

[文章编号] 1009-3729(2014)02-0071-06

# 资源诅咒命题在中国大陆真的不成立吗?

——基于中国大陆市级面板数据的实证研究

胡华

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

**[摘要]**关于资源诅咒命题是否在中国大陆成立的问题,学界存在着争论。依据正反两方的分析方法,运用中国大陆市级面板数据,可以证实:资源诅咒命题至少在1997—1999年是成立的,2000年以来资源对中国经济的诅咒效应已经减小,但并未完全消除。鉴于此,建议减少资源开采量,有选择地建立资源深加工基地,中西部地区资源生产大市要发展劳动密集型产业,解决采矿业失业问题,东部地区应推进产业升级,在新能源革命中占据先机,同时要做好相关税收制度的调整。

**[关键词]**资源诅咒;产业升级;新能源革命

**[中图分类号]** F224.0    **[文献标志码]** A    **[DOI]** 10.3969/j.issn.1009-3729.2014.02.014

长期以来,不少学者发现,丰富的自然资源不一定能促进一国经济增长,有时还可能阻碍其经济增长,R. M. Auty<sup>[1]</sup>将这种现象定义为“资源诅咒”。之后,相关研究迅速发展,J. D. Sachs等<sup>[2-5]</sup>运用95个发展中国家的截面数据进行回归分析,发现自然资源出口占GDP的比重同经济增长之间存在显著的负相关性,即使加入诸多控制变量,负相关关系仍然存在,即资源诅咒命题在发展中国家是成立的。现有研究不仅关注国家层面的资源诅咒问题,很多学者已将研究视角投向一国内部,不少学者自然将目光投向作为新兴经济体的中国。徐康宁等<sup>[6]</sup>认为,中国区域的经济增长在长周期上,存在资源诅咒效应。徐康宁等<sup>[7]</sup>运用中国省级面板数据,以“经济增长率”为因变量,以“采掘业固定资产投资占各行业固定资产投资总额的比重”和“采掘业从业人员占各行业从业人员总数的比重”为自变量,对资源诅咒命题进行实证检验,结果显示,此命题成立。胡援成等<sup>[8]</sup>以“人均GDP增长率”为因变量,以“采掘业基本建设投资占固定资产投资总额的比重”为自变量,证实中国省际层面存在资源诅咒效应。邵帅等<sup>[9]</sup>以“人均GDP增长率”为因变量,以“能源开

发强度”为自变量,证明资源诅咒命题在中国西部地区成立。刘红梅<sup>[10]</sup>以“人均GDP增长率”为因变量,用“农业虚拟水产量占地区GDP的比重”衡量农业虚拟水资源丰度,检验农业虚拟水资源诅咒命题,结果显示:此命题在中国成立。邵帅<sup>[11]</sup>利用中国28个地级煤炭城市1997—2007年的面板数据,以“人均GDP增长率”为因变量,以“采矿业从业人数占全部从业人数的比重”为自变量,证明煤炭资源的开发对当地经济增长具有诅咒效应。当然,也有学者的研究并不支持资源诅咒命题。方颖等<sup>[12]</sup>使用横截面模型研究中国95个市的数据,以“采掘业从业人数占当地人口数的比重”为资源丰裕程度变量,以“2006年人均GDP”为因变量,在多个模型中,资源丰裕程度变量拟合系数的符号不一致,且没有通过显著性检验,据此他们认为,资源诅咒命题在中国城市层面上不成立。

方颖等的研究与其他研究的差别除了数据选取不同外,还存在以下2点差异:一是经济增长的表征变量存在差异。方颖等所用变量是“2006年人均GDP的自然对数”,而其他文献大多使用“人均GDP的增长率”或“人均实际GDP的增长率”。

**[收稿日期]** 2014-02-20

**[基金项目]** 天津市哲学社会科学规划课题(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。

二是方颖等所用模型是横截面模型,其他文献大多使用面板数据模型。本文拟通过建立面板数据模型和横截面数据模型并依据中国大陆市级面板数据,来探究资源诅咒命题在我国大陆地区是否成立。

## 一、模型定义与变量选择

### 1. 模型定义

本文使用的模型包括面板数据模型和横截面数据模型。

面板数据模型:

$$Y_{i,t} = c_0 + c_1 N_{i,t} + c_2 Z_{i,t} + \xi_i + \mu_{i,t} \quad (1)$$

横截面数据模型:

$$\ln GDP_i = c_0 + c_1 N_i + c_2 Z_i + \mu_i \quad (2)$$

J. D. Sachs 等<sup>[2]</sup>的模型是验证资源诅咒命题的常用模型,①式是在 Sachs 等的横截面模型基础上改进而来。因变量  $Y$  是“人均 GDP 年增长率”;  $N$  是资源丰裕程度表征变量;  $Z$  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,代表不同城市的截面单位,  $t$  代表年份,  $c_0$  是常数项,  $c_1$ 、 $c_2$  是系数向量;  $\xi_i$  表示“个体效应”因素,若其是不随时间变化的固定因素,则模型是固定效应模型;若此“个体效应”因素是随机因素,则模型是随机效应模型;若不存在此“个体效应”,则模型是混合面板数据模型。  $\mu_{i,t}$  是随机扰动项。

②式是在方颖等<sup>[12]</sup>研究模型基础上改进而来的,  $\ln GDP$  代表“人均 GDP 的自然对数”。方颖等<sup>[12]</sup>研究模型的因变量是“2006 年人均 GDP 的自然对数”,其自变量包括“1990 年人均 GDP 的自然对数”,此变量是“2006 年人均 GDP 自然对数”的提前项,因此方颖等<sup>[12]</sup>研究模型会出现内生性问题,导致结果出现偏差。鉴于此,在②式的自变量中,我们剔除了因变量的提前项,因变量的时限也不再局限于 2006 年。  $\mu_i$  是随机扰动项,其他变量的含义与面板数据模型相同。①式或②中,若变量  $N$  的拟合系数小于 0,且能通过显著性检验,则资源诅咒命题成立;否则,此命题不成立。

### 2. 变量设定

本文选用“人均 GDP 年增长率”(  $Y$  )、“人均 GDP 的自然对数”(  $\ln GDP$  )分别作为面板数据模型和横截面数据模型的因变量。“人均 GDP”等于各年各地区 GDP 除以人口数;“人均 GDP 年增长率”、“人均 GDP 的自然对数”在此基础上计算而来。选取“采掘业或采矿业就业人员占当地人口的比重”

(  $N$  )作为资源要素丰裕程度的表征变量。但此做法存在一个问题:2005 年前后,《中国城市统计年鉴》中的从业人员分类存在差异,1997—2004 年,资源开发相关的就业人员被称为采掘业就业人员;而 2005 年后,从事资源开发相关的就业人员被称为采矿业就业人员。采掘业与采矿业的主要成分相同,都是对包括石油、天然气、煤炭以及其他矿产资源的开采;两者的区别在于:采掘业包括对地下水等非矿资源的开发利用,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%,两者相差不大;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 2 个比重不予区别。

在本文所选控制变量中,物流业发达程度变量(  $lg$  )用“人均货物周转量的自然对数”表征;就业人口比重变量(  $J$  )用“从业人员占当地人口的比重”表征;外资利用程度变量(  $Fiv$  )用“实际使用外资额占 GDP 的比重”表征;沿海城市虚拟变量(  $Sea$  )若是沿海城市,则赋值为“1”,否则为“0”;大城市虚拟变量(  $Big$  )若是直辖市、副省级市或经济特区,则赋值为“1”,否则为“0”。2 个虚拟变量不随时间变化,因此不能加入面板数据模型的自变量,只能加入横截面数据模型的自变量。包含所有变量的模型如下。

面板数据模型。

$$Y_{i,t} = c_0 + c_1 N_{i,t} + c_2 lg_{i,t} + c_3 J_{i,t} + c_4 Fiv_{i,t} + \xi_i + \mu_{i,t} \quad (3)$$

横截面数据模型:

$$\ln GDP_i = c_0 + c_1 N_i + c_2 lg_i + c_3 J_i + c_4 Fiv_i + c_5 Sea_i + c_6 Big_i + \mu_i \quad (4)$$

上述变量所用数据是 1997—2009 年中国大陆地级以上城市的市级平衡面板数据,来自历年《中国城市统计年鉴》,此年鉴共收录 287 个城市的数据,剔除数据缺失的城市后,剩余 171 个城市,城市名称详见附表,各变量的含义、均值、标准差等见表 1。

表1 变量设定描述

变量	含义	观察值数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Y</i>	人均 GDP 年增长率	2 223	0.130 4	0.258 2	-0.615 1	10.569 0
<i>lnGDP</i>	人均 GDP 的自然对数	2 223	9.403 5	0.775 8	7.550 2	12.743 4
<i>N</i>	采掘业或采矿业就业人员 占当地人口的比重	2 223	0.008 6	0.016 9	0.000 0	0.154 5
<i>lg</i>	人均货物周转量的自然对数	2 223	2.567 3	0.771 0	-0.114 0	6.444 0
<i>J</i>	从业人员占当地人口的比重	2 223	0.164 2	0.169 6	0.030 2	2.484 9
<i>Fiv</i>	实际使用外资额占 GDP 的比重	2 223	0.030 8	0.045 7	0.000 0	0.578 0
<i>Sea</i>	沿海城市虚拟变量	222 3	0.257 3	0.437 3	0.000 0	1.000 0
<i>Big</i>	大城市虚拟变量	222 3	0.128 7	0.334 9	0.000 0	1.000 0

注:表中数据通过 Stata11.0 软件计算得到。

## 二、面板数据模型结果及检验

下面运用面板数据模型③,以 *Y*(人均 GDP 增长率)作为因变量,进行回归分析。此方法常用于检验中国是否存在资源诅咒命题。如表 2 所示,模型 I 只有一个解释变量 *N*,在此基础上,依次加入控制变量 *lg*(人均货物周转量的自然对数)、*J*(从业人员占当地人口的比重)、*Fiv*(实际使用外资额占 GDP 的比重),从而形成模型 II—IV。这 4 个模型都是混合面板模型。确定使用这些模型前,运用似然比检验对混合面板数据模型与个体固定效应模型进行比较,此检验的原假设是“静态面板数据模型的个体效应方差等于 0”,4 个模型的检验结果都显示,原假设成立的概率高于 10%,因此混合面板数据模型更优。确立混合面板数据模型后,运用 Breusch-Pagan、Cook-Weisberg 方法检验异方差,其原假设是“不存在异方差”,4 个模型的检验结果都显示,原假设成立的概率都低于 1%,因此存在异方差问题,采用稳健标准差修正原标准差,以解决此问题。D-W 变量显示,4 个模型还存在自相关问题,运用 Prais-Winsten AR(1)迭代法进行回归估计以解决自相关问题。表 2 中 4 个模型已进行自相关和异方差问题的修正,结果显示,在 4 个模型中,*N* 的拟合系数始终小于 0,且都能通过显著性检验。

变量 *lg* 的拟合系数是正值,能通过 1% 的显著性检验,说明人均货物周转量的增加能够促进经济增长。其原因是:货物周转量是特定时期内,各种交通工具运送的货物质量与运输距离的乘积之和;人均货物周转量较高的地区,其运输承载能力较强,商业化水平也较高,这些因素都有利于经济增长。变量 *J* 的拟合系数是正值,没有通过显著性检验,说明新增就业对人均 GDP 年增长率具有一定的促进作

用,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 GDP 增长率提高。变量 *Fiv* 被用于衡量经济体的外资利用程度,其拟合系数为正,没有通过显著性检验。这说明,中国大陆某一城市外资利用程度的增加,能促进其人均 GDP 增长率的提升。最终,面板数据模型结果显示,资源诅咒命题在中国大陆地区成立,但模型  $R^2$  和调整后的  $R^2$  都很低,因此下面使用横截面数据模型进一步检验资源诅咒命题在中国大陆是否成立。

表2 面板数据模型估计结果

变量	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV
<i>N</i>	-0.384 ** (-2.04)	-0.785 *** (-3.02)	-0.818 ** (-2.12)	-0.751 ** (-2.34)
<i>lg</i>		0.0392 *** (4.45)	0.0388 *** (5.28)	0.0376 *** (5.93)
<i>J</i>			0.0174 (0.23)	0.0106 (0.15)
<i>Fiv</i>				0.0947 (0.73)
截距项	0.134 *** (19.99)	0.0365 ** (2.20)	0.0350# (1.60)	0.0356 * (1.66)
样本数	2 223	2 223	2 223	2 223
$R^2$	0.000 568	0.013 900	0.014 000	0.014 200
调整后的 $R^2$	0.000 118	0.013 000	0.012 700	0.012 500

注:①括号内的数值是 *t* 检验值;②#、\*、\*\*、\*\*\* 分别表示拟合系数能通过 15%、10%、5%、1% 的显著性检验;③模型数据通过 Stata11.0 软件计算得到。下同。

## 三、横截面数据模型结果及检验

1. 以“采掘业或采矿业就业人员占当地人口比重的均值”为自变量

以“2009 年人均 GDP 的自然对数”为因变量,

以“采掘业或采矿业就业人员占当地人口比重的1997—2009年均值”(  $N_{97-09}$  )为自变量,运用横截面数据模型进行回归分析,其结果如表3模型A所示。在此模型基础上,在自变量中,逐一加入  $lg_{2009}$  (2009年人均货物周转量的自然对数)、 $J_{2009}$  (2009年从业人员占当地人口的比重)、 $Fiv_{2009}$  (2009年实际使用外资额占GDP的比重)、 $Sea$  (沿海城市虚拟变量)、 $Big$  (大城市虚拟变量),最终形成模型B—F。运用 Breusch-Pagan、Cook-Weisberg 方法检验模型是否存在异方差,结果显示模型B、C、D、E、F存在异方差,因此使用稳健标准差修正原标准差。

6个模型中除模型A外,其他5个模型的调整后  $R^2$  都在0.40以上。在模型A中,资源丰富程度变量( $N_{97-09}$ )的拟合系数大于零,但在其他5个模型中,都小于零,此结果与面板数据模型的估计结果相似,但拟合系数都没有通过显著性检验,因此,不能证明资源诅咒命题在中国大陆地区成立。控制变量的符号都符合预期。 $lg_{2009}$ 、 $J_{2009}$ 、 $Fiv_{2009}$  3个变量拟合系数的符号都是正值,说明物流业发达程度增加、就业增加、外资使用增加都会促进经济增长。 $Sea$ 、 $Big$  2个虚拟变量的符号都是正值,说明沿海城市的经济增长快于非沿海城市,大城市的经济增长快于中小城市。

## 2. 以各年“采掘业或采矿业就业人员占当地人口的比重”为自变量

以每年的  $\ln GDP$  为因变量,以每年的  $N$  为自变量,并结合  $lg$ 、 $J$ 、 $Fiv$ 、 $Sea$ 、 $Big$  5个控制变量,运用横截面数据模型回归分析可以获得表4。

表4中,所有数据都是  $N$  的拟合系数,每个拟合系数都是使用不同模型估计而来,如1997年  $N_1$  列数据(-1.019)是用1997年数据,以  $\ln GDP$  为因变量,以  $N$  为自变量,使用横截面模型估计而来,其他情况以此类推。表4中,每列的控制变量不同,估计  $N_1$  列时,没有加入控制变量;估计  $N_2$  列时,控制变量是  $lg$ ;估计  $N_3$  列时,控制变量是  $lg$ 、 $J$ ;估计  $N_4$  列时,控制变量是  $lg$ 、 $J$ 、 $Fiv$ ;估计  $N_5$  列时,控制变量是  $lg$ 、 $J$ 、 $Fiv$ 、 $Sea$ ;估计  $N_6$  列时,控制变量是  $lg$ 、 $J$ 、 $Fiv$ 、 $Sea$ 、 $Big$ 。由于篇幅所限,表4中没有写入控制变量的拟合系数以及其他检验的结果,对存在异方差问题的模型,已用稳健标准差修正原标准差。绝大多数模型的调整后  $R^2$  在0.30以上,最高值达到0.73。结果显示,在1997—1999年,  $N_2 \sim N_6$  列的拟合系数是负值,且能通过显著性检验。这说明,在1997—1999年,资源诅咒命题在中国大陆成立。2000年以来,除  $N_1$  列外,其他各列的拟合系数都是负值,没有通过显著性检验,表明资源对经济的诅咒效应有所削弱,但并没有彻底消除。

表3 以“采掘业或采矿业就业人员占当地人口比重的均值”为自变量所得横截面数据模型结果

变量	模型 A	模型 B	模型 C	模型 D	模型 E	模型 F
$N_{97-09}$	2.440 (0.75)	-4.023 (-1.05)	-4.447 (-1.37)	-2.566 (-0.78)	-2.108 (-0.69)	-1.461 (-0.47)
$lg_{2009}$		0.632*** (10.82)	0.418*** (8.70)	0.367*** (8.09)	0.379*** (8.19)	0.380*** (8.26)
$J_{2009}$			3.421*** (6.38)	3.215*** (6.59)	2.980*** (5.92)	2.724*** (5.34)
$Fiv_{2009}$				5.259*** (3.83)	4.135*** (2.85)	3.622** (2.47)
$Sea$					0.202** (2.43)	0.200** (2.40)
$Big$						0.148# (1.52)
截距项	10.18*** (180.28)	8.326*** (51.77)	8.579*** (71.43)	8.614*** (75.48)	8.575*** (75.15)	8.591*** (73.84)
样本数	171	171	171	171	171	171
$R^2$	0.003 34	0.442 00	0.662 00	0.685 00	0.701 00	0.705 00
调整后 $R^2$	-0.002 55	0.435 00	0.656 00	0.677 00	0.692 00	0.694 00

表4 以各年“采掘业或采矿业就业人员占当地人口的比重”为自变量所得横截面数据模型结果

年份	估计 $N_1$	估计 $N_2$	估计 $N_3$	估计 $N_4$	估计 $N_5$	估计 $N_6$
1997	-1.019	-4.910***	-3.755***	-3.021**	-2.279*	-1.164
1998	0.254	-4.667*	-6.359**	-5.062**	-4.452**	-3.026#
1999	-0.298	-6.351**	-6.798**	-5.525**	-4.991**	-3.384#
2000	0.660	-5.337	-5.340#	-3.916	-3.502	-1.708
2001	0.685	-5.971#	-6.114#	-4.714	-4.000	-2.088
2002	0.853	-0.973	-4.591#	-2.197	-1.727	-0.301
2003	2.704	-6.847	-7.548*	-4.933	-4.664	-3.439
2004	2.717	-7.178	-7.643*	-4.243	-3.970	-3.016
2005	6.016#	-6.274	-5.702	-1.976	-1.709	-0.779
2006	5.038	-6.775	-6.861*	-3.335	-2.667	-1.834
2007	4.488	-7.020	-7.313*	-5.343	-4.464	-3.491
2008	4.735	-5.017	-6.133*	-4.345	-3.860	-3.485
2009	3.996	-3.717	-4.898*	-3.027	-2.743	-2.100

## 四、结论与政策启示

关于资源诅咒命题是否在中国大陆地区成立的问题,学界一直存在着争论。依据正反双方的方法,运用中国大陆市级面板数据证实,资源诅咒命题至少在1997—1999年是成立的,2000年以来资源对中国经济的诅咒效应已经减小,但并未完全消除。为进一步消除资源的诅咒效应,应采取如下措施:

第一,制定资源开采规划,减少资源开采量。当今经济对资源的需求缺乏弹性,依据需求弹性理论,限产导致的资源价格上涨将提高资源生产大市的附加值,促进资源丰裕地区的经济增长。

第二,有选择地建立资源深加工基地。资源诅咒效应产生的原因之一是资源生产大市对资源生产的过度依赖,在资源限产的同时资源开采业必然出现务工人员的大量流出,因此可组织其中的高中端技术人员,在部分具有比较优势的地区,建立资源深加工基地,提高资源行业附加值,促进经济增长。

第三,中西部地区资源生产大市要适时发展劳动密集型产业。次贷危机以来,中国东部地区制造业出现用工成本高的问题,加之人民币升值较快,制造业出口利润大幅下滑,中西部资源生产大市也可利用此契机,结合自身用工成本较低的优势,发展劳动密集型产业,以吸收缩小资源开采业后所流出的低端劳动力资源。

第四,东部地区应适时推进产业升级。劳动密集型产业从东部地区向中西部地区转移后,东部地区的产业结构应瞄准技术、知识密集型产业,加大对新能源的开发与利用,减少对煤炭等化石资源的依

赖,以便在世界新能源革命中占据先机。

第五,适当调整税收结构。劳动密集型制造业在从东部地区向中西部地区转移的过程中,应在一定时间内,对中西部地区劳动密集型企业采取减免税的政策,以鼓励其发展,税收减少的部分可通过提高资源税率的方式进行补充。

## [参 考 文 献]

- [1] Auty R M. Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis[M]. London: Routledge, 1993.
- [2] Sachs J D, Warner A M. Natural resource abundance and economic growth[R]. Cambridge: NBER Working Paper, 1995.
- [3] Sachs J D, Warner A M. Fundamental sources of long-run growth[J]. American Economic Review, 1997(5): 184.
- [4] Sachs J D, Warner A M. Natural resource intensity and economic growth[C]//Development Policies in Natural Resource Economics, Cheltenham UK: Edward Elgar, 1999.
- [5] Sachs J D, Warner A M. Natural resources and economic development: the curse of natural resources[J]. European Economic Review, 2001(45): 827.
- [6] 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, 2005(6): 96.
- [7] 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.
- [8] 胡援成, 肖德勇. 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[J]. 管理世界, 2007(4): 15.
- [9] 邵帅, 齐中英. 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[J]. 经济研究, 2008(4): 147.

- [10] 刘红梅. 中国农业虚拟水“资源诅咒”效应检验: 基于省际面板数据的实证研究[J]. 管理世界, 2009(9): 69.
- [11] 邵帅. 煤炭资源开发对中国煤炭城市经济增长的影响——基于资源诅咒学说的经验研究[J]. 财经研究, 2010(3): 90.
- [12] 方颖, 纪衍, 赵扬. 中国是否存在“资源诅咒”[J]. 世界经济, 2011(4): 144.

附表 样本城市列表

北京市	营口市	常州市	南平市	鹤壁市	张家界市	钦州市
天津市	阜新市	连云港市	龙岩市	新乡市	益阳市	三亚市
石家庄市	辽阳市	盐城市	景德镇市	焦作市	郴州市	重庆市
唐山市	盘锦市	扬州市	萍乡市	濮阳市	永州市	成都市
秦皇岛市	铁岭市	镇江市	九江市	许昌市	怀化市	自贡市
邯郸市	朝阳市	杭州市	新余市	漯河市	广州市	泸州市
邢台市	葫芦岛市	宁波市	鹰潭市	三门峡市	韶关市	德阳市
保定市	长春市	温州市	济南市	南阳市	深圳市	绵阳市
张家口市	吉林市	湖州市	青岛市	商丘市	珠海市	内江市
承德市	四平市	绍兴市	淄博市	武汉市	汕头市	乐山市
沧州市	辽源市	金华市	枣庄市	黄石市	湛江市	南充市
太原市	通化市	衢州市	东营市	十堰市	茂名市	宜宾市
大同市	白山市	台州市	烟台市	宜昌市	肇庆市	贵阳市
阳泉市	白城市	芜湖市	潍坊市	襄樊市	惠州市	遵义市
晋城市	哈尔滨市	淮南市	济宁市	鄂州市	梅州市	西安市
呼和浩特市	齐齐哈尔市	马鞍山市	泰安市	荆门市	汕尾市	咸阳市
包头市	鸡西市	淮北市	威海市	孝感市	河源市	渭南市
赤峰市	大庆市	铜陵市	日照市	黄冈市	阳江市	汉中市
沈阳市	伊春市	安庆市	莱芜市	长沙市	东莞市	西宁市
大连市	佳木斯市	福州市	临沂市	株洲市	潮州市	银川市
鞍山市	牡丹江市	厦门市	德州市	湘潭市	云浮市	乌鲁木齐市
抚顺市	黑河市	莆田市	郑州市	衡阳市	南宁市	
本溪市	上海市	三明市	洛阳市	邵阳市	柳州市	
丹东市	南京市	泉州市	平顶山市	岳阳市	桂林市	
锦州市	徐州市	漳州市	安阳市	常德市	北海市	