

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2018.01.005

富裕促进教育公平的省际差异分析 ——基于全国和省级的数据^{*}

刘凌¹ 方艳¹ 黄恺泰²

(1. 上海对外经贸大学, 上海 201620; 2. 华师大二附中附属初中, 上海 200241)

摘要: 本文通过 1997~2015 年全国的数据建立计量模型, 通过 2004~2015 年 31 个省、直辖市和自治区的省际面板数据建立固定影响变截距模型, 分别从时间和空间上, 证明了中国居民越富裕, 教育公平程度越高。全国 31 个省、直辖市和自治区教育公平的起点和富裕程度变化的差异将拉大教育公平程度的不均。建议制定向居民富裕程度偏低地区倾斜的教育支持政策, 并出台帮扶政策, 阻止地区经济和教育相互制约, 陷入恶性循环。

关键词: 教育公平; 恩格尔系数; 高中入学率

中图分类号: G40-052

文献标识码: A

文章编号: 2095-8072(2018)01-0049-10

一、引言

改革开放30年, 中国取得瞩目成就, 九年制义务教育实行也已近30年, 而教育公平问题一直为社会所关注。十八大五中全会提出: “提高教育质量, 推动义务教育均衡发展, 普及高中阶段教育……” 中国经历了30多年的经济快速增长, 大部分省份经济迅速发展, 居民富裕了起来, 这30年期间中国教育公平程度是否得到了改善呢? 按照中国经济发展现状, 中西部地区和东部沿海地区富裕程度不同, 地区发展程度差异较大, 是否我国不同地区存在不同的教育公平程度呢? 富裕程度与教育公平之间是什么关系, 非常值得以全国和省级的数据进行实证研究。

李江和贺锦(2005)认为1996~2001年我国的恩格尔系数在减少, 即我国居民变得越来越富裕了, 但学费支出占城乡居民收入的比重越来越大, 原因有可能是通过高等教育彻底改变身份、改变贫穷的观念, 催生了人们进行人力资本投资的积极性, 因此从高等教育看中国存在“恩格尔”系数悖论。既然人力资本投资会影响人们的富裕程度, 那么居民富裕程度会不会影响人们公平地获得教育的机会呢?

二、国内外文献综述

教育公平是对教育活动中人际间利益关系的反映、度量和评价(张良才和李润

^{*} 基金项目: 国家社科基金重大项目“全球大宗商品定价机制演进与国际经贸格局变迁研究”(批准号: 15ZDA058); 国家自然科学基金资助项目“基于贝叶斯-Copula理论的高维离散变量相依性研究”(批准号: 11501355); 教育部人文社会科学研究项目规划基金项目“异质性银行条件下中国经济波动的金融因素研究”(批准号: 15YJA790039); 上海市教育委员会科研创新项目(项目号: 15ZZ090); 中国博士后科学基金第59批面上资助项目。

洲, 2002), 是指所有社会成员平等地拥有接受某种教育的机会(刘成玉和蔡定昆, 2009)。教育公平是本世纪的学术讨论热点, 很多学者讨论了教育公平指标的选取。如杨东平和周金燕(2003)认为我国适用的教育公平指标体系应包括总体教育水平差异指数、义务教育均衡指数、高中教育公平指数、高等教育公平指数。刘成玉和蔡定昆(2009)则从起点公平、过程公平和结果公平3个方面提出了教育公平度的评价指标体系, 并认为教育起点公平主要从入学率、巩固率、高校入学条件和在校生比例等方面考察。薛二勇(2010)根据水平公平、教育机会平等两个维度, 在入学率、生均教育经费、生师比3个方面, 利用极差值、麦克伦指数、变异系数、基尼系数、相关系数5种测量工具, 对我国与世界8个国家的经济发展水平、教育管理体制、基础教育层次、义务教育年限等作了比较。孙阳等(2013)对2003~2010年研究教育公平指标的文献进行了梳理, 发现生均教育经费、教师学历状况、基础教育入学率、生师比等为各文献提出的针对教育公平的具体指标频次最多的几个指标。并认为在具体指标中, 各类生均经费、教学设施、入学状况、师资状况、人口受教育状况是最广泛使用的五类指标。本文认为教育公平主要应该包括教育机会公平和教育资源分配公平, 因此, 本文根据指标的代表性、科学性和数据可获得性选取高中入学率、生均教育经费、生师比3个指标本文研究作为教育公平的具体指标。

目前, 一些地方已将恩格尔系数列入全面建设小康社会的指标体系或作为考核政府业绩的重要指标(杭斌和申春兰, 2005)。有学者认为恩格尔系数指标可以衡量一个地区居民富裕程度(张祖群, 2011; 尹海洁和唐雨, 2009; 甘健胜和黄泽民, 2006; 杭斌和申春兰, 2005)。还有一些学者对恩格尔系数进行了界定和修正, 如尹海洁和唐雨(2009)对恩格尔系数的分子、分母进行了重新界定和适当的修正, 认为从宏观测量和微观测量两个方面, 修正恩格尔系数都能更准确地反映我国城市贫困家庭的真实生活水平。甘健胜和黄泽民(2006)采用非线性分析工具——分形分析方法对城镇居民恩格尔系数变动趋势进行了预测研究。有些学者还根据不同研究目标, 创新了一些特定的恩格尔系数, 如教育基尼系数(柳海民, 2008), 把教育基尼系数作为教育公平程度的量化指标, 分析我国城乡间、区域间、校际间各教育阶段的教育公平现状; 旅游恩格尔系数(张祖群, 2011), 挖掘旅游恩格尔系数在实践中的可行性以及在实践中可能会出现的问题。本文认为居民富裕主要体现在其支配各种资源的自由度, 恩格尔系数反应的正是居民用于食品支出占总支出的比例, 因此, 恩格尔系数是足够衡量一个地区居民富裕程度的指标。

现有研究富裕程度和教育公平关系问题的文献很少, 且以教育投入影响经济发展为主。如李江和贺锦(2005)通过对2005年前的统计资料分析, 认为中国存在“恩格尔”系数悖论, 即中国高等教育的发展速度与经济发展速度不相适应的产物, 是人们期望通过人力资本投资改变命运的结果。Castelló-Climent(2010)首先在理论上用一般均衡的方法解释了人力资本不平等与投资和经济增长之间的关系, 然后利用1960~2000年的多国面板数据实证分析了人力资本的不平等可能会阻碍投资和经济增长。

长。关于两者关系,国内文献以定性为主,少有结合我国实际情况和具体数据进行影响分析;Castelló-Climent (2010)为定量分析,但没有分析我国具体情况。

可见,现有文献对于富裕是否促进教育公平问题缺少中国数据的实证支持。与现有研究相比,本文的贡献在于:根据中国1997~2015年的数据和31个省、直辖市、自治区2004~2015年的面板数据对居民富裕是否促进教育公平问题进行研究,数据全新,可以为中国教育公平程度的提高和消减地区差异提供有益借鉴。本文通过OLS计量模型和面板数据的固定影响变截距模型分别展开实证分析和稳健性检验,得到的实证结果具有较强的科学性和可靠性。

三、富裕促进教育公平的经济机理分析

前述文献多关注教育公平程度提高对居民富裕程度的正向影响,本文认为两者存在另一种机制,即居民富裕程度正向影响教育公平程度。居民较贫穷、收入较低会通过如下几个方面影响到当地的教育公平程度:第一,居民较贫困,当地的经济较不发达,财政税收偏低,基础教育的师资配备和资源投入也偏少,影响当地的教育公平程度;第二,居民收入偏低,自身投入到家庭教育中的资源也偏少,某些地区居民家庭不够富裕,高中的学杂费对该家庭也是一个不小的负担,居民富裕程度直接影响到当地高中入学率,从而影响到教育公平程度;第三,部分地区居民家庭贫困,少儿抚养比高,降低了人力资本的平均投入,对教育公平的提升有着的消极影响。

反过来,居民较富裕也会通过财政税收偏高影响基础教育投入,通过家庭教育资源投入增加影响高中入学率,通过降低少儿抚养比,提高人力资本投入,从而提升整体教育公平水平。

四、实证模型、变量与数据

(一) 实证模型

第一,全国的时间序列模型:Castelló-Climent(2010)建立的封闭经济的一般均衡模型,包括生产、个人、人力资本形成、投资决策方程,得到的一般均衡解。本文借鉴该模型,建立全国的时间序列模型如下:

$$GP = \alpha + \beta E + \varepsilon \quad (1)$$

公式(1)中GP为教育公平程度,E是该地区的恩格尔系数,代表该地区居民富裕程度, α 和 β 为参数, ε 为误差项或扰动项。

第二,各省、直辖市和自治区的2004~2015年面板计量模型:为了验证各地区富裕和教育公平程度关系,本文同样借鉴Castelló-Climent (2010)建立的一般均衡模型,建立中国各省、直辖市和自治区的2004~2015年面板计量模型如下:

$$GP_i = \alpha_i + \beta_i E_i + u_i, \quad i=1,2,\cdots,N \quad (2)$$

公式(2)中 GP_i 是 i 地区教育公平程度; E 是 i 地区的恩格尔系数,代表该地区富裕程度;两者均为 N 维向量, $N=31$,为个省、直辖市和自治区, α_i 和 β_i 为 N 维参数, u_i 为 N 维误差项或扰动项,满足均值为零、方差为 σu^2 的假设。

(二) 变量设定

1. 教育公平变量

根据前述原因,本文选取高中入学率、生师比、生均教育经费三个指标作为教育公平变量的代表。高中入学率:将某地区普通高中招生人数除以该地区初中生毕业生人数得到,高中入学率越高教育越公平。生师比,是指学校专任教师数与折合在校学生数的比例,生师比越高教育越不公平。生均教育经费,即是在一定地区范围内,生均公共财政预算教育经费,生均费越高,教育越公平。根据薛二勇(2010),生师比和生均教育经费,本文选取初中阶段数据。

2. 富裕程度变量

本文以恩格尔系数作为富裕程度的代理指标,用学术界普通认可的食品消费支出除以总支出得到。关于恩格尔系数,联合国粮农组织提出的标准是:“恩格尔”系数在59%以上为贫困,50~59%为温饱,40~50%为小康,30~40%为富裕,低于30%为最富裕。也就是恩格尔系数越小,该区域居民越富裕。

(三) 样本选择和数据的说明

本文使用1997~2015年全国的数据和2004~2015年期间31个省、直辖市和自治区的面板数据分别进行计量分析,所有数据都来源于中国统计局、WIND数据库和国泰安数据库。

1997~2015年,全国教育公平指标高中入学率、生师比、生均教育经费和居民家庭恩格尔系数变化情况如图1所示。高中入学率数据逐年上升,生师比减少得非常缓慢,生均教育经费在1997~2006年缓稳步增加,但在2007~2015年间快速增长;恩格尔系数则呈逐渐下降的趋势。可见,恩格尔系数与高中入学率、生均教育经费可能呈反向关系,与生师比呈正向关系,即居民家庭富裕程度与教育公平程度可能呈正相关关系。从中国全国和省级教育公平指标与居民家庭恩格尔系数的描述统计分析(见表1),可以看出较全国数据,教育公平3个指标的省际差异巨大。

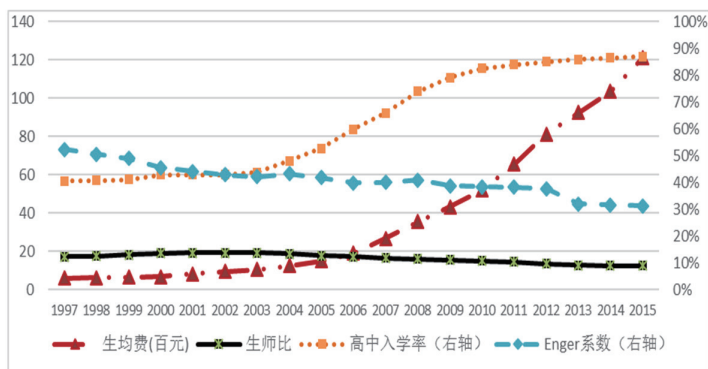


图1 全国教育公平指标与居民家庭富裕程度变化

表 1 变量指标的描述性统计

变量	全 国				省、直辖市和自治区			
	高中 入学率	生师比	生均费 (百元)	Enger 系数	高中 入学率	生师比	生均费 (百元)	Enger 系数
均值	0.62	16.42	37.98	0.41	0.50	145.34	68.12	0.36
中位数	0.60	17.15	18.97	0.41	0.58	11.74	134.09	0.28
最大值	0.87	19.25	121.05	0.52	0.70	6831.40	404.44	0.51
最小值	0.41	12.41	5.91	0.31	0.29	8.62	0.76	0.02
标准差	0.19	2.38	37.41	0.06	0.09	565.53	60.61	0.22
偏度	0.13	-0.47	1.06	0.08	0.00	7.04	0.02	0.30
峰度	-1.91	-1.14	-0.16	-0.11	-0.47	65.54	0.06	0.73
样本个数	19	19	19	19	372	372	372	372

五、实证分析

(一) 变量指标降维

由于高中入学率、生师比、生均教育经费3个指标都可以作为教育公平变量的代表,因此,我们利用主成分分析方法进行降维。根据全国数据的主成分分析结果(见表2),第1主成分的贡献率为95.32%,根据省级数据组成分析结果,第1主成分的贡献率为83.76%,均能较好地反映3个指标的总体变动情况,而且根据它们的特征值可以发现从第2个特征值开始明显变小。

从教育公平程度各指标与第1主成分相关系数矩阵可以看出(见表3),全国数据和省级数据中第1主成分与高中入学率和生均费呈正向相关关系,与生师比呈负向相关关系。因此,为了便于接下来的模型分析,提取全国数据和省级数据中的第1个主成分代表教育公平程度GP。全国数据的第1主成分代表的教育公平程度GP越大,教育公平程度越高,高中入学率也越高,生均费越多,生师比越低。省级数据的第1主成分代表的教育公平程度GP越大,教育公平程度越高,高中入学率也越高,生均费越多,生师比越低,但生均费与教育公平负相关的程度不如全国数据的强。

表 2 教育公平程度主成分分析

		全国数据			省级数据		
		第1主成分	第2主成分	第3主成分	第1主成分	第2主成分	第3主成分
特征 向量	入学率	0.572007	0.779329	0.255842	0.559465	0.828601	-0.02048
	生师比	-0.583248	0.16713	0.794915	-0.58543	0.412525	0.697925
	生均费	0.576741	-0.603916	0.550141	0.58675	-0.37848	0.715878
特征值		2.859688	0.10177	0.038542	28978.12	3584.247	2033.321
贡献率		0.9532	0.0339	0.0128	0.8376	0.1036	0.0588
累积贡献率		0.9532	0.9872	1	0.8376	0.9412	1

表 3 教育公平程度各指标与第 1 主成分相关系数矩阵

	全国数据				省级数据			
	第1主成分	高中入学率	生师比	生均费	第1主成分	高中入学率	生师比	生均费
第1主成分	1.000	0.967	-0.986	0.975	1.000	0.883	-0.245	0.904
入学率	0.967	1.000	-0.933	0.901	0.883	1.000	-0.036	0.632
生师比	-0.986	-0.933	1.000	-0.955	-0.245	-0.036	1.000	-0.143
生均费	0.975	0.901	-0.955	1.000	0.904	0.632	-0.143	1.000

(二) 1997~2015 年中国全国的数据实证分析

通过公式(1)建立实证回归模型,利用最小二乘法(OLS)回归得到模型结果为表4中Model 1。进行Breusch-Pagan-Godfrey异方差检验,发现观测值

表 4 中国全国数据回归结果

	Model 1		Model 2	
	回归系数	T统计量	回归系数	T统计量
常数项	10.47966***	6.98364	1055.226	0.010875
E的系数	-25.5179***	-7.05107	-54.4709***	-2.70038
E ² 的系数	-	-	74.19257***	2.879025
AR(1)的系数	-	-	0.999678***	0.999678
拟合优度R ² /调整后的R ²	0.745195/ 0.730206		0.992893/ 0.99137	
AIC/SC	2.731861/2.831275		-0.598191/-0.400331	
Breusch-Pagan-Godfrey 异方差检验	F统计量: 4.783029, P值为0.0430,说明存在 异方差		3个统计量均接受原 假设,即没有异方差	

注: *、**、***系数在10%、5%和1%显著性水平下均显著。

个数N乘以R²拒绝原假设,说明存在异方差。由于变量的散点图中曲线呈现抛物线形状,加入解释变量平方项E²。由此得到的拟合结果进行自相关LM检验,结果存在序列自相关,即加入AR(1);修改模型为Model 2如公式(3)。

$$GP = \alpha + \beta_1 E + \beta_2 E^2 + AR(1) + \varepsilon \tag{3}$$

重新进行OLS回归,得到实证结果如表4所示,常数项和解释变量系数在10%、5%和1%显著性水平下均显著。而且,无论从拟合优度R²、调整后的R²还是AIC和SC,都比Model 1要好。根据Model 2拟合结果进行自相关LM检验,结果不存在序列自相关; Chow断点检验,发现样本区间没有发生结构变化,模型稳定性很好。图2呈现了两个模型回归真实值、拟合值和残差。得到模型结果为:

$$GP = 1055.226 - 54.47086E + 74.19257E^2 + 0.999678AR(1) + \varepsilon$$

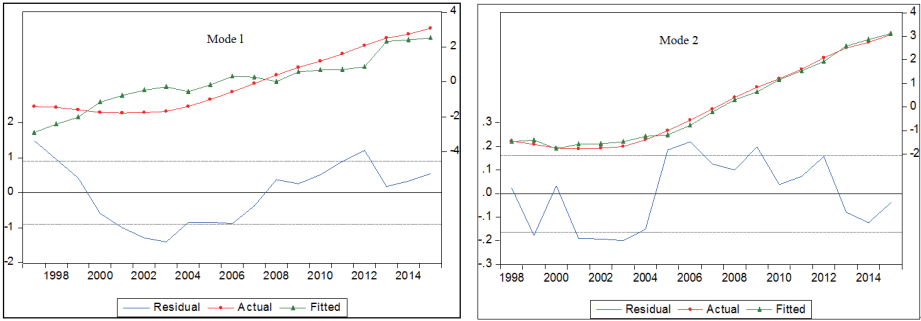


图 2 中国全国数据回归残差、真实值和拟合值

Model 2中E的系数为负,说明恩格尔系数与教育公平程度呈反向关系,即按照全国数据,中国居民越富裕,社会教育公平程度越高。

(三) 2004~2015 年期间 31 个省、直辖市和自治区的面板数据实证分析

1. 确定面板数据实证模型

我们先根据公式(2)进行模型形式设定检验。模型可能的情形有三类:

- 情形1: $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i \neq \beta_j$ (变系数模型)
- 情形2: $\alpha_i \neq \alpha_j, \beta_i = \beta_j$ (固定影响变截距模型)

情形3: $\alpha_i = \alpha_j, \beta_i = \beta_j$ (不变参数模型)

对于变系数模型情形1, 除了存在个体影响外, 在横截面上还存在变化的结构, 因而结构参数在不同横截面上是不同的。

检验如下两个假设:

$$H_1: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_N$$

$$H_2: \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_N, \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_N$$

如果接受假设 H_2 , 则可以认为样本数据符合情形3, 即模型为不变参数模型, 无需进行进一步的检验。如果拒绝假设 H_2 , 则需检验假设 H_1 。如果接受 H_1 , 则认为样本数据符合情形2, 即模型为固定影响变截距模型, 反之拒绝 H_1 , 则认为样本数据符合情形1, 即模型为变系数模型。

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)k]}{S_1 / (NT - N(k+1))} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)] \quad (4)$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(k+1)]}{S_1 / (NT - N(k+1))} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)] \quad (5)$$

首先分别计算3种形式的模型: 变参数模型、固定影响变截距模型和不变参数模型, 在每个模型的回归统计量里可以分别得到相应的残差平方和 $S_1=612.8512$ 、 $S_2=210.0625$ 和 $S_3=444.0952$, 再按照公式(4)和公式(5)计算F统计量, 其中 $N=31$, $k=1$, $T=12$, 得到的两个F统计量分别为:

$$F_1 = -5.445539, \quad F_2 = 1.963331。$$

$$F(30, 310) = 1.496098, \quad F(60, 310) = 1.362005$$

由于 $F_2 > 1.362005$, 所以拒绝 H_2 ; $F_1 < 1.496098$, 所以未拒绝 H_1 。因此, 我们认为样本数据符合情形3, 即模型为变截距模型。

根据Hausman(1978)、Hausman & Taylor(1981), 基于随机效应模型的GLS估计量、固定效应模型的组内估计量和组间估计量之间的差值的Hausman检验, $\chi^2(1)=7.980071$, $P\text{-value}=0.0047$ 拒绝了零假设, 所以模型设定为个体固定效应模型是合理的。

2. 固定影响变截距模型实证分析

利用固定影响变截距模型对31个省份地区数据进行实证分析, 模型回归结果如表5。该模型回归拟合优度 R^2 和调整的 R^2 分别为0.659118和0.628038, AIC和SC分别为2.438432和2.775541, 说明模型拟合效果很好。用该固定影响变截距模型进行

表5 固定影响变截距模型回归结果

变量	系数	标准差	t-统计量
β	-21.67193***	0.499438	15.6728
常数项	7.827594***	1.378162	-15.7252
截面固定效应各地区方程的常数项			
安徽	0.160693	江西	-0.07685
北京	1.246612	辽宁	0.181261
福建	0.551068	内蒙古	-0.16514
甘肃	-0.29871	宁夏	-0.46206
广东	-0.50828	青海	0.56095
广西	-0.19363	山东	-0.82859
贵州	-0.60992	山西	-1.49615
海南	0.895999	陕西	0.057172
河北	-1.15773	上海	1.303655
河南	-1.60701	四川	0.325665
黑龙江	-0.56207	天津	1.675133
湖北	0.391201	西藏	1.994063
湖南	-0.23768	新疆	-0.2714
吉林	-0.49042	云南	-0.37481
江苏	-0.13587	浙江	-0.26185
重庆	0.394686		

注: *, **, ***系数在10%、5%和1%显著性水平下均显著。

Redundant固定效应检验, p 值小于5%, 说明采用固定影响变截距模型设定合理。实证结果表5中, β 系数为负说明2004~2015年中国省级的面板数据也证实了恩格尔系数和教育公平程度之间的负向相关关系, 即中国各省地区经济越发展教育公平程度越高, 这与中国全国数据的实证结果一致。再结合前述文献研究结果, 我们认为教育公平和居民富裕程度相互之间存在促进作用, 相互影响, 因此, 我们需要充分重视两者的良性循环, 防止恶性循环出现。

(1) 稳健性检验

为了进行稳健性检验, 本文还借鉴尹海洁和唐雨(2009)对恩格尔系数的修正, 利用如下公式(6)得到修正的恩格尔系数:

$$\text{修正的恩格尔系数} = \text{食品支出总额} / (\text{支出总额} - \text{医疗费用} - \text{教育费用}) * 100\% \quad (6)$$

然后, 利用修正的恩格尔系数和人均GDP分别代替前述模型的恩格尔系数 E , 都得到了相似的实证结果, 可见本文的实证结果很稳健。

(2) 省际数据差异分析

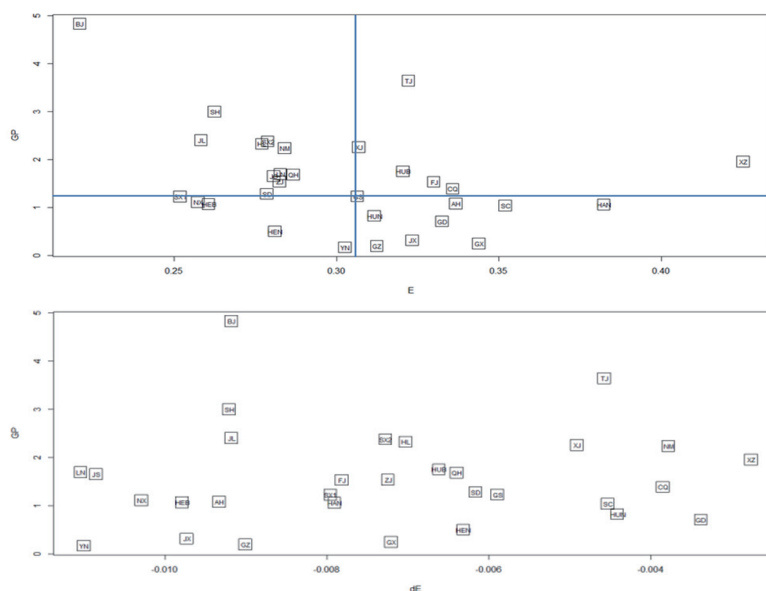
根据面板数据回归结果中的截面固定效应各地区方程的常数项分析, 本文认为31个省、直辖市和自治区均可以通过经济发展提高居民富裕程度从而提高教育公平。虽然各省、直辖市和自治区自身条件存在差异, 其社会教育公平的起点各有不同, 但居民富裕程度提高所带来的教育公平效应增量是相同的, 即所有省、直辖市和自治区在居民富裕变化相同的情况下, 教育公平的改善程度也是相同的。省际间差异则在于各省、直辖市和自治区居民富裕和教育公平水平的起点不同, 每年居民生活水平改善的变化程度也不同。

按照2012年省级恩格尔系数, 我国没有贫困地区, 处于温饱水平的只有西藏, 广西、福建、江西、贵州、云南、重庆、四川、海南为小康水平, 其他都为富裕地区。按照2015年省级恩格尔系数, 我国没有贫困和温饱地区, 仅西藏为小康地区, 其他均为富裕地区, 说明2012~2015期间居民富裕程度有较大提升。同时, 2012~2015年期间, 教育公平指标中生均费提升非常迅速, 高中入学率和生师比的改善也较明显。

静态地看, 将各省、直辖市和自治区2015年恩格尔系数、2004~2015年恩格尔系数平均变化率, 分别与2015年教育公平第1主成分得分序列作散点图(如图3)。我们发现2015年教育公平程度最高的依次为: 北京、天津、上海、吉林、陕西, 最低的依次为: 云南、贵州、广西、江西、河南。2015年恩格尔系数高于0.3的省份中有许多教育公平程度也排全国倒数10名之内的, 包括: 海南、四川、湖南、广东、江西、广西、贵州、云南, 这些省份地区位于图3中右下区域。除了海南、湖南和广东, 这些省份2015年人均GDP都低于6000美元。而海南、湖南、江西、广西、贵州这些省份地区的少儿抚养比也居于全国前列, 平均人力资本投入较低, 更影响教育质量。

动态地看, 2004~2015年期间所有省份地区居民富裕程度都在上升, 但2015年居民富裕程度在下降的有西藏、湖南、陕西、安徽、四川、黑龙江、海南。虽然陕西、安徽、黑龙江的居民富裕程度在2015年有所下降, 但由于自身教育公平程度处于全国中上水平, 所以居民富裕程度下降阻碍教育公平发展的程度有限。不过, 湖

南、海南、四川，2015 年数据恩格尔系数比较高分别为 31.15%、38.23%、35.19%，其教育公平程度在 2015 年全国各省份地区排名中分别为 25、23 和 24。这 3 个省 2015 年居民富裕程度在下降，将影响到未来教育公平的发展。按照实证分析结果，全国 31 个省、直辖市和自治区教育公平现有差异和富裕程度变化差异将拉大教育公平程度的不均。



注：dE：2004~2015 年恩格尔系数平均变化率。安徽省：AH，北京市：BJ，福建省：FJ，甘肃省：GS，广东省：GD，广西壮族自治区：GX，贵州省：GZ，海南省：HAN，河北省：HEB，河南省：HEN，黑龙江省：HL，湖北省：HUB，湖南省：HUN，吉林省：JL，江苏省：JS，江西省：JX，辽宁省：LN，内蒙古自治区：NM，宁夏回族自治区：NX，青海省：QH，山东省：SD，山西省：SX1，陕西省：SX2，上海市：SH，四川省：SC，天津市：TJ，西藏自治区：XZ，新疆维吾尔自治区：XJ，云南省：YN，浙江省：ZJ，重庆市：CQ。

图 3 各省、直辖市和自治区恩格尔系数和教育公平程度散点图

六、结论与建议

本文以中国全国 1997~2015 年的数据，建立了 OLS 计量模型，实证分析发现恩格尔系数与教育公平程度呈反向关系，即居民越富裕教育公平程度越高。本文还以 31 个省、直辖市和自治区 2004~2015 年的面板数据建立了固定影响变截距模型，证实了中国各省地区居民越富裕教育公平程度越高。即时间和空间两个方面，居民越富裕教育越公平。结合相关文献研究，本文还认为虽然我国各个地区经济基础和教育政策有差异，但总体而言教育和富裕相互之间存在正相关作用，相互促进，相互影响。各省、直辖市和自治区既有居民富裕程度和教育公平程度，以及居民生活改善的差异，将拉大各地教育公平差距。四川、江西、广西、贵州、云南教育公平基础较弱，如果居民富裕程度后退，将影响未来教育公平的发展。

因此，本文建议：(1) 由于居民相对富裕的地区获得教育的机会越大，从入学机会、师资配备、教育基础设施到生均教育投入等，中央政府都需要制定向较贫困的地区倾斜的教育支持政策，促进经济发展与教育公平的良性循环。(2) 按照中国两个百年的目标，中国及各个省、直辖市和自治区的富裕程度都将提高，但由于资源和禀赋不同，各省地区提高程度将存在差异，因此，对于部分经济相对落后的地区，在加大经济发展力度同时，还应将教育充分与当地经济发展相结合，保证当地经济发展特有

的人才需求。(3)近年教育公平程度的提高较大的依赖于生均费的增加,但省际间生均费的差异很大,应该保证目前教育公平程度较低恩格尔系数较高的地区的生均费的增长比例,避免由于某地居民经济收入偏低,教育财政投入不足影响教育公平程度的提升。(4)尽快推行全国范围内的高中义务教育,解决居民因贫困初中毕业即辍学的比例。(5)对于比较贫困和少儿抚养比较高的家庭实行具有针对性的教育福利政策,补充这些家庭的人力资本投入到平均水平,保证寒门的晋升通道。

参考文献

- [1] Castelló-Climent, A., “Channels through Which Human Capital Inequality Influences Economic Growth”, *Journal of Human Capital*, 2010, 4(4): 394–450.
- [2] 甘健胜, 黄泽民. 城镇居民恩格尔系数降速放缓趋势及其因素分析——基于运用分形分析方法的研究[J]. 管理世界, 2006(12): 152–153.
- [3] 杭斌, 申春兰. 恩格尔系数为什么降的这么快[J]. 统计研究, 2005(1): 33–37.
- [4] 胡洪彬. 我国教育公平研究的回顾与展望——基于2002–2012年CNKI期刊数据的分析[J]. 教育研究, 2014(1): 54–59.
- [5] 李江, 贺锦. 从高等教育看“恩格尔”系数悖论的存在与解析[J]. 江西社会科学, 2005(12): 196–199.
- [6] 林涛. 基于基尼系数的我国教育公平问题研究[J]. 教育发展研究, 2008(9): 35–38.
- [7] 刘成玉, 蔡定昆. 教育公平: 内涵、标准与实现路径[J]. 教育与经济, 2009(3): 10–14.
- [8] 柳海民, 段丽华. 教育公平: 教育发展质与量的双重度量——兼论我国的教育公平问题及对策[J]. 东北师大学报, 2002(5): 104–111.
- [9] 孙阳, 杨小微, 徐冬青. 中国教育公平指标体系研究之探讨[J]. 教育研究, 2013(10): 111–120.
- [10] 薛二勇. 中国的教育有多公平——基于国际报告、文献数据的国别统计比较研究[J]. 教育发展研究, 2010(21): 56–61.
- [11] 杨东平, 周金燕. 我国教育公平评价指标初探[J]. 教育研究, 2003(11): 30–33+74.
- [12] 尹海洁, 唐雨. 贫困测量中恩格尔系数的失效及分析[J]. 统计研究, 2009(5): 54–58.
- [13] 张良才, 李润洲. 关于教育公平问题的理论思考[J]. 教育研究, 2002(12): 35–38.
- [14] 张祖群. 从恩格尔系数到旅游恩格尔系数: 述评与应用[J]. 中国软科学, 2011(S2): 100–114.

【作者简介】刘 凌: 上海对外经贸大学副教授, 复旦大学经济学博士。研究方向: 金融学。
方 艳: 上海对外经贸大学金融管理学院副教授, 俄勒冈州立大学统计学博士。
研究方向: 金融计量。
黄恺泰: 华师大二附中附属初中教师。

The Provinces' Divergence on Richer Promoting More Educational Equity ——Based on National and Provincial Data

LIU Ling¹, FANG Yan¹ & HUANG Kai-tai²

(1. Shanghai University of International Business and Economics, Shanghai 201620, China; 2. High School Affiliated to East China Normal University, Shanghai 200241, China)

Abstract: The paper proves that richer promotes more educational equity, based on OLS models with Chinese national data from 1997 to 2015, and the empirical analysis of the Variable-Intercept fixed-effect model upon the panel data of the 31 provinces of China from 2004 to 2015. We suggest that the government should work out the educational support policies for those relative poor regions and assistant policies to prevent the detrimental effect between the economy and education there.

Keywords: educational equity; the Engel Coefficient; the enrollment rate of the high school

(责任编辑: 马莹)