

中国城市“资源诅咒”现象的实证检验 ——基于资源利用效率传导机制视角

杨志明

(山东大学 经济研究院, 济南 250100)

摘要:以“资源诅咒”假说为理论基础,利用基于松弛的方向距离函数和 Luenberger 生产力指数等方法测算了中国2001—2010年110个重点城市传统和新型全要素生产率,据此构建了资源利用效率指标;运用面板数据模型对城市层面的“资源诅咒”现象的存在性及其传导机制进行实证检验。结果表明:城市资源利用效率逐年提高;能源利用效率明显高于水和土地资源利用效率,其中土地资源利用效率最低;城市层面“资源诅咒”现象存在,即资源丰裕与城市经济增长呈显著负相关;资源利用效率是导致诅咒效应产生的重要传导途径。

关键词:资源利用效率;资源诅咒;城市;能源;水;土地

中图分类号:F062.1

文献标识码:A

文章编号:1009-3370(2013)04-0028-06

一、文献概述

丰裕的自然资源是财富的象征,它能够带来高速增长的经济增长。长久以来,被人们认为是不可争辩的事实。然而,自 Auty(1993)^[1]提出自然资源对经济增长产生不利影响的“资源诅咒”假说以来,学术界展开争论,却始终未能达成一致结论。Sachs and Warner(1995,1997,2001)^[2-4]开创性地将该假说落实到经验分析,他们使用1970—1989年71个国家的跨国样本数据研究了自然资源状况和经济增长之间的关系,以矿产品出口占总产出的比重为自然资源丰裕度的代表性指标,验证了“资源诅咒”的存在。自此,关于“资源诅咒”假说的经验验证和理论解释的研究纷至沓来,但均因研究主体(如国家之间或区域内部等)和方法、指标选择的不同获得的结论也莫衷一是。然而,资源禀赋与经济增长二者关系具体如何不论,重要的是它们的关系被提升到新的高度是不容置疑的。随着该假说论证的不断深入,其内涵逐渐扩大,成为资源开发引起的一系列社会问题的统称^[5]。

对于中国资源利用效率的研究不胜枚举,归纳起来无非是便于研究的单要素能源效率,亦或是综合多种投入产出因素的全要素能源效率。然而,以往研究缺乏综合所有投入的考虑或获得考虑所有投入的全要素生产率,不能将劳动和资本等投入的效率分离出来。我们考虑到这点,从另一角度着重

考察中国城市资源利用或节能情况,以测算真实的资源利用效率。资源利用效率同时又是资源和经济增长的重要纽带,我们自然会想到利用效率是否会又通过效率改善(或恶化)和技术进步(退步)两个途径影响到经济增长。效率变动“挤出效应”的传导机制,一方面,自然资源丰富型国家的资源优势往往阻碍了政府的制度创新,政府没有动力进行改革,从而延缓了工业化进程与市场多样化建设,而创新机制又是整个社会前进的动力,是一个国家欣欣向荣的基础,所有缺乏制度创新的国家经济最终必将面临衰退^[6-7]。另一方面,自然资源丰裕型国家的资源优势因产权安排不尽合理而易导致政府干预、寻租行为和管理效率低下等现象,从而减缓地区经济增长速度,并且政府干预和寻租扩大贫富差距,通过影响劳动力和资本配置影响经济^[8-10]。技术变动“挤出效应”的传导机制,资源禀赋丰富型国家或地区阻碍了人力资本的提升,资源开采部门属于资本密集型产业,技术水平要求较低,所属地区忽视教育和投资质量的提升以及先进技术的应用,人力资本和物质资本在较低的技术水平下生产桎梏着效率的提升,阻碍了经济发展^[11]。

根据资源的不同分类来讨论资源禀赋与经济增长的关系,既可以深入研究“资源诅咒”假说存在性和传导机制,又能够针对不同资源情况制定相应政策。鉴于目前关于“资源诅咒”假说探讨较少关注不同种类以及从效率视角的传导机制,本文基于

收稿日期:2013-01-20

基金项目:广东商学院国民经济研究中心2013年招标课题一般项目(2013XM07);山东大学研究生自主创新项目(yzc12005)

作者简介:杨志明(1985—),男,博士研究生,E-mail:zhiming0419@126.com

此,通过测度不同资源的利用效率,结合资源利用的管理和技术效率两方面,试图全面探究“资源诅咒”的存在性以及传导机制。

二、实证模型

(一)资源利用效率

1.研究方法

本文的资源利用效率是建立在生产率测算基础上,具体生产率测算方法参考了 Fukuyama and Weber(2009)、庞瑞芝和李鹏(2011)^[12-13],构建基于松弛的序列方向性距离函数(SSDDF),运用 DEA 方法构造生产前沿,以 SSDDF 的函数值为基础计算相应的 Luenberger 生产力指数。生产力指数描述了一个决策单元在一段时间内生产绩效的动态变化,基于 SSDDF 的方法,将第 t 期至第 $t+1$ 期间的 Luenberger 生产力指数(SSLPI)定义为

$$SSLPI = \frac{1}{2} \{ [\vec{D}^l(t) - \vec{D}^l(t+1)] + [\vec{D}^{t+1}(t) - \vec{D}^{t+1}(t+1)] \} \quad (1)$$

考察全要素生产率的变动源泉,将 Luenberger 生产力指数分解为效率变动(SSLEC)和技术变动(SSLTC)两个成分,其具体操作如下

$$SSLPI = [\vec{D}^l(t) - \vec{D}^l(t+1)] + \frac{1}{2} \{ [\vec{D}^{t+1}(t+1) - \vec{D}^l(t+1)] + [\vec{D}^{t+1}(t) - \vec{D}^l(t)] \} \quad (2)$$

$$SSLEC = \vec{D}^l(t) - \vec{D}^l(t+1) \quad (3)$$

$$SSLTC = \frac{1}{2} \{ [\vec{D}^{t+1}(t+1) - \vec{D}^l(t+1)] + [\vec{D}^{t+1}(t) - \vec{D}^l(t)] \} \quad (4)$$

Luenberger 生产力指数是以 t 期和第 $t+1$ 期为基准计算得到的生产力变化的算术平均值。如果 $SSLPI > 0$,则表明城市在 t 期到 $t+1$ 期发生生产力进步,如果 $SSLPI < 0$,则表示城市在 t 期到 $t+1$ 期发生生产力退步。SSLEC 表示两期之间效率变动情况,衡量了两个时期的方向距离函数值(或无效率值)之间的差距;SSLTC 表示两期之间技术变动情况,衡量的是两期生产技术边界的平均距离;SSLEC 和 SSLTC 的总和就是 Luenberger 生产力指数。SSLEC 和 SSLTC 大于(或小于)零,分别表示效率改善(或恶化)与技术进步(或退步)。

为了更加准确地衡量资源利用效率以及资源管理和技术的变动,我们参考 Managi and Kaneko(2006),将资源利用效率定义如下

$$SSLPI_{TP3}(L) = SSLPI_{TP2}(L) - SSLPI_{TP1}(L) \quad (5)$$

其中, $SSLPI_{TP3}(L)$ 是待测算的资源利用效率; $SSLPI_{TP1}(L)$ 是传统全要素生产率,也即运用传统投入产出计算的全要素生产率; $SSLPI_{TP2}(L)$ 是新型全

要素生产率,它是在传统投入产出指标基础上添加资源和环境两因素后的全要素生产率。括号中的 L 表示全要素生产率的计算采用了 Luenberger 生产力指数方法。SSLEC 和 SSLTC 代表的资源效率变化和资源技术变化计算方法同资源利用效率。

2.数据和模型

本文构建了 2001—2010 年中国 110 个重点城市工业投入产出的面板数据。重点城市概念源于《中国环境年鉴》,原本是 113 个城市,由于数据获得性等原因,将海口、三亚和拉萨排除。关于样本时间截取,2001 年是实施第 10 个五年计划的开始,也是加入世界贸易组织的第 1 年,中国实施了一系列节能减排政策,城市中能源使用情况和环境污染治理又是政策措施落实的重点和各界人士关注的焦点。关于工业数据选择,主要考虑到工业是主要的资源消耗和环境污染源,截至 2009 年,中国工业能源消耗和水、空气环境污染排放量占整个行业比例分别是 70.42% 和 38.47%、80%。所采用的基础数据均来自于历年的《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》和《中国环境年鉴》。

关于投入产出指标:选取城市工业总产值为意愿产出(GY,亿元),并通过城市所在省份的工业出厂价格指数以 2001 年为基期缩减为实际工业总产值;选择工业废水和废气排放量以及固体废物产生量作为非意愿产出(BY1~3,万吨或亿立方米);劳动以工业从业人员年平均数为衡量指标(L ,万人),资本以工业固定资产净值年平均余额为替代指标(K ,万元),并通过 2001 年基期的固定资产投资价格指数缩减成实际值。与非意愿产出相对城市具有污染治理投资,以工业污染治理投资额为度量指标(PACE1~3,万元),其缩减方式同资本。资源投入变量中包含能源和自然资源,以燃油和煤炭总消费量表示能源($E1$ ~2,万吨标准煤),以工业用新鲜水量和城市建设工业用地表示自然资源(R 和 T ,万吨和平方公里)。具体统计描述如表 1 所示。

据此,通过搭建 Model1~5 模型测算资源利用效率,区别于传统单要素能源效率和多要素能源效率指标,前者严格将劳动和资本等要素的对全要素生产率的贡献剥离出来,考虑能源利用效率情况,而后者则着重添加能源约束后的全要素生产率。能源或资源利用效率更加真实地反应能源利用或节约的情况。关于模型集如表 2 所示。

依据研究模型和目的构造生产力指数如下

资源生产力指数(联合所有资源)

$$L(\text{Model 2}) - L(\text{Model 1}) \quad (6)$$

表1 2001—2010年110个重点城市变量统计描述(1)

变量	Mean	Std.Dev	min	max	变量	Mean	Std.Dev	min	max
GY	1.86e+07	2.95e+07	79 300	2.93e+08	L	46.09	48.08	0.89	352.56
BY1	1 688.40	1 932.13	19	20 941	K	5 815 203	7 440 903	157 996	7.0e+0.7
BY2	11 915.26	13 778.71	300	86 496	E1	1 267.54	1 942.07	9	27 205
BY3	704.47	980.45	7	11 609	E2	34.37	138.86	0.01	2 631
					R	40 374.74	77 022.69	126	712 645
					T	39.11	57.11	0.49	470.29
					PACE	19 364.90	25 188.23	3.18	20 6267.90

表2 投入产出模型集合

变量名	变量符号	Model1 传统	Model2 联合资源	Model3 能源	Model4 水资源	Model5 土地资源
意愿产出						
工业总产值	GY	—	—	—	—	—
非意愿产出						
污染物排放量或产生量	BY1/2/3	—	—	—	—	—
投入						
劳动和资本	L和K	—	—	—	—	—
治理投资	PACE1/2/3	—	—	—	—	—
煤炭和燃料油消费	E1/2	—	—	—	—	—
新鲜水	R	—	—	—	—	—
工业用地	T	—	—	—	—	—

资源生产力指数(能源)

$$L(\text{Model 3})-L(\text{Model 1}) \quad (7)$$

资源生产力指数(水资源)

$$L(\text{Model 4})-L(\text{Model 1}) \quad (8)$$

资源生产力指数(土地资源)

$$L(\text{Model 5})-L(\text{Model 1}) \quad (9)$$

(二)“资源诅咒”假说

基于“资源诅咒”假说,考虑到资源利用效率变量和经济增长滞后性等特征,构造具体模型如下

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Y_{ijt-1} + \beta_2 \ln E + \beta_3 \ln SSL_{ijt} + \beta_4 \ln X_{1ijt} + \beta_5 X_{2ijt} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, i 和 t 分别表示城市和时间; j 表示不同污染物排放量; β' 以及 β_0, \dots, β_4 表示待估计参数; μ 和 ε 表示个体效应和随机扰动项。

“资源诅咒”可能源于两方面的原因:一是资源利用管理不足。尽管中国城市实施了多项节约能源政策,但仍然存在不完善的检测和执法;二是来自于资源利用技术的低效率。传导机制可通过相应变量与资源丰裕度变量间的关系被反映出来。为此,参考邵帅和齐中英(2008,2009)^[14-15]我们建立如下模型,以考察可能存在的传导途径

$$SSL_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln E + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

“资源诅咒”假说检验中涉及到经济增长和资源禀赋,经济增长变量采取人均地区生产总值增长率

(Y),选择以城市相应省份的2001年为基期的人均地区生产总值指数缩减为实际人均GDP。资源禀赋变量,传统做法是以采矿业从业人员占总体从业人员比例或采矿业产值占总产值比重为代理变量,但我们考察的是能源、水资源和土地资源,选择工业燃油和煤炭消费作为能源禀赋代理变量($E1$ 、 $E2$),选取工业用鲜水量和工业用地面积分别为水资源和土地资源禀赋代理变量(R 、 T)。之所以用以上指标代替,是由于对于城市来说,水和土地等资源本身具有不可转移性,出于稳健性考虑,首先在回归中进一步将能源消费按照煤炭和石油城市分类;其次采用传统做法以采矿业从业人员比例为资源禀赋变量($E0$)。资源利用效率是本文研究的核心变量(SSL),以效率测度方法构建出生产力指数,取差进而估算出能源或资源的利用效率,为了考察资源利用效率的具体情况,将其分解为效率变化和技术变化两部分。在控制变量中,借鉴已有文献的研究,我们加入了科学事业支出占地方财政支出比例($X1$),以及以第二产业占GDP比重衡量的产业结构变量($X2$)。具体统计描述如表3所示。

三、实证检验

(一)资源利用效率

作为“资源诅咒”传导机制的资源利用效率是我

表3 2001—2010年110个重点城市变量统计描述(2)

变量	Mean	Std.Dev	min	max	变量	Mean	Std.Dev	min	max
Y	0.04	0.07	-0.33	0.72	X1	0.0027	0.0049	2.80e-08	0.04
E0	0.05	0.09	0	0.51	X2	0.52	0.11	0	0.91

注:关于所需其他变量的统计描述如表1所示。

们关注的重点,表4报告了资源利用效率及其分解变动情况。多数年份中,无论是联合所有资源的利用效率,还是能源等分项资源的利用效率,都一致地为正,表明资源利用效率发生进步。从分解指标来看,利用效率的进步主要源于技术变动。能源的利用效率要高于资源的利用效率,从技术和效率变动指标看,能源的管理绩效最差,能源主要表现为技术进步推动利用效率提高。能源技术进步、产业结构调整以及新能源开发和利用,是使得资源利用效率显著提升主要原因。随着迅速的城市化和工业化进程中不断增加的水和土地资源的使用,提高水和土地资源利用效率是一个日益重要的问题。相比能源来说,资

源利用效率略显不足。2002—2010年间,水资源利用效率为0.0061,且部分年份利用效率提高幅度较大;从能源技术和能源管理方面来看,都存在着进步迹象。一方面,降水减少和气温上升等原因致使水资源紧缺,水资源浪费等现象使得资源稀缺进一步加深,利用效率不振。另一方面,近年来水资源管理政策出台,水资源的稀缺问题得到了极大的减轻。在所有模型中,土地资源利用效率最低,尤其平均的管理效率为-0.0038,发生了退步。城市化和工业化进程吞没了土地,然而工业用地却未能够通过合理的土地管理提高土地利用效率,相反却阻碍了利用效率的提高。

表4 资源利用效率估算结果

资源种类	生产力指数	2002—2003	2003—2004	2004—2005	2005—2006	2006—2007	2007—2008	2008—2009	2009—2010	平均
联合资源	资源生产率	0.0096	0.0035	0.0236	0.0089	0.0218	0.0045	0.0429	0.0200	0.0406
	效率变动	-0.0492	0.0373	-0.0167	-0.0132	0.0146	0.0120	-0.0103	-0.0130	-0.0129
	技术变动	0.0588	-0.0339	0.0403	0.0221	0.0072	-0.0075	0.0533	0.0330	0.0535
能源	资源生产率	0.0120	0.0001	0.0054	0.0028	0.0202	0.0034	0.0366	0.0093	0.0390
	效率变动	-0.0511	0.0364	-0.0198	-0.0151	0.0151	0.0035	-0.0097	-0.0302	-0.0116
	技术变动	0.0630	-0.0363	0.0253	0.0178	0.0051	-0.0002	0.0462	0.0395	0.0506
水资源	资源生产率	0.0088	0.0072	0.0156	0.0035	0.0130	-0.0171	0.0080	0.0176	0.0061
	效率变动	0.0025	0.0116	0.0114	-0.0158	0.0143	-0.0241	0.0019	0.0138	0.0009
	技术变动	0.0063	-0.0044	0.0042	0.0193	-0.0014	0.0070	0.0061	0.0038	0.0053
土地资源	资源生产率	0.0027	-0.0036	0.0095	-0.0040	0.0079	-0.0151	0.0232	0.0063	0.0016
	效率变动	-0.0186	0.0401	-0.0015	0.0002	0.0190	-0.0181	-0.0028	-0.0125	-0.0038
	技术变动	0.0214	-0.0437	0.0110	-0.0042	-0.0110	0.0031	0.0260	0.0188	0.0054

(二)“资源诅咒”现象的存在性实证检验

关于“资源诅咒”假说验证,运用公式(9)选择Sys-GMM估计方法判断“资源诅咒”存在性。结合已有研究方法解决存在的内生性问题,第一,不可观测的个体变量,选择面板数据;第二,模型遗漏的重要变量,引入因变量滞后项成为动态形式;第三,资源利用效率和资源消耗等自变量内生性,选择GDP和资源禀赋交叉项(Meyersson, 2008;魏国学, 2010)^[16-17]或GDP滞后项作为工具变量,本文选择GDP滞后项作为工具变量。运用公式(10)选择静态面板数据估计方法分析“资源诅咒”传导机制。

估计方程前,对模型自变量进行相关系数检验,相关系数均低于0.4,我们认为变量间相关性较低。Sargan的统计检验表明所有工具变量都是有效

的,残差序列相关检验显示原模型无序列相关,系统GMM有效且可靠,可以用于分析。从表5估计结果可以发现,方程中经济增长的滞后期显著为正,这表明我们前面所设模型正确,即经济增长是连续动态的过程。我们将资源区分开来,以煤炭、石油、水和土地资源为资源丰裕程度指标。第1列到4列无论是联合资源的模型,还是各种资源分项的模型,中国城市的经济增长与资源禀赋均呈现负相关关系,资源丰富的城市损害了经济增长。为了考察本文所使用的资源禀赋变量的可靠性,对于联合所有资源来说,第5列选择传统的采矿业就业人数占比作为资源依赖指标;对于能源来说,第6列是分别就煤炭和石油城市缩小样本稳健性检验。通过稳健性考察,能源和资源的系数均为负,验证了“资源诅咒”假说。

表5 “资源诅咒”检验计量结果

变量	1 联合资源	2 能源	3 水资源	4 土地资源	5 采矿业从业比例	6 煤炭和石油城市
Cons	0.439 3*** (0.023 2)	0.456 9*** (0.009 4)	0.286 9*** (0.003 7)	0.542 5*** (0.003 1)	0.214 5 (0.005 1)	0.097 0*** (0.029 2)
<i>L</i> <i>Y</i>	0.001 3*** (0.007 6)	0.009 0*** (0.003 4)	0.038 6*** (0.004 1)	0.026 4*** (0.002 3)	0.025 8 (0.005 6)	0.037 0 (0.149 7)
<i>E</i> 0					-0.000 4 (0.000 9)	
<i>E</i> 1	-0.036 5*** (0.002 0)	-0.037 9*** (0.001 1)				-0.007 1& (0.004 4)
<i>E</i> 2	-0.007 2 (0.000 8)	-0.006 4*** (0.000 6)				-0.006 0 (0.003 0)
<i>R</i>	0.000 1 (0.001 8)		-0.007 8*** (0.000 3)			
<i>T</i>	0.003 4 (0.002 6)			-0.020 1*** (0.000 4)		
SSL	0.004 6 (0.005 1)	0.019 3*** (0.003 8)	0.005 1*** (0.002 5)	-0.087 9*** (0.002 0)		-0.014 0 (0.029 4)
<i>X</i> 1	0.005 2 (0.000 2)	0.004 9*** (0.000 2)	0.003 0*** (0.000 0)	0.004 1*** (0.000 1)	0.004 0 (0.000 2)	
<i>X</i> 2	0.192 9 (0.008 4)	0.192 1*** (0.007 4)	0.217 9*** (0.002 4)	0.223 6*** (0.003 3)	0.216 0 (0.008 1)	
Sargan	108.276 4 [108.276 4]	107.810 6 [107.810 6]	109.165 8 [0.320 1]	106.910 3 [0.376 2]	92.861 7 [0.029 3]	10.350 1 [1.000 0]
AR(1)	-4.572 5*** [0.000 0]	-4.586 9*** [0.000 0]	-4.57*** [0.000 0]	-4.526 7*** [0.000 0]	-4.300 2*** [0.000 0]	-2.012 2*** [0.044 2]
AR(2)	0.220 95 [0.825 1]	0.276 13 [0.782 4]	0.263 88 [0.791 9]	0.152 97 [0.878 4]	0.385 41 [0.699 9]	-1.649 1* [0.099 1]
Obs	879	879	879	879	879	108

注:*L**Y*表示*Y*滞后期;括号内报告的是稳健标准差,中括号内报告的是伴随概率,***、**、*和&表示估计系数分别在1%、5%、10%和15%水平上显著。

我们重点关注自变量能源利用效率与经济增长的关系,除土地资源外,联合所有资源的利用效率和能源以及水资源利用效率都显著地促进了经济增长,而土地资源的利用效率对经济增长有阻碍作用,这一结论与前文所指出较低利用效率和管理低效有关。依据我们分析的“资源诅咒”传导机制,进一步说明其传导途径。此外,所选取的控制变量一致地促进了经济增长,这与其他学者研究结论一致。财政科技投入能够有效提高经济增长,第二产业结构比重增加能够提高经济增长速度。

(三)“资源诅咒”现象的传导机制实证分析

选择面板数据以考察“资源诅咒”传导机制(如表6所示),运用Hausman检验选择具体的固定或随机效应模型,除水资源影响的技术效率模型为随机效应外,其他模型均为固定效应模型;*F*和*t*统计量均在不同显著性水平下通过检验,意为资源禀赋显著影响资源利用效率,我们以此作为分析依据。城市的能源、水和土地资源禀赋显著地“挤出”了资源利用效率,并且就其分类而言对能源“挤出”效应高于资源的。我们认为资源科研投入水平及其使用效率偏低,科研向生产技术的转化能力不强、科研

与生产之间存在脱节问题等原因致使资源丰富地区的资源利用效率反而低下^[18-19]。从管理和技术两个层面具体来看其传导途径,资源禀赋对经济的影响在不同的资源种类中存在着较为不同的传导机制。煤炭仅显著地挤出了能源利用的技术效率;石油挤出了资源利用的管理和技术效率,且以管理为主。以水和土地为代表的资源仅挤出了资源利用的管理效率,而对技术效率影响不显著。

四、结论

本文得到以下几点研究结论:(1)资源利用效率发生进步,并且其进步主要源自于技术变动;(2)能源利用效率相对较高,土地资源利用效率最低;(3)资源丰富地区的经济增长缓慢,即“资源诅咒”假说在中国城市层面上是成立的;(4)资源禀赋“挤出”了资源利用效率,阻碍资源利用的管理和技术提高。

本文试图重新界定资源利用效率,在此基础上探究“资源诅咒”假说存在性和其传导路径,以寻求提出切实有效的资源政策。我们基于上述研究从改善资源利用效率为出发点提出以下几点建议:首

表6 “资源诅咒”传导机制计量结果

变量	煤炭和石油能源			水资源			土地资源		
	1 SSLPI	2 SSLEC	3 SSLTC	4 SSLPI	5 SSLEC	6 SSLTC	7 SSLPI	8 SSLEC	9 SSLTC
Cons	0.818 9*** (0.092 1)	-0.000 6*** (0.093 4)	0.819 5*** (0.076 3)	0.180 8** (0.089 6)	0.178 4& (0.178 4)	-0.003 0 (0.021 8)	0.095 7* (0.036 8)	0.086 4* (0.047 5)	0.005 3 (0.009 6)
E1	-0.115 2*** (0.014 1)	0.003 1 (0.014 3)	-0.118 3*** (0.011 7)						
E2	-0.031 7*** (0.006 9)	-0.022 4*** (0.007 0)	-0.000 9* (0.005 8)						
R				-0.017 8* (0.009 1)	-0.018 1& (0.011 6)	0.000 8 (0.002 2)			
T							-0.029 3* (0.011 4)	-0.028 0* (0.014 7)	0.000 1 (0.002 9)
R ²	0.081 8	0.019 6	0.104 7	0.017 5	0.035 9	0.001 9	0.016 3	0.035 3	0.000 1
F	39.11*** [0.000 0]	5.29 [0.005 2]	51.34*** [0.000 0]	0.009 1 [0.051 6]	2.41 [0.120 8]	0.15 [0.701 9]	6.63 [0.010 2]	3.64 [0.056 6]	0.00 [0.992 2]
Hausman	67.27*** [0.000 0]	10.27*** [0.005 9]	82.61*** [0.000 0]	5.00** [0.025 3]	3.07* [0.079 7]	0.01 [0.929 9]	4.57** [0.032 5]	2.57 [0.109 0]	0.02 [0.879 5]

注:括号内报告的是稳健标准差,中括号内报告的是伴随概率,***、**、*和&表示估计系数分别在1%、5%、10%和15%水平上显著。

先,加强资源利用的管理力度,提升管理效率;其次,提高资源的危机意识,增强政策和技术创新;最后,保障关注能源基础上,给予土地等资源更多的

重视。

(作者感谢山东大学魏建教授、西安交通大学郝哲明博士和厦门大学杜克锐博士在本文写作过程中提供的诸多帮助。)

参考文献:

- [1] Auty R M. Sustaining development in resource economies: the resource curse thesis[M]. Taylor & Francis Group, 1993: 23-60.
- [2] Sachs J, Warner A. Natural resource abundance and economic growth[R]. NBER Working Paper, 1995: 5398.
- [3] Sachs J, Warner A. Natural resource abundance and economic growth—revised version [R]. Development Discussion Paper, 1997: 517.
- [4] Sachs J, Warner A. The curse of natural resources[J]. European Economic Review, 2001(45): 827-838.
- [5] 赵伟伟,白永秀. 资源诅咒实证研究的文献综述[J]. 世界经济文汇, 2009(6): 104-117.
- [6] Auty R M. The political economy of resource-driven growth[J]. European Economic Review, 2001(59): 839-846.
- [7] Sala-i-Martin X, Subramanian A. Addressing the natural resource curse: an illustration from nigeria [R]. IMF Working Paper, 2003: 139.
- [8] Stiglitz E J. Making globalization work[M]. W W Norton & Company, 2006: 15-36.
- [9] Hodler R. The Curse of natural resources in fractionalized countries[J]. European Economic Review, 2006(50): 1367-1386.
- [10] 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(2): 78-89.
- [11] Thorvaldur Gylfason. Natural resources, education and economic development[J]. European Economic Review, 2000(45): 847-859.
- [12] Fukuyama H, Weber W L. A directional slacks-based measure of technical inefficiency [J]. Socio-Economic Planning Science, 2009(43): 274-287.
- [13] 庞瑞芝,李鹏. 中国新型工业化增长绩效的区域差异及动态演进[J]. 经济研究, 2011(11): 36-47.
- [14] 邵帅,齐中英. 西部地区的能源开发与经济增长[J]. 经济研究, 2008(1): 147-160.
- [15] 邵帅,齐中英. 基于“资源诅咒”学说的能源输出型城市 R&D 行为研究[J]. 财经研究, 2009(1): 61-73.
- [16] Meyersson E, Gerard M, Qian N. The rise of China and the natural resource curse in Africa[R]. Working Paper, 2008: 209.
- [17] 魏国学,陶然,陆曦. 资源诅咒与中国元素:源自 135 个发展中国家的证据[J]. 世界经济, 2010(12): 48-66.
- [18] 徐康宁,邵军. 自然禀赋与经济增长:对“资源诅咒”命题的再检验[J]. 世界经济, 2006(11): 38-47.
- [19] 丁菊红,王永钦,邓可斌. 中国经济发展存在“资源诅咒”吗[J]. 世界经济, 2007(9): 38-46.

