

祸兮福兮：中国存在“资源诅咒”吗？

方颖 纪衍 赵扬

(厦门大学王亚南经济研究院)

摘要：由于现有文献在资源丰裕程度度量 and 计量模型的选择上存在不同程度的缺陷，本文利用 95 个地级市或地级以上城市的横截面数据，对“资源诅咒”假说在中国是否成立这一问题进行了再研究。我们的检验结果表明，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它城市存在正向的“溢出”效应。通过进一步的传导途径的分析，我们发现资源丰裕城市可以显著促进省内其它城市的工业化进程。

关键词：资源诅咒 外溢效应 大推进

分类号：O13, O18, Q32

English Title: Curse or Bless? A Revisit of “Curse of Resources” in China

Authors: Ying FANG, Kan JI and Yang ZHAO (The Wang Yanan Institute for Studies in Economics (WISE), Xiamen University)

通讯作者：方颖 厦门大学王亚南经济研究院 电话：0592-2181763 传真：0592-2187708

电子邮件：yifst1@gmail.com 通讯地址：福建厦门大学经济楼A306室 邮编 361005

祸兮福兮：中国存在“资源诅咒”吗？

一、引言

“资源诅咒”这一命题最早出现于 Auty (1988) 的著作《石油意外之财：是祝福还是诅咒？》，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 (Rosenstein-Rodan, 1943; Murphy, Shleifer and Vishny, 1989) 都强调自然资源对一国经济增长的积极作用。但是进入 20 世纪 70 年代，资源相对贫乏的亚洲四小龙——日本、台湾、新加坡、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的角色。

资源为什么对经济增长产生“诅咒”，文献对此的解释众说纷纭。社会学认为“轻易得到的富裕会导致懒惰” (Bodin, 1576)。另一些解释则源于政治学领域，如 Gelb (1988) 和 Auty (1990) 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”了其它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。如果一国中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在于拥有丰裕资源的国家比资源贫乏的国家发展更慢。他们以初级产品出口额占 GDP 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，他们发现，在 1971 年自然资源和 GDP 比值更高的国家在 1971 年至 1989 年间的增长率更慢。即使控制了最初人均收入、贸易政策、政府效率、投资率等其它变量之后，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。这导致了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的保护政策，从而导致自然资源丰裕国家的经济发展反而出现停滞。

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)。这也导致人们产生一种错误的安全感，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

制造业并且导致出口结构向资源密集型产品倾斜。结果，自然资源丰裕的国家往往会面临制造业和其它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 *et al.* 1995, 1999a; 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（通过工资奖励）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的转移(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”依然存在。

已有的文献大部分都是从跨国角度讨论“资源诅咒”是否成立，而Papyrakis和Gerlagh (2006)则将对“资源诅咒”这一现象的考查进一步延伸到同一国家内的不同地区。他们利用美国的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。通过分析他们发现，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，导致经济增长的减退。

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在19世纪赶超英国。Sala-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^①对经济增长具有显著负效应，而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。

许多经济学家（徐康宁、王剑，2006；丁菊红、王永钦、邓可斌，2006；胡援成、肖德勇，2007；邵帅、齐中英，2008等）也开始关注“资源诅咒”假说是否在中国出现。已有的中文文献大部分都支持“资源诅咒”假说。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。本文利用现有文献中的数据证明，这些度量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。指标的偏差自然会导致不可靠的计量结论。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。本文论证了面板数据模型对“资源诅咒”问题的不适用性。本文第二部分详细讨论了现有文献在自然资源丰裕程度度量指标和计量模型设置方面所存在的问题，并分析了这些问题可能导致的错误结论。

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它城市的“溢出”效应，结果发现存在正的“溢出”效应。第四部分中，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、 现有文献的主要问题

“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、王剑（2006）利用29个省份在1995~2003年间的面板数据，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、齐中英(2008)通过1991~1996年间的西部十一个省份的面板数据，对西部地

^① Sachs和Warner（1995）用此指标衡量自然资源的丰裕程度。

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来阻碍经济增长,其中影响人力资本投入是最主要的因素。丁菊红、王永钦、邓可斌(2007)则利用21个城市在1998~2002年间的面板数据,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都存在着不同程度的问题。

1、所采用的度量自然资源丰裕程度的指标无法正确地反映资源禀赋。

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、王剑,2006;胡援成、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、王永钦、邓可斌,2007);(3)能源工业产值占工业总产值比重(邵帅、齐中英,2008)。上述度量指标都存在一个共同的问题,即无法区分绝对的自然资源丰裕程度和相对的自然资源丰裕程度,而后者往往取决于其它部门的增长速度,从而存在“内生性”的问题。为了理解所谓的“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,从而使美国又被“度量”成一个自然资源相对贫乏的国家。

以邵帅、齐中英(2008)为例,他们在文中提供了1991~2006年间能源工业产值占工业总产值比重的年均值与1991~1996年间各省人均GDP年增长率之间的关系对应图。根据关系图显示,宁夏、甘肃、青海的能源工业产值比重约在32%到37%之间,而陕西省该指标约为23%~24%,大大低于前者。据此,我们能够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?

(此处插入表1)

表1列出了山东、江苏、陕西、宁夏、甘肃、青海六省在1989~2006年间平均能源产量和平均工业总产值^②。能源产量的计算根据徐康宁、王剑(2006)使用的中国科学院折算公式,即能源产量=原煤产量×0.714t/t+原油产量×1.43t/t+天然气产量×1.33P/1000m³。其中t为吨,m³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,位居六省第一位。这说明了山东省的自然资源绝对量在六省之中最为丰裕。

但是通过比重^③这一列,我们可以发现以上所有指标中存在的问题。首先看陕西和青海。

^②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。

^③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,但由于六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。

陕西省的平均能源产量远远高于青海省，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，导致江苏省的比重远远低于甘肃省。山东是所有这些省份中平均能源产量最高的，但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错误地得出“资源诅咒”的结论。其实，中文文献的结论也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。当用GDP中采掘业的比重来作为资源丰裕程度的度量时，经济学家发现它对经济增长具有显著的正面影响（Sala-Martin, 1997）。

2、现有中文文献所使用的计量模型与经济理论不一致

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, 2006）。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就可以发现，无论是对制度的影响还是对以制造业为代表的其它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的反应。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。在处理面板数据中的固定效应时，需要采用差分的方法。一般认为，一个地区的资源禀赋是一个相对稳定的变量，而差分以后会丧失数据中包含的很多重要信息。此外，短期经济增长受到很多因素的影响，在模型中更可能出现解释变量的内生性问题和遗失一些重要的解释变量。比如说，已有的中文文献都没有控制当年的各省投资率。其它一些控制变量（包括 R&D 投入、教育投入和人力资本投入等）由于数据的缺陷，往往存在很大的度量问题，不能准确反映真正需要控制的内容。横截面模型可以避免使用这些存在争议的反映短期经济投入的变量。已有文献得出资源丰裕程度和经济增长显著负相关，可能部分原因在于某些短期投入变量在计量模型中的缺失。

三、中国存在“资源诅咒”吗？

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：

$$\ln Y_i = \alpha + \beta \ln Y_{i,1990} + \delta \text{mining}_i + \Pi X_i + u_i$$

其中下标 i 代表每个城市， 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它控制变量， u_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。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。在中国的行业统计口径下，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，能够有效避免上

文中所论及的错置资源丰裕程度的问题。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 年至 2005 年间的平均值作为各地自然资源丰裕程度的度量。

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_special 为直辖市、经济特区、副省级省会城市及计划单列市^④的虚拟变量。根据 Sachs 和 Warner (1995) 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)。

本文使用的数据包含了中国 95 个地级市或地级以上城市，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世界银行 (2006)。

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 年至 2006 年间人均 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^⑤。

(此处插入表 2)

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它城市的经济活动，比如有可能加剧省级政府的官僚作风，挤出省内其它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它城市是否存在“溢出”效应？如果有，是正的“溢出”效应还是负的“溢出”效应？

为了检验“溢出”效应，我们建立如下回归方程：

$$\ln Y_i = \alpha + \beta \ln Y_{i,1990} + \delta \text{mining}_i + \lambda D_i + \Pi X_i + u_i$$

和第一个计量模型相比，我们在回归中增加了虚拟变量 *D*，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

^④4 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。

^⑤徐康宁、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，发现其和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。

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，排名前十位的城市所在省份我们认为是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 $D1$ ^⑥。对于 $D2$ ，将样本城市按照采矿业从业人数这一绝对指标排序，排名前十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 0^⑦。对于 $D3$ ，将样本城市所在省按照平均能源产量排名，位于排名前十省份的城市取值为 1，其余城市取值为 0^⑧。我们试图通过虚拟变量 D 的设置来反映资源丰裕城市对省内其它城市的“溢出”效应。

（此处插入表 3）

根据表 3 的回归结果，我们发现在所有回归方程中， $D1$ 、 $D2$ 和 $D3$ 的估计系数都为正，这意味着资源丰裕的城市可能对其它省内城市存在正的“溢出”效应。在不加入其它控制变量的情况下， $D2$ 和 $D3$ 的估计系数显著为正，分别为 0.20 和 0.26。 $D1$ 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时， $D3$ 的系数变得不显著了。但 $D2$ 的估计系数是 0.18，仍然在统计上非常显著，其 p 值为 0.027。

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，有证据显示各地区的经济发展得益于丰裕的自然资源。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，我们首先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 Papyrakis 和 Gerlagh (2004, 2006)。邵帅、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 Papyrakis 和 Gerlagh (2004) 的横截面计量模型：

$$Z_i = \alpha + \delta \text{mining}_i + \lambda D_i + \Pi X_i + u_i$$

其中， D 为上文中所定义的虚拟变量。考虑到 $D2$ 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 $D2$ 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它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 $D2$ 的估计系数 λ 则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 (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。Papyrakis 和 Gerlagh (2004) 以及邵帅、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 年至 2005 年间制造业产值占当年 GDP 比值的平

^⑥ 前十位城市所在省为山西、黑龙江、江苏、河南、河北及辽宁。

^⑦ 前十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。

^⑧ 前十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、河北以及河南。

均值。Sachs 和 Warner (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, 其一为科学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 (FDI)。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, 从而不适合其它经济成分的发展。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 年至 2005 年 10 年间的平均值。

(此处插入表 4)

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, 资源丰裕城市对所在省的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。大庆的发展就是一个很好的例证。但是, 我们发现资源丰裕城市并没有“挤出”所在省的制造业发展。与之相反, 我们发现资源丰裕城市显著促进了省内其它城市的制造业发展。虚拟变量 $D2$ 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它城市制造业的发展, 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它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 -0.453 , 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它城市存在显著的“溢出”效应。

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。但另一方面, 资源丰裕城市显著促进了省内其它城市的工业化进程, 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需投资

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, Shleifer, 和Vishny (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它城市的正向“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，我国自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%。^⑨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

由于现有文献在资源丰裕程度度和计量模型的选择上存在不同程度的不适用性，本文利用95个地级市或地级以上城市的横截面数据，对“资源诅咒”假说在中国是否成立这一问题进行了再研究。我们的检验结果表明，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它城市存在正向的“溢出”效应。通过进一步的传导途径的分析，我们发现资源丰裕城市可以显著促进省内其它城市的工业化进程。

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3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。
- 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，2005：《中国工业化进程：国际比较与复合型发展战略取向》，《江海学刊》第3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

^⑨ <http://china.newssc.org/system/2008/10/17/011197083.shtml>。

1期。

Angrist and Kugler, 2008, “Rural Windfall or a New Resource Curse? Coca, Income and Civil Conflict in Columbia”, *Review of Economics and Statistics*, May, pp.191-215

Auty ,R.M.,1990, *Resource-Based Industrialization: Sowing the Oil in Eight Developing Countries* ,New York :Oxford University Press.

Auty ,R.M. , 2001, “The Political Economy of Resource - driven Growth”, *European Economic Review*, pp.839 - 846.

Gelb, H. Alan, 1988, *Windfall Gains: Blessing or Curse?* New York: Oxford University Press.

Gylfason ,T., 2001, “Natural Resources ,Education ,and Economic Development”, *European Economic Review* ,45 , pp.847 —859.

Habakkuk, H.J., 1962, *American and British Technology in the Nineteenth Century*, Cambridge University Press, Cambridge, MA.

Matsuyama, Kiminori, 1992, “Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth”, *Journal of Economic Theory*, pp.317 - 334.

Murphy, K.M., Shleifer, A. and Vishny, R.W., 1989, “Industrialization and the Big Push”, *Journal of Political Economy* 97, pp. 1003–1026.

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

Papyrakis, Elissaios and Gerlagh, Reyer, 2006, “Resource Abundance and Economic Growth in the United States”, *European Economic Review*, 4, pp. 253-282.

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

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

Sachs, J.D. and A. Warner, 1997, “ Fundamental Sources of Long-run Growth”, *American Economic Review* ,87, pp. 184 —188.

Sachs, J.D. and A. Warner, 1999, “The Big Push, Natural Resource Booms and Growth”, *Journal of Development Economics*, 59, pp.43-76.

Sachs, J.D. and A. Warner, 2001, “The Curse of Natural Resources”, *European Economic Review*, 45, pp. 827 —838.

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

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	0.0000178
山东省	1.104211	9509.432	0.000116
陕西省	0.491597	1283.242	0.000383
甘肃省	0.17655	823.5	0.000214
青海省	0.04606	184.3559	0.00025
宁夏回族自治区	0.127457	241.6635	0.000527

表 2

“资源诅咒”的检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Mining</i>	0.786(0.843)	2.886(0.462)	3.084(0.442)	-1.931(0.255)	-1.659(0.372)
<i>D_landlock</i>		0.753(0.000)			-1.824(0.283)
<i>D_special</i>			0.185(0.120)		0.012(0.895)
<i>lnY90</i>				0.744(0.000)	0.706(0.000)
<i>X_inter</i>				0.036(0.011)	0.249(0.203)
R squared	0.0006	0.2104	0.2448	0.6150	0.6200
样本数量	95	95	95	95	95

注：括号中的数值为 P 值。

表 3 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)
<i>D1</i>	0.143(0.247)			0.044(0.604)		
<i>D2</i>		0.203(0.087)			0.177(0.027)	
<i>D3</i>			0.261(0.035)			0.056(0.488)
<i>D_landlock</i>				-1.892(0.274)	-2.401(0.162)	-1.815(0.294)
<i>D_special</i>				0.013(0.889)	0.013(0.883)	0.006(0.955)
<i>LnY90</i>				0.696(0.000)	0.692(0.000)	0.702(0.000)
<i>X_inter</i>				0.258(0.197)	0.316(0.112)	0.246(0.216)
R- squared	0.0106	0.0255	0.0499	0.6209	0.6393	0.6222
样本数量	95	95	95	95	95	95

注：括号中的数值为 P 值。

表 4

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			
<i>Mining</i>	0.812(0.370)	-0.753(0.001)	0.013(0.621)	-0.0034(0.011)	0.036(0.000)	-2.778(0.013)	-0.454(0.002)
<i>D2</i>	0.071(0.059)	0.016(0.043)	-0.0007(0.327)	0.0001(0.146)	-0.0004(0.256)	0.025(0.611)	-0.0006(0.935)
<i>D_landlock</i>	-1.759(0.001)	-1.107(0.000)	-0.007(0.661)	-0.0004(0.791)	-0.035(0.000)	0.660(0.356)	-1.752(0.000)
<i>D_special</i>	0.066 (0.255)	-0.012(0.276)	0.003(0.011)	-0.00006(0.646)	-0.0007(0.862)	0.048(0.457)	0.002(0.838)
<i>lnY90</i>	-0.349(0.311)	0.048(0.000)	0.003(0.028)	-0.00007(0.628)	0.0002(0.477)	0.120(0.067)	0.031(0.000)
<i>X_inter</i>	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)
<i>R-squared</i>	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

注：括号中的数值为 P 值。