

环境规制、劳动力再配置及其宏观含义

王 勇 李雅楠 李建民*

摘要: 本文对环境规制引致劳动力再配置的主要路径及其可能产生的社会成本进行了理论梳理,利用中国工业企业数据,通过面板 VAR 模型估计了环境规制带来的劳动力再配置并分析了其宏观含义。研究结果表明:(1)环境规制引致的劳动力再配置反映为污染部门的就业萎缩和清洁部门的就业扩张,其宏观福利含义表现为潜在的失业风险和社会转换成本。(2)企业进入、退出和在位企业的就业变动是劳动力再配置的主要路径,在环境规制的约束下,企业进入引致的就业创造被显著抑制,在位企业的就业损失明显提升,被规制部门的潜在劳动力需求下降,宏观上存在着因解雇而产生的失业加剧风险。(3)环境规制导致高污染行业再配置劳动力的能力减弱,更多的劳动力再配置将在高、低污染行业间发生,宏观上更容易带来劳动力需求和供给的错配及产生结构性失业。因此,促进劳动力需求与供给的灵活匹配是降低环境规制社会成本,同时推动绿色经济转型所亟需考虑的。

关键词: 环境规制;劳动力再配置;就业创造;就业损失

一、引言及文献综述

自 20 世纪 70 年代以来,面对日益恶化的环境问题,发达国家就开始实施严格的环境规制政策。与此同时,针对环境规制可能产生的潜在就业问题及其社会成本也备受争论。对于这一问题的回答,有着两种截然相反的观点。支持者认为,严格的环境规制能够促使企业最优化生产过程或通过优胜劣汰提高企业竞争力,创造更多的就业;反对者认为环境规制导致企业生产成本上升,丧失竞争优势,不利于就业(Deschenes, 2014)。不管是国际分工、就业结构,还是环境规制的强度和主要手段,中国均与发达国家存在很大的不同。近些年来,中国的环境规制强度日益提升。环境污染治理投资额由 1996 年占 GDP 比重的 0.62% 上升到 2014 年的 1.59%,接近发达国家的水平^①。从劳动力市场的角度来讲,工业部门尤其是重

*王勇,环境保护部环境与经济政策研究中心,邮政编码:100029,电子信箱:wangyong_1228@163.com;李雅楠,中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100028,电子信箱:ya_nanli@163.com;李建民,南开大学人口与发展研究所,电子信箱:lijianm0075@sina.com。

本文感谢中国博士后科学基金项目“工资上涨、要素投入与偏向型技术进步研究”(项目编号:2015M571193)的资助。非常感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,感谢编辑部老师对本文所做的工作。文责自负。

^①2002~2013 年,欧盟 28 国环保支出占 GDP 的比重在 2.04%~2.28% 之间。参见陈鹏、逯元堂、吴舜泽、樊宇、徐顺青、朱建华,2016:《中国与欧盟环保投资及支出比较分析》,《生态经济》第 11 期。

污染行业的就业数量依然在就业结构中占据着较大的比重。因此,环境规制强度提升可能会对中国的劳动力市场带来更大的冲击。

环境规制对企业劳动力需求的影响是以下三个方面的加总结果(Morgenstern et al., 2002):一是成本效应,环境规制导致企业生产成本上升,企业为达到既定产出需要更多的劳动力投入;二是需求效应,环境成本推动产出价格上升,消费者需求下降,进而企业的劳动力投入下降;三是要素替换效应,企业的治污投入在挤占传统生产性投入的同时也需要劳动力投入,这取决于治污投入与传统生产性投入的劳动密集程度。因此,环境规制对企业劳动力需求的加总影响是不确定的。相关的实证结果也不一致,表现在两个方面:其一,环境规制会产生微弱的就业创造效应(Berman and Bui, 2001; Mogenstern et al., 2002);其二,环境规制会产生显著的就业损失效应(Greenstone, 2002; Deschenes, 2010; Curtis, 2014)。这些研究均是从环境规制与就业权衡的视角分析环境规制对企业或行业就业量的增减效应,对于环境规制引致的劳动力再配置效应考察甚少。事实上,就整个经济范围而言,环境规制引致的就业创造和就业损失效应同时存在。Goodstein(1996)认为在环境规制的约束下,经济范围会经历充分就业-非充分就业-充分就业的调整过程,主要体现为行业内清洁就业岗位对污染就业岗位的替代和污染行业与清洁行业间的就业调整。环境规制产生的“棕色”就业损失,一方面会通过劳动力流动在其他地区得到就业创造,另一方面,也会在“绿色”行业实现劳动力的再配置(陆旸, 2012)。Arrow等(1996)认为对于环境政策成本与收益的考察应该更加关注环境规制对各行业间就业再配置的影响,而非就业水平。

尽管环境规制因行业污染强度不同而产生的不对称性在某种程度上会带来工业发展方式的转变(王勇、刘厚莲, 2015),但会导致劳动力在行业内及行业间的再配置。Lilien(1982)的研究表明,部门间的劳动力需求转换必然会带来连续的劳动力再配置,在此过程中失业不可避免。Davis和Haltiwanger(1992)通过VAR模型估计发现,就业再配置率(就业创造与就业损失率之和)与失业率存在着显著的正相关关系。Walker(2011)以《美国清洁空气法案》修订为例,基于三重差分的实证研究表明,环境规制导致污染部门就业持续下降,十年间下降了15%。这种变化主要受企业解聘率增加的影响,这意味着显著的非意愿就业损失和较大的社会成本。Walker(2013)进一步研究了这种劳动力配置所带来的转换成本效应,一方面,被规制部门劳动力的收入水平在规制后的三年内下降了超过5%,规制引致的部门间劳动力转换成本超过54亿美元(1990年价格)。

国内的相关研究仍处于初步阶段。大部分的研究均表明,在目前中国的经济发展阶段,环境规制与就业并不能实现双重红利。陆旸(2011)基于VAR模型的模拟结果表明,开征碳税对中国当前的就业可能会产生不利冲击。李钢等(2012)基于CGE模型的估计认为,要使工业废弃物排放完全达到现行法律标准,制造业部门就业量将下降约1.8%。王勇等(2013)、李梦洁和杜威剑(2014)的研究均认为环境规制与就业呈现“U”型关系,且中国现阶段的环境规制强度仍处于“U”型曲线的左端。从现有的研究来看,国内的相关文献主要关注环境规制的直接就业影响,对于环境规制引致劳动力再配置及其社会福利效应的研究尚未触及。同时国外的相关研究,也缺少关于环境规制影响劳动力再配置具体路径的讨论,而再配置过程中的就业创造和就业损失分别蕴含着截然不同的经济学福利含义。基于此,本

文从以下几个方面对现有研究进行有益的补充:一是梳理环境规制影响劳动力再配置的理论机制及其可能产生的宏观社会成本;二是应用微观企业数据对中国工业行业的就业再配置进行计算和分解,通过面板 VAR 模型估计行业环境规制影响就业再配置的主要路径,并进一步分析这种影响的宏观含义。

二、环境规制与劳动力再配置的理论分析

(一) 环境规制与劳动力再配置

考虑一种简单的情形,假设经济范围内存在两个生产部门:污染部门和清洁部门。污染部门生产传统产品并产生副产品,即污染;清洁部门生产良好环境产品,同时假设劳动力市场的劳动力供给是一致的^①。环境规制的劳动力再配置效应主要体现在污染部门(规制部门)与清洁部门(无规制部门)^②。环境规制会从两条路径对污染部门的劳动力需求产生冲击:其一,假设一单位传统产品生产的同时伴随着一单位的污染副产品,在环境规制的条件下,污染部门传统产品的生产就会因污染排放约束而受到限制,污染部门的劳动力需求被抑制;其二,传统产品生产技术的改变会逐渐修正一单位产品一单位污染副产品的生产约束,进而环境规制对传统生产的约束作用减弱,比如清洁能源的替代等等。一些研究认为,正是这种技术的改变使得环境规制不会对传统生产的劳动力需求产生太大的影响(Deschenes, 2014)。

在环境规制的冲击下,污染部门的劳动力需求减少,在图1中,需求曲线 D_{A1} 逐渐左移到 D_{A2} ,均衡工资水平由 W_{A1} 下降到 W_{A2} ,就业损失在污染部门产生, $E_{A1}-E_{A2}$ 代表着从污染部门转出需要重新配置的劳动力。在实际经济中,工资一般都具有刚性特征,这就意味着更多的潜在就业损失,表现在图1中的 $E_{A1}-E_{A3}$ 。与此相反,基于良好环境产品需求的增加,清洁生产部门需要更多的劳动力。在图1中,清洁部门的劳动力需求曲线由 D_{B1} 逐渐右移到 D_{B2} ,均衡工资水平由 W_{B1} 上升到 W_{B2} , $E_{B2}-E_{B1}$ 表示需要得到再配置的劳动力需求。在工资刚性的条件下,需要再配置的劳动力为 $E_{B3}-E_{B1}$ 。如果劳动力的供给一定,清洁部门需求的 $E_{B3}-E_{B1}$ 恰好能够从污染部门的 $E_{A1}-E_{A3}$ 得到补充,那么两部门间的劳动力配置就得到了完全的再调整。但是这种完美的配置会受到三个方面因素的阻碍:一是工资的刚性程度不能够很好地反映两部门的劳动力需求与供给信息,会抑制劳动力市场的调整速度,并产生失业。二是清洁生产部门的扩张程度在很大程度上会受到绿色生产技术进步的限制。如果清洁生产部门扩张的动力不足,无法完全消解污染部门需要转出的再配置劳动力,同样会产生整体经济范围内的失业。当然,如果清洁生产部门的技术相对于污染部门来说更偏向于劳动力密集型,那么清洁部门的劳动力再配置能力就能够得到增强。三是信息的非完全性。由于信息获取的限制以及搜寻成本的存在,污染部门转移的劳动力不能很容易地匹配到清洁部门,尤其是

①这一假设的目的是简化图1的分析,实际上,两部门的劳动力需求可能存在一些区别,比如在技能的需求上。目前,关于清洁部门劳动力需求,即绿色就业(green jobs)特征并没有明确的定义。绿色就业可能包括低技术到高技术、低薪酬到高薪酬的各种工作机会(OECD, 2010)。

②清洁生产部门实际上包括所有的有助于减少污染排放的生产活动。虽然理论上这种差别比较容易理解,但是往往很难去明确界定,污染部门与清洁部门可能存在于同一生产流程。

行业间的劳动力流动,需要较长的时间,进而导致摩擦性失业和结构性失业并存的状态。

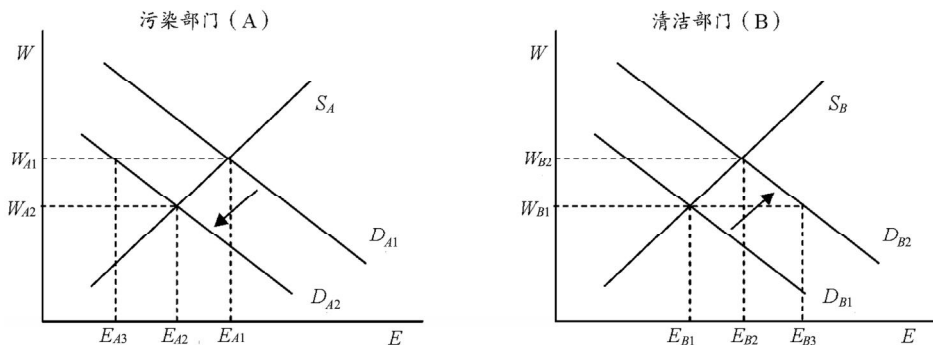


图1 环境规制对污染部门和清洁部门劳动力需求的影响

(二) 劳动力再配置及其宏观含义

上述劳动力再配置过程产生的社会成本实际是一种机会成本,即污染治理过程中的劳动力投入和进入失业状态的劳动力资源不能再用于提供生产性商品和服务的损失。在完全竞争的劳动力市场中,边际社会成本可以用劳动力的市场价格来表示。且劳动力再次匹配的成本较低,第二次使用的社会价值与之前大致相同,相应的社会成本接近于零。在摩擦性劳动力市场条件下,失业产生的社会机会成本大于零,但是小于市场劳动力价格水平。因此,总的来说,污染行业内的劳动力再配置产生的社会成本相对较低。因为同一行业内的劳动力更容易匹配,并且信息的获得相对容易,有些调整仅仅是简单的生产要素替换。高污染行业与低污染行业间的劳动力再配置产生的社会成本较大,再配置过程中面临的技能转换、信息滞后等方面的阻碍较强,也更容易产生失业。

环境规制对劳动力再配置的影响体现为两种形式:就业创造和就业损失。这两者之间通常是不对称的,如果就业创造的规模大于就业损失的规模,就意味着整体净就业规模的扩大。如果就业创造小于就业损失,失业就会显现。但是就业创造和就业损失本身则蕴含着不同的福利效应,净就业低增长的原因可能在于就业创造增长缓慢,或者是就业损失增长较快。就业创造增长缓慢更多意味着企业或行业就业扩张的速度放缓,并不能有效地创造潜在的就业机会和吸纳劳动力,但是并不会对劳动力市场的稳定产生直接的负面冲击,相应的经济福利损失也是潜在的。而较高的就业损失则意味着较多劳动力被解雇和脱离当前的工作岗位。这部分的劳动力一般具有强烈再就业的渴望,并且再就业的过程也会经历重新培训、搜寻新的就业机会等较长的过程。因此,就业损失在多数情况下会产生较高的社会成本和福利损失。

如果环境规制引致较多的就业损失,这就表明企业更多地通过增加解雇率来缓解生产成本上升的压力;如果环境规制抑制了就业创造,这就表明企业更多地通过减少雇佣率来缓解生产成本上升的压力。该种特征的呈现意味着环境规制的差别实施能够带来劳动力市场的结构性调整,但是这种理想的“绿色化”调整依赖于环境规制与行业污染程度的对称性。虽然就业损失和就业创造同时存在,但就业损失一般在滞后期才会得到就业创造。因此,即使同一期的就业损失等于就业创造,净就业为零,生产成本依然可能较大,因为本期的就业损失中的大部分只能在下一期匹配到新的就业创造中。一些研究通常采用就业创造和就业

损失之和来测度劳动力市场的波动程度,劳动力市场波动越大,潜在的失业成本越大(Haltiwanger and Schuh, 1999)。

三、研究方法、数据与变量

(一) 研究方法

随着微观数据的日益丰富,企业层面就业再配置的测度逐渐得到广泛应用,这一方法来源于 Davis 和 Haltiwanger(1992)的开创性研究。具体地,行业 i 在第 t 期的就业增长由进入企业、退出企业和在位企业的就业变动构成,即:

$$NET_{it} = JC_{it} - JD_{it} = JC1_{it} + JC2_{it} - (JD1_{it} + JD2_{it}) \quad (1)$$

(1)式中: NET_{it} 是行业 i 在第 t 期的净就业增长; JC_{it} 是行业 i 在第 t 期的就业创造,包括在位企业扩张引致的就业创造 $JC1_{it}$ 和新企业进入引致的就业创造 $JC2_{it}$; JD_{it} 是行业 i 在第 t 期的就业损失,包括在位企业收缩引致的就业损失 $JD1_{it}$ 和旧企业退出引致的就业损失 $JD2_{it}$ 。在此基础上,可以定义行业 i 在第 t 期的就业再配置率: $JR_{it} = JC_{it} + JD_{it}$,以及超额就业再配置率: $EJR_{it} = JR_{it} - |NET_{it}|$ 。 JR_{it} 能反映行业内企业间的就业波动或再配置强度, EJR_{it} 反映的是行业内就业职位替换在整个就业再配置中的比重,代表着行业内再配置就业的能力。 EJR_{it} 越大表明行业内的就业波动能够在行业内得到再配置的可能性越大, EJR_{it} 越小表明更多的劳动力需要在行业间得到再配置,行业内表现出较多的就业职位终结。

基于此,本文构建面板 VAR 模型来估计环境规制对行业内劳动力再配置的影响,这一估计也能够为环境规制对行业间劳动力再配置的影响提供判断依据。选用面板 VAR 模型进行估计的原因在于:一是与建立在经济理论基础上的结构化模型相比,VAR 模型不以严格的经济理论为依据,只需确定具有相互影响的变量,这能够规避理论回答的不确定性以及变量间的内生关系对结构估计的影响。二是就业调整通常具有一定的滞后性,VAR 模型能够生成脉冲响应图,进而直观地看到环境规制对劳动力再配置的滞后影响。本文构建的面板 VAR 模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{it-j} + \gamma_i + u_{it} \quad (2)$$

(2)式中: Y_{it} 表示截面(行业) i 在第 t 期的向量组合, β_j 表示变量滞后项的估计系数, p 是估计模型的滞后阶数, γ_i 表示截面的个体固定效应, u_{it} 为误差扰动项。VAR 模型中包含的变量个数越多,需要估计的回归系数就越多。待估系数过多,就会使得样本容量过小,估计的误差就会变大,预测的准确性就会降低(陈强,2014)。另外,选择的变量之间应该具有很好的关联关系。为此,在 VAR 系统中,本文选择四个变量:劳动力再配置指标、行业环境规制强度($regu$)、行业集中度(hhi)和行业平均利润率(lr)。其中行业集中度以基于企业就业人数的赫芬达尔指数计算,企业利润率以利润总额占主营业务成本的比重表示。在后文中,我们确定的变量滞后两期,因此,每个估计方程具有 9 个估计系数,整个 VAR 系统具有 36 个待估系数。选择行业集中度和行业平均利润率的原因在于:第一,根据王勇等(2013)的理论分析,行业竞争程度是影响环境规制劳动力需求效应的重要参数;第二,行业利润水平不但会影响企业的进入和退出,进而对就业增长和行业集中度产生影响,也会影响政府环境规制

的选择。

(二)数据

就业创造和就业损失以 1998–2007 年全部国有及规模以上非国有工业企业的年度微观就业数据为基础计算。由于统计对象是国有及规模以上非国有的工业企业,所以样本中的企业退出,可能是企业规模变小而未被统计,这会导致对企业进入和退出的误判。借鉴马弘等(2013)的方法,结合企业的成立年份、营业状态以及企业的年龄来综合判断企业的进入和退出。具体来说,如果一个企业的成立年份为 $t-1$ 期或 t 期,且目前处于运营状态,该企业就被认定为在第 t 期新进入的企业;但是如果企业的成立年份在 $t-1$ 期之前,该企业即是已经存在的持续性企业,同时假定其就业水平并没有变化,就业增长率 $g_{et} = 0$ 。我们对企业退出做出新的定义^①,如果一个国有企业从样本消失,即将其定义为退出;如果一个非国有企业从样本中消失,同时其在上一年度的营业利润和总利润小于零,才将其定义为退出企业,具体的企业进入和退出的定义见表 1。在表 1 的定义之前,需要处理的是有一些企业由于统计的原因没有连续存在,比如说企业在 2001 年存在,在 2004 年存在,中间的年份缺失,为此,我们将其就业增长率定义为 2001–2004 年的平均就业增长率。另外,由于环境数据在 2002 年前后采用的是不同的行业分类^②,为了能够将环境数据有效地与工业数据进行对接,将 1998–2000 年的行业分类与 2001 年后的分类进行对接,具体方法参见傅京燕和李丽莎(2010)。

表 1 企业进入和退出的定义步骤

定义步骤	所有制	$t-1$ 期的企业特征	t 期的企业特征	就业增长率 ^③
1	全部	缺失	就业人数>0	2
2	全部	就业人数>0	缺失	-2
3	国有	缺失	就业人数>0	2
4	非国有	缺失	就业人数>0,企业年龄<2	2
5	非国有	缺失	就业人数>0,企业年龄 ≥ 2	0
6	国有	就业人数>0	缺失	-2
7	非国有	就业人数>0,企业运营中	缺失	0
8	非国有	就业人数>0,营业利润或总利润 ≤ 0	缺失	-2

注:企业年龄=当前年份-成立年份+1。

(三)变量

1. 就业创造与就业损失

劳动力再配置的测度依赖于就业创造和就业损失这两个基本变量,就业创造被用来衡量企业的就业增长,就业损失被用来衡量企业的就业下降。可以根据企业层面的就业变动来计算行业 i 的就业创造率(JC_{it})和就业损失率(JD_{it}):

$$JC_{it} = \sum_{e \in E_{it}, g_{it} > 0} \left(\frac{x_{et}}{X_{it}} \right) g_{et} = \frac{\sum_{e \in E_{it}, g_{it} > 0} (e_t - e_{t-1})}{X_{it}} \quad (3)$$

①本文根据营业利润和总利润对马弘等(2013)的定义进行了调整。

②2001 年及以前的行业分类中制造业仅包括 17 个行业,采矿业和电力、煤气及水的生产供应业没有进一步的细分。

③关于表中增长率的含义参见后文提供的计算方法。

$$JD_{it} = \sum_{e \in E_{it}, g_{it} < 0} \left(\frac{x_{et}}{X_{it}} \right) |g_{et}| = \frac{\sum_{e \in E_{it}, g_{it} < 0} (e_t - e_{t-1})}{X_{it}} \quad (4)$$

(3)-(4)式中: x_{et} 是企业 e 在第 t 期的就业人数,以第 $t-1$ 期和 t 期就业人数的均值表示,即 $x_{et} = (e_t + e_{t-1})/2$; X_{it} 是行业 i 在第 t 期的就业总人数,即行业 i 中各企业就业人数的加总; g_{et} 表示企业从第 $t-1$ 期到第 t 期的就业增长率,(4)式取绝对值将就业损失转为正数,便于解释,即:

$$g_{et} = \frac{e_t - e_{t-1}}{x_{et}} = \frac{e_t - e_{t-1}}{(e_t + e_{t-1})/2} \quad (5)$$

这样处理的目的是使最终的取值落在 $[-2, 2]$ 内, $g_{et} = 2$ 表示新企业的进入, $g_{et} = -2$ 则表示旧企业的退出。

2. 行业环境规制强度

行业环境规制强度以污染治理投入为基础计算:(1)分别以行业废水和废气排放为基础计算每单位废水和废气排放所对应的污染治理设施运行费用; $z_{ijt} = f_{ijt}/p_{ijt}$, f_{ijt} 是 i 行业 j 种污染物第 t 年污染治理设施的运行费用, p_{ijt} 是 i 行业 j 种污染物第 t 年的排放量;(2)通过极值法对 z_{ijt} 进行标准化 $bz_{ijt} = [z_{ijt} - \min(z_j)] / [\max(z_j) - \min(z_j)]$ ^①;(3)由于不同行业污染物排放的不同,需要赋予不同污染物不同的权重,我们采用赵细康(2003)的方法赋予权重 $w_{ijt} = (p_{ijt}/sp_{jt}) / (v_{it}/sv_t)$, sp_{jt} 是各行业加总的 j 种污染物排放, v_{it} 是 i 行业第 t 年的工业产值, sv_t 是各行业第 t 年的加总工业产值;(4)将不同污染物进行加总以计算综合的环境规制指标:

$$regu_{it} = (\sum_j w_{ijt} \times bz_{ijt}) / 2 \quad (6)$$

除了以污染治理投入为基准测度环境规制强度之外,为了考察结果的稳健性,本文参照傅京燕和李丽莎(2010)的方法,采用废水排放达标率、二氧化硫去除率、烟尘去除率、粉尘去除率和固体废物利用率^②,构建另一个基于污染排放测度的环境规制强度指标,构建方法与上述一致。

四、环境规制与劳动力再配置的实证结果分析

(一) 变量平稳性和滞后阶数

对VAR模型的估计需要确定两个关键问题:变量的平稳性和变量的滞后阶数。一般而言,VAR模型中的每一个变量都必须平稳,如果变量非平稳,则必须存在协整关系。文中使用LLC和LPS两种面板单位根的检验方法来检验面板数据的平稳性,这两种方法一致拒绝了变量非平稳的原假设,即变量都是平稳的。为了保证VAR模型参数具有较强解释力,必须在滞后期与自由度之间寻求均衡。关于滞后阶数,我们使用AIC、SIC和HQIC三个准则来选择。表2表明各变量滞后两阶, p 等于2。

①其中 $\max(z_j)$ 、 $\min(z_j)$ 分别表示样本期内每单位 j 污染物的污染治理设施运行费用的最大值和最小值,通过这种标准化既能够反映不同行业环境规制强度的差别,也能够反映每个行业环境规制强度的变化趋势。

②基于匿名审稿人提出该指标包含固体废弃物,而以污染治理投入测度的环境规制不包含该类指标,为了保持指标的一致性,本文剔除固体废物利用率指标,仅使用其他四项指标来进行计算。

表 2 面板 VAR 滞后阶数的检验结果

被解释变量 滞后期	JC		JD		JR	
	1	2	1	2	1	2
AIC	-2.6158	-3.3053 *	-2.7096	-3.9159 *	-1.8912	-3.0795 *
SIC	-0.9772	-1.3364 *	-0.8813	-1.6808 *	-0.0629	-0.8444 *
HQIC	-1.9565	-2.5098 *	-1.9710	-3.0096 *	-1.1525	-2.1733 *

注: * 表示信息准则所选定的滞后期,我们仅选择性地汇报三组结果。

面板数据的估计通常要消除个体固定效应,但是由于 VAR 模型中解释变量的滞后特征使得解释变量与固定效应相关,因此,通常使用的均值差分方法可能存在偏误,我们使用向前均值差分,即“Helmert 过程”。这一方法只消除了个体的向前均值,也就是每期未来观测值的均值,从而使得滞后变量与转换后的变量正交,并与误差项无关。所以我们可以将滞后变量作为工具变量,采用 GMM 方法对模型进行估计^①,并用蒙特卡罗模拟得出脉冲反应函数和方差分解结果。

(二) 环境规制与就业创造和就业损失的实证结果分析

根据表 3 的回归结果可以看出,环境规制对行业内劳动力再配置的影响仅在新企业进入引致的就业创造和在位企业的就业损失上显著,其他类型的就业变动并不明显。这说明环境规制对劳动力再配置的影响主要体现在两个方面:一是抑制新企业的进入,减少被规制行业的劳动力需求;二是增加了在位企业的就业损失,减少了劳动力的雇佣,进而增加了劳动力的解雇风险。需要说明的是,本文对就业创造的估计采用的是 1999-2007 年 36 个行业面板数据,而对就业损失和就业再配置的估计采用的是 1999-2006 年的数据,因为没有 2008 年的数据,我们无法判断企业的退出特征。

表 3 环境规制与就业创造和就业损失的 GMM 估计结果

	JC	JC1	JC2	JD	JD1	JD2
被解释变量($t-1$)	0.1187 (0.71)	0.2249 (1.24)	0.0597 (0.69)	0.3613 *** (3.36)	0.2925 *** (2.70)	0.2652 ** (2.51)
$\ln regu(t-1)$	-0.0037 (-0.80)	0.0013 (0.38)	-0.0057 * (-1.81)	0.0051 (0.97)	0.0080 * (1.95)	-0.0015 (-0.53)
$hhi(t-1)$	-0.1314 (-0.13)	-0.8540 (-1.22)	1.0229 (1.04)	-7.1573 *** (-3.35)	-5.2437 *** (-2.93)	1.4591 (1.61)
$lr(t-1)$	0.0000 (0.29)	0.0001 * (1.92)	-0.0001 ** (-2.17)	-0.0001 (-1.25)	0.0000 (0.09)	0.0001 (1.23)
被解释变量($t-2$)	-0.1117 (-0.82)	0.1400 (1.21)	0.0108 (0.16)	0.1370 (1.50)	0.0373 (0.50)	0.1902 * (1.87)
$\ln regu(t-2)$	-0.0054 (-1.52)	-0.0077 (-1.16)	-0.0027 (-1.05)	0.0032 (1.18)	0.0032 (-1.20)	-0.0027 (-1.44)
$hhi(t-2)$	-1.3360 ** (-1.98)	-0.8146 (-1.36)	-0.6315 (-1.05)	3.3089 *** (2.64)	2.9831 ** (2.52)	0.4405 (0.61)
$lr(t-2)$	0.0002 * (1.68)	0.0001 (0.87)	0.0000 (0.74)	-0.0000 (-0.35)	0.0000 (0.20)	0.0001 (1.25)

注:括号内为 Z 值,*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。

图 2 是环境规制对行业内就业创造和就业损失的脉冲响应结果。可以看出,环境规制

^①感谢世界银行 Inessa Love 博士所提供的面板 VAR 估计程序代码。

对就业创造和就业损失的影响存在明显的滞后性,均在滞后一期或滞后二期达到顶峰,之后趋于衰减。这一方面是因为企业应对环境规制需要一定的反应时间,另一方面劳动力市场的调整存在刚性,劳动力市场对环境规制冲击的反应存在滞后性。

对于行业内的就业创造来说,从脉冲响应结果来看,环境规制对就业创造的影响主要表现为抑制新企业的进入,进而产生负向的就业创造冲击。这种抑制性作用在滞后一期达到顶峰,一个标准差的冲击会导致企业进入带来的就业创造效应减少0.0043个单位,之后的影响趋于衰减。环境规制对在位企业的就业增长影响则不明显,在-0.001和0.001之间震荡衰减。通过这两条路径,环境规制引致的总和就业创造冲击在滞后二期达到顶峰。环境规制对行业内企业进入的抑制性影响主要表现为以下方面:一是环境规制会提升行业内企业进入的门槛标准,为了满足一定的环境标准,新企业的进入必须支付额外的生产成本,相对于在位企业来说,新企业的进入面临更高的沉没成本,这会抑制企业的进入;二是环境规制还会对行业内的企业带来不对称的影响,大规模企业在污染减排上通常会因为规模效应的存在面临较低的边际减排成本,环境规制的提高可能会增加行业的集中度,提高企业的进入壁垒,从而减弱企业进入对劳动力的吸纳能力。

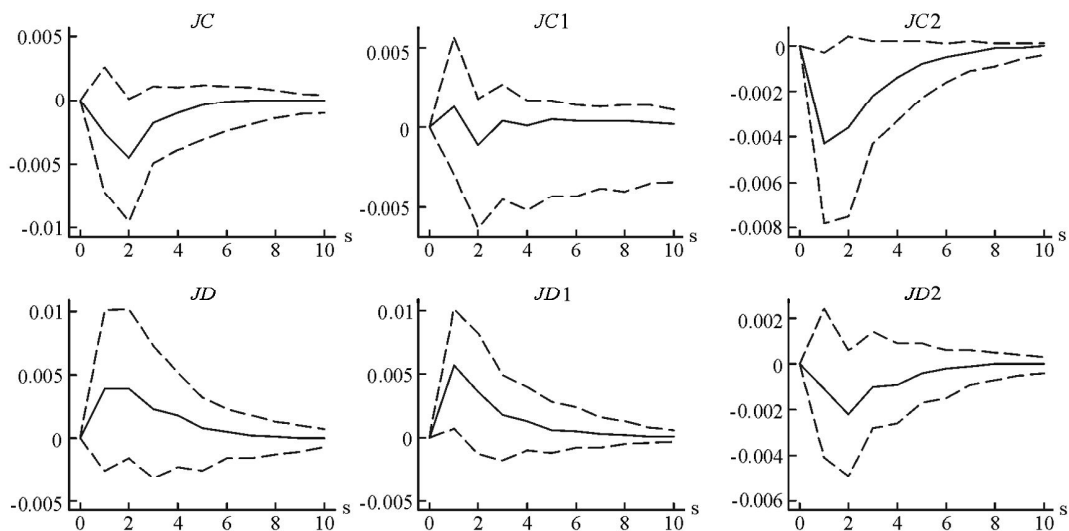


图2 环境规制对行业内就业创造和就业损失的脉冲响应结果

根据图2环境规制对就业损失的脉冲响应结果,环境规制对就业损失的影响主要体现在对在位企业的影响上,环境规制带来了在位企业就业损失的增加,但是对企业退出的影响并不显著。可能的原因在于:其一,目前,我国的环境规制强度依然较低,其引致的额外生产成本占企业生产成本的比重依然较低,并不足以激励企业通过退出市场的方式来缓解环境规制的压力;其二,我国目前的环境规制方式仍然以行政命令型的环境规制方式为主,在该种环境规制条件下,企业行为调整的空间较小,且劳动力市场制度的不健全使得企业更容易通过解雇的方式减轻生产成本压力;其三,企业进入与企业退出通常存在对应的关系,环境规制条件下,尤其是在预防性环境规制手段的约束下,被规制行业的企业进入速度放缓,在位企业面临的竞争性冲击减弱,进而企业退出的风险也会降低。就业创造和就业损失的变

化综合反映为工业部门劳动力市场进行结构性调整的两条路径,上述结论也论证了我国环境规制政策的有效性,但是,应当警惕的是这种就业结构转变过程中的结构性失业和摩擦性失业特征。

(三) 环境规制与就业再配置的实证结果分析

表 4 是环境规制与行业就业再配置的 GMM 估计结果,分别考察了全部行业、污染行业和清洁行业。根据估计结果,环境规制对全部行业就业再配置的回归并不显著,只有针对污染行业的就业再配置呈现显著的负向影响。虽然整体的回归结果并不显著,但是可以看出,环境规制对就业再配置存在明显的滞后效应,在滞后二期趋于显著。污染行业和清洁行业的对比表明,环境规制主要影响的是污染行业,对清洁行业的影响很微弱。

表 4 环境规制与就业再配置的 GMM 估计

解释变量	全部行业		污染行业		清洁行业	
	JR	EJR	JR	EJR	JR	EJR
被解释变量($t-1$)	0.5879 *** (5.27)	0.4087 *** (4.22)	0.4730 *** (3.76)	0.3052 ** (2.03)	0.6181 *** (3.81)	0.3715 *** (3.59)
$\ln regu(t-1)$	-0.0039 (-0.51)	-0.0107 (-1.25)	-0.0087 (-0.69)	-0.0212 * (-1.82)	-0.0047 (-0.69)	-0.0083 (-0.89)
$hhi(t-1)$	7.2978 *** (4.82)	4.0416 *** (2.69)	10.4953 *** (7.34)	7.1115 *** (4.14)	4.3906 ** (2.09)	0.4317 (0.35)
$lr(t-1)$	0.0000 (-0.21)	-0.0001 (-0.40)	-0.0004 * (-1.93)	-0.0004 (-2.15)	0.0001 (0.54)	0.0001 (0.36)
被解释变量($t-2$)	-0.0172 (-0.21)	0.1672 ** (2.27)	0.0182 (0.18)	0.0639 (0.58)	-0.0569 (-0.60)	0.2151 * (2.58)
$\ln regu(t-2)$	-0.0065 (-1.26)	-0.0033 (-0.69)	-0.0152 * (-1.66)	-0.0102 (-1.35)	-0.0063 (-1.16)	-0.0054 (-0.92)
$hhi(t-2)$	-5.7366 *** (-3.51)	-2.9983 ** (-2.24)	-7.5549 *** (-5.06)	-4.6325 *** (-3.89)	-3.5167 * (-1.74)	-0.1985 (-0.14)
$lr(t-2)$	0.0002 (0.90)	0.0000 (-0.01)	0.0001 (0.50)	0.0000 (0.07)	0.0002 (0.92)	0.0000 (0.01)

注:括号内为 Z 值,*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。污染行业包括造纸、纺织、煤炭开采、有色金属矿采选、黑色金属矿采选、非金属矿采选、化学原料与制品、化学纤维制造、黑色金属冶炼、有色金属冶炼、石油加工、非金属矿物制品、电力和燃气。清洁行业是除了污染行业之外的所有其他行业。

图 3 是行业环境规制对就业再分配和超额就业再分配的脉冲响应结果,环境规制减缓了行业内劳动力市场的再调整,并对就业再配置存在显著的滞后效应,环境规制对就业再配置的冲击在滞后二期达到顶峰,对超额就业再配置的冲击在滞后一期达到顶峰。此外,环境规制对污染行业的影响要明显高于全部行业,说明污染行业面临的冲击更加明显。环境规制对清洁行业的影响很小。这种效应的呈现主要有两个方面的原因:一是总体上环境规制不但抑制了企业的进入而且减少了行业内的就业损失,因此,环境规制表现出对行业内就业再配置的减缓作用;二是环境规制减缓了企业进入和退出的速度,行业集中度趋于增强,劳动力调整的灵活性降低。

从环境规制对超额就业再配置的冲击来看,环境规制显著地减缓了行业内的就业调整,

尤其是污染行业内的就业调整。这说明行业内的就业损失重新在行业内得到再创造的能力降低,也就是说行业间的劳动力流动增强,即环境规制导致了行业间劳动力再配置的增强。产生这种现象的原因在于,一方面,高规制行业的劳动力需求减小,进行劳动力再配置的能力减弱;另一方面,在环境规制的影响下,受规制行业的劳动力需求与其就业损失的劳动力并不匹配,即行业内劳动力供给的不一致性。因此,这种劳动力再配置过程中的摩擦性失业和结构性失业的风险增强。

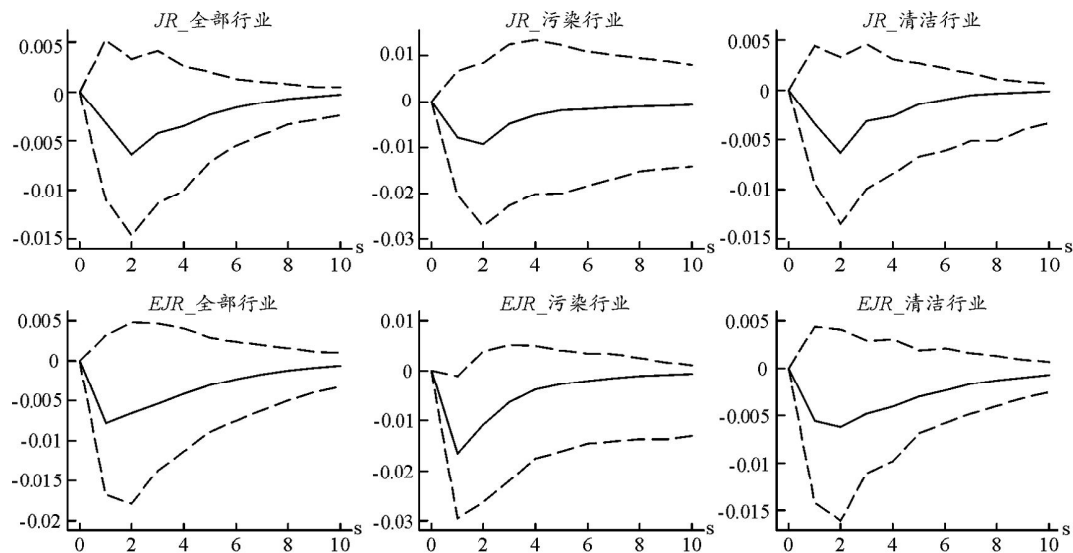


图 3 环境规制对就业再分配和超额就业再分配的脉冲影响

(四) 方差分解结果

为了更精确地确定环境规制对行业内就业再配置的影响,本文以方差分解的方式得到不同 VAR 方程中环境规制对就业再配置的贡献程度。表 5 汇报了以各个就业再配置指标作为被解释变量的 10 个预测期的方差分解结果。环境规制对进入企业引致的就业创造和在位企业的就业收缩具有较强的解释力,分别达到了 7.35% 和 5.74%,这说明环境规制对行业内就业再配置的影响已经呈现。可以预见,随着环境规制强度的提升,环境规制对该种就业创造和就业损失的影响将会更加显著。对于污染行业来说,环境规制对行业内就业再配置产生了显著的影响,其对就业再分配和超额就业再分配的影响分别达到 6.45% 和 16.43%,这意味着环境规制是行业内就业再配置的主要影响因素,环境规制显著地减弱了行业内劳动力结构调整的能力,行业内更多就业岗位表现出纯粹增加或减少。而环境规制对清洁行业内就业再配置的解释力非常小,明显低于其对污染行业的冲击。

表 5 方差分解结果

变量	全部行业						污染行业		清洁行业	
	JC	JC1	JC2	JD	JD1	JD2	JR	EJR	JR	EJR
JC	0.9357									
JC1		0.8693								
JC2			0.9095							
JD				0.8229						

续表 5 方差分解结果

变量	全部行业						污染行业		清洁行业	
	JC	JC1	JC2	JD	JD1	JD2	JR	EJR	JR	EJR
JD1					0.8289					
JD2						0.9566				
JR							0.8036			
EJR								0.7302		
JR									0.9760	
EJR										0.9850
lnregu	0.0311	0.0469	0.0735	0.0325	0.0574	0.0405	0.0645	0.1643	0.0061	0.0043
hhi	0.0017	0.0284	0.0056	0.1321	0.0935	0.0022	0.0506	0.0199	0.0129	0.0077
lr	0.0314	0.0555	0.0114	0.0125	0.0202	0.0008	0.0813	0.0856	0.0050	0.0030

注:JR 和 EJ R 的方差分解是以高污染行业和清洁行业的结果为基础计算。

(五) 稳健性检验

1. 变量次序的影响

在面板 VAR 模型中,对第一个方程的正交化冲击会在同一时期影响其他的方程;对第二个方程的正交化冲击也会在同一时期影响第一个方程以外的其他所有方程。其他方程也依此类推。这个结果会受到协方差矩阵乔里斯基分解变量选择次序的影响,所以需要检验上述结果对其他可能排序方式的稳健性。为此,可以通过考察各变量的相关性来判断各种排序结果的稳健性。如果两种冲击的相关性比较低,那么其排序的调换不会对脉冲响应结果产生较大的影响。

表 6 是模型残差的相关矩阵,在此仅汇报了对企业进入引致就业创造进行回归的残差的相关矩阵,其他模型的残差结果与此类似。从结果可以看出,各变量的相关性很低,最大的行业集中度与环境规制间的相关性是 0.0948。因此,各变量间排序方式的变化不会对脉冲响应结果产生很大的影响。

表 6 简约型 VAR 残差的相关矩阵

	JC2	lnregu	hhi	lr
JC2	1.0000			
lnregu	-0.0592(0.3864)	1.0000		
hhi	0.0948(0.1650)	-0.0627(0.3590)	1.0000	
lr	0.0703(0.3036)	0.0372(0.5863)	-0.0114(0.8673)	1.0000

注:括号中的结果为 p 值。

2. 环境规制指标的影响

为了进一步考察回归结果的稳健性,我们基于污染排放的环境规制指标再次进行回归。在此仅汇报相应的脉冲响应图,结果依然稳定,环境规制对就业创造、就业损失和就业再配置影响的方向不变。图 4 和图 5 是我们基于污染排放的环境规制再次进行回归的稳健性结果。环境规制对就业创造、就业损失和就业再配置的脉冲响应结果与前文基本一致。环境规制对在位企业产生了明显的就业损失,对就业创造的影响相对较小。图 5 关于污染行业与清洁行业的比较也说明了环境规制显著地抑制了污染行业内的就业再配置和超额就业再配置,而对清洁行业的影响比较微弱,就业机会逐渐向清洁行业转移。

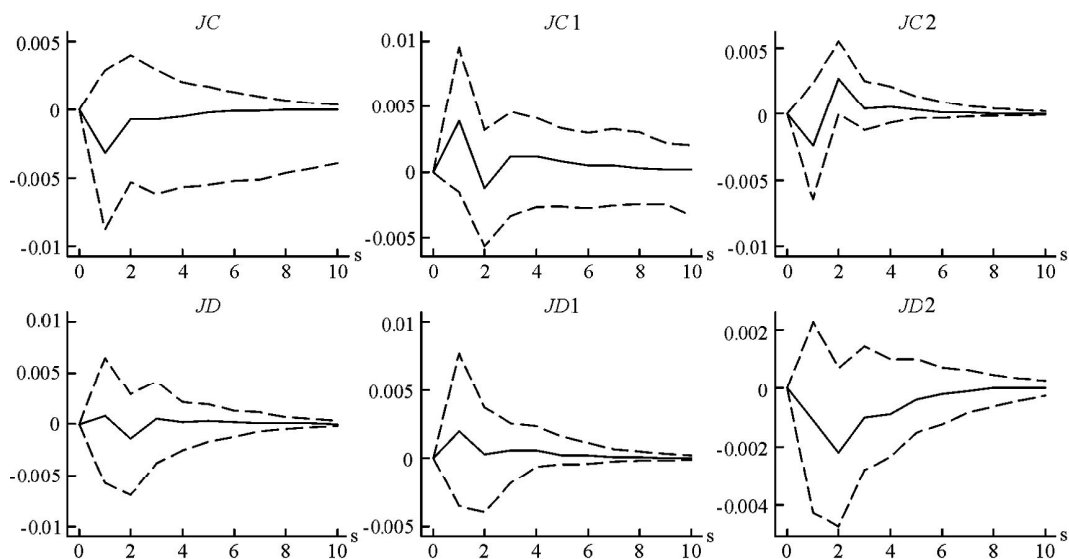


图4 环境规制对行业内就业创造和就业损失脉冲响应的稳健估计

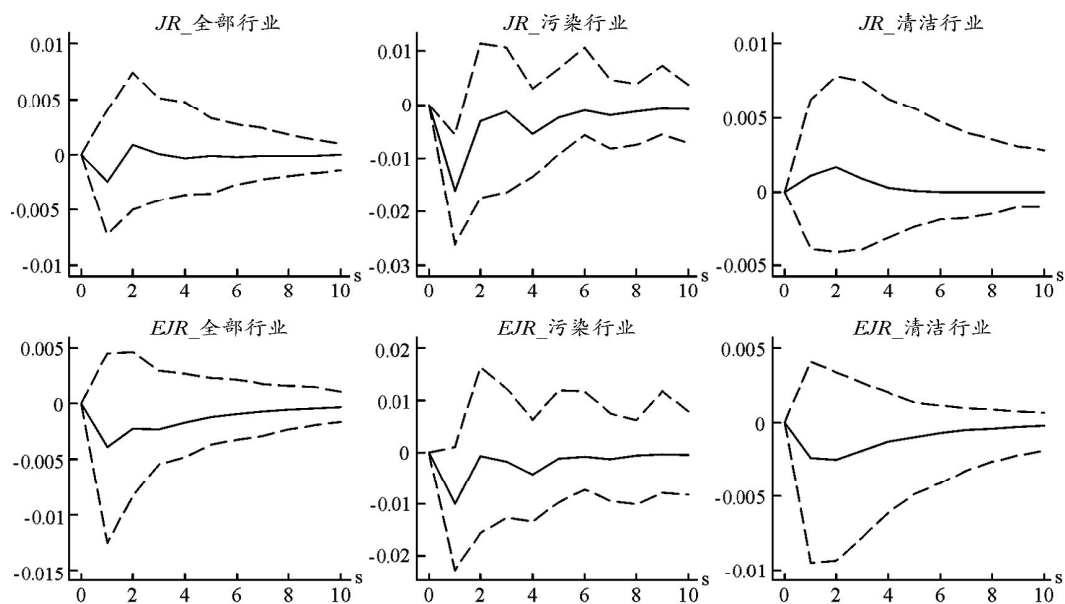


图5 环境规制对行业内就业再配置和超额就业再配置脉冲响应的稳健估计

五、结论与启示

环境规制的实施具有行业内和行业间的就业再配置效应,并且产生了直接的失业风险和较大的劳动力调整成本。本文的研究主要得出以下结论:(1)环境规制强度提升带来了劳动力在污染部门和清洁部门间的再配置,表现为污染部门的萎缩及其就业损失和清洁部门的扩张及其就业创造,具体包括行业内再配置和行业间再配置两种形式。由于信息的不完

全性以及搜寻和匹配成本的存在,行业间的再配置更容易产生摩擦性失业和结构性失业,进而产生较大的社会成本。(2)面板 VAR 模型的估计表明,环境规制显著地抑制了行业内的就业创造,但这种效应主要表现在对企业进入的抑制上,而对在位企业就业扩张的影响并不明显。在就业损失上,环境规制引致了就业损失的上升,在位企业出现就业收缩,但对企业退出的影响并不显著。这说明环境规制存在着因解雇导致的失业风险,同时被规制部门的劳动力需求显著下降,这两条路径共同推动了就业的结构性调整。(3)环境规制降低了行业内的尤其是污染行业内的就业再配置和超额就业再配置。这种特征表明行业内进行就业再调整的能力减弱,更多的就业再配置将在不同的行业间进行,劳动力调整成本较高,更容易带来劳动力需求和供给的错配,产生结构性失业。

本文研究提供了一些有益的政策启示:其一,在环境规制的约束下,就业机会逐渐向低环境规制行业倾斜。如果环境规制的强度能够与行业污染程度相对应,那么环境规制政策的差别实施就能够实现就业结构的“绿色”调整。因此,未来的环境规制政策的方向并不完全在于环境规制强度的一味提高,而在于与污染排放强度相称的差别环境规制政策。其二,环境规制引致行业内就业再配置强度的下降意味着环境规制引致的就业调整并不是完全的“替代”效应,行业内尤其是污染行业内的就业再调整能力降低,就业再配置将更多表现在行业“产出”效应带来的收缩上,跨行业的劳动力配置将更加突出。跨行业的劳动力再调整,不但会因为不完全信息和搜寻的存在带来较高的劳动力调整成本,而且会因为行业间技能需求的差别降低就业的匹配程度进而产生劳动力错配和非效率。其三,劳动力调整与经济结构调整相匹配能够更好地推动可持续发展路径的实现,如何在推动经济结构调整的同时使得就业需求与供给更加匹配也是推动绿色经济发展所需考虑的。

参考文献:

- 1.陈强,2014:《高级计量经济学及 Stata 应用》,高等教育出版社。
- 2.傅京燕、李丽莎,2010:《环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究》,《管理世界》第 10 期。
- 3.李钢、董敏杰、沈可挺,2012:《强化环境管制政策对中国经济的影响——基于 CGE 模型的评估》,《中国工业经济》第 11 期。
- 4.李梦洁、杜威剑,2014:《环境规制与就业的双重红利适用于中国现阶段吗?》,《经济科学》第 4 期。
- 5.陆旸,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。
- 6.陆旸,2012:《开放宏观的视角看环境污染问题:一个综述》,《经济研究》第 2 期。
- 7.马弘、乔雪、徐嫻,2013:《中国制造业的就业创造与就业损失》,《经济研究》第 12 期。
- 8.王勇、刘厚莲,2015:《中国工业绿色转型的减排效应及污染治理投入的影响》,《经济评论》第 4 期。
- 9.王勇、施美程、李建民,2013:《环境规制对就业的影响——基于工业行业面板数据的实证分析》,《中国人口科学》第 3 期。
- 10.赵细康,2003:《环境保护与产业国际竞争力:理论与实证分析》,中国社会科学出版社。
- 11.Arrow, K.J., M.L.Cropper, and G.C.Eads.1996.“Is There a Role for Benefit-Cost Analysis in Environmental, Health, and Safety Regulation?” *Science* 272:221-222.
- 12.Berman, E., and L.Bui.2001.“Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Basin.” *Journal of Public Economics* 79(2):265-295.
- 13.Curtis, E.M.2014.“Who Loses under Power Plant Cap-and-trade Programs.” NBER Working Paper 20808.
- 14.Davis, S.J., and J.Haltiwanger.1992.“Gross Job Creation, Gross Job Destruction and Employment Reallocation.” *The Quarterly Journal of Economics* 107(3):819-863.
- 15.Deschenes, O.2010.“Climate Policy and Labor Markets.” NBER Working Paper 16111.
- 16.Deschenes, O.2014.“Environmental Regulations and Labor Markets.” *IZA World of Labor* 31(8):1-10.

17. Goodstein, E. 1996. "Job and the Environment: An Overview." *Environmental Management* 20(3): 313-321.
18. Greenstone, M. 2002. "The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures." *Journal of Political Economy* 110(6): 1175-1219.
19. Haltiwanger, J. C., and S. Schuh. 1999. "Gross Job Flows between Plants and Industries." *New England Economic Review* (3): 41-64.
20. Lilien, D. M. 1982. "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment." *Journal of Political Economy* 90(4): 777-793.
21. Morgenstern, R. D., W. A. Pizer, and J. S. Shih. 2002. "Jobs versus the Environment: An Industry - Level Perspective." *Journal of Environmental Economics and Management* 34(3): 412-436.
22. OECD. 2010. "Green Jobs and Skills: The Local Labour Market Implications of Addressing Climate Change." OECD Working Paper, No. 7258.
23. Walker, W. R. 2011. "Environmental Regulation and Labor Reallocation: Evidence from the Clean Air Act." *American Economic Review* 101(3): 442-447.
24. Walker, W. R. 2013. "The Transitional Costs of Sectoral Reallocation: Evidence from the Clean Air Act and the Workforce." *The Quarterly Journal of Economics* 128(4): 1787-1835.

Environmental Regulation, Labor Reallocation and Its Macroeconomic Implications

Wang Yong¹, Li Yanan² and Li Jianmin³

- (1: Policy Research Center for Environment and Economy, Ministry of Environmental Protection;
2: Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences;
3: Institute of Population and Development, Nankai University)

Abstract: In recent years, the increasing environmental regulation intensity of China's industrial sector and its labor reallocation and social cost effects are becoming more apparent. Based on the theory analysis of main paths and such social cost as unemployment incurred by environmental regulation, this paper uses China's Industrial Enterprise Data and panel VAR model to estimate the labor reallocation and its macro welfare effects of environmental regulation. The research results show that: (1) The labor reallocation caused by environmental regulation is reflected by job contraction in pollution sector and job expansion in cleaning sector, and its macro welfare implications manifested as potential risk of unemployment and social transformation cost; (2) The employment changes of entered, exited and incumbent firms are the main paths to achieve labor reallocation under the constraint of environmental regulation, the job creation of entering plants are significantly suppressed, the job losses of incumbent plants are significantly increased; potential labor demand in regulated sector is decreasing and there is unemployment risk because of laid off; (3) The abilities of reallocating labor in high pollution industries are weakened and more labor reallocation will happen among industries, which will bring higher labor adjustment costs and easier misallocation between labor demand and supply, and then cause structural unemployment. Therefore, promoting flexible matching between the labor demand and supply needs to be considered in reducing social cost of environmental regulation and driving green economic transition.

Keywords: Environmental Regulation, Labor Reallocation, Job Creation, Job Losses

JEL Classification: J68

(责任编辑:陈永清)