
中国是否存在“资源诅咒”

方颖 纪衍 赵扬*

内容提要 本文利用中国 95 个地级市或地级以上城市的横截面数据研究了“资源诅咒”假说在中国是否成立的问题。检验结果表明,当以人均概念衡量自然资源丰裕程度时,自然资源的丰裕程度与经济增长之间并无显著的负相关关系,“资源诅咒”假说在中国城市层面上不成立。通过设置反映资源丰裕程度的省级虚拟变量,在控制了各种影响经济增长的长期因素以后,我们仍然发现资源丰裕城市对省内其他城市存在正向的“溢出”效应。通过对传导途径的进一步分析,我们发现资源丰裕城市可以显著促进省内其他城市的工业化进程。

关键词 资源诅咒 外溢效应 大推进

一 引言

“资源诅咒”这一命题最早出现于 Auty(1993)的文献,其涵义为自然资源丰裕的国家反而比自然资源相对贫乏的国家经济增长得更慢。在此之前,大多数发展经济学家都强调自然资源对一国经济增长的积极作用(Rosenstein-Rodan, 1943; Murphy et al., 1989)。但是进入 20 世纪 70 年代,资源相对贫乏的亚洲四小龙——日本、中国台湾、新加坡、中国香港——的迅速崛起以及资源丰裕的墨西哥、委内瑞拉、尼日利亚等拉美经济体的没落令经济学家们不得不重新审视资源在长期经济增长过程中扮演

* 方颖:厦门大学王亚南经济研究院 通讯地址:福建厦门大学经济楼 A306室 361005 电话:0592-2181763 电子信箱:yifst@gmail.com;纪衍:荷兰 Tilburg University;赵扬:中国国际金融有限公司研究部。

本研究得到国家自然科学基金面上项目(#70971113)和厦门大学中央高校基本科研业务费专项资金(#1231-ZK1001)资助。

的角色。

资源为什么对经济增长产生“诅咒”，学者们对此的解释众说纷纭。社会学家认为“轻易得到的富裕会导致懒惰”。另一些解释则源于政治学领域，如 Gelb(1988)和 Auty(1990, 2001)分析了“资源诅咒”的政治传导机制，认为资源丰裕的国家比资源贫乏的国家更容易出现寻租行为，因为政府更倾向于摄取自然资源禀赋所带来的租金。Angrist和 Kugler(2008)则强调丰裕的自然资源反而导致更频繁的政治和军事冲突，从而发生所谓的“资源诅咒”。

经济学家对于“资源诅咒”的解释更为多样化。但概括而言，“资源诅咒”之所以发生的原因在于丰裕的自然资源通过某种机制“挤出”了其他生产性的组织或经济活动。比如，Matsuyama(1992)将整个经济分成农业和制造业两个部门。由于制造业具有“干中学”的性质，如果一国的制造业被更多体现资源优势的初级产业所挤出，那么该国的经济增长就会下降。Sachs和 Warner(1995, 1997, 1999, 2001)认为现代经济增长的一个惊人特征是拥有丰裕资源的国家比资源贫乏的国家发展得更慢。他们以初级产品出口额占 GDP的比重来代表一个国家的资源丰裕程度，利用 97 个国家的横截面数据研究发现：1971 年自然资源和 GDP 的比值更高的国家，在 1971 至 1989 年间的经济增长率更低。即使控制了最初人均收入、贸易政策、政府效率、投资率等其他变量之后，这种负效应仍然存在。他们提出了“荷兰病内生经济增长模型”来解释这种现象。在荷兰病增长模型中，一个国家有三个部门：可贸易的自然资源部门、可贸易的非自然资源部门以及不可贸易的部门。自然资源禀赋越大，对不可贸易产品的需求就越大，从而分配给制造业部门的劳动力和资本就越少。因此，资源丰裕的国家在可贸易产品中更注重自然资源部门而不是制造业，从而导致制造业的萎缩以及不可贸易部门的扩张。但是，由于初级品的价格低于制造业，再加上许多国家对初级品进口采取保护政策，最终导致自然资源丰裕国家的经济发展出现停滞。

Sachs和 Warner(2001)进一步检验了自然资源丰裕程度对经济增长的间接效应，即丰裕的自然资源主要通过挤出促进经济增长的活动来阻碍经济增长。如果国家在拥有丰裕自然资源的同时仍然保持促进经济增长的活动，它们就不容易出现“资源诅咒”的情况。例如，挪威将它们丰富的石油储备转化为外汇，从而保护它们的经济不受突然的收入增长影响。“资源诅咒”的间接传导途径主要有以下几个：首先，由于丰富的自然资源而使得当地居民的收入显著提高，从而使人们忽视良好的经济管理、社会平等以及有效率的政府机构对长期经济增长的重要作用 (Sachs and Warner, 1995; Gylfason, 2001)，误导人们产生一种虚假的安全感，并减弱人

们对投资、高级劳动力和推动经济增长策略的需要。其次, 本币升值会损害制造业并且导致出口结构向资源密集型产品倾斜。自然资源丰裕的国家往往会面临制造业和其他非原材料产品出口的减少, 而这些产品都具有技术溢出和“干中学”的特征 (Sachs and Warner, 1995, 1999, Gylfason, 2001)。最后, 自然资源也会吸引潜在的创新者在资源部门工作从而挤出企业活动和创新行为, 造成资金从研发部门向初级产品部门转移 (Sachs and Warner, 2001)。在控制了地理和气候等解释变量后, 他们发现“资源诅咒”仍然存在。

已有的研究大部分都是从跨国角度讨论“资源诅咒”是否成立, 而 Papyrak is和 Gerlagh (2007)则将对“资源诅咒”这一现象的考察进一步延伸到同一国家内的不同地区。他们利用美国 49个州的横截面数据, 根据相对收敛模型, 发现“资源诅咒”在美国的州际层面也成立。这篇文章同时考察了资源丰裕程度对投资、教育、开放程度、研发状况以及政府腐败行为等传导途径的影响, 并估计出每一个传导途径的相对影响程度。他们通过分析发现, 在美国, 自然资源的丰裕程度主要通过挤出教育投入这一传导途径来减缓经济增长的速度。扩张的初级品生产部门不需要高水平劳动力, 从而造成整个地区对教育的投资不足, 阻碍经济增长。

但是, 一些经济学家并不同意“资源诅咒”的假说。Habakkuk (1962)就认为美国的丰裕自然资源有助于解释它为何能在 19世纪赶超英国。Sala-i-Martin (1997)检验了 62种经济增长文献中常用的经济变量是否对经济增长具有显著影响。他发现初级产品占总出口的比重对经济增长具有显著负效应, GDP中采掘业的比重则具有显著的正效应。可见, 选取不同的自然资源丰裕程度的指标往往会得到不一致的结论。Alexeev和 Conrad (2009)也发现, 当自然资源以人均概念来衡量时, 在一个更长的时间段中, 石油和矿产品等自然资源对经济增长的长期影响是基本为正的。

国内许多经济学家也在关注着“资源诅咒”假说是否在中国出现 (徐康宁与王剑, 2006; 丁菊红等, 2007; 胡援成与肖德勇, 2007; 邵帅与齐中英, 2008)。现有文献多使用一个地区的采掘业占当地的工业总产值比重, 或者职工收入比重, 或者固定资产投资比重来衡量资源禀赋。由于使用省级数据作为分析的基础, 受制于样本容量的限制, 已有的中文文献基本上均使用面板数据模型。除资源丰裕度外, 还在回归方程中控制各种短期投入要素, 主要包括物质资本投入、人力资本投入和科技创新投入等。已有的中文文献大部分都支持“资源诅咒”假说。

Zhang等 (2008)研究了资源丰裕程度与中国地区间经济发展的关系。他们的研究发现在 1985至 2005年, 中国存在“资源诅咒”现象。有趣的是, 当考察 1995至

2005年的子样本时, 他们发现“资源诅咒”的现象消失了, 并将此归因于 1993年年底开始的针对石油等能源产品的价格双轨制改革。

现有文献中的数据表明, 上述这些度量资源丰裕程度的指标容易将一些资源丰富但经济发展较快的地区度量为资源匮乏的地区, 而将一些资源其实很匮乏但经济发展很缓慢的地区度量为资源丰富的地区。在计量模型选择上, 现有文献受制于样本容量, 多使用面板数据模型, 这与英文文献中普遍使用横截面模型的做法有所不同。本文详细分析了不同计量模型所代表的不同经济含义。

本文利用中国地级市的横截面数据, 重新检验了中国是否存在“资源诅咒”假说, 并详细讨论各种传导机制和相应的政策意义。本文首次使用了样本容量较大的城市数据讨论中国的“资源诅咒”问题。利用横截面计量模型, 我们发现在城市层面上中国并不存在所谓的“资源诅咒”。进一步, 本文讨论了“资源诅咒”命题是否在省级层面上成立。我们通过横截面模型中设置一个省级虚拟变量, 考察了自然资源丰裕的城市对同省其他城市的“溢出”效应, 结果发现存在正的“溢出”效应。在此基础上, 我们进一步分析了这种“溢出”效应各种可能的传导途径和相关的政策涵义。

二 现有文献的结论与问题

“资源诅咒”在中国也成立吗? 已有的文献大多认为“资源诅咒”在中国省级层面上同样成立。徐康宁与王剑(2006)利用 29个省级地区在 1995~2003年的面板数据, 发现“资源诅咒”在中国省际层面上成立, 并且主要是通过资本途径挤出制造业和技术产业, 从而制约经济增长。邵帅与齐中英(2008)通过 1991~2006年中国西部 11个省级地区的面板数据, 对西部地区的能源开发与经济增长之间的相关性及其传导机制进行了计量检验和分析, 发现自上世纪 90年代以来, 西部地区的能源开发与经济增长之间存在显著负相关性, 而能源开发在西部主要通过挤出科技创新、挤出人力资本投入以及滋生寻租和腐败从而弱化政治制度这三种传导途径阻碍经济增长, 其中影响人力资本投入是最主要的因素。丁菊红等(2007)则利用 21个城市在 1998~2002年的面板数据, 发现在控制了港口距离、政府干预、固定资产投资等因素后, 自然资源利用程度与经济增长水平间没有呈现出显著的负相关关系, 而固定资产投资增长率与教育水平等变量却与经济增长水平间呈现非常显著的正相关关系。

但是, 由于受制于数据或其他一些原因, 我们发现现有文献在自然资源禀赋度量指标的选择和计量模型的设置上存在着以下两个特点:

(一) 自然资源丰裕程度的度量指标

目前文献中使用的度量指标主要有三种: (1) 采掘业固定资产投资占固定资产投资总额的比重(徐康宁与王剑, 2006; 胡援成与肖德勇, 2007); (2) 采掘业职工收入占地区职工总收入的比重(丁菊红等, 2007); (3) 能源工业产值占工业总产值比重(邵帅与齐中英, 2008)。上述度量指标都存在一个共同的问题, 即将资源丰裕程度度量为一个和 GDP 或与 GDP 高度相关的经济变量的相对值。一个地区的 GDP 增长越快, 该地区就越倾向于被“度量”为资源相对贫乏。当人均 GDP 或 GDP 的增长率同时作为被解释变量时, 就可能存在“内生性”的问题, 从而得出“资源诅咒”的结论。为了解释所谓的“内生性”问题, 我们考虑以下两种可能成立的理论假说:

(1) Sachs 和 Warner(1995, 1997) 强调地理因素对经济增长的长期影响。以山东省为例, 山东本身具有相对丰裕的自然资源。但由于其是东部沿海省份, 经济发展比很多内地省份要快很多, 因此无论是固定资产投资总额、地区职工总收入还是工业总产值的总量都相对较大。尽管山东省绝对的自然资源丰裕程度较高, 但由于其分母较大, 就有可能反而被“度量”成自然资源相对贫乏的省份, 从而得出有利于“资源诅咒”的结论。

(2) Habakkuk(1962) 以美国为例, 强调自然资源禀赋对经济增长的促进作用。但在上述指标下, 由于美国巨大的经济总量, 资源部门产值在总体经济中只占较小的比重, 从而使美国被“度量”成一个自然资源相对贫乏的国家。

以 1991~2006 年能源工业产值占工业总产值比重的年均值与 1991~2006 年各省人均 GDP 年增长率之间的关系为例。宁夏、甘肃、青海的能源工业产值比重约在 32%~37%, 而陕西省该指标约为 23%~24%, 大大低于前者。我们能据此得出陕西省的自然资源丰裕程度低于宁夏、甘肃以及青海这一结论吗?

表 1 部分省份平均能源产量以及平均年工业总产值

	平均能源产量(亿吨)	平均年工业总产值(亿元)	比重(%)
江苏省	0.202113	11353.94	0.0018
山东省	1.104211	9509.432	0.0116
陕西省	0.491597	1283.242	0.0383
甘肃省	0.17655	823.5	0.0214
青海省	0.04606	184.3559	0.0250
宁夏回族自治区	0.127457	241.6635	0.0527

表 1 列出了山东、江苏、陕西、宁夏、甘肃、青海 6 省在 1989~2006 年平均能源产量和平均工业总产值。^① 能源产量的计算根据徐康宁与王剑 (2006) 使用的中国科学院折算公式, 即能源产量 = 原煤产量 $\times 0.714t/t$ + 原油产量 $\times 1.43t/t$ + 天然气产量 $\times 1.33P/1000m^3$, 其中 t 为吨, m^3 为立方米, 能源产量的计量单位为亿吨。经换算后发现, 山东省的平均能源产量为 1.104 亿吨, 位居 6 省第一位。这说明了山东省的自然资源绝对量在 6 省之中最为丰裕。

但是通过比重^②这一列, 我们可以发现以上所有指标中存在的问题。首先看山东和青海。山东的平均能源产量远远高于青海, 自然资源远远比青海丰裕, 但是除以平均年工业总产值后, 比重反而比青海还低。其次, 通过对江苏和宁夏的比较, 我们也能发现类似的问题。最后, 我们再比较江苏和甘肃, 江苏的能源产量略高于甘肃, 但由于江苏的平均工业总产值规模远远高于甘肃, 导致江苏的比重远远低于甘肃。山东是所有这些省份中平均能源产量最高的, 但和工业总产值的相对比重却仅高于江苏。这些导致自然资源丰裕程度错置的指标倾向于得出“资源诅咒”的结论。其实, 中文文献的结论和英文文献的已有结论并不一致。尽管许多英文文献在进行跨国研究时得到了存在“资源诅咒”的结论, 但它们大都以初级产品占总出口的比重来衡量资源的丰裕程度。当将 GDP 中采掘业的比重作为资源丰裕程度的度量指标时, 经济学家发现它对经济增长具有显著的正面影响 (Sala-i-Martin, 1997)。

(二) 面板数据模型与横截面回归模型

现有的中文文献在考察“资源诅咒”假说时大都使用省级数据。由于省级数据的样本量太小, 所有中文文献都采用了 (动态) 面板数据, 这有别于英文文献中通常所采用的横截面模型 (Sachs and Warner 1995, 1997, 1999, 2001; Papyrakis and Gerlagh, 2004, 2007; Alexeev and Conrad 2009)。经济理论认为, 资源的丰裕程度对一国或一地区的经济发展具有长期的影响。从文献中关于自然资源对经济增长传导渠道的分析中可以发现, 无论是对制度的影响还是对以制造业为代表的其他经济活动的挤出效应, 都必须在较为长期的视野中才能得到更好地反映。经济增长的横截面模型适合于考察各种长期因素对经济增长的影响, 而动态面板数据更适合考察影响经济增长的短期因素。动态面板数据往往需要设置一个不随时间变化的“固定效应”来控制个体之间的异质性。在实际估计中, 我们需要通过某种差分的方式消去“固定效应”。这

^① 由于暂无能源工业产值数据, 本文以和能源工业产值高度相关的平均能源产量代替。

^② 该比重为平均能源产量比上平均年工业总产值。虽然产量和产值量纲不同, 但由于 6 省能源产量乘以共同的价格因子 P 即为能源产值, 因此省略 P , 结果仍具可比性。

样一来,在实际回归中,因变量就转化为同一省份实际经济增长率在相邻年份间的变化,而主要自变量也转化为同一省份的资源度量在相邻年份间的变化。经过转化以后,面板数据模型实际上是利用资源度量指标在相邻年份间的变化来解释不同地区在相邻年份间实际经济增长率的变化。换言之,面板数据模型是利用资源度量的短期变化来解释经济增长的短期变化,而横截面模型是利用跨国或跨地区的资源禀赋的差异来解释不同国家或地区间的人均 GDP 差异,因此考察的是资源禀赋对于经济增长的长期影响。

三 中国是否存在“资源诅咒”

为了重新检验中国是否存在真正的“资源诅咒”,我们考虑如下的横截面计量模型:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta \ln Y_{i,1990} + \delta \text{mining}_i + \Gamma X_i + \mu_i \quad (1)$$

其中下标 i 代表城市, Y_i 为 2006 年人均 GDP, α 为常数项, $Y_{i,1990}$ 为 1990 年人均 GDP, mining 代表采掘业从业人数和当地人口数的比重, X_i 代表影响长期经济增长的其他控制变量, μ_i 为随机扰动项。上述计量模型和经济理论中的“条件收敛”模型相一致,其中我们以 1990 年各城市的人均 GDP 作为各地经济发展的初始条件,因为 1990 年基本上是大规模城市经济体制改革的起点。和(动态)面板模型相比,横截面模型更适合于估计长期经济影响,因此也和相关经济理论更为一致。

本文选取采掘业从业人员数占当地人口数比例来反映自然资源的丰裕程度。在中国的统计口径下,采掘业中包含煤炭、石油、天然气、金属和非金属矿采选业等与自然资源直接关联的细分行业,比较全面地涵盖了自然资源的各个方面,能够较为准确地代表当地自然资源的状况。以当地人口总数作为分母,和以工业总产值等作为分母相比,由于地区总人口具有相对的稳定性,能够有效避免上文中所论及的错置资源丰裕程度的问题。在资源度量指标上的看法,我们与 Alexeev 和 Conrad (2009) 完全一致。他们认为在研究资源诅咒问题时,比较好的度量指标应该是人均概念的,而不是以 GDP 为分母的,后者会倾向于得出资源效应为负的结论。为了更准确反映各地自然资源的长期状况,我们在回归中采用了 1997 至 2005 年的平均值作为各地自然资源丰裕程度的度量。

本文使用的数据主要包含了 1990 年及 1997 至 2005 年中国地级市或地级以上城市的相关变量,大部分来源于中经网,其中关于各地制度质量的统计数据来源于 World Bank (2006)。根据行政区划的划分,中国具有 300 余个地级市。但由于部分城

市相关变量的数据有所缺失,尤其是制度度量的数据仅受限于 120个城市,因此最终取得完整信息的城市仅 95个(具体信息见附表)。样本城市在各个省的分布如下:除 4个直辖市外,来自江苏、山东分别有 9个,来自广东 8个,来自河北、辽宁、浙江、湖北与湖南各 6个,来自四川 5个,来自福建 4个,安徽、河南各 3个,山西、吉林、黑龙江、江西、广西、海南、云南、陕西与甘肃各 2个,青海、贵州各 1个。

我们选取的控制变量主要包括文献中常见的一些影响经济增长的长期因素。 $D_landlock$ 代表是否为沿海城市的虚拟变量, D_specul 为直辖市、经济特区、副省级省会城市及计划单列市^①的虚拟变量。根据 Sachs和 Wamer(1995, 2001)的建议,我们还将反映开放程度的 $D_landlock$ 与各地 1990年人均 GDP相乘,作为一个新的控制变量 (X_inter)。

已有的中文文献往往在回归方程中添加更多的控制变量,尤其是一些短期的投入要素,包括物质资本投入、人力资本投入和科技创新投入等。但是,已有的中文文献均使用(动态)面板数据模型,在通过差分方法去除固定效应以后,其实是以短期的投入变化来解释短期的产出变化,因而在回归中控制短期投入显得尤其重要。我们所使用的跨地区横截面模型,是用地区之间在横截面上的差异来解释地区之间经济发展水平的差异,因而是在考察经济增长的长期效应,那些短期投入就显得不是那么重要了。在英文文献中,最近的文献也倾向于在横截面回归中加入较少的控制变量,如 Sachs和 Wamer(2001)使用的控制变量仅包括初始 GDP、开放度、到主要港口的距离和是否在热带地区等地理变量,并没有包含投资。^② Alexeev和 Conrad(2009)所使用的控制变量更加简单,仅包括纬度和洲际的虚拟变量。

表 2利用 95个城市数据,通过简单的最小二乘法,检验了资源丰裕程度和各城市经济发展水平之间的相关关系。为了控制横截面回归中可能存在的异方差问题,本文中所有估计的标准差和相应的 t 检验都采取了 White显著一致性异方差调整。当各城市的人均 GDP仅和各地资源丰裕程度回归时,资源丰裕程度对经济发展水平的系数为 0.786但在统计上并不显著。在分别控制沿海城市和直辖市、副省级省会城市以及计划单列市等虚拟变量后,回归系数仍然为正,但也不显著。在单独控制初始条件(1990年的人均 GDP)后,我们发现初始条件在解释各城市经济发展水平差异时表

① 4个直辖市包括北京、上海、天津、重庆;5个经济特区包括深圳、珠海、厦门、汕头、海南岛;10个副省级省会城市为沈阳、长春、哈尔滨、南京、杭州、济南、武汉、广州、成都、西安;5个计划单列市为大连、宁波、厦门、青岛、深圳。

② Sachs和 Wamer(1997)中使用的控制变量包括了投资。

表 2 “资源诅咒”的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>m_ining</i>	0.786 (0.843)	2.886 (0.462)	3.084 (0.442)	-1.931 (0.255)	-1.659 (0.372)
<i>D_land lock</i>		0.753 (0.000)			-1.824 (0.283)
<i>D_special</i>			0.185 (0.120)		0.012 (0.895)
<i>hY₉₀</i>				0.744 (0.000)	0.706 (0.000)
<i>X_inter</i>				0.036 (0.011)	0.249 (0.203)
R ²	0.0006	0.2104	0.2448	0.6150	0.6200
样本数量	95	95	95	95	95

说明: 括号中的数值为 p 值。下表同。

表 3 “资源诅咒”的检验 (以 1997~2001 年平均值作为资源丰裕度的指标)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>m_ining</i>	0.123 (0.169)	0.130 (0.143)	0.125 (0.148)	0.138 (0.133)	0.136 (0.183)
<i>D_land lock</i>		0.003 (0.847)			0.0005 (0.976)
<i>D_special</i>			0.0003 (0.977)		-0.0007 (0.953)
<i>hY₉₀</i>				-0.005 (0.558)	-0.005 (0.618)
<i>X_inter</i>				-0.00009 (0.259)	-0.00009 (0.260)
R ²	0.0041	0.0048	0.0041	0.0144	0.0145
样本数量	95	95	95	95	95

现出强烈的显著性,其估计系数显著为正,显示出条件不收敛的特征。这意味着不同城市之间的经济发展水平差异会越来越大。有趣的是,在控制初始发展水平的差异和交互变量 *X_inter* 后,资源丰裕程度对经济发展水平的系数首次成为负数,但在统计上并不显著。同时加入所有控制变量以后,我们仍然发现自然资源的丰裕程度与各城市间的经济增长并不存在显著的相关性。我们同时也采取了 Papyrakis 和 Gerlagh (2004) 衡量经济增长的指标,即取 1997 至 2006 年人均 GDP 自然对数的平均数,计为 $(1/10) \ln(\text{GDP}_{2006}/\text{GDP}_{1997})$ 。结果仍然显示城市自然资源的丰裕程度与经济增长

之间没有显著的相关性。^①

考虑到资源丰裕度的度量指标可能和经济增长之间存在互为影响的逆因果性关系,从而导致 OLS 回归中解释变量的内生性问题,我们采用前 5 年(1997 至 2001 年)的平均值作为资源丰裕度的度量,即试图通过前 5 年的时滞变量来进一步降低逆因果关系的可能。表 3 罗列了使用 1997~2001 年平均值作为资源丰裕度指标的 OLS 回归结果,结果显示我们的结果和采用 9 年平均值相比没有明显的差异。

尽管我们在中国各城市之间没有发现任何“资源诅咒”的证据,但能否据此直接否定在省级层面也不存在“资源诅咒”的现象呢?省级行政区是拥有相对独立的行政资源和经济资源配置权的实体。即使在城市数据上不存在“资源诅咒”现象,但自然资源丰裕的城市有可能通过各种传导途径影响到省内其他城市的经济活动,比如有可能加剧省级政府的官僚作风,挤出省内其他城市的制造业投资和人力资本投资等,从而有可能在省级层面上出现“资源诅咒”现象。为了更全面地考察中国是否真正存在“资源诅咒”现象,我们还必须检验资源丰裕的城市对省内的其他城市是否存在“溢出”效应及效应的正与负。

为了检验“溢出”效应,我们建立如下回归方程:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta \ln Y_{i,1990} + \delta \ln \text{ining}_i + \lambda D_i + \Pi X_i + \mu_i \quad (2)$$

和第一个计量模型相比,我们在回归中增加了虚拟变量 D_i ,用以表示一个城市 i 所处的省份是否具有自然资源丰裕的城市。如果城市 i 所处的省份具有自然资源丰裕的城市,则 D_i 取值为 1,反之,则取值为 0。具体地,我们考虑三种不同的标准来判断一个省份是否具有自然资源丰裕的城市。首先,将样本中 95 个城市按照采矿业从业人数与当地人口比例这一相对指标排序,排名前 10 位的城市所在省份我们认为自然资源丰裕的省份,样本中属于这些省的城市 D_i 皆取值为 1,其余城市取值为 0。这样就得到了 D_{10} 。^②对于 D_2 ,将样本城市按照采矿业从业人数这一绝对指标排序,排名前 10 位的城市及其所在省的其他城市取值为 1,其余城市取值为 0。^③对于 D_3 ,将样本城市所在省按照平均能源产量排名,位于排名前 10 省份的城市取值为 1,其余城市取值为 0。^④我们试图通过虚拟变量 D_i 的设置来反映资源丰裕城市对省内其他城市的“溢出”效应。

① 徐康宁与王剑(2006)也尝试用采掘业从业人员/当地从业人员总数来衡量各地自然资源的丰裕程度,发现其与各省经济增长没有显著关系。但他们仅简单地把它归因于变量之间的多重共线性。

② 前 10 位城市所在省为山西、黑龙江、江苏、河南、河北及辽宁。

③ 前 10 位城市所在省及地区为山西、江苏、黑龙江、河北、天津、河南、辽宁及山东。

④ 前 10 位省份及地区包括黑龙江、山东、新疆维吾尔自治区、陕西、天津、广东、辽宁、吉林、河北及河南。

表 4 自然资源丰裕程度省内“外溢”效应的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>mining</i>	- 8 914 (0 843)	- 1. 386 (0 752)	0 157 (0 966)	- 2 082 (0 294)	- 3 424 (0 088)	- 1. 821 (0 324)
D_1	0 143 (0 247)			0 044 (0 604)		
D_2		0 203 (0 087)			0 177 (0 027)	
D_3			0 261 (0 035)			0 056 (0 488)
$D_landlock$				- 1. 892 (0 274)	- 2 401 (0 162)	- 1. 815 (0 294)
$D_special$				0 013 (0 889)	0 013 (0 883)	0 006 (0 955)
$\ln Y_{90}$				0 696 (0 000)	0 692 (0 000)	0 702 (0 000)
X_inter				0 258 (0 197)	0 316 (0 112)	0 246 (0 216)
R^2	0 0106	0 0255	0 0499	0 6209	0 6393	0 6222
样本数量	95	95	95	95	95	95

表 5 自然资源丰裕程度省内“外溢”效应的检验

(以 1997~ 2001 年平均值作为资源丰裕度的指标)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>mining</i>	- 0 288 (0 938)	- 0 663 (0 854)	0 905 (0 762)	- 0 863 (0 613)	- 1. 972 (0 232)	- 0 740 (0 619)
D_1	0 166 (0 175)			0 014 (0 859)		
D_2		0 221 (0 055)			0 133 (0 080)	
D_3			0 234 (0 045)			- 0 001 (0 986)
$D_landlock$				0 252 (0 036)	0 266 (0 015)	0 247 (0 028)
$D_special$				0 033 (0 674)	0 035 (0 635)	0 033 (0 680)
$\ln Y_{90}$				0 696 (0 000)	0 710 (0 000)	0 698 (0 000)
X_inter				- 0 002 (0 024)	- 0 001 (0 134)	- 0 002 (0 015)
R^2	0 0172	0 0348	0 0458	0 6926	0 7027	0 6925
样本数量	95	95	95	95	95	95

根据表 4 的回归结果, 我们发现在所有回归方程中, D_1 、 D_2 和 D_3 的估计系数都为正, 这意味着资源丰裕的城市可能对其他省内城市存在正的“溢出”效应。在不加入其他控制变量的情况下, D_2 和 D_3 的估计系数显著为正, 分别为 0.20 和 0.26, D_1 的估计系数为 0.14, 但在统计上并不显著。在加入初始条件、沿海城市虚拟变量等控制变量后, D_3 的系数变得不显著了。但 D_2 的估计系数是 0.18 仍然在统计上非常显著, 其 p 值为 0.027。表 5 罗列了使用 1997~2001 年 5 年平均值作为资源丰裕度指标的回归数据, 所有结果和表 3 相比没有显著差别。

以上经验证据表明, 中国不仅在各城市之间不存在所谓的“资源诅咒”效应, 而且我们还发现资源丰裕城市对所在省的其他城市可能存在着正向的“溢出”效应。这对于中国经济发展战略的选择和西部大开发具有完全不同的理论意义和政策意义。在具体分析这些理论和政策意义之前, 我们必须考察资源丰裕城市“溢出”效应的主要传导机制。

四 资源丰裕城市省内溢出效应的传导机制

对资源丰裕程度影响经济增长的各种传导机制进行经验检验的最早文献见于 Papyrak is 和 Gerlagh (2004, 2007)。邵帅与齐中英 (2008) 利用面板数据计量模型检验了“资源诅咒”在中国西部地区的传导机制。考虑到面板数据模型和经济理论之间的一致性, 我们直接采用 Papyrak is 和 Gerlagh (2004) 的横截面计量模型:

$$Z_i = \alpha + \delta \text{ mining}_i + \lambda D_i + \Pi X_i + \mu_i \quad (3)$$

其中, D 为上文中所定义的虚拟变量。考虑到 D_2 在各种回归中表现出一定程度的稳健性, 所以在本节中我们直接采用 D_2 来反映资源丰裕城市在省内的“溢出”效应。 X_i 则代表了一系列控制变量, 它们包括 1990 年的人均 GDP、沿海城市虚拟变量、开放城市虚拟变量以及 1990 年人均 GDP 和沿海城市虚拟变量的交互项。 Z 代表资源丰裕城市影响省内其他城市的可能传导途径。上述计量模型包含了两种不同的效应。首先, 资源丰裕程度 (mining) 的估计系数 δ 反映了资源丰裕程度对该城市本身的“挤出”效应。其次, 虚拟变量 D_2 的估计系数 λ 反映了资源丰裕城市对其所在省的“溢出”效应。

根据以往文献并结合中国的实际情况, 我们分别考虑了如下的可能传导机制:

(1) 政府效率, 其度量来自于世界银行 (World Bank, 2006)。丰裕的自然资源有可能导致人们轻视政府效率对于经济增长的重要性。Papyrak is 和 Gerlagh (2004) 以及

邵帅与齐中英(2008)分别考察了资源丰裕程度和腐败之间的关系。

(2)制造业比重,其计算方法为1997至2005年制造业产值占当年GDP比值的平均值。Sachs和Wamer(1995,1997,1999)强调资源丰裕程度对制造业的“挤出”效应,也就是文献中著名的“荷兰病”效应。

(3)人力资本投入,具体由小学、中学和各类高校教师人数除以当地总人口数来替代。资源部门劳动力需求的人力资本投入要求相对较低,导致该地区人力资本投入和积累不足,从而抑制经济的长期发展。

(4)科技创新能力。本文主要采用两个指标来衡量,其一为科研人员从业人数占当地总人口的比重,其二为地方财政预算内科学事业费支出占当地GDP的比重。

(5)地区开放程度。丰裕的自然资源可能导致人们产生安逸保守的性格,从而对改革开放产生不同程度的抵触情绪。一个地区的开放程度通常由进出口总额占GDP的比重来衡量。但由于在地级市层面上无法找到进出口的数据,我们用实际利用外资金额占GDP的比值来代替。

(6)企业家活动。有经济学家认为资源过于丰裕会“挤出”企业家的创业精神,从而伤害经济发展的长期活力。在中国,资源丰裕往往伴随着更高比例的国有经济成分以及更严格的政府管制和政府垄断经营,从而不适合其他经济成分的发展。我们以私营和个体从业人员占当地总人口的比重来衡量企业家活动的程度。

除政府效率以外,上述所有的度量都采用1997至2005年的平均值。

我们发现,资源丰裕程度对城市本身的政府效率并没有显著影响,但有趣的是,资源丰裕城市对省内其他城市政府效率的改善却起到显著的正效应。资源丰裕程度显著“挤出”了该地区制造业的发展,其估计系数为 -0.753 , p 值为 0.001 。丰裕的自然资源导致政府更倾向于发展和自然资源开发直接相关的采掘业,从而明显“挤出”该城市制造业的发展空间。但是,我们发现资源丰裕城市并没有“挤出”省内其他城市的制造业发展。与之相反,我们发现资源丰裕城市显著促进了省内其他城市的制造业发展。虚拟变量 D 的估计值为 0.016 , p 值为 0.04 ,在统计上表现出很强的显著性。由于资源丰裕城市带动了省内其他城市制造业的发展,制造业替代农业的发展模式可能解释为何资源丰裕的城市会促进省内其他城市政府效率的改善。此外,我们发现资源丰裕程度也并没有“挤出”该地区的人力资本。该项系数为 0.036 ,显著为正, p 值接近 0 。我们主要以人均教师人数来衡量人力资本投入。一般而言,资源丰裕城市的国有经济成分较高,和一般城市相比,政府会加强配置教师和学校。但是,我们没有发现资源丰裕城市在人力资本投入方面存在显著的“溢出”效应。

我们也发现资源丰裕程度确实对某些经济活动和经济投入存在一定程度的“挤出”效应。我们发现资源丰裕程度显著“挤出”以地方科学事业费支出衡量的科技创新能力,但系数较小,仅为 -0.003 , p 值是 0.01 。我们也发现资源丰裕程度显著影响该地区的开放程度,以FDI衡量的开放度的估计系数达到了 -2.77 , p 值为 0.013 。此外,资源丰裕程度也影响到该地区的企业家活动,该项估计系数为 -0.454 , p 值是 0.002 。我们没有发现资源丰裕城市在科技创新能力、地区开放程度和企业家活动方面对省内其他城市存在显著的“溢出”效应。

表 6 外溢效应传导机制的检验结果

变量	政府效率	制造业	科技创新能力		人力资本投入	地区开放度	企业家活动
			科研人员数	科研财政支出			
$m_in ing$	0.812 (0.370)	-0.753 (0.001)	0.0130 (0.621)	-0.00340 (0.011)	0.0360 (0.000)	-2.778 (0.013)	-0.4540 (0.002)
D_2	0.071 (0.059)	0.016 (0.043)	-0.0007 (0.327)	0.00010 (0.146)	-0.0004 (0.256)	0.025 (0.611)	-0.0006 (0.935)
$D_land lock$	-1.759 (0.001)	-1.107 (0.000)	-0.0070 (0.661)	-0.00040 (0.791)	-0.035 (0.000)	0.660 (0.356)	-1.7520 (0.000)
$D_special$	0.066 (0.255)	-0.012 (0.276)	0.0030 (0.011)	-0.00006 (0.646)	-0.0007 (0.862)	0.048 (0.457)	0.0020 (0.838)
$\ln Y_{90}$	-0.349 (0.311)	0.048 (0.000)	0.0030 (0.028)	-0.00007 (0.628)	0.0002 (0.477)	0.120 (0.067)	0.031 (0.000)
X_inter	0.202 (0.001)	0.134 (0.000)	0.0006 (0.759)	0.00008 (0.346)	0.0041 (0.000)	-0.070 (0.414)	0.210 (0.000)
R^2	0.1222	0.6470	0.2550	0.1006	0.3831	0.1561	0.7269
样本数量	95	95	95	95	95	95	95

通过以上的分析,我们发现“资源诅咒”对经济的影响在现阶段中国存在着完全不同的传导机制。一方面,资源丰裕程度确实“挤出”了当地的制造业生产;另一方面,资源丰裕城市显著促进了省内其他城市的工业化进程,从而使资源禀赋成为一省经济发展的积极因素。当某地依托自然资源禀赋形成大规模的能源工业后,一方面,以煤、铁、有色金属等为主要投入品的能源密集型制造业会因为运输成本等地理经济的因素,自发聚集在以自然资源丰裕城市为中心的周边城市群;另一方面,地方政府通过能源工业所积累的财富也亟须投资到回报率更高的制造业中。这两方面的原因都会促进资源丰裕省份从农业社会向工业社会的转型。

本文的经验结果对于西部大开发具有重要的政策意义。根据本文的结论,西部大

开发必须充分利用西部地区自然资源的优势,以能源工业建设为基础,全面发展相关工业产业和交通等基础设施的建设,从而达到 Murphy 等(1989)所强调的“大推进(big push)”的效果。他们认为与其在一个产业部门实现工业化,不如在若干“后向关联”性强的产业中同时实现“大推进”式的工业化。后者不仅可以降低工业化的成本,而且在一个市场经济体中可以获得更高的工业化回报。本文所发现的资源丰裕城市对省内其他城市的正向“溢出”效应也正体现了“后向关联”性的条件,为西部大开发的战略选择提供了经验数据的支持。事实上,中国自2000年实施的“西部大开发”战略对西部地区的经济增长有着显著的推动作用。截止到2007年,西部地区生产总值从16655亿元增加到47455亿元,年均增长达到11.6%。^①其中,能源生产与经济总量一直保持着高相关性和低降速率,为尚处于工业化初级阶段的西部地区的经济增长带来了巨大的推动力(姜巍等,2007)。

我们的经验研究也发现了资源丰裕程度对该地区本身的若干生产性经济活动存在着一定程度上的“挤出”效应。因此,我们不能忽视资源开发中的各种问题以及可能会带来的后果。首先,要加快发展各类教育,提高人口素质,并且进一步出台优惠政策,稳定本地人才,吸引外来人才,提高西部地区人力资本的投入;其次,政府要加大对科研创新力度,化科技为产能;再次,除了促进本地资源优势转化为经济优势之外,还应调整自然资源丰裕的城市的产业结构,加强其多元化建设,以免有朝一日因资源枯竭而造成城市功能严重退化;最后,西部资源丰裕城市还应健全其法律制度,减少政府的政治寻租行为,提高公共财政支出效率,优化资源配置使之更符合大众利益,并为本地和外部投资创造公平竞争的环境。

五 结论

“资源诅咒”假说在中国是否存在,是一个同时具备理论意义和政策意义的重要研究课题。大部分的已有文献都倾向于认为中国存在“资源诅咒”现象。和已有的文献相比,本文的结论主要体现在四个层次。

首先,利用中国地级市数据和横截面模型,我们发现“资源诅咒”假说在中国城市数据层面并不成立。通过进一步的分析,我们发现现有文献之所以得出倾向于“资源诅咒”假说的结论,主要原因在于使用了导致资源丰裕程度误置的度量指标。另外,

^① <http://china.newssc.org/system/2008/10/17/011197083.shtml>

我们也认为广泛使用的面板数据计量模型和“资源诅咒”的经济理论之间存在着一定程度的不一致性。

其次,通过建立反映资源丰裕程度的省级虚拟变量,我们发现资源丰裕的城市对省内其余城市具有正向的溢出效应。通过对溢出效应的传导机制分析,我们发现资源丰裕城市显著地促进了省内其他城市的工业化进程。

再次,将我们的发现与 Murphy等(1989)的“大推进”理论相结合。对于发展中国家而言,以自然资源禀赋为依托,重点建设若干具有“后向关联”性的产业,从而带动落后地区“大推进”式的全面发展。

最后,本文的研究结果对于西部大开发具有重要的政策意义,为西部大开发政策提供了经验研究的基础。

参考文献:

- 丁菊红、王永钦、邓可斌(2007):《中国经济发展存在“资源之咒”吗》《世界经济》第9期。
- 胡援成、肖德勇(2007):《经济发展门槛与自然资源诅咒——基于我国省层面面板数据实证研究》,《管理世界》第4期。
- 姜巍、高卫东、张雷(2007):《西部地区能源开发综合效应评价》,《资源科学》第29卷第1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。
- 徐康宁、王剑(2006):《自然资源丰裕度与经济发展水平关系的研究》,《经济研究》第1期。
- Alexeev, M. and Conrad R. “The Elusive Curses of Oil” *Review of Economics and Statistics*, 2009, 91, pp 586–598
- Angrist J and Kugler A. “Rural Windfall or a New Resource Curse? Coca Income and Civil Conflict in Columbia” *Review of Economics and Statistics*, 2008 May, pp 191–215
- Auty, R.M. *Sustaining Development in Mineral Economies The Resource Curse Thesis* London: Routledge, 1993.
- . “Resource-Based Industrialization: Sowing the Oil in Eight Developing Countries” New York: Oxford University Press, 1990
- . “The Political Economy of Resource-driven Growth” *European Economic Review*, 2001, pp 839–846
- Gell, H. Alan “Windfall Gains: Blessing or Curse?” New York: Oxford University Press, 1988.
- Gylfason, T. “Natural Resources, Education and Economic Development” *European Economic Review*, 2001, 45, pp 847–859
- Habakkuk H. J. *American and British Technology in the Nineteenth Century*. Cambridge: Cambridge University Press, 1962
- Matsuyama K. “Agricultural Productivity, Comparative Advantage and Economic Growth.” *Journal of Economic Theory*, 1992, pp 317–334
- Murphy, K.M.; Shleifer A. and Vishny, R.W. “Industrialization and the Big Push.” *Journal of Political Economy*, 1989, 97, pp 1003–1026.

Papyrakis E. and Gerlagh R. “The Resource Curse Hypothesis and Its Transmission Channels” *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32, pp. 181–193.

——. “Resource Abundance and Economic Growth in the United States” *European Economic Review*, 2007, 51, pp. 1011–1039.

Rosenstein-Rodan P. N. “Problems of Industrialization of Eastern and South-Eastern Europe.” *Economic Journal*, 1943, 53, pp. 202–211.

Sachs J. D. and Warner A. “Natural Resource Abundance and Economic Growth.” *NBER Working Paper*, 1995, No. 5398.

——. “Fundamental Sources of Long-run Growth.” *American Economic Review*, 1997, 87, pp. 184–188.

——. “The Big Push, Natural Resource Booms and Growth.” *Journal of Development Economics*, 1999, 59, pp. 43–76.

——. “The Curse of Natural Resources.” *European Economic Review*, 2001, 45, pp. 827–838.

Sala-i-Martin X. X. “I Just Ran Two Million Regressions.” *American Economic Review*, 1997, 87, pp. 178–183.

World Bank. “China Governance, Investment Climate and Harmonious Society: Competitiveness Enhancements for 120 Cities in China.” 2006 *World Bank Report* No. 379–CN.

Zhang X.; Xing L.; Fan S. and Luo X. “Resource Abundance and Regional Development in China.” *Economics of Transition*, 2008, 16, pp. 7–29.

附表

样本城市列表

北京市	大庆市	滁州市	滁州市	武汉市
天津市	上海市	福州市	福州市	宜昌市
石家庄市	南京市	厦门市	厦门市	襄樊市
唐山市	无锡市	三明市	三明市	荆门市
秦皇岛市	徐州市	泉州市	泉州市	荆州市
邯郸市	常州市	南昌市	南昌市	黄冈市
张家口市	苏州市	九江市	九江市	长沙市
沧州市	南通市	济南市	济南市	株洲市
太原市	连云港市	青岛市	青岛市	衡阳市
大同市	盐城市	淄博市	淄博市	岳阳市
沈阳市	扬州市	烟台市	烟台市	常德市
大连市	杭州市	潍坊市	潍坊市	郴州市
鞍山市	宁波市	济宁市	济宁市	广州市
抚顺市	温州市	泰安市	泰安市	深圳市
本溪市	湖州市	威海市	威海市	珠海市
锦州市	绍兴市	临沂市	临沂市	汕头市
长春市	台州市	郑州市	郑州市	佛山市
吉林市	芜湖市	洛阳市	洛阳市	茂名市
哈尔滨市	安庆市	南阳市	南阳市	惠州市

(截稿: 2011年 2月 责任编辑:宋志刚)