

资源依赖影响资源型城市贫困减缓的机理与实证

——基于产业特征视角

胡尧¹ 严太华¹ 石文桂²¹

(1. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044;

2. 重庆交通大学 经济与管理学院, 重庆 400074)

【摘要】: 资源依赖是否会影响到减贫效果?本文从资源型经济的产业结构特征视角出发,分析了资源依赖影响减贫的作用机制。通过构建包含交叉项的结构式模型,利用近十三年 107 个地级市资源型城市的面板数据进行实证,结果表明,资源依赖对减贫产生了显著负面影响,主要通过阻碍产业多样化、促进产业国有化和降低产业劳动密集度三个路径实现,城市倾向化的地方政府财政行为显著不利于减贫,而扩大对外开放则有助于缓解地区贫困。因此,资源型城市需警惕资源输出红利式增长在民生改善方面的弱质性表现。上述结论也为资源型城市产业转型具体方向的确定提供了实证支持,进一步优化财政支出结构,加大涉农领域投入,提高城市开放度,都有助于减贫效果的提升。

【关键词】: 资源依赖 收入分配 产业结构转型 减贫

【中图分类号】: F061.5 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006-2912(2021)01-0091-13

一、引言

资源型经济是因资源开采而兴起,以资源型产业为主导的特殊经济体。以东北为主体的资源型地区为国家快速工业化提供了大量的工业原料和能源资源,作出了重大贡献。但新世纪以来,诸如阜新、七台河、个旧等资源型城市开始面临着增长乏力、资源枯竭、环境破坏等一系列可持续发展问题,贫困、失业率高社会民生问题尤其突出。据统计,中国有 262 个资源型城市,其中 1/4 的资源趋于枯竭,人口只占全国的 4%,但其棚户区占全国 1/4,低保人数却占全国 1/10。进一步对国家级贫困县名单进行梳理,发现 281 个地级市中共有 352 个贫困县,其中属于资源型地级市的就有 191 个,占了一半以上。而贫困县占比在 50% 以上的有 29 个地级市,多为中西部城市(见表 1),其中有 13 个资源型城市,除了铜川外,其他这些城市也并非资源枯竭或衰退型城市,还包括煤炭资源极其丰富的“煤炭金三角”之一榆林市。面对这种丰裕资源与贫困共存的矛盾现象,值得深思的是,资源依赖是否影响了贫困?

作者简介: 胡尧(1987-),男,湖北省天门市,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,研究方向:资源环境与区域经济;严太华(1964-),男,重庆市璧山区,重庆大学经济与工商管理学院教授、博士生导师,研究方向:资源环境与区域经济;石文桂(1989-),女,重庆市开州区,重庆交通大学经济管理学院助教,研究方向:人力资源与共享经济。

基金项目: 国家社会科学基金项目“能源结构优化、产业结构转型与资源型城市贫困抑制研究”(16BJY013),项目负责人:严太华;教育部青年基金项目“供给侧结构性改革框架下的资源型城市产业结构升级与贫困抑制研究”(17YJC790024),项目负责人:董利红;重庆市哲学社会科学规划项目“重庆市高质量发展路径的创新驱动策略研究”(2018YBJJ037),项目负责人:董利红

表 1 贫困县占比超过 50%的地级市名单

地级市	资源型	县（个）	贫困县（个）	占比	地级市	资源型	县（个）	贫困县（个）	占比
定西市	N	7	7	1.00	庆阳市	Y	8	5	0.63
固原市	N	5	5	1.00	十堰市	N	8	5	0.63
商洛市	N	7	7	1.00	巴中市	N	5	3	0.60
昭通市	Y	11	10	0.91	白城市	N	5	3	0.60
安康市	N	10	9	0.90	保山市	Y	5	3	0.60
宿州市	Y	5	4	0.80	张家口市	Y	17	10	0.59
忻州市	Y	14	11	0.79	百色市	Y	12	7	0.58
陇南市	Y	9	7	0.78	榆林市	Y	12	7	0.58
六盘水市	Y	4	3	0.75	六安市	N	7	4	0.57
铜川市	Y	4	3	0.75	阜阳市	N	8	4	0.50
乌兰察布市	N	11	8	0.73	黄冈市	N	10	5	0.50
天水市	N	7	5	0.71	佳木斯市	N	10	5	0.50
赤峰市	Y	12	8	0.67	通辽市	N	8	4	0.50
汉中市	N	11	7	0.64	信阳市	N	10	5	0.50
临沧市	Y	8	5	0.63					

贫困问题研究一直是学术热点，已有文献从不同角度对减贫的影响因素进行了研究。郭熙保和罗知^[1]利用经济增长作为中间变量，研究了贸易自由化对贫困减缓的影响，发现贸易自由化有助于减贫，而且增长的减贫效应随着贸易自由化程度加深而提高。赵锦春和范从来^[2]也得到类似结论，发现贸易自由化会同通过纯收入增长和纯分配改善两个渠道促进益贫式增长。张萃^[3]、单德朋^[4]则分析了不同产业结构的减贫效果，都发现第二产业减贫效果最弱，第一、三产业减贫效果显著，认为劳动密集度是影响不同产业减贫差异的重要因素。丁建军等^[5]、单德鹏等^[6]发现产业多样性通过促进经济增长实现了减贫。王娟和张克中^[7]研究了不同财政公共支出的减贫效果，发现农业性公共支出的减贫效果最大，社会救济支出次之，然后是基本建设支出。此外，影响减贫的还有如下方面的因素：金融发展^[8]、旅游发展^[9]、土地流转^[10]、基础设施建设^[11]、财政分权^[12]等等。显然，不同的产业选择、工业化战略、贸易策略和社会政策都会引致不同的减贫效果，但少有关于资源依赖与贫困之间联系的研究。

“资源诅咒”假说为资源型经济问题研究提供了理论依据。相关研究^[13,14]侧重从经济增长的角度，探讨为什么有些资源丰富裕的地区经济表现反而不如那些资源贫瘠的地区，其主要观点是丰裕资源下的经济体在发展过程中容易形成对资源依赖，资源依赖则会对有利于长期增长的因素诸如制度建设、人力资本投入、科技投入、制造业等造成挤出效应，从而对长期增长形成负面影响。上述机制也得到了大量实证研究的验证^[15-17]。同时，国外学者也发现资源依赖不利于贫困群体。巴特等人(Bulte et al.)^[18]发现资源依赖会恶化制度质量，进而引起社会福利水平(包括人类发展指数、人类贫困指数等在内的福利指标)的降低。罗斯(Ross M)^[19]研究表明资源依赖与收入不平等显著正相关，能源、金属等点资源的开采出口倾向于损害穷人的利益，扩大贫富差距，包括区域间的横向不平等和区域内部的阶层不平等。裴多和帕维拉(Perdue and Pavela)^[20]对美国西维吉尼亚州 55 个县的研究也发现，非产煤区的贫困程度和失业率要显著低于产煤区。但国内鲜有研究讨论资源依赖与减贫之间的关系，比较接近的是，王忠^[21]研究了矿业权聚集于经济增长、贫困减缓的长期关系，发现资源税对矿业权集聚水平和矿业经济增长具有正向刺激作用，但矿业经济增长并不利于地区经济的整体改进，也不利于区域贫困减缓。

产业转型作为资源型城市实现可持续发展和破解“资源诅咒”的主要途径，大量研究在理论层面对资源型城市转型原因、

动力机制和政策建议方面作了有益探讨^[22, 23], 认为提升产业技术, 延长产业链, 发展替代产业是资源型城市产业转型的重点。仅有少量实证研究^[24, 25]则主要从三次产业结构的视角出发, 通过构建产业结构的合理化和高级化指标进行实证分析, 得出了产业结构高级化和合理化是资源型城市转型的重要方向, 但并未能深入产业内部特征进行探讨, 在此基础上所获策略与建议缺乏可操作性。

资源依赖是否影响了增长的减贫效应?如何影响?资源型城市如何转型才能在保持经济可持续增长的同时又能兼顾社会福利水平的提高呢?为了回答上述问题, 本文将已有文献基础上作出如下补充:一是是基于中国资源型城市的实际, 探讨资源依赖、产业结构特征与减贫之间的理论联系;二是构建包含交互项的结构模型, 分别利用低保贫困率和农民人均收入作为贫困代理变量, 对理论假说进行了验证, 为资源型城市产业转型提供了更具可操作性的政策支持。

二、资源依赖影响贫困减缓的机理分析

(一) 遏制产业多样化水平

产业结构的单一化是资源型经济的突出表现之一。资源型经济对资源依赖越严重, 资源产业越壮大, 产业结构的单一化现象就越严重。从资本投资属性来看, 资源产业是沉淀成本较高、资本流动性低且专属性强产业, 一旦投入开始, 生产规模的扩大会形成更大的资本需求, 不断吸引社会资本进入, 形成资源产业一业独大的局面。而从产业关联角度来看, 资源产业前后关联效应较差且资源所在地往往地理位置偏僻, 容易形成经济上和空间上的飞地, 在其扩张和膨胀过程中, 除资源产业自身的投资以外, 对其他产业部门的资本需求能力弱, 难以形成新的产业资本积累, 阻碍新产业的形成^[26]。此外, 就中国的资源型城市而言, 建国初重工业发展战略下的基地发展模式, 普遍将资源型地区定位为原材料和资源输出基地, 这种战略导向也加重了资源型城市的产业结构单一化程度。

而多数研究则表明产业多样化有助于贫困减缓, 丁建军等^[6]利用美国阿巴拉契亚地区的数据发现产业多样性总体上有助于经济增长实现减贫。也有文献则考察经济多样性抵抗自然灾害的能力, 发现经济多样性的确有利于经济稳定和快速恢复^[27]。产业多样化的减贫主要通过促进增长和稳定波动来实现, 产业相关多样化通过增长机会扩张效应、相互需求产生的乘数效应和知识外溢产生的创新效应来促进经济增长, 而不相关多样化则可以缓解经济波动对增长和就业的负面影响^[6]。

可见, 资源依赖可以通过阻碍产业多样化, 对减贫造成负面影响。

(二) 提高产业国有化程度

国有经济比重高, 国有或国有控股企业占经济的主导地位是中国资源型城市的另一个重要特征。出于国家资源安全的战略考虑, 国内大部分能源、矿产等重要资源都由大型国企或央企所控制, 导致采掘业的国有资本占比较高。利用第三次经济普查数据, 测算 2013 年规模以上工业分行业的国有资本占实收资本比率衡量行业国有化程度, 三个大类的排名依次是电力、热力、燃气及水生产和供应业 56.58%、采矿业 46.42%和制造业 10.86%, 可见采矿业国有化程度远高于制造业。随着资源依赖程度的加深, 也势必会影响区域整体的国有化程度。图 4 显示了各省国有经济在工业企业主营业务收入比例的平均值(2003-2016), 以此表征各地国有化程度, 除了北京上海存在明显的总部经济以外, 国有化程度靠前的都是西部及东北地区的资源大省, 而沿海发达省份的国有化程度则明显排名靠后。在资源型地区, 较多的经济资源诸如政策支持、融资信贷、人才配置等都会向国有企业倾斜, 而中小民营企业经济资源获取能力相对较弱, 处于从属地位。此外, 计划经济时期的“政府主导, 国企主体”格局也使得大部分资源型地区普遍存在“政企合一”等现象, 体制包袱重, 市场机制发育缓慢, 使资源型城市在改革开放后, 对市场化的经济、社会转型的适应性和应变性, 远远滞后于非资源型城市^[28]。

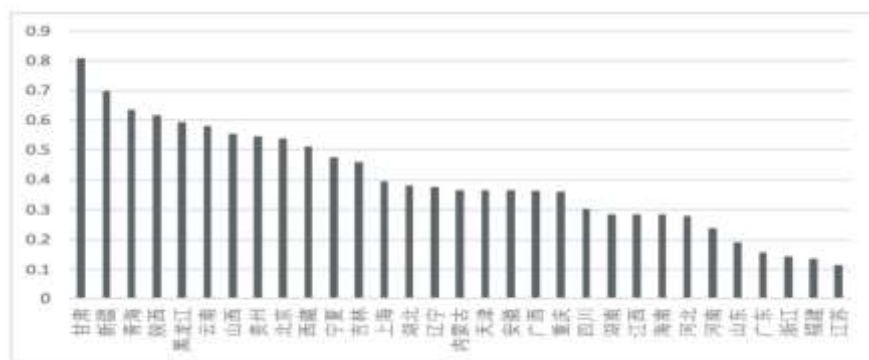


图 1 各省国有化程度比较

资料来源:中国统计局。

国企比重过高不利于经济增长。通常认为,非国有企业比国有企业更有效率。在改革开放初期,中国的经济增长和效率提高基本上来源于非国有部门^[29]。而从就业角度来看,国企比重过高对减贫的负面影响主要表现在两个方面:一是由国有大企业和政府机构组成的“正式部门”,工资率高,就业稳定,对劳动者的学历、技能都有较高的门槛设置,那些低技能水平、教育程度低的“非正式”部门劳动力则难以进入,同时,国有体制下局内人之间的利益关系也为符合应聘条件的局外人的进入造成了较大障碍。二是大型国有企业利用与政府的关系,以及对经济资源的垄断力量,对中小民营企业的生产经营活动造成挤压,而中小企业是吸纳“非正式”部门劳动力的主要力量。刘瑞明和石磊^[30]发现,在软预算约束下,国有企业通过公共服务的挤出等多种途径对民营企业发展造成负面影响。战明华^[31]也发现,国家政策性贷款分配、低利率政策、银行信贷等均向国有企业倾斜,这对其他非国有中小企业产生了挤出效应。

因此,资源依赖通过提高产业的国企比重,会对减贫产生负面影响。

(三)降低产业劳动密集度

资源依赖的核心特征是经济体对以采掘业为主体的资源型产业的依赖,而资源型产业如煤炭、钢铁、石油等产业通常是投资规模大、建设周期长、投资回收期长的产业,属于典型的资本密集型产业。尤其是现代资源工业的发展方向是以大规模机械化设备代替手工劳作,同时伴随着中国资源工业兼并重组加快,中小型矿山与民营小资本相继退出,资本密集化程度趋高,产业劳动密集度趋低。相比其他产业而言,资源采掘业拥有更低的劳动密集度。产业劳动力密集程度可用该产业就业人数占地区总就业人数的比重除以该产业产出占地区总产出的比重来表示,即高劳动生产率拥有更低的劳动密集度^[32]。表 2 显示了全国各行业劳动生产率情况,从三次产业结构来看,第一产业生产率最低,第三产业次之,第二产业最高,说明农业效率低下,依旧存在大量富余劳动力。从第二产业内部主要产业来看,采掘业劳动生产率明显高于制造业和建筑业,趋势上也是不断提高的。因此,资源依赖程度越高,采掘业通过挤占其他产业,降低了经济劳动密集度,这对处于工业化初期城乡二元特征明显的欠发达城市而言,不利于劳动力吸收与城市化进程的推进。

表 2 全国分行业劳动生产率

年份	采掘业	制造业	建筑业	第一产业	第二产业	第三产业
2004	15.235	16.962	10.338	0.600	4.446	2.933
2005	20.264	18.723	11.189	0.652	4.958	3.303
2006	22.811	21.247	12.551	0.730	5.524	3.801

2007	25.158	25.240	14.557	0.904	6.273	4.746
2008	36.324	29.858	17.475	1.095	7.296	5.453
2009	30.209	31.535	19.023	1.182	7.598	5.985
2010	37.251	35.832	21.034	1.409	8.773	6.913
2011	44.516	36.836	18.520	1.736	10.071	7.921
2012	39.481	38.866	18.308	1.975	10.526	8.842
2013	39.732	33.666	13.966	2.289	11.306	9.379
2014	39.258	37.310	15.364	2.560	12.017	9.822
2015	45.523	41.044	16.648	2.777	12.429	10.541

注：因数据限制，采矿业、制造业、建筑业的劳动统计口径为城镇单位就业人数，三次产业劳动为全部就业人数，单位万元/人。

产业要素密集程度是分析产业结构与减贫关系的关键因素。洛亚扎和拉达茨(Loayza and Raddatz)^[32]推导了产业劳动密集程度与工资增长关系的数理模型，分析了发展中国家由于产业劳动密集度不同导致不同产业增长对贫困减少的不同影响。他们认为产业结构对贫困的影响根源在于不同产业的劳动密集程度不同，劳动密集度越高，减贫效果越好。张萃^[31]、单德朋^[4]、汪三贵和胡联^[33]都利用中国省际数据验证了上述观点，发现农业和服务业的减贫效果较好，工业则次之。甘姆等(Gamu et al.)^[34]也在总结采掘业与减贫关系时指出，采掘业的发展模式影响其减贫效果的主要变量，以手工作业为主的小规模开采方式，是低技术、低资本和劳动密集型，相比大规模的工业开采模式，往往也更有助于当地居民的短期脱贫。

另外，从新结构经济学角度来看，工业化初期过早发展资本密集型产业，违背了比较优势，扭曲的产业结构不利于经济增长和工业化、城市化进程推进，促进了城乡二元结构的形成，这同样也不利于减贫。陈开斌和林毅夫^[35]研究发现中国建国初期的重工业发展战略，正是因为大力发展资本密集型产业，违背了资本稀缺劳动力充裕的要素禀赋特征，阻碍了城市化，继而造成了城乡收入差距的扩大。

所以，资源依赖可以通过减少劳动密集度的方式，减少经济的就业需求，继而阻碍减贫。

(四)研究假说

根据以上分析，本文提出如下基本假说 1 和扩展假说 2. 1-2. 3:

假说 1:资源依赖会恶化经济增长的减贫效应，即资源依赖程度越高，增长的减贫效应越弱。

假说 2. 1:资源依赖程度越高，产业多样化水平越低，增长的减贫效应越弱。

假说 2. 2:资源依赖程度越高，产业劳动密集度越低，增长的减贫效应越弱。

假说 2. 3:资源依赖程度越高，产业国有化比重越高，增长的减贫效应越弱。

三、模型设定、变量选择与数据来源

(一)模型设定

Shen and Lee^[36]在讨论为什么同样的金融发展可能带来不一样的经济增长问题时构建了一个包含交互项的结构式模型。基于前文理论分析,借鉴该思路建立的基本模型如下:

$$pov = C + \beta_1 rpGDP + \beta_2 Gov + \beta_3 X + \mu \quad (1)$$

$$\beta_1 = \beta_{11} + \beta_{12}Z + \beta_{13}Open \quad (2)$$

模型(1)是基本的增长减贫模型,其中, pov 是被解释变量贫困, rpGDP 是主要解释变量经济增长水平,作为增长初次分配的衡量, Gov 是控制变量政府行为,作为社会再次分配的衡量, C 是常数项, X 为其他控制变量。模型(2)是增长减贫效应的决定模型, β_1 衡量了经济增长总的减贫效应, Z 为影响经济增长减贫效应的因素,包括资源依赖程度以及三个衡量产业结构特征的中间变量:产业多样化、产业资本密集化、产业国有化。此外,已有研究表明经济体的贸易自由化或对外开放程度对减贫存在显著影响(郭熙保和罗知^[1],2008;葛顺奇等^[37],2016),在模型(2)中引入经济对外开放程度 Open 作为控制变量,则衡量对外开放程度对经济增长减贫效应的影响。

将(1)(2)式结合后,可以展开为面板数据模型如下:

$$pov_{it} = C + \gamma_1 rpGDP_{it} + \gamma_2 (rpGDP_{it} * Z_{it}) + \gamma_3 (rpGDP_{it} * Open_{it}) + \beta_2 Gov_{it} + \beta_3 X + \mu_{it} \quad (3)$$

将重点关注交叉项 $rpGDP_{it} * Z_{it}$ 的系数,大于 0 则表明因子 Z 对增长的减贫效应影响为正;反之,则为负。同时,为了进一步检验资源依赖与产业结构特征之间的关系,还以产业结构特征作为因变量,资源依赖作为主要解释变量,构建了如下模型:

$$Z_{it} = C + \alpha_1 RD_{it} + \alpha_2 rpGDP_{it} + \alpha_3 X + u_{it} \quad (4)$$

其中,为三个中间变量中第 j 个变量,模型中主要控制了经济发展水平 rpGDP, X 仅包括年份和省份虚拟变量。

(二)变量选择

贫困 Pov, 使用人头指标贫困率 Pov__h 来衡量,由于缺乏地级市的直接贫困数据,收集了中国民政部按季度发布的县级城乡低保情况数据,计算各地级市城乡总的低保人数,以低保人数与总人口之比,作为 Pov__h 的代理变量。同时,鉴于农村是贫困的主战场,还使用农村人均纯收入作为贫困收入指标 Pov__inc 的代理变量,以检验结果的稳健性。

经济增长水平 rpGDP, 使用人均真实地区生产总值来衡量。

资源依赖 RD, 将其定义为经济体对资源的依赖程度,表示资源(产业)对地区经济增长的重要性,作为衡量资源型增长方式的重要解释变量。参考邵帅等^[15]的做法,使用地区采掘业单位就业人口/单位总就业人口来衡量。

产业多样化指数 DVI, 参考单德朋等^[4](2017)的做法,使用熵指数来表示多样化特征。地区 i 的多样化指数具体表达式为: $DI_i = -\sum_{j=1}^n p_j \ln(1/p_j)$, n 表示 19 个行业数,表示行业的单位就业人数在区域内所有行业的单位总就业的比重, DVI 越大,说明

产业多样化程度越高。

产业劳动密集度 LBI，借鉴区位商的思路，构造劳动密集指数来表示劳动密集度特征，地区 i 的劳动密集度具体表达式为： $LBI_i = \frac{L_i/V_i}{L/V}$ ，其中， L_i 、 V_i 分别为地区 i 的劳动力总人数和真实地区生产总值， L 、 V 分别为所有地区总的劳动力人数和总的真实地区生产总值，LBI 越大，说明劳动密集度程度越高。

产业国有化程度 SOI，现有研究^[35]通常使用国有资本占比、国有企业产值占比或国有就业人口占比来衡量，但难以获取地级市相关数据。考虑到资源型城市国有化程度越高，“政企合一”现象越严重，机关单位人员越臃肿，地方政府相对规模越大，参考王小鲁等人^[38]的做法，使用公共管理和社会组织单位就业人数/地区总人口之比来衡量政府相对规模，并以此作为产业国有化程度的代理变量，SOI 越大，说明国有化程度越高。

政府行为 Gov，中国地方政府在是实施收入再分配的主体，再次分配以亲贫式财政支出体现，通常被定义为教育支出、医疗支出、抚恤和社会福利救济费支出以及农业支出四项支出^[42]，由于缺乏地级市相关分类数据，且此变量仅作为控制变量被引入，因此，本文使用地方财政支出与地区生产总值占比作为政府行为的代理指标。

对外开放 Open，使用外商直接投资 (FDI) 占地区生产总值之比作为地区经济开放度的代理变量。

对于其他控制变量 X，为了避免变量控制选择的随意性，本文主要控制了初始不平等条件，因为大量文献表明经济增长的减贫成效在很大程度上还取决于一国或者地区初始的不平等程度^[39]，由于缺乏相应市级数据，以初始年份的城乡收入比 Inc_ur 来作为初始不平等程度的代理变量。此外，考虑不同省市的低保标准存在较大差异，且每年根据发展实际存在调整的情况，还在模型中引入年份与省份以控制任何在省层面随时间变量的宏观政策因素。

(三) 研究对象与数据

根据 2013 年国务院发布的《全国资源型城市可持续发展规划》，全国共有 262 个资源型城市，仅区分了矿业类与森工类，其中包括地级行政区 126 个。在综合考虑了研究的针对性，统计资料的可得性、连续性以及城市之间的可比性之后，本研究选取了该资源型城市名单中非森工类地级市(建制市)，并从中剔除了自贡(盐)、景德镇(陶瓷)两个特殊资源城市以及毕节市(于 2011 年升为地级市)，最终确定了 107 个资源型城市作为研究对象。

所有数据均来自对应年份的《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》以及各省市的《统计年鉴》和各地级市统计公报，统计范围为全市，对部分缺失值进行插值预处理，低保数据来自中国民政局网站整理。除低保数据为 2007-2016 年以外，其他数据均为 2003-2016 年，真实值均以 2003 年为基期计算，模型中的所有变量均取对数，变量描述性统计说明见表 3。

表 3 变量描述性统计分析

变量符号	变量含义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
Pov_h	贫困率	1070	0.066	0.038	0.005	0.232
Pov_inc	贫困收入水平	1498	4580.304	2178.674	1060.000	17788.87
rpGDP	经济增长水平	1498	25585.094	25516.576	2476.470	196800.881
RD	资源依赖程度	1498	0.128	0.124	0.000	0.581
Gov	政府干预程度	1498	0.168	0.096	0.031	1.027
DVI	产业多样化水平	1498	2.242	0.174	1.619	2.944

SOI	产业国有化程度	1498	0.011	0.004	0.004	0.041
LBI	产业劳动密集度	1498	1.247	0.497	0.301	4.431
Open	对外开放水平	1498	0.014	0.016	0.001	0.114
Inc_ur03	初始收入不平等	1498	2.971	0.902	1.300	6.878

四、资源依赖影响资源型城市贫困减缓的实证分析

(一)资源依赖与增长减贫效应

1. 资源依赖与增长减贫效应:基础关系检验

首先利用普通 OLS 模型对资源依赖与增长减贫效应的关系进行估计,模型中均控制了 2003 年的城乡收入比 Inc_ur03。资源依赖与经济增长的交叉项 $\ln(\text{rpGDP}) * \ln(\text{RD})$ 系数始终为正,且均通过了在 1% 的显著性检验。这个结论有力地支持了假说 1,即资源依赖程度越高,经济增长的减贫效应越弱,资源依赖显著恶弱化了经济增长自身的减贫能力。

经济增长主项 $\ln(\text{rpGDP})$ 的系数始终为负,说明经济增长的确存在减贫效应,大力发展地区经济仍是贫困减缓的主要途径之一。比较模型 (1) (2) 中经济增长主项系数,可以发现,未考虑资源依赖的模型 (1) 明显高估了经济增长的减贫效率。同时,在控制年份和省份后,模型 (4) 和 (5) 中经济增长主项系数绝对值大幅减少,侧面说明国家层面的扶贫攻坚政策对贫困减少起到了重要的促进作用,尽管主项系数没通过显著性检验,但与各交叉项的联合显著性均通过了 1% 检验。

作为财富二次分配衡量的政府行为显著恶化了贫困状况,这一结论有点意外。但考虑到使用了包含亲贫式财政支出的整体财政支出作为衡量,且和陆鸣等^[40]的结论类似,该结论也具有一定现实依据。陈斌开和林毅夫^[35]对政府行为恶化城乡收入差距的解释是,可能和改革开放以来中国地方政府的经济与社会政策存在明显的城市偏向性有关,包括城市偏向的教育经费投入政策、城市偏向的基建投入、城乡劳动力市场分割和歧视性社会福利保障政策等,因此,这些城市偏向性政策抵消甚至恶化了再次分配对贫困群体的减贫效果。还认为,在“政治锦标赛”^[41]体制刺激下,相比农业基础设施、卫生医疗等亲贫式支出而言,地方政府的财政支出会偏向于投资回报率更高的城市基础建设,以寻求更高的经济效益与政绩,从而使城市居民更加受益,这一定程度加重了城乡不平等。此外,对外开放对增长减贫效应的影响始终为负值,其中模型 (3) (4) 中通过了 10% 的显著性检验,说明保持经济开放度确实有助于经济增长的减贫,外商投资通过生产活动转移效应、水平溢出效应和产业关联效应三个途径实现减贫^[37]。初始城乡不平等程度的系数显著为负,说明初始不平等状态的确对减贫产生了负面效应,且结论十分稳健。

2. 资源依赖与增长减贫效应:稳健性检验

为了检验模型设定是否影响实证结果,模型 (1)–(3) 分别使用个体固定效应模型、时间个体双固定效应模型和随机效应模型进行估计。发现交叉项 $\ln(\text{rpGDP}) * \ln(\text{RD})$ 的系数始终为负,并保持显著,说明模型设定对主要结论没有根本性影响。而为了考察数据时段选择是否会对结果产生影响,考虑到资源市场价格对资源型城市经济的重要影响,模型 (4) (5) 分别使用 2007–2011 和 2011–2016 的数据进行 OLS 估计,之所以如此分段,是因为世界能源、金属等资源市场价格经过数年的大涨,到 2011 年达到顶峰后开始回落,前者属于资源繁荣期,后者属于资源萧条期。结果表明时间段选择对核心结论也没有任何影响,繁荣期资源依赖对增长减贫效应的负面影响小于萧条期。而繁荣期的结果还表明,整体上,增长总体上对贫困的减缓产生了负效应,这似乎暗示着资源繁荣带来的高速增长的资源收益可能并未向贫困群体涓滴,贫困人群的利益反而受到了损害。考虑模型的内生性问题,经济落后的贫困地区往往更倾向于借助自然资源诸如林木、矿产等发展经济,因而资源依赖可能内生于因变量贫困率,模型 (6) 进一步使用资源依赖滞后一期作为工具变量对模型进行 IV 估计,资源依赖恶化增长减贫效应的结论依旧稳健。同样,

政府行为不利于减贫的结论也十分稳健。

(二)资源依赖、产业结构特征与增长减贫效应:影响机制检验

1. 产业结构特征与增长减贫效应

为了进一步检验资源依赖、产业结构与增长减贫效应的影响机制,将变量 Z 分别换成三个产业结构特征变量,即产业多样化 DVI、产业国有化 SOI、产业劳动密集度 LBI 进行估计。报告了产业结构特征与增长减贫效应的关系检验结果。从产业多样化来看,产业多样化与经济增长交叉项的系数在模型(1)不显著,模型(4)通过了 5%的显著性检验,但系数始终保持为负,说明产业多样化程度越高,越有利于增长的减贫效应提升。从产业国有化程度来看,模型(2)(4)的目标系数显著为正,且均通过了 1%显著性检验,表明产业国有化程度越高,越是阻碍了增长的减贫效应。从产业劳动密集度来看,模型(3)(6)也均通过了显著性检验,目标系数始终为负,说明产业劳动密集程度越高,越能促进增长的成果向贫困群体分配,有助于减贫。而其他变量的检验结果,与前文结论并无差异。

2. 资源依赖与产业结构特征关系检验

为了进一步检验资源依赖与产业结构特征形成的关系。可以发现,资源依赖显著阻碍了产业的多样化和促进了产业的国有化程度,两个结论均通过了 1%的显著性检验,相对比较稳健。资源依赖对产业劳动密集度的影响均不够显著,但值得注意的是,表中的检验均为双侧检验,依据假设的单侧检验而言,模型(3)依旧可以通过 5%的检验,从系数始终保持为负来看,说明资源依赖的确降低了产业劳动密集度。而从经济发展水平的角度来看,资源型城市经济发展水平越高,则其产业多样化程度越低,这是因为在社会分工进一步深化和专业化的趋势下,产业聚集效应与规模效应本身不断促进地区经济职能向专一化发展,这种倾向性在资源产业的吸纳、粘滞和锁定效应^[26]的加持下,将在资源型地区表现的更加明显。同样,结果还显示,经济发展水平越高,国有化现象也更严重,随着资源产业规模的不断扩大,以及凭借国有企业在市场资源中攫取的优势地位,中小民营经济发展所受到的压制,国有资产势必会不断壮大,实现自我强化。不过,经济发展水平与产业劳动密集度的关系尽管为负,但始终不显著。所以,除了资源依赖以外,资源型城市的经济增长也会不断地通过对产业单一化、产业国有化机制的强化,造成对减贫效果抑制作用的恶性循环。

因此,结合上一节产业结构特征与增长减贫效应的关系检验结果,总体上,认为假说 2.1、2.2 与 2.3 均得到了验证,资源依赖通过阻碍产业多样化、提高国有化比例和遏制产业劳动密集度,对增长自身的减贫效应产生的负面影响。

(三)基于收入贫困的稳健性再检验

以低保占比为代理变量的贫困率难以衡量贫困群体的真实生活状况。为了增强结论的稳健性,进一步使用收入贫困作为贫困的代理变量,用人均农村居民纯收入来衡量,继续对上述模型进行估计。数据时间跨度为 2003-2016 年。可以发现,检验结果依旧可以支持此前的结论。所有模型均显示,经济增长的主项 $\ln(\text{rpGDP})$ 系数始终为正,且均通过了 1%的显著性检验。经济发展水平越高,贫困群体收入水平也越高,经济增长对贫困群体收入有显著正影响,而政府行为则显著遏制了贫困群体收入的提高,这说明地方政府支出结构和方向是逆亲贫式的,更多的资源向城市地区投入,进一步拉大了城乡收入差距,不利于贫困的减缓。

模型(1)-(4)依次对模型引入资源依赖和三个产业结构特征进行分析,结果显示,资源依赖与经济增长交叉项系数显著为负,说明资源依赖降低了经济增长对贫困群体收入正弹性。产业多样化和劳动密集度与经济增长的交叉项系数显著为负,表明产业多样化和产业劳动密集度均提高有助于提高经济增长对贫困群体收入的涓滴效应。而产业国有化与增长交叉项系数显著为负,说明产业国有化程度越高,增长对贫困群体收入的涓滴效应越弱。模型(5)是同时引入四个变量的结果,四个交叉项系数符号均

没发生变化,资源依赖与经济增长的交叉项则由显著变为不显著,系数绝对值也变小,这更进一步说明资源依赖是通过三个中介变量产业多样化、产业国有化和产业劳动密集度对经济增长的减贫效应产生负面影响。模型(6)则进一步考虑了模型的内生性问题,利用资源依赖的滞后一期作为工具变量进行IV估计,结果与模型(5)相差不大。

结果还表明,经济开放度Open越高,经济增长对贫困群体收入正弹性效应也越大,而初始不平等的城乡差距则对贫困群体收入造成了显著的负面影响。这些结论都与前文一致。

五、结论与政策启示

资源依赖是否影响了增长减贫效应?本文通过构建包含交叉项的结构式模型,利用近十三年107个地级市资源型城市的面板数据,分别使用低保贫困率和农村居民人均纯收入作为贫困代理变量,对资源依赖与增长减贫之间的关系及其中介机制进行检验。结果显示:(1)资源依赖越严重,经济增长的减贫效果则越弱;(2)从产业结构特征来看,资源依赖主要通过阻碍产业多样化发展、提高产业国有化比重、降低产业劳动密集度三个途径,对经济增长的减贫效应造成负面影响;(3)对外开放度有助于提高增长的减贫效应;(4)初始不平等水平则对减贫有显著的负面影响。上述结论表明,资源依赖对农村贫困群体福利的显著负面影响,不得不引起资源型城市决策者的重视。

本文在资源依赖恶化增长减贫效应的内在机制方面的结论,也为资源型城市如何通过转型提高减贫效率提供了如下政策启示:第一,应避免产业结构的过度单一化,鼓励其他非采掘业类产业在本地投资,对于采掘类企业的引进要以相关制造业配套作为最基本的引进要求;第二,理清当地政府与国企之间的行政、利益关系,权责分明,创造公平的市场竞争环境,精简政府规模,加快国有企业混合所有制改革,加大对本地中小民营企业的扶持力度,鼓励小微企业的发展;第三,扶持本地劳动密集型产业的发展,积极承接东部沿海地区的轻工制造业转移,鼓励和支持互联网生活服务产业新业态诸如外卖、快递、农村电商等的发展,提供更多的就业岗位,加快城市化进程;第四,进一步扩大对外开放程度,制定负面清单,营造良好市场环境,积极引进外资企业投资设厂。

此外,研究还发现资源型城市地方政府行为存在显著的恶化贫困的现象,这说明城市倾向化的财政支出不利于农村地区的贫困减少。地方政府应进一步优化财政支出结构,适当增加教育、卫生医疗、农业基础建设等亲贫式支出的投资力度,同时,加快城市部门改革,放弃城乡分割的户籍制度,改革歧视性社会福利政策,消除劳动力市场要素流通障碍,促进城乡一体化发展。

参考文献:

- [1]郭熙保,罗知.贸易自由化、经济增长与减轻贫困——基于中国省际数据的经验研究[J].管理世界,2008(02):15-24.
- [2]赵锦春,范从来.贸易自由化、劳动力市场分割与益贫式增长[J].世界经济研究,2018(11):116-134,137.
- [3]张萃.中国经济增长与贫困减少——基于产业构成视角的分析[J].数量经济技术经济研究,2011,28(05):51-63.
- [4]单德朋.产业结构、劳动密集度与西部地区贫困减缓——基于动态面板系统广义矩方法的分析[J].中南财经政法大学学报,2012(06):106-112.
- [5]丁建军,冷志明,于正东,李湘玲.经济多样性的减贫效应——基于美国阿巴拉契亚地区的经验[J].中国工业经济,2016(06):39-56.

-
- [6]单德朋,王英,郑长德.专业化、多样化与产业结构减贫效应的动态异质表现研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(07):157-168.
- [7]王娟,张克中.公共支出结构与农村减贫——基于省级面板数据的证据[J].中国农村经济,2012(01):31-42.
- [8]王小华,王定祥,温涛.中国农贷的减贫增收效应:贫困县与非贫困县的分层比较[J].数量经济技术经济研究,2014,31(09):40-55.
- [9]王英,单德朋,郑长德.旅游需求波动、风险管理与非线性减贫效应研究[J].中国人口·资源与环境,2016,26(06):160-168.
- [10]夏玉莲,匡远配.农地流转的多维减贫效应分析——基于5省1218户农户的调查数据[J].中国农村经济,2017(09):44-61.
- [11]张勋,万广华.中国的农村基础设施促进了包容性增长吗?[J].经济研究,2016,51(10):82-96.
- [12]张克中,冯俊诚,鲁元平.财政分权有利于贫困减少吗?——来自分税制改革后的省际证据[J].数量经济技术经济研究,2010,27(12):3-15.
- [13]Gylfason T.Natural resources,education,and economic development[J].European Economic Review,2001,45(4):847-859.
- [14]Cockx L,Francken N.Natural resources:A curse on education spending?[J].Energy Policy,2016,92:394-408.
- [15]邵帅,范美婷,杨莉莉.资源产业依赖如何影响经济发展效率?——有条件资源诅咒假说的检验及解释[J].管理世界,2013(02):32-63.
- [16]董利红,严太华.制度质量、技术和人力资本投入与“资源诅咒”:基于我国省际面板数据的实证机理分析[J].管理工程学报,2016,30(04):18-24.
- [17]张攀,吴建南.政府干预、资源诅咒与区域创新——基于中国大陆省级面板数据的实证研究[J].科研管理,2017,38(01):62-69.
- [18]Bulte E H,Damania R,Deacon R T.Resource Abundance,Poverty and Development[R].Food and Agriculture Organization of the United Nations,Agricultural and Development Economics Division (ESA),2004:1-8.
- [19]Ross M.The natural resource curse:How wealth can make you poor[J].Natural resources and violent conflict:options and actions,2003:17-42.
- [20]Perdue R T,Pavela G.Addictive Economies and Coal Dependency:Methods of Extraction and Socioeconomic Outcomes in West Virginia,1997-2009[J].Organization&Environment,2012,25(4):368-384.
- [21]王忠.矿业权集聚、经济增长与区域贫困减缓[J].中国人口·资源与环境,2017,27(02):117-125.

-
- [22]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(01):37-42.
- [23]徐君,李巧辉,王育红.供给侧改革驱动资源型城市转型的机制分析[J].中国人口·资源与环境,2016,26(10):53-60.
- [24]仇方道,袁荷,朱传耿,郭梦梦.再生性资源型城市工业转型效应及影响因素[J].经济地理,2018,38(11):68-77.
- [25]李虹,邹庆.环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].经济研究,2018,53(11):182-198.
- [26]张复明,景普秋.资源型经济的形成:自强机制与个案研究[J].中国社会科学,2008(05):117-130,207.
- [27]Xiao Y,Drucker J.Does economic diversity enhance regional disaster resilience?[J].Journal of the American Planning Association,2013,79(2):148-160.
- [28]薄文广,陈璐琳.新时代资源型城市转型发展的困境分析与应对研究[J].国家治理,2018(30):42-48.
- [29]吴敬琏.国有经济改革仍然任重道远[J].价格与市场,2011(02):8-10.
- [30]刘瑞明,石磊.国有企业的双重效率损失与经济增长[J].经济研究,2010,45(01):127-137.
- [31]战明华.金融摩擦、货币政策银行信贷渠道与信贷资源的产业间错配[J].金融研究,2015(05):1-17.
- [32]Loayza N V,Raddatz C.The composition of growth matters for poverty alleviation[J].Journal of development economics,2010,93(1):137-151.
- [33]汪三贵,胡联.产业劳动密集度、产业发展与减贫效应研究[J].财贸研究,2014,25(03):1-5,31.
- [34]Gamu J,Le Billon P,Spiegel S.Extractive industries and poverty:A review of recent findings and linkage mechanisms[J].The Extractive Industries and Society,2015,2(1):162-176.
- [35]陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013(04):81-102,206.
- [36]Shen C H,Lee C C.Same financial development yet different economic growth why?[J].Journal of Money,Credit, and Banking,2006,38(7):1907-1944.
- [37]葛顺奇,刘晨,罗伟.外商直接投资的减贫效应:基于流动人口的微观分析[J].国际贸易问题,2016(01):82-92.
- [38]王小鲁,樊纲,余静文.中国分省份市场化指数报告(2016)[M].北京:社会科学文献出版社,2017,8-21.
- [39]林伯强.中国的经济增长、贫困减少与政策选择[J].经济研究,2003(12):15-25,90.
- [40]陆铭,陈钊,万广华.因患寡,而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响[J].经济研究,2005(12):4-14,101.

[41]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007(07):36-50.