

资源枯竭型城市扶持政策实施效果、 长效机制与产业升级

孙天阳, 陆毅, 成丽红

[摘要] 资源枯竭型城市的转型升级对地区的稳定繁荣具有重要意义,是推动高质量发展和提升民生保障的重要举措之一,但资源枯竭型城市扶持政策的效果和长效机制有待检验。本文基于资源枯竭型城市扶持政策背景,考察了中国资源枯竭型城市的转型升级和民生保障情况,基于2003—2013年县域层面数据,利用双重差分方法检验了资源枯竭型城市扶持政策对人均GDP、就业和产业升级的影响,并对长效机制做了检验。结果表明:资源枯竭型城市扶持政策显著提高了地区人均GDP和就业率,识别条件检验和稳健性检验显示这一结论非常稳健。进一步分析表明,资源枯竭型城市扶持政策促进了中西部地区、森林工业和石油类型资源枯竭型城市的人均GDP和就业率,推动了地区产业升级。影响机制检验表明,资源枯竭型城市扶持政策通过提高市场化程度、扩大开放水平、发展替代产业的长效机制促进了产业升级和就业稳定,但在出口贸易、第三产业发展方面仍有待加强。根据本文的研究结论,中央政府应继续加快落实资源枯竭型城市扶持政策,坚持以长效机制为保障,实现资源枯竭型城市的可持续发展。

[关键词] 资源枯竭型城市; 转型升级; 长效机制; 多期双重差分法

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)07-0098-19

一、问题提出

中国经济正处于由高速增长转向高质量发展的阶段,劳动成本上升,资源环境约束增大,粗放的发展方式难以为继。资源型城市为中国经济高速发展提供了大量的自然资源支持,贡献一直尤为突出,但随着资源开始枯竭,资源产业的效益逐渐下降,这些城市成为资源枯竭型城市,再加之产业结构单一,替代产业尚未形成,很多地区都出现了较严重的失业问题^①。资源枯竭型城市的经济和社会矛盾是高质量发展面临问题的集中体现,因此,资源枯竭型城市的转型升级不仅对地区的稳定繁

[收稿日期] 2019-11-25

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“开放环境下的中国最优税制研究”(批准号71973078);中国博士后基金面上项目“协同创新网络动态演化对企业出口绩效的影响及机制研究”(批准号2019M650727)。

[作者简介] 孙天阳,清华大学经济管理学院博士后,经济学博士;陆毅,清华大学经济管理学院教授,博士生导师,经济学博士;成丽红,首都经济贸易大学经济学院讲师,经济学博士。通讯作者:成丽红,电子邮箱:chenglihonghappy@126.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① 资源型城市(包括资源型地区)是以本地区矿产、森林等自然资源开采、加工为主导产业的城市类型。根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,中国目前共有262个资源型城市。

荣具有重要意义,还能为中国推动高质量发展提供很好的经验借鉴。从资源枯竭型城市转型这一视角,探讨中国经济转向高质量发展是本文立意和出发点。

资源枯竭型城市转型是世界各国经济和社会发展中都经历过或正在经历的突出问题。一些发展中国家的经验表明,丰富的资源非但没有使民众从中受益,反而制约了当地经济的发展(魏国学等,2010),自然资源对当地经济发展的作用长期被学术界争论(Graulau,2008)。部分学者提出了“资源诅咒”的观点(Sachs and Warner,2001;Martinez-Fernandez et al.,2012;De Haas and Poelhekke,2019),当资源开采殆尽或开采成本上升,矿业城市的历史遗留问题逐渐凸显,但也有德国鲁尔、法国布林这些成功转型的案例,能够为中国资源枯竭型城市的转型提供借鉴(李晟晖,2003)。从国际经验看,资金援助只能解决资源枯竭型城市的表层问题,并不能破解缺失长效机制的深层次矛盾(张友祥等,2012),实现资源枯竭地区经济转型的根本路径在于促进其经济发展方式从资源依赖型向创新驱动型转变(庞智强和王必达,2012;郭水珍和严丹屏,2012),而且需要多个部门的协同参与(Mabon and Shih,2018),理清不同群体间的相互关系和利益诉求(Baeten et al.,1999)。中国资源型城市从外部获得的收益要明显小于其给外部带来的收益,低廉的资源定价和不计生态成本的掠夺式开发是其走向衰弱的重要诱因之一(王树义和郭少青,2012)。

发展替代产业和健全市场机制是资源枯竭型城市建立可持续发展长效机制的关键。国务院发布的《关于促进资源型城市可持续发展的若干意见》(下文简称《意见》)提出建立资源开发补偿机制、建立衰退产业援助机制、完善资源性产品价格形成机制、培育壮大接续替代产业等长效机制。但也有些学者担心,地方政府和矿业企业存在合谋将自身包装成资源枯竭型城市(或企业)的动机,中央的转移支付可能仅是接过了地方政府的包袱,不但没有建立长效机制,反而抑制了当地的转型升级(吴要武,2009)。那么,这些资源枯竭城市的转型是否达到了预期效果,当地民生保障如何,中央的政策支持和转移支付是否有效帮助当地经济步入可持续发展轨道?其转型升级是政策的短期效果,还是长效机制的建立?

目前对资源枯竭型城市的研究主要集中在构建转型指标评价体系(庞智强和王必达,2012),或对具体城市的案例分析(胡晓辉和张文忠,2018),尚没有经验研究对上述问题进行科学回答。鉴于此,本文基于2003—2013年县域层面数据,利用双重差分方法检验了资源枯竭型城市扶助政策对人均GDP、就业和产业升级的影响,以及对不同地区、不同类型城市影响的差异,并对政策的长效机制进行了检验。本文可能的边际贡献在于:①首次分析了资源枯竭型城市扶助政策影响经济发展和民生保障的机制,计量估计了资源枯竭型城市扶助政策对市场化程度、对外开放程度、产业结构等可能机制的影响,从而验证了资源枯竭型城市是否促进了长效机制的建立;②率先通过构建科学的计量模型,实证分析资源枯竭型城市扶助政策的有效性,弥补了现有研究仅依靠主观定性分析,缺乏因果推断的逻辑缺陷,同时准自然实验的估计方法也有效缓解了内生性问题,能够为资源枯竭型城市转型升级提供更可靠的政策依据;③采用县域层面数据能够更精确识别资源枯竭型城市扶助政策的效果,从而避免了采用市级层面数据情况下,当一个市和其下辖区县都被列入资源枯竭型城市名单时,难以剥离资源枯竭型城市扶助政策对城市影响的问题^①。

二、政策背景与理论框架

资源枯竭型城市转型的相关政策可以划分为三个阶段:第一阶段,以中共中央办公厅、国务院

^① 例如,伊春市在2008年被列入第一批资源枯竭型城市,其下辖的嘉荫县和铁力县在2011年又被列入第三批资源枯竭型城市,如果采用市级层面的数据,那么前后两次政策对伊春市的影响将难以剥离。

办公厅《关于进一步做好资源枯竭矿山关闭破产工作的通知》(中办发[2000]11号,以下简称“11号文件”)为核心,扶助对象是微观的人和企业,即资源枯竭矿山企业和职工,而资源枯竭矿山的认定标准也相对模糊,政策的基本原则是确保当地的社会稳定。第二阶段,以《意见》为核心,首次明确政策的扶助对象,扶助对象是较宏观的地理区域,即资源枯竭型城市,提出了“经济社会步入可持续发展轨道”等长效机制目标,先后公布了第三批资源枯竭型城市名单,并对资源枯竭型城市提出了详细的定量认定标准。第三阶段,主要是在第二阶段政策的基础上进一步细化资源枯竭型城市扶助政策的考核评价和转移支付办法,以及对这些城市更长远的发展进行规划。

本文选取第二阶段资源枯竭型城市名单公布作为准自然实验考察对象,主要是基于三点考虑:①资源枯竭型城市名单首次明确了资源枯竭型城市的认定标准和范围。在此之前,尽管官方文件也有资源枯竭型城市的说法,但资源枯竭型城市具体指的是哪些城市,需满足哪些特征都非常模糊,如2000年出台的11号文件的作用对象是企业,而并非城市。②2013年之后发布的规划和政策沿用了资源枯竭型城市名单的认定标准,一定程度上可被认为是资源枯竭型城市扶助政策在该时期的延续和发展,而且部分规划和政策仍在实施期内,还不能对其政策效果全面评估。③囿于数据的可得性,缺少2013年以后部分县域层面变量的数据。此外,从行政区域单位看,名单包括了地级市、县(县级市)和市辖区三个层面,这对本文识别政策的效果带来了一定挑战,因为区、县是资源枯竭型城市名单中最小的行政区划单位,当市辖区被列为资源枯竭型城市,很可能对该地级市带来政策影响,而具体的市辖区数据又无从获取,同时一些地级市和其下辖的区、县先后被列入资源枯竭型城市名单,难以剥离先后两次政策的效果。鉴于此,本文选择县域样本作为研究对象,以更准确地评估资源枯竭型城市扶助政策的影响,其中2008年、2009年和2011年分别有2个、17个和18个县市被列入名单。

图1—图3表明,当被列入资源枯竭型城市名单后,实验组的人均GDP和就业相对于对照组都有更强的上升趋势,但根据资源诅咒理论假说,政府对资源枯竭型地区的扶助并不一定能够帮助其摆脱困境,这些地区经济和民生的改善能否持续是一个有待检验的命题,取决于扶助政策是促进或是抑制了市场化改革、扩大开放、发展替代产业等长效机制的建立。一方面,丰裕的自然资源可能带来寻租和腐败等负面影响(Mehlum et al., 2006; Laeven, 2006),降低当地的制度质量(Sala-i-Martin and Subramanian, 2013),扭曲市场对要素的配置。在中国早期计划经济阶段,自然资源属于公共资源,低廉的定价不能反映市场的真实供需关系,无节制的开采造成了一些“公共地悲剧”(王树义和郭少青, 2012)。《意见》提出“充分发挥市场配置资源的基础性作用,激发各类市场主体的内在活力”“遵循市场规律,引导和规范各类市场主体合理开发资源”。扶助政策通过引导市场在要素和产品分配中发挥主体作用,能够激发资源枯竭型城市经济的内在活力。为保障全国资源供给,中央政府对资源型城市对外开放相对滞后(吴要武, 2013),较低的对外开放水平阻碍了当地制度质量的提高,进一步放大了资源型地区与非资源型地区经济发展的差距(Kurtz and Brooks, 2011)。《意见》提出“深化改革,扩大开放,积极引进外部资金、技术和人才”。外资和贸易自由化能够促使资源流向生产效率高的企业并带来技术外溢,促进资源枯竭型城市的产业转型。此外,中国有一大部分资源型城市属于“先矿后城”类型(胡魁, 2001),这些城市的各种产业安排均围绕资源型产业进行,资源枯竭的同时也带来其他产业的衰败(王青云, 2003),缺少替代产业是这些城市难以走出困境的重要原因。《意见》提出“培育壮大接续替代产业”“加快发展第三产业”。发展替代产业有助于资源枯竭型城市形成新的经济增长点,同时增加当地的就业。另一方面,尽管《意见》明确提出“政府调控,市场导向”,但“政府调控”下原有的市场规则将可能被改变,存在因政府干预导致市场配置资源效率降低

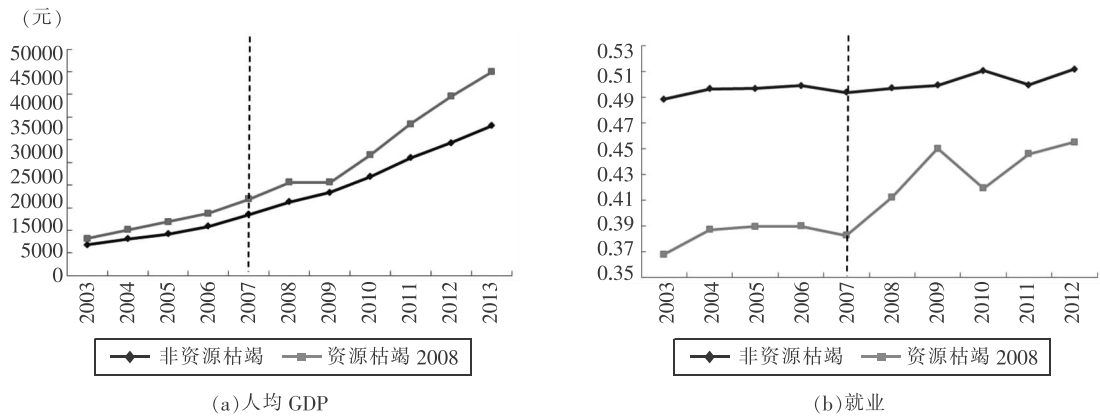


图1 资源枯竭型城市(2008年批)人均GDP与就业变化趋势

注:就业以城镇单位就业人员和乡村从业人员之和与县市总人口比值来近似反映,具体解释见本文数据说明部分,以下各图同。

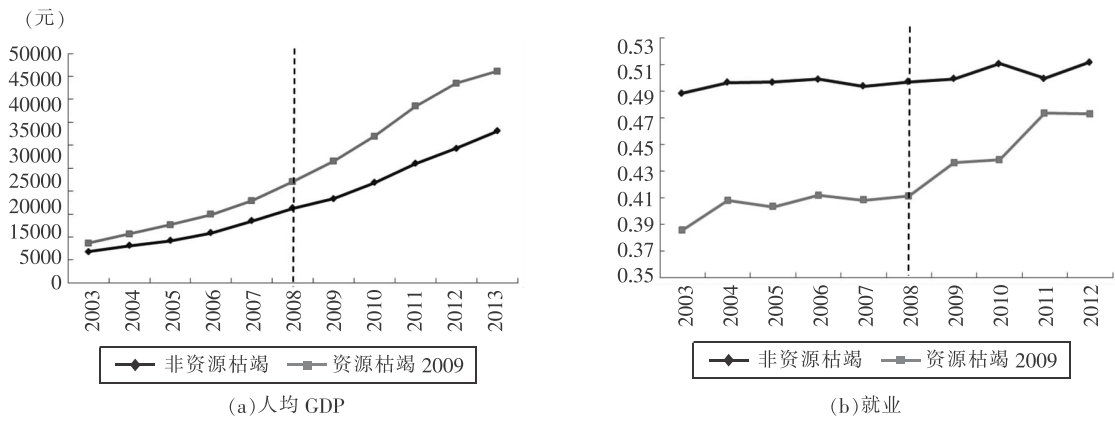


图2 资源枯竭型城市(2009年批)人均GDP与就业变化趋势

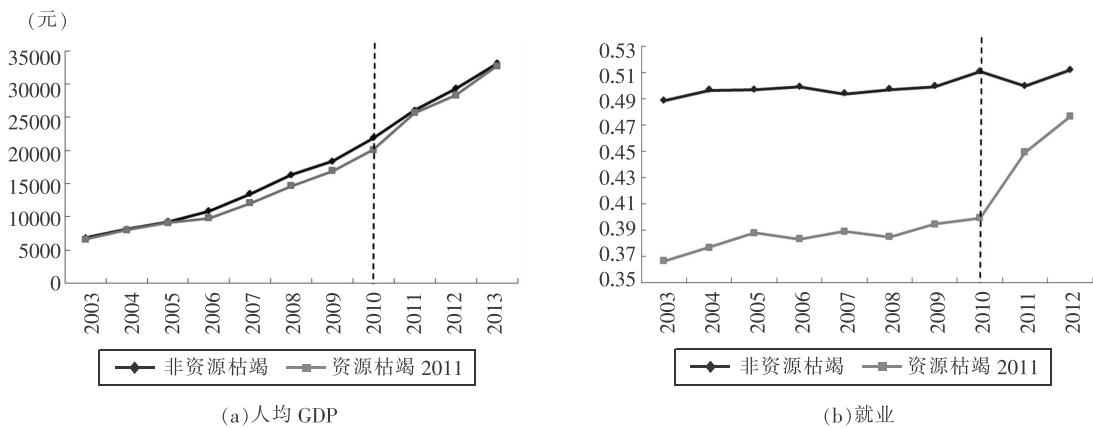


图3 资源枯竭型城市(2011年批)人均GDP与就业变化趋势

的风险(王明益和石丽静,2018),阻碍转型升级进程,其可能的负向影响表现在以下三个方面:一是可能抑制市场出清。当资源枯竭型地区自然资源开采殆尽,为缓解就业压力,中央和地方政府仍对一些扭亏无望的“僵尸企业”长期援助,使得这些低效企业不能及时出清市场(熊志军,2001),或是

诱使一些企业为了转移负担而选择破产(吴要武,2013)。二是可能抑制对外开放。资源型产业挤出了外资和私营经济,削弱了制造业发展。资源型产业的进入壁垒很高,或是对外资不予开放,再加之资源型地区营商环境落后,这都导致对外资的吸引力较差。资源枯竭型城市扶持政策可能使当地企业相比外来企业获得不平等的竞争优势,甚至反而助长地方保护主义,降低对外开放水平。三是可能抑制产业结构调整。资源型城市的大型资源企业在当地经济中发挥主导作用,受到地方政府更多的支持,在获取劳动力、公共资源等方面具有明显优势(Martinez-Fernandez et al.,2012),因此,资源型企业更有可能获得中央对资源枯竭型城市的转移支付,从而抑制了非资源型部门的发展。基于上述政策背景和理论机制分析,本文提出:

假说 1:资源枯竭型城市扶持政策能够促进当地的经济发展和就业稳定,并推动产业结构优化升级。

假说 2:资源枯竭型城市扶持政策能够促进当地建立市场化改革、扩大开放水平、发展替代产业的长效机制,并通过这些长效机制提高了经济发展和就业水平。

三、研究设计

1. 数据来源与说明

本文的数据主要来源于 2003—2013 年的《中国区域统计年鉴》《中国县域统计年鉴》、各省统计年鉴、中国工业企业数据库,少量缺失数据根据各县市的统计公报补充。其中,县市特征变量主要来源于《中国区域统计年鉴》和《中国县域统计年鉴》,并按照 Brandt and Holz(2006)的方法对各变量以 2000 年北京市为基期平减^①。此外,由于缺失县级层面采掘业和林业发展的数据^②,本文将中国工业企业数据库行业代码 06—12 的采掘相关行业企业和行业代码 02 的林业企业数据加总到县域层面,从而得到县域层面的采掘业和林业发展变量^③,并参照 Brandt et al.(2012)的做法删除了流动资产高于总资产、固定资产高于总资产、企业编码缺失、企业成立年份错误的企业样本,同时参照 Brandt et al.(2014)的做法对各变量进行平减。不同数据库之间的变量通过中华人民共和国行政区划代码和年份进行匹配,各年行政区划代码已统一到 GB/T2260-1999 标准。

2. 研究设计

本文选择人均 GDP 和就业占比作为实证估计的被解释变量。为探究资源枯竭型城市扶持政策对当地经济发展和民生保障的影响,基于 2008 年、2009 年和 2011 年公布的第三批资源枯竭型城市名单,构建如下多期双重差分模型:

$$pGDP_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Treat_i \times Post_{it} + X_{it} \gamma_1 + \lambda_i t + \lambda_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$employ_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Treat_i \times Post_{it} + X_{it} \gamma_2 + \lambda_i t + \lambda_t + \lambda_i + \xi_{it} \quad (2)$$

其中, i 代表县市, t 代表年份,因变量 $pGDP_{it}$ 代表 i 县市在 t 年的人均 GDP,因变量 $employ_{it}$ 代表 i 县市在 t 年的就业情况,这里用城镇单位就业人员和乡村从业人员之和与县市总人口的比值来近

① 其中县级层面仅有 2003—2012 年的就业数据,因此,本文对人均 GDP 影响的实证估计的样本区间为 2003—2013 年,对就业影响的实证估计的样本区间为 2003—2012 年。

② 考虑到样本包括森工类型的资源枯竭型城市,本文加入了控制采掘相关行业和林业发展的变量。

③ 行业 06—12 分别为采矿业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、开采辅助活动、其他采矿业,行业 02 为林业。

似反映^①, $Treat_i$ 是反映是否被列入资源枯竭型城市名单的变量,在2008年、2009年、2011年任一年被列入名单的县市取1,未被列入名单的县市取0。 $Post_{it}$ 是用以识别被列入资源枯竭型城市时间的变量,若*i*县市在*t*年已经列入名单取值为1,还未被列入名单取值为0。本文核心关注的是系数 β_1 和 β_2 是否显著,即与对照组相比,资源枯竭型城市(处理组)在政策扶持之后是否人均GDP和就业有更多的提升(或减少)。 λ_i 和 λ_t 分别为县市固定效应和年份固定效应,借鉴Liu and Qiu(2016)的做法,用 λ_{it} 控制不同县市在不同年份的发展趋势, ε_{it} 和 ξ_{it} 为随机扰动项。此外,为了得到模型(1)和(2)中核心解释变量 $Treat_i \times Post_{it}$ 系数的无偏估计量 β_1 和 β_2 ,还应加入县市特征向量变量 X_{it} 使得 $Treat_i \times Post_{it}$ 与 ε_{it} 和 ξ_{it} 无关,即模型在加入可能控制变量后,同时满足资源枯竭型城市名单制定年份的随机性和资源枯竭型城市名单选择县市的随机性,模型标准误在县市层面聚类以缓解可能的组间相关问题(Bertrand et al., 2004)。

(1)资源枯竭型城市名单制定年份的随机性。模型(1)、(2)中加入了年份固定效应和时间趋势固定效应,控制了不同年份的差异和时间变化趋势。而且,11号文件作为国有矿产企业政策性关闭破产的指导文件早在2000年就已发布,而第一批资源枯竭型城市距11号文件发布已时隔8年之久,因而可以认为在此期间任意年份出台资源枯竭型城市名单是相对随机的,从图1—图3也可以看出,在资源枯竭型城市名单公布之前,资源枯竭型城市和非枯竭型城市的人均GDP和就业的差异没有增大或减小的趋势,为保险起见,后文还将检验资源枯竭型城市扶助政策实施之前是否具有预期效应。

(2)资源枯竭型城市县市选择的随机性。一方面,国家发展和改革委员会、国土资源部、财政部、国家统计局明确提出根据资源储量、采掘业发展、民生情况、财政经济情况等四大类20项定量指标体系,综合打分确定最终名单;另一方面,资源枯竭型城市名单的竞争十分激烈,资源严重枯竭的铜川市在首次评选中都未能进入名单。换言之,即使满足上述打分标准,也有可能无法进入名单,在控制了资源储量、采掘业发展(包括林业)、民生情况、财政经济因素后,资源枯竭型城市(县市)选择相对随机。据此,本文提取了可能影响资源枯竭型城市选择的先前决定变量(以下简称“前定变量”):采掘相关行业和林业企业产值占当地总产值的比重($resources_output$),采掘相关行业和林业企业生产率平均值($resources_tfp$)^②,财政支出($\ln finance_expenditure$),财政结余($\ln finance_surplus$),人均收入($\ln income$)^③,人均社会消费品零售总额($\ln ptotal_retail$),就业率($employ$)。然后,将是否为资源枯竭型城市的二值变量 $exhaustdum_i$ 对上述前定变量回归,若*i*县市为资源枯竭型城市, $exhaustdum_i$ 取1,若*i*县市为非资源枯竭型城市, $exhaustdum_i$ 取0。各模型控制变量均采用2007年的数据,表1列

① 这样做主要是基于三点考虑:一是目前缺少县市层面的失业率数据统计;二是中国的失业率数据采集是登记失业率,而非调查失业率,只有非农业户口、有劳动能力、失业保险缴费满1年的16—50岁男性和16—45岁的女性才能登记失业,很难反映中国真实的失业水平(张车伟,2003);三是根据国家统计局网站的解释,城镇单位就业人员包括“在城镇各级国家机关、政党机关、社会团体及企业、事业单位中工作,取得工资或其他形式的劳动报酬的全部人员”,乡村从业人员包括“在乡村各级机关、企事业单位工作,取得工资或其他形式的劳动报酬的全部人员”。这两部分就业人员基本覆盖了除个体从业人员以外的所有劳动人员,因而能够较好反映当地的就业情况。

② 采用LP方法计算得到。

③ 人均收入根据农村居民人均纯收入和城镇在岗职工平均工资,分别以城镇单位在岗职工人数和乡村从业人员为权重,加权平均计算得到。

(1)—(3)为依次加入采掘相关行业和林业发展情况、财政经济情况和民生情况控制变量后的估计结果,可以发现资源枯竭型城市的选取受采掘相关行业和林业企业产值占当地总产值的比重、财政支出、财政结余、人均收入、就业的影响。

综上,前定变量 Z_{i2007} 应包括:采掘相关行业和林业企业产值占当地总产值的比重 ($resources_output_{i2007}$)、财政支出 ($lnfinance_expenditure_{i2007}$)、财政结余 ($lnfinance_surplus_{i2007}$)、人均收入 ($lnincome_{i2007}$)、就业 ($employ_{i2007}$)。模型(1)、(2)的特征向量 X_{it} 等于前定变量与时间虚拟变量 λ_t 的交乘项,即 $X_{it}=Z_{i2007} \times \lambda_t$ (蒋灵多等,2018)。

表 1 资源枯竭型城市的前定变量分析

	(1)	(2)	(3)
	是否为资源枯竭型城市	是否为资源枯竭型城市	是否为资源枯竭型城市
采掘相关行业和林业企业产值占比	0.0301** (0.0130)	0.0321** (0.0130)	0.0270** (0.0130)
采掘相关行业和林业企业生产率均值	0.0008 (0.0022)	0.0007 (0.0022)	0.0005 (0.0022)
财政支出		0.0065* (0.0035)	0.0105** (0.0042)
财政结余		0.0003 (0.0019)	-0.0061** (0.0029)
人均收入			0.0233*** (0.0071)
人均社会消费品零售总额			-0.0044 (0.0126)
就业占比			-0.1703*** (0.0318)

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10%水平下显著。以下各表同。

四、实证结果分析

1. 基本回归

表 2 报告了模型(1)和模型(2)的估计结果,其中列(1)和列(3)是加入县市和年份固定效应、县市固定效应与年份的交乘项的估计结果,列(2)和列(4)分别在列(1)和列(3)的基础上进一步加入县市特征向量 X_{it} 。从各列的回归结果可以发现,资源枯竭型城市扶持政策对人均 GDP 和就业有正向影响,即资源枯竭型城市扶持政策显著促进了这些县市的人均 GDP 和就业。具体从列(2)和列(4)的估计系数可知,资源枯竭型城市扶持政策使得人均 GDP 对数值平均增加了 0.0741,城镇单位就业人员和乡村从业人员的就业率提高 4.14 个百分点。借鉴 Li et al.(2016)的思路可知其经济意义,相对于人均 GDP 均值 20527.13 而言,资源枯竭型城市扶持政策使得人均 GDP 增加了 7.69% ($(e^{\ln 20527.13 + 0.0741} - 20527.13) / 20527.13$);相对于城镇单位就业人员和乡村从业人员的就业率均值 0.41 而言提高了 10.06%,由此可知资源枯竭型城市扶持政策显著促进了当地的经济发展和就业水平,从而验证了假说 1。

2. 平行趋势检验

采用双重差分方法必须具备的一个前提条件是满足“平行趋势假设”,为此本文参考 Beck et

表 2 资源枯竭型城市转型政策与就业和人均 GDP

	(1)	(2)	(3)	(4)
	人均 GDP	人均 GDP	就业占比	就业占比
$Treat_i \times Post_{it}$	0.0971*** (0.0352)	0.0741** (0.0364)	0.0526*** (0.0156)	0.0414*** (0.0154)
λ_i	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制
$\lambda_i t$	控制	控制	控制	控制
X_{it}		控制		控制
观测值	21527	21527	19570	19570
R-squared	0.9998	0.9998	0.6959	0.9867

注:表中所有回归结果的标准误差经县级地区层面聚类调整,以下各表同。

al.(2010)的做法根据如下模型进行检验:

$$pGDP_{it} = \alpha_1 + \sum_{j \neq 0, j \geq -4}^5 \theta_j D_{it}^j + X_{it} \gamma_1 + \lambda_i t + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$employ_{it} = \alpha_2 + \sum_{j \neq 0, j \geq -4}^4 \delta_j D_{it}^j + X_{it} \gamma_2 + \lambda_i t + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (4)$$

其中, D_{it}^j 为一组虚拟变量,当 $j > 0$ 时,若 i 县市是资源枯竭型城市且处于被列入名单后的 j 年时 $D_{it}^j = 1$, 否则 $D_{it}^j = 0$; 当 $j < 0$ 时,若 i 县市是资源枯竭型城市且处于被列入名单前的 $-j$ 年时 $D_{it}^j = 1$, 否则 $D_{it}^j = 0$ 。本文以资源枯竭型城市设置的当年作为基准年,因此(3)和(4)式中 $j \neq 0$ 。回归系数 θ_j 和 δ_j 表示在资源枯竭型城市扶持政策实施后 j 年(或前 $-j$ 年),实验组和对照组的人均 GDP 和就业变化趋势是否存在显著差异。为了更直观反映回归结果,本文在图 4 中给出了回归系数的变动趋势,其中横轴表示距离被列入资源枯竭型城市前后的年份,纵轴表示估计系数大小,上下虚线表示 95% 的置信区间。

观察图 4 可以发现,当 $j < 0$ 时, θ_j 和 δ_j 的估计值不显著异于 0,即在资源枯竭型城市扶持政策实施之前实验组和对照组的人均 GDP 和就业变化趋势并没有显著差异,因而不能拒绝平行趋势假设条件。对于人均 GDP,估计系数在政策实施后 2 年为正,之后的系数虽然为正,但并不显著。对于就业,估计系数在政策实施后均为正,且除 $j=3$ 外均显著。以上结果表明资源枯竭型城市扶持政策对当地就业和人均 GDP 的促进具有较长时间的延续性。

3. 稳健性检验

为验证资源枯竭型城市扶持政策对人均 GDP 和就业的促进作用是否稳健,本文采用平衡性检验、改变政策实施时间表示、选取不同对照组、安慰剂检验等对结果进行验证。

(1)平衡性检验(Balancing Test)。对基本估计结果的一种担心是,在加入控制变量的前提下,政策实施前实验组和对照组的样本是否是同质的(Li et al.,2016)。本文采用平衡性检验对其进行验证,如果 $Treat_i$ 的估计系数显著,则表示两组样本不同质。为此,本文将计量模型设置如下:

$$NWC_{i2007} = \alpha_3 + \beta_3 Treat_i + Z_{i2007} + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, NWC_{i2007} 为可观测到的 i 县市 2007 年的非前定变量,本文选择了居民消费价格指数、人均社会零售品消费、批发零售贸易总额、合同外资金额、普通中学小学数量、医院卫生院数量 6 个变量。估计结果表明,在加入控制变量的前提下,上述变量对 $Treat_i$ 的估计系数均不显著,即样本保持

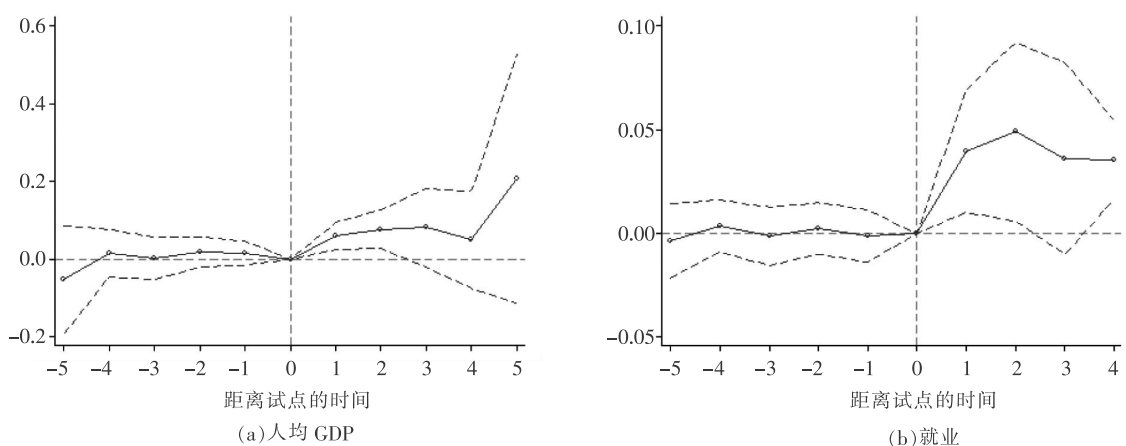


图4 政策动态效应及平行趋势假设检验

平衡^①。

(2)改变政策实施时间表示方法。考虑到三批资源枯竭城市公布的具体月份的差异,本文参考 Lu et al.(2017)的方法,对首批资源枯竭型城市(具体时间是2008年3月17日), $Post'_i$ 在2008年以前赋值为0,2008年赋值为3/4;对第二批资源枯竭型城市(具体时间是2009年3月5日), $Post'_i$ 在2009年以前赋值为0,2009年赋值为5/6;对第三批资源枯竭型城市(具体时间是2011年11月15日), $Post'_i$ 在2011年以前赋值为0,2011年赋值为1/12。从表3列(1)和列(2)的估计结果可以发现, $Treat_i \times Post'_i$ 估计系数与基本回归估计系数无显著差别,表明基本估计的结果是稳健的。

(3)控制其他政策可能影响。第三批资源枯竭型城市除了有25个县级单位是经全国统一评选进入名单,另外根据2010年制定的《大小兴安岭林区生态保护与经济转型规划》确定了大小兴安岭林区9个县级单位参照执行资源枯竭城市财政转移支付政策,为此,本文在基本模型基础上进一步加入是否为这9个林区县市虚拟变量和是否在2010年之后虚拟变量的交乘项 $forest_i \times yeardummy_i$,从表3列(3)和列(4)的回归结果可以发现,在控制了其他政策可能影响后,资源枯竭型城市扶持政策依然显著促进了人均GDP和就业,而且估计系数差异很小,说明本文的估计结果是稳健的。

(4)改变因变量衡量指标。考虑到就业仅反映民生水平的一个方面,本文进一步选取城镇在岗职工平均工资作为因变量。城镇在岗职工平均工资指标来源于中国城市统计年鉴,包括了2003—2012年县级市数据,回归结果如表3列(5)所示,资源枯竭型城市扶持政策显著促进了当地城镇在岗职工平均工资的提高。此外,为证明本文测度就业率指标的有效性,本文利用中国城市统计年鉴中县级市的“城镇登记失业人数/年末单位从业人员数”作为因变量,结果如表3列(6)所示,回归结果为负,表明资源枯竭型城市扶持政策对当地的失业率有负向影响,但并未通过显著性检验,原因可能在于登记失业率指标的误差较大,或因仅选用县级市的数据样本数量有限。

(5)去除实验组邻近控制组县市。本文为了更精确识别资源枯竭型城市扶持政策的效果,实证分析采用了县市层面的数据,但由于空间单元较小,可能存在不同区县之间的空间溢出效应干扰识别的风险。因此,利用 Arcmap 软件,本文进一步排除地理上相邻的控制组样本进行回归分析,结果如表4列(1)和列(2)所示,在排除地理上相邻的控制组样本后,资源枯竭型城市扶持政策对人均

① 其中后4个变量取对数形式,来源于《中国城市统计年鉴》的县级市数据,平衡性检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

表 3 稳健性检验 I

	考虑政策月份差异		控制其他政策影响		改变因变量测度	
	(1) 人均 GDP	(2) 就业占比	(3) 人均 GDP	(4) 就业占比	(5) 在岗职工 平均工资	(6) 城镇登记 失业人数
$Treat_i \times Post_{it}$			0.0661* (0.0354)	0.0352*** (0.0117)	0.0919** (0.0373)	-0.0011 (0.0010)
$Treat_i \times Post'_{it}$	0.0573* (0.0314)	0.0433*** (0.0155)				
λ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
X_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$forest_i \times yeardummy_t$			控制	控制		
观测值	21527	19570	21527	19570	3330	3330
R-squared	0.9998	0.9866	0.9998	0.9868	0.9996	0.7822

GDP 和就业占比的影响仍然显著为正,表明本文估计结果是稳健的。

(6)选取不同对照组。①倾向得分匹配选取对照组,即通过 PSM 方法选取对照组县市,本文进一步根据基本估计模型进行 PSM-DID 检验,如表 4 列(3)和列(4)所示,虽然核心解释变量的系数有所变化,资源枯竭型城市扶持政策对当地就业和人均 GDP 依然有显著的正向影响。②资源型城市为对照组。考虑到资源型城市与一般城市可能有较大差异,本文根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020 年)》公布的资源型城市名单,将资源型县市中的非资源枯竭型城市作为对照组,表 4 列(5)和列(6)结果显示资源枯竭型城市扶持政策对人均 GDP 和就业占比的影响仍然显著为正。③资源枯竭型城市为对照组。在第一批和第二批资源枯竭型城市政策实施以后,但第三批资源枯竭型城市政策还未实施之前,将第一批和第二批资源枯竭型城市作为实验组,将第三批资源枯竭型城市作为对照组,发现估计系数为正但并不显著,可能原因在于:一是样本数量少,估计自由度过低;二是检验政策识别的窗口期过短,只能检验 2010 年的政策效果^①。

(7)安慰剂检验。为了检验资源枯竭型城市扶持政策的效果是否源于其他不可观测因素,本文借鉴 Liu and Lu(2015)对实验组样本和政策实施的时间进行了安慰剂检验,即所有县市中不重复随机抽取 2 个、17 个、18 个县市分别作为第一批、第二批和第三批进入资源枯竭型城市名单的县市^②,以此作为实验组,再从 2004—2012 年随机不重复选取 3 年作为第三批资源枯竭型城市公布的时间^③,反复重复上述过程 300 次,从而分别得到因变量为人均 GDP 和就业的 300 个估计系数^④,结合表 2 以人均 GDP 和就业为因变量的估计系数 0.0741 和 0.0414,基本回归得到的系数显著异于安慰剂检验的系数,因此,可以排除资源枯竭型城市扶持政策促进人均 GDP 和就业是源于其他不可观测因素的可能性。

① 估计结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。
 ② 参照现实中第三批资源枯竭型城市名单分别包括 2 个、17 个、18 个县市。
 ③ 双重差分估计要求政策实施前后至少有 1 年的数据,因此随机抽取年份的区间为 2004—2012 年。
 ④ 安慰剂检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

表 4 稳健性检验 II

	去掉邻近控制组县市		PSM-did		资源型城市样本	
	(1) 人均 GDP	(2) 就业占比	(3) 人均 GDP	(4) 就业占比	(5) 人均 GDP	(6) 就业占比
$Treat_t \times Post_{it}$	0.0846** (0.0363)	0.0424*** (0.0153)	0.0834** (0.0366)	0.0403*** (0.0155)	0.0884* (0.0487)	0.0319** (0.0133)
λ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
X_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	20372	18520	4499	4090	1287	1170
R-squared	0.9998	0.9866	0.9997	0.9650	0.9997	0.9456

五、进一步分析和长效机制检验

1. 对产业升级的影响

为进一步验证假说 1, 本文以县域层面的技术复杂度、要素投入结构和产出结构的耦合程度反映产业升级状况, 检验资源枯竭型城市扶持政策是否促进了产业结构升级。

(1) 县域层面的技术复杂度。本文借鉴周茂等(2016)的思路以县域层面的技术复杂度来反映产业升级状况, 为了保证结果的稳健, 本文分别测算了以当年和 2002 年产业技术复杂度为乘子的县域层面技术复杂度 $prody_city_{it}$ 和 $prody_city_{it}^{2002}$ ^①。表 5 报告了资源枯竭型城市扶持政策对地区产业升级的影响, 其中列(1)和列(2)是 $prody_city_{it}$ 作为因变量的估计结果, 列(3)和列(4)是 $prody_city_{it}^{2002}$ 作为因变量的估计结果。可以发现, 本文的核心解释变量的估计系数都显著为正, 表明资源枯竭型城市扶持政策有效促进了当地产业升级。

(2) 要素投入结构和产出结构的耦合程度。考虑到产品技术复杂度只是产业升级的一个方面, 特别是对于县市来说, 本文进一步采用韩永辉等(2017)的方法, 根据要素投入结构和产出结构的耦合程度来衡量产业升级:

$$SR_{it} = - \sum_{m=1}^n \left| \frac{(Y_{im}/Y_{it})}{(L_{im}/L_{it})-1} \right| \quad (6)$$

其中, SR_{it} 代表 i 县市 t 年产业耦合程度, Y_{im} 代表 i 县市 t 年 m 产业的产出, Y_{it} 代表 i 县市 t 年的产出, L_{im} 代表 i 县市 t 年 m 产业的就业, L_{it} 代表 i 县市 t 年就业, SR_{it} 越大代表产业结构越合理, 反之相反, 如表 5 列(5)和列(6)所示, 资源枯竭型城市扶持政策仍然对产业升级有显著正向影响。

2. 异质性分析

要实现资源枯竭型城市转型升级和高质量发展, 必须注重因地制宜甚至“一城一策”, 如果忽视资源枯竭型城市间的差异则可能造成政策与当地的实情南辕北辙。因此, 本文对不同地区、不同类型资源枯竭型城市扶持政策的影响进行了分样本估计。

(1) 不同地区影响的差异。中国幅员辽阔, 不同地区资源枯竭型城市的地理自然条件、经济发展

① 前者同时反映城市产业结构的变动和世界层面产业技术复杂度的变动, 后者主要反映城市产业结构的变动(周茂等, 2016)。

表 5 对地区产业升级影响

	(1) 县市技术 复杂度	(2) 县市技术 复杂度	(3) 技术 复杂度 2002	(4) 技术 复杂度 2002	(5) 投入产出 耦合	(6) 投入产出 耦合
$Treat_i \times Post_{it}$	0.6636*** (0.2339)	0.5109** (0.2296)	0.6448*** (0.1067)	0.6309*** (0.1085)	0.4199*** (0.1506)	0.3656* (0.2131)
λ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\lambda_i t$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
X_{it}		控制		控制		控制
观测值	20138	20138	20138	20138	18707	18707
R-squared	0.7269	0.9828	0.6813	0.9840	0.3957	0.4912

水平、对外开放程度以及发展历史等方面存在很大差异(李虹,2017;刘霆等,2019)。表 6 的回归结果表明,资源枯竭型城市扶持政策显著促进了西部地区的人均 GDP,以及中部地区和西部地区的就业,而对东部地区和中部地区的人均 GDP,以及东部地区的就业影响并不显著。上述结果的一种可能解释是:东部地区沿边、沿江、沿海,区位优势明显,开放程度更高(Lu and Yu,2015),其资源枯竭型城市转型的关键是“腾笼换鸟”,而非中西部地区的“涅槃重生”(岳利萍,2017),中西部地区相比东部地区转型的释放空间更大(李婧等,2013),此外,不同于东部地区,中西部地区的资源型城市相比同地区的非资源型城市反而有更好的工业基础,而且中西部地区相比东部地区具有劳动力成本优势,更容易吸引劳动密集型的资源替代产业转移,基于上述可能原因,对于中西部地区的资源枯竭型城市,扶持政策有更显著的影响。

表 6 对不同地区影响

	人均 GDP			就业占比		
	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东部	(5) 中部	(6) 西部
$Treat_i \times Post_{it}$	-0.0310 (0.0287)	0.0436 (0.0488)	0.1434*** (0.0511)	0.0110 (0.0086)	0.0413** (0.0208)	0.0481** (0.0225)
λ_i	控制	控制	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$\lambda_i t$	控制	控制	控制	控制	控制	控制
X_{it}	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5610	6545	9372	5100	5950	8520
R-squared	0.9999	0.9999	0.9997	0.9946	0.9798	0.9876

(2)不同类型资源枯竭型城市影响的差异。资源枯竭型城市的类型不同,要素禀赋、产业结构、转型路径也存在差异,为了检验资源枯竭型城市扶持政策对不同资源类型城市的影响,本文将实验组根据资源枯竭型城市的类型分为煤炭、森林工业(简称“森工”)、冶金、石油和其他四组,再分别与对照组的样本组成子样本进行实证估计。表 7 的结果表明,森工^①、石油和其他类型的资源枯竭型城市受扶持政策影响较为显著,而煤炭、冶金类型资源枯竭型城市的影响系数虽然为正,但对人均 GDP

① 森工的就业回归系数的 p 值为 0.115,接近 10%的显著水平。

的影响并不显著。可能的原因是,相比煤炭、金属、石油资源,林业资源具有周期演替与可持续性的特点^①,在政策扶助和节制开采影响下更容易走上复苏和可持续发展的轨道(李雨婷,2014),而石油产业链条绵长,且各个环节相互依赖,当石油资源开采枯竭,城市还可以依托过去的工业基础向产业链的上下游延伸。

表 7 对不同类型资源枯竭型城市影响

	煤炭		森工	
	(1) 人均 GDP	(2) 就业占比	(3) 人均 GDP	(4) 就业占比
$Treat_i \times Post_{it}$	0.0412 (0.0760)	0.0185* (0.0100)	0.1261** (0.0545)	0.0601 (0.0381)
观测值	21263	19330	21285	19350
R-squared	0.9998	0.9868	0.9998	0.9867
	冶金		石油和其他	
$Treat_i \times Post_{it}$	0.0094 (0.0681)	0.0122 (0.0133)	0.1410*** (0.0371)	0.1185*** (0.0419)
观测值	21230	19300	21175	19250
R-squared	0.9998	0.9868	0.9998	0.9868
λ_i	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制
$\lambda_i t$	控制	控制	控制	控制
X_{it}	控制	控制	控制	控制

3. 长效机制检验

本部分将对理论分析提出的资源枯竭型城市可持续发展长效机制进行检验,分别选取了国有和集体企业产出占比(反映市场化程度),外商和中国港澳台商投资企业产出占比、出口交货值占产出比重(反映对外开放水平),采掘行业和林业企业产出占比、第三产业产出占比(反映资源替代产业)作为机制检验的中介变量,进一步采用双重差分方法检验上述机制^②。根据式(7)一式(9),采用中介效应分析方法进行内在机制检验(Baron and Kenny,1986),中介效应 M_{it} 包括国有和集体企业产出占比、外商和中国港澳台商投资企业产出占比、出口交货值占产出比重、采掘业和林业企业产出占比和第三产业产出占比。

$$M_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Treat_i \times Post_{it} + X_{it} \gamma_1 + \lambda_i t + \lambda_t + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$pGDP_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Treat_i \times Post_{it} + \theta_2 M_{it} + X_{it} \gamma_2 + \lambda_i t + \lambda_t + \lambda_i + \lambda_t + \delta_{it} \quad (8)$$

$$employ_{it} = \alpha_3 + \beta_3 Treat_i \times Post_{it} + \theta_3 M_{it} + X_{it} \gamma_3 + \lambda_i t + \lambda_t + \lambda_i + \lambda_t + \xi_{it} \quad (9)$$

(1)国有和集体企业产出占比(*stateown*)。国有和集体企业在中国的资源型城市中占据了重要地位,在本文的研究样本中,资源枯竭型城市国有和集体企业产值平均占比为 24.08%,非资源枯竭型城市平均占比为 17.49%。对国有和集体企业的依赖导致这些城市资源错配现象严重,而且资源产品定价未遵循市场规律,造成了过度开采、环境破坏等负面影响,催生了一些寻租乱象(吴要武,

① 在集约经营条件下,人工更新杨树一般为 10—20 年,落叶松 40—50 年,红松 90—100 年,

② “国有企业产出占比”“外商和中国港澳台商投资企业”“出口交货值占产出比重”“采掘行业和林业企业产出占比”来自中国工业企业数据库加总到县域层面,其中因中国工业企业数据库缺失 2004 年的出口交货值数据,“出口交货值占产出比重”变量不包括 2004 年,企业的所有制根据“企业登记类型”划分;第三产业产出占比来源于《中国区域统计年鉴》。各年数据均已作平减。

2013)。企业要根据市场竞争进入和退出,才能发挥市场在资源配置过程中的基础作用(于立等,2003),必须发挥市场经济主体地位,才能打破这些地区僵化的非正式制度束缚。鼓励资源型城市民企参与国有资源型企业混改,发展民营经济和多种所有制企业是资源枯竭型城市激发市场活力的可行思路。表8列(1)估计结果显示,资源枯竭型城市扶助政策显著降低了国有和集体企业产出占比,表明资源枯竭型城市扶助政策提高了当地市场化程度。表9列(1)和表10列(1)的结果表明,资源枯竭型城市扶助政策通过提高市场化程度促进了当地人均GDP,但对就业的中介效应不显著,原因可能在于市场化程度提高使低效率资源型企业退出,一定程度抑制了就业效应。

(2)外商和中国港澳台商投资企业产出占比(*foreign&gat*)和出口交货值占产出比重(*export*)。由于资源枯竭型城市的产品结构是资源保障型的,而且大部分处于内陆,这些城市长期以来对外开放水平明显低于非资源型城市,产业结构与国际市场需求脱节、生产效率低下(时慧娜和魏后凯,

表8 影响机制检验 I

	(1) 国有和集体企业 产出占比	(2) 外商和中国港澳台 台商投资企业 产出占比	(3) 出口交货值占 产出比重	(4) 采掘业和林业 企业产出占比	(5) 第三产业 产出占比
$Treat_i \times Post_{it}$	-0.0568** (0.0237)	0.0354** (0.0151)	-0.0063 (0.0060)	-0.0469** (0.0233)	0.0259 (0.2558)
λ_i	控制	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制	控制
$\lambda_i t$	控制	控制	控制	控制	控制
X_{it}	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	20422	20422	20422	20422	21047
R-squared	0.7864	0.8221	0.7339	0.8406	0.1911

表9 影响机制检验 II

	(1) 人均GDP	(2) 人均GDP	(3) 人均GDP	(4) 人均GDP	(5) 人均GDP
$Treat_i \times Post_{it}$	0.0640* (0.0352)	0.0643* (0.0352)	0.0630* (0.0351)	0.0642* (0.0352)	0.0579 (0.0361)
国有和集体企业产出占比	-0.0164*** (0.0032)				
外商和中国港澳台商投资企业产出占比		0.0135** (0.0067)			
出口交货值占产出比重			-0.0593*** (0.0202)		
采掘业和林业企业产出占比				-0.0305* (0.0166)	
第三产业产出占比					0.0082*** (0.0017)
λ_i	控制	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制	控制
$\lambda_i t$	控制	控制	控制	控制	控制
X_{it}	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	20422	20422	20422	20422	21047
R-squared	0.9999	0.9999	0.9999	0.9999	0.9998

2011)。除了发挥市场机制的内力因素,资源枯竭型城市还需要借用对外开放的外力来弥补当地资本、技术要素的稀缺,同时倒逼当地转型升级,一些资源枯竭型城市模仿沿海城市对外开放的做法鼓励外资进入和出口贸易。表8列(2)和列(3)的估计结果显示,资源枯竭型城市扶持政策显著促进了外商和中国港澳台商投资企业产出占当地产出的比重,但资源枯竭型城市扶持政策对出口交货值占产出比重的影响不显著。此外,表9列(2)的结果也表明资源枯竭型城市扶持政策通过外资进入对人均GDP有正向影响。表明资源枯竭型城市扶持政策一定程度上改善了当地的营商环境,吸引了外资进入,但当地尚未形成国际竞争优势,对于出口的带动并不明显。换言之,在对外开放方面,资源枯竭型城市目前仅做到了“引进来”,“走出去”的目标还有待实现。

(3)采掘相关行业和林业企业产出占比(*sources_output*)和第三产业产出占比(*tertiary*)。资源开采、初级产品加工等资源产业在资源枯竭型城市占据主导地位,在本文的研究样本中,资源枯竭型城市采掘相关行业和林业企业产出平均占比为22.96%,非资源枯竭型城市平均占比仅为13.33%。随着不可再生的自然资源枯竭,作为其主导产业的资源型产业必然萎缩,需要培育发展新兴产业,引导这些地区摆脱资源依赖,使经济社会步入良性发展轨道。第三产业投入要素主要是人力、技术,具有产业关联性强、附加值高、资源消耗小、污染排放少等优点,而且能够吸纳大量的就业人员,有助于保障当地的就业稳定,是这些地区资源型产业理想的替代产业。表8列(4)和列(5)的估计结果显示,资源枯竭型城市扶持政策显著降低了采掘相关行业和林业企业产出占当地总产出的比重,对第三产业产出的影响系数为正但并不显著。此外,表9列(4)和列(5)、表10列(4)和列(5)的结果,表明资源枯竭型城市扶持政策通过资源产业比重的下降提高了当地人均GDP和就业水平,但第三产业的中介效应并不显著。这表明资源枯竭型城市扶持政策降低了对资源产业的依赖程度,但对第三产业发展的促进作用还不明显。

总体上,资源枯竭型城市扶持政策通过提高市场化程度、吸引外资、发展非资源型产业的长效机制促进了当地经济发展和就业稳定,从而验证了假说2,但出口贸易、第三产业发展的中介效应不显著,这意味着下一阶段资源枯竭型城市转型工作重点是继续扩大开放和加快服务业发展。

4. 具体资源枯竭型城市政策实施效果

资源枯竭型城市普遍面临产业转型与社会稳定之间的“两难矛盾”(于立和于左,2009)。一方面,这些城市的资源产业因资源枯竭而衰退,摆脱资源依赖,发展新型替代产业是走出困境的唯一出路;另一方面,资源枯竭型城市转型需要化解累积的社会成本(朱霖,2009),资源型企业关闭导致大量人力闲置,而原有人力资源结构又与新型产业不匹配,使得这些城市下岗失业问题突出。因此,本文将人均GDP、就业占比作为检验资源枯竭型城市扶持政策实施效果的变量。一些文献已对资源枯竭型城市转型绩效进行了充分讨论(白雪洁等,2014;庞智强和王必达,2012)。倍差法估计的系数是政策对于处理组的平均效应,也就是政策对实验组的平均有多大影响,但是政策对具体个体的影响还不清楚,为此本文借鉴龚锋和卢洪友(2009)的方法,采用“多值”离散模型来评估资源枯竭型城市扶持政策对具体城市的影响^①。如表11所示,人均GDP方面,转型绩效优秀的有北票市、汪清县等6个县市,较差的有合山市、大冶市、冷水江市3个县市,其他大部分县市都属于良好和合格。就业方面,转型绩效优秀的有扎兰屯市、嘉荫县,其他县市均为良好和合格。

六 结论与政策含义

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,正处在转变发展方式、优化经济结构、转换

^① 具体评估方法详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

表 10 影响机制检验 III

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	就业占比	就业占比	就业占比	就业占比	就业占比
$Treat_i \times Post_{it}$	0.0427*** (0.0158)	0.0428*** (0.0158)	0.0424*** (0.0159)	0.0424*** (0.0157)	0.0409*** (0.0154)
国有和集体企业产出占比	0.0013 (0.0036)				
外商和中国港澳台商投资企业产出占比		0.0051*** (0.0012)			
出口交货值占产出比重			-0.0333** (0.0151)		
采掘业和林业企业产出占比				-0.0043*** (0.0012)	
第三产业产出占比					0.0017 (0.0020)
λ_i	控制	控制	控制	控制	控制
λ_t	控制	控制	控制	控制	控制
$\lambda_i t$	控制	控制	控制	控制	控制
X_{it}	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18587	18587	18587	18587	19090
R-squared	0.9883	0.9883	0.9883	0.9883	0.9868

表 11 资源枯竭型城市转型绩效评价

	人均 GDP	就业
优秀	北票市、汪清县、松滋市、逊克县、九台市、玉门市	扎兰屯市、嘉荫县
良好	霍州市、根河市、耒阳市、潼关县、嘉荫县、个旧市、易门县、潜江市	涟源市、九台市、大冶市、孝义市、潼关县、根河市、阿尔山市、易门县、逊克县、玉门市、钟祥市、潜江市
合格	涟源市、阿尔山市、灵宝市、大余县、钟祥市、华蓥市、敦化市、资兴市、牙克石市、常宁市、舒兰市、昌江黎族自治县、新泰市、孝义市、鄂伦春自治旗、铁力市、五大连池市、扎兰屯市、额尔古纳市	额尔古纳市、大余县、牙克石市、常宁市、松滋市、耒阳市、舒兰市、冷水江市、敦化市、铁力市、华蓥市、鄂伦春自治旗、昌江黎族自治县、汪清县、个旧市、五大连池市、灵宝市、合山市、北票市、新泰市、霍州市、资兴市
较差	合山市、大冶市、冷水江市	

增长动力的攻关期,必须坚决打好防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治的攻坚战,资源枯竭型城市的转型升级对民生保障、维护国家能源安全和环境治理都具有关键意义,是推动高质量发展的重要发力点之一。本文对资源枯竭型城市扶持政策的效果做了准自然实验评估,并检验了资源枯竭型城市扶持政策是否帮助当地建立长效机制。基本回归结果表明,资源枯竭型城市政策显著促进了当地人均 GDP 和就业,资源枯竭型城市扶持政策使得人均 GDP 增加了 7.69%,城镇单位就业人员和乡村从业人员的就业提高了 10.06%;进一步分析发现,源枯竭型城市扶持政策显著促进了西部地区的人均 GDP 以及中部地区和西部地区的就业,而对东部地区和中部地区人均 GDP 以及东部地区的就业影响并不显著。森工、石油和其他类型的资源枯竭型城市受扶持政策影响较为显著,而煤

炭、冶金类型资源枯竭型城市的转型效果不明显。此外,资源枯竭型城市扶持政策有效促进了当地产业升级;长效机制检验表明,资源枯竭型城市扶持政策一定程度提高了当地市场化程度,在对外开放方面,资源枯竭型城市扶持政策实现了“引进来”,但“走出去”的目标还有待实现。资源枯竭型城市扶持政策降低了对资源产业的依赖程度,但对第三产业发展的促进作用还不明显。各县市具体转型绩效方面,北票市、汪清县等6个县市人均GDP转型绩效为优秀,扎兰屯市和嘉荫县就业转型绩效为优秀,其他各县市就业转型绩均为良好和合格。

本文的研究结果具有如下政策启示:①继续资助资源枯竭型城市的转型升级。资源枯竭城市转型工作效果明显,初步破解了产业转型与社会稳定之间的“两难矛盾”,建立了可持续发展的长效机制,但是资源枯竭型城市还存在不少历史遗留问题,转型升级的道路仍然任重道远。②加大对中西部地区资源枯竭型城市的扶助力度。资源枯竭型城市包括全国大部分省份,体现了名单评定过程的公正透明,但中西部地区资源枯竭型城市发展基础条件更薄弱,更需要资源枯竭型城市扶持政策帮助改善当地的经济和民生。③引导煤炭、冶金类型资源枯竭型城市发展新支柱产业。相较森工、石油类型城市的转型升级,煤炭、冶金类型资源枯竭型城市不易在原产业基础上延伸和发展,需要寻求新的替代产业,政府应引导这些城市发展新的支柱产业,提升转型升级的效果。④继续扩大资源枯竭型城市的对外开放水平。资源枯竭型城市对外资进入给予了大量的优惠政策,增加了当地对资本和技术要素的吸引力,应培育当地企业的国际竞争优势,鼓励企业走向国际市场,实现由引进来到走出去的转变。⑤加快资源枯竭型城市现代服务业的发展。资源枯竭型城市扶持政策帮助当地摆脱了对资源性产业的依赖,但政策对服务业发展的促进作用还不明显,当地政府应加快服务业,特别是现代服务业的发展,以吸纳更多就业,推进资源枯竭型城市经济的多元化发展。

[参考文献]

- [1]白雪洁,汪海凤,闫文凯. 资源衰退、科教支持与城市转型——基于坏产出动态SBM模型的资源型城市转型效率研究[J]. 中国工业经济, 2014, (11):30-43.
- [2]龚锋,卢洪友. 公共支出结构、偏好匹配与财政分权[J]. 管理世界, 2009, (1):10-21.
- [3]郭水珍,严丹屏. 资源枯竭型城市产业结构优化升级研究[J]. 管理学报, 2012, (3):446-450.
- [4]韩永辉,黄亮雄,王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究, 2017, (8): 33-48.
- [5]胡魁. 中国矿业城市基本问题[J]. 资源与产业, 2001, (5): 8-10.
- [6]胡晓辉,张文忠. 制度演化与区域经济弹性——两个资源枯竭型城市的比较[J]. 地理研究, 2018, (7):1308-1319.
- [7]蒋灵多,陆毅,陈勇兵. 市场机制是否有利于僵尸企业处置:以外资管制放松为例[J]. 世界经济, 2018, (9):121-145.
- [8]李虹. 中西部和东部地区资源型城市转型与发展新动能的培育[J]. 改革, 2017, (8):99-103.
- [9]李婧,朱承亮,安立仁. 中国经济低碳转型绩效的历史变迁与地区差异[J]. 中国软科学, 2013, (5): 167-182.
- [10]李晟晖. 矿业城市产业转型研究——以德国鲁尔区为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2003, (4): 97-100.
- [11]李雨婷. 林业资源枯竭型城市转型机制研究[J]. 生态经济, 2014, (1):26-29.
- [12]刘霆,李业锦,任悦悦,余建辉. 我国资源枯竭型城市转型的影响因素[J]. 资源与产业, 2019, (1):45-53.
- [13]庞智强,王必达. 资源枯竭地区经济转型评价体系研究[J]. 统计研究, 2012, (2):73-79.
- [14]时慧娜,魏后凯. “十二五”时期中国资源型城市援助政策的调整思路[J]. 经济学动态, 2011, (2):75-79.
- [15]王明益,石丽静. 政府干预影响中国制造业企业市场退出的路径分析[J]. 经济学动态, 2018, (6): 44-60.
- [16]王青云. 资源型城市经济转型研究[M]. 北京:中国经济出版社, 2003.
- [17]王树义,郭少青. 资源枯竭型城市可持续发展对策研究[J]. 中国软科学, 2012, (1):1-13.

- [18]魏国学,陶然,陆曦. 资源诅咒与中国元素: 源自135个发展中国家的证据[J]. 世界经济, 2010,(12):48-66.
- [19]吴要武. 资源枯竭与资源型城市的转型[J]. 改革, 2009,(7):141-142.
- [20]吴要武. 资源枯竭的神话——资源枯竭型城市产业转型与社会稳定[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2013.
- [21]熊志军. 关于进一步规范和完善企业市场退出机制的思考[J]. 南方经济, 2001,(7):12-14.
- [22]于立,孟韬,姜春海. 资源枯竭型国有企业退出障碍与退出途径分析[J]. 中国工业经济, 2003,(10):5-12.
- [23]于立,于左. 资源枯竭型城市产业转型与社会稳定的关联度[J]. 改革,2009,(1): 37-42.
- [24]岳利萍. 中西部与东部地区资源型城市可持续发展的长效机制[J]. 改革, 2017,(8):110-114.
- [25]张车伟. 失业率定义的国际比较及中国城镇失业率[J]. 世界经济, 2003,(5):47-54.
- [26]张友祥,支大林,程林. 论资源型城市可持续发展应处理好的几个关系[J]. 经济学动态, 2012,(4):80-83.
- [27]周茂,陆毅,符大海. 贸易自由化与中国产业升级: 事实与机制[J]. 世界经济, 2016,(10):78-102.
- [28]朱霖. 资源枯竭型城市产业转型的社会成本[J]. 改革, 2009,(7):143-146.
- [29]Baeten, G., E. Swyngedouw, and L. Albrechts. Politics, Institutions and Regional Restructuring Processes: From Managed Growth to Planned Fragmentation in the Reconversion of Belgium's Last Coal Mining Region[J]. *Regional Studies*, 1999,33(3):247-258.
- [30]Baron, R. M., and D. A. Kenny. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986,51(6):1173.
- [31]Beck, T., R. Levine, and A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010,65(5):1637-1667.
- [32]Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan. How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2004,119(1):249-275.
- [33]Brandt, L., and C. A. Holz. Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications [J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2006,55(1):43-86.
- [34]Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [35]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-level Data[J]. *China Economic Review*, 2014,(30):339-352.
- [36]De Haas, R., and S. Poelhekke. Mining Matters: Natural Resource Extraction and Firm-level Constraints[J]. *Journal of International Economics*, 2019,(117):109-124.
- [37]Graulau, J. Is Mining Good for Development? The Intellectual History of an Ansettled Question [J]. *Progress in Development Studies*, 2008,8(2):129-162.
- [38]Kurtz, M. J., and S. M. Brooks. Conditioning the "Resource Curse": Globalization, Human Capital, and Growth in Oil-rich Nations[J]. *Comparative Political Studies*, 2011,44(6):747-770.
- [39]Laeven, B. L. Institution Building and Growth in Transition Economies[J]. *Journal of Economic Growth*, 2006, 11(2):157-186.
- [40]Li, P., Y. Lu, and J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2016,(123):18-37.
- [41]Liu, Q., and L. D. Qiu. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings[J]. *Journal of International Economics*, 2016,103:166-183.
- [42]Liu, Q. and Y. Lu. Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-added Tax Reform[J]. *Journal of International Economics*, 2015,97(2):392-403.
- [43]Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015,7(4):221-253.

- [44]Lu, Y., Z. Tao, and L. Zhu. Identifying FDI Spillovers [J]. *Journal of International Economics*, 2017, (107): 75–90.
- [45]Mabon, L., and W. Y. Shih. Management of Sustainability Transitions through Planning in Shrinking Resource City Contexts: An Evaluation of Yubari City, Japan [J]. *Journal of Environmental Policy & Planning*, 2018, 20(4):482–498.
- [46]Martinez–Fernandez, C., C. T. Wu, L. K. Schatz, N. Taira, and J. G. Vargas–Hernández. The Shrinking Mining City: Urban Dynamics and Contested Territory [J]. *International Journal of Urban and Regional Research*, 2012, 36(2):245–260.
- [47]Mehlum, H., K. Moene, and R. Torvik. Cursed by Resources or Institutions[J]. *World Economy*, 2006, 29(8): 1117–1131.
- [48]Sachs, J. D., and A. M. Warner. The Curse of Natural Resources[J]. *European Economic Review*, 2001, 45(4–6):827–838.
- [49]Sala-i-Martin, X., and A. Subramanian. Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria[J]. *Journal of African Economies*, 2013, 22(4):570–615.

Implementation Effect of Resource Exhausted Cities' Supporting Policies, Long-term Mechanism and Industrial Upgrading

SUN Tian–yang¹, LU Yi¹, CHENG Li–hong²

(1. School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China;

2. School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: The transformation and upgrading of resource–exhausted cities is of great significance to the stability and prosperity of the region, and is one of the important measures to promote high–quality development and improve people's livelihood security. However, the effect of supporting policies for resource–exhausted cities and long–term mechanism needs to be tested. Based on the policy background of resource exhausted cities' supporting policies, this paper examines the transformation, upgrading and livelihood security of resource–exhausted cities in China. Based on the county–level data from 2003 to 2013, this paper examines the impact of support policies on per capita GDP, employment and industrial upgrading in resource–exhausted cities by using the difference–in–difference method for the first time, and test the long–term mechanism. The results show that the policy of supporting resource–exhausted cities significantly improves the per capita GDP and employment rate of the region. Recognition condition test and robustness test show that this conclusion is very robust. Further analysis shows that the policy of supporting resource–exhausted cities promotes the per capita GDP and employment rate of the cities in the central and western regions, forest and oil resource–exhausted cities, and promotes the upgrading of regional industries. The impact mechanism test shows that the policy of supporting resource–exhausted cities has helped local governments to establish effective mechanisms to improve the degree of marketization, expand the opening up and develop alternative industries, but it still needs to be strengthened in terms of export trade and tertiary industry development. The central government should continue to accelerate the implementation of the policy of supporting resource–exhausted cities, adhere to long–term mechanism as guarantee, and realize the sustainable development of resource–exhausted cities.

Key Words: resource–exhausted city; transformation and upgrading; long–term mechanism; multi–period difference in difference method

JEL Classification: J18 J23 R58

[责任编辑:覃毅]