

环境规制对农民工就业的门槛效应研究^{*}

穆怀中 范洪敏

内容提要:促进农民工的非农就业转移,加快农民工市民化是经济新常态下实现经济增长的重要动力,然而环境规制对农民工就业具有抑制作用且存在门槛效应。本文利用面板门限模型从人力资本和劳动力市场分割角度考察了环境规制对农民工的就业门槛效应。研究发现:(1)人力资本、劳动力市场分割均存在双重门槛;(2)由于“吹风效应”和不同人力资本水平农民工就业岗位差异,环境规制会增加高技能和低技能农民工就业需求而减少中技能农民工就业需求,产生就业“极化”现象;(3)随着劳动力市场分割程度的逐渐降低,环境规制对农民工就业由抑制效应变为促进效应。因此,应着重于提高农民工人力资本水平,加快户籍制度改革,打破劳动力市场分割,实现环境规制与农民工就业增长、城镇化水平提高且促进经济增长的“多重红利”。

关键词:环境规制 农民工 劳动力市场分割 城镇化

一、引言

中国共产党第十八届五中全会提出“绿色发展”核心理念,强调走绿色生产和绿色治理相结合的生态文明之路,以改善日益恶化的环境质量。实现绿色治理,改善环境质量的有效途径是实行政令型、经济市场型等环境规制政策或措施。而环境规制强度的提高会通过影响企业生产成本、资本劳动要素投入比例、生产规模等而对社会就业造成一定冲击。改革开放以来,我国农业劳动生产率的提高解放了大量农村剩余劳动力,城镇二、三产业发展产生的就业需求促使农村剩余劳动力陆续进入非农部门就业,尤其是制造业、建筑业、采掘业等行业。而上述行业能源消耗大,污染处理技术落后,是造成环境质量恶化的重要因素,更易受到环境规制的影响。那么环境规制的实施是否会对农民工就业造成冲击?农民工本身存在人力资本水平和技能差异,且不同地区之间劳动力市场分割程度不同,那么环境规制对农民工的就业是否会受到自身人力资本差异和就业地区劳动力市场分割程度不同的影响,并因而存在“门槛效应”呢?这值得我们进行研究并检验。

环境规制对异质性劳动力就业具有不同影响,

不仅体现在行业差异性也体现在收入水平和受教育程度差异性等方面。Golombek & Raknerud(1997)通过分析环境规制对挪威造纸、钢铁和化学行业就业的影响发现,环境规制对造纸和钢铁行业就业具有明显促进作用,而对化学行业就业影响不显著。Berman & Bui(2001)也发现环境规制更多的是影响资金密集型行业而非劳动密集型行业,进而导致环境规制对就业有明显的促进作用。李梦洁(2016)研究发现,就业受环境规制影响较大的是重中度污染行业,轻度污染行业就业影响不显著。李珊珊(2015)基于劳动力收入水平和受教育程度的差异性研究了环境规制对就业的影响,发现不同劳动力收入水平和不同受教育程度地区的环境规制对就业影响存在明显差异性。在研究对象方面,上述学者多研究环境规制对具体行业劳动力就业影响。而在我国,城乡二元户籍制度的存在产生了“农民工”这一特殊群体,他们作为农村剩余劳动力从农村农业部门转移到城镇非农部门,成为城镇就业群体的重要组成部分。环境规制强度提高会影响企业资本—劳动投入比例等经济行为,进而对社会就业包括农民工就业产生影响,而农民工内部人力资本水平、就业区域劳动力市场分割程度均存在异质性,将导致环

^{*} 穆怀中、范洪敏,辽宁大学人口研究所,邮政编码:110036,电子邮箱:xdfanhongmin@sina.com。本文获得国家社会科学基金项目“中国人口城市化水平与质量协调发展研究”(13CJL047)、国家社会科学基金项目“基于收入再分配的养老保险全国统筹实现路径研究”(15CRK001)、国家自然科学基金青年基金项目“新型城镇化背景下城市低效用地识别与再开发模式研究——以沈阳市中心城区为例”(41601154)等资助。非常感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

境规制对农民工就业也存在差异性,这值得我们进行讨论与研究。在研究方法方面,上述文献在分析环境规制对异质性劳动力就业影响时,均是主观按照某种分类标准将行业或地区就业进行分类,分析不同分组的实证结果。采用这种方法可以直观了解到环境规制对不同类别就业的影响,但是在实际操作中我们难以客观掌握分组标准,无法合理估计出较为准确的门槛值,也无法对不同样本回归结果产生的差异性进行显著性检验。而面板门限回归模型则可以解决上述不足,既可以由样本数据内生确定门槛值及个数,也可以由 Bootstrap 方法估计门槛值的统计显著性。因此,本文在就环境规制对农民工就业影响问题进行理论分析的基础上,测算了1998—2014年间30个省级行政区的农民工就业规模,采用面板门限模型分析了环境规制对农民工就业影响的人力资本和劳动力市场分割程度门槛效应,最后根据研究结论提出相关对策建议。

二、理论分析

农业生产率的提高解放了大量农村剩余劳动力,他们从农业部门转移到非农部门就业,从农民转化为产业工人,成为城镇就业市场的重要群体。政府为改善环境质量,降低污染排放而针对企业采取的征收排污费、提高排放标准等环境规制政策会导致企业经济行为改变,劳动力、能源、资本等生产要素配置也会发生改变。农民工作为劳动生产要素重要组成部分,环境规制强度的提高也会对其产生影响。然而农民工内部人力资本水平和外在就业区域劳动力市场分割程度均存在异质性,环境规制对农民工就业可能也存在差异性和门槛效应。

(一)人力资本角度

由于环境污染具有负外部性,政府主要通过行政处罚、严格排放标准、颁布环境政策等命令型和征收排污费等市场型环境规制措施对污染型厂商的经济行为进行制约、调整以减少厂商污染排放,降低能源消耗(张红凤,2012)。因制造业、采掘业等污染密集型行业能源消耗大,污染处理技术落后,是造成环境质量恶化的重要因素,所以上述行业更易受到环境规制的影响(李梦洁,2016),而一半以上农民工从事采矿业、建筑业、制造业等行业^①,农民工就业势必会因此受到影响。第一,受到环境规制影响的企业选择安装环保设施对污染物进行末端处理以实现达标排放,这会额外增加企业的生产成本,削弱企业的竞争优势,使企业缩小生产规模,企业也因此而选

择提高雇员解聘率,降低对劳动力包括农民工就业需求(Walker,2011;李梦洁,2016),第二,环境规制强度的不断提高还会倒逼企业或选择产业转移或升级改造(韩晶等,2014;张先锋等,2015)。一方面,选择产业转移企业在本地面临关停并转命运,从而造成农民工等非自愿性失业;另一方面,选择升级改造企业由于清洁技术改造或产品研发,从而会引发企业工种需求结构变化,对不同技能农民工就业产生不同影响(李珊珊,2015;张先锋等,2015)。综上,环境规制强度的提高会抑制农民工就业,但可能对不同人力资本水平农民工就业产生明显不同的影响。据此,我们提出研究假设1:环境规制对农民工就业存在人力资本门槛效应。

(二)劳动力市场分割角度

劳动力市场分割理论又称为二元劳动力市场理论,是20世纪70年代Piore(1971)等人所提出的,是指由于社会和制度性因素等导致劳动力市场分割成两个或多个不同领域。由于我国城乡户籍制度壁垒的存在,不仅存在城乡劳动力市场分割和区域劳动力市场分割,而且在城镇内部存在单位分割和行业分割(范雷,2012)。环境规制强度提高导致社会宏观就业需求减少时,农民工与城镇本地劳动力就业竞争加剧,以户籍为基础导致的单位分割和行业分割无形中形成的对农民工就业准入的歧视和对城镇本地劳动力就业的安置和保护(蔡昉等,2001;王美艳,2005;陈宪、黄健柏,2009;丁守海,2010;Häusermann & Schwander, 2010;刘志国、Ma, 2016),会导致农民工“失业”或出现多次跨区域流动,甚至返乡回流(严善平,2006;常进雄、赵海涛,2015)。同时,在劳动力市场内部,国有单位等正规部门因承担了大部分城镇本地劳动力就业,具有一定的政策性和社会性负担,当政府提高环境规制标准时,国有企业与当地环保部门在谈判中具有更大的讨价还价能力,可以降低排污费的实际征收率(Wang,2002;Jiang et al, 2014),政府也会通过给国有企业提供补贴、减税等方式,降低因企业污染治理成本提高而带来的本地劳动力就业损失。随着劳动力市场分割程度降低,单位分割和行业分割的打破,主要劳动力市场就业保护和安置等优势消失,农民工能够在劳动力市场实现自由流动和合理配置,环境规制对农民工就业负向影响降低并可能会产生正向促进作用。据此,我们提出研究假设2:环境规制对农民工就业影响存在劳动力市场分割门槛效应。

三、模型设定与变量说明

(一) 门槛模型设定

门槛模型主要是为了考察因变量与自变量之间的相关关系是否会发生结构性突变,当门槛变量数值高于或低于某一临界值时,重要解释变量的估计系数是否会发生显著性变化。环境规制对农民工就业可能受到多方面因素影响,本文借鉴 Hansen (1999)、连玉君和程建(2006)门槛回归模型方法,选取人力资本、劳动力市场分割程度等为门槛变量,检验环境规制对农民工就业是否存在显著的门槛效应。本文假定存在双重门槛,设定如下模型:

$$\begin{aligned} \ln lr_{it} = & \omega_1 \ln er \cdot I(thr_{it} \leq \tau_1) \\ & + \omega_2 \ln er \cdot I(\tau_1 < thr_{it} \leq \tau_2) \\ & + \omega_3 \ln er \cdot I(thr_{it} > \tau_2) + \alpha \ln lr_{i,t-1} \\ & + \beta X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (\text{模型 1}) \end{aligned}$$

其中, i 表示省份, t 表示年份, u_i 表示个体效应, ε_{it} 表示随机扰动项, thr_{it} 表示门槛变量, τ_1 和 τ_2 分别为第一个和第二个特定门槛值, $I(thr_{it} \leq \tau_1)$ 、 $I(\tau_1 < thr_{it} \leq \tau_2)$ 、 $I(thr_{it} > \tau_2)$ 均为指示性函数。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:农民工就业规模(lr)。翁杰(2011)认为农村劳动力转移与流动是存在区别的,流动强调的是一种地理位置上的变动,而农村劳动力转移是与就业联系在一起的,强调的是农村劳动力改变就业形式和不同部门就业。鉴于数据的可获得性,本文主要研究农村劳动力离开农业部门转移到城镇非农部门就业规模即农民工就业规模。关于农民工具体规模,比较权威的是国家统计局农村司对农民工规模进行的统计推算(见表1),但暂时无法获得省际层面数据,因此学者采用间接方法对农民工规模进行了统计推算。杨晓军(2012)、韩兆洲

和戈龙(2015)采用乡村从业人员减去农林牧渔从业人员数量表征农民工数量,此方法测算结果与国家统计局推算结果最为接近,但此方法实际上计算的是乡村非农就业人数,测算的是农民工输出规模而没有考虑农民工省际就业转移,因此该方法得到的全国农民工总体规模是合理的,但省际层面测算数据会存在较大误差。若估算省际层面农民工规模,我们可以从农村剩余劳动力就业转移地点着手,即农民工总数=乡村农民工+进城农民工。具体来说,农民工可以分为转移到乡村乡镇企业(包括个体工商户)等的乡村农民工和转移到城镇外资企业、民营企业、个体企业等的进城农民工。其中,我们用乡镇企业从业人员(包括个体工商户从业人员)来度量乡村农民工规模;对于进城农民工规模,我们在借鉴刘志忠(2007)、赵德昭和许和连(2012)等研究成果的基础上,采用采掘业、制造业、建筑业、居民服务业、批发零售业、交通运输仓储和邮政业、住宿餐饮业等行业的在岗职工人数总和减去相应的国有单位在岗职工人数来度量^②。根据此方法我们估算得到1998—2014年间全国农民工就业规模(表1),结果显示,2002—2003、2008—2012年间本文估算规模与国家统计局推算结果均较为接近,但2013—2014年间数据偏大于国家统计局推算结果,两者9年间的平均偏差为4.2%^③。考虑到国家统计局是在农民工输出地(农村区域)以农村住户为调查对象,通过访问农村住户中的户主或了解情况的家庭成员获得在非农部门从业6个月以上农民工的有关情况以推算农民工总量及其他情况等^④,而本文以农村剩余劳动力非农部门就业区域为着力点,在始终采用同一种统计口径的前提下,结合历年各省官方就业人数统计数据计算得到,整体规模会有所偏大^⑤,但从总体上来讲,本文估算方法和结果是可以接受的。

表1 农民工规模推算结果

单位:万人

年份	国家统计局 ^⑥	根据杨晓军(2011)等方法推算结果	根据沈坤荣和余吉祥(2011)推算结果 ^⑦	本文推算结果
1998	—	13798	13672	15720
1999	—	13976	13892	15804
2000	—	15154	13986	15847
2001	—	15766	14292	16134
2002	16460	16522	14880	16740
2003	16950	17692	15722	17342
2004	—	19079	16878	18407

续表 1

年份	国家统计局	根据杨晓军(2011)等方法推算结果	根据沈坤荣和余吉祥(2011)推算结果	本文推算结果
2005	—	20388	17684	19226
2006	—	21534	18954	20363
2007	—	22770	20446	21656
2008	22542	23635	21352	22209
2009	22978	24506	22323	23031
2010	24223	25519	23762	24287
2011	25278	26296	25294	25995
2012	26261	26790	26712	27235
2013	26894	27426	29082	30984
2014	27395	27485	30025	30959

数据来源:国家统计局全国农民工监测调查报告;作者根据其他学者的相关方法进行测算。

2. 核心解释变量:环境规制(*er*)。环境规制是社会性规制的一项重要内容,是指政府通过制定相应的政策与措施对企业经济活动进行调节,降低企业生产活动导致的环境污染负外部性,实现环境与经济协调发展(张红凤,2012)。不同的学者采用不同的指标来度量环境规制。李梦洁和杜威剑(2014)综合二氧化硫去除率、工业烟粉尘去除率等各种指标构建了环境规制综合指数。Lanoie et al(2008)、王勇等(2013)将治理工业污染总投资额占规模以上企业主营业务成本比重或工业增加值比重作为环境规制强度指标。谭娟等(2011)采用工业污染源治理投资额、雷明(2013)采用排污费征收额来衡量环境规制强度。鉴于数据的可获得性和完备性,本文采用工业污染源治理总投资额占工业增加值比重作为环境规制强度指标。

3. 门槛变量:(1)人力资本(*hc*)。人力资本水平是一个人知识、工作技能、健康水平等的综合反映。劳动密集型、资本密集型和技术密集型企业会受到环境规制不同影响而做出不同的行为选择,或选择升级污染处理设备,或选择技术改造,或产业升级。企业的不同行为会引发企业工种结构需求的变化,对不同技能农民工就业产生不同影响。因此,环境规制对农民工就业可能存在人力资本门槛。但农民工的人力资本水平多数为调查获得,并没有官方统计数据,赵德昭和许和连(2012)采用“各地区农村居民家庭劳动力文化状况”计算得到的“平均受教育年限”指标衡量农民工人力资本水平,其中计算方法为“平均受教育年限=文盲或识

字很少比重 $\times 2$ +小学受教育比重 $\times 6$ +初中受教育比重 $\times 9$ +高中或中专受教育比重 $\times 12$ +大专及以上学历受教育比重 $\times 16$ ”。但农村居民家庭劳动力的受教育年限仅能反映输出地农业劳动者和农民工的人力资本平均水平,并不能表征就业区域农民工的人力资本水平^⑥。

我们一方面根据各类统计年鉴查找并统计测算了全部就业人员、农村家庭劳动力和城镇就业人员的平均受教育年限,另一方面通过国家统计局农民工监测报告测算了部分年份农民工人力资本水平(见表2),我们注意到农民工人力资本水平明显大于农村家庭劳动力,而明显小于城镇就业人员人力水平,介于两者水平之间。而农村家庭劳动力人力资本水平小于乡村农民工人力资本水平,城镇就业人员人力资本水平大于进城农民工人力资本水平,两组的加权平均值理论上会比较接近。也就是说,农村家庭劳动力和城镇就业人员人力资本水平的加权平均值接近于农民工人力资本水平,而农村家庭劳动力和城镇就业人员人力资本水平的加权平均值即是全部就业人员的人力资本水平。进一步结合现实情况(见表2),我们发现全部就业人员的人力资本水平也介于农村家庭劳动力与城镇就业人员人力资本水平之间,与农民工人力资本水平比较接近。鉴于该指标理论上和现实上的相对合理性和准确性,以及此指标在省际面板数据上的易获得性,我们最终选用全部就业人员受教育年限表征就业区域农民工人力资本水平。

表2 不同类型就业人员平均受教育年限

年份	全部就业人员	农村家庭劳动力	农民工	进城农民工	乡村农民工	城镇就业人员
1998	7.88	7.68	—	—	—	—
1999	8.06	7.74	—	—	—	—
2000	8.24	7.85	—	—	—	—
2001	8.42	7.92	—	—	—	—
2002	8.49	7.96	—	—	—	10.19
2003	8.70	8.01	—	8.91	—	10.39
2004	8.83	8.04	—	8.94	—	10.44
2005	8.58	8.18	8.95 ^②	9.03	—	9.88
2006	8.62	8.24	—	9.07	—	9.96
2007	8.71	8.32	—	—	—	9.97
2008	8.81	8.38	—	—	—	9.96
2009	8.93	8.47	—	9.52	—	10.06
2010	9.26	8.52	9.49	—	—	10.53
2011	9.79	8.41	9.37	9.67	9.36	11.04
2012	9.87	8.47	9.41	9.72	9.07	11.05
2013	9.95	—	9.41	9.64	9.16	11.11
2014	10.06	—	9.49	9.74	9.20	11.24

数据来源:《中国劳动统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》和国家统计局全国农民工监测调查报告。

(2)劳动力市场分割程度(*lms*)。环境规制对就业造成的冲击意味着城镇就业空间的压缩,农民工与城镇本地劳动力的就业竞争程度加大,而现实中由于以户籍制度为基础的劳动力市场分割的存在,城镇本地劳动力主要在正规部门和主要劳动力市场就业,具有就业安置和就业保护等制度性优势,失业风险小(蔡昉等,2001;王美艳,2005;陈宪、黄健柏,2009;丁守海,2010;Häusermann & Schwander, 2010;刘志国、Ma,2016),环境规制强度的提高对城镇本地劳动力影响较小,而可能会显著降低农民工就业需求。随着劳动力市场分割的逐步打破,城镇劳动力要素资源配置逐渐市场化,环境规制强度提高对农民工就业抑制效应可能会降低甚至转变为正向促进,因此环境规制对农民工就业影响可能存在劳动力市场分割门槛效应。

以户籍制度为基础的劳动力市场分割,不仅造成城镇本地劳动力和农民工岗位获得的差异,还导致部门、行业或职业之间存在收入差异,从而将城镇本地劳动力和农民工之间在部门、行业和职业的群体分布差异转化为两个群体间的收入差异(谢桂华,2012),导致农民工与城镇劳动者在实际劳动报酬之间存在差异,且这种差异取决于劳动力市场分割程度(陈维涛等,2014)。从这一点来讲,城镇劳动者与

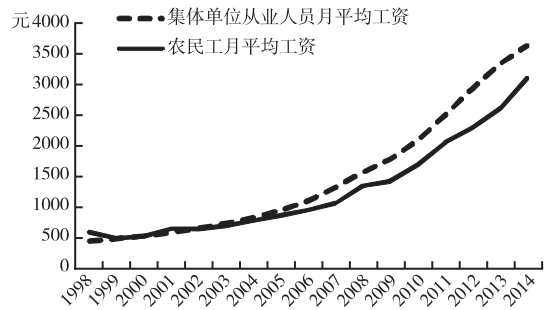


图1 农民工与集体单位从业人员月平均工资变化趋势(1998—2014)

注:集体单位从业人员月平均工资水平=集体单位从业人员平均工资/12。

数据来源:集体单位从业人员平均工资来源于《中国劳动统计年鉴》;农民工月平均工资来源于卢锋(2016)以及国家统计局全国农民工监测调查报告。

农民工在工资收入方面的差距可作为劳动力市场分割程度的代理变量。但统计数据中并没有农民工工资的省际面板数据,蔡武(2012)采用的农村居民家庭人均纯收入中的工资性收入仅能表征输出地区农民工在外务工收入水平,而不能表征就业地区农民工的工资收入水平。陈萍和李平(2012)统计发现,城镇集体部门的平均工资不仅低于国有部门,而且在所有非国有部门中也是最低的,因此他们将集体

部门的工资作为农民工工资的代理变量,并用国有部门平均工资与集体部门平均工资的相对比例衡量劳动力市场所有制分割程度。本文进一步结合国家统计局调研得到的农民工工资数据(见图1)和CHIP2008、CHIP2013中调研省份农民工工资数据(见表3)与城镇集体单位从业员工工资水平进行了比较,发现两者水平变化趋势相同且较为接近,可以作为农民工工资代理变量。因此,本文借鉴陈萍和李平(2012)的研究方法,将国有单位从业员工平均工资与集体单位从业员工平均工资之比作为劳动力市场分割程度的替代变量^⑧。

4. 控制变量:(1)城乡收入差距(*ig*)。城乡收入差距是促使农村剩余劳动力进行乡城就业转移的重要因素。本文用以1998年为基期的城市消费价格指数对城镇居民家庭人均可支配收入进行了平减,得到实际城镇居民家庭人均可支配收入;用以1998年为基期的农村消费价格指数对农村居民家庭人均纯收入^⑨进行了平减,得到实际的农村居民家庭人均收入,计算两者之差得到实际城乡收入差距。(2)就业风险(*tr*)。农村剩余劳动力选择进入城镇就业市场时会面临找不到工作的风险,称之为就业风险,风险越大,农村剩余劳动力乡城就业转移意愿越低,农民工城镇就业规模越小。本文用城镇登记失业率衡量农民工城镇就业所面临的就业风

险。(3)农业比较劳动生产率(*nt*)。该值为第一产业产值比重与第一产业就业比重的比值,反映了农业部门劳动生产率的高低。农业部门劳动生产率的提高将显著解放农村剩余劳动力,减少农业部门对劳动力的需求,促使农村剩余劳动力进行乡城就业转移。(4)市场化指数(*market*)^⑩。该指数衡量了各个地区市场化程度高低,反映了各项社会制度变迁进程,其影响着劳动力资源在不同地区的转移规模与速度。该指数越高,劳动力市场越灵活、开放,农村剩余劳动力乡城就业转移受到的户籍制度、社会保障制度等刚性约束越小,越有利于促进农民工城镇就业。

(三)数据来源与描述

鉴于数据的可获得性,本文以1998—2014年间中国30个省级行政区为研究样本(剔除西藏、澳门、香港和台湾的数据),主要变量数据来源于《中国农村统计年鉴》、《中国农业统计资料》、《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国人口与就业统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》,个别缺失数据采用移动平均法或趋势预测法补充。此外,1998—2009年间市场化指数变量数据来源于樊纲等主编的《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》,2010—2014年数据运用趋势外推法得到。主要变量统计描述见表4。

表3 部分省市集体单位从业人员与农民工月平均工资水平比较

省市	2008年		2013年	
	集体单位从业人员月平均工资(元)	农民工月平均工资水平(元)	集体单位从业人员月平均工资(元)	农民工月平均工资水平(元)
北京	2019	—	3542	3434
辽宁	1258	—	2649	2173
上海	2547	1982	4592	—
江苏	1863	1827	4213	3577
浙江	2396	1784	4339	—
安徽	1505	1740	3161	3602
山东	1540	—	3451	3875
河南	1406	1332	2761	2681
湖北	1221	1420	2768	2545
湖南	1497	—	2748	2772
广东	1537	2149	2971	3289
重庆	1438	1288	2874	3333
四川	1532	1834	3259	2981
甘肃	1313	—	2735	2845

注:集体单位从业人员月平均工资水平=集体单位从业人员平均工资/12。

数据来源:集体单位从业人员平均工资来源于《中国劳动统计年鉴》;2008年和2013年农民工月平均工资水平来源于中国家庭收入调查2008(CHIP2008)和中国家庭收入调查2013年(CHIP2013)数据。

表4 主要变量描述性统计

变量	单位	最小值	最大值	平均值	标准差
<i>lr</i>	万人	28.51	3365.69	709.68	618.00
<i>er</i>	%	0.04	2.80	0.49	0.39
<i>ig</i>	元	1823.04	20846.04	7379.32	3387.28
<i>market</i>	—	1.49	14.45	6.65	2.48
<i>nt</i>	—	0.11	0.60	0.29	0.10
<i>tr</i>	%	0.60	6.50	3.54	0.74
<i>hc</i>	年	5.67	13.39	8.89	1.19
<i>lms</i>	—	0.81	2.58	1.56	0.27

注：*nt*、*market*、*lms* 为无量纲指标。

四、环境规制对农民工就业影响及门槛效应分析

(一) 环境规制对农民工就业影响

两个方面可能导致内生性问题：一方面，因本文采用估算方法测算了各省级行政区农民工就业规模，可能存在测量误差；另一方面，因农民工就业受到各方面因素影响，由于部分数据如户籍制度等不可获取，导致我们不可能将所有影响因素放入控制变量。有鉴于此，我们利用动态差分 GMM 模型研究环境规制对农民工就业影响和门槛效应。

首先我们考察了环境规制对农民工就业的影响，估计结果见表 5。AR 检验结果表明，差分 GMM 不存在二阶序列自相关，Sargan 检验统计量结果显示，模型显著接受“所有工具变量都有效”的原假设，工具变量过度识别条件通过验证，表明差分 GMM 模型设定是合理的，工具变量也是有效的。差分 GMM 回归估计结果显示，环境规制对农民工就业规模存在负向影响，表明环境规制强度的提高对农民工就业具有负向影响。其他变量也对农民工就业规模存在不同的显著影响，具体来看：(1) 滞后一期农民工就业规模与当期农民工就业规模存在正向关系，表明农村剩余劳动力进入非农部门就业存在强烈惯性，当期就业转移会受到上一期的显著影响；(2) 城乡收入差距与农民工就业规模呈显著正向相关，城乡收入差距越大，农民工就业规模越大，表明追求更高的收入，实现自身经济收益最大化是农村剩余劳动力从较低收入的农业就业部门转移到较

高收入的非农就业部门的主要拉力；(3) 市场化指数与农民工城镇就业规模呈正相关，市场化指数越高，农民工就业规模越大。市场化指数在一定程度上可反映一个地区对农民工等外来就业人口的就业政策、社会保障制度、工资待遇、就业服务等方面的开放和灵活程度，市场化指数越高，劳动力市场越灵活，对外来务工人员制度等刚性约束越少，越能促进农村剩余劳动力的乡城就业转移，农民工就业规模越大；(4) 农业比较劳动生产率越高，农民工就业规模越大，表明农业比较劳动生产率的提高极大解放了农村剩余劳动力，推动他们进入非农部门务工，提高了农民工就业规模；(5) 城镇失业率与农民工就业规模呈现显著负相关，城镇失业率增加，表明厂商用工需求降低，失业人数上升，本身受到就业歧视的农民工很难与城镇本地劳动力竞争，就业搜寻成本、难度和风险加大，抑制农民工就业。

表5 环境规制与农民工就业回归估计结果

变量	系数	变量	系数
$lnlr_{t-1}$	0.698*** (0.0259)	$lnnt$	0.0351*** (0.00747)
$lner$	-0.00248* (0.00131)	$lntr$	-0.0783*** (0.0219)
$lnig$	0.134*** (0.0235)	常数项	0.704*** (0.118)
$lnmarket$	0.0775** (0.0301)	AR(1)	0.0012
		AR(2)	0.857
		Sargan Test(P 值)	0.5065

注：***、**和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内数据为该参数的标准误差值。

(二) 环境规制对农民工就业门槛效应分析

门槛检验结果发现，人力资本和劳动力市场分割单一门槛和双重门槛都非常显著，而三重门槛未通过显著性检验，所以本文基于双重门槛进行分析。

1. 人力资本门槛效应。我们得到人力资本水平的两个门槛值分别为 10.386 和 11.923(见表 6)，根据这两个门槛值将农民工分为低技能 ($hc < 10.386$)、中技能 ($10.386 < hc \leq 11.923$) 和高技能

表6 门槛效应估计、检验结果与门槛值

门槛变量	门槛类型	F 值	P 值	1%	5%	10%	第一个门槛值	第二个门槛值
人力资本	双重门槛	52.777***	0.000	17.121	7.726	2.681	10.386	11.923
劳动力市场分割程度	双重门槛	41.461***	0.000	5.547	1.669	-0.089	1.888	2.205

注：***和**分别表示在 1% 和 5% 水平上显著，F 值和 1%、5% 和 10% 临界值均是采用 Bootstrap 反复抽样 800 次得到的结果。

($hc > 11.923$)三种类型并进行估计,模型估计结果见表7。我们所重点关注的是在不同人力资本水平下,环境规制对农民工就业影响的差异性。从参数估计结果看,当人力资本水平低于第一个门槛值(7.503)时,环境规制对农民工就业影响为正;当人力资本水平介于10.386到11.923之间时,环境规制对农民工就业存在显著的负向影响;而当人力资本水平大于11.923时,环境规制对农民工城镇就业影响转变为正向促进。

结果表明,环境规制会减少中技能农民工就业需求,而增加低技能和高技能农民工就业需求,而产生农民工就业“极化”现象^⑥,这在一定程度上验证了屈小博和程杰(2015)通过分析全国流动人口动态监测数据所发现的农民工群体“就业两极化”倾向。那么,如何从环境规制角度来分析这一现象呢?可能的原因是环境规制强度的提高会促使企业选择技术改造或产业升级,开发新型产品,提高企业生产经营效率和产品竞争力等,而引发企业就业结构的变化,尤其是增加高技能农民工的就业需求(肖兴志、李少林,2013;张先锋等,2015)。与此同时,环境规制倒逼企业技术进步或产业升级(肖兴志、李少林,2013;张先锋等,2015)也会导致中低等技能部门工作机械化、自动化生产或部门取消合并等,而导致企业降低中低等技能农民工就业份额,降低对他们的就业需求。但是,这里可能存在“吹风效应”(吕世斌、张世伟,2015),相比低技能生产任务,中等技能的任务边界就处于技术创新和产业升级冲击的“风口”,从而导致中等技能生产任务减少最为迅速,对中等技能农民工就业需求减少也最为明显,而增加对低技能生产任务和低技能农民工就业需求。

此外,从农民工人力资本水平与不同类型岗位匹配角度看,低技能农民工更多在第二产业劳动密集型岗位(要求劳动者有9.1年受教育年限)和第三产业劳动密集型岗位(要求9.6年的受教育年限)就业,而中技能农民工更多在钢铁、有色金属加工、化纤制造等第二产业资本密集型岗位(要求10.4年的受教育年限)就业(蔡昉,2016)。然而高耗能、高污染、低效益的资本密集型行业易受环境规制影响(李梦洁,2016),环境规制强度的提高会降低资本密集型行业就业而对劳动密集型行业就业具有明显促进作用(Berman,2001;李梦洁,2016),因而导致中技能农民工就业需求降低而低技能农民工就业需求增加。

表7 面板门槛模型差分GMM回归估计结果

变量	人力资本	劳动力市场分割程度
$\ln lr_{t-1}$	0.702*** (0.0285)	0.679*** (0.0344)
$\ln ig$	0.137*** (0.0262)	0.156*** (0.0286)
$\ln market$	0.0701* (0.0408)	0.0534 (0.0416)
$\ln nt$	-0.0826*** (0.0243)	-0.0711** (0.0283)
$\ln tr$	0.0284** (0.0113)	0.0421*** (0.00844)
$\ln er \cdot I$ ($thr \leq \tau_1$)	0.0364*** (0.0118)	0.00775 (0.00607)
$\ln er \cdot I$ ($\tau_1 < thr \leq \tau_2$)	-0.0353*** (0.0119)	-0.0106** (0.00535)
$\ln er \cdot I$ ($thr > \tau_2$)	0.0125*** (0.00439)	-0.0121*** (0.00440)
常数项	0.659*** (0.209)	0.640*** (0.220)
AR(1)	0.0013	0.0012
AR(2)	0.9206	0.867
Sargan Test (P值)	0.5524	0.9840

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著;括号内数据为该参数的标准误差值。

2. 劳动力市场分割门槛效应。研究得到劳动力市场分割的两个门槛值分别为1.888和2.205(见表6),同时根据这两个门槛值将地区分为高劳动力市场分割($lms > 2.205$)、中劳动力市场分割($1.888 < lms \leq 2.205$)和低劳动力市场分割($lms < 1.888$)三种类型,模型回归估计结果(见表7)表明,在不同劳动力市场分割程度下,环境规制对农民工就业影响存在差异性。当劳动力市场分割高于2.204时,环境规制对农民工就业影响为负,系数为-0.0121;当劳动力市场分割介于1.888~2.205之间,环境规制对农民工就业影响显著为负,且系数下降为-0.0106;而当劳动力市场分割程度小于1.888时,环境规制对农民工就业影响转变为正向促进,但结果不显著。

在我国存在典型的正规部门和非正规部门、主要劳动力和次要劳动力市场等二元经济特征,这是劳动力市场分割的重要表现。在劳动力市场内部,国有单位等正规部门承担了大部分城镇本地劳动力就业,他们具有一定的政策性和社会性负担,因此当政府提高环境规制标准时,与外资个体私营企业部门相比,国有企业与在当地环保部门的谈判中具有更大的讨价还价能力,可以降低排污费的实际

征收率(Wang, 2002; Jiang et al, 2014)。政府也相应会通过给国有企业提供补贴、减税等方式,减少企业污染治理成本提高带来的本地劳动力就业损失。因此,当主要劳动力市场与次要劳动力市场分割程度较为严重时,环境规制对城镇本地劳动力就业影响较小,而较大地抑制了农民工就业。随着劳动力市场分割程度逐渐降低,主要劳动力市场就业保护和安置等优势消失,农民工能够在劳动力市场实现自由流动和合理配置,环境规制对农民工就业负向影响降低并产生正向促进作用。

五、研究结论与启示

环境规制对农民工就业具有抑制效应但存在门槛效应。本文利用面板门限模型从人力资本和劳动力市场分割角度,考察了环境规制对农民工就业的门槛效应。研究发现:第一,人力资本与劳动力市场分割均存在双重门槛;第二,由于“吹风效应”和不同人力资本水平农民工就业岗位差异,环境规制会减少中级技能而增加高技能和低技能农民工就业需求,产生农民工就业“极化”现象;第三,随着劳动力市场分割程度的逐渐降低,环境规制对农民工就业由抑制变为促进效应。

提高城镇化水平、促进农民工市民化将会发挥巨大的红利效应,是未来中国经济持续增长的新引擎和新动力(都阳等, 2014; 蔡昉, 2014; 吴琦等, 2015)。城镇化水平提高意味着城镇人口比重的逐步上升,这不仅需要依靠原有城镇人口的自然增长,而且需要不断引导传统农业部门劳动力转移到城市现代产业部门,并实现市民身份转换(王桂新、黄祖宇, 2014)。新常态下,如何实现环境规制与农民工就业增长、城镇人口比重提高及经济增长效应发挥等“多重红利”,是我们应进一步思考与讨论的问题。结合研究结论,本文得到以下启示:

(一)提高农民工人力资本水平

环境规制对中等技能农民工就业的显著抑制效应,以及对高技能和低技能农民工的就业促进效应所产生的农民工就业“极化”现象值得引起我们进一步关注。《中国农村统计年鉴》统计数据显示,2005年以来我国农村初中阶段教育学生数和毕业生人数均呈现下降趋势。其中,初中阶段教育学生数由2005年的2784.7万下降到2014年的748.5万,而毕业生数由2005年的975.1万下降到2014年的251.1万。这意味着我国大量尚未完成初中教育的青少年过早进入劳动力市场而成为新生代农民工,虽

然能够满足劳动密集型产业发展对劳动力的需求,且受环境规制影响较小。但从长远来看,他们会难以适应未来产业升级对人力资本水平的要求而遭到淘汰,而自身较低人力资本水平和技能会缩小他们就业转移的领域和空间,使他们很难在城镇就业市场立足而可能选择返乡回流,不利于城镇化水平提高。现实中,多种因素导致了农民工人力资本投资意愿低,无法实现人力资本积累和提升,主要包括:第一,非正规部门企业单位考虑到农民工就业的高度流动性,为获取短期利润最大化,也极力避免人力资本投资和劳动技能培训等“沉没成本”投入。第二,由于户籍政策和较高城市生活成本的限制,农民工子女无法在城市接受正规教育。最近几年农民工工资的快速上涨也使得许多农民工产生了“读书无用论”等错误观念,对新一代农民工子女教育产生了严重负面影响。大部分在农民工子女接受初中教育后便辍学跟随父母去外地打工,成为新一代农民工而出现阶层再生产(吴世友, 2010),也导致农民工代际人力资本升级换代无法实现。第三,农民工自身更注重生存型和享乐型消费,注重短期收益,而不注重发展型消费,对自身人力资本投资将获得的预期收益认识不足,忽视了其劳动技能和人力资本水平提升机会。过低的人力资本水平导致农民工无法满足环境规制引发的产业升级、技术改造对高技能劳动力的需求。劳动力供给与就业岗位需求出现错位,劳动力资源配置效率降低,不利于产业升级和经济增长。因此,未来应加快城市公共服务均等化供给,保障农民工子女接受良好教育,同时加大对农村教育财政转移支付力度,发展农村职业教育,完善农村职业培训体系,普及高中义务教育阶段,实现农民工代际人力资本升级换代;进一步完善用工市场,鼓励企业加强对农民工的就业能力培训,促进人力资本积累,提升就业质量;向农民工宣传人力资本投资和技能培训的重要性,注重培训的实用性和有效性,降低投资风险,增强其收益预期,提高其人力资本投资积极性。

(二)改革户籍制度,打破劳动力市场分割

在我国当前户籍管理制度转型期间,户口仍然是农村劳动者进入主要劳动力市场的阻力之一,劳动力市场分割的状况未得到根本性的改善(乔明睿等, 2009; 吴贾等, 2015)。2014年国务院出台《关于进一步推进户籍制度改革的意见》,2016年28省出台户籍制度改革具体方案,表明我国户籍制度改革将进入一个新的时期。户籍制度改革的逐渐深入和户籍隔离墙的推倒,有助于消除主要劳动力市场就业保护、安

置等优势 and 农民工在次要劳动力市场的就业歧视,建立一体化劳动力市场,实现劳动力要素自由流动,发挥环境规制对农民工就业需求促进效应,促进农民工城镇就业和农民工市民化,提高城镇化水平与质量。

注:

- ① 农民工监测报告数据显示,2015年农民工在制造业和建筑业等第二产业就业比重为55.1%。
- ② 两位学者采用采掘、制造和建筑三个行业的职工人数总和减去相应的国有单位职工人数总和来表示进城农民工就业规模,而进城农民工还主要进入居民服务业、批发零售业、交通运输仓储和邮政业、住宿餐饮业等行业就业,因此本文借鉴两位学者估算方法并拓展到6个主要就业行业。
- ③ 统计偏差 = $100 \times (\text{统计数据} - \text{调查推算数据}) / \text{调查推算数据}$,参考韩峥和黄季焜(2003)。
- ④ 2015年起国家统计局在城镇地域范围开展了农民工市民化进程动态监测调查,该调查是以农民工为调查对象,以农民工市民化为核心内容,直接向农民工调查相关情况,有助于准确了解农民工本人在外工作及生活的各种情况,有理由相信此动态监测调查对于我们以后测算就业区域农民工规模、人力资本水平和工资水平将非常有帮助。
- ⑤ 这可能是由于统计数据中就业人数为年末就业人数而非从业人员平均人数导致的。
- ⑥ 非常感谢匿名审稿人提出这一意见。
- ⑦ 参考邢春冰(2008)。
- ⑧ 沈坤荣和余吉祥(2011)认为由于劳动力市场分割,中国的农村劳动力流动是不自由的,这导致了在第一产业部门内部,使用了更大比例的劳动力生产了更低比例的GDP。因此他们运用第一产业从业人员占比除以第一产业的GDP占比来表征劳动力市场分割程度,但此指标更能反映的是劳动力市场的扭曲程度,而非劳动力市场分割程度。
- ⑨ 2014年末统计农村居民家庭人均纯收入,我们采用农村居民家庭人均可支配收入代替。
- ⑩ 王小鲁、余静文和樊纲于2016年公布了中国市场化八年进程报告,报告中列出了2008年、2010年、2012年和2014年各省份市场化指数,但此指数测算进行了数据资料和计算基期的调整,报告中公布的过去某些年份指数评分和排序与2011年报告有所不同。
- ⑪ Goos & Salomons(2009)和 Senfteleben & Wielandt(2012)等在研究德国等国家就业结构时,发现在劳动力市场中,高技能和低技能劳动者的就业份额在逐渐增加,而中等技能劳动者就业份额反而在逐渐减少,这种现象被称为就业“极化”现象。

参考文献:

蔡昉,2014:《农民工市民化:立竿见影的改革红利》,《中国党政干部论坛》第6期。
 蔡昉 都阳 王美艳,2001:《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》第12期。
 蔡昉,2016:《新常态下人力资本需求与教育改革》,《中国改

革》第4期。
 蔡武,2012:《劳动力市场分割、劳动力流动与城乡收入差距》,《首都经济贸易大学学报》第6期。
 蔡武 陈望远,2012:《中国城乡劳动力流动影响因素研究——理论模型与实证分析》,《湖北经济学院学报》第2期。
 常进雄 赵海涛,2015:《农民工二次跨区流动的特征分析》,《中国人口科学》第2期。
 陈宪 黄健柏,2009:《劳动力市场分割对农民工就业影响的机理分析》,《生产力研究》第20期。
 陈萍 李平,2012:《劳动力市场的所有制分割与城乡收入差距》,《财经问题研究》第5期。
 陈维涛 王永进 毛劲松,2014:《出口技术复杂度、劳动力市场分割与中国的人力资本投资》,《管理世界》第2期。
 丁守海,2010:《最低工资管制的就业效应分析——兼论〈劳动合同法〉的交互影响》,《中国社会科学》第1期。
 都阳 蔡昉 屈小博,2014:《延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利》,《经济研究》第8期。
 樊纲 王小鲁 朱恒鹏,2011:《中国市场化指数:各省区市场化相对进程2011年度报告》,经济科学出版社。
 范雷,2012:《城市化进程中的劳动力市场分割》,《江苏社会科学》第5期。
 韩兆洲 戈龙,2015:《农民工对中国经济增长贡献与成果分享的统计分析》,《统计与决策》第4期。
 韩峥 黄季焜,2003:《对集体所有乡镇企业从业人员数量统计偏差的研究》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第1期。
 韩晶 陈超凡 冯科,2014:《环境规制促进产业升级了吗?——基于产业技术复杂度的视角》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第1期。
 卢锋,2012:《中国农民工工资走势:1979—2010》,《中国社会科学》第7期。
 李珊珊,2015:《环境规制对异质性劳动力就业的影响——基于省级动态面板数据的分析》,《中国人口·资源与环境》第8期。
 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。
 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?——基于省际面板数据的经验分析》,《经济科学》第4期。
 雷明 虞晓雯,2013:《地方财政支出、环境规制与我国低碳经济转型》,《经济科学》第5期。
 吕世斌 张世伟,2015:《中国劳动力“极化”现象及原因的经验研究》,《经济学(季刊)》第1期。
 刘志国 James Ma,2016:《劳动力市场的部门分割与体制内就业优势研究》,《中国人口科学》第4期。
 刘志忠 贺彩银 王耀中,2007:《基于拉尼斯—费模型的民营部门出口贸易对农业剩余劳动力转移影响的实证分析》,《中国农村经济》第10期。
 连玉君 程建,2006:《不同成长机会下资本结构与经营绩效之关系研究》,《当代经济科学》第2期。

- 屈小博 程杰,2015:《中国就业结构变化:“升级”还是“两极化”?》,《劳动经济研究》第1期。
- 乔明睿 钱雪亚 姚先国,2009:《劳动力市场分割、户口与城乡就业差异》,《中国人口科学》第1期。
- 谭娟 陈晓春,2011:《基于产业结构视角的政府环境规制对低碳经济影响分析》,《经济学家》第10期。
- 翁杰,2011:《中国农村劳动力转移与劳动收入份额变动研究》,《中国人口科学》第6期。
- 王勇 施美程 李建民,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。
- 王美艳,2005:《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究》,《中国社会科学》第5期。
- 王桂新 黄祖宇,2014:《中国城市人口增长来源构成及其对城市化的贡献:1991—2010》,《中国人口科学》第2期。
- 吴贾 姚先国 张俊森,2015:《城乡户籍歧视是否趋于止步——来自改革进程中的经验证据:1989—2011》,《经济研究》第11期。
- 吴世友,2010:《教育与农民工子女阶层再生产——基于北京市8位农民工子女的生命史研究》,《中国青年研究》第8期。
- 吴琦 肖皓 赖明勇,2015:《农民工市民化的红利效应与中国经济增长的可持续性——基于动态CGE的模拟分析》,《财经研究》第4期。
- 沈坤荣 余吉祥,2011:《农村劳动力流动对中国城镇居民收入的影响——基于市场化进程中城乡劳动力分工视角的研究》,《管理世界》第3期。
- 邢春冰,2008:《农民工与城镇职工的收入差距》,《管理世界》第5期。
- 谢桂华,2012:《中国流动人口的人力资本回报与社会融合》,《中国社会科学》第4期。
- 肖兴志 李少林,2013:《环境规制对产业升级路径的动态影响研究》,《经济理论与经济管理》第6期。
- 严善平,2006:《城市劳动力市场中的人员流动及其决定机制——兼析大城市的新二元结构》,《管理世界》第8期。
- 杨晓军,2012:《农民工对经济增长贡献与成果分享》,《中国人口科学》第6期。
- 赵德昭 许和连,2012:《FDI、农业技术进步与农村剩余劳动力转移——基于“合力模型”的理论与实证研究》,《科学学》第9期。
- 张红凤,2012:《环境规制理论研究》,北京大学出版社。
- 张先锋 王瑞 张庆彩,2015:《环境规制、产业变动的双重效应与就业》,《经济经纬》第4期。
- Berman, E. & L. T. M. Bui(2001), “Environmental regulation and labor demand: Evidence from the South Coast Air Basin”, *Journal of Public Economics* 79(2):265—295.
- Golombek, R. & A. Raknerud(1997), “Do environmental standards harm manufacturing employment?”, *Scandinavian Journal of Economics* 99(1):29—44.
- Goos, M. & A. Salomons(2009), “Job polarization in Europe”, *American Economic Review* 99(2):58—63.
- Hansen, B. E. (1999), “Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference”, *Journal of Econometrics* 93(2):345—368.
- Häusermann, S. & H. Schwander(2010), “Varieties of dualization? Labor market segmentation and insider outsider divides across regimes”, *Max Weber Programme European University Institute*.
- Jiang, L., C. Lin & P. Lin(2014), “The determinants of pollution levels: Firm-level evidence from Chinese manufacturing”, *Journal of Comparative Economics* 42(1):118—142.
- Lanoie, P., M. Patry & R. Lajeunesse(2008), “Environmental regulation and productivity: Testing the Porter hypothesis”, *Journal of Productivity Analysis* 30(2):121—128.
- Piore, M. J. (1970), “The dual labor market: Theory and implications”, in: R. Barringer & S. H. Beer(eds), *The State and the Poor*, Winthrop Publishers.
- Senftleben, C. & H. Wielandt(2012), “The polarization of employment in German local labor markets”, SFB 649 Discussion Paper.
- Wang, H. (2002), “Pollution regulation and abatement efforts: Evidence from China”, *Ecological Economics* 41(1):85—94.
- Walker, W. R. (2011), “Environmental regulation and labor reallocation: Evidence from the Clean Air Act”, *American Economic Review* 101(3):442—47.

(责任编辑:李仁贵)