

# 自然资源禀赋与中国地方政府行为<sup>\*</sup>

邓 明 魏后凯

**内容提要:**自然资源禀赋对经济发展的影响是发展经济学文献广泛讨论的一个问题,但地方政府在这种关系中所发挥的作用却被现有文献所忽略。本文从理论上分析了自然资源禀赋对地方政府税收行为、公共支出行为和寻租行为的影响,发现自然资源禀赋会抑制地方政府的征税努力,但对公共支出的供给存在促进作用,同时,自然资源禀赋还会恶化地方政府的寻租行为。基于中国省级面板数据的经验研究虽然没有发现自然资源禀赋对公共支出产生直接作用的证据,但发现自然资源禀赋确实显著影响了地方政府的税收努力程度和寻租行为。此外,自然资源禀赋本身确实对经济增长有显著的促进作用,但其影响政府行为的同时也抑制了对经济增长的促进作用。

**关键词:**自然资源禀赋 税收努力程度 公共支出 寻租

## 一、引言

自然资源作为物质生产活动的必要投入品,是经济赖以发展的重要物质基础。但自然资源究竟是经济发展的“神赐天粮”(Manna from Heaven)还是对经济发展存在“资源诅咒”(Resource Curse)? 对此,经济学界争论不一。Rosenstein-Rodan(1943)和 De Feranti et al(2002)的研究结果均显示自然资源对一国经济增长存在积极作用。但二战后,绝大多数资源丰富的发展中国家或地区并没有因为这些“神赐天粮”飞速发展起来,尤其是经历石油危机前的资源繁荣(Resource Boom)后,其发展速度显著低于很多缺乏自然资源的国家和地区。如自然资源丰富的印度尼西亚、委内瑞拉、塞拉利昂、中非、赞比亚等国与资源贫瘠的“亚洲四小龙”、日本、卢森堡、瑞士之间的经济增长就存在巨大差距。因此,一些经济学家对资源禀赋与经济发展之间的正相关性提出了质疑。Auty(1993)在研究产矿国经济发展问题时第一次提出“资源诅咒”这个概念,认为自然资源对经济增长产生了限制作用。Sachs & Warner(1995)对“资源诅咒”假说进行了实证检验,他们选

取 95 个发展中国家作为样本,测算了 1970—1989 年这些国家的 GDP 年增长率与以初级产品出口占 GDP 的比重为代表的资源禀赋之间的关系。结果表明,自然资源与经济增长存在显著负相关关系,“资源诅咒”在国家层面上得到验证。此后,Sachs & Warner(1997)、Gylfason(2001)、Leite & Weidmann(1999)、Sala-i-Martin & Subramanian(2003)等学者的实证研究都支持了“资源诅咒”这一假说在国家层面上是成立的。Papyrakis & Gerlagh(2007)利用美国地区层面的数据进行实证研究,发现“资源诅咒”在美国的地区层面同样也成立。国内近几年研究我国区域经济发展中是否存在“资源诅咒”现象也逐渐增多,结果发现“资源诅咒”假设在我国的省际层面同样成立(徐康宁、韩剑,2005;徐康宁、王剑,2006;胡援成、肖德勇,2007;邵帅、齐中英,2008)。

与上述研究相对应,也有一些研究并不支持自然资源会“诅咒”经济增长的结论,除了前文指出的 Rosenstein-Rodan(1943)和 De Feranti et al(2002)的研究外,Habakkuk(1962)就认为美国的丰裕自然资源有助于解释其为何能在 19 世纪赶

<sup>\*</sup> 邓明,厦门大学经济学院,中国社会科学院城市发展与环境研究所,邮政编码:361005,电子邮箱:dengming@xmu.edu.cn;魏后凯,中国社会科学院农村发展研究所。本文为国家社科基金重大项目“健全公共财政体系研究”(10zd&036)、中国博士后科学基金项目“城市间土地财政的竞争外溢与房价的空间传导”(2012M510670)和教育部人文社会科学研究一般项目“空间似无关回归模型:参数估计、设定检验及其应用”(13YJC910003)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的意见与建议,文责自负。

超英国。此外, Ross(2001)针对博茨瓦纳、智利、马来西亚,方颖等(2011)和 Fan et al(2012)基于中国城市层面的研究也均否定了“资源诅咒”的存在。Lederman & Maleney(2008)认为“资源诅咒”命题缺乏稳健性,因为用贸易量表征的代理指标与相对资源禀赋不一定相关,而且由于数据可得性的限制,跨国回归方程也并不能完全解释经济增长的历史过程。

对于上述争论,一些学者认为争论的源头在于对自然资源度量指标的选取有所混淆。Ding & Field(2005)首次区分了资源依赖和资源丰裕度之间的区别,发现资源依赖对经济增长有负效应,而资源丰裕度对经济增长有正效应。Norman(2009)同样也辨析了资源依赖和资源丰裕度对经济增长的不同作用,并认为资源丰裕度并不直接影响经济增长,而资源依赖度则会直接影响经济增长。邵帅、杨莉莉(2010)在总结相关文献的基础上也认为,利用自然资源丰裕度展开的实证研究往往不支持“资源诅咒”的命题,而以自然资源依赖度作为变量进行的实证研究则通常会支持“资源诅咒”的命题。

既然以自然资源依赖度作为解释变量的研究能够证实“资源诅咒”命题的存在,那么,寻找影响“资源诅咒”效应的因素及其传导途径就显得尤为重要。Gylfason(2001)最早提出了“资源诅咒”传导机制这个概念,认为丰富的资源可以通过“荷兰病”、寻租、政府决策失误以及忽视人力资源投资这四条传导途径影响经济发展。Auty(2001)把“资源诅咒”传导机制分为两类:内生原因和外生原因。内生原因包括结构主义政策、“荷兰病”和出口导向理论;外生原因则包括政策失误(无效投资)和寻租(政治经济)。Papyrakis & Gerlagh(2007)对“资源诅咒”传导机制作了实证分析,结果说明了腐败、投资、经济开放度、贸易条件和教育都是“资源诅咒”的传导途径。此后,不断有学者对此进行补充和完善,主要可以分为经济传导机制和制度传导机制两大类。其中,经济传导机制包括非资源部门投资和储蓄的减少(Sachs & Warner, 1995; Gylfason, 2000)、经济波动的加剧(Sachs & Warner, 1999)、教育投入和人力资本投资的减少(Sachs & Warner, 1995; Gylfason, 2001; Learner et al, 1999)和创新水平的降低(Sachs & Warner, 2001)等。制度因素包括寻租和腐败(Auty, 1990, 2001; Lane & Tornell, 1996; Mauro, 1995; Sala-i-Martin & Subramanian,

2003; Isham et al, 2005)、民主制度的建立与健全(Ross, 2001; Jensen & Wantchekon, 2004; Aslaksen, 2010)等。国内研究者也对“资源诅咒”在中国的传导机制进行了探索,徐康宁、王剑(2006)认为自然资源丰富往往和落后的制度安排紧密相随,寻租和腐败盛行使经济增长的制度基础遭到破坏。李天籽(2007)的研究发现,自然资源丰裕度并不直接对经济增长产生负面影响,而是通过降低外商直接投资、教育和创新水平间接阻碍经济增长,而外商直接投资是最主要的传导机制。邵帅、齐中英(2008)在研究中国西部省份能源开发与经济增长之间的关系时,发现在西部能源开发是通过抑制科技创新、挤出人力资本和滋生寻租腐败引起制度弱化来阻碍经济增长的,其中人力资本挤出效应是主要途径。

但是,研究中国的地区经济增长,一个绕不开的问题是,中国的地方政府通过财税手段对中国地区经济增长发挥重要影响。大量研究表明,地方政府行为取向和中央政府对地方政府的分权是大国经济增长绩效差异的根由,这种地方政府行为的差异构成了解释中国、俄罗斯和印度等大国经济发展差异的主要因素(Frye & Shleifer, 1997; Shleifer, 1997; Blanchard & Shleifer, 2001)。就中国而言,这类因素被 Blanchard & Shleifer(2001)定义为“中国式分权”,在其看来,“中国式分权”核心内涵是经济分权与垂直的政治治理体制相结合而产生的激励制度。经济分权的积极意义在于向地方政府和企业提供了经济发展的激励。在分散的财政体制下,由于要素流动下的财政竞争增加了政府援助国有企业的机会成本,地方政府不再有激励向经营绩效不佳的国有企业提供援助,结果是所谓“市场维持型联邦主义”的确立(Weingast, 1995; McKinnon, 1997; Qian & Roland, 1998)。但经济上的分权还不足以构成 Blanchard & Shleifer(2001)所定义的“中国式分权”的全部内涵,他们认为,中国的财政分权是在垂直的政治管理体制下演绎出的财政分权。在中国,中央政府有足够的力量来对地方进行奖惩,地方政府官员因而不得不追随中央政府的政策导向。经济分权与垂直的政治治理体制相结合而产生的激励制度,再加上 20 世纪 80 年代初期实施的领导干部选拔和晋升标准的重大改革,使地方政府致力于当地经济发展以获得政治上的晋升(周黎安, 2004)。

至此,我们想要分析的问题已经逐渐清晰,自然

资源禀赋以及自然资源依赖度会对中国的地区经济产生影响,而地方政府同样是各地经济增长背后那只重要的“看得见的手”。那么,自然资源与地方政府行为在作用于地区经济的过程中是并行的还是存在某种交互作用?关于“资源诅咒”传导机制的文献认为,自然资源会通过影响政府的寻租行为而影响经济,那么,这一点在中国的地方政府中是否成立?资源大省山西政府官员的“塌方式”腐败是否给我们提供了一些引子?更进一步,如果自然资源对地方政府的这些行为产生了影响,这种作用机制是否构成了“资源诅咒”的传导途径?本文通过构建一个简单的理论模型分析了自然资源对地方政府的财税行为和寻租行为的影响,并利用分省面板数据对理论分析的结论进行了实证研究。

研究表明,自然资源禀赋对地方政府行为存在显著影响。具体而言,自然资源禀赋显著降低了地方政府的税收努力程度,同时增加了政府的寻租行为。而自然资源禀赋本身对经济增长具有显著的促进作用,但是,其对政府行为的作用会削弱对经济增长的促进作用。

本文的主要贡献在于以下几个方面:首先,基于政府行为这一传导途径检验了自然资源禀赋对地区经济的影响。虽然本文的研究与“资源诅咒”的寻租传导途径有类似之处,但我们并不仅仅局限于地方政府的寻租行为这一单一途径,还将其扩展到公共支出和税收行为等途径。与本文研究比较接近的是丁菊红、邓可斌(2007)的研究,该文从理论上分析了政府干预低效率同“资源诅咒”现象、经济增长率低下之间的关系。他们基于省级层面的面板数据的实证研究也表明,在控制住海港距离、政府干预等因素后,“资源诅咒”在中国并不明显。但是,该研究并没有告诉我们,自然资源禀赋究竟会如何影响地方政府的行为,更无法给出自然资源禀赋如何通过影响政府行为来进一步影响经济的证据。其次,现有文献认为,自然资源本身对经济增长而言是一种“福音”,而自然资源依赖度对经济增长而言才是一种“诅咒”,但是我们发现,自然资源禀赋对经济增长而言,既是“福音”,也有“诅咒”效应。

## 二、理论模型

我们根据 Perez-Sebastian & Raveh(2014)的思路,结合中国的实际情况构建一个简单的理论模型分析自然资源禀赋是如何对地方政府行为产生影响的。

### (一)地区及代表性个体

假定在一个封闭经济体中,存在一个中央政府和  $N$  个地方政府<sup>①</sup>。同时,假定在经济体内部,劳动力受户籍制度的约束而缺乏区域流动,但是资本可以在各个地区之间自由流动。在经济高度集权时,各个地方政府从自然资源开发所获得的收入统一上缴中央政府,由中央政府再统一分配给各地方政府,实行“统收统支”;在经济分权时,资源开发收入由各地方政府自主使用。但是,研究地方政府的税收竞争不得不注意到一个事实就是中国是一个税收立法权高度集中的国家。自改革开放以来,对税收立法权和税收政策一直强调税权集中、税法统一,中央政府几乎集中了所有税种的立法权、解释权、修订权,地方政府并不具有税收立法权,各地方的名义税率是相同的。因此,我们无法通过税率上的差异研究中国地方政府间的税收竞争。但同时我们也应该注意到,“急用先行”“宜粗不宜细”一直是我国立法工作的指导思想,也是我国法律文件的特色。具体到财政分权方案,就是分税制以及与之相配套的税收法律体系,并没有十分缜密地限定各级政府的税收行为,而是给了地方政府足够大的弹性空间。从立法意图上说,地方政府不具有税收自主权,无权设定或变更税率,但实际上地方政府在税收政策上的“自由裁量权”比理论上所允许的要宽泛得多,而地方政府也不会放过任何一个对税收法律法规进行有利于本辖区的解释或操作的机会。更重要的是,由于中央政府与地方政府的信息不对称,地方政府在征税时,其努力程度存在较大差异,因此,各地区的实际税率也存在较大程度的差异。于是,经常出现“中央决定名义税率、地方决定实际税率”的现象。安体富(2002)和乔宝云等(2006)的研究均表明,中国地方政府税收努力的变动使法定税率与实际税率脱钩。因此,我们假设全国的税率为  $\tau$ , 地方政府  $i$  的税收努力程度为  $e_i$ , 则地区  $i$  的实际税率  $\tau_i^* = \tau e_i$ 。

在计划经济时期,中国经济高度集权,财政收入实行“统收统支”,地方经济发展好坏以及财政收入高低对地方政府官员的效用函数影响不大,其税收努力程度也不存在显著差异。因此,我们假定在经济集权时,各个地方政府的税收努力程度相同,从而其实际税率也相同。1994年的分税制改革使中央政府与地方政府的税收分权向以分税合同为主的契约转变。与财政包干制相比,分税制改革后,中央与地方税权边界比较清楚,税收风险和收益,基本由双

方自己承担,税收激励比较明显,中央政府和地方政府均有动力提高税收努力程度(吕冰洋、郭庆旺,2011)。假设此时各个地方政府的财税努力程度  $e_i$  存在地区差异,从而其实际税率也存在地区差异。同时,我们假定地方政府在自然资源禀赋、提供公共产品能力和人口密度方面存在差异,并且上述条件都是外生给定的。

假定地区  $i$  的人口数量是固定的,为  $L_i$ ,每个代表性个体拥有一单位劳动力和一单位资本,且将其无弹性地供给生产部门。作为劳动力和资本投入的回报,该代表性个体从生产部门获得工资回报  $w_i$  和利息收入  $r_i$ ,并将其用于消费私人物品  $c_i$ ,同时支付以税率  $\tau e_i$  课征在资本上的税收。代表性个体从消费私人物品  $c_i$  和政府提供的公共物品  $G_i$  中得到的效用为  $U_{pi}$ ,其函数形式为:

$$U_{pi} = \ln(c_i) + \ln(G_i/L_i) \quad (1)$$

其中,  $c_i = w_i + r_i - \tau_i$ 。

## (二) 政府

为了简化分析,假定中央政府是“仁慈”的计划者。因此,当经济高度集权、财政政策由中央政府统一制定时,很显然,新的自然资源的获取总能促进总产出的增加,“资源诅咒”现象也不会存在。因此,我们在后面的分析中,仅讨论经济分权的情形。

与中央政府不同,我们假定地方政府在谋求当地居民福利的同时,还会存在寻租行为。地方政府通过对资本  $K_i$  征税并从自然资源禀赋  $Z_i$  中获取收入构成其收入来源,我们假定地方政府从自然资源处获得的收入与资源本身  $Z_i$  成正比,即该收入等于  $\lambda Z_i$  ( $0 < \lambda < 1$ ),地方政府从该收入中获取寻租收入  $R_i$ ,并为当地公共产品的供给融资。因此,地方政府面临的决策问题就是选择合适的  $e_i$ 、 $G_i$  和  $R_i$  来最大化其当期效用  $U_{gi}$ ,其效用既取决于当地代表性个体的效用,也取决于寻租收入。为了简化分析,我们假定地方政府将所有其不能直接控制的变量都当作外生变量。因此,地方政府面临的优化问题为:

$$\begin{aligned} \max_{\{e_i, G_i, R_i\}} U_{gi} &= \mu_i \ln R_i + (1 - \mu_i) U_{pi}, \mu_i \in (0, 1) \\ \text{s. t.} \quad \lambda Z_i + \tau e_i K_i &= R_i + G_i \end{aligned} \quad (2)$$

其中,  $e_i$ 、 $G_i$  和  $R_i$  为该优化系统的内生变量。权重系数  $\mu_i \in (0, 1)$  可以看成是地方政府效用函数中寻租收入所占的比重,该比重越小,说明地方政府越接近于“仁慈”的中央政府。约束条件是一个可行

约束,要求地方政府的收支平衡。优化地方政府行为的一阶条件为:

$$\mu_i K_i / R_i = (1 - \mu_i) / e_i \quad (3)$$

$$\mu_i / R_i = (1 - \mu_i) L_i / G_i \quad (4)$$

两个一阶条件意味着,对于地方政府而言,改变税收努力程度  $e_i$  和公共产品供给  $G_i$  导致的成本与收益必须相等。地方政府增加税收努力程度的收益是政府官员寻租收入的增加,成本是消费者福利的损失。地方政府增加公共产品供给的效用则刚好相反,其收益是消费者福利的增加,而成本则是政府官员寻租收入的减少。两个一阶条件同时隐含着两个不变的比率:第一个比率是私人产品人均消费量 ( $c_i$ ) 与每单位资本所收取的租金 ( $R_i/K_i$ ) 的比率;第二个比率是公共产品人均拥有量 ( $G_i/L_i$ ) 与租金 ( $R_i$ ) 的比率。将式(3)和(4)的一阶条件代入到式(2)中,可以得到地方政府的最优税收努力程度、最优公共产品供给和最优的寻租收入分别为:

$$e_i = \frac{1}{\tau(2 - \mu_i)} \cdot \left[ w_i + r_i - (1 - \mu_i) \frac{\lambda Z_i}{K_i} \right] \quad (5)$$

$$G_i = \frac{1 - \mu_i}{2 - \mu_i} \cdot [\lambda Z_i + K_i(w_i + r_i)] \quad (6)$$

$$R_i = \frac{\mu_i}{(2 - \mu_i)L_i} \cdot [\lambda Z_i + K_i(w_i + r_i)] \quad (7)$$

仅根据式(5)~(7)还无法判断出均衡状态时地方政府的税收努力程度、公共支出和寻租收入如何受辖区内自然资源禀赋的影响。这是因为,式(5)~(7)右边均含有资本存量  $K_i$ ,在资本可以自由地跨区域流动的情况下,资本会根据不同地区利润率的不同而流动。同时,利润率会受到自然资源禀赋的影响,因此,资本存量也会受到自然资源禀赋的影响。

## (三) 生产过程

假定在地区  $i$  的非资源生产部门存在大量以利润最大化为目标的企业,这些企业的生产函数形式为:

$$Y_i = A_i K_i^\alpha L_i^{1-\alpha} \quad (8)$$

其中,  $\alpha \in (0, 1)$ ,  $A_i$  为地区  $i$  的生产技术。假定非资源生产企业所处市场为完全竞争市场,是市场价格的既定接受者,因此,这些企业的最优决策就是使资本和劳动力的边际产出等于实际工资和实际利率,即:

$$w_i = (1 - \alpha) \frac{Y_i}{L_i} \quad (9)$$

$$r_i = \rho_i + \tau e_i = \alpha \frac{Y_i}{K_i} \quad (10)$$

其中  $\rho_i = r_i - \tau e_i$  为资本的净收益率。资本可以

在各个地区之间自由流动,直到各个地区的资本净收益率相等才停止,即资本市场出清。在资本市场,总的资本存量等于各地的资本存量之和,亦即:

$$\sum_{j=1}^N K_j = K \quad (11)$$

虽然各地区的资本存量  $K_j$  是内生的,但我们假定一国范围内总资本存量  $K$  是外生给定的。为了分析各地区的资本存量如何受到外生变量和参数的影响,我们根据式(4)和(8)~(10)计算了各地区资本收益率,如下所示:

$$\rho_i = \frac{A_i}{2-\mu_i} \left( \frac{K_i}{L_i} \right)^\alpha \left[ (1-\mu_i)\alpha \frac{L_i}{K_i} - (1-\alpha) \right] + \left( \frac{1-\mu_i}{2-\mu_i} \right) \frac{\lambda Z_i}{K_i} \quad (12)$$

如果全国的资本总量  $K$  是外生给定的,那么在均衡状态时有:

$$\rho = \frac{A_i}{2-\mu_i} \left( \frac{K_i}{L_i} \right)^\alpha \left[ (1-\mu_i)\alpha \frac{L_i}{K_i} - (1-\alpha) \right] + \left( \frac{1-\mu_i}{2-\mu_i} \right) \frac{\lambda Z_i}{K_i} \quad (13)$$

式(13)给出了资本存量  $K_i$  如何受到外生变量  $Z_i$  的影响。令

$$B_i = \frac{A_i}{2-\mu_i} \left( \frac{K_i}{L_i} \right)^\alpha \left[ (1-\mu_i)\alpha \frac{L_i}{K_i} - (1-\alpha) \right] \quad (14)$$

因为  $\partial B_i / \partial K_i < 0$ , 因此,在均衡状态下,当  $Z_i$  上升时,要保证式(13)成立,  $K_i$  必然会上升,因此有:

$$\partial K_i / \partial Z_i > 0; \partial (Z_i / K_i) / \partial Z_i > 0 \quad (15)$$

将式(15)代入式(5)~(7)可得:

$$\partial e_i / \partial Z_i < 0; \partial G_i / \partial Z_i > 0; \partial R_i / \partial Z_i > 0 \quad (16)$$

根据式(16),我们可以得到如下三个将自然资源禀赋与政府行为联系起来的命题:

命题1:一个地区的自然资源越丰富,该地区地方政府的税收努力程度越弱;

命题2:一个地区的自然资源越丰富,该地区地方政府所提供的公共产品越多;

命题3:一个地区的自然资源越丰富,该地区地方政府所获得的寻租收入越多。

与传统的关于“资源诅咒”的研究有所不同,上述命题告诉我们,资源丰裕度可能会通过影响政府行为而对地方经济产生多方面的影响。

### 三、实证模型、变量与数据

#### (一) 实证模型与估计方法

前文的三个命题给出了自然资源对地方政府

行为的影响,但是我们也必须注意到,地方政府的税收努力程度、公共产品供给与寻租之间也存在相互影响。首先,税收努力决定了地方政府的实际税率和税收收入,从而从财政支出来源上也就决定了财政支出水平和公共产品的供给规模;而公共产品供给的多少也决定了地方政府所面临的财政压力的大小,自然也会影响政府的税收努力程度。其次,寻租、腐败与政府财税行为之间同样存在相互影响。杨灿明、赵福军(2004)发现行政腐败会导致公共支出占GDP的比重上升;徐静(2012)的研究则认为,财政支出总量和财政支出结构对政府腐败均有显著影响,减少寻租性支出、提高生产性支出对腐败有着显著的抑制作用,同时控制政府支出规模也能显著降低腐败水平。因此,我们构建联立方程模型来研究自然资源对税收努力程度、公共产品供给与寻租行为的影响以及后三者之间的相互影响。

$$\begin{cases} e_{it} = \beta_{11} Z_{it} + \beta_{12} G_{it} + \beta_{13} R_{it} + X'_{1it} \gamma_1 + \epsilon_{1it} \\ G_{it} = \beta_{21} Z_{it} + \beta_{22} e_{it} + \beta_{23} R_{it} + X'_{2it} \gamma_2 + \epsilon_{2it} \\ R_{it} = \beta_{31} Z_{it} + \beta_{32} e_{it} + \beta_{33} G_{it} + X'_{3it} \gamma_3 + \epsilon_{3it} \end{cases} \quad (17)$$

其中,  $e_{it}$  为地区  $i$  的地方政府在时期  $t$  的税收努力程度,  $G_{it}$  为地方政府所供给的公共产品数量,  $R_{it}$  为地方政府的寻租行为,  $Z_{it}$  为地区  $i$  在时期  $t$  的自然资源禀赋,  $X_1$ 、 $X_2$  和  $X_3$  分别为影响税收努力程度、公共产品供给和寻租行为的控制变量集合。  $\beta_{11}$ 、 $\beta_{21}$  和  $\beta_{31}$  是外生变量的系数集。  $\epsilon_1$ 、 $\epsilon_2$  和  $\epsilon_3$  分别表示随机扰动项,假设除非  $i=k$  并且  $j=l$ , 否则  $cov(\epsilon_{ij}, \epsilon_{kl}) = 0$ , 即三个方程的扰动项不存在相关性,同时假设残差与解释变量间不存在相关性。

此外,我们还必须注意到,中国地方政府间所存在的财税策略互动行为已经被大量文献所证实(李涛、周业安,2008;郭庆旺、贾俊雪,2009;李涛等,2011),因此,我们分别在式(17)的税收努力程度方程和公共支出方程中引入税收努力程度和公共支出的空间滞后项,以考察“相邻”<sup>②</sup>地区政府财税行为对本地区政府财税行为的影响,从而形成如下的空间联立方程:

$$\begin{cases} e_{it} = \beta_{11} Z_{it} + \beta_{12} G_{it} + \beta_{13} R_{it} + \rho_{11} \sum_{i \neq j} w_{ij} e_{it} \\ \quad + \rho_{12} \sum_{i \neq j} w_{ij} G_{it} + X'_{1it} \gamma_1 + \epsilon_{1it} \\ G_{it} = \beta_{21} Z_{it} + \beta_{22} e_{it} + \beta_{23} R_{it} + \rho_{21} \sum_{i \neq j} w_{ij} G_{it} \\ \quad + \rho_{22} \sum_{i \neq j} w_{ij} e_{it} + X'_{2it} \gamma_2 + \epsilon_{2it} \\ R_{it} = \beta_{31} Z_{it} + \beta_{32} e_{it} + \beta_{33} G_{it} + X'_{3it} \gamma_3 + \epsilon_{3it} \end{cases} \quad (18)$$

其中,  $w_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  的第  $(i, j)$  个元素,  $w_{ii} = 0$ 。此时, 方程中的扰动项存在同期相关性, 同时, 扰动项和解释变量之间也存在相关性。

根据 Rey & Boarnet(2004), 上述模型中有三种同时性(simultaneity)情况需要考虑: 一是回馈同时性(feedback simultaneity, 即  $\beta_{12}G$ 、 $\beta_{13}R$ 、 $\beta_{22}e$ 、 $\beta_{23}R$ 、 $\beta_{32}e$  和  $\beta_{33}G$ ), 这是所有联立方程模型都包含的同时性; 二是空间自回归滞后同时性(spatial autoregressive lag simultaneity, 即  $\rho_{11}W \cdot e$  和  $\rho_{21}W \cdot G$ ), 三是空间交叉回归滞后同时性(spatial crossregressive lag simultaneity, 即  $\rho_{21}W \cdot G$  和  $\rho_{22}W \cdot e$ )。由于上述空间联立方程右边包含了内生变量  $Z$ 、 $G$  和  $R$  以及空间滞后变量  $W \cdot e$  和  $W \cdot G$ , 因此, OLS 方法得到的参数估计量是有偏的, 可以采用工具变量法得到参数的一致估计量。Rey & Boarnet(2004)比较了以“内生变量估计量的空间滞后变量(即  $\widehat{WY} = WX(X'X)^{-1}X'Y$ )”作为工具变量和以“空间滞后变量的估计量(即  $\widehat{WY} = X(X'X)^{-1}X'WY$ )”作为工具变量的估计量性质, 发现后者具有更好的一致性, 通过蒙特卡洛模拟也发现后者具有更好的小样本性质, 因此本项目也采用第二种方法构建空间滞后工具变量。基于所选择的工具变量, 我们采用 Kelejian & Prucha(2004)对空间截面联立方程模型给出的广义空间三阶段最小二乘(Generalized Spatial Three-stage Least Square, GS3SLS)估计方法, Kelejian & Prucha(2004)证明了该方法所得到的估计量具有一致性和渐进正态性。该估计过程具体如下: 第一阶段, 分别利用内生变量和内生变量的空间滞后变量对外生变量回归, 得到内生变量及其空间滞后变量的估计值, 以此作为内生变量及其空间滞后变量的工具变量。第二阶段, 利用第一阶段得到的工具变量代替联立方程右边的内生变量以及内生变量的空间滞后变量, 得到各个单方程模型的系数估计值。第三阶段, 利用前面 2SLS 所得到的估计系数计算每个方程的残差值, 估计跨方程的方差和协方差, 然后利用广义最小二乘法 GLS 得到最终的参数估计。

我们所使用的样本数据是中国大陆 31 个省级地区 1998—2012 年的数据, 共 465 个观测样本。

## (二) 变量与数据来源

1. 自然资源禀赋( $Z$ )。自然资源禀赋是本文的核心解释变量, 根据其系数的方向可以判断是否存在“资源诅咒”现象。根据理论分析, 本文所需要

的变量不是资源依赖度, 而是自然资源禀赋本身。度量资源禀赋最准确的指标是各地区的资源储量, 但是, 现有统计数据中无法得到全面的资源储量数据, 因此现有文献很多都是用人均资源产出作为自然资源禀赋的表征指标。就如同邵帅、杨莉莉(2010)所说, 资源产量与资源储量通常是高度相关的, 即使产量会受到市场环境、价格波动和政府干预等宏观经济因素的影响, 但这种影响具有整体效应, 并不会产生局部影响; 此外, 他们还认为, 只有被开采出来的自然资源才会对经济产生影响, 潜在的储量在被开采出来之前只是一种原生态的自然物质, 不会对经济产生影响。因此, 我们对各省级地区两位数工业行业中的煤炭采选行业、石油开采行业、黑色金属采选行业、有色金属采选行业、非金属矿采选行业等五大能源工业的工业产值进行加总, 得到能源工业总产值, 然后将其除以各省的总人数, 得到人均能源工业总产值, 以此作为自然资源禀赋的度量指标, 单位为元/人。该指标具有广泛的代表性, 包括能源、金属和其他从地下采掘的不可再生资源, 能有效反映各地方自然资源禀赋的全部内容, 该指标的数据来自于各年度的《中国工业经济统计年鉴》。

2. 税收努力程度( $e$ )。20 世纪 60 年代 IMF 学者首先提出用税收努力指标来进行国际间税收比较。这些文献中, 他们认为某地区税收比率  $tax/Y$  (其中  $tax$  表示实际税收收入,  $Y$  为 GDP) 取决于两个因素: 其一是税收能力, 指该地区将法定税率应用于实际税基所产生的税收收入, 表示为  $tax^*/Y$ 。其中,  $tax^*$  表示预期税收收入。其二是征税努力, 指该地区的地方政府实际运用其税收能力获取税收收入的程度, 用  $e$  度量。二者关系可以表示为如下的函数:

$$tax/Y = f(tax^*/Y, e) \quad (19)$$

根据式(19), 可以推导出税收努力程度  $e$  的表达式(吕冰洋、郭庆旺, 2011):

$$e = tax/tax^* \quad (20)$$

税收努力定义为实际征收税收除以预期税收收入。但是, 预期税收收入(抑或税收能力)<sup>⑥</sup>是一个不可观测的变量。吕冰洋、郭庆旺(2011)将预期税收收入定义为一国应当能征收上来的税收数额。在进行预期税收收入的估算时, 往往由于对税收能力的理解和定义不同而采用不同的测算方法。国际上比较常用的方法有美国政府间关系咨询委员会(ACIR17F)的“代表性税法”(Representative

Tax System, RTS) 和国际货币基金组织 (IMF) 的“基于回归的税收努力指数模型” (Regression-based Tax Effort Index Model, TE/R)<sup>④</sup> 等。本文采用基于回归的方法来测算中国地方政府的预期税收收入。

在目前的税制体系下, 地方税务局负责征收的地方税种主要有: 营业税、个人所得税、资源税、城市维护建设税、城镇土地使用税和房产税等, 因此类似于胡祖铨等 (2013) 的处理方式, 我们以地税部门的税收收入 (营业税、个人所得税、资源税、城市维护建设税、城镇土地使用税和房产税的加总) 作为本文研究税收努力程度的实际税收收入。

结合既有研究经验, 本文利用各地区的 GDP、人口密度、经济开放度、产业结构、固定资产投资和城市化水平作为解释变量来测算各地区的税收能力。

$$tax_{it} = \beta_0 + \beta_1 GDP_{it} + \beta_2 pd_{it} + \beta_3 open_{it}$$

$$+ \beta_4 ind_{it} + \beta_5 inv_{it} + \beta_6 urban\_pop_{it} + \epsilon_{it}$$

(21)

式中,  $tax$  是各地区的预算内财政收入 (单位: 万元);  $GDP$  为各地区的国内生产总值 (单位: 亿元);  $pd$  为人口密度 (单位: 人/平方公里);  $open$  表示经济开放度 (单位: 万美元), 用各地区的进出口总额来度量;  $ind$  表示产业结构, 用各地区第三产业产值占 GDP 比重来度量;  $inv$  为各地区的固定资产投资 (单位: 亿元);  $urban\_pop$  表示城市化水平, 用各地区的非农业人口占总人口比重来度量。上述变量中, 1998—2006 年的非农业人口数据和总人口数据来自于《中国人口统计年鉴》, 2007—2012 年的非农业人口数据和总人口数据来自于《中国人口和就业统计年鉴》, 其余各变量的数据均来自于各年度的《中国统计年鉴》。我们分别进行混合回归、固定效应回归和随机效应回归, 估计结果如表 1 所示。

表 1 预期税收收入的估算结果

	(1)混合回归	(2)固定效应回归	(3)随机效应回归
<i>constant</i>	133669.9 (96912.66)	-170038.2** (72470.88)	-133224.3 (151694.7)
<i>GDP<sub>it</sub></i>	113.8436*** (16.1157)	252.6736*** (15.4391)	233.8273*** (15.1560)
<i>pd<sub>it</sub></i>	87.1292** (39.8739)	6.3635 (33.6261)	22.6239 (33.7195)
<i>open<sub>it</sub></i>	0.1788*** (0.0077)	0.1400*** (0.0089)	0.1460*** (0.0086)
<i>ind<sub>it</sub></i>	-6049.576 (28407.94)	-945.3885 (19002.08)	-1553.13 (19488.82)
<i>inv<sub>it</sub></i>	185.1653*** (20.8354)	81.8743*** (15.2028)	93.8915*** (15.4349)
<i>urban_pop<sub>it</sub></i>	28283.21 (47463.93)	-5895.454 (31779.29)	-3626.352 (151694.7)
N	465	465	465
R <sup>2</sup>	0.9199	0.9095	0.9120
个体效应检验	F(30, 428) = 21.94; Prob > F = 0.0000		
随机效应检验	chibar2(01) = 699.20; Prob > chibar2 = 0.000		
Hausman 检验	chi2(5) = 18.35; Prob > chi2 = 0.0025		

注: 括号中为参数估计量的标准差; \*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著, 下同。

由于样本中观测个体数远高于时期数, 所以我们仅仅考虑是否控制个体效应。根据表 1 中的设定检验, 我们发现, 固定效应和随机效应都是显著存在

的, 而 Hausman 检验则表明, 我们选择固定效应模型来估计  $tax$ 。因此, 我们以列 (3) 中的参数估计结果来拟合各地区在各时期的税收收入  $tax^*$ , 将其代

入到式(20)中即可得到31个省级地区在不同时期的税收努力程度。图1给出了不同时期各地区税收努力程度的箱形图。从中可以看出,在2003—2007年间政府税收努力程度有所下降,但从2008年开始,地方政府的税收努力程度开始上升。虽然无法给出直接原因,但我们推测,这种税收努力程度的变动与2003—2007年的经济过热以及2008年之后地方政府公共支出尤其是基本建设支出的规模扩大是分不开的。

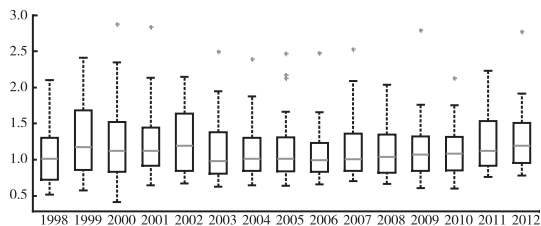


图1 分时间的税收努力程度的箱型图

3. 公共支出( $G$ )。我们用各省公共财政支出除以年末总人数,得到该地区的人均地方公共财政支出,以此度量该地区的公共支出水平,单位为元/人,数据来自于《新中国六十年统计资料汇编》和2010—2013年《中国统计年鉴》。

4. 寻租( $R$ )。理论研究中所使用的政府寻租收入是无法直接度量到的,但很多时候,寻租与腐败是联系在一起的。例如,胡鞍钢(2000)就指出,经济转轨过程中的各类租金可以大致反映出腐败的经济损失。因此,我们此处用地方政府的腐败程度来度量地方政府所获得的寻租收入。虽然度量政府腐败程度要比度量政府寻租收入容易些,但正如 Banerjee et al(2013)所言,准确地度量腐败是一个非常困难的问题,因为腐败本身是隐蔽的、非法的。目前,学术界对腐败的度量主要有两类方式(聂辉华,2014):一类是主观评价法,利用一些国际组织所设计的调查问卷,询问不同国家的商人、律师或居民对当地腐败程度的看法来衡量腐败程度,如透明国际(Transparency International)的“腐败感受指数”、国际国家风险指南(International Country Risk Guide)的腐败指数、经济学人集团下属的国际商业指数(Business International)和世界银行发布的世界银行治理指数中的腐败指标等。此类指标的问题在于,由于制度、文化等因素的影响,各个国家被采访者对腐败的主观感受存在巨大差异。而且,感受到的腐败和实际腐败也并不是完全吻合的。因此,近年来,研究者开始使用一些客观评估腐败水平的方法,比如

使用企业调查数据中企业向海关、工商、税务等政府部门支付的不合理费用来度量地区腐败(Kaufmann & Wei, 1999),这种方法非常客观,但在加总得到地区层面的腐败水平时存在样本偏差和权重选取问题。另外一种被广泛使用的客观评估腐败水平的办法是使用司法部门所提供的各地区受贿官员的数据,而且,这一做法是现有文献评估中国各地区腐败水平的一个常用做法。吴一平(2008)、周黎安和陶婧(2009)、范子英(2013)等都使用了《中国检察年鉴》中所报告的各省贪污贿赂、挪用公款案件的立案数量,并将其除以各省的公职人员数量或是人口总数,以消除规模效应。就目前的统计数据可得性而言,《中国检察年鉴》所提供的立案数量是目前可获得的唯一一个省级面板数据集。当然,对该数据同样也存在大量质疑,这些质疑认为立案数量可能只是反映了反腐败的力度,而不是腐败程度本身,例如张军等(2007)就将该指标解读为各地区的反腐败程度。但是,也有研究者为该指标进行了辩护,吴一平(2008)就认为,中国是一个政治集权的国家,每个省的纪律检查委员会直接向中央纪律检查委员会负责,因此尚无证据表明中央在省与省之间的反腐力量和政策安排上存在差异。而且,中央发布的各项政治与司法条例在地方层面一般会很好地执行,因为这关系到地方政府官员的政治晋升。因此,他认为中国每个省的反腐力度没有明显差异,那么,人均腐败案件数量多的地区自然是腐败程度高的地区。鉴于上述分析,本文也采用“每万名公职人员的贪污贿赂立案数”来衡量一个地区的腐败程度,该数据来自于《中国检察年鉴》中的分省《人民检察院年度工作报告》。

5. 税收努力方程中的控制变量。我们在税收努力方程中引入了一些控制变量:

(1) 财政分权( $fis\_dec$ )。财政分权涉及的是不同层级政府间关于收入与支出的初级分配,根据吕冰洋、郭庆旺(2011)的观点,分税制改革对各级税务部门产生了强烈的税收激励作用,进而提高税务部门征税能力和税收努力,因此,财政分权可能对税收努力程度产生影响。为了反映出各地区在财政上的自由度,我们使用 Ebel & Yilmaz(2002)所提出的“财政自给率”(self-reliance ratio)指标来度量财政分权。该指标用地方政府依靠自有收入为其支出融资的能力来度量财政分权,具体计算方式为地方政府本级财政收入占本级政府总支出的比重。该指标越大,说明财政分权程度越大,相关数据来自于《中



国统计年鉴》。

(2)转移支付(*tran*)。与财政分权相比,转移支付更多的是体现不同层级政府关于收入和支出的“再次分配”。学术界对转移支付的测度基本采用转移支付占地方财政支出比重来刻画。相比转移支付占地方政府预算内收入而言,这一比重反映了地方政府提供公共产品和服务时对中央政府转移支付的依赖程度。本文也遵循这一测度方法,采用地方政府得到的转移支付总量占地方一般预算支出的比重来刻画转移支付依赖。即:

$tran = \text{地方政府得到的转移支付总量} / \text{地方一般预算支出}^{\text{⑥}}$ 。

测度转移支付和一般预算支出的数据来自于各年度的《中国财政年鉴》中的各省级地区的公共财政预算收支决算表。

(3)政府规模(*fis\_scale*)。政府财政压力是影响税收努力程度的重要因素,而政府规模是政府财政压力的重要来源。衡量政府规模可以通过财政供养人口或是财政支出占GDP比重来度量。相对而言,财政供养人口能够更好地度量出政府机构膨胀,但由于当前我们仅仅能从《中国地市县财政统计资料》和《中国地方财政统计数据》中获取省级地区的财政供养人口,但自2008年之后,该数据不再发布。因此,类似于范子英、张军(2010)等人的做法,我们用本年度省级地区的政府总财政支出占GDP的比重来度量政府规模,数据来自于各年度的《中国统计年鉴》。

(4)相对经济发展水平(*rela\_eco*)。我们用各地区的人均实际GDP与全国人均实际GDP的比值来度量一个地区的相对经济发展水平,数据来自于《中国统计年鉴》。

(5)人口总量(*pop*)。人口规模还从一个侧面反映了一个地区公共服务需求,人口规模越大,(在其他条件不变情况下)对公共服务的需求也越大,因而地方财政支出压力也相应大于其他人口规模相对较小的地方(乔宝云等,2006)。人口总量数据来自于《中国统计年鉴》,单位为万人。

6. 公共支出方程中的控制变量。一般而言,影响地方政府公共支出的因素,除了地方政府的财政能力之外,还包括提供公共服务的成本差异、由各地区经济和社会发展差异所带来的公共服务需求差异等。因此,在公共支出方程中引入人均国内生产总值(*pgdp*)、人口密度(*pd*)、城市化水平(*urban\_pop*)。此外,还有研究表明,政府支出规模与

经济开放程度密切相关(杨灿明、孙群力,2008)。因此,我们还在公共支出方程中引入了对外开放(*open*)。

7. 寻租方程中的控制变量。(1)财政分权(*fis\_dec*)。学术界关于财政分权与腐败之间的关系并未达成一致。Weingast(1995)认为,分权会通过培育区域间竞争机制来减少腐败官僚对贿赂的需求;但Shleifer & Vishny(1993)则认为,政府分权会增加对贿赂的需求。对于中国这样一个转型经济体而言,由于缺乏政治约束,各个部门和各级地方政府竞相收费,为单位、部门谋取利益,这样的“攫取之手”加剧了腐败(陈抗,2002)。吴一平(2008)基于中国省级面板数据的经验研究也证实了这一点。因此,我们在寻租方程中同样加入财政分权这一变量,该变量的设定与前文一致。

(2)政府规模(*fis\_scale*)。政府规模同样被大量文献发现是影响腐败的重要因素之一,但在针对中国官员的经验研究中,这一因素同财政分权一样,依然存在一些争议。吴一平(2008)认为政府规模能够减少政府腐败程度;但周黎安、陶婧(2009)的研究则认为政府规模会显著加重政府的腐败程度。因此,我们在寻租方程中加入政府规模这一变量,该变量的设定与前文一致。

(3)民营化水平(*pri*)。周黎安、陶婧(2009)认为,民营化可能对政府腐败行为产生两方面的影响:一方面,民营经济的发展能够增加市场竞争程度,这种外生的市场竞争程度会通过减少企业利润而减少其向政府行贿的支付能力;另一方面,政府掌握着大量民营企业创立和发展所需要的经济和行政资源,为了得到这些资源,民营企业会趋向于向掌握资源的官员行贿。鉴于这样的考虑,我们在寻租方程中引入了民营化水平这一变量,用各地区私营企业从业人员和个体从业人员占总从业人员的比重来度量,数据来自于各年度的《中国统计年鉴》。

(4)对外开放(*open*)。基于跨国数据的研究表明,一个国家的腐败会随着其经济开放度的增加而降低(Laffont & Guessan, 1999)。周黎安、陶婧(2009)也指出,随着中国对外开放程度的不断提高,政府进一步放松了贸易管制,在关税减让、取消数量限制和增加贸易透明度方面采取了积极的应对措施,这使得贸易过程中政府的寻租空间大大缩小。对外开放的度量指标与数据来源与前文一致。

8. 空间权重矩阵的设置。为了度量某一地区地方政府与其相邻地区的地方政府在税收上的竞

争行为,我们需要构建空间权重矩阵。但需要指出的是,此处的“相邻”是一种广义上的“相邻”,既包含地理空间上的相邻,也包含经济空间上的相邻。事实上,研究中国地方政府财税行为策略互动的文献都强调,中国地方政府的财税策略来自于“中国式分权”下的“晋升锦标赛”所产生的激励,而非西方国家的“用脚投票”机制。所以,地方政府财税竞争所瞄准的对象并非地理上相邻的地区,而是经济上相邻的地区。因此,本文构建基于经济空间的空间权重矩阵,其形式如下:

$$w_{ij} = (1/D_{ij}) / [\sum_{j=1}^N (1/D_{ij})] \quad (22)$$

其中, $D_{ij}$ 为地区*i*和地区*j*之间的经济距离, $D_{ii} = 0, D_{ij} = |\overline{GDP}_i - \overline{GDP}_j|$ ,其中 $\overline{GDP}_i$ 表示地区*i*在样本年度里的实际GDP的平均值,该数据来源于各年度的《中国统计年鉴》。

#### 四、自然资源禀赋对地方政府行为影响的实证检验

表2给出了对式(18)的估计结果,在估计中,考虑到寻租变量使用的是各省贪污贿赂、挪用公款案件的立案数量,而《中国检察年鉴》中所提供的北京市贪污贿赂、挪用公款案件的立案数量还包括了中央国家机关的立案数,类似于周黎安、陶婧(2009)的处理,我们将北京市的数据予以剔除。因此,在后面的实证研究中,我们所使用的是30个省级地区1998—2012年共450个观测样本。此外,在估计过程中,为了便于解释,同时也为了降低异方差性,我们对除了空间权重矩阵之外的所有变量均取自然对数。

表2 式(18)的回归结果

	(1) 税收努力方程	(2) 公共支出方程	(3) 寻租方程
<i>Z</i>	-0.1162** (0.0529)	0.0935 (0.7222)	0.2884*** (0.0489)
<i>e</i>		0.2108** (0.0997)	-0.2843 (0.3086)
<i>G</i>	0.4504*** (0.1197)		0.1738** (0.0826)
<i>R</i>	0.0125 (0.0086)	-0.0784* (0.0421)	
<i>W · e</i>	0.1490** (0.0677)	0.0885 (0.1300)	
<i>W · G</i>	0.1039** (0.0552)	0.1597*** (0.0308)	
<i>fis_dec</i>	0.0974*** (0.0165)		0.8738*** (0.2006)
<i>tran</i>	-0.2153* (0.1163)		
<i>fis_scale</i>	0.3137*** (0.0391)		0.6084** (0.2897)
<i>rela_eco</i>	1.2154* (0.6671)		
<i>pop</i>	0.0306 (0.0257)		
<i>pgdp</i>		0.8302*** (0.1136)	
<i>pd</i>		0.5077*** (0.0843)	
<i>urban_pop</i>		1.1582*** (0.2012)	
<i>open</i>		1.4270*** (0.3129)	-0.2830* (0.1502)
<i>pri</i>			-0.1183** (0.0594)
<i>constant</i>	-13.4983*** (2.0918)	27.5983*** (3.7826)	5.6607*** (1.1486)
<i>N</i>	450	450	450
Adj R <sup>2</sup>	0.527	0.713	0.402

##### (一) 税收努力方程的估计结果

首先,自然资源禀赋(*Z*)对地方政府税收努力程度(*e*)存在显著的抑制作用,自然资源禀赋每增加1个百分点,将导致地方政府的税收努力程度降低0.1162个百分点,该作用在5%的显著性水平下显

著。由此可见,自然资源越丰富的地区,其地方政府的税收努力程度越低,从而证实了命题1。事实上,分析我国现行的分税制财政体制,可以发现除海洋石油资源税外,其余所有资源税收入均归地方政府所有。因此,自然资源越丰富的地区,其地方政府可

获得的支配性收入越多,税收努力程度相对较低。这使自然资源丰富的地区过度依赖于资源开发所产生的财政收入,进一步导致了自然资源的过度开发。

其次,我们来分析其他两个内生变量对税收努力程度的影响。根据表2,人均财政支出越高的地区,其地方政府税收努力程度越高,弹性系数为0.4504,且在1%的显著性水平下显著,这说明财政支出确实是地方政府税收努力程度的引致因素之一。但是,政府寻租行为( $R$ )对地方政府税收努力程度并无显著影响。

再次,来看税收努力程度和公共支出的空间溢出效应。表2的结果表明,经济上相邻地区的税收努力程度每增加1个百分点,本地区的税收努力程度将增加0.149个百分点,该作用在5%的显著性水平下显著。该结果表明地方政府间在税收努力程度上存在策略互动,这也从一个侧面说明了中国的省级政府存在税收竞争。事实上,国外有关税收竞争的文献多是基于税率展开的,但中国地方政府的名义税率是相同的,因此当前关于中国地方政府税收竞争多是基于最终的税收收入而展开的,但这显然容易受到税基的影响。由于税收努力程度的差异实际上体现的就是地方政府实际税率的差异,因此,税收努力程度的策略互动也就能更好地反映出地方政府的税收竞争。此外,表2的结果还表明,经济上相邻地区的公共支出每增加1个百分点,本地区的税收努力程度将增加0.1039个百分点<sup>⑥</sup>。

最后,我们来看其他控制变量对税收努力程度的影响。财政分权( $fis\_dec$ )对税收努力程度存在显著的促进作用,其弹性系数为0.0974,说明财政分权提高1个百分点,税收努力程度提高0.0974个百分点。由于我们使用的是“财政自给率”来度量财政分权,该指标为地方政府自有收入占本级政府总支出的比重。因此,该比重越高,说明本级支出中对自有收入的依赖程度越高,对中央转移支付依赖程度也就越低,为了给地方支出融资,税收努力程度也就相对较高。转移支付( $tran$ )对税收努力程度的作用为负,而且在10%的显著性水平下显著,该结论与范子英(2011)的结论是一致的,即地方政府往往倾向于用转移支付去替代本地税收,这也证实了“粘蝇效应”在中国省际层面是存在的。政府规模( $fis\_scale$ )对地方政府税收努力程度存在显著的促进作用,其弹性系数为0.3137。这说明政府规模越大,

地方政府的财政供养压力就越大,其税收努力程度就越高。相对经济规模( $rela\_eco$ )对地方政府税收努力程度的弹性系数为1.2154,在10%的显著性水平下显著,但人口总量对地方政府的税收努力程度的影响并不显著。

## (二)公共支出方程的估计结果

根据表2的估计结果,自然资源禀赋( $Z$ )对公共支出的弹性系数为0.0935,但该系数并不显著。由此可见,自然资源禀赋对地方政府的支出既无挤出效应,也无挤入效应。这是否说明命题2并不成立?并不一定,这是因为得出三个命题的方程(5)、(6)和(7)的右边均不包含除了资本存量 $K$ 之外的其他内生变量。因此,这三个方程中自然资源禀赋对税收努力程度、公共支出和寻租行为的作用均是总效应,即包含了直接效应和间接效应。但在表2第二列的结果中,我们只列出了自然资源禀赋对公共支出的直接效应,虽然这个作用不显著,但自然资源禀赋可能通过影响税收努力程度进而影响公共支出,也可能通过影响寻租行为来影响公共支出,只要自然资源禀赋对其他内生变量以及内生变量之间均存在显著作用,我们就无法拒绝自然资源禀赋对公共支出存在间接作用的假设。

从公共支出方程的其他两个内生变量的系数估计结果来看,税收努力程度( $e$ )越高的地区,地方政府的人均支出越高,这说明地方政府的支出行为确实存在“量入为出”的特征。税收努力程度越高,在税基给定的情况下,税收收入就越高,从而支出也就相应会增加。此外,寻租行为( $R$ )对公共支出存在显著的抑制作用,其弹性系数为0.0784,结合税收努力方程中寻租行为的作用,可以发现,寻租行为主要在支出领域产生影响。

此外,经济相邻地区的公共支出对本地区的公共支出存在显著影响,这证实了地方政府间所存在的支出竞争行为。但是,经济相邻地区的税收努力程度对本地区的公共支出并无显著的直接影响。当然,我们也要注意,这并不代表相邻地区的税收努力程度对本地区公共支出不存在其他途径的间接影响。如相邻地区的税收努力程度会通过影响相邻地区的公共支出并进而通过支出竞争影响本地区的公共支出,正如前文所言,我们只是估计了变量之间的直接影响,但并未给出间接作用。

从公共支出方程的其他控制变量的估计结果来看,人均GDP( $pgdp$ )、人口密度( $pd$ )、城市化水平

(*urban\_pop*)和对外开放水平(*open*)的提高均能显著提高人均公共支出水平,这些结论与研究公共支出影响因素的文献是基本一致的。

### (三)寻租方程的估计结果

由表2可知,自然资源禀赋(*Z*)对地方政府的寻租行为存在显著影响,自然资源禀赋每提高1个百分点,寻租行为会增加0.2884个百分点,从而验证了命题3。当前政府的行政权力对资源配置的干预过多、过深,为寻租性腐败提供了滋生的土壤。近年来,山西、内蒙古等地区的“塌方式”腐败也证实了这一点。税收努力程度(*e*)对地方政府的寻租行为没有显著影响,但是,公共支出(*G*)对寻租行为有显著影响,人均公共支出每增加1个百分点,寻租行为就会增加0.1738个百分点。由于当前对我国政府支出行为、政府采购行为以及政府预算缺乏严格地监管,致使腐败行为广泛存在。

其他控制变量中,财政分权显著恶化了地方政府的寻租行为,这与吴一平(2008)的研究结果是一致的。同样,政府规模越大,地方政府的寻租行为也就越严重,这一结果与周黎安、陶婧(2009)的结果也是一致的。此外,我们还发现,

民营化水平和对外开放水平均能显著抑制寻租行为的发生。

### (四)稳健性分析

在实证分析中,我们利用估算得到的税收努力程度来表征地方政府的实际税率,刻画地方政府在统一的名义税率下的征税主观行为。但是,税收努力程度的估计量容易受到控制变量的影响,例如,在估算地方政府税收努力程度的式(21)中,我们引入了各地区的国内生产总值,国内生产总值对预期税收收入的影响在于前者体现了一个地区的税基。但正如胡祖铨等(2013)所言,对地方政府税收努力程度的研究应当剔除国税收入的作用,因为后者不属于地方政府可直接支配的,对地方政府的税收努力程度的影响较小。国税收入主要来自于增值税,而增值税的税基则主要对应着第二产业。因此,类似于胡祖铨等(2013)的处理,我们在估计地方政府的税收努力程度时,将式(21)中的国内生产总值改为第一产业和第三产业的国内生产总值,重新对式(21)进行估算,并在此基础上重新估算地方政府的税收努力程度,进而对式(16)进行再次估算,检验估计结果的稳健性。

表3 式(18)的再回归:基于调整后的税收努力程度

	(1)税收努力方程	(2)公共支出方程	(3)寻租方程
<i>Z</i>	-0.1387* (0.0775)	0.0934(0.7230)	0.2880*** (0.0473)
<i>e</i>		0.1855* (0.1004)	0.0821(0.1186)
<i>G</i>	0.2158*** (0.0613)		0.1725** (0.0817)
<i>R</i>	0.0713(0.0689)	-0.0783* (0.0425)	
<i>W · e</i>	0.1207*** (0.0294)	0.0609* (0.0322)	
<i>W · G</i>	0.0926** (0.0430)	0.1533*** (0.0317)	
<i>fis_dec</i>	0.1035*** (0.0122)		0.8742*** (0.2046)
<i>tran</i>	-0.0874** (0.0339)		
<i>fis_scale</i>	0.0740*** (0.0182)		0.2090** (0.1097)
<i>rela_eco</i>	0.8791(0.7189)		
<i>pop</i>	-0.2430(0.1932)		
<i>pgdp</i>		0.8319** (0.1147)	
<i>pd</i>		0.5059*** (0.0836)	
<i>urban-pop</i>		1.1573*** (0.1942)	
<i>open</i>		1.4238*** (0.3106)	-0.2833* (0.1501)
<i>pri</i>			0.1125** (0.0589)
<i>constant</i>	-34.0872*** (4.1733)	27.5999*** (3.7814)	5.6644*** (1.1490)
<i>N</i>	450	450	450
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.433	0.712	0.400

我们重点关注税收努力方程中系数估计结果的变动。首先,自然资源禀赋对税收努力程度依然存在显著的抑制作用,只是其弹性系数由-0.1162变为-0.1387,显著性水平由5%变为10%。同样,公共支出对税收努力程度依然存在显著的促进作用,其显著性水平依然为1%;而政府寻租行为对税收努力程度的影响依然不显著。相邻地区的税收努力程度和公共支出对本地区的税收努力程度依然存在显著的正向作用,只是税收努力程度的空间自相关系数的显著性水平有所变动。在税收努力程度方程的其他控制变量中,财政分权、转移支付和政府规模依然存在显著作用,但经济发展的相对水平对税收努力程度的作用不再显著。

在公共支出方程中,税收努力程度对公共支出的弹性系数为0.1855,比表2中的结果略有降低,但该作用依然是显著的。同时,相邻地区的税收努力程度( $W \cdot e$ )对本地区的公共支出的作用依然为正,只是系数由0.0885变为0.0609。在寻租方程中,税收努力程度的系数由表2中的负数变为正数,但跟表2中一样,该系数依然不显著。因此,税收努力程度对政府寻租行为的直接影响依然不显著。

除了上述跟税收努力程度有关的变量系数之外,其他变量系数的大小、方向和显著性水平均没有太大变动。由此可见,在改变了税收努力程度的估算方式后,除了个别控制变量的系数有比较明显的变动之外,自然资源禀赋的系数以及内生变量的系数均未发生显著变动,从而说明了前文结论的稳健性。

## 五、对“资源诅咒”的再检验

为了进一步了解自然资源禀赋是否会通过对政府行为的影响来进一步影响地区经济? 换句话说讲,自然资源是否会通过政府行为这一“导体”作用于地区经济,从而对地区经济产生诅咒行为? 为了对这一机制进行检验,构建如下计量模型:

$$g\_pgdp_{it} = \alpha_1 Z_{it} + \alpha_2 e_{it} + \alpha_3 Z_{it} e_{it} + \Gamma'_{it} \lambda + \epsilon_{1it} \quad (23)$$

$$g\_pgdp_{it} = \beta_1 Z_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 Z_{it} R_{it} + \Gamma'_{it} \lambda + \epsilon_{2it} \quad (24)$$

其中, $g\_pgdp$ 是各地区人均GDP的增长率, $\epsilon_1$ 和 $\epsilon_2$ 为随机扰动项。 $\Gamma$ 是对人均GDP增长率有影响的控制变量集合。在现有文献中,一般认为对人均产出增长率有影响的因素包括物质资本投资、人力资本投资、对外开放水平、技术创新能力和市场

化水平等。物质资本投资用全社会固定资产投资占GDP比重来度量,用 $inv\_gdp$ 表示;人力资本水平用高校在校生人数占该地区年末人口总数的比重来度量,用 $hum$ 表示;对外开放水平用进出口额占GDP比重来度量,用 $trade\_GDP$ 表示;技术创新能力用各地区R&D机构从业人员占该地区年末人口总数的比重来度量,用 $tech$ 表示;市场化水平用各地区的民营化水平来度量<sup>①</sup>,并用各地区私营企业从业人员和个体从业人员占总从业人员的比重来度量民营化水平,该变量用 $pri$ 来表示。这5个变量的数据均来自于各年度的《中国统计年鉴》。由于变量 $g\_pgdp$ 本身就表征了增长率,因此,对式(23)和(24)中除 $g\_pgdp$ 的所有变量均取自然对数。

表4 “资源诅咒”命题的检验结果

	(1)	(2)
$Z$	0.0813* (0.0428)	0.0870* (0.0469)
$e$	0.0117** (0.0053)	
$R$		-0.0937*** (0.0174)
$Z \cdot e$	0.0025** (0.0012)	
$Z \cdot R$		-0.0170* (0.0093)
$inv\_gdp$	0.1730*** (0.0352)	0.1527*** (0.0209)
$hum$	0.0755** (0.0376)	0.0604* (0.0315)
$trade\_GDP$	0.3019*** (0.04913)	0.2854*** (0.0428)
$tech$	0.0274 (0.0199)	0.0447 (0.0825)
$pri$	0.0988*** (0.0273)	0.1050*** (0.02246)
$constant$	0.0285*** (0.0047)	0.0376*** (0.0050)
N	420	420
$R^2$	0.5227	0.5084
Sargen 检验 p 值	0.3055	0.3217

在对式(22)的估计中,一个很明显的问题是解释变量的内生性,例如人均GDP的增长率对人均公

共支出、税收努力程度、物质资本投资等变量均可能存在影响,为了解释解释变量的内生性,我们通过对解释变量寻找合适的工具变量,并使用两阶段最小二乘法(2SLS)得到参数的无偏一致估计。由于式(22)中可能存在内生性的解释变量数量较多,想要给每个变量寻找一个合适的工具变量是比较困难的。因此,我们参照现有文献的常用做法,取存在内生性变量的一阶滞后项作为其工具变量(林毅夫、姜烨,2006)。

我们使用 Cragg-Donald Wald F 统计量检验工具变量是否是弱工具变量,其原假设是“工具变量是弱工具变量”。检验结果表明 Cragg-Donald Wald F 统计量大于 Stock-Yogo 检验 1% 显著性水平上的临界值,因此在 1% 的显著性水平下拒绝工具变量是弱识别的假定。此外,还需要检验工具变量是否是过度识别的,表 4 是 Sargan 检验的结果。由表 4 可知,式(23)和(24)所使用的工具变量均不存在过度识别的问题。

表 4 中的列(1)和(2)分别表示对式(23)和(24)的两阶段最小二乘估计的结果。我们发现,不管引入哪些解释变量,自然资源禀赋对 GDP 的增长速度均存在促进作用,人均资源产出每增长 1 个百分点,人均 GDP 的增长速度将提高 0.08~0.09 个百分点,该作用在 10% 的显著性水平下显著。该结论同邵帅、杨莉莉(2010)的结论是一致的,即自然资源本身不会对经济增长产生诅咒作用,反而是经济增长的“福音”。

此外,根据列(1)的结果,税收努力程度的提高对地区经济增长存在显著的促进作用。我们认为,税收努力程度对地方政府存在两个方面的作用:一方面,较低的税收努力程度往往能吸引资本流入,带来经济增长。事实上,中国的地方政府在招商引资中最常使用的工具之一就是税收优惠。但另一方面,较低的税收努力程度往往会带来地方财政收入以及财政支出的减少,而财政支出被大量文献证实是推动中国地区经济增长的重要途径之一。由此可见,在当前的地方经济中,降低税收努力程度通过前一种作用机制对经济增长所产生的促进作用没有后一种机制所产生的经济增长抑制作用大<sup>⑥</sup>。此外,税收努力程度与自然资源禀赋的交叉项系数也显著为正。根据式(23),自然资源对经济增长的边际效应为

$$\partial g\_pgdp/\partial Z = \alpha_1 + \alpha_2 \partial e/\partial Z + \alpha_3 Z_u (\partial e/\partial Z) + \alpha_3 e。$$

由于  $\alpha_2 > 0$ ,  $\alpha_3 > 0$  且  $\partial e/\partial Z < 0$ , 可知自然资源

禀赋对税收努力程度的抑制作用会对经济增长产生两个方面的“诅咒”效应:首先,由于式(23)中税收努力程度的系数为正,因此,自然资源禀赋会通过降低税收努力程度而减弱经济增长速度;其次,自然资源禀赋对税收努力程度的负向边际作用( $\partial e/\partial Z < 0$ )会通过降低自然资源禀赋对经济增长的促进作用。从这两个途径看,虽然自然资源禀赋本身是经济增长的“福音”,但这种作用会由于自然资源禀赋对政府税收努力程度的抑制作用而减弱。

根据列(2)的结果,地方政府的寻租行为对地区经济增长存在显著的抑制作用,腐败行为每提高 1 个百分点,将导致人均 GDP 的增速降低 0.0937 个百分点。此外,自然资源禀赋和寻租行为的交叉项也显著为负。与上面的分析思路一样,我们也可以发现自然资源禀赋会利用寻租行为这个传导机制从两个方面对经济增长产生抑制作用:首先, $\partial e/\partial R > 0$ ,意味着自然资源越丰富,寻租行为越突出。由于寻租行为会抑制经济增长,因此从这个途径看,自然资源禀赋会通过寻租行为抑制经济增长。其次,在式(24)中,自然资源禀赋对经济增长的边际效应为

$$\begin{aligned} \partial g\_pgdp/\partial Z = & \beta_1 + \beta_2 \partial R/\partial Z \\ & + \beta_3 Z_u (\partial R/\partial Z) + \beta_3 R, \end{aligned}$$

由于  $\beta_2 < 0$ ,  $\beta_3 < 0$  且  $\partial R/\partial Z > 0$ , 自然资源禀赋对寻租行为的作用会抵消一部分自然资源禀赋对经济增长的促进作用。

通过上面的分析,我们可以发现,自然资源禀赋本身对经济增长并不存在“诅咒”效应,反而是经济增长的“福音”。但是,自然资源禀赋会通过政府对政府行为的作用而削弱自身对经济增长的作用。因此,只有切断自然资源对地方政府行为的影响,方能将自然资源禀赋这一自然财富的作用最大程度地发挥出来。

## 六、结论与政策启示

自然资源与经济发展之间的问题是发展经济学家普遍关心的一个问题,目前,关于自然资源对经济发展是否存在“诅咒”效应,研究者基于不同的数据、度量指标得出的结论不尽相同。梳理现有文献,我们大致可以发现这样一个被广泛认可的观点,即资源本身不会对经济发展产生“诅咒”效应,但对资源的过度依赖则会影响经济的可持续发展。

在中国的地区经济发展中,地方政府行为这种“看得见的手”扮演着重要角色,但自然资源对地方政府行为是否存在影响?这一问题被现有文献所忽

视。为了弥补现有文献在这方面的不足,本文构建了一个简单的理论模型分析了自然资源禀赋对地方政府税收行为、公共支出行为和寻租行为的影响,并基于中国的省级面板数据对所得到的理论假设进行了实证分析;在此基础上,我们进一步分析了自然资源禀赋是否会通过影响政府行为对经济发展产生影响。

理论分析表明,自然资源禀赋会抑制地方政府的征税努力,但对公共支出的供给存在促进作用,同时,自然资源禀赋还会恶化地方政府的寻租行为。虽然我们没有在针对中国省级地区的经验研究中发现自然资源禀赋对公共支出产生直接作用的证据,但我们发现自然资源禀赋确实显著影响了地方政府的税收努力程度和寻租行为。这样的发现为我们研究自然资源对经济发展的作用提供了新的线索。进一步发现,自然资源禀赋本身确实对经济增长有促进作用,但自然资源禀赋对政府行为的作用却抑制了自然资源禀赋对经济增长的促进作用。

由此可见,自然资源对经济发展确实是“福音”,但这种作用会由于其对政府行为的影响而被削弱。因此,要充分发挥出自然资源禀赋对经济发展的推动力,就必须切断自然资源禀赋对地方政府行为的影响,否则,自然资源禀赋对地区经济发展就有可能由“福音”转化为“毒药”。

#### 注:

- ①之所以将模型简化为封闭经济,是因为在开放经济中,尽管存在劳动力和资本的国际流动,但这种流动对总产出的冲击相对较小。一方面,根据著名费尔德斯斯坦-霍里奥卡(Feldstein-Horioka)之谜,我们知道,国家间的资本流动量相对一国的资本存量而言依然相对较小;另一方面,国家间的劳动力流动量也不大。以欧盟为例,欧盟统计局的资料显示,欧盟居民中大约3%为移民,对总的劳动力的影响不会太大。
- ②这种“相邻”可能是地理空间上的“相邻”,也可能是经济空间、制度空间或者是文化空间上的“相邻”,下文的空间权重矩阵的设置中对这一点将作详细介绍。
- ③由于税收能力被定义为预期税收收入与GDP的比值,而GDP的数据可以根据官方统计数据得到,因此对税收能力的估算实际上就等同于预期税收收入的估算。
- ④也称为“税柄法”(Tax Handles)。
- ⑤我国现行的中央财政转移支付制度比较复杂,既包括旨在增强地方财力均等化以及矫正外部性的财力性和专项转移支付,也包括意在照顾传统财政体制下地方政府既得利益的税收返还。由于缺乏数据,本文只考虑了中央财政转移支付总额剔除税收返还的影响。目前,我国实务部门主要使用这一口径来度量中央财政转移支付规模。

⑥当然,由于我们估计的是结构式联立方程的参数,而非简约式方程的系数,因此,系数反映的只是变量之间的直接作用。事实上,经济相邻地区的公共支出对本地区税收努力程度还存在诸多间接作用机制。比如,由于公共支出对税收努力程度的影响,经济相邻地区的公共支出越高,相邻地区的税收努力程度就越高,由于地区间税收努力程度策略互动的存在,从而导致本地区税收努力程度越高;再如,地区间公共支出同样存在策略互动,这一点我们在后文中公共支出方程的实证结果分析中予以介绍,因此,相邻地区公共支出越高,那么本地区的公共支出就越高,从而本地区税收努力程度就越高。当然,还会存在其他机制,比如通过对寻租行为产生影响,从而影响本地区的税收努力程度等等。其他变量之间同样存在复杂的间接传导机制,但由于我们无法给出空间联立方程模型的简约式,因此,实证分析中给出的均是基于结构式方程的直接作用系数。

⑦虽然这两个指标的内涵并不完全一致,但民营化水平是度量市场化水平的一个重要子指标。例如,樊纲等人发布的《中国市场化指数》系列报告中,第二个子指标就是非国有经济发展。但由于《中国市场化指数》只发布了2010及其之前年份的省级地区市场化指数,没有2011年和2012年的数据,所以本文用民营化水平来表征市场化水平。

⑧“集聚租”理论告诉我们,由于集聚经济的存在,产业集聚地区的地方政府不需要降低税收也能够吸引资本流入,从这个角度看,降低税收努力程度对资本的吸引力会被集聚经济削弱(Brühlhart et al, 2012; Koh et al, 2013)。

#### 参考文献:

- 安体富,2002:《如何看待近几年我国税收的超常增长和减税问题》,《税务研究》第8期。
- 陈抗 A. L. Hillman 顾清扬,2002:《财政集权与地方政府行为变化——从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》第1期。
- 丁菊红 邓可斌,2007:《政府干预、自然资源与经济增长:基于中国地区层面的研究》,《中国工业经济》第7期。
- 范子英,2013:《转移支付、基础设施投资与腐败》,《经济社会体制比较》第2期。
- 方颖 纪衍 赵扬,2011:《中国是否存在“资源诅咒”》,《世界经济》第4期。
- 傅勇 张晏,2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长竞争的代价》,《管理世界》第3期。
- 郭庆旺 贾俊雪,2009:《地方政府间策略互动行为、财政支出竞争与地区经济增长》,《管理世界》第10期。
- 胡鞍钢,2000:《腐败:中国最大的社会污染》,《国际经济评论》第2期。
- 胡援成 肖德勇,2007:《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》,《管理世界》第4期。
- 胡祖赓 黄夏岚 刘怡,2013:《中央对地方转移支付与地方征

- 税努力——来自中国财政实践的证据》，《经济学(季刊)》第3期。
- 李涛 黄纯纯 周业安, 2011:《税收、税收竞争与中国经济增长》，《世界经济》第4期。
- 李涛 周业安, 2008:《财政分权视角下的支出竞争和中国经济增长》，《世界经济》第11期。
- 李天籽, 2007:《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》，《经济科学》第6期。
- 吕冰洋 郭庆旺, 2011:《中国税收高速增长的源泉: 税收能力和税收努力框架下的解释》，《中国社会科学》第2期。
- 聂辉华, 2014:《腐败对效率的影响: 一个文献综述》，《金融评论》第1期。
- 乔宝云 范剑勇 彭骥鸣, 2006:《政府间转移支付与地方财政努力》，《管理世界》第3期。
- 邵帅 齐中英, 2008:《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》，《经济研究》第4期。
- 邵帅 杨莉莉, 2010:《自然资源丰裕、资源产业依赖于中国区域经济增长》，《管理世界》第9期。
- 沈坤荣 付文林, 2005:《中国的财政分权制度与地区经济增长》，《管理世界》第1期。
- 吴一平, 2008:《财政分权、腐败与治理》，《经济学(季刊)》第3期。
- 徐静, 2012:《政府公共支出结构对腐败的影响效应分析》，《中南财经政法大学学报》第2期。
- 徐康宁 韩剑, 2005:《中国区域经济的“资源诅咒”效应: 地区差距的另一种解释》，《经济学家》第6期。
- 徐康宁 王剑, 2006:《自然资源丰裕程度与经济发展水平关系的研究》，《经济研究》第1期。
- 杨灿明 孙群力, 2008:《外部风险对中国地方政府规模的影响》，《经济研究》第9期。
- 杨灿明 赵福军, 2004:《行政腐败的宏观经济学分析》，《经济研究》第9期。
- 张恒龙 陈宪, 2007:《政府间转移支付对地方财政努力与财政均等的影响》，《经济科学》第1期。
- 张军 等, 2007:《中国为什么拥有了良好的基础设施?》，《经济研究》第3期。
- 周黎安, 2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》，《经济研究》第6期。
- 周黎安 陶婧, 2009:《政府规模、市场化与地区腐败问题研究》，《经济研究》第1期。
- Ansari, M. (1982), “Determinants of tax ratio: A cross-country analysis”, *Economic and Political Weekly* 17 (25): 1035—1042.
- Aslaksen, S. (2010), “Oil and democracy: More than a cross-country correlation?”, *Journal of Peace Research* 47(4): 421—431.
- Auty, R. M. (1990), *Resource-Based Industrialization: Sowing the Oil in Eight Developing Countries*, Oxford University Press.
- Auty, R. M. (1993), *Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis*, London: Routledge.
- Auty, R. M. (2001), *Resource Abundance and Economic Development*, Oxford University Press.
- Banerjee, A., R. Hanna & S. Mullainathan (2013), “Corruption”, in: R. Gibbons & J. Roberts (eds.), *Handbook of Organizational Economics*, Princeton University Press.
- Blanchard, O. & A. Shleifer (2001), “Federalism with and without political centralization: China versus Russia”, *IMF Staff Papers* 48(4): 171—179.
- Brennan, G. & J. J. Pincus (1996), “A minimalist model of Federal grants and flypaper effects”, *Journal of Public Economics* 61(2): 229—246.
- Brühlhart, M., M. Jametti & K. Schmidheiny (2012), “Do agglomeration economies reduce the sensitivity of firm location to tax differentials?”, *Economic Journal* 122 (563): 1069—1093.
- De Feranti, D. et al (2002), “From natural resources to the knowledge economy”, *World Bank Latin American and Caribbean Studies*, the World Bank, Washington, DC.
- Ding, N. & B. C. Field (2005), “Natural resource abundance and economic growth”, *Land Economics* 81 (4): 496—502.
- Ebel, R. D. & S. Yilmaz (2002), “On the measurement and impact of fiscal decentralization”, in: R. M. Bird et al (eds.), *Public Finance in Developing and Transitional Countries: Essays in Honor of Richard Bird*, Edward Elgar.
- Fan, R., Y. Fang & S. Y. Park (2012), “Resource abundance and economic growth in China”, *China Economic Review* 23(3): 704—719.
- Frye, T. & A. Shleifer (1997), “The invisible hand and the grabbing hand”, *American Economic Review* 87(2): 354—358.
- Gylfason, T. (2000), “Resources, agriculture, and economic growth in economies in transition”, *Kyklos* 53(4): 545—580.
- Gylfason, T. (2001), “Natural resources, education and economic development”, *European Economic Review* 45(4—6): 847—859.
- Habakkuk, H. J. (1962), *American and British Technology in the Nineteenth Century*, Cambridge University Press.
- Isham, J. et al (2005), “The varieties of resource experience: Natural resource export structure and the political economic growth”, *World Bank Economic Review* 19(2): 141—174.



- Jensen, N. & L. Wantchekon(2004), "Resource wealth and political regimes in Africa", *Comparative Political Studies* 37(7):816—841.
- Kaufmann, D. & S. Wei(1999), "Does 'grease money' speed up the wheels of commerce?", NBER Working Paper, No. 7093.
- Kelejian, H. H. & I. R. Prucha(2004), "Estimation of simultaneous systems of spatially interrelated cross sectional equations", *Journal of Econometrics* 118(1—2):27—50.
- Koh, H-J, N. Riedel & T. B? hm(2013), "Do governments tax agglomeration rents?", *Journal of Urban Economics* 75(c):92—106.
- Laffont, J-J. & T. N. Guessan(1999), "Competition and corruption in an agency relationship", *Journal of Development Economics* 60(2):271—95.
- Lane, P. R. & A. Tornell(1996), "Power, growth, and the voracity effect", *Journal of Economic Growth* 1(2):213—41.
- Learner, E. E. et al(1999), "Does natural resource abundance increase Latin American income inequality?" *Journal of Development Economics* 59(1):3—42.
- Lederman, D. & W. F. Maloney(2003), "Trade structure and growth", *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 3025.
- Leite, C. & J. Weidmann(1999), "Does mother nature corrupt? Natural resources, corruption and economic growth", IMF Working Paper, No. 99P85.
- Lin, J. Y. & Z. Liu(2000), "Fiscal decentralization and economic growth in China", *Economic Development and Cultural Change* 49(1):1—21.
- McKinnon, R. (1997), "Market-preserving fiscal federalism in the American monetary union", In: B. Mairo & T. Ter-Minassian (eds.), *Macroeconomic Dimensions of Public Finance*, New York: Routledge.
- Mauro, P. (1995), "Corruption and growth", *Quarterly Journal of Economics* 110(3):681—712.
- Norman, C. S. (2009), "Role of law and resource curse: Abundance versus intensity", *Environment Resource Economics* 43(2):183—207.
- Oates, W. E. (1985), "Searching for Leviathan: An empirical study", *American Economic Review* 75(4):748—757.
- Papyrakis, E. & R. Gerlagh (2007), "Resource abundance and economic growth in the United States", *European Economic Review* 51(4):253—282.
- Perez-Sebastian, F. & O. Raveh (2014), "The natural resource curse and fiscal decentralization", OxCarre Research Paper, No. 112.
- Qian, Y. & G. Roland (1998), "Federalism and the soft budget constraint", *American Economic Review* 88(5):1143—1162.
- Rey, S. J. & M. G. Boarnet(2004), "A taxonomy of spatial econometric models for simultaneous equations systems", in: L. Anselin et al(eds.), *Advances in Spatial Econometric: Methodology, Tools, and Applications*, Berlin: Springer.
- Rosenstein-Rodan, P. N. (1943), "Problems of industrialization of Eastern and South-Eastern Europe", *Economic Journal* 53(210—211):202—211.
- Ross, M. L. (2001), "Does oil hinder democracy?", *World Politics* 53(3):325—361.
- Sachs, J. D. & A. Warner(1995), "Natural resource abundance and economic growth", NBER Working Paper, No. 5398.
- Sachs, J. D. & A. Warner(1997), "Fundamental sources of long-run growth", *American Economic Review* 87(2):184—188.
- Sachs, J. D. & A. Warner(1999), "The big push, natural resource booms and growth", *Journal of Development Economics* 59(1):43—76.
- Sala-i-Martin, X. & A. Subramanian(2003), "Addressing the natural resource curse: An illustration from Nigeria", NBER Working Paper, No. 9804.
- Shleifer, A. (1997), "Agenda for Russian reforms", *Economics of Transition* 5(1):227—231.
- Shleifer, A. & R. Vishny(1993), "Corruption", *Quarterly Journal of Economics* 108(3):599—617.
- Weingast, B. R. (1995), "The economic role of political institutions: Market-preserving federalism and economic development", *Journal of Law and Economic Organization* 11(1):1—31.

(责任编辑:钟培华)