

自然资源、人力资本异质性与区域经济增长 ——基于省际面板数据的经验分析

谢波, 陈仲常

- (1. 重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400044;
2. 重庆大学人口资源环境研究中心, 重庆 400044)

摘要: 本文以1990~2008年我国29个省域面板数据为对象, 采用分位数计量回归模型重点考察省际区域自然资源的能源开发和人力资本分布的异质性对经济发展的影响, 并进一步协整检验能源开发与异质性人力资本之间的关系。结果表明: 只有经济增长低分位点处的地区(如山西、黑龙江、四川、云南、贵州、青海等)发展才对自然资源有一定的依赖, 其他地区并未受到资源开发显著地影响; 尽管人力资本总量的提升对经济发展有明显推动作用, 但不同类型的教育对经济增长各分位点处的影响各异; 资源开发短期内对较高教育层次(高中、大专及以上)的人力资本有“挤出”效应, 但长期来看最终将会促进人力资本的提高。

关键词: 能源开发; 人力资本; 经济增长; 教育

中图分类号: F241 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2011) 04-0035-10

Nature Resource, Heterogeneity in Human Capital and Regional Economic Growth: An Experience Analysis of Panal Data of Chinese Provinces

XIE Bo, CHEN Zhong-chang

- (1. College of Economic and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China;
2. College of Trade and Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract: In this paper, the authors use quartile regression to study the impact of nature resource, energy development and the heterogeneity of human capital distribution on economic growth in 29 provinces of China, from 1990 to 2008, analyze the relationship between energy development and the heterogeneity of human capital distribution by cointegration test. Results show that: firstly, only the economics of the areas with low economic growth (like Shanxi, Heilongjiang, Sichuan, Yunnan, Guizhou, Qinghai, etc.) depend on the exploitation of natural resources have certainly, but the other areas do not. Secondly, different types of human capital differently effect the economic growth,

收稿日期: 2011-03-17; 修订日期: 2011-05-25

作者简介: 谢波(1979-), 湖北随州人, 重庆大学经济与工商管理学院博士研究生。研究方向: 人口资源环境经济学。

although the enhancement of whole education improves the economic growth obviously. Finally in the short term resources development can extrude higher education levels (like high school, college and above), but in the long term it will eventually promote human capital.

Keywords: energy development; human capital; economic growth; education

一、引言及文献回顾

人力资本和自然资源无疑都是一国或一个地区经济发展的重要影响因素,加勒(Galor)和莫维(Moav)提出,人力资本积累代替实物资本积累正在成为经济增长的主引擎^[1]。而我国正处于经济发展转型的特殊时期,地区不同类型的人力资本分布差异较大,其异质性对本地区经济增长是否存在不同的影响?资源富集地大规模的开发是否促进了本地区的经济快速发展?主要的能源产出地区大量地开发自然能源资源是否“挤出”了本地区较高层次的知识人才?基于这一目的,本文将利用我国省际面板数据,首先,采用分位数回归分析的方法替代多数文献中使用的条件均值模型,考察资源开发和人力资本对区域经济增长的影响,考虑到人力资本的类型对经济增长的影响具有明显差异,我们将引入不同教育层次的人力资本变量。然后,利用面板协整的方法,检验能源开发是否真的“挤出”某种类型的人力资本。

从文献研究看,首先,人力资本对经济增长的贡献主要集中在两类模型,即卢卡斯(Lucas)机制和尼尔森-菲利普(Nelson-Phelps)机制^[2-3]。前者认为人力资本作为生产过程中必需的直接投入要素促进经济增长;后者认为人力资本不是直接经济增长要素,而是通过影响“技术进步”间接地作用于经济增长。国内的学者使用了一国的数据不断地丰富了这一理论,多数侧重于总量人力资本对经济增长的作用机制^[4-6],仅有少数的学者针对差异性的人力资本作用机制进行了研究。刘智勇等采用了条件均值模型(如截面正常最小二乘估计或面板数据分析)证实了人力资本中初等教育的劳动力不能通过以上两种机制对经济增长产生作用,且中高等教育只能通过尼尔森-菲利普机制和两种机制的联合作用促进经济增长,不能通过卢卡斯机制作用于经济增长^[7]。彭国华运用了广义矩(GMM)估计方法对面板数据进行了实证研究,结果表明只有接受过高等教育的人力资本才对全要素生产率有显著的促进作用^[8]。夏万军和纪宏在面板数据模型中引入人力资本的平均指标和离散指标,结果表明各地区不同层次教育水平的比重对各地区经济增长影响的效果不同,建议在资源有限的情况下进行人力资本投资时,要有的放矢^[9]。鉴于人力资本不同类型对经济增长的贡献不同和同一类型的人力资本对不同国家或地区影响存在差异这两个方面,本文同时采用了异质性的人力资本指标和分位数回归的方法,进行可能更为确切的分析。然后,能源资源开发对经济增长的影响的研究集中在对我国地区是否存在“资源诅咒”现象的争议。所谓的“资源诅咒”是指丰裕的自然资源与经济增长负相关^[10]。国内的绝大多数学者都认为我国全国或地区层面上存在这种现象,采用的实证方法都是建立在条件均值的模型基础上^[11-13]。此外,仅少数文献深入分析我国地区间的差异对“资源诅咒”这个命题的影响,即使有少量的文献讨论,也是把我国粗略地分为东部、中部和西部三大地区经济型分析,事实上地区的划分很难有一个清晰的准则,且地区本身内部也有可能存在巨大的差异。为此,本文将基于实际数据的客观区分地域来进行探讨。

二 模型与计量方法

1. 估计模型

与多数文献一样,本文主要参照曼昆-罗默-韦尔(MRW)的模型^[14],同时为了应用分位数回归,遵循卡拉诺勒(Canarella)和柏勒德(Pollard)的方法处理^[15],假定t期第i地区人均GDP增长率不同分位点的分布也能被生产规模报酬不变的C-D生产函数描述:

$$Y_i = (A_i L_i)^{1-\alpha(\theta)-\beta(\theta)-\gamma(\theta)} K_i^{\alpha(\theta)} H_i^{\beta(\theta)} N_i^{\gamma(\theta)} \quad (1)$$

式 (1) 中, Y 表示产出, A 表示技术进步, L 表示劳动力, K 表示资本存量, H 表示人力资本, N 表示能源资源, AL 表示有效劳动, 参数 $\alpha(\theta)$ 、 $\beta(\theta)$ 和 $\gamma(\theta)$ 表示不同地区在人均 GDP 增长率的第 θ 分位点资本、人力资本和能源资源对产出的贡献比例, 说明了与条件均值模型的差异, 这里显示了不同分位点的参数估计值有差别。

构造利润函数:

$$F = Y - r_k K - r_h H - r_n N - wAL$$

根据竞争性市场的利润最大化和市场出清时, 各投入资本收益相同的条件。可知:

$$K/N = \alpha(\theta)/\gamma(\theta) \quad (2)$$

$$H/N = \beta(\theta)/\gamma(\theta) \quad (3)$$

K/N 和 H/N 分别表示每单位能源资源的资本配置率和人力资本配置率, 而 γ 表示对资源的依赖程度, 式 (2) 反映当其他经济因素不变的情况下, 经济发展对能源资源的依赖程度越高时, 其资本配置率反而越低, 暗示资源诅咒存在的可能。同理, 式 (3) 也说明了经济发展对能源资源的依赖程度越高时, 其人力资本配置率越低, 暗示能源的开发对人力资本投入可能存在“挤出效应”, 具体对哪一类型的人力资本影响, 我们将在下面的实证分析中考察。

然后, 我们假定三个动态条件 $K_{t+1} = sF_K(K_t) + \sigma K_t$, $L_{t+1} = nL_t$ 和 $A_{t+1} = gA_t$, 按照罗默 (Romer) 认为技术进步 g 为外生参数^[16], 另外假定人口增长率 n 和资本存量有效折旧率 σ 为常数, s 表示居民储蓄率但不影响求解, 那么, 通过求解稳态的收敛方程和增加其他控制变量 X , 可以构建本文将要估计的基本方程:

$$\begin{aligned} \ln(y_t) - \ln(y_0) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(y_0) + \beta_2 \ln(k) + \beta_3 \ln(h) + \beta_4 \ln(m) \\ & + \beta_5 \ln(n + g + \sigma) + \beta_6 \ln(A_0) + \alpha X + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

式 (4) 中, β_j 和 α 为各解释变量的估计系数。人均 GDP 变量 y_0 和技术进步水平 A_0 为期初的静态指标, k , h 和 m 表示人均 GDP 中用于物质资本投资、人力资本投资和能源开发强度的指标。为了方程估计更具有稳健性, 我们额外增加了一般文献常用的经济控制变量, 包括政策变量、对外开放度和金融深化等。

2. 计量方法

本文采用分位数回归方法, 旨在区分在条件不同的位置, 人力资本异质性和能源开发会对经济增长产生怎样的影响。这种计量方法最早是由坎克 (Koenker) 和巴瑟特 (Bassett) 提出来的^[17], 是对经典的条件均值模型的扩展, 是一种基于被解释变量的条件分布来拟合解释变量线性函数的回归方法。该方法已经被广泛地应用于经济、社会、环境和医学等领域, 之所以备受关注主要有以下几个方面的优点: 首先, 比起普通最小二乘法 (OLS), 分位数回归能估计出分位数点对应着不同的回归系数, 因此, 能给出被解释变量的条件分布不同位置的特征, 较仅有条件分布均值函数的 OLS 方法更具有完整性; 然后, 分位数回归方法允许被解释变量的条件分布为非标准分布, 如非对称分布、厚尾分布或多峰分布等, 而 OLS 方法估计条件需要误差项服从相同分布, 明显违背现实, 分位数回归一定程度上放松了这一参数同质性的假设, 更便于发现变量间的随机关系; 最后, 分位数回归对于样本数据异常值的敏感程度要小于条件均值回归方法, 只受到是否存在异常值, 但与该异常值的位置无关, 所以其稳健性较强。下面对分位数回归做简要的介绍。

对于分位数回归而言, 设随机变量 Y 的分布函数为 $F(y) = P(Y \leq y)$, 则 y 的第 θ 分位数定义为^[18]:

$$Q(\theta) = \inf\{y: F(y) \geq \theta\} \quad (5)$$

式 (5) 中, $\theta \in (0, 1)$ 表示在回归线或回归平面以下的数据占全体数据的百分比。假设分位数回归模型为:

$$y_i = x_i' \beta(\theta) + \varepsilon(\theta)_i \quad (6)$$

那么,第 θ 分位数点的样本分位数线性回归估计值 $\beta(\theta)$ 则是最小化下式 (7) 的解:

$$\sum_{i: y_i \geq x_i' \beta(\theta)} \theta |y_i - x_i' \beta(\theta)| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta(\theta)} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta(\theta)| \quad (7)$$

对于分位数回归的估计值检验,布钦斯基 (Buchinsky) 模拟验证了 $\beta(\theta)$ 具有一致性和渐进有效性^[19]。从回归过程来看,显然是建立在截面数据的基础之上,具有一定的局限性。本文对其稍做扩展,增加虚拟变量使其能够应用到面板数据。另外,考虑到本文所用数据的小样本性质,将采用布钦斯基方法估计方差-协方差矩阵^[20]。

三 样本数据及变量选取

1. 数据来源和指标设计

本文所用的样本包括了 1990~2008 年我国 29 个省区的数据,因西藏数据变异性比较大,重庆数据合并入四川省,故不加入。数据来源于历年各省区的统计年鉴、《中国工业经济年鉴》、《中国经济普查》、《中国统计年鉴》、《劳动统计年鉴》、五次人口普查资料和中经网数据库等。下面就本文的主要变量的选取和计算做进一步的介绍。

我们将 1990~2008 年间的实际人均 GDP 平均增长率定义为 $[\ln(y_{2008}) - \ln(y_{1990})]/29$ ^[21~22]。表示人均 GDP 的被解释变量 y_t 用 t 年实际 GDP 与本年年末总人口的比例计算。人力资本的变量指标 h 用各省区受教育层次不同的从业人员占该地区从业人口比例来表示,分别为文盲、小学、初中、高中和大专及以上。物质资本存量的变量指标用各省每年固定资产投资总额与该地区当年 GDP 的比重度量。自然资源开发的变量指标用能源工业(包括煤炭采选业、石油和天然气开采业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、电力和热力生产和供应业、燃气生产和供应业等五大能源工业)产值占工业总产值比重来表示,即能源开发强度。 g 和 σ 在文献中通常被赋予一个合理的数值,这里我们类似于 MRW,分别为 0.02 和 0.03。另外,对于技术进步 A_0 ,MRW 直接省略了,但是如果技术进步与物质资本投资、人力资本投资等其他变量相关时,会导致遗漏变量而产生内生性问题,所以这里采用初始人均 GDP 作为代理变量,用来说明初始技术进步的差异对实际人均 GDP 增长率的影响。同时,本文也增加了国内研究中经常使用的控制变量,包括所有制结构变量 gov 、城市化水平变量 $urban$ 、对外开放程度变量 ope 和金融深化变量 fin 。其中,所有制结构指标一般采用国有及国有控股企业工业总产值占当年工业总产值的比例来度量,城市化水平指标采用城镇人口占总人口的比重来度量,因 2000 年统计口径变化,就辅以非农人口对指标进行少许调整。对外开放程度指标使用各省区进出口总额(通过当年平均汇率换算)占当年 GDP 的比重度量,金融深化指标采用金融机构存贷款占 GDP 的比重来度量,周立经过研究也认为,如果不计流通中的现金影响,全部金融机构存贷款相关指标对金融发展规模的代表性在 95% 以上^[23]。表 1 给出主要变量的描述性统计结果。

2. 问题的初步统计观察

在正式分位数回归分析之前,根据模型和样本数据,我们针对本文所关注的研究对象进行初步地判断。图 1 显示我国从业人员的受教育程度与人均 GDP 平均增长率之间的关系,很明显文盲和受小学教育的劳动力比重都与经济增长存在负相关关系,而受到初中及以上教育程度的人员比重与经济增长存在正相关关系,这表明了经济增长中的劳动力人力资本具有异质性的特点,因此,只通过笼统的使用受教育年限这个变量来考察人力资本对经济增长的作用具有一定的局限性。图 2 显示我国能源开发程度与人均 GDP 平均增长率之间的关系,总体来说拟合线趋于水平,表现出的关系并不很明确,但是如果忽略图 2 中最下方的奇异观测点,拟合线可能为向右下方倾斜,呈现出两者的负相关关系。当然,在没有其他控制变量的情况下,仅仅观察二元相关性并不能说明两图各自所显示的两者的真实关系,并且也不能说明相应的变量对经济增长的具体影响^[24]。

表1 变量的描述统计

变量	观测值	单位	均值	标准差	最小值	最大值
初始人均 gdp (1990)	29	元	1881.269	1129.739	795.996	6090.541
实际人均 gdp	551	元	5215.01	4515.77	795.996	32539.3
平均受教育年限 edu	551	年	8.034	1.181	5.449	11.923
文盲教育 ill	551	%	11.642	8.569	0.8	44.3
小学教育 pri	551	%	31.468	9.233	5.7	52.3
初中教育 jus	551	%	38.027	8.887	15.9	59.6
高中教育 sen	551	%	13.203	5.399	4.5	36.1
大专及以上教育 col	551	%	5.666	5.058	0.8	35.71
人口自然增长率 n	551	%	0.775	0.433	-0.19	1.882
能源开发强度 nns	551	%	0.470	0.401	0.0149	1.781
物质资本 inve	551	%	38.944	12.222	15.33	78.437
对外开放 ope	551	%	1.466	3.054	0.010	19.294
城镇化率 urba	551	%	36.757	17.078	12.26	87.5
金融深化 fin	551	%	212.348	71.133	112.378	589.924
所有制结构 gov	551	%	57.91	19.958	11.355	89.883

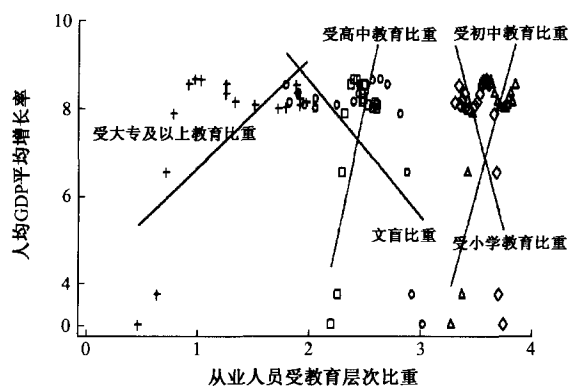


图1 人均 GDP 平均增长率与从业人员受教育程度

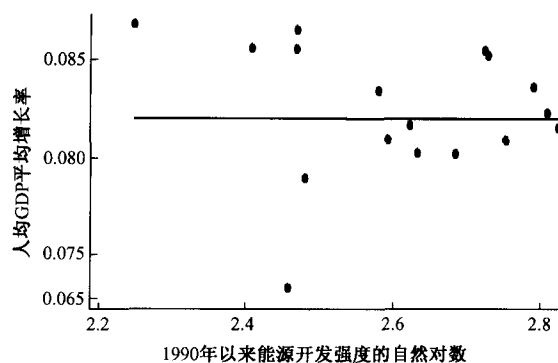


图2 人均 GDP 平均增长率与能源开发强度

四、结果分析

1. 基于分位数回归的经验分析

与既有的文献考察方式类似,为了便于对估计结果的相互比较,我们也对式(4)进行了两种方法的回归估计。首先进行条件均值模型估计,最为普遍的是 OLS 估计。从本文样本数据来看,所得的 F 统计量拒绝了混合型 OLS 估计,之后,在选择使用固定效应回归还是随机效应回归方式的问题上,根据目标估计模型式(4)中存在的一类不随时间变化的初始人均 GDP 变量和另一类随时间变化的通常意义上的干扰项,共同构成了估计方程的随机干扰项,吻合面板数据随机效应模型估计方式的思路^①,且本文需要考查初始人均 GDP 变量的系数,实际的问题需要比仅基于样本的豪斯曼(Hausman)检验更加适当,故选择随机效应方式对样本进行处理。然后进行了分位数回归估计,本文基于数据的小样本性选择了五个分位点,分别为 0.1、0.25、0.5、0.75 和 0.9。同时,为了便于比较,还考察了以平均教育年限来衡量总体人力资本对经济增长的影响,值得注意的是,相对于从业人员受教育层次的比重,平均教育年限的参数解释会有所不同。鉴于篇幅,列出主要变量的回归结果如表 2 和表 3 所示。

① 参考 William H. Greene. 计量经济分析(第五版). 北京:中国人民大学出版社,2009:307-360.

表2 主要变量的回归结果（被解释变量为实际人均 GDP 增长率）

变量	随机效应	分位点				
		q10	q25	q50	q75	q90
平均教育年限	9.266 *** (5.18)	10.98 *** (3.81)	7.742 *** (2.83)	6.553 *** (3.29)	3.255 ** (2.38)	4.099 *** (3.33)
能源开发强度	-0.576 *** (-2.68)	0.242 ** (2.29)	0.136 * (-1.73)	0.341 (0.90)	0.381 (0.96)	0.237 (0.71)
lnz	-22.44 *** (-9.07)	-32.56 *** (-7.30)	-33.60 *** (-7.92)	-16.79 *** (-4.35)	-11.19 *** (-4.06)	-7.302 *** (-3.43)
物质资本	2.712 *** (7.09)	0.852 (1.25)	1.722 *** (3.13)	1.820 *** (3.74)	2.360 *** (4.95)	2.364 *** (5.87)
常数项	58.41 *** (7.09)	114.3 *** (5.81)	108.4 *** (5.55)	67.14 *** (3.49)	56.48 *** (3.24)	66.15 *** (3.90)
观测值	551	551	551	551	551	551
Wald 卡方值	700.16	—	—	—	—	—
Pseudo R2	—	0.6204	0.5622	0.5484	0.5954	0.6424

注：1. 括号内的数值为标准差；2. *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著。

表3 主要变量的回归结果2（被解释变量为实际人均 GDP 增长率）

变量	随机效应	分位点				
		q10	q25	q50	q75	q90
文盲	0.35 (1.15)	0.811 * (1.87)	0.949 ** (2.22)	0.079 (0.17)	-0.707 * (-1.96)	-1.000 *** (-3.43)
小学教育	-0.739 (-1.15)	-2.922 ** (-2.31)	-1.007 (-0.92)	0.167 (0.17)	0.433 (0.71)	0.475 (1.15)
初中教育	4.516 *** (4.78)	8.819 *** (4.19)	7.805 *** (5.05)	3.562 ** (2.26)	0.996 (0.90)	-0.291 (-0.35)
高中教育	2.695 *** (3.69)	4.686 *** (3.26)	2.865 ** (2.28)	1.173 (0.95)	-0.572 (-0.77)	-0.874 (-1.57)
大专及以上学历教育	(0.34) (-0.92)	-1.065 * (-1.86)	-0.365 (-0.72)	-0.123 (-0.29)	-0.12 (-0.33)	-0.067 (-0.22)
能源开发强度	-0.548 *** (-2.55)	0.217 * (1.72)	0.0413 (0.11)	0.271 (0.69)	0.26 (0.69)	0.11 (0.34)
lnz	-20.46 *** (-8.02)	-23.63 *** (-4.45)	-27.74 *** (-7.57)	-18.12 *** (-3.92)	-9.544 *** (-4.13)	-7.194 *** (-3.52)
物质资本	2.916 *** (7.00)	1.223 * (1.65)	1.322 ** (2.47)	1.795 *** (2.75)	2.297 *** (4.13)	2.325 *** (5.68)
常数项	50.75 *** (5.24)	75.88 *** (4.35)	69.58 *** (5.03)	44.83 *** (2.85)	30.56 *** (2.94)	30.71 *** (2.88)
观测值	551	551	551	551	551	551
Wald 卡方值	784.58	—	—	—	—	—
Pseudo R2	—	0.6434	0.5841	0.5525	0.5971	0.6487

注：1. 括号内的数值为t统计量；2. *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著。

从条件均值模型的面板随机效应估计的结果表2和表3中，我们可知，平均教育年限所衡量的人力资本对经济增长有明显的推动作用^[25~26]，但具体到从业劳动力的受教育层次比重上，中等教育（初、高中）才对经济发展有明显促进作用，原因可能在于教育对经济的收益存在滞后性；能源开发强度与经济增长的关系表现为负相关，说明能源越丰裕的地区经济增长越慢，在一定程度上存在“资源诅咒”的现象。在所有的回归结果中，Lnz 负参数值均符合新古典理论的观点，即人力资本和物质资本投资促进人均收入水平的增长，但是人口的增长会影响个人收入增加，所以当 $g + \sigma$ 为常数时，该参数为负。

但是从条件分布模型的分位数回归结果来看，会更加丰富。表2中，人力资本在经济增长的不同分位点处影响力度出现了明显的差异，较高分位点处的参数值减小了很多，说明提高教育程度在较落

后的地区更加迫切,经济增长所得的收益也比较大;当考察人力资本分布的异质性时,从表3可知,文盲的从业人员比重对低分位点处(即山西、黑龙江、四川、云南、贵州、青海和宁夏)的经济增长有比较显著的推动作用,但是对较高分位点处(即天津、河北、内蒙古、上海、安徽、河南、湖北、湖南、广东、广西和海南)的有显著的阻碍作用,说明较发达的地区经济增长逐渐地受到文盲层次人力资本的约束,但在我国发达地区的高层次教育的人力资本重要性仍然未显著地呈现。受小学教育和高等教育的从业人员比重与低分位点处的经济增长之间的关系均显著为负,原因在于小学教育和其他教育的基础,为净投入,尤其对于负担较重的经济发展较落后地区负影响更为明显,而高等教育的从业人员比重对经济增长的影响尽管没有显著性的结论,但是按分位点由低到高依次负影响逐渐地减弱,说明其对经济的促进作用将会日益明显,只是目前高层次教育的从业人员比重偏低^[27~28]。

表2和表3的分位数回归结果中,能源开发强度对经济增长分位点处的影响不尽相同,这里只能显示0.1低分位点处(山西、云南、贵州和宁夏)的经济增长地区对能源开发有一定的依赖,而其他地区没有受到能源资源的约束,甚至能源资源的开发阻碍了经济增长。所以,相对于各个区域来说,存在“资源诅咒”的现象仍然有待于进一步地探讨。原因可能是相对于各个地区的能源开发对经济的贡献,其他经济发展要素对经济的影响更加突出,比如对外开放、基础建设和旅游开发等。

2. 基于面板协整的经验分析

本文将采用面板协整的方法检验能源开发是否对地区人力资本类型的积累产生作用,如果存在,就根据协整关系来判断是“挤入”还是“挤出”这种类型人力资本的形成。面板协整检验之前,首先要对所考察的变量进行单位根检验,以确定其平稳性。为了保证分析结论的稳健性,我们分别使用了LLC检验、IPS检验和MW检验这三种最为经常使用的方法。具体检验结果如表4所示。

表4 面板单位根检验结果

检验结果		LLC 值	IPS 值	MW 值	单整阶数
lnnns	水平检验结果	-5.495 (0.477)	-1.281 (0.757)	43.644 (0.9191)	I (1)
	一阶差分检验结果	-18.64 (0.000)	-2.020 (0.001)	150.825 (0.000)	
lnedu	水平检验结果	-8.025 (0.101)	-1.420 (0.485)	72.872 (0.0904)	I (1)
	一阶差分检验结果	-16.418 (0.002)	-2.319 (0.000)	98.698 (0.000)	
lnill	水平检验结果	-8.984 (0.000)	-1.687 (0.074)	23.907 (1.000)	I (1)
	一阶差分检验结果	-15.100 (0.267)	-2.110 (0.000)	177.27 (0.000)	
lnpri	水平检验结果	-5.253 (0.186)	-1.249 (0.808)	50.213 (0.757)	I (1)
	一阶差分检验结果	-15.220 (0.169)	-2.307 (0.000)	153.832 (0.000)	
lnsuj	水平检验结果	-5.411 (0.467)	-1.162 (0.908)	40.0181 (0.965)	I (1)
	一阶差分检验结果	-16.626 (0.066)	-2.137 (0.000)	105.6136 (0.000)	
lnsen	水平检验结果	-6.571 (0.6237)	-1.113 (0.944)	67.675 (0.1784)	I (1)
	一阶差分检验结果	-16.809 (0.0046)	-2.334 (0.000)	83.497 (0.0158)	
lncol	水平检验结果	-8.832 (0.1354)	-1.457 (0.408)	35.898 (0.9901)	I (1)
	一阶差分检验结果	-16.368 (0.0017)	-2.177 (0.000)	122.074 (0.000)	

注:1. 截面数:29,时间跨度:19;2. 括号中的数值为对应的P值;3. 检验形式只带有截距项,无时间趋势项,但与考虑时间趋势项的结论一致,滞后阶数的选取根据SIC信息准则确定。

从表4的检验结果看,对于各个变量的水平值进行检验时,均不能拒绝“存在单位根”的原假设,即各变量均是非平稳过程。而对各变量的一阶差分值进行检验时,检验结果均在1%显著水平上拒绝了原假设,即各变量的一阶差分时间序列为平稳过程。因此,lnnns、lnedu、lnill、lnpri、lnsuj、lnsen和lncol的时间序列变量均为一阶单整I(1)过程。

在面板数据单位根检验的基础上,进一步做协整检验,以确定各变量之间是否存在长期关系。面板数据的协整检验大部分方法是基于残差的面板协整检验,代表性的有裴卓尼(Pedroni)、考(Kao)和韦斯特隆德(Westerlund)。这种方法隐含了一个重要的假设条件,它就是长期误差修正系数与短期动态调整系数相同,即同位素限制(common factor restriction)。班纳吉(Banerjee)等研究认为,当这一假设不满足时候,以残差为基础的面板数据协整检验统计量的检定力大幅降低。最近,佩尔森

(Persyn) 和韦斯特隆德 (Westerlund) 提出了一个以误差修正模型为基础的检验方法可以避免这种限制^[29]。我们将采用裴卓尼法、考法以及佩尔森和韦斯特隆德法三种方法对多个变量组合进行协整检验, 具体结果如表 5 所示。

		表 5 面板数据协整检验结果					
检验结果		与平均教育年限	与文盲	与小学教育	与初中教育	与高中教育	与大专及以上教育
裴卓尼法	Panel ADF	-2.141 (0.006)	3.287 (0.001)	2.980 (0.005)	-3.780 (0.001)	-4.308 (0.000)	-1.906 (0.033)
	Group ADF	-1.614 (0.000)	4.5347 (0.000)	2.612 (0.013)	-4.257 (0.000)	-4.380 (0.000)	-2.494 (0.018)
考法	ADF	-3.069 (0.001)	2.086 (0.019)	1.705 (0.005)	3.044 (0.001)	-1.894 (0.003)	-0.068 (0.057)
佩尔森和韦斯特隆德法	Gt	-2.260 (0.028)	-2.176 (0.050)	-2.150 (0.066)	-2.081 (0.088)	-1.912 (0.204)	-2.280 (0.022)
	Ga	-7.742 (0.024)	-7.480 (0.042)	-7.019 (0.086)	-6.138 (0.218)	-5.756 (0.334)	-7.445 (0.054)
	Pt	-8.462 (0.292)	-8.221 (0.320)	-7.706 (0.424)	-8.940 (0.234)	-6.327 (0.672)	-8.791 (0.272)
	Pa	-5.644 (0.118)	-5.522 (0.134)	-4.753 (0.260)	-4.959 (0.232)	-3.395 (0.634)	-5.366 (0.178)

注: 1. 括号中的数值为对应的 P 值。2. 考虑到本文数据的小样本性质, Pedroni 检验只取小样本性质较好的 Panel ADF 和 Group ADF 统计量; Gt 等四种统计量均考虑了常数项和时间趋势项, 指定 Bartlett 核函数的窗口为 3, 且抽样 500 次。

从表 5 的检验结果看, 对于以上变量协整关系的各种检验, 大部分在 0.1 显著水平上拒绝“不存在协整关系”的原假设, 即变量间存在长期联系。但按佩尔森和韦斯特隆德的检验, 检验结果并不很明确。然后, 我们将结合面板误差协整系数的计算进行筛选和进一步地分析。

最后, 在面板协整检验的基础上, 估计人力资本异质性与能源开发之间的协整参数。利用恩格尔 (Engle) 和格兰杰 (Granger) 回归方法等可以获得协整系数的估计, 但是它们忽略了变量间的短期动态关系, 结果可能会导致严重的有限样本偏差 (finite sample bias)。沿用皮萨兰 (Pesaran)、幸 (Shin) 和史密斯 (Smith) 法, 本文采用 Stata 软件中以自回归分布滞后模型 (ARDL) 为基础的 xtpmg^① 命令进行协整系数的估计, 变量滞后阶数按照 AIC 和 SIC 的标准得到。然后, 按照误差修正速度为显著性的负值原则和协整估计参数的显著性, 对六组协整关系的误差修正模型进行筛选和估计, 得到只有三组符合要求。具体结果如表 6 所示。

表 6 中误差修正速度的显著性是值得关注的, 这表明了协整关系存在误差修正机制, 也就是说当经济发展过程中, 某种受教育层次的从业人员比重受到暂时冲击而发生变化时, 能源开发行为在一定程度上促使该比重趋向于最终的均衡状态。观察有效的估计可知, 以上各组所表达的经济含义类

解释变量: 能源开发	被解释变量		
	平均教育年限	高中教育	大专及以上教育
误差修正速度	-0.0239 *** (-10.36)	-0.0834 *** (-8.61)	-0.177 *** (-8.33)
长期动态关系	0.565 *** (3.61)	0.650 *** (4.86)	0.859 *** (8.80)
短期动态关系	-0.0221 ** (-2.00)	-0.0909 ** (-2.06)	-0.258 *** (-2.95)
常数项	0.0660 *** (9.12)	0.204 *** (7.61)	0.504 *** (8.67)
观测值	522	522	522
最大似然值	1308.2	606.7	239.8

注: 1. 括号内的数值为 t 统计量; 2. *、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上统计显著。

① E. F. Blackburne III, M. W. Frank. Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels [J]. Stata Journal, 2007, 7 (2).

似,只是参数值不同而已。短期动态关系上,平均教育年限和高中教育比重的参数绝对值很小,而大专及以上教育的参数绝对值较大,数倍于前者。这说明,相对而言,能源开发短期内对高层次教育的人力资本发展的抑制性较强。长期动态关系上,能源开发最终会推动教育的发展,对高层次教育的从业人员比重的提高更为有利。因此,我们可以认为能源开发与高层次教育人员的比重之间存在相对于其他类型人力资本更加明显的互动关系,在短时间内,对能源富集地的开发将会较明显地“挤出”高层次教育的劳动力,而长期来看,如同其他经济要素一样,将会促进人力资本教育层次的提升。

五、结论和政策启示

本文利用省际层面的经验数据,首先,通过分位数回归的方法主要实证地考察了能源开发、人力资本分布的异质性和1990年的初始人均GDP三个方面与经济增长之间的作用关系,并进一步通过面板协整考察了能源开发对人力资本异质性的影响。我们发现以下几点结论,并对此提出或再次强调简要的政策建议。

一是与常用的均值模型回归估计结果比较,分位数回归的结论不完全相同。实证结果显示低分位数处的经济增长区域对能源开发有一定程度的依赖,该地区的能源开发能促进本地经济发展,对其他地区经济发展的影响没有明确的结论,当然,更不会支持一些学者如徐康宁等所得到的我国整体上存在“资源诅咒”的现象^[30]。主要原因可能在于所考察的范围有所差异,目前的研究逐渐倾向更加局部性的“资源诅咒”效应,例如格尔拉赫(Gerlagh)和帕皮拉克斯(Papyrakis)、库克(Cooke)等学者开始关注美国国内^[31~32];邵帅的研究对象集中在我国西部地区^[33]。政策层面上要协调好能源开发与经济增长之间的关系,尽量减少对资源产业的依赖以避免陷入资源优势的陷阱,这就要求地区调整产业结构、发展产业多样化、引入高新技术和明晰资源的产权等。

二是使用平均教育年限等指标笼统地考察人力资本时候,所有结果表明对经济增长有显著的促进作用。但分位数回归结果显示文盲的从业人员比重对低分位点处的经济增长有比较显著的推动作用,对较高分位点处的则有显著的约束性,受小学教育和高等教育的从业人员比重对低分位点处经济增长的区域有明显的负影响,但是高等教育层次的比重按分位点由低到高依次负影响逐渐地减弱,说明其对经济的促进作用将会日益明显,只是目前高层次教育的从业人员比重仍然偏低。这也再次强调了人力资本投入的重要性,政府要加强公共教育的支出,大力普及和巩固九年制义务教育,不断减少初等教育(文盲、小学及初中)从业人员的比重,提高中等教育以上的人口比重,以满足我国产业升级和经济增长方式转变的人力资本的需要。

三是通过协整检验结论知道,能源开发与较高层次教育(高中、大专及以上)从业人员的比重之间存在相对于其他类型人力资本更为明显的互动关系。在短时间内,对能源的开发将会较明显地“挤出”较高层次教育的劳动力,而长期来看,将会促进人力资本教育层次的提升。为了避免高层次教育的流出,这些区域必须加大教育投入和施行优惠政策以吸引并留住高素质人才,特别是高校毕业生,来促进本地区人力资本的积累。

参考文献:

- [1] Galor, Oded, Omer Moav. From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development [J]. Review of Economic Studies, 2004, 71 (4).
- [2] Lucas, E. Robert. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22 (1).
- [3] Nelson Richard R., Phelps Edmund S. Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth [J], American Economic Review, 1966, 61.
- [4] 边雅静, 沈利生. 人力资本对我国东西部经济增长影响的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2004, (12).
- [5] 王永齐. 贸易溢出、人力资本与经济增长——基于中国数据的经验分析 [J]. 南开经济研究, 2006, (1).
- [6] 王第海, 龚六堂. 经济发展过程中的人力资本分布与工资不平等 [J]. 世界经济, 2009, (8).

- [7] 刘智勇, 胡永远, 易先忠. 异质型人力资本对经济增长的作用机制检验 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (4).
- [8] 彭国华. 我国地区全要素生产率与人力资本构成 [J]. 中国工业经济, 2007, (2).
- [9] 夏万军, 纪宏. 我国区域人力资本分布与经济增长 [J]. 经济纵横, 2007, (5).
- [10] R. M. Auty, Industrial Policy Reform in Six Large Newly Industrializing Countries: The Resource Curse Thesis [J]. World Development, 1994, 22.
- [11] 徐康宁, 王剑. 自然资源富集程度与经济发展水平关系的研究 [J]. 经济研究, 2006, (1).
- [12] 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).
- [13] 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).
- [14] N. G. Mankiw, D. Romer, D. Weil. A Contribution to the Empirics of Economic Growth [J], Quarterly Journal of Economics [J], 1992, 107.
- [15] Giorgio Canarella, Stephen Pollard. Parameter Heterogeneity in the Neoclassical Growth Model: A Quantile Regression Approach [J]. Journal of Economic Development, 2004, 29.
- [16] Paul M. Romer. Increasing Returns and Long-Run Growth [J]. The Journal of Political Economy, 1986, 95.
- [17] R. Koenker, G. Bassett. Regression Quantiles [J], Econometrica, 1978, 46.
- [18] 李育安. 分位数回归及应用 [J]. 统计与信息论坛, 2006, (5).
- [19] Buchinsky, Moshe. Recent Advance in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research [J], Journal of Human Resources, 1998, 33.
- [20] 同 [19].
- [21] 同 [13].
- [22] 周业安, 章泉. 参数异质性、经济趋同与中国区域经济发展 [J]. 经济研究, 2008, (1).
- [23] 周立. 中国各地区金融发展与经济增长: 1978~2000 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2004.
- [24] 万广华. 经济发展与收入不平等 [M]. 上海: 上海三联书店, 上海人民出版社, 2006.
- [25] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国的奇迹: 发展战略与经济改革 [M]. 上海: 上海三联书店, 1999.
- [26] 邹薇, 代谦. 技术模仿、人力资本积累与经济赶超 [J]. 中国社会科学, 2003, (5).
- [27] 李国璋, 王双. 资源约束、技术效率与地区差异 [J]. 经济评论, 2008, (4).
- [28] 同 [6].
- [29] D. Persyn, J. Westerlund. Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data [J]. Stata Journal, 2008, 8 (2).
- [30] 同 [11].
- [31] R. Gerlagh, E. Papyrakis. The Resource Curse Hypothesis and Its Transmission Channels [J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32.
- [32] C. Cooke, D. Aadland, R. Coupal. Dose the Natural Resource Curse Apply to U. S [R]. Unpublished Manuscript, 2006.
- [33] 同 [13].

[责任编辑 方志]