

# 资源产业依赖对中国省域经济增长的影响 及其传导机制研究<sup>\*</sup>

## ——基于空间面板模型的实证考察

杨莉莉, 邵 帅, 曹建华

(上海财经大学 财经研究所, 上海 200433)

**摘 要:**针对现有研究忽视区域经济增长地理空间效应的重要缺陷,文章首次利用空间计量方法,以1993—2010年我国31个省份的面板数据为研究样本,对资源产业依赖如何影响我国省域经济增长及其传导机制进行了实证考察。结果表明:我国省域经济增长的空间依赖关系表现为正向的溢出效应,从空间经济视角经验考察资源诅咒命题是必要的;在考虑经济增长空间相关性之后,资源诅咒假说和条件收敛假说在我国省域层面均是成立的;资源产业依赖主要通过技术创新水平和对外开放程度的挤出效应、削弱制造业投入的荷兰病效应以及强化政府干预程度的制度弱化效应对我国省域经济增长产生显著的间接抑制效应,其中荷兰病效应是首要原因。

**关键词:**资源产业依赖;省域经济增长;空间面板模型;资源诅咒;传导机制

**中图分类号:**F062.1;F207 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)03-0004-13

### 一、引言与文献回顾

传统的经济学理论认为良好的自然资源禀赋可以有力推动经济发展,美国、加拿大、澳大利亚等欧美发达国家的发展历程提供了有力的佐证。但是自20世纪90年代以来,以Sachs和Warner(1995)为代表的一些学者通过实证考察发现,相当多的资源丰裕国家和地区非但没有从资源的大规模开发中受益,反而陷入资源优势陷阱,导致经济增长步履维艰甚至停滞不前,普遍发生了“资源诅咒”效应,即一国或地区的经济因过度依赖自然资源或资源型产业而引起一系列不利于经济长期增长的负面效应,最终拖累区域经济增长的一种现象(邵帅和杨莉莉,2010)。很多实证研究从跨国层面(Sachs和Warner,1995和2001;Gylfason,2001;Papyrakis和Gerlagh,2004)和一国内部区域层面(徐康宁和王剑,2006;胡援成和肖德勇,2007;Papyrakis和Gerlagh,2007;邵帅和齐中英,2008;邵帅和杨莉莉,2010)为资源诅咒假说提供了经验支持。但同时,学界对资源诅咒假说的质疑声也一直不绝于耳。如Maloney(2002)认为自然资源丰裕国家的经济绩效普遍较差的观点缺乏长期经验证据,在许多国家的成功工业化过

收稿日期:2014-01-02

基金项目:国家自然科学基金项目(71003068、71373153);教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-13-0890)

作者简介:杨莉莉(1980—),女,黑龙江哈尔滨人,上海财经大学财经研究所博士研究生;

邵 帅(1981—),男,黑龙江七台河人,上海财经大学财经研究所副研究员,博士生导师;

曹建华(1965—),男,江西大余人,上海财经大学财经研究所教授,博士生导师。

程中自然资源发挥了积极作用,通过对 20 世纪末之前非常动荡的 20 年数据的截面回归得到的结论或许并不可信。Stijns(2005)则指出,Sachs 和 Warner(1995)等采用的能源和矿业指标所反映的自然资源丰裕度并不是经济增长的结构性决定因素,自然资源对经济增长的影响作用较为复杂,是常规增长回归模型所不能捕捉的。

在我国,徐康宁和王剑(2006)、胡援成和肖德勇(2007)、邵帅和齐中英(2008)等诸多研究均证明了资源诅咒存在于我国省域或城市层面,但也有学者对此并不认同。如孙大超和司明(2012)利用 1996—2008 年省际截面数据,通过联立方程模型和两阶段最小二乘法,在控制了制度质量、区位变量等因素后研究发现,无论是资源丰裕度还是资源依赖度与区域经济增长之间均无显著的相关性。方颖等(2011)采用 1997—2005 年 95 个地级及以上城市的截面数据,以人均采掘业从业人数度量自然资源丰裕度,发现并无显著的证据表明存在资源诅咒现象。

可见,无论是跨国层面还是我国区域层面,对于资源诅咒假说是否成立,学界尚未达成共识。因此,有必要采用更加令人信服的方法和数据,重新对这一命题进行更为稳健的实证考察。而现有国内外相关研究均采用了传统的截面或面板数据模型方法,忽视了地理空间效应对研究结果的影响。我国幅员辽阔,地区间的空间差异明显,已有大量研究证实,我国不同区域经济增长之间具有显著的空间溢出效应。而现有文献均将单个区域视为与其他区域相互独立的部分,无法对空间样本之间的交互效应予以控制,分析结果势必存在一定程度的偏误。因此,非常有必要从空间经济的视角,在我国省域层面对资源诅咒假说及其传导机制进行更加严谨的实证考察,从而为我国区域经济协调发展提供更为准确的政策参考。鉴于此,本文首次利用空间计量方法,以 1993—2010 年我国 31 个省份的面板数据为研究样本,在充分考虑省域间经济行为相互影响和空间溢出效应的条件下,对资源诅咒假说进行了实证检验,并较为全面地识别了其传导机制。

## 二、模型、估计方法与数据

我们首先在 Sachs 和 Warner(1995)等文献所采用的经典资源诅咒假说检验模型基础上引入空间权重矩阵,构建了如下两种最基本的空间面板模型——空间滞后面板模型(SLP-DM)和空间误差面板模型(SEPDM):

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GP_{i,t-1} + \alpha_2 RD_{it} + \alpha_3 X_{it} + \rho \sum_j w_{ij} y_{jt} + \epsilon_{it}, \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_N) \quad (1)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GP_{i,t-1} + \beta_2 RD_{it} + \beta_3 X_{it} + \lambda \sum_j w_{ij} \mu_{jt} + \epsilon_{it}, \epsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_N) \quad (2)$$

其中,被解释变量  $y$  表示由人均 GDP 增长率表征的经济增长; $\ln GP_{i,t-1}$  表示滞后一期的人均 GDP 的自然对数; $RD$  代表资源产业依赖度; $X$  为其他控制变量所组成的列向量; $i$  和  $t$  分别代表省份和年份; $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_3, \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_3$  为待估参数; $\epsilon$  为随机误差项; $\rho$  为空间回归系数,反映了样本观测值的空间依赖作用; $\lambda$  为空间误差系数,反映了经济增长观测值的误差项所导致的区域溢出效应。 $w_{ij}$  是空间面板模型的空间权重矩阵  $W$  的元素,本文采用地理相邻即 0-1 型空间权重矩阵形式,依据空间是否相邻进行设定,如果两区域相邻,则对应的权重元素值取 1,反之则取 0,并在具体计算过程中对其进行标准化处理。

对于资源产业依赖度,本文采用采矿业工业产值占工业总产值的比重来度量。相对于其他常见指标,如采矿业投资比重和就业比重等投入型指标而言,产值比重更能从产出的角度直接反映一个地区经济结构对资源型产业的依赖程度,从而更具代表性。

构建模型对资源诅咒假说进行实证检验的过程,实质上就是根据经济增长的源泉和资源诅咒的传导途径选择控制变量的过程。按照 Sachs 和 Warner(2001)提出的资源诅咒传导机

制的“挤出”效应理论逻辑,资源开发活动挤出了行为  $X$ ,而  $X$  是经济增长的决定性因素,所以资源开发通过行为  $X$  阻碍了经济增长。因此,对经济增长源泉和资源诅咒传导机制的认识不同,检验模型的设定形式和研究结论就可能不同。但是有理由相信,如果能将经济增长的主要影响因素和资源诅咒的重要传导途径尽可能全面地引入回归模型,那么就可以在很大程度上保证实证结果的稳健性。按照上述思路并参考相关文献,我们控制了如下变量:

(1)滞后一期人均  $GDP$  的自然对数( $\ln GP_{t-1}$ )。我们将其作为一个基本控制变量引入模型,以期控制各截面单位的初始经济状态差异,这在削弱经济发展惯性对分析结果产生干扰的同时,也可以对新古典经济增长理论中的条件收敛假说进行检验。物质资本、人力资本和技术创新这三个变量是新古典增长理论和新增长理论中经济增长的主要推动因素,同时也被普遍视为资源诅咒的主要传导途径(Gylfason 和 Zoega,2006;Papyrakis 和 Gerlagh,2007)。

(2)物质资本投资( $PC$ )。Papyrakis 和 Gerlagh(2004)、Gylfason 和 Zoega(2006)等通过跨国层面的实证研究发现,丰富的自然资源会降低储蓄和投资的需求,最终可能挤出货币资本而阻碍经济增长。本文采用现有文献的一般做法(徐康宁和王剑,2006;邵帅和齐中英,2008;邵帅和杨莉莉,2010),以全社会固定资产投资占  $GDP$  的比重来度量物质资本投资,并预期其系数符号为正。

(3)人力资本投资( $HC$ )。以往的研究大多采用高校在校学生人数占总人口的比重(徐康宁和王剑,2006;邵帅和齐中英,2008)或大专以上学历人口的比重(胡援成和肖德勇,2007)等较为宏观的指标来度量人力资本水平,但从资源诅咒的传导机制来讲,资源开发活动通过人力资本积累或教育对经济增长产生影响更直接地表现在微观家庭层面。很多研究表明,自然资源提供了一种持续性的财富源泉,使人们减少了对现有资本转移到未来的需求,使得资源开发活动可能引起教育投资回报和教育需求水平的下降。由于人力资本投入无法得到额外的收入补偿,人们接受教育的意愿普遍降低,所以资源丰裕地区的人们缺乏对教育投入的内在动力(Gylfason,2001;Papyrakis 和 Gerlagh,2004;邵帅和杨莉莉,2010)。因此,本文选取更能体现一个地区家庭对教育重视程度的教育支出占城镇居民家庭人均年消费支出的比重来度量人力资本投资,并预期其系数符号为正。

(4)技术创新水平( $TI$ )。在内生增长理论中,创新和技术进步被视为促进经济增长的关键性要素之一,创新的效率和技术进步的速度对区域经济增长起着至关重要的作用。但 Sachs 和 Warner(2001)、Papyrakis 和 Gerlagh(2007)、邵帅和杨莉莉(2011)等认为,资源富足可能通过吸引潜在创新者和企业家从事初级产品生产活动,挤出企业家行为和技术创新活动,并导致资金从 R&D 部门流向初级生产部门。这样,企业家的才能就会被限制,导致对创新的挤出效应逐渐增强。参照邵帅和杨莉莉(2011)的研究,我们从创新效率角度采用每百人科技活动人员拥有专利授权数来度量区域技术创新水平,并预期其系数符号为正。

(5)对外开放程度( $OP$ )。Sachs 和 Warner(1995)考虑了一国参与国际分工对经济增长的影响。对我国而言,对外开放对经济发展的影响尤为深远。改革开放 30 多年来,我国经济的腾飞在很大程度上得益于改革开放政策。但有研究显示,资源丰裕地区的国有经济比重与资源型产业的外资进入门槛非常高,且产业结构单一、科技进步水平偏低、生态环境与制度环境欠佳,导致吸引外资能力不足,对外开放程度偏低(邵帅和杨莉莉,2010)。因此,以外资投入不足表征的对外开放程度降低也可能成为资源诅咒的传导机制之一。本文采用以年均汇率换算成人民币价格的实际利用外商直接投资( $FDI$ )占  $GDP$  的比重来度量我国对外开放程度,并预期其系数符号为正。

(6)制造业投入(MI)。“荷兰病”(Dutch disease)作为资源诅咒效应的一个重要传导机制被关注已久,其最典型的表现之一就是资源开发活动对具有边干边学和技术溢出效应的制造业部门生产要素投入的抑制效应,这已被众多的理论和经验研究所证明(Sachs 和 Warner, 1995;徐康宁和王剑,2006;邵帅和杨莉莉,2010)。本文利用制造业固定资产投资占全社会固定资产投资总额的比重来反映制造业的生产要素投入水平,并预期其系数符号为正。

(7)政府干预程度(GI)。制度与经济增长的关系一直备受学术界关注。制度质量往往会对地区经济发展效率产生显著影响,新制度经济学派甚至认为只有实施有效的制度,才可能实现经济持续增长。但是资源繁荣所带来的资源“红利”可能会降低对高效经济管理和制度质量的需求(Sachs 和 Warner, 1995;Gylfason, 2001;Papyrakis 和 Gerlagh, 2007)。同时,资源丰富国家和地区还易于引发生产者的寻租行为,而这种寻租行为往往导致腐败,扭曲资源分配、损害经济效率和社会公平(邵帅和齐中英,2008)。考虑到数据可得性与指标合理性,本文利用扣除科教文卫事业支出后的财政支出占 GDP 的比重作为政府干预程度的度量指标,以反映各省的制度环境。在我国,政府对资源生产和资源产品市场的干预程度偏高已是不争的事实,因此我们预期其系数符号为负。

我们选取的上述控制变量不但包含了一般经济增长理论中的所有重要因素,也基本囊括了目前已被提出的资源诅咒重要传导机制变量。这样,本文构建的资源诅咒空间面板检验模型如下:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GP_{i,t-1} + \alpha_2 RD_{it} + \alpha_3 PC_{it} + \alpha_4 HC_{it} + \alpha_5 TI_{it} + \alpha_6 OP_{it} + \alpha_7 MI_{it} + \alpha_8 GI_{it} + \rho \sum_j w_{ij} y_{jt} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GP_{i,t-1} + \beta_2 RD_{it} + \beta_3 PC_{it} + \beta_4 HC_{it} + \beta_5 TI_{it} + \beta_6 OP_{it} + \beta_7 MI_{it} + \beta_8 GI_{it} + \lambda \sum_j w_{ij} \mu_{jt} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

空间面板模型的估计方法包括极大似然法(MLE)、广义矩估计法(GMM)、两阶段最小二乘法(2SLS)等,其中 MLE 是目前应用最为广泛的方法。本文采用 Elhorst(2003)提出的 MLE 以及由 LeSage 等人编写的空间面板模型 Matlab 软件包对(3)式和(4)式进行参数估计。

我国分省采矿业的完整统计数据最早可追溯至 1993 年,而最新公布的统计数据为 2010 年,因此,本文的研究时间跨度为 1993—2010 年。在截面单位的选取上,虽然目前绝大部分文献均将重庆并入四川而将二者视为同一截面单位进行分析,但自 1997 年重庆升级为直辖市至今已有 17 年之久,随着时间的推移,制度环境、资源禀赋、基础设施建设等方面的差异必然导致二者经济发展的异质性日益明显。而我们选取的样本时间跨度在 1997 年之前仅有四年,因此,我们利用《新中国 60 年统计资料汇编》、《四川统计年鉴》、《重庆统计年鉴》中四川和重庆的总量数据和单列数据对这四年二者的数据进行了“拆分”处理。

综上所述,本文将 1993—2010 年中国大陆 31 个省、市、自治区的面板数据作为研究样本,每个变量的样本观察值为 558 个,样本量很大,从计量经济学理论看,大样本数据无疑可为实证结果的可信性提供更好的保障。本文数据来源于《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》及各省统计年鉴。

### 三、资源诅咒假说检验结果及讨论

(一)模型设定检验。在估计空间面板模型的参数前,首先需要利用 Moran I 指数对省域经济增长间是否存在空间相关性进行检验。Moran I 指数的取值范围为(-1,1),其大于 0 表明各区域间某变量空间正相关,即存在空间集聚现象;其小于 0 表明各区域间某经济变量空间

负相关,即存在空间排斥现象。此外,*Lagrange Multiplier(lag)*检验(*LMlag*)和 *Lagrange Multiplier(error)*检验(*LMerr*)及其稳健(*Robust*)形式也常被用于空间相关性检验。同时,它们还可为模型的设定提供一些判断依据(Anselin和Rey,1991),帮助我们在 *SLPDM*和 *SEPDM*之间进行筛选。若 *LMlag*(或 *LMerr*)较 *LMerr*(或 *LMlag*)统计量更显著,则表明 *SLPDM*(或 *SEPDM*)更为合意。如果 *LMlag*和 *LMerr*在统计上都显著,就由 *Robust LMlag*和 *Robust LMerr*的显著性来确定模型的设定形式。虽然上述检验均是针对截面空间模型提出的,不能直接用于空间面板模型,但可以采用克罗内克积计算分块对角矩阵  $C = I_T \otimes W_N$ ,代替 *Moran I*等统计量公式中的子块空间权值矩阵  $W_T$ ,即可有效将其扩展于面板数据分析。另外,与传统面板数据模型一样,根据误差项成分分解的不同,空间面板模型也包括固定效应(*FE*)与随机效应(*RE*)两种设定形式,仍可采用 *Hausman*检验进行筛选(Elhorst,2003)。

由表1可见,*Moran I*等五种空间相关性检验的统计值均高度显著,表明我国省域经济增长确实存在明显的空间依赖关系。其中 *Moran I*指数约为0.33,说明我国各省份的经济增长之间存在明显的空间集聚特征,即空间上邻接的省份具有相似的增长形态及空间联系结构。以上结果为前文的经验推断提供了很好的证据支持,同时也说明现有研究在忽视经济增长空间效应的条件下考察资源诅咒命题,其模型设定及分析结果均存在明显的偏误。通过(*Robust*)*LMlag*和(*Robust*)*LMerr*检验的比较可以看出,二者的统计值均高度显著,只是前者更大一些,表明 *SLPDM*略优于 *SEPDM*。限于篇幅,下文将报告 *SLPDM*的结果作为我们检验分析的依据。*Hausman*检验值在5%的水平上拒绝了原假设,表明应该选择固定效应进行参数估计。由以上模型设定检验结果可知,我国省域经济增长的空间分布并非表现出完全随机状态,其空间相关性确实显著存在,在我国省域层面检验资源诅咒假说时不应被忽视,否则就会得到偏误性的分析结果。

表1 模型设定检验结果

检验方法	检验项目	样本量	检验值	相伴概率	结论
<i>Moran I</i>	是否存在空间自相关	558	11.31	0.0000	存在
<i>LMlag</i>	是否存在空间自相关	558	150.03	0.0000	存在
<i>LMerr</i>	是否存在空间自相关	558	120.21	0.0000	存在
<i>Robust LMlag</i>	是否存在空间自相关	558	55.85	0.0000	存在
<i>Robust LMerr</i>	是否存在空间自相关	558	26.02	0.0000	存在
<i>Hausman</i>	固定效应还是随机效应	558	16.39	0.0372	固定效应

(二)模型估计结果及讨论。为便于逐步观察各控制变量对资源产业依赖与经济增长之间关联的影响,以及整个分析过程中各变量系数的变化趋势,我们采用了在控制因变量的基础上逐步添加控制变量的方式进行参数估计(对应于表2中的模型1至模型7),以考察假设检验结果的稳健性。另外,为进行比照,我们还报告了空间最小二乘法(*OLS*)(模型8)以及聚合最小二乘法(*Pooled OLS*)(模型9)和固定效应(*FE*)(模型10)这两种传统面板模型估计方法的分析结果。

表2也报告了模型1至模型7的设定检验结果。*Hausman*检验结果表明所有模型均适合采用固定效应模型进行参数估计。尽管个别模型的 *Robust LMerr*检验值并不显著,但 *Moran I*检验、*LMlag*检验和 *LMerr*检验均拒绝了不存在空间自相关的原假设,说明省域经济增长之间存在较为明显的空间相关性,采用空间计量模型考察资源诅咒假说是必要的。另外,容易看出,所有模型的(*Robust*)*LMerr*检验值和显著性水平均小于(*Robust*)*LMlag*检验,表

明 SLPDM 较 SMPDM 更为适用。我们得到的 SLPDM 的拟合优度  $R^2$  也均大于 SMPDM 的结果,进一步证明了 SLPDM 优于 SMPDM。因此,下文我们将重点关注和讨论 SLPDM 的分析结果。

模型 1 中我们仅以滞后一期人均 GDP 作为基本控制变量进行参数估计,结果显示,资源产业依赖度的系数均在 1% 水平上显著为负。模型 2 至模型 4 中依次加入三个基本的经济增长要素——物质资本、人力资本和技术创新,其系数分别在 1%、10% 和 1% 的水平上显著为正,表明三者对我国省域经济增长均具有明显的拉动作用,这与经济增长理论完全相符,而资源产业依赖度的系数一直在 1% 水平上显著为负。

接下来我们在模型中引入了反映对外开放程度的 FDI 变量。改革开放以来,对外开放政策在我国经济发展中发挥了非常重要的作用,尤其是 FDI 的大量涌入成为了我国经济高速增长的一个重要推动力量。模型 5 的结果表明,FDI 与经济增长之间显著正相关,而资源产业依赖度的系数依然在 1% 的水平上显著为负。

表 2 资源诅咒假说检验结果(SLPDM)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
<i>lnGP</i>	-0.4515 <sup>b</sup> (-2.2187)	-0.3890 <sup>b</sup> (-1.9604)	-0.4054 <sup>b</sup> (-2.0459)	-0.6613 <sup>a</sup> (-3.1216)	-0.9336 <sup>a</sup> (-3.7402)	-1.0525 <sup>a</sup> (-4.6445)	-0.9584 <sup>a</sup> (-3.8475)	-1.0474 <sup>a</sup> (-4.6357)	-1.0066 <sup>a</sup> (-3.9211)	-1.3900 <sup>a</sup> (-2.6899)
<i>RD</i>	-0.03282 <sup>a</sup> (-3.0435)	-0.04328 <sup>a</sup> (-4.0608)	-0.04516 <sup>a</sup> (-4.2291)	-0.03710 <sup>a</sup> (-3.4078)	-0.02984 <sup>a</sup> (-2.6211)	-0.02887 <sup>b</sup> (-2.4391)	-0.02579 <sup>b</sup> (-2.2429)	-0.02703 <sup>b</sup> (-2.2754)	-0.02138 <sup>d</sup> (-1.5832)	0.01266 (0.6329)
<i>PC</i>		0.05276 <sup>a</sup> (5.5877)	0.05807 <sup>a</sup> (5.9124)	0.06775 <sup>a</sup> (6.6465)	0.06256 <sup>a</sup> (5.9706)	0.05986 <sup>a</sup> (7.2864)	0.06865 <sup>a</sup> (6.2276)	0.06671 <sup>a</sup> (7.0219)	0.09269 <sup>a</sup> (8.7248)	0.08888 <sup>a</sup> (8.3905)
<i>HC</i>			0.1732 <sup>c</sup> (1.8628)	0.1668 <sup>c</sup> (1.8098)	0.1641 <sup>c</sup> (1.7863)	0.01324 (0.1987)	0.08787 (0.8696)	0.001660 (0.02468)	-0.09066 (-1.1892)	-0.1182 (-1.1684)
<i>TI</i>				0.4273 <sup>a</sup> (3.2134)	0.4006 <sup>a</sup> (3.0064)	0.3842 <sup>a</sup> (3.2586)	0.3166 <sup>b</sup> (2.2584)	0.3457 <sup>a</sup> (2.8783)	0.4225 <sup>a</sup> (3.1295)	-0.2802 (-1.3782)
<i>OP</i>					0.07630 <sup>b</sup> (2.0769)	0.08451 <sup>a</sup> (2.6010)	0.07407 <sup>b</sup> (2.0190)	0.07372 <sup>b</sup> (2.2192)	0.07226 <sup>c</sup> (1.9126)	0.09016 <sup>b</sup> (1.9904)
<i>MI</i>						0.04749 <sup>a</sup> (2.6088)	0.02737 <sup>d</sup> (1.5160)	0.04459 <sup>b</sup> (2.4426)	0.06575 <sup>a</sup> (3.1670)	0.01856 (1.2410)
<i>GI</i>							-0.02395 <sup>c</sup> (-1.6484)	-0.01961 <sup>d</sup> (-1.4626)	-0.04586 <sup>a</sup> (-3.0077)	-0.03749 <sup>c</sup> (-1.7874)
<i>W<sub>y</sub></i>	0.2320 <sup>a</sup> (4.3356)	0.2160 <sup>a</sup> (4.0440)	0.2090 <sup>a</sup> (3.9065)	0.2110 <sup>a</sup> (3.9666)	0.2030 <sup>a</sup> (3.8020)	0.2020 <sup>a</sup> (3.7845)	0.1870 <sup>a</sup> (3.4779)	0.4400 <sup>a</sup> (10.0621)		
<i>R<sup>2</sup></i>	0.3699	0.4018	0.4050	0.4160	0.4199	0.4225	0.4242	0.3726	0.2011	0.3075
模型设定	空间 FE	空间 OLS	Pool OLS	普通 FE						
<i>Moran I</i>	14.24	12.94	12.88	13.11	13.31	12.41	11.31			
检验值(P)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)			
<i>LMlag</i>	200.18	175.28	173.49	169.75	170.02	162.71	150.03			
检验值(P)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)			
<i>LMerr</i>	196.51	161.09	158.17	163.59	167.94	145.72	120.21			
检验值(P)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)			
<i>Robust LMlag</i>	6.10	16.68	19.19	6.20	2.74	22.21	55.85			
检验值(P)	(0.0135)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0128)	(0.0977)	(0.0000)	(0.0000)			
<i>Robust LMerr</i>	2.43	2.49	3.87	0.04	0.67	5.2112	26.02			
检验值(P)	(0.1189)	(0.1149)	(0.0490)	(0.8471)	(0.4139)	(0.0224)	(0.0000)			
<i>Hausman</i>	13.65	19.28	147.24	160.85	81.06	42.42	16.39			
检验值(P)	(0.0011)	(0.0002)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0372)			
样本量	558	558	558	558	558	558	558	558	558	558

注:括号内为  $t$  检验值,  $a, b, c$  和  $d$  分别表示 1%、5%、10% 和 15% 的显著性水平。下表同。

模型 6 为引入制造业投入变量后的分析结果。制造业与经济增长在 1% 的水平上具有显著正向关联关系,而资源产业依赖度的系数在 5% 的水平上依然显著为负。通常认为,制造业承担着技术创新和组织变革甚至培养企业家的使命,制造业及其正向外部性是经济长期增长的关键动力和必要基础。而我国的发展经验已经表明,许多地区和城市经济的起飞归功于制造业的繁荣,制造业在促进区域经济增长、发挥我国劳动力总量优势方面也发挥了重要的作用。值得注意的是,在加入制造业投入变量后,人力资本投入的系数变得不再显著,其原因可

能是人力资本对经济增长的推动作用主要是通过制造业发展而间接体现的。一般认为,作为现代经济发展的骨干部门,制造业往往属于技术含量和技术进步率相对较高的部门(Sachs 和 Warner, 2001),通常具有规模报酬递增的特点,对技术创新比较敏感,对高技能劳动力(人力资本)的需求更大(邵帅和杨莉莉, 2011)。因此,制造业对人力资本的强大吸纳效应在一定程度上“传导”了人力资本对经济增长的推动作用。

最后,我们引入了反映制度环境的政府干预变量至模型 7。由表 2 模型 7 的结果可知,政府干预在 10%的水平上与省域经济增长显著负相关,在整体上表明我国地方政府对经济的干预力度过大,财政支出效率欠佳,阻碍了省域经济增长。其主要原因可能在于,在政府对经济过度干预的情况下,企业家会趋向于将其才能用于非生产性活动,与满足市场需求相比,企业家更愿意将资源投入到可以获得超额利润的寻租活动中(Sobel, 2008),而这也正是资源诅咒效应的一个重要传导途径。另外,值得注意的是,在加入政府干预后,制造业投入对经济增长正向效应的显著性水平明显下降,由 1%降至 15%,说明过度的政府干预在相当程度上限制了制造业发展对经济增长的推动作用,这也应该是政府干预阻碍省域经济增长的另一个主要原因。

在引入了所有控制变量后,资源产业依赖度的系数在 5%的水平上依然显著为负,这充分表明了考虑省域经济增长空间自相关的条件下,我国省域层面确实存在资源诅咒效应,对资源型产业的依赖明显阻碍了我国省域经济增长。从表 2 模型 7 的结果看,资源产业依赖度每提高 1%,经济增长率下降约 0.0258%。此外,在整个分析过程中,滞后一期人均 GDP 的系数一直显著为负,说明新古典经济增长理论中的“条件收敛”假说在我国省域层面是成立的。 $\rho$  和  $\lambda$  一直在 1%的水平上显著为正,再次表明省域经济增长的空间依赖效应显著存在,且表现为正向的溢出效应,即本省拥有的有利增长因素及良好的增长绩效会显著惠及其相邻省份,这与大部分文献的结论一致。

从控制变量系数的显著性水平变化情况看,在经济增长的各促进因素中,物质资本投资的推动作用最为稳健,一直在 1%的水平上与经济增长保持高度正相关,而其他控制变量系数的显著性水平均出现了不同程度的波动,尤其是人力资本投资,虽然表现出一定程度的显著性,但在其他因素的冲击下显得并不稳健。以上结果表明,我国的经济增长主要以物质资本投资为主要推动力量,尚属于资本导向型的粗放式增长方式,虽然人力资本等因素可以在一定程度上缓解经济增长对物质资本投资的依赖,但这种缓解作用比较有限,且缺乏稳定性。邵帅和杨莉莉(2010)也得到了类似的结果。

最后,我们对不同模型设定下的估计结果进行了比较分析。第一,通过模型 7 和模型 8 的比较可知,模型 8 的拟合优度明显偏低,说明空间 FE 的估计效果要优于空间 OLS,而且较为稳健;第二,通过对模型 9、模型 10 与模型 8 的比较可知,模型 8 的拟合优度更为理想,模型设定更加合理,更重要的是,除滞后一期人均 GDP 和物质资本投资外,其他变量系数的显著性水平甚至符号明显有所差异,尤其是资源产业依赖度,其系数在模型 9 和模型 10 中分别在 15%水平上显著为负和不显著为正,说明如果不考虑明显存在的省域经济增长的空间相关性,就很可能得出我国省域层面不存在资源诅咒的偏误性结论。以上对比分析表明,我们根据模型设定检验选取的 SLPDM-FE 的估计结果是稳健可信的。

#### 四、资源诅咒传导机制的经验识别

(一)传导机制的定性识别。资源诅咒的传导机制通常分为挤出效应、荷兰病效应、制度弱

化效应等几大类(Sachs 和 Wanner, 2001; 邵帅和齐中英, 2008), 而各种传导机制可以通过其对应的代表性变量与自然资源变量之间的关系反映出来(Papyrakis 和 Gerlagh, 2007; 邵帅和杨莉莉, 2010)。而现有文献所提出的主要传导机制可以通过前文所述的六个潜在传导途径予以体现: 挤出效应所对应的潜在传导机制变量为物质资本投资、人力资本投资、技术创新水平以及对外开放程度, 荷兰病效应所对应的潜在传导机制变量为制造业投入, 而制度弱化效应所对应的潜在传导机制变量为政府干预程度。考虑到各潜在传导机制变量同样可能存在省域间的空间相关性, 我们对 Papyrakis 和 Gerlagh(2004、2007)等文献所采用的模型进行改进, 建立如下 SLPDM 和 SEPDM, 以考察上述潜在传导机制变量与资源产业依赖之间的关联效应:

$$X_{it} = \alpha'_0 + \alpha'_1 \ln GP_{i,t-1} + \alpha'_2 RD_{it} + \rho' \sum_j w_{ij} x_{jt} + \epsilon'_{it}, \epsilon'_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_N) \quad (5)$$

$$X_{it} = \beta'_0 + \beta'_1 \ln GP_{i,t-1} + \beta'_2 RD_{it} + \lambda' \sum_j w_{ij} \mu'_{jt} + \epsilon'_{it}, \epsilon'_{it} \sim N(0, \sigma^2 I_N) \quad (6)$$

其中, 被解释变量  $X$  为六个潜在传导机制变量所组成的向量;  $\alpha'_0 - \alpha'_2$ 、 $\beta'_0 - \beta'_2$  为待估参数;  $\rho'$  和  $\lambda'$  分别为空间回归系数和空间误差系数;  $\epsilon'$  为服从正态分布的随机误差项; 其他变量含义与前文相同。

$\ln GP_{i,t-1}$  同样作为基本控制变量被引入模型, 以控制各省份经济发展状态的异质性。前文所述的模型设定检验过程同样适用于(5)式和(6)式。从表 3 报告的各项模型设定检验结果看, 除制造业投入外, 其他五个潜在传导机制变量均具有明显的空间相关性, 因此我们选择空间面板模型进行考察。而制造业投入模型的三项空间相关性检验均未通过, 说明我国省域间制造业投入并未表现出预期的外溢效应, 制造业具有的正向外溢性可能更多地体现在各省份内部区域间或部门间。

表 3 资源诅咒传导机制的经验识别结果

	被解释变量					
	PC	HC	TI	OP	MI	GI
$\ln GP$	8.7163 <sup>a</sup> (8.3518)	0.2642 (1.3588)	1.0608 <sup>a</sup> (12.3933)	2.9411 <sup>a</sup> (13.1851)	1.8734 <sup>a</sup> (3.7100)	-4.1066 <sup>a</sup> (-5.5109)
RD	0.1915 <sup>a</sup> (1.6260)	0.01271 (1.4441)	-0.01219 <sup>b</sup> (-2.3531)	-0.04557 <sup>a</sup> (-4.1124)	-0.2455 <sup>a</sup> (-7.9800)	0.1869 <sup>a</sup> (4.7603)
$W_y$ 或 $W_\mu$	0.5280 <sup>a</sup> (12.8753)	0.8031 <sup>a</sup> (34.3658)	0.4290 <sup>a</sup> (9.9180)	0.5040 <sup>a</sup> (12.9990)		0.1950 <sup>a</sup> (3.6470)
$R^2$	0.7334	0.7641	0.9284	0.5765	0.0578	0.2704
模型设定	SLPDM-FE	SEPDM-RE	SLPDM-FE	SLPDM-FE	普通 RE	SLPDM-FE
Moran I	13.46	20.16	7.5903	11.33	0.90	5.69
检验值(P)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.3678)	(0.0000)
LMLag	292.73	395.34	96.09	147.12	0.5012	56.67
检验值(P)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.4790)	(0.0000)
Robust LMLag	305.04	0.0001	53.48	26.18	1.36	95.29
检验值(P)	(0.0000)	(0.9903)	(0.0000)	(0.0000)	(0.2431)	(0.0000)
LMerr	175.50	396.26	54.98	123.93	0.59	30.60
检验值(P)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.4422)	(0.0000)
Robust LMerr	187.81	0.9199	12.37	2.99	1.45	71.22
检验值(P)	(0.0000)	(0.3375)	(0.0004)	(0.0837)	(0.2282)	(0.0000)
Hausman	78.11		21.17	16.92	1.23	9.42
检验值(P)	(0.0000)	1.28(0.5276)	(0.0000)	(0.0002)	(0.5408)	(0.0090)
样本量	558	558	558	558	558	558

在各潜在传导机制变量中, 资源产业依赖与物质资本投资、政府干预程度显著正相关, 与技术创新水平、对外开放程度、制造业投入显著负相关, 与人力资本投资的相关性并不显著。以上结果表明, 资源产业依赖在带动固定资产投资的同时也阻碍了技术创新水平和对外开放

程度的提高,削弱了制造业的发展,并强化了政府对经济的干预。可见,技术创新水平、对外开放程度、制造业投入和政府干预程度这四个因素成为了引发我国省域层面资源诅咒效应的传导途径。下面我们逐一讨论资源产业依赖对以上几个潜在传导途径的影响机制。

第一,资源产业依赖可以通过显著带动物质资本积累而促进区域经济增长。这与邵帅和齐中英(2008)、邵帅和杨莉莉(2010)等文献的结论一致,同时也说明国外学者(Gylfason和Zoega,2006)所强调的资源依赖对资本投资所产生的挤出效应在我国并不成立。在我国,大多数资源型产业属于资本密集型产业,对资源产业依赖程度的增加必然导致资源型产业发展规模的壮大,进而带动相应的固定资产投资增加,这在煤炭等资源型行业表现得尤其明显。由于我国近些年正处于重化工业发展阶段,经济发展对煤炭、钢铁等基础性自然资源的刚性需求使得相关资源产业持续繁荣,固定资产投资持续增加。据中国煤炭行业统计数据显示,2006—2009年,我国煤炭行业固定资产投资累计完成8685亿元,较“十五”时期净增加6280亿元。2008—2011年,煤炭行业固定资产投资平均增速更是达到26.77%,高出同期全国固定资产投资年均增速22.91%近5个百分点,成为采矿业的重点投资方向,而固定资产投资又是现阶段我国各地区经济增长的主要推动力,因此资源产业依赖就可以通过带动物质资本投资来推动区域经济增长。

第二,资源产业依赖对人力资本投资并未产生显著影响,其对人力资本的挤出效应在我国省域层面不成立。这与李天籽(2007)和王学斌等(2011)的研究结论一致,但与大部分文献的研究结论不同。虽然Gylfason(2001)、Papyrakis和Gerlagh(2004)等认为初级产业部门的扩张通常不需要高技能劳动力,导致资源丰裕国家和地区往往缺乏增加教育开支的紧迫感和积累人力资本的内在动力,而且由于得不到相应的高工资收入,教育投资的需求和回报降低,导致包括制造业在内的以高技能劳动力作为重要生产要素的其他工业部门萎缩,从而制约了经济发展中的技术扩散效应,但是从我国微观家庭层面来讲,上述机制未必适用。自古以来,我国“万般皆下品,惟有读书高”等重视教育的观念就深入人心,一般家庭都希望自己的孩子通过接受教育、取得更高的学历而“出人头地”,因此往往会在孩子的教育投资方面倾力支持。尽管我国资源丰裕的中西部地区的教育条件落后于东部地区是不争的事实,但这并不代表这些地区的教育意识同样落后,“再穷不能穷教育、再苦不能苦孩子”就是重视教育的生动反映(王学斌等,2011)。也许正是其落后的生存和发展状态,这些地区的家庭希望孩子通过“知识改变命运”的愿望更加迫切。因此,当我们以微观家庭教育支出比重作为人力资本投入的度量指标时,资源产业依赖对人力资本的挤出效应不成立是符合我国实际情况的。当然,如果从更为宏观的人力资本积累角度(如选取在校大学生人数等指标)进行考察的话,上述结论是否成立还需要进一步验证。

第三,资源产业依赖可以通过抑制技术创新而阻碍区域经济增长,这与大部分相关文献的结论一致。资源繁荣所带来的短期资源“红利”可能将更多的劳动力和人力资本吸引到技术贡献率较低的资源产业部门,导致制造业部门的从业者与从事创新活动的人员数量减少,从而降低了对技术进步具有积极贡献的制造业部门和R&D部门的产出与增长水平,弱化了对新技术的需求和创新的动力,进而对区域经济增长的源泉——创新产生了挤出效应(邵帅和杨莉莉,2011)。张复明和景普秋(2008)也认为资源产业部门本身是缺乏技术进步的部门,对创新的需求能力较弱,具体表现为企业缺乏创新机构,技术投入强度不足。因此,随着资源部门主导地位的确立,整个资源型区域往往会表现出创新活动的弱化效应。

第四,资源产业依赖可以通过降低对外开放程度而阻碍区域经济增长,这与现有研究的结

论也基本一致。从吸引外资能力的角度来讲,在我国,政府对煤炭、石油、天然气和一些稀有金属、非金属等关系国家政治经济安全的战略性资源的生产开发一直保持着绝对的控制力,这些资源型产业大部分由国有企业经营,国有企业在这些战略性资源的开发方面享有相当大的垄断权力。因此,这些资源型产业要么绝对不允许外资进入,要么外资的进入门槛非常高,这就使得经济结构中资源型产业比重较高的地区在吸引外资方面显得先天不足(邵帅和杨莉莉,2010)。此外,自然资源开采过程通常具有明显的环境负外部性,造成生态环境的严重破坏是有目共睹的。资源开发力度的加大必然会增加资源型地区的生态环境压力,使其环境问题日益突出,在生态环境因素对投资环境影响日趋重要的今天,资源开发活动所带来的生态环境问题必然会恶化资源型地区的投资环境,进而削弱其吸引外资能力。因此,资源产业依赖度较高的地区往往存在吸引外资能力不足、外资流入规模偏小、对外开放程度偏低的问题,从而不利于经济发展。

第五,资源产业依赖可以通过降低制造业投入水平而阻碍区域经济增长,这一结论也可在其他文献中找到经验证据(徐康宁和王剑,2006;邵帅和杨莉莉,2010)。资源产业依赖程度过高所引起的“去工业化”(de-industrialization),即制造业的衰退问题是资源型地区极易发生的一个普遍性问题。在资源红利的驱使下,资源型地区的产业结构极易向采矿业倾斜,资本、劳动等生产要素大量流向该部门,使制造业和相关的技术服务业提升乏力,制约了产业关联程度、产品附加值和技术含量均更高、具有规模报酬递增特点的制造业部门的发展,极易形成资源型产业“一枝独大”的畸形产业结构,从而不利于区域经济的长期持续发展。煤炭资源大省山西就是这种“荷兰病”的典型案列。山西拥有我国最丰富的煤炭资源,也一直实行以煤炭产业为中心的非均衡发展战略,几乎所有的项目投资均向煤炭相关产业倾斜,煤炭工业的单一发展使其产业结构严重扭曲。据《山西统计年鉴》数据显示,山西省轻重工业的产值比已由1980年的1/2.48减少到2011年的1/17.2。在山西省重工业内部,采掘工业及原材料工业与制造业的产值比由1985年的2.58/1上升到2011年的7.52/1,前者占有绝对优势,并呈现出逐年递增的趋势。在就业方面,山西省制造业从业人数由1993年的148.9万人下降到2010年的70.7万人,17年间共减少了78.2万人。可见,山西省制造业的萎缩趋势十分明显,在工业化支撑经济发展的今天,以非制造业为核心的工业发展状态势必缺乏持续性,经济增长也将缺失关键动力。

第六,资源产业依赖可以通过强化政府干预而阻碍区域经济增长,这与邵帅和杨莉莉(2010)的结论一致。财政支出作为政府干预经济的一种重要政策手段,其主要功能是弥补市场机制在资源配置方面的缺陷和不足。但是如前文所述,政府干预市场的程度存在一个合理的限度,如果政府对经济干预过多,反而可能使经济市场化进程放缓、要素配置效率下降,从而阻碍经济发展。资源型地区国有经济比重较大且长期服务于国家的整体发展战略,导致其受计划经济体制的影响更深,观念更新滞后,经济发展的路径依赖效应明显,政府在其经济发展过程中往往具

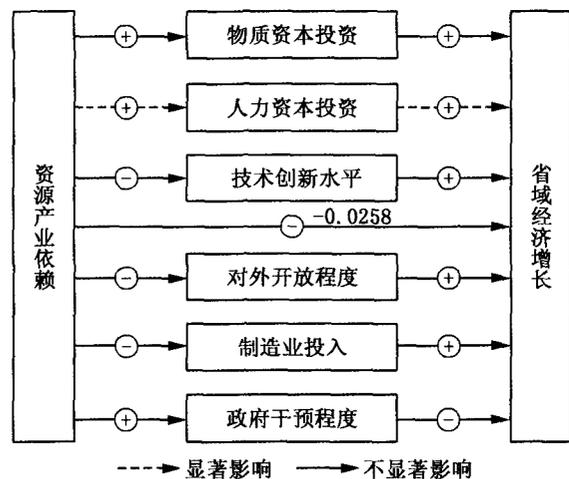


图1 资源产业依赖对我国省域经济增长的传导机制

有较大的主导作用。因此,资源型地区往往倾向于通过较高的财政支出对经济进行干预,而较高的财政支出在一定程度上增加了资源型地区企业家从事寻租并滋生腐败的风险。正是自然资源带来了相对容易获取的高额的经济租金,才更易于吸引潜在的既得利益者通过向行政人员行贿等寻租手段等的不透明方式来配置租金,这不仅会使资源收入分配被扭曲,还会导致这种不良风气快速蔓延,从而弱化政府的政治制度质量,抑制经济增长(邵帅和齐中英,2008)。而资源丰裕国家和地区易于滋生寻租和腐败行为也已被很多文献所证实(Papyrakis 和 Gerlagh,2004,2007;邵帅和齐中英,2008)。因此,政府干预和控制经济的力度越大,就越容易引发企业家寻求非生产性的寻租和腐败行为,产生制度弱化效应,从而不利于区域经济增长。

综上所述,图1可以描述资源产业依赖本身及其通过各相关因素对省域经济增长产生的影响。根据表2中模型7的结果,资源产业依赖对经济增长的直接负向影响大小约为0.0258。此外,资源产业依赖还通过对技术创新和对外开放程度的挤出效应、削弱制造业投入的荷兰病效应以及强化政府干预的制度弱化效应对我国省域经济增长产生显著的间接抑制效应。同时,资源产业依赖也可以通过带动物质资本投资而对省域经济增长产生显著的积极影响,但其对人力资本投入的影响并不显著。

(二)传导机制的定量比较。将表2与表3的回归结果结合起来就可以测算出上述各传导途径的相对影响程度。表4中 $\alpha_3$ 列为表2模型7中四个传导途径的相应系数, $\Omega$ 列为表3中资源产业依赖分别与其对应的回归系数,二者的乘积反映了资源产业依赖分别通过各传导途径对经济增长产生的绝对影响程度,最后一列是各传导途径的相对影响程度。结果显示,各传导途径按照相对影响程度由大到小的顺序依次为制造业投入、政府干预程度、技术创新水平和对外开放程度。可见,由削弱制造业投入所反映的荷兰病效应是导致我国省域层面资源诅咒发生的首要原因;而政府干预程度加大所带来的制度弱化效应,以及资源产业依赖对技术创新和对外开放程度的挤出效应,影响程度相差不大,同样成为了引发资源诅咒效应的重要因素。

表4 传导机制影响程度分析

传导途径	$\alpha_3$	$\Omega$	绝对影响程度( $\alpha_3 \times \Omega$ )	相对影响程度(%)
TI	0.3166	-0.01219	-0.003859	20.94
OP	0.07407	-0.04557	-0.003375	18.31
MI	0.02737	-0.2455	-0.006719	36.46
GI	-0.02395	0.1869	-0.004476	24.29
总计			-0.018430	100

## 五、结论与启示

本文首次从空间经济视角对资源产业依赖如何影响我国省域经济增长进行了更为严谨的实证考察,研究发现:我国省域经济增长确实存在明显的空间依赖效应,空间上邻接的省份具有相似的增长形态及空间联系结构,表明从空间经济视角对资源诅咒命题进行更为稳健的经验考察是必要的。在逐步添加控制变量的分析过程中,资源产业依赖度一直显著负向作用于省域经济增长,充分表明在考虑经济增长空间相关性的条件下,我国省域层面确实存在资源诅咒效应。此外,“条件收敛”假说在我国省域层面也是成立的。在经济增长的各影响因素中,物质资本投资对经济增长的推动作用最为显著而稳健,技术创新水平、对外开放程度和制造业投入也表现出一定程度的积极影响,但人力资本投资的正向影响在其他因素的冲击下缺乏稳健性,而政府干预则显著抑制了省域经济增长。以上结果在一定程度上表明,我国的经济增长主

要以物质资本投资为主要推动力量,尚属于资本导向型的粗放式增长方式。传导机制分析结果表明,资源产业依赖主要通过技术创新水平和对外开放程度的挤出效应、削弱制造业投入的荷兰病效应以及强化政府干预的制度弱化效应对我国省域经济增长产生显著的间接抑制效应,其中荷兰病效应是导致我国省域层面资源诅咒发生的首要原因。但同时,资源产业依赖也可以显著带动物质资本积累而对省域经济增长产生积极影响。

上述结论的政策涵义是显而易见的。要想有效破解“资源诅咒”,就必须“切断”其对经济增长产生负面影响的各种传导途径。首先,资源丰裕地区必须放弃单纯以自然资源开发为主导的产业发展战略,适度减少其经济发展对资源型产业的依赖,积极实行以促进制造业发展为核心的产业多样化战略,阻止产业结构过度扭曲、经济结构畸形演化,以抑制荷兰病效应发生;其次,合理利用自然资源财富,加大物质资本积累和研发投入力度,重视和引导高技术产业发展,提高区域技术创新能力和效率,以促进经济增长中技术贡献率的提升;再次,适度减少政府对经济的干预,提高政府支出的效率和透明度,大力推进市场化,增强生产要素的市场流动性,优化生产要素的投入结构,以推动生产要素配置效率的提高;最后,大力改善生态环境,依靠资源税收等手段对资源开发所带来的负外部性进行调节,建立资源与环境损耗补偿的合理机制,改善投资环境,以加大吸引外资的力度。

\* 邵帅为本文通讯作者。本文还得到上海科技发展基金博士学位论文资助项目(12692191300)、上海财经大学研究生科研创新基金(CXJJ-2011-302)、上海财经大学优秀博士学位论文培育基金以及上海财经大学“211工程”四期重点学科建设项目的资助。

#### 参考文献:

- [1]方颖,纪衍,赵扬.中国是否存在“资源诅咒”[J].世界经济,2011,(4):144-160.
- [2]胡援成,肖德勇.经济发展门槛与自然资源诅咒——基于我国省际层面的面板数据实证研究[J].管理世界,2007,(4):15-23.
- [3]李天籽.自然资源丰裕度对中国地区经济增长的影响及其传导机制研究[J].经济科学,2007,(6):66-76.
- [4]孙大超,司明.自然资源丰裕度与中国区域经济增长——对“资源诅咒”假说的质疑[J].中南财经政法大学学报,2012,(1):84-89.
- [5]邵帅,齐中英.西部地区的能源开发与经济增长——基于“资源诅咒”假说的实证分析[J].经济研究,2008,(4):147-160.
- [6]邵帅,杨莉莉.自然资源丰裕、资源产业依赖与中国区域经济增长[J].管理世界,2010,(9):26-44.
- [7]邵帅,杨莉莉.自然资源开发、内生技术进步与区域经济增长[J].经济研究,2011,(S2):12-23.
- [8]王学斌,朱永刚,赵学刚.资源是诅咒还是福音?——基于中国省级面板数据的实证研究[J].世界经济文汇,2011,(6):46-56.
- [9]徐康宁,王剑.自然资源丰裕程度与经济发展水平关系的研究[J].经济研究,2006,(1):78-89.
- [10]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,(5):117-130.
- [11]Anselin L, Rey S. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models[J]. Geographical Analysis, 1991, 23(2): 112-131.
- [12]Anselin L. Local indicators of spatial association—LISA[J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93-115.
- [13]Elhorst J P. Specification and estimation of spatial panel data models[J]. International Regional Science Review, 2003, 26(3): 244-268.
- [14]Gylfason T. Natural resources, education, and economic development[J]. European Economic Review, 2001, 45(4-6): 847-859.
- [15]Gylfason T, Zoega G. Natural resources and economic growth: The role of investment[J]. World Economy, 2001, 24(1): 1-15.

- 2006, 29(8): 1091-1115.
- [16] Maloney W F. Innovation and growth in resource rich countries[R]. Central Bank of Chile Working Papers No.148, 2002.
- [17] Papyrakis E, Gerlagh R. The resource curse hypothesis and its transmission channels[J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(1): 181-193.
- [18] Papyrakis E, Gerlagh R. Resource abundance and economic growth in the United States[J]. European Economic Review, 2007, 51(4): 1011-1039.
- [19] Sachs J D, Warner A M. Natural resource abundance and economic growth[R]. NBER Working Paper No. 5398, 1995.
- [20] Sachs J D, Warner A M. The curse of natural resources[J]. European Economic Review, 2001, 45(4-6): 827-838.
- [21] Sobel R S. Testing Baumol: Institutional quality and the productivity of entrepreneurship[J]. Journal of Business Venturing, 2008, 23(6): 641-655.
- [22] Stijns J C. Natural resource abundance and economic growth revisited[J]. Resources Policy, 2005, 30(2): 107-130.

## The Effects of the Dependence on Resource-based Industries on Provincial Economic Growth in China and Its Transmission Mechanism: Empirical Analysis Based on Spatial Panel Model

YANG Li-li, SHAO Shuai, CAO Jian-hua

(Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

**Abstract:** Owing to the important defect that current studies ignore the geographical spatial effect of regional economic growth, this paper first employs spatial econometric methods to empirically investigate the effects of the dependence on resource-based industries on provincial economic growth based on the panel data of 31 provinces in China from 1993 to 2010. It reaches the following results: firstly, the spatial dependence of provincial economic growth is featured by the positive spillover effect, so it is necessary to empirically analyze the proposition of resource curse from the spatial economic perspective; secondly, under the consideration of spatial correlation of economic growth, both the propositions of resource curse and conditional convergence come true at the provincial level in China; thirdly, the dependence on resource-based industries has indirect inhibition effects on provincial economic growth mainly through crowding-out effects on technological innovation and opening-up levels, Dutch disease effect cutting the input in manufacturing, and institution-weakening effect intensifying government intervention, and Dutch disease effect is the most significant reason.

**Key words:** dependence on resource-based industries; provincial economic growth; spatial panel model; resource curse; transmission mechanism (责任编辑 许柏)