

我国可再生能源投资的就业效应研究：整体和行业视角

何凌云¹, 杨晓蕾¹, 钟章奇², 祝婧然³

1. 中国矿业大学管理学院, 江苏徐州, 221116;
2. 浙江财经大学经济学院, 浙江杭州, 310018;
3. 中南财经政法大学金融学院, 湖北武汉, 430073)

摘要: 基于 2005—2016 年我国 141 家可再生能源上市企业的面板数据, 构建固定效应变截距模型、随机效应变截距模型, 测算了可再生能源投资对全国就业量、可再生能源行业及传统能源行业就业量的直接影响以及通过经济增长、产业结构与技术进步路径对就业量产生的中介作用, 探究了太阳能、地热能、生物质能、水能、风能等不同行业投资行为对可再生能源行业就业量的贡献大小, 并进一步利用断点回归模型兼顾分析了可再生能源政策的作用效果。结果表明: 第一, 可再生能源投资增加能促进全国就业量与可再生能源行业就业量, 但对传统能源行业就业量具有抑制作用。第二, 可再生能源投资通过技术进步和产业结构路径对全国就业量分别产生了系数为 0.011、0.020 的促进作用, 但却通过经济增长路径对全国就业量产生了系数为 0.032 的抑制作用; 此外, 可再生能源投资通过产业结构、经济增长路径促进了可再生能源行业与传统能源行业就业量, 但通过技术进步路径抑制了该两大行业就业量。第三, 样本期间内可再生能源发展基金征收使用管理政策在一定程度上放大了可再生能源投资对可再生能源行业就业量的促进作用, 凸显了政策的有效性。

关键词: 可再生能源投资; 就业; 经济增长; 产业结构

中图分类号: F832.48

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2019)03-0084-12

一、引言

经济高速发展的代价是对非可再生能源的极度依赖和消耗, 未来巨大的能源需求主要依靠可再生能源来填补^[1]。在这个过程中, 可再生能源发展凸显重要。从我国的实际看, 我国一直鼓励并支持可再生能源产业的发展并给予了大力的政策支持。2015 年出台的《可再生能源发展专项资金管理暂行办法》对于提高财政资金的使用效益、发挥财政资金对可再生能源产业的引导作用具有重要意义; 2017 年出台的《关于深化能源行业投融资体制改革的实施意见》的首要任务是充分激发社会资本参与能源投资的动力和活力, 尤其是以光伏、风电等可再生能源项目为主试点, 依托

多层次资本市场体系, 鼓励符合条件的能源企业上市融资。根据《可再生能源发展“十三五”规划》, “十三五”期间我国可再生能源领域新增投资额预计将达到 2.5 万亿元, 比“十二五”规划增长近 39%。一方面, 可再生能源投资能减少碳排放, 促进区域经济发展, 具有经济与环境效益^[2]; 另一方面, 可再生能源投资可以带动高新技术开发和经济的持续增长, 而技术创新、经济增长会带动就业^[3-5], 尤其是, 投资增加也会带动社会劳动力的大量就业^[6-7]。从实践来看, 根据《2017 年可再生能源和就业报告》, 2016 年全球可再生能源领域创造就业岗位 980 万个, 其中我国创造 350 万个; 全球风电领域创造就业岗位 120 万个, 其中我国创造 50.9 万个。可以看出, 可再生能源产业的发展对促进就业起到了重要的作用。那么, 可再生能源投资是否会影

收稿日期: 2018-09-19; 修回日期: 2019-03-30

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“基于系统视角的可再生能源投资影响因素、多维效应及政策体系研究”(71874185); 教育部人文社会科学规划基金项目“碳总量与强度双重约束下我国节能减排的政策杠杆比较及协调研究”(16YJAZH015)

作者简介: 何凌云(1982—), 女, 甘肃陇西人, 博士, 中国矿业大学管理学院教授, 主要研究方向: 能源与环境金融; 杨晓蕾(1995—), 女, 黑龙江哈尔滨人, 中国矿业大学管理学院硕士研究生, 主要研究方向: 能源与环境金融, 联系邮箱: TS17070002A3@cumt.edu.cn; 钟章奇(1986—), 男, 湖南岳阳人, 博士, 浙江财经大学经济学院副教授, 主要研究方向: 区域科学与管理、经济政策模拟; 祝婧然(1986—), 女, 黑龙江肇东人, 中南财经政法大学金融学院博士研究生, 主要研究方向: 金融风险

由相关路径产生的间接影响? 该影响的方向和大小是否会因行业的不同而存在差异? 这些问题的回答可以为我国更好地发展可再生能源、推动实现更高质量和更充分就业提供科学的政策依据。

进一步地, 由于可再生能源投资具有良好的经济和环境效益, 因而政府政策多以扶持、激励为主, 政策的出台在推动可再生能源产业发展的同时又可能对其行业就业产生不确定性的影响。因此, 现行经济环境下可再生能源政策的作用效果也值得探讨。从研究层面来看, 学者们对投资与就业之间的关系早有深入的研究。研究多从人力资本投资、对外直接投资、创业投资等方面分析, 认为投资对就业存在促进作用^[8-12]。但龚玉泉、袁志刚^[13]研究发现, 增加投资并没有产生积极的就业效应, 反而很有可能会挤出就业, 产生消极影响。此外, 部分学者关注能源投资对就业的作用。比如: 张跃军、魏一鸣^[14], 黄生权、赵金灿^[15]分别从能源投资与环保投资视角分析发现, 能源投资对于就业水平、环境保护、技术创新等均有促进作用, 而环保投资仅对省域内的就业规模具有正向影响。进一步地, 有学者关注可再生能源发展与就业的关系, 研究发现, 可再生能源产业快速发展不仅增加了能源供应, 推动了经济增长, 同时也带来了就业增长^[16-20]。而王琦^[21]等认为可再生能源领域就业情况会因城乡差别而不同; 林宝^[22]则进一步指出这种差异性会因可再生能源发电技术的不同而尤为明显。此外, 也有学者认为可再生能源发展会产生就业创造性破坏效应, 并基于经济增长、技术进步等角度研究发现, 可再生能源发展创造了新的就业岗位, 但也使得传统能源部门的劳动者面临较为严峻的就业形势, 即同时存在着就业创造与就业破坏效应的博弈^[1,23]。Wei et al^[24]则从可再生能源投资的视角进行分析发现, 可再生能源投资能产生直接创造就业的直接效应、来自上下游厂商的间接效应和就业者经济活动对整个国民经济的引致性效应。从政策层面来看, 现有研究肯定了环境规制与就业之间的关联, 认为环境规制对就业的影响在空间和行业间存在较强的异质性, 而且, 环境规制在不同污染物控制区对就业的作用呈现不同趋势^[25]。

可以看出, 学者们对投资与就业、可再生能源产业发展与就业的关系进行了广泛而深入的研究。总体来看, 研究还存在以下不足: 第一, 直接针对可再生能源投资对就业影响的研究很少, 且较多关注对就业总量的影响, 对就业结构影响的研究缺乏。第二, 从研究视角看, 多从宏观视角出发, 缺乏以微观企业为主体的研究。第三, 多从全国总体层面出发进行研究,

对行业就业的研究有待深入。第四, 鲜见对可再生能源政策有效性的研究。鉴于此, 本文尝试从以上几个方面做一些推进。本文拟从微观视角出发, 以可再生能源企业为研究对象, 从整体和行业两方面全面考察可再生能源投资对就业的作用, 并兼顾分析相关政策对可再生能源投资就业效应的影响, 以期对政策制定提供一定的参考。

二、可再生能源投资与就业的理论关联

(一) 可再生能源投资的界定

现有研究中尚缺乏对“可再生能源投资”的一致性界定。从能源的视角出发, 满向昱^[26]等指出, 能源投资是指“为了实现未来的收益, 投资主体在能源的生产、流通和消费领域进行的固定资产投资活动”。考虑到企业是社会生产与经济增长中的主体作用, 研究大都以企业为主体, 具体包括两种方式: 其一, 针对投资对象进行界定, 将企业可再生能源投资界定为“公司当年对可再生能源的投资额”^[27]; 其二, 针对投资主体进行界定, 将企业可再生能源投资界定为“可再生能源企业用于构建固定资产、无形资产以及其他长期资产支付的现金”^[28]。这些界定均强调了投资的主体、对象、目的与结果。依照本文的研究框架, 同时考虑到企业在经济活动中的主体地位, 本文主要从投资主体角度出发, 采取第二种界定方式, 将“可再生能源投资”界定为“可再生能源企业的投资”, 而非企业投入到可再生能源领域的投资额。

(二) 可再生能源投资对就业的影响路径

投资作为一种为获取利益的经济行为, 对经济增长和技术进步具有促进作用^[29-30]。可再生能源企业作为市场经济活动的主体, 其一般性投资行为也同样具有“经济”和“技术”效应^[31-32]。此外, 鉴于能源禀赋决定能源生产结构, 可再生能源的投资会引导能源生产, 进而对生产结构产生影响^[33], 而生产结构又决定了消费结构^[34]。闫笑非、杜秀芳^[35]的研究表明: 能源消费结构的变化对产业的发展与产值存在影响。因而新能源的开发利用会扩大能源供给量, 形成新的产业, 进而形成新的就业需求^[36]。可见, 可再生能源投资通过作用于经济增长、技术进步和产业结构产生一系列的中介效应, 这些效应或促进或抑制就业, 通过正负效应博弈, 最终对就业量与就业结构产生影响。具体而言, 从技术进步路径出发, 主要包括拉动效应和破坏效应: 第一, 拉动效应。包括直接补偿和间接

补偿效应。直接补偿效应指可再生能源发展带动技术进步,技术进步创造新的生产机器、产品,继而创造新的产业部门,从而可吸纳更多的劳动力就业^[37];间接补偿效应指可再生能源发展带动技术进步,技术进步改善其他要素的生产效率,从而能提高社会整体的工作效益,促进社会整体的就业^[38]。第二,破坏效应。包括直接和间接破坏效应。直接破坏效应是指新型生产方式所造成的破坏。可再生能源技术创新所带来的生产方式的革新,使得技术相对落后的部门劳动力因无法适应新生产关系而失业,表现为可再生能源产业发展虽然创造岗位,但劳动力因为技能和知识结构的限制,不能胜任职务的要求而导致失业^[39];间接破坏效应是指高生产效率所造成的破坏,即技术性失业。可再生能源新技术的应用提高了生产效率,使得同样的工作量需要的劳动力减少,即技术替代了劳动,从而抑制了就业^[40]。从经济增长路径出发,主要包括创业效应。创业效应指的是可再生能源投资通过对经济增长的促进,鼓励和增多了创业人数,并推动了创业积极带动的就业人数^[41],但经济增长所带来的如实际租房价格、实际职工工资和实际贷款利率等要素价格上升却逆向影响创业人数,进而对创业所带动的就业人数产生负向影响。从产业结构路径出发,主要包括调整效应。调整效应指的是可再生能源的开发利用会扩大能源供给,形成新的产业,引发产业结构的调整,进而引发就业结构调整^[42]。但改革开放以来,我国产业结构升级对就业变动的决定机理非常复杂,已有的

文献中国内外学者对产业结构升级就业效应的认识并不一致^[43]。

基于以上分析,图1归纳了可再生能源投资对就业量和就业结构的作用路径。

三、模型、变量与数据

(一) 基本模型构建

一般而言,就业既包括宏观层面的全国就业量,又包括微观层面上各企业就业量,因此会受到多种因素的影响。除本文的研究主体可再生能源企业的投资会对就业产生影响外,还应考虑到宏观层面的其他因素。具体而言,刘青海^[44]认为,人口密度是决定就业水平的重要因素,增加人口密度可以以最小的代价将城市居民与城市就业机会连接起来;温杰^[43]、盛红升^[45]的研究均表明,出口带动就业增长的作用日益明显;周启良、湛柏明^[46]和郑海燕^[47]则认为,我国各地区的就业人员数量及质量分别受到外商直接投资的正面和负面影响。综上,本文选取人口密度、出口及外商直接投资作为控制变量,构建模型如(1)一(3)所示。

$$LN(EM)_{i,t} = \alpha_{i,t} + \alpha_1 LN(INV)_{i,t} + \alpha_2 LN(PS)_{i,t} + \alpha_3 LN(EX)_{i,t} + \alpha_4 LN(FDI)_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

$$LN(REM)_{i,t} = \beta_{i,t} + \beta_1 LN(INV)_{i,t} + \beta_2 LN(PS)_{i,t} + \beta_3 LN(EX)_{i,t} + \beta_4 LN(FDI)_{i,t} + \nu_{i,t} \quad (2)$$

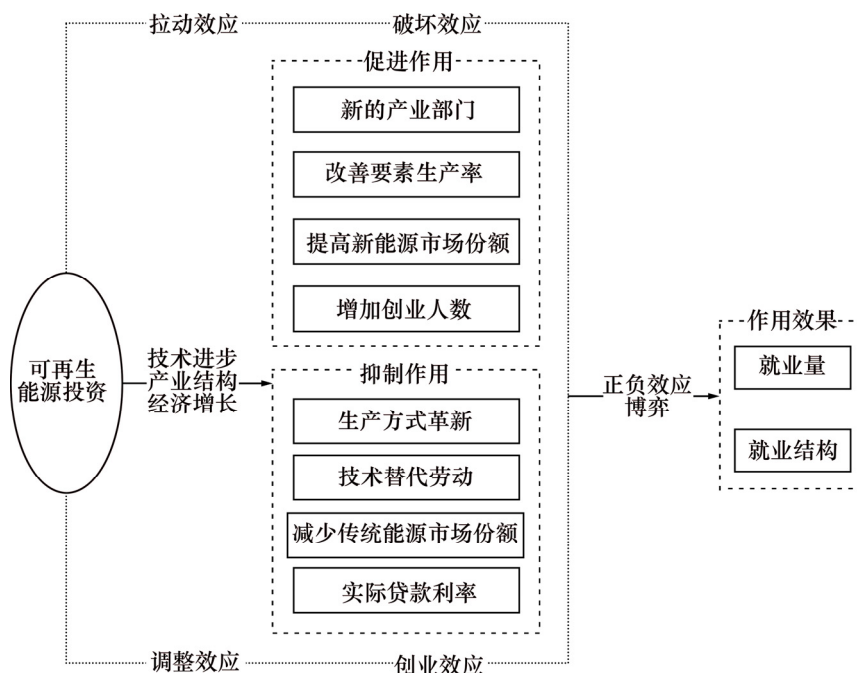


图1 可再生能源投资对就业量和就业结构的作用路径

$$LN(CEM)_{i,t} = \gamma_{i,t} + \gamma_1 LN(INV)_{i,t} + \gamma_2 LN(PS)_{i,t} + \gamma_3 LN(EX)_{i,t} + \gamma_4 LN(FDI)_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (3)$$

式(1)–(3)中, i 为企业; t 为年份; $\alpha_{i,t}$ 、 $\beta_{i,t}$ 、 $\gamma_{i,t}$ 均为截距项; EM 、 REM 、 CEM 分别为全国就业量、可再生能源行业就业量、传统能源行业就业量; INV 为可再生能源投资; PS 、 EX 、 FDI 分别表示人口密度、出口及外商直接投资; α_1 – α_4 、 β_1 – β_4 、 γ_1 – γ_4 分别为可再生能源投资、人口密度、出口及外商直接投资对全国就业量、可再生能源行业就业量及传统能源行业就业量的作用系数; $\mu_{i,t}$ 、 $\nu_{i,t}$ 及 $\xi_{i,t}$ 均为随机误差项。

前文的理论分析指出, 除了直接影响外, 可再生能源投资还会通过技术进步、产业结构、经济增长路径对全国就业量、可再生能源行业就业量、传统能源行业就业量产生间接影响。其中, 由于经济增长主要考虑的是经济总量的增长, 所以该路径简称为总量路径, 产业结构与技术进步路径简称为结构、技术路径。基于此, 进一步考虑这种中介效应。需要考虑的是: 第一, 本文从总量、结构、技术三个路径考察可再生能源投资对就业的作用; 第二, 各路径之间存在复杂的博弈关系, 可再生能源投资对就业的影响是多种效应博弈的结果; 第三, 考虑到叉乘项一方面可以准确找到中介效应中可再生能源投资影响的中介变量, 另一方面可以在一定程度上反映可再生能源投资通过三个路径对就业产生的综合作用^[48–49]。基于此, 本文将总量、结构、技术路径作为中介变量, 将可再生能源投资与相关路径的叉乘项纳入模型之中, 以考察可再生能源投资通过相关路径对全国总就业量、可再生能源行业就业量以及传统能源行业就业量产生的中介效应, 如(4)–(6)所示。

$$LN(EM)_{i,t} = \delta_{i,t} + \delta_1 LN(INV \times TE)_{i,t} + \delta_2 LN(INV \times IS)_{i,t} + \delta_3 LN(INV \times Y)_{i,t} + \delta_4 LN(PS)_{i,t} + \delta_5 LN(EX)_{i,t} + \delta_6 LN(FDI)_{i,t} + \rho_{i,t} \quad (4)$$

$$LN(REM)_{i,t} = \eta_{i,t} + \eta_1 LN(INV \times TE)_{i,t} + \eta_2 LN(INV \times IS)_{i,t} + \eta_3 LN(INV \times Y)_{i,t} + \eta_4 LN(PS)_{i,t} + \eta_5 LN(EX)_{i,t} + \eta_6 LN(FDI)_{i,t} + \sigma_{i,t} \quad (5)$$

$$LN(CEM)_{i,t} = \theta_{i,t} + \theta_1 LN(INV \times TE)_{i,t} + \theta_2 LN(INV \times IS)_{i,t} + \theta_3 LN(INV \times Y)_{i,t} + \theta_4 LN(PS)_{i,t} + \theta_5 LN(EX)_{i,t} + \theta_6 LN(FDI)_{i,t} + \tau_{i,t} \quad (6)$$

式(4)–(6)中, $\delta_{i,t}$ 、 $\eta_{i,t}$ 、 $\theta_{i,t}$ 为截距项; TE 为技术进步; IS 为产业结构; Y 为经济增长; $INV \times TE$ 、 $INV \times IS$ 、 $INV \times Y$ 分别表示可再生能源投资与技术进步、产业结构及经济增长的交互项; δ_1 – δ_6 、 η_1 – η_6 、 θ_1 – θ_6 分别表示各变量对全国就业量、可再生能源行业就业量及传统能源行业就业量的作用系数; $\rho_{i,t}$ 、 $\sigma_{i,t}$ 、 $\tau_{i,t}$ 均为随机误

差项。

引言部分指出, 可再生能源投资对政策的敏感度很高, 政策在促进可再生能源发展的同时可能对我国的可再生能源行业就业产生不确定性的影响。为了明确这种作用, 论文试图进一步分析相关政策对二者关系的影响, 从而在一定程度上兼顾分析可再生能源政策的有效性。一般而言, 学者们对于政策作用的研究方法主要集中在断点回归和 DID 方法上。DID 方法存在未考虑个体所处的环境对个体的不同影响、个体时点效应未得到控制、数据要求十分严苛等一系列的局限性。根据 Lee^[50]的研究, 断点回归可以很好地解决模型的内生性以及变量遗漏等问题, 同时在政策评估及因果关系推断等方面优势显著。而且, 由于政策实施的间断性和易受影响等特点, 政策实施主体并不能严格按照要求完成所规定的内容, 针对这些问题, 模糊断点回归方法的适用性很强^[51]。因此, 本文采用模糊断点回归法考察可再生能源政策的作用效果, 并使用两阶段最小二乘法(TSLS)来估计处置效应。基于此, 本文在模型(2)的基础上, 加入政策变量, 进一步建立断点回归模型, 如(7)所示。

$$LN(REM)_{i,t} = \lambda_{i,t} + \lambda_1 P_{i,t} + \lambda_2 LN(INV)_{i,t} + \lambda_3 LN(PS)_{i,t} + \lambda_4 LN(EX)_{i,t} + \lambda_5 LN(FDI)_{i,t} + \varphi_{i,t} \quad (7)$$

模型(7)中, $P_{i,t}$ 为政策; $\varphi_{i,t}$ 为随机扰动项。 λ_1 反映了时间断点附近政策的局部平均处理效应, 代表政策对行业就业量的影响效果, 实施某政策前, $P_{i,t}=1$; 否则, $P_{i,t}=0$ 。 λ_2 代表包含了可再生能源政策影响的可再生能源投资的行业就业作用效果。 $\lambda_{i,t}$ 为截距项; λ_3 – λ_5 分别表示人口密度、出口及外商直接投资对可再生能源行业就业量的作用系数。

(二) 变量选择与数据来源

1. 全国就业量 (EM)

我国工业化发展已经步入中后期, 第二和第三产业就业人数占到全部就业人数的大多数。基于此, 借鉴赵连阁^[52]等的研究, 采用第二和第三产业就业人员总数衡量全国就业量, 并取自然对数。

2. 可再生能源行业就业量 (REM)

本文采用 141 家可再生能源上市企业的就业人数来衡量可再生能源行业就业量, 并取自然对数。

3. 传统能源行业就业量 (CEM)

本文根据《中国统计年鉴》中的城镇单位就业人员行业划分标准, 采用采矿业、制造业以及电力燃气三大行业城镇单位就业人员来衡量传统能源行业就业量, 并取自然对数。

4. 可再生能源投资 (INV)

基于投资形式的差异, 可再生能源企业的投资可

划分为对内投资与对外投资。对外投资形式为各类有价证券,并不涉及可再生能源领域;对内投资即把资金投入在企业内部,购置各种生产经营所用资产的投资,主要包括对固定资产、无形资产及其他长期资产的投资,该指标可以极大程度地衡量可再生能源企业的投资水平。借鉴李凤羽、杨墨竹^[53]的研究,以可再生能源企业用于购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金表示可再生能源投资水平,并取自然对数。

5. 技术进步 (TE)

度量技术进步的指标较多,比较普遍使用的指标是全要素生产率,但考虑到其包括的内容太多,不能准确地定位技术进步关系。因此,本文借鉴李丽辉^[54]的研究,采用劳动生产率的变动率来衡量技术进步。

6. 产业结构 (IS)

柯军^[55]的研究表明,以往产业结构指标的选取都无法全面考虑到三次产业之间相对结构的变化,而产业结构层次系数能全面反映产业结构升级、产业结构高级化程度等信息,因此本文借鉴其研究,采用产业结构层次系数衡量产业结构,计算公式如式(8):

$$W = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i q(j) \quad (8)$$

式(8)中, n 为产业数,将这些产业由高层次到低层次加以排列,所得的比重分别记为 $q(j)$ 。该式是对三次产业的比重进行加权求和,并按三次产业的层次高低依次赋权。式中, W 越大,表示产业结构层次系数越大,产业结构高级化水平越高。

7. 经济增长 (Y)

为更加明确地表示经济增长这一概念,本文借鉴 Shane^[56]和李长安、谢远涛^[41]的研究,采用 GDP 增长率衡量经济增长。

8. 控制变量

控制变量包括人口密度(PS)、出口(EX)、外商直接投资(FDI)。人口密度 PS 以常住户人口与面积比值表示;出口 EX 以出口总额表示;外商直接投资 FDI 以外商投资企业进出口总额衡量。相关变量均取自然对数。

考虑到企业的代表性与数据的可得性,本文以中国 A 股市场可再生能源企业为样本,时间从 2005 年到 2016 年。由于上市公司类别中没有对可再生能源业的界定,因此选取主营业务与可再生能源开发利用有关的企业为样本。根据 2012 年版证监会发布的行业分类指引,选定行业类型为电力、热力、燃气及水生产和供应业(行业代码分别为 D44、D45、D46)、生态保护和环境治理业(行业代码为 N77),并根据以下原则进行筛选:①选择 2009 年 12 月 31 日以前在中国 A 股市场上市的企业;②剔除样本中含有 ST、PT 类的企业;③剔除部分样本数据不全的企业。基于以上原则,共选取企业 141 家。其中,太阳能企业 49 家,水能企业 14 家,风能企业 52 家,生物质能企业 13 家,地热能企业 5 家,其他与可再生能源开发利用有关的企业 8 家。可再生能源投资、可再生能源企业就业量数据来源于 CCER 数据库。其余数据均来源于《中国统计年鉴》(2005—2016 年)。

四、模型估计及结果分析

(一) 变量关系的初步判断

在对模型(1)进行估计前,首先对变量的性质进行判断,面板数据的 ADF 检验结果表明,所有变量均为 I(1)序列。基于此,进一步利用协整检验判断可再生能源投资与就业量之间的长期均衡关系。检验结果如表 1 所示。

表 1 相关变量与就业量间的协整关系检验结果

检验方法	就业量与可再生能源投资			就业量与可再生能源投资及其他控制变量		
	EM	REM	CEM	EM	REM	CEM
Panel PP	-3.868*** (0.000)	-4.243*** (0.000)	-12.684*** (0.000)	-11.878*** (0.000)	-34.728*** (0.000)	-44.108*** (0.000)
Panel ADF	-5.259*** (0.000)	-6.846*** (0.000)	-13.578*** (0.000)	-9.620*** (0.000)	-14.900*** (0.000)	-10.604*** (0.000)
Group PP	-0.811 (0.208)	-7.282*** (0.000)	-11.636*** (0.000)	-21.653*** (0.000)	-43.441*** (0.000)	-51.503*** (0.000)
Group ADF	-4.430*** (0.000)	-7.522*** (0.000)	-14.891*** (0.000)	-10.491*** (0.000)	-16.821*** (0.000)	-10.669*** (0.000)

注:括号内数字为各统计量对应的 P 值;***、**和*分别表示 1%、5%和 10%水平下拒绝原假设

可以看出: 1%的显著性水平下, 四种检验方法均表明, 解释变量与被解释变量之间以及他们与其他控制变量之间均存在长期均衡关系。为进一步验证变量间的关系, 采用格兰杰检验考量变量间的因果关系, 结果如表 2 所示。

表 2 反映出, 可再生能源投资与就业量之间、路径变量间存在因果关联, 从而可能通过相关路径变量对就业产生作用。以上仅是基于统计学意义上的分析。当然, 实际经济运行中还存在相关变量之间的交互影响, 甚至反馈作用, 因果检验的数据支持了就业量对可再生能源投资的反馈作用, 但从研究层面上来看, 大量研究显示学者们更多倾向于研究投资对就业的作用, 而非就业对投资的作用^[57-59], 这在某种程度上说明就业对投资的影响是十分微弱的。鉴于此, 本文仅分析可再生能源投资对就业量的直接影响与通过三个路径对就业量产生的单向中介作用。

表 2 相关变量的格兰杰因果检验结果

过程	滞后期	P 值	过程	滞后期	P 值
INV→EM	1	0.683	INV→TE	1	0.000***
	2	0.084*		2	0.000***
INV→REM	1	0.000***	INV→IS	1	0.011**
	2	0.000***		2	0.021**
INV→CEM	1	0.133	INV→Y	1	0.000***
	2	0.194		2	0.001***

注: ***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的置信水平下拒绝原假设

(二) 可再生能源投资对就业量作用——整体视角

基于模型(1)一(3)考察可再生能源投资对全国就业量、可再生能源行业及传统能源行业就业量的直接作用。Hausman 检验结果(Chi-Sq 统计量分别为 3.260、43.496、6.018; P 值分别为 0.515、0.000、0.197)表明, 分别建立随机效应模型、固定效应模型及随机效应模型具有合理性。基于此, 采用广义最小二乘法进行估计, 结果如表 3 所示。

从表 3 可以看出: 1%的显著性水平下, 可再生能源投资对可再生能源行业与传统能源行业就业量分别产生了 0.130 和 0.001 的促进和抑制作用。结合实际来看, 可再生能源投资能推动可再生能源开发利用, 进而有利于促进可再生能源行业就业, 但同时也会对传统能源行业发展造成一定的冲击, 对其就业量产生负面影响。总体来看, 可再生能源投资对可再生能源行业就业量的促进作用大于其对传统能源行业就业量的抑制作用, 这主要是因为可再生能源投资对可再生能源行业就业产生的影响是直接的, 但对传统能源行业

就业产生的影响是间接的。5%的显著性水平下, 可再生能源投资对全国就业量的促进作用仅为 0.000 7。其原因在于, 尽管可再生能源投资对主营业务与能源相关的可再生能源行业和传统能源行业就业量有比较显著的影响, 但第二、三产业包括的行业类型较多, 对其他行业就业量影响甚微, 从而可能造成对全国就业量的促进效果不明显。

表 3 可再生能源投资对就业量直接作用的估计结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	EM	REM	CEM
INV	0.0007** (-2.175)	0.130*** (11.598)	-0.001*** (-2.590)
PS	5.008*** (17.598)	12.080*** (4.542)	4.052* (1.957)
EX	-0.001 (-0.035)	-0.154 (-0.399)	0.537** (2.202)
FDI	0.050* (1.681)	0.154 (0.552)	-0.208 (-0.993)
R ²	0.996	0.796	0.870

注: 括号内数字为 t 统计量; ***、**和*分别表示 1%、5%和 10%水平下拒绝原假设

考虑控制变量的作用时, 第一, 人口密度提高能显著促进我国就业量, 且对可再生能源行业就业促进作用更强。这是由于人口密度越大的地方就业机会越多。而尽管可再生能源行业具有良好的发展前景, 但我国可再生能源的开发利用技术尚处于起步阶段, 企业发展面临诸多不确定因素, 必然面临人才缺失等问题, 即存在大量就业机会。因此在高人口密度的情况下, 就业量显著增加在可再生能源行业中表现得更为明显。第二, 5%的显著性水平下, 出口额对就业量的促进作用仅在传统能源行业中显著, 作用为 0.537。从实际来看, 外贸出口企业会吸纳大量的社会劳动力, 促进就业, 而根据《2016 年中国对外贸易 500 强企业研究报告》, 我国对外贸易 500 强企业绝大多数是传统能源企业, 因此, 增加出口额对传统能源行业就业的促进作用尤为明显。第三, 10%的显著性水平下, 外商直接投资仅对全国就业量存在 0.050 的促进作用, 对可再生能源行业和传统能源行业就业量的影响均未通过检验。这说明外商直接投资会产生国内就业的创造效应, 拉动国内就业, 而对可再生能源行业和传统能源行业就业量的影响十分有限。

进一步对模型(4)一(6)进行估计以考察可再生能源投资经由多路径对就业产生的中介作用, 估计结果见表 4。

表4 可再生能源投资对就业量中介作用的估计结果

解释变量	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	<i>EM</i>	<i>REM</i>	<i>CEM</i>
<i>INV</i> × <i>TE</i>	0.011** (2.106)	-1.411*** (-5.388)	-1.115*** (-39.217)
<i>INV</i> × <i>IS</i>	0.020*** (18.470)	0.186*** (3.803)	0.367*** (65.224)
<i>INV</i> × <i>Y</i>	-0.032*** (-5.738)	1.333*** (5.101)	0.747*** (26.165)
<i>PS</i>	4.483*** (121.325)	7.808*** (4.783)	-4.376*** (-23.269)
<i>EX</i>	-0.011*** (-3.354)	0.008 (0.051)	0.365*** (20.172)
<i>FDI</i>	0.067*** (25.228)	-0.003 (-0.027)	0.031** (2.300)
<i>R</i> ²	0.997	0.975	0.974

注：括号内为 *t* 统计量；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%水平下拒绝原假设

从表4可以看出：考虑单一路径的作用时，第一，在5%的显著性水平下，可再生能源投资经由技术路径对全国就业量产生了0.011的促进作用。事实上，技术进步对就业的影响是复杂的，同时存在就业促进与抑制两种效应。从实际来看，我国近几年针对技术性失业问题采取的失业保险举措对提高就业再就业水平具有积极意义，冲销了技术进步对就业率的抑制作用，而技术进步也可以通过促进产业革新、经济增长创造出大量新增就业岗位；因此，可再生能源投资通过技术路径对全国就业量产生的促进作用强于抑制作用。1%的显著性水平下，可再生能源投资经由技术路径对可再生能源行业与传统能源行业就业量分别产生了1.411和1.115的抑制作用。其原因在于，传统能源行业因其高耗能、高污染的生产技术不符合可持续发展的要求，因而市场需求下降并导致劳动力就业量的减少。而可再生能源行业还处于发展阶段，市场份额占有量较低且技术水平仍需提高，因此行业就业情况仍不乐观。第二，1%的显著性水平下，可再生能源投资经由结构路径对全国就业量、可再生能源行业与传统能源行业就业量分别产生了0.020、0.186和0.367的促进作用。这说明可再生能源投资所带动的产业结构升级无论是对行业还是全国就业都具有拉动作用。第三，1%的显著性水平下，可再生能源投资经由总量路径对可再生能源行业与传统能源行业就业量均产生了促进作用，分别为1.333、0.747。实际上，经济增长对就业也同时存在促进和抑制效应。具体而言，可再生能源投资所带来的经济增长通过引导更多人创业

进而引起就业量的增加，但同时，经济增长所带来的创业效应又受到实际贷款利率、实际职工薪酬等因素的影响，进而对就业量产生抑制作用。目前，我国传统能源行业仍占据大量市场份额，可再生能源行业发展迅速，因此可再生能源投资通过总量路径对可再生能源行业与传统能源行业就业量产生的抑制作用不大。进一步地，由于可再生能源具有环境友好、符合时代发展要求等特点，再加上政策支持，因此，可再生能源投资所带来的经济增长的创业效应对该行业就业的促进作用尤为明显。1%的显著性水平下，可再生能源投资经由总量路径对全国就业量产生了0.032的抑制作用。其原因在于，当范围扩大到全国时，诸多行业，如房地产等对实际贷款利率等抑制因素敏感性很强。因此，可再生能源投资通过总量路径对全国就业量产生的抑制作用强于促进作用。值得注意的是，可再生能源投资通过相关路径对全国就业量的作用系数仍然均小于对可再生能源行业就业量与传统能源行业就业量的作用系数。这同样是由于，可再生能源投资对第二、三产业包括的其他行业类型的就业量影响甚微，从而造成了可再生能源投资通过相关路径对全国就业量的作用效果不明显。

考虑多路径的综合作用时，第一，5%的显著性水平下，可再生能源投资通过技术路径对全国就业量产生了0.011的促进作用；1%的显著性水平下，可再生能源投资通过结构和总量路径对全国就业量分别产生了0.020和0.032的促进和抑制作用。可以看出，可再生能源投资通过总量路径对全国就业量的影响效果最为明显，强于其他两大路径对就业量的中介作用。这可能是由于我国长期以来经济增长迅速，而技术水平落后，产业结构层次较低所导致的。第二，可再生能源投资通过技术路径对可再生能源行业与传统能源行业就业量均产生抑制作用，通过结构和总量路径对两大行业就业量均产生促进作用。而综合来看，模型(2)、模型(3)的估计结果显示，可再生能源投资对可再生能源行业与传统能源行业就业量分别产生了显著的促进和抑制作用。这可能是由于可再生能源行业发展历时较短，技术水平有待提高，且经济增长的创业效应对该行业就业人数的促进作用尤为明显，而传统能源行业发展时期较长，技术较为成熟，且可再生能源投资通过结构和总量路径对该行业就业量的促进作用较小。因此，可再生能源投资通过技术路径对可再生能源行业就业的抑制作用小于结构、总量路径共同产生的促进作用，而对于传统能源行业就业，情况则恰好相反。

(三) 可再生能源投资对就业量作用——行业视角

考虑到我国不同可再生能源行业发展状况存在显著差异, 本文拟进一步分析不同行业可再生能源企业投资行为对该行业就业量的直接作用。样本企业主要由太阳能、水能、风能、生物质能和地热能这五大行业组成, 据此对模型(2)进行估计。结果如表 5 所示。

表 5 不同行业可再生能源投资对行业就业量直接作用的估计结果

解释变量	模型(2)				
	太阳能行业	水能行业	风能行业	生物质能行业	地热能行业
<i>INV</i>	0.128*** (9.501)	0.081*** (4.252)	0.103*** (8.517)	0.188*** (9.695)	0.373*** (5.621)
<i>PS</i>	8.884*** (4.376)	6.864** (2.273)	13.503*** (8.127)	2.974 (1.011)	1.793 (0.217)
<i>EX</i>	0.318 (1.080)	-0.155 (-0.348)	-0.327 (-1.311)	0.499 (1.164)	0.080 (0.068)
<i>FDI</i>	0.037 (0.178)	-0.071 (-0.205)	0.097 (0.562)	-0.376 (-1.279)	0.215 (0.246)
<i>R</i> ²	0.945	0.933	0.986	0.982	0.870

注: 括号内数字为 *t* 统计量; ***, **和*分别表示 1%、5%和 10%水平下拒绝原假设

从表 5 可以得出: 1%的显著性水平下, 太阳能、水能、风能、生物质能、地热能行业投资对该行业就业量分别产生了 0.128、0.081、0.103、0.188 和 0.373 的促进作用。其中, 地热能行业投资对其行业就业量的作用最明显, 其次为生物质能、太阳能和风能行业, 水能行业作用最小。从实际来看, 虽然我国地热资源分布广泛、储量丰富, 但总体利用率较低, 因此开发潜力巨大。增加地热能行业投资, 开发利用地热资源, 可显著提高该行业就业水平。相对于地热能行业, 我国生物质能在能源供应中的作用正在不断增强, 沼气发电和燃料乙醇已经普及, 但生产转化技术还不成熟, 行业发展较慢, 因此开发潜力也很大。所以, 增加该行业的投资对其行业就业量也存在明显的促进作用。而与前两类行业不同, 风能行业因其易获取、资源丰富、分布广泛和成本低等特征在我国获得较大发展, 而太阳能行业发展虽起步较晚, 但发展十分迅速, 因此两者的发展规模都十分可观, 相应地, 对人才的需求也较为旺盛。而我国水能行业发展较早, 水能资源丰富, 但由于分布受水文、气候、地貌等自然条件的限制, 容易被地形、气候等多方面的因素所影响, 因此水能行业发展出现停滞状态, 增加水能行业的投资

对其就业量的促进作用相对有限。此外, 模型(2)的估计结果显示, 可再生能源投资对其行业就业量的直接作用为 0.130, 与五大行业投资对其行业就业量作用的平均值近似。这说明五大行业基本涵盖了可再生能源投资对可再生能源行业就业促进作用的所有作用效果。

进一步地基于模型(5)估计不同行业可再生能源投资对行业就业量的中介作用, 结果如表 6 所示。

表 6 不同行业可再生能源投资对行业就业量中介作用的估计结果

解释变量	模型(5)				
	太阳能行业	水能行业	风能行业	生物质能行业	地热能行业
<i>INV</i> × <i>TE</i>	-2.171*** (-4.569)	-3.651* (-1.695)	-2.943*** (-2.639)	-2.431 (-1.491)	0.835 (0.419)
<i>INV</i> × <i>IS</i>	0.170* (1.888)	0.651 (1.500)	0.404* (1.849)	0.015 (0.052)	0.613 (1.477)
<i>INV</i> × <i>Y</i>	2.120*** (4.479)	3.121 (1.458)	2.682** (2.397)	2.634 (1.613)	-1.054 (-0.525)
<i>PS</i>	8.344*** (2.810)	2.061 (0.143)	5.948 (0.813)	15.265 (1.495)	-8.087 (-0.585)
<i>EX</i>	0.109 (0.364)	-1.120 (-0.853)	-0.144 (-0.201)	-0.242 (-0.225)	-0.439 (-0.366)
<i>FDI</i>	0.179 (0.790)	0.501 (0.492)	0.011 (0.021)	-0.055 (-0.070)	0.840 (0.908)
<i>R</i> ²	0.946	0.519	0.798	0.882	0.874

注: 括号内数字为 *t* 统计量; ***, **和*分别表示 1%、5%和 10%水平下拒绝原假设

从表 6 可以得出: 1%的显著性水平下, 太阳能行业投资通过技术和总量路径对行业就业量分别产生 2.171 和 2.120 的抑制和促进作用, 10%的显著性水平下, 太阳能行业投资通过结构路径对行业就业量产生 0.170 的促进作用; 1%、5%、10%的显著性水平下, 风能行业可再生能源投资通过技术、总量、结构路径对风能行业就业量分别产生 2.943、2.682 和 0.404 的抑制、促进和促进作用。可见, 太阳能、风能行业通过三大路径对其行业就业量的作用与整体视角下可再生能源投资通过三大路径影响可再生能源行业就业量的结果基本一致。10%的显著性水平下, 水能行业投资通过技术路径对行业就业量产生了 3.651 的抑制作用, 其他路径未通过显著性检验。从生物质能、地热能行业估计结果来看, 所有路径均未通过显著性检验。

这可能是由于太阳能和风能行业发展较快,规模较大,更能满足宏观路径对其就业产生中介作用的基本条件,而水能行业发展滞后,只能通过技术路径对行业就业量产生影响,生物质能和地热能行业由于开发利用率低等原因,无法通过宏观路径对其行业就业量产生影响。因此,可再生能源投资通过技术、结构、总量路径对可再生能源行业就业量的中介作用主要依靠太阳能和风能行业。

(四) 相关政策对可再生能源投资与行业就业关系的影响

上述理论分析中指出,可再生能源投资对政策的敏感度很高,所以可再生能源发展多以政府扶持、引导和激励为主,而政策在促进可再生能源发展的同时也对行业就业产生了不确定性的影响。为了明确这种影响,本文试图借助断点回归方法,进一步分析相关政策的有效性。鉴于样本企业数量太多,本文根据我国2010年出台的《中国新能源企业30强》的指引,选取13家上市公司中最符合可再生能源发展特点的5家企业为代表,分别是阳光电源、华锐风电、湘电股份、正泰电器和杉杉股份进行分析。图2是这5家企业2005—2016年的就业量变动状况。可以看出,相关企业就业量均在2011年附近出现明显的断点,即出现先上升后下降的变动趋势。

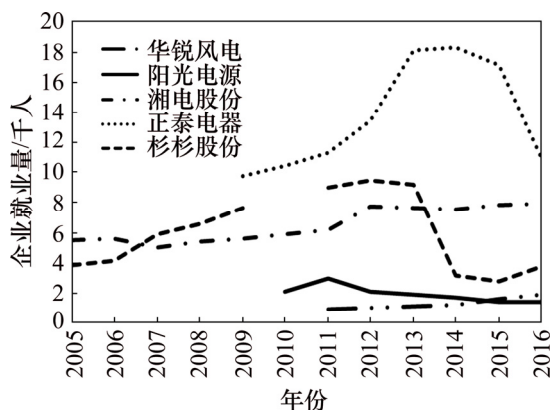


图2 2005—2016年相关企业就业量的变动状况

从我国的实际看,国家能源局公布的关于可再生能源和新能源的法律法规主要分布于2011年与2015年。根据政策选取的时效性原则,在样本区间内,政策选取年份不能过于靠前或靠后。因此本文仅根据断点的估计结果对相关政策进行筛选。从样本区间来看,国家发展和改革委员会于2011年7月公布了《关于完善太阳能光伏发电上网电价政策的通知》,规范了太阳能光伏发电价格管理并促进了光伏发电产业健康持续发展。2011年8月国家能源局发布的《关于进一步促

进风力发电发展的若干意见》《关于加快风力发电技术装备国产化的指导意见》和2011年11月财政部、国家发展和改革委员会、国家能源局共同发布的《可再生能源发展基金征收使用管理暂行办法》一系列政策也促进了风电产业的发展。考虑到目前中国可再生能源产业大多以风能和太阳能为主,并主要以电力形式加以利用,而且制约其发展的因素主要包括市场份额不足、资金匮乏等,因此本文将可再生能源发展基金征收使用管理政策作为虚拟变量纳入模型,以在一定程度上揭示政策的有效性。因此,模型(7)中的虚拟变量 P 在年份大于等于2011年时取值为1,否则取值为0。2011年以后受政策影响的为处理组,之前为控制组。断点回归的估计结果如表7所示。

表7 TSLS的估计结果

解释变量	估计值	标准误差	t 值	P 值
P	0.273	0.065	4.157	0.000***
INV	0.131	0.011	11.747	0.000***
PS	9.199	2.731	3.367	0.000***
EX	-0.428	0.389	-1.099	0.271
FDI	0.131	0.277	0.474	0.635

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%水平下拒绝原假设

由表7可以看出:第一,1%的显著性水平下,可再生能源发展基金征收使用管理政策有助于提高可再生能源行业的就业量,作用系数为0.273。进一步地,当考虑政策的作用时,可再生能源投资对行业就业量产生了0.131的促进作用,略大于不考虑政策时的作用系数0.130。这意味着可再生能源发展基金征收使用管理政策的出台放大了可再生能源投资对可再生能源行业就业量的促进作用,但效果相对有限。就其原因而言,一方面,政策时滞效应的存在。相关政策颁布后,很难迅速地对可再生能源企业投资行为产生显著影响。另一方面,社会公众的反应也具有滞后性。相关政策实施后,可再生能源企业会逐渐扩张投资,而社会公众在企业扩张投资行为的开始阶段并不会产生就业岗位扩张意识,直到企业颇具规模时,才会意识到就业岗位需求,但企业发展呈一定规模需要较长时间,因此相关政策颁布后,可再生能源企业投资行为难以迅速地对可再生能源企业就业量产生显著影响。此外,政策目标具有多样性、阶段性和复杂性等特征。可再生能源政策的目标更多的是环境、经济等方面,并不直接针对就业本身。因此,实践中,可再生能源政策需要相关就业政策的协调配合才能对就业产生较大的影响。第二,考虑可再生能源发展基金征收使用

管理政策时, 所有控制变量对可再生能源上市企业就业量的影响结果基本一致, 说明断点回归模型具有一定的稳健性^[60]。

五、稳健性检验

为考察技术进步测度指标的稳健性, 本文采取全要素生产率替代劳动生产率的变动率, 针对全国就业这一总样本, 对模型(4)进行再次估计, 结果如表 8 所示。

表 8 技术进步指标的稳健性检验

解释变量	EM	解释变量	EM
<i>INV</i> × <i>TE</i>	0.001*** (3.99)	<i>EX</i>	0.091*** (57.25)
<i>INV</i> × <i>IS</i>	0.009*** (3.04)	<i>FDI</i>	0
<i>INV</i> × <i>Y</i>	-0.006** (-2.23)	<i>R</i> ²	0.998
<i>PS</i>	4.271*** (98.15)		

注: 括号内数字为 *t* 统计量; ***, **和*分别表示 1%、5%和 10%水平下拒绝原假设

从表 8 估计结果可以看出, 可再生能源投资通过技术、结构与总量路径对就业量的影响与前文的研究结论基本一致, 说明本文技术进步测度指标具有较强的稳定性和可靠性。

进一步地, 为探究可再生能源投资与就业之间线性关系的稳健性, 并考虑到半参数方法对于检验两者间是否存在非线性关系具有适用性, 本文利用半参数回归模型替换固定效应、随机效应模型对模型(1)进行再次估计, 结果如图 3 所示。图 3 中实线表示可再生

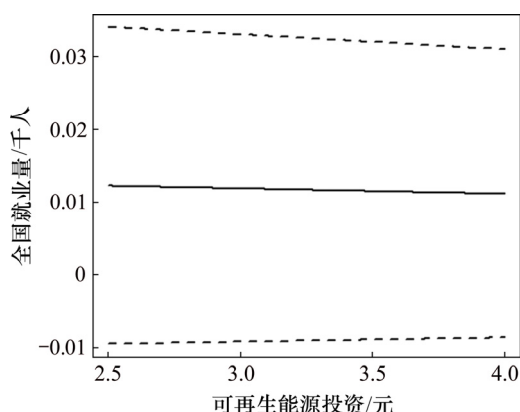


图 3 两者间线性关系的稳健性检验

能源投资与全国就业的关系, 虚线为置信区间。由图 3 可知, 可再生能源投资与就业之间确实存在线性关系, 本文的研究结果具有稳健性。

六、结论与建议

本文通过研究得出, 第一, 可再生能源投资增加会促进全国与可再生能源行业就业量, 但对传统能源行业就业量产生了抑制作用。第二, 可再生能源投资通过技术、结构路径均能对全国就业量产生促进作用, 但通过总量路径产生了显著的抑制作用; 此外, 可再生能源投资通过结构、总量路径能对可再生能源行业与传统能源行业就业量产生促进作用, 但通过技术路径对该两大行业就业量产生了抑制作用。进一步地, 可再生能源投资通过技术路径对可再生能源行业就业的抑制作用小于结构、总量路径共同产生的促进作用, 而对于传统能源行业就业, 情况则恰好相反。第三, 不同可再生能源行业的投资行为对可再生能源行业就业的直接推动作用具有差异性, 其中, 地热能行业投资行为对可再生能源行业就业推动力最大, 水能行业推动力最小; 且不同可再生能源行业的投资行为通过相关路径对可再生能源行业就业的中介作用也不同, 其中太阳能和风能行业中介作用最为显著。第四, 可再生能源发展基金征收使用管理政策的出台放大了可再生能源投资对可再生能源行业就业量的促进作用, 但作用幅度有限。基于上述结论, 提出如下建议:

从实践层面看, 第一, 可再生能源企业为追求经济利益, 在合理评估投资风险条件下, 适度的增加投资会产生就业促进效应。第二, 供给侧改革背景下, 为保持经济中低速发展状态, 政府应该进一步推动生产水平的提高、加快产业结构升级速度, 而强有力的结构调整政策和技术促进政策会放大可再生能源投资的就业提升效果。第三, 注重地热能、生物质能等行业的发展。关键在于, 政府应通过政策扶持手段以引导和激励更多社会资本投入地热能、生物质能等发展潜力巨大的行业, 这在促进其发展的同时也会带动可再生能源行业就业, 与此同时, 政府也应注重保持太阳能和风能行业的发展优势。第四, 可再生能源发展基金征收使用管理政策的实施在一定程度上有助于提高可再生能源企业的就业水平, 但还需要与其他相关就业政策进行协调配合。

参考文献:

[1] 边春鹏. 可再生能源发展对我国就业创造性破坏效应仿真研

- 究[D]. 青岛: 中国海洋大学, 2013.
- [2] 蔡金武. 可再生能源建筑应用投资与效益分析[J]. 城市建设, 2011(14): 12-13.
- [3] 黎贵才, 卢获. 中国经济增长模式演进的就业效应[J]. 经济理论与经济管理, 2009(12): 25-30.
- [4] 许建伟, 郭其友. 外商直接投资的经济增长、就业与工资的交互效应——基于省级面板数据的实证研究[J]. 经济学家, 2016(6): 15-23.
- [5] 吕荣杰, 郝力晓. 人工智能等技术对劳动力市场的影响效应研究[J]. 工业技术经济, 2018, 37(12): 131-137.
- [6] 于超, 葛和平. 对外直接投资的母国就业效应研究[J]. 统计与决策, 2011(20): 123-125.
- [7] 刘海云, 廖庆梅. 中国对外直接投资对国内制造业就业的贡献[J]. 世界经济研究, 2017(3): 56-67+135.
- [8] INGLESI-LOTZ R. The impact of renewable energy consumption to economic growth: A panel data application[J]. Energy Economics, 2016, 53: 58-63.
- [9] MARKANDYA A, ARTO I, GONZÁLEZ-EGUINO M, ROMÁN M V. Towards a green energy economy? Tracking the employment effects of low-carbon technologies in the European Union[J]. Applied energy, 2016, 179: 1342-1350.
- [10] 宋林, 谢伟, 何红光. 对外直接投资对我国就业影响的实证研究——基于门限面板模型的分析[J]. 当代经济科学, 2017, 39(5): 95-106.
- [11] 陆烁玉. 外商直接投资对我国就业效应分析[J]. 中国经贸导刊(理论版), 2018(2): 14-15.
- [12] 刘聪, 程睿. 人力资本投资与高质量就业研究[J]. 商业经济, 2018(1): 78-79.
- [13] 龚玉泉, 袁志刚. 中国经济增长与就业增长的非一致性及其形成机理[J]. 经济学动态, 2002(10): 35-39.
- [14] 张跃军, 魏一鸣. 化石能源市场对国际碳市场的动态影响实证研究[J]. 管理评论, 2010, 22(6): 34-41.
- [15] 黄生权, 赵金灿. 环保投资能带动就业吗?——基于空间杜宾模型的分析[J]. 生态经济, 2018, 34(3): 57-62.
- [16] BARBÉR F. Transition to renewable energy systems with hydrogen as an energy carrier[J]. Energy, 2009, 34(3): 308-312.
- [17] PULTOWICZ A. The premises of renewable energy sources market development in Poland in the light of sustainable development idea[J]. Social science electronic publishing, 2009, 4(1): 109-115.
- [18] FRONK B M, NEAL R, GARIMELLA S. Evolution of the transition to a world driven by renewable energy[J]. Journal of Energy Resources Technology, 2010, 132(2):147-153.
- [19] MORIARTY P, HONNERY D. The transition to renewable energy: Make haste slowly[J]. Environmental Science & Technology, 2011, 45(7): 2527-2528.
- [20] 陈艳, 朱雅丽. 可再生能源产业发展路径: 基于制度变迁的视角[J]. 资源科学, 2012, 34(1): 50-57.
- [21] 王琦, 李桂华, 孙洋, 等. 可再生能源发展与就业潜力分析[J]. 可再生能源, 2007(3): 102-105.
- [22] 林宝. 可再生能源产业发展的就业效应[J]. 劳动经济研究, 2014, 2(1): 127-151.
- [23] BULAVSKAYA T, REYNÈS F. Job creation and economic impact of renewable energy in the netherlands[J]. Renewable Energy, 2018,119: 528-538.
- [24] WEI M, PATADIA S, KAMMEN D M. Putting renewables and energy efficiency to work: How many jobs can the clean energy industry generate in the US?[J]. Energy Policy, 2010, 38(2): 919-931.
- [25] 李斌, 詹凯云, 胡志高. 环境规制与就业真的能实现“双重红利”吗?——基于我国“两控区”政策的实证研究[J]. 产业经济研究, 2019(1): 113-126.
- [26] 满向昱, 朱曦济, 陈健. 能源投资统计指标体系研究[J]. 统计研究, 2013, 30(11): 25-29.
- [27] 徐波, 白婷. 中国上市公司可再生能源投资的影响因素、领先优势与政策效应[J]. 中国软科学, 2009(S2): 284-289.
- [28] ZHANG D Y, CAO H, ZOU P. Exuberance in China's renewable energy investment: Rationality, capital structure and implications with firm level evidence[J]. Energy policy, 2015, 95: 468-478.
- [29] 牛东武, 牛东帅. 教育投资对经济增长影响的实证研究分析[J]. 现代营销(创富信息版), 2018(12): 128-129.
- [30] 赵洙英, 陈建. 外商直接投资对中国区域经济增长的影响研究[J]. 中国物价, 2019(3): 10-12.
- [31] 郑蕊, 张宁静. 异质性、环保投资与绿色技术进步——基于 Meta-Frontier DEA 的实证研究[J]. 生态经济, 2018, 34(2): 77-83.
- [32] 薛俭, 吉小琴, 朱清叶. 环境规制、FDI 对我国区域经济增长的影响——基于“两控区”政策的实证分析[J]. 生态经济, 2019, 35(3): 140-145.
- [33] 于凤玲, 周扬, 陈建宏, 等. 中国能源消费与经济发展关系的实证研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2013, 19(3): 29-35.
- [34] 朱青, 罗志红, 花明. 能源生产、能源消费与能源结构的灰色关联分析[J]. 企业经济, 2015(2): 20-23.
- [35] 闫笑非, 杜秀芳. 中国能源消费与产业结构变化关系的实证研究[J]. 改革与战略, 2009, 25(2): 128-131.
- [36] 赵颂娣, 郝亚如, 李荣杰. 技术溢出视角下新能源开发的就业效应分析——以中国海洋能为例[J]. 资源科学, 2013, 35(2): 412-421.
- [37] EBERSBERGER B, PYKA A. Innovation and sectoral employment: A trade-off between compensation mechanisms[J]. Labour, 2010, 16(4): 635-665.
- [38] LRIO F D. Embodied technical progress and unemployment[J]. Discussion papers (IRES - Institut de recherches économiques et sociales), 2001.
- [39] 方建国. 技术创新、劳动力就业与产业模式选择: 假说、框架和检验[J]. 技术经济, 2012, 31(8): 33-42.
- [40] 邱成峰. 创造性破坏——科技带来的失业[J]. 现代经济信息, 2014(9): 426.
- [41] 李长安, 谢远涛. 经济增长、要素价格对创业带动就业效应的影响研究[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2012(1): 132-139.
- [42] 于晗. 产业结构与就业结构演进趋势及预测[J]. 财经问题研究, 2015(6): 26-31.
- [43] 温杰. 中国产业结构升级的就业效应[D]. 武汉: 华中科技大学, 2010.
- [44] 刘青海. 城市人口密度、国内市场规模与就业增长[J]. 重庆社会科学, 2009(9): 82-84.
- [45] 盛红升. 我国就业影响因素的实证分析[D]. 呼和浩特: 内蒙

- 古财经大学, 2013.
- [46] 周启良, 湛柏明. FDI 对我国三大经济地带就业效应的实证分析[J]. 世界贸易组织动态与研究, 2009(3): 25-33.
- [47] 郑海燕. 对我国失业问题影响因素的研究[J]. 经济与管理, 2003(10): 12-13.
- [48] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰. 有中介的调节变量和有调节的中介变量[J]. 心理学报, 2006, 38(3): 448-452.
- [49] 陈晓萍. 组织与管理研究的实证方法[M]. 北京: 北京大学出版社, 2008.
- [50] LEE D S. Randomized experiments from non-random selection in U.S. House elections[J]. Journal of Econometrics, 2008, 142(2): 675-697.
- [51] LEE D S, LEMIEUX T. Regression discontinuity designs in economics[J]. Journal of economic literature, 2010, 48(02): 281-355.
- [52] 赵连阁, 钟搏, 王学渊. 工业污染治理投资的地区就业效应研究[J]. 中国工业经济, 2014(5): 70-82.
- [53] 李凤羽, 杨墨竹. 经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J]. 金融研究, 2015(4): 115-129.
- [54] 李丽辉. 技术进步对劳动力流动的效应分析[D]. 西安: 西北大学, 2007.
- [55] 柯军. 产业结构升级与经济增长的关系[J]. 统计与决策, 2008(11): 83-84.
- [56] SHANE S. Explaining variation in rates of entrepreneurship in the United States: 1899—1988[J]. Journal of Management, 1996, 22(5): 747-781.
- [57] 李波. 不同产业就业变动规律研究——基于一次投资对不同产业就业冲击效应实证分析[J]. 当代经济, 2018(18): 146-148.
- [58] 杨飞虎, 晏朝飞. 公共基础设施投资能够促进就业增长吗?——基于面板双重门限模型的实证分析[J]. 云南财经大学学报, 2018, 34(7): 23-34.
- [59] 苏丽锋. 环保投资对就业的带动效应及政策含义[J]. 环境与可持续发展, 2019, 44(1): 76-81.
- [60] 席鹏辉, 梁若冰. 城市空气质量与环境移民——基于模糊断点模型的经验研究[J]. 经济科学, 2015(4): 30-43.

On employment effect of renewable energy investment in China: From the overall and industrial perspective

HE Lingyun¹, YANG Xiaolei¹, ZHONG Zhangqi², ZHU Jingran³

- (1. School of Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116, China;
2. School of Economics, Zhejiang University of Finance & Economics, Hangzhou 310018, China;
3. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430064, China)

Abstract: Based on panel data for 141 renewable energy listed companies in China from 2005 to 2016, the study constructs the variable intercept models with fixed and random effects to measure how renewable energy investment affects national employment, renewable energy and traditional energy industry employment, and how renewable energy investment influences employment through amount, structure and technology paths, explores the contribution of investment behaviors in different industries such as solar energy, geothermal energy, biomass energy, hydro energy and wind energy to renewable energy industry employment, and further uses regression discontinuity model to estimate the effect of renewable energy policy. The results are shown as follows. Firstly, renewable energy investment can promote national employment and renewable energy industry employment, but inhibit traditional energy industry employment. Secondly, renewable energy investment promotes national employment through technology and structure paths by coefficients of 0.011 and 0.020 respectively, but inhibits national employment through amount path by a coefficient of -0.032; in addition, renewable energy investment promotes renewable energy and traditional energy industry employment through the industrial structure and economic growth paths, but inhibits the two major industries' employment through technology path. Thirdly, during the sample period, to a certain extent, the policies concerning levying, using, and managing the Renewable Energy Development Fund have amplified the contribution of renewable energy investment to renewable energy industry employment, reflecting the effectiveness of renewable energy policy implementation in China.

Key Words: renewable energy investment; employment; economic growth; industrial structure

[编辑: 谭晓萍]