

[文章编号] 1009-3729(2015)01-0054-06

资源诅咒、金融部门与经济增长

——基于非线性模型的分析

胡华

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

[摘要] 学界研究发现,资源丰裕程度与经济增长并非线性关系。相对于线性模型,非线性模型可解决多重共线性问题,并大幅提高可决系数。基于非线性模型的实证研究显示,资源诅咒命题在中国整个大陆并不成立,但在一些区域是成立的,如东部、华东、华南、长三角地区;资源部门对经济增长的促进作用有限,金融部门对经济的促进作用明显高于资源部门,发展金融业有利于促进经济增长;在不同区域,发展金融业对经济的促进作用存在差异,如将中国划分为七个经济区域,按金融部门对经济促进作用的从大到小排序,依次是东北、华东、华中、华北、华南、西北、西南。

[关键词] 资源诅咒;金融部门;经济增长;非线性模型

[中图分类号] F061.2 **[文献标志码]** A **[DOI]** 10.3969/j.issn.1009-3729.2015.01.012

“资源诅咒”是指丰富的资源禀赋并不一定能促进经济增长,还可能阻碍经济增长。^[1]直观上看,资源诅咒命题在中国大陆是成立的。例如,长三角地区(上海、江苏、浙江)资源贫瘠,西部地区(重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古)资源丰富:在全国国土面积中,长三角地区占比不足3%,西部地区占比高达71.5%;矿产资源工业总产值方面,2011年,长三角地区占比是1.77%,西部地区占比是35.76%。但长三角地区经济发达,经济增速较高。2012年,长三角地区GDP占全国GDP 18.89%,西部地区占比仅为19.76%;经济增速方面,1978—2012年,长三角地区年均GDP增速是16.28%,高于西部地区的16.05%。

徐康宁等^[2-3]较早地将资源诅咒研究引入中国,研究资源诅咒命题在中国大陆是否成立,以及资源诅咒的传播途径。当然,有的研究并不支持资源诅咒命题,如Rui Fan等^[4-5]通过计量研究发现:资源诅咒命题在中国城市层面上并不成立。还有一些研究认为,在不同地区或不同时间段,资源与中国经济增长的关系存在差异,“资源祝福”与“资源诅咒”

并存。^[6-7]除了大量的实证研究外,一些学者的经验研究也证实,资源诅咒命题在中国大陆成立,并从“荷兰病”、人力资本、制度等诸多角度加以诠释,呼吁从产业多元化、提高人力资本投入、规范制度安排等多方面解决资源诅咒问题,但迄今尚缺乏从金融部门角度研究资源诅咒的文献。为此,本文拟采用静态面板数据模型、动态面板数据模型与非线性模型,分别研究资源丰裕程度变量和金融就业变量与经济增长之间的关系,分析非线性模型优于线性模型的原因,论证金融部门对解决资源诅咒问题的作用,比较各地金融部门对经济增长促进作用的差异。

一、模型选择与变量设定

1. 模型选择

本文选择静态面板数据、动态面板数据与非线性三种模型,具体如下。

静态面板数据模型 I₀:

$$Y_{i,t} = c_0 + c_1 N_{i,t} + c_2 Z_{i,t} + \xi_i + \mu_{i,t}$$

动态面板数据模型 II₀:

$$Y_{i,t} = c_0 + c_1 Y_{i,t-1} + c_2 N_{i,t} + c_3 Z_{i,t} + \xi_i + \mu_{i,t}$$

非线性模型 III₀:

[收稿日期] 2014-12-26

[基金项目] 天津市哲学社会科学研究规划项目(TJYY13-008)

[作者简介] 胡华(1979—),男,河北省武强县人,南开大学讲师,博士后,主要研究方向:经济增长、财政学。

$$Y_{i,t} = b_0 \times b_1^{N_{i,t}} + \mu_{i,t}$$

模型 I_0 、 II_0 是在 Sachs 等^[8] 的截面数据模型基础上改进而来的。在静态面板数据模型 I_0 中, Y 代表经济增长变量, 此变量可以是 GDP 的绝对量、GDP 的自然对数、GDP 年增长率(或增长量)、人均 GDP 年增长率(或增长量); N 代表资源变量, 可以是资源储量、资源生产量、资源生产量年增长率、采矿业从业人数占总人口的比重或上述指标的自然对数等, 以表征资源丰裕程度; Z 是控制变量集, 以表征对因变量产生影响的其他因素; i 是自然数, 代表不同的省、直辖市、自治区截面单位, t 代表年份, c_0 是常数项, c_1, c_2, c_3 是系数向量; ξ_i 表示个体效应因素, 若 ξ_i 只随个体变化而不随时间变化, 那么静态面板数据模型应设定为个体固定效应模型, 若 ξ_i 反映了不随时间变化的不可观测随机信息的效应, 静态面板数据模型则应设定为个体随机效应模型; $\mu_{i,t}$ 是随机扰动项。动态面板数据模型 II_0 是在静态面板数据模型 I_0 的基础上, 在解释变量中加入了被解释变量的滞后一期。在模型 II_0 中, $Y_{i,t}$ 是 $Y_{i,t-1}$ 的滞后一期数据, 其他变量与 I_0 相同。无论在 I_0 或 II_0 中, 当 N 的拟合系数小于零且能通过显著性检验时, 一般认为, 资源诅咒命题成立; 当 N 的拟合系数大于或等于零或其不能通过显著性检验时, 一般认为, 资源诅咒命题不成立。在非线性模型 III_0 中, b_0, b_1 是拟合系数, 资源变量是拟合系数 b_1 的幂, $\mu_{i,t}$ 是随机扰动项。当 $b_0 \geq 0, b_1 \geq 1$ 时, 资源诅咒命题不成立; 当 $b_0 > 0, b_1 < 1$ 或 $b_0 < 0, b_1 > 1$, 且能通过显著性检验时, 资源诅咒命题成立。

2. 变量设定

本文选用“人均实际 GDP 的自然对数”作为被解释变量 Y 。人均 GDP 等于各年各地区 GDP 除以相应的人口数, 运用城镇居民消费价格指数剔除物价波动对人均 GDP 的影响, 可获得人均实际 GDP; 在此基础上, 取自然对数, 即可获得人均实际 GDP 的自然对数。采用自然对数的形式, 可以减少各回归模型出现异方差问题。选取“采掘业(采矿业)从业人员占当地人口比重的自然对数”(N) 作为资源要素丰裕程度的表征变量, 这种做法存在一个问题: 1997—2005 年, 《中国城市统计年鉴》的从业人员分类存在差异: 1997—2004 年, 与资源开发相关的从业人员被称为采掘业从业人员; 而 2005 年后, 与资源开发相关的从业人员被称为采矿业从业人员。采掘业与采矿业的主要内容是相同的, 都包括石油开采、天然气开采、煤炭开采, 以及其他矿产开采等, 两者差别在于: 采掘业包括石油、天然气等非矿石资源的开发利用和自来水的生产与供应, 而采矿业不包

括这些内容。但观察采掘业从业人员占当地人口的比重与采矿业从业人员占当地人口的比重则发现, 两者不存在明显的差异, 2004 年, 中国地级及地级以上城市的采掘业从业人员占当地人口的比重是 0.401%, 2005 年中国地级及地级以上城市的采矿业从业人员占当地人口的比重是 0.404%; 同样, 2004 年各市的采掘业从业人员占当地人口的比重与 2005 年各市的采矿业从业人员占当地人口的比重也不存在显著差别, 如北京市 2004 年采掘业从业人员占当地人口的比重是 0.188%, 2005 年采矿业从业人员占当地人口的比重是 0.191%。因此, 本文对这两个比重不加区别。

本文所选控制变量包括: 一是人口密度变量 P , 等于每平方公里人数的自然对数; 二是就业变量 J , 用各行业从业人员占当地人口比重的自然对数表征; 三是人力资本投入变量 G , 用教育业从业人员占当地人口比重的自然对数表征; 四是城市化程度变量 $City$, 用市辖区人口占总人口比重的自然对数表征。因此, 包含所有变量的模型如下。

静态面板数据模型 I:

$$Y_{i,t} = c_0 + c_1 N_{i,t} + c_2 N_{i,t}^2 + c_3 P_{i,t} + c_4 J_{i,t} + c_5 G_{i,t} + c_6 c_{i,t} Y_{i,t} + \xi_i + \mu_{i,t}$$

动态面板数据模型 II:

$$Y_{i,t} = c_0 + c_1 Y_{i,t-1} + c_2 N_{i,t} + c_3 N_{i,t}^2 + c_4 P_{i,t} + c_5 J_{i,t} + c_6 G_{i,t} + c_7 c_{i,t} Y_{i,t} + \xi_i + \mu_{i,t}$$

非线性模型 III:

$$Y_{i,t} = b_0 \times b_1^{N_{i,t}} + \mu_{i,t}$$

上述变量使用的数据是中国大陆 285 个地级以上城市的市级面板数据, 来自 2004—2013 年《中国城市统计年鉴》, 剔除数据不连续的巢湖市、三沙市、毕节市、铜仁市和数据缺失严重的拉萨市。即使如此, 其他城市仍有一些变量值缺失, 因此所采用的市级面板数据并非平衡面板数据。各变量的含义、均值、标准差等详见表 1。

二、面板数据模型的估计与多重共线性问题

1. 静态面板数据模型结果与检验

下面运用静态面板数据模型进行回归, 六个模型的因变量都是人均实际 GDP 的自然对数, 模型 I 只有一个解释变量 N , 在此基础上, 依次加入 N 的平方项, 人口密度变量 P , 就业变量 J , 人力资本投入变量 G , 城市化程度变量 $City$, 从而形成模型 $I_2 \sim I_6$ 。如表 2 所示, 这 6 个模型都是固定效应模型。确定使用固定效应模型前, 运用似然比检验对混合面板数据模型与个体随机效应模型进行比较, 此检验的

原假设是静态面板数据模型的个体效应的方差等于零,所有6个模型的检验结果显示,原假设成立的概率都低于10%,因此固定效应模型更优。为甄别固定效应模型与随机效应模型的优劣,对其进行Hausman检验,其原假设是个体固定效应模型与个体随机效应模型的拟合系数不存在系统性的差异,检验结果显示,都适用固定效应模型。回归结果显示,在6个模型中, N 的拟合系数都大于零,且能通过显著性检验,这表明,资源诅咒命题在中国大陆不成立。 N 的平方项都大于零,说明资源变量与经济增长之间呈现“正U型”关系。

4个控制变量的拟合系数都是正值,且都能通过显著性检验,说明人口密度的增加、就业增加、人

力资本投入增加、城市化推进都有利于促进经济增长。变量 P (每平方公里人数的自然对数)与因变量呈显著的正相关,且能通过1%的显著性检验,原因是人口密度增加会有更多人成为经济人口,获得工资或获得所拥有生产要素的报酬,这些都提高GDP;变量 J (从业人员占当地人口比重的自然对数)的拟合系数是正值,且能通过显著性检验,说明新增就业可以提高人均实际GDP,原因是新增就业将增加人均收入,收入水平提高会促进消费,新增消费则以乘数作用于GDP,促进人均实际GDP提高;变量 G (教育业从业人员占当地人口比重的自然对数)的拟合系数是正值,能通过1%的显著性检验,说明教育投入有利于经济增长,原因是教育投入可

表1 模型变量描述

变量	含义	观察值数	均值	标准差	最小值	最大值
Y	人均实际GDP的自然对数	2 816	5.143	0.778	-0.063	7.424
N	采掘业(采矿业)就业人员占当地人口比重的自然对数	2 664	-6.462	1.926	-11.317	-1.459
N^2	N 的平方项	2 664	45.469	25.408	2.130	128.064
P	每平方公里人数的自然对数	2 596	5.701	0.912	1.548	7.887
J	从业人员占当地人口比重的自然对数	2 848	-2.471	0.602	-3.753	-0.016
G	教育业从业人员占当地人口比重的自然对数	2 807	-4.556	0.510	-9.788	-3.330
$City$	市辖区人口占总人口比重的自然对数	2 848	-1.315	0.692	-3.378	0.000
F	金融业从业人员占当地人口比重的自然对数	2 848	-5.955	0.694	-10.231	-3.044

注:模型数据系使用Stata12.0软件计算得来。

表2 静态面板数据模型估计结果

变量	模型 I ₁	模型 I ₂	模型 I ₃	模型 I ₄	模型 I ₅	模型 I ₆
N	0.110*** (4.94)	0.854*** (7.18)	0.855*** (6.64)	0.485*** (3.70)	0.420*** (3.28)	0.380*** (3.02)
N_2		0.0490*** (6.36)	0.0481*** (5.76)	0.0282*** (3.36)	0.0252*** (3.06)	0.0219*** (2.71)
P			0.323*** (5.03)	0.353*** (5.62)	0.311*** (5.04)	0.293*** (4.85)
J				0.724*** (9.92)	0.516*** (6.46)	0.480*** (6.14)
G					0.270*** (11.33)	0.262*** (11.20)
$City$						1.200*** (9.76)
截距项	5.848*** (40.57)	8.426*** (19.60)	6.642*** (10.97)	6.770*** (11.43)	8.334*** (14.15)	9.733*** (16.40)
样本数	2 634	2 634	2 398	2 398	2 363	236 3
组间 R^2	0.010 3	0.027 0	0.040 2	0.082 8	0.145	0.182
模型类型	固定效 应模型	固定效 应模型	固定效 应模型	固定效 应模型	固定效 应模型	固定效 应模型

注:1. 因变量都是 Y (人均实际GDP的自然对数);2. 括号内数值是 t 检验值;3. #、*、**、*** 分别表示拟合系数能通过15%、10%、5%、1%的显著性检验;4. 模型通过Stata 12.0软件计算得来。

提高当地居民受教育水平,提高其生产效率,从而促进经济增长;变量 $City$ (市辖区人口占总人口比重的自然对数)的拟合系数是正值,且能通过显著性检验,原因在于扩大的城市规模将吸引更多流动资源进入,有助于促进经济增长。静态面板数据模型可以证明资源诅咒命题不成立,但此模型有缺陷,可决系数都低于 0.2。

2. 动态面板数据模型结果与检验

运用动态面板数据模型进行回归分析,结果见表 3。由表 3 可知,模型 Π_0 的资源变量同人均实际 GDP 的自然对数呈正相关,且能通过显著性检验。为检验两者关系的稳定性,在模型 $\Pi_2 \sim \Pi_6$ 中逐一加入资源变量的平方项、人口密度变量 P 、就业变量 J 、人力资本投入变量 G 、城市化程度变量 $City$ 等控制变量。结果显示,资源变量的拟合系数都大于 0,但在模型 $\Pi_2 \sim \Pi_6$ 中,不能通过显著性检验。资源变量平方项的拟合系数有正有负,说明无法确定资源变量与经济增长之间是否存在非线性相关关系。自变量中,加入因变量的滞后一期后,控制变量的显著性受到很大影响。Sargan 检验、Hansen 检验显示,上述 6 个模型都不能通过过度识别检验。因此,动态面板数据模型的结果不能确定资源诅咒命题在中国大陆是否成立。

3. 静态、动态面板数据模型的多重共线性问题

静态、动态面板数据模型的多重共线性问题主要源于资源变量、资源变量平方项的线性相关关系。如表 4 所示,模型 I' 和 II' 都是一元线性回归模型,因变量都是资源变量的平方项,自变量都是资源变量。模型 II' 与 I' 的区别在于:模型 II' 针对自相关问题进行修正,使得 D-W 统计量从 0.107 提高至 1.785。两模型结果显示, N 与 N^2 之间存在很强的正相关性,这会导致静态、动态面板数据模型的多重共线性问题。要检验资源诅咒命题是否成立,以及经济增长与资源变量间是否存在非线性相关性,还需采取非线性模型进行估计。

三、非线性模型的估计

1. 资源变量与经济增长非线性模型的估计

运用迭代法对非线性模型 ($Y_{i,t} = b_0 \times b_1^{N_{i,t}} + \mu_{i,t}$) 进行估计 (Y 代表人均实际 GDP 的自然对数, N 代表采掘业(采矿业)就业人员占当地人口比重的自然对数),具体结果见表 5。选取全国为样本进行非线性模式估计发现, $b_0 = 5.350 > 0$, $b_1 = 1.006 > 1$,说明经济增长与资源变量呈正相关关系,因此,在中国大陆资源诅咒命题不成立。调整后可决系数达到 0.978,高于静态面板数据的可决系数。

表 3 动态面板数据模型估计结果

变量	模型 Π_1	模型 Π_2	模型 Π_3	模型 Π_4	模型 Π_5	模型 Π_6
$L.Y$	0.810*** (22.72)	0.807*** (22.58)	0.917*** (16.06)	0.907*** (14.93)	0.902*** (14.40)	0.902*** (14.34)
N	0.0105*** (3.07)	0.0640**	0.0165 (0.57)	0.00493 (0.26)	0.0142 (0.72)	0.0146 (0.74)
N_2		0.00411** (2.13)	0.000589 (0.28)	-0.000154 (-0.11)	0.000469 (0.32)	0.000505 (0.34)
P			0.00401 (0.37)	0.00394 (0.43)	-0.00295 (-0.40)	-0.00286 (-0.39)
J				0.0309 (0.58)	-0.00415 (-0.10)	-0.00325 (-0.08)
G					0.0211* (1.77)	0.0214* (1.75)
$City$						-0.00211 (-0.25)
截距项	1.183*** (6.44)	1.356*** (5.70)	0.620* (1.92)	0.709* (1.80)	0.883* (1.85)	0.887* (1.85)
样本数	2333	2333	2119	2119	2090	2090
AR(2)检验	0.191	0.194	0.578	0.578	0.555	0.555
Sargan 检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Hansen 检验	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:1. 因变量都是 Y (人均实际 GDP 的自然对数);2. 括号内数值是 Z 检验值;3. #、*、**、*** 分别表示拟合系数能通过 15%、10%、5%、1% 的显著性检验;4. 模型通过 Stata 12.0 软件计算得来。

将中国大陆划分为东、中、西三大区域发现,资源诅咒命题在东部地区成立,在中、西部地区不成立。中、西部地区中,西部地区的拟合系数都大于中部地区的拟合系数,说明资源部门对西部经济的促进作用要大于对中部经济的促进作用。

将中国大陆划分为华北等七个小区域发现,资源诅咒命题在华东、华南地区成立,在华北、东北、华中、西北、西南地区不成立。西北地区的拟合系数都大于其他地区的拟合系数,说明资源部门对西北经济的促进作用要大于对其他地区经济的促进作用。

在京津冀、长三角、西三角三区域,资源诅咒命题在长三角成立,在其他两区域不成立。京津冀地区的拟合系数都大于其他两地区的拟合系数,说明资源部门发展更有利于促进京津冀地区的经济增长。当 b_1 等于 1 时,资源变量的变化不会引起经济

增长的变化。在不同区域,资源变量与经济增长的关系虽有所不同,但在所有的非线性模型中, b_1 都介于 0.97 ~ 1.04 之间,都接近于 1。换言之,即使大部分地区资源部门对经济增长存在促进作用,但此作用也很有限,因此应采用产业多元化战略来促进经济增长,如通过发展金融部门来促进经济增长等。

2. 金融就业变量与经济增长非线性模型的估计

下面运用迭代法对非线性模型 ($Y_{i,t} = b_0 \times b_1^{F_{i,t}} + \mu_{i,t}$) 进行估计 (Y 代表人均实际 GDP 的自然对数, F 代表金融就业变量,用金融业从业人员占当地人口比重的自然对数表征,金融从业人员占当地人口的比重越高,金融部门越发达),具体结果见表 6。由表 6 可知,对中国大陆所有城市进行估计,调整后的可决系数达到 0.986,拟合系数 $b_0 = 11.57 > 0$,拟合系数 $b_1 = 1.147 > 1$,这两个拟合系数都大于表 5 中选取全国为样本时的相应值,说明相对于资源部门,金融部门发展更有利于促进经济增长。下面分析各区域情况,总体上,各区域的非线性模型调整后的可决系数都大于 0.97,说明非线性模型很好地解释了金融就业变量与经济增长的关系。

在东、中、西三大区域内,金融就业变量与经济增长非线性回归模型的拟合系数都大于资源变量与经济增长非线性回归模型的相应值,说明在大区域内,相对于资源部门,金融部门的发展更有利于促进经济增长。表 6 中,中部地区的拟合系数大于东部、西部的相应值,说明相对于东、西部地区,中部地区的金融部门对当地经济的促进作用更强。

表 4 N 与 N^2 的回归结果

变量	模型 I'	模型 II'
N	-12.98*** (-284.11)	-15.38*** (-265.00)
截距项	-38.43*** (-124.71)	-53.98*** (-97.53)
样本数	2 664	2 664
R^2	0.968	0.968
调整后 R^2	0.968	0.968
D-W 统计量	0.107	1.785

注:1. 因变量都是 N^2 , N 代表采掘业(采矿业)就业人员占当地人口比重的自然对数;2. 括号内数值是 t 检验值;3. #、*、**、*** 分别表示拟合系数能通过 15%、10%、5%、1% 的显著性检验;4. 模型通过 Stata 12.0 软件计算得来。

表 5 资源变量与经济增长非线性回归模型的估计结果

变量	全国	东部	中部	西部	华北	东北	华东	华南	华中	西北	西南	京津冀	长三角	西三角
b_0	5.350 (98.25)	5.485 (60.87)	5.482 (77.69)	5.925 (40.63)	5.639 (50.65)	5.443 (47.97)	4.868 (43.09)	4.332 (23.22)	5.579 (38.81)	6.252 (31.22)	5.037 (27.75)	6.175 (22.67)	5.29 (26.95)	5.083 (23.46)
b_1	1.006 (657.5)	0.999 (434.8)	1.015 (474.4)	1.033 (260.9)	1.014 (279.2)	1.006 (288.4)	0.988 (315.7)	0.979 (180.5)	1.018 (245.4)	1.038 (173.3)	1.012 (198.7)	1.023 (149.6)	0.991 (216.9)	1.011 (158.4)
N	2634	913	937	784	455	338	535	340	395	362	422	110	212	267
R^2	0.978	0.985	0.985	0.973	0.984	0.984	0.981	0.98	0.986	0.971	0.977	0.988	0.988	0.973
调整后 R^2	0.978	0.985	0.985	0.973	0.984	0.984	0.981	0.98	0.986	0.971	0.977	0.988	0.988	0.973

注:1. 因变量都是 Y (人均实际 GDP 的自然对数),自变量都是 N (采掘业或采矿业就业人员占当地人口比重的自然对数),非线性模型是 $Y_{i,t} = b_0 \times b_1^{N_{i,t}} + \mu_{i,t}$,上述拟合系数都能通过 1% 的显著性检验,括号内数值是 t 检验值;2. 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南,西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古,华北地区包括北京、天津、河北、山西、山东、内蒙古,东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江,华东地区包括江苏、安徽、江西、浙江、福建、上海,华南地区包括广东、广西、海南,华中地区包括湖北、湖南、河南,西北地区包括陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古,西南地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、广西,京津冀地区包括北京、天津、河北,长三角地区包括上海、江苏、浙江,西三角地区包括陕西、四川、重庆;3. 模型通过 Stata 12.0 软件计算得来。

表6 金融就业变量与经济增长非线性回归模型的估计结果

变量	全国	东部	中部	西部	华北	东北	华东	华南	华中	西北	西南	京津冀	长三角	西三角
b_0	11.57 (45.7)	11.33 (40.7)	12.64 (21.4)	9.113 (22.0)	11.54 (22.9)	19.77 (11.0)	16.56 (23.4)	10.65 (35.2)	12.81 (15.1)	9.843 (15.5)	6.968 (13.6)	11.13 (20.2)	13.15 (19.7)	5.424 (12.4)
b_1	1.147 (263.2)	1.136 (227.1)	1.168 (127.6)	1.106 (134.7)	1.148 (131.1)	1.266 (61.1)	1.217 (134.0)	1.129 (204.2)	1.167 (91.2)	1.118 (88.8)	1.064 (88.9)	1.139 (112.5)	1.162 (106.1)	1.022 (81.3)
N	2816	1008	992	816	495	338	603	373	417	382	434	128	247	278
R^2	0.986	0.992	0.989	0.977	0.989	0.989	0.991	0.991	0.990	0.976	0.978	0.994	0.993	0.974
调整后 R^2	0.986	0.992	0.988	0.976	0.989	0.989	0.991	0.991	0.990	0.976	0.978	0.994	0.993	0.974

注:1. 因变量都是 Y (人均实际 GDP 的自然对数)、 F (金融就业变量),非线性模型是 $Y_{i,t} = b_0 \times b_1^{F_{i,t}} + \mu_{i,t}$,上述拟合系数都能通过 1% 的显著性检验,括号内数值是 t 检验值;2. 模型使用 Stata 12.0 软件计算得来。

在华北、东北、华东、华南、华中、西北和西南七个小区域内,金融就业变量与经济增长非线性回归模型的拟合系数都大于资源变量与经济增长非线性回归模型的相应值,说明在小区域内,相对于资源部门,金融部门发展更有利于促进经济增长。表6说明东北地区的金融部门对当地经济促进作用大于其他地区。按照拟合系数 b_0 或 b_1 从大到小的顺序排列(按 b_0 、 b_1 从大到小顺序排列的结果相同),依次是东北、华东、华中、华北、华南、西北、西南,这是金融部门对经济促进作用按照从大到小排序的结果。

在京津冀、长三角、西三角三个区域内,金融就业变量与经济增长非线性回归模型的拟合系数都大于资源变量与经济增长非线性回归模型的相应值,说明相对于资源行业,金融部门发展更有利于促进经济增长。按照拟合系数 b_0 或 b_1 从大到小的顺序排列,依次是长三角、京津冀、西三角,即在金融部门对经济增长促进作用方面,长三角较大,京津冀居中,西三角较小。

四、结论

1. 资源部门对经济增长的促进作用有限

基于 2004—2012 中国市级面板数据,本文考察了资源丰裕程度与经济增长的关系,采用静态面板数据模型、动态面板数据模型、非线性模型,研究发现,非线性模型的可决系数更高。非线性模型结果显示,资源诅咒命题在中国整个大陆虽不成立,但在一些小区域成立,如东部、华东、华南、长三角地区。在其他区域,资源诅咒命题虽不成立,但资源部门对经济增长的促进作用有限。

2. 发展金融业有利于促进经济增长

运用非线性模型,研究金融就业变量与经济增长的关系,发现在中国大陆整体范围内,或在任何一

个区域,金融部门对经济增长的促进作用都高于资源部门。因此,解决资源诅咒问题、促进经济增长的方法之一是实行产业多元化,如促进金融业发展。

3. 发展金融业对中部、东北、长三角地区经济增长的促进作用较大

在东、中、西三大区域内,中部地区金融部门对经济的促进作用较强。在华北等七个小区域内,金融部门对经济促进作用按照从大到小排序依次是:东北、华东、华中、华北、华南、西北、西南;在京津冀、长三角、西三角三个区域内,金融部门对经济的促进作用,长三角较大,京津冀居中,西三角较小。

【参 考 文 献】

- [1] Auty R M. Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis[M]. London: Routledge, 1993.
- [2] 徐康宁, 韩剑. 中国区域经济的“资源诅咒”效应: 地区差距的另一种解释[J]. 经济学家, 2009(6): 96.
- [3] 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.
- [4] Rui Fan, Ying Fang, Sung Y Park. Resource Abundance and Economic Growth in China[Z]. Xiamen: Xiamen University, 2010.
- [5] 方颖, 纪行, 赵扬. 中国是否存在“资源诅咒”[J]. 世界经济, 2011(4): 144.
- [6] 李伟军, 李智. 知识溢出与资源诅咒假说的门槛效应[J]. 经济科学, 2013(6): 44.
- [7] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 资源产业依赖如何影响经济发展效率——有条件资源诅咒假说的检验及解释[J]. 管理世界, 2013(2): 32.
- [8] Sachs J D, Warner A M. Natural resource abundance and economic growth[J]. Journal of Development Economics, 1999(1): 43.