.000)	0.9126*** (0.000)
常数项	-0.7028** (0.021)	-0.6001** (0.037)	-3.3885*** (0.000)	-3.3913*** (0.001)	0.9673 (0.392)	0.8577 (0.384)
AR(1)	-3.99 (0.000)	-3.98 (0.000)	-2.74 (0.006)	-2.72 (0.006)	-3.05 (0.002)	-3.05 (0.002)
AR(2)	-0.66 (0.509)	-0.65 (0.516)	-0.25 (0.801)	-0.21 (0.833)	-0.49 (0.626)	-0.43 (0.667)
Sargan	247.30 (0.907)	247.33 (0.907)	108.57 (0.914)	108.91 (0.911)	155.77 (0.921)	155.95 (0.919)

注：+、*、**、*** 分别表示在 15%、10%、5%、1%水平上显著；在 sys-GMM 估计中，回归中的前定变量为 $\ln HS_{i,t-1}$ ，内生变量为 ER、ER²、EEFDI、EMFDI、EVSS，其余同表 1。

从控制变量的估计系数来看，表 2 控制变量的估计系数方向、显著性均与表 1 估计结果基本一致，保证了各控制变量估计系数结果的稳健性和可靠性。

五、主要结论与政策建议

(一) 主要结论

第一，从环境规制对就业技能结构的直接效应来看，全国层面、低污染工业行业环境规

制对就业技能结构改善无明显作用,而高污染工业行业环境规制会明显提升就业技能结构。本文认为,中国环境规制对就业技能结构的影响机制为:当环境规制力度还未达到某一门槛值时,环境规制通过“成本效应”对就业技能结构无明显影响;当环境规制力度跨越某一门槛值时,环境规制会通过增加与生产末端的污染治理或清洁技术研发相匹配的技术劳动力投入,即通过“成本效应”和“要素替代效应”提升就业技能结构;而当环境规制持续强化并达到某一较高水平,若与工业经济发展水平不相匹配,将难以获得清洁技术创新的市场回报,不利于清洁技术研发资本的积累并形成对技术劳动力的挤出,从而对就业技能结构产生抑制作用。

第二,从环境规制对就业技能结构的间接效应来看,环境规制会弱化出口主导型外商直接投资对就业技能结构的正向效应,同时抑制市场主导型外商直接投资对就业技能结构的负面效应,而通过垂直专业化分工对就业技能结构的影响不显著。本文认为,环境规制通过压缩出口主导型外商直接投资的引资规模,弱化对就业技能结构的积极作用;环境规制通过吸引内含技术水平较高的市场主导型外商直接投资流入,强化外商直接投资企业与东道国企业之间的技术溢出效应,进而抑制对就业技能结构的负面影响;环境规制促进东道国企业在全球价值链中垂直专业化分工地位以改善就业技能结构,这一影响效应非常有限。

(二) 政策建议

第一,地方政府应适度、切实强化高污染工业行业的环境规制力度。尽管环境规制的实施初期通过成本效应对就业技能结构提升的影响可能不明显,但当环境规制力度跨越某一水平时,结合现阶段中国低成本劳动力资源的优势,环境规制力度的适度提高会促使企业投入低成本技术劳动力参与生产末端的污染治理或清洁技术创新活动,形成技术劳动力对资本的要素替代,有利于改善就业技能结构。因此,中国地方政府应切实提高环境规制力度,避免地方政府官员为追求政绩,在任期内扩大工业规模的“竞相逐底效应”所导致的环境规制软化现象,同时,环境规制力度的提高应与经济发展水平相适应,当经济发展尚未达到较高水平,应防止环境规制力度的过度强化,而当经济发展达到较高水平,地方政府应持续加强环境规制力度,并综合运用生产与消费补贴、清洁项目招标等多样化政策来引导企业开拓清洁技术产品的市场需求,以保障企业从事清洁技术创新活动的利润回报。

第二,地方政府应提高市场主导型外商直接投资引进力度,并促进对外贸易的转型升级。其中,在引进外资方面,相对市场主导型外商直接投资而言,虽然出口主导型外商直接投资更有利于就业技能结构的提升,但考虑到环境规制对就业技能结构的间接效应,环境规制会明显改变市场主导型和出口主导型外商直接投资对就业技能结构的影响方向,各地方政府应扩大对市场主导型外商直接投资的引资规模,并选择投资周期长、技术含量较高的外资项目;在参与全球价值链分工方面,结合国际生产网络层次性特征和中国外贸企业的自身优势,各地方政府应鼓励外贸企业发挥主动性,从贸易生产者向贸易供应商身份转变,支持自主品牌创新以提升产品附加值,有力促进外贸企业的国际分工地位。

第三,地方政府应以优势企业为核心,搭建“优势企业、研究机构、高等院校、市场用户”多方合作的“产学研用”创新平台,以最大限度支持企业的清洁技术创新能力。

参考文献:

1. 陈继勇、盛杨悻(2008):《外商直接投资的知识溢出与中国区域经济增长》,《经济研究》,第12期。
2. 陈媛媛(2011):《行业环境管制对就业影响的经验研究:基于25个工业行业的实证分析》,《当代经济科学》,第5期。
3. 李梦洁(2016):《环境规制、行业异质性与就业效应——基于工业行业面板数据的经验分析》,《人口与经济》,第1期。
4. 陆旸(2011):《中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗?》,《经济研究》,第7期。
5. 盛斌(2002):《中国对外贸易政策的政治经济分析》,上海人民出版社。
6. 唐东波(2012):《垂直专业化贸易如何影响了中国的就业结构?》,《经济研究》,第8期。
7. 王勇等(2013):《环境规制对就业的影响——基于中国工业行业面板数据的分析》,《中国人口科学》,第3期。
8. 张先锋等(2015):《环境规制、产业变动的双重效应与就业》,《经济经纬》,第4期。
9. Anderton, R., Brenton, P. and Oscarsson, E. (2001), What's Trade Got to do with it? Relative Demand for Skills within Swedish Manufacturing. CEPS WD, No.162.
10. Antweiler, W., Copeland B.R. and Taylor M.S. (2001), Is Free Trade Good for the Environment?. *The American Economic Review*. 91(9):877-908.
11. Berman, E., Bound, J. and Griliches, Z. (1994), Changes in the Demand for Skilled Labor within US Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers. *Quarterly Journal of Economics*. 109(2):367-397.
12. Bezdek, R.H. and Wendling, R.M. (2005), Potential Long-term Impacts of Changes in US Vehicle Fuel Efficiency Standards. *Energy Policy*. 33(3):407-419.
13. Deschenes, O. (2010), Climate Policy and Labor Markets. NBER Working Paper No.w16111.
14. Feenstra, R.C. and Hanson, G.H. (1999), The Impact of Outsourcing and High-Technology Capital on Wages: Estimates for the United States, 1979-1990. *Quarterly Journal of Economics*, 114(3):907-940.
15. Hafstead, M.A.C., Williams, III.R.C. (2016), Unemployment and Environmental Regulation in General Equilibrium. Resources for the Future Discussion Paper 15-11.
16. Hummels, D., Ishii J. and Yi K. (2001), The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade. *Journal of International Economics*. 54(1):75-96.
17. Kahn, M.E. and Mansur, E.T. (2013), Do Local Energy Prices and Regulation Affect the Geographic Concentration of Employment?. *Journal of Public Economics*. 101(1):105-114.
18. Morgenstern, R.D., Pizer, W.A. and Shih, J.S. (2002), Jobs Versus the Environment: An Industry-level Perspective. *Journal of Environmental Economics and Management*. 43(3):412-436.
19. Pavcnik, N. (2003), What Explains Skill Upgrading in Less Developed Countries?. *Journal of Development Economics*. 71(2):311-328.
20. Walker, R. (2012), The Transitional Costs of Sectoral Reallocation: Evidence From the Clean Air Act and the Workforce. US Census Bureau Center for Economic Studies Paper No.CES-WP-12-02.

(责任编辑:李玉柱)