

制度改革对义务教育影响 差异的门槛估计

——基于2003—2012年省际面板数据的实证分析

魏勇¹;周小清²

(西南大学 1. 培训学院; 2. 附属中学, 重庆市 400715)

摘要:基于2003—2012年中国省际面板数据和教育生产函数构建门槛面板回归模型,对义务教育各项制度改革的影响进行实证分析。结果表明,自2003年以来,义务教育财权转移、办学体制改革和城乡教育资源均衡配置改革对义务教育发展质量有显著影响,但从整体上看,各项制度的影响存在明显的非线性转换特征,在不同环境中制度影响的质和量均有显著区别,最后根据研究结果得出相关政策启示。

关键词:义务教育;制度;教育生产函数;门槛面板模型

中图分类号:G522.3 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-8129(2015)04-0072-10

改革开放以来,中国义务教育改革和其他领域改革一样在不断地扩展和深化,极大地推进了人民教育事业的发展,取得了历史性成就。党的十六届三中全会提出的科学发展观奠定了教育领域综合改革的思想基础,随后,中共中央、国务院、教育部、财政部等连续密集出台了一系列相关意见和措施,促进了义务教育改革从“增量”到“提质”的转变。中国义务教育制度改革涵盖了教育系统内部的全部组成要素,同时,教育领域外部经济社会各个领域的改革和发展,为义务教育改革提供了不断变化的制度背景和现实基础。就义务教育体系的内部治理而言,在纷繁复杂的政策群中,本文关注的教育财权转移^①、办学体制和教育资源均衡配置等改革构成了推动义务教育质量发展的宏观制度架构。考虑到义务教育制度改革与质量发展可能存在非线性关系,通过分析在不同环境下区分和评价各项制度改革的影响,能够为政策制定者提供有意义的发现。

一、文献综述

21世纪初的教育改革是对过去“低重心”、多元化经费机制的深刻调整^[1]。因此,财政分权与义务教育的效率和均衡关系成为近年来学界关注的热点。对财权转移与义务教育供给效率的实证研究表明,提高财政分权度总体上有利于提高中国义务教育的提供效率,但区域之间存在较大差异,对西部地区各省份基本上产生消极影响,对中部省份影响基本上处于零的边沿,而对于东部沿海发达地区产生较大的积极影响^[2]。邢祖礼(2012)运用1995—2003年间省际面板数据研究表

^① 教育财权在中央政府和地方政府之间、地方上级政府与下级政府之间的转移不能简单理解为集权或者分权,而是从义务教育经费的分散化和多元化取向转向义务教育经费由各级政府负责的机制。

收稿日期:2014-11-06

作者简介:魏勇,管理学博士,西南大学培训学院讲师。

周小清,教育学硕士,西南大学附属中学教师。

基金项目:西南大学中央高校基本科研项目“统筹城乡义务教育政策评估——理论、方法与实证”(SWU1309228),项目负责人:魏勇。

明,扩大分权有损农村义务教育发展,保持农村义务教育财权和事权的适度集中是必要的^[3]。财政分权与城乡义务教育均衡发展关系的研究多以构建教育均衡发展评价体系为基础。实证发现,近年来中国基础教育,特别是义务教育发展从整体上看正在趋向均衡。但是,地区间财政性教育经费以及初等和中等人均教育经费的绝对差异仍然在拉大(翟博,2007)^[4]。从全国来看,中央—省财政分权度与城乡义务教育均衡成正向变化,而省内财政分权程度越高,城乡义务教育发展越不均衡(陈昕,2012)^[5]。省内财政分权是地区间城乡义务教育公平水平差异的最主要决定因素(田志磊,2011)^[6]。除了财政分权因素外,学者们认为地区、城乡差异的归因是省级政府的投入努力程度不高、“省级财政不中立”可能是省际间义务教育不均衡问题产生的深层次原因(梁文艳,杜育红,2008)^[7],而城乡地区义务教育学校师资力量的差距以及生产效率差距是导致城乡义务教育服务产生差距的直接原因(龚锋,2010)^[8]。此外,对民办教育理论命题的讨论和实践审查制度推动了义务教育办学体制改革研究向纵深发展。从经济、社会、教育多领域对民办义务教育的合理性与功能性^[9]、发展沿革和现实影响^[10]、存在问题与治理途径^[11]等方面的审视为讨论中国义务教育办学体制改革提供了新的视角。虽然针对办学体制改革的影响实证研究文献较少,但学者们从定性角度进行研究,提出了公办中小学改制(汪明,2005)^[12]、鼓励社会力量办学(张威,2013)^[13]、在非义务教育机构采用民营机制、整合与扩大基础教育办学资源等推进基础教育办学体制改革(周彬,2008)^[14]的政策建议。

综合已有研究成果,笔者认为当前国内对义务教育制度变革及其影响的定量研究多集中在对制度或政策的效果“量”上的估计而缺乏“质”的判断,且先验地假设变量间存在线性关系。鉴于此,本文利用面板模型估计制度改革对义务教育发展质量的平均影响,进而使用门槛面板模型探究变量间可能存在的非线性关系并进行检验,从而加深对制度影响的质性认识。

二、实证分析

(一)研究思路

基于本文核心目的——从宏观层面探讨教育制度改革对义务教育发展质量的影响,将分析单位确定为中国大陆省级样本单位。实证方法利用教育生产函数(Education Production Function)构造面板数据回归模型,分析各项制度改革对义务教育发展质量的平均影响,并进一步设置环境变量门槛,建立门槛面板模型,区分和检验教育财权转移、办学体制和城乡教育资源均衡配置等制度改革在不同环境中的影响差异。

(二)指标与数据

在本文的研究中需要注意的问题是关键变量的度量。

1. 对义务教育质量的量化

已有的实证分析中多采用中小学入学率、文盲率等指标^[15]。笔者认为,中国的义务教育制度实施超过20年,中小学入学率已经达到一个稳定的高水平,入学率能够反映的信息量有限。从义务教育的根本目的出发,选择应届初中升入高中的升学率作为衡量义务教育质量的主要指标,因为升入高中的机会直接影响高等教育机会的可获得性,并最终决定国民的整体素质^[16]。从时间和空间维度上看,高中受教育机会在不同年份、不同地区之间的变异性也满足了回归分析对样本数据分布的要求。

2. 对义务教育制度改革的度量

本文所涉及的主要制度包括教育财权转移、办学体制改革和城乡教育资源均衡配置三个制度变量。针对教育财权转移,使用国家财政性教育经费支出中的中央政府支出与地方政府支出比,以反映中央和地方在教育财政支出的分担比例,即2003年以来教育财权上收入程度;利用市场和社会办学教育经费支出占教育经费支出总额的比例,以反映义务教育阶段市场办学和社会办学的发展程度,以此刻画办学体制改革;针对城乡教育资源均衡配置,主要使用农村义务教育高水平教师

占城乡义务教育高水平教师总数的比例和农村义务教育经费占城乡义务教育总经费的比例来反映城乡之间教育资源配置的均衡程度。需要注意的是,近年来,农村教师的数量不断增加,从数量上难以反映出城乡在教师资源配置上的差距,但从教师队伍质量上看,城市高水平教师的数量明显高于农村的数量。因此,本文选择具有本科以上学历的农村教师数量及其占比来度量城乡教师资源差异。综上,得到本文实证分析的指标体系,如表 1 所示:

表 1 制度改革对义务教育发展质量影响定量分析的指标体系

目标层	准则层	操作层	指标代码
产出	义务教育发展质量	初中升学率(%)	Y
	教师投入	义务教育阶段师生比(%)	T
	资金投入	义务教育阶段生均经费支出(千元/人)	F
	物质投入	义务教育阶段生均固定资产(万元/人)	A
投入	教育财权转移	义务教育阶段中央政府财政支出与地方政府财政支出比例(%)	CZ
	办学体制改革	义务教育阶段非政府办学经费支出占教育经费总支出的比例(%)	TZ
	城乡教育资源均衡配置改革	义务教育阶段农村高水平教师占高水平教师总数的比例(%)	SZPZ
		义务教育阶段农村教育经费占总经费的比例(%)	JFPZ

注:本文利用 2003—2012 年 30 个中国大陆省级数据(由于数据缺失和统计口径不一,数据没有包括西藏),数据来自《中国统计年鉴》《中国教育经费统计年鉴》《中国教育统计年鉴》等资料。

(三) 面板数据模型及回归结果

采用扩展的教育生产函数模型,如 $Y = f(t, f, a, x_i)$, 其中 t 为教师数量, f 为教育经费支出, a 为学校固定资产, x_i 则代表各项制度改革的度量指标(详见表 1)。构建面板数据回归模型如下:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= c + \alpha T_{ij} + \beta F_{ij} + \delta A_{ij} + \lambda CZ_{ij} + \theta TZ_{ij} + \rho SZPZ_{ij} + \eta JFPZ_{ij} + \gamma_j + \epsilon_{ij}i \\
 &= 1, 2, \dots, 30j \\
 &= 2003, 2004, \dots, 2011
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

式(1)中, Y_{it} 是个体 i 在时间 t 时期的观测值, α 表示模型的常数项, ϵ_{ij} 代表固定或者随机的截面效应, γ_j 代表固定或者随机的时期效应。

根据对截距和解释变量系数的不同限制,面板数据模型分为变截距模型和变系数模型。由于本文所使用的是短面板数据,即个体数多而时间短,考虑中国各省初中升学率的自发水平差异 γ_i , 因此选择变截距模型,并进一步区分固定效应估计和随机效应估计,利用 Hausman fe 检验方法对固定效应进行检验。从 Hausman 检验的结果看,chi2 检验统计量为 28.34,其伴随概率 p 值为 0.000 4,表明个体随机效应并不显著,因此应采用固定效应模型。

表 2 各省、直辖市初中升学率自发水平差异 γ_i

地区	γ_i	地区	γ_i	地区	γ_i
北京	0.275 7	山西	-0.035 3	内蒙古	0.072 5
天津	0.122 9	吉林	0.030 7	广西	-0.112 3
河北	-0.074 8	黑龙江	-0.019 2	重庆	0.059
辽宁	0.017 6	安徽	-0.044 7	四川	0.008 5
上海	0.102 1	江西	0.002 1	贵州	-0.153 9
江苏	0.02	河南	-0.114 5	云南	-0.184
浙江	0.044	湖北	0.074 5	陕西	0.079 5
福建	0.000 6	湖南	0.029	甘肃	-0.004 6
山东	-0.003 3	—	—	青海	0.009 5
广东	-0.012 2	—	—	宁夏	0.015 2
海南	-0.125 6	—	—	新疆	-0.075 4
东部地区	0.033 4	中部地区	-0.009 7	西部地区	-0.025 8

表 3 面板数据回归模型系数估计结果比较

随机效应	系数	标准误差	T 统计量	显著性水平	固定效应	系数	标准误差	T 统计量	显著性水平
T _{it}	-0.004 93	0.001 4	-4.122 2	0.000 3	T _{it}	-0.001 7	0.0016	-1.076 5	0.283 2
F _{it}	0.005 97	0.001 3	5.504 9	0.000 2	F _{it}	0.004 2***	0.0013	3.477 3	0.000 6
A _{it}	0.000 67	0.002 2	0.279 8	0.780 2	A _{it}	-0.000 7	0.002 1	-0.345 4	0.731 6
CZ _{it}	-0.053 13	0.052 3	-1.021	0.308 3	CZ _{it}	-0.289 1***	0.073 7	-3.991 4	0.000 1
TZ _{it}	-0.197 83	0.048 1	-4.132 2	0.000 2	TZ _{it}	-0.334 8***	0.059 2	-5.857 9	0.000 0
SZPZ _{it}	-0.027 63	0.021	-1.331 2	0.184 4	SZPZ _{it}	-0.021 4	0.024 5	-0.925 6	0.396 9
JFPZ _{it}	0.064 57	0.021 6	3.011 2	0.003 1	JFPZ _{it}	0.051 6**	0.031 5	2.572 2	0.023 1
常数项	0.357 17	0.045 9	7.820 5	0.000 2	常数项	0.345 1***	0.170 8	7.904 1	0.000 0
拟合优度	0.536 17		F 统计量	47.25	拟合优度	0.902 56		F 统计量	81.28
调整拟合优度	0.523 77		D-W 统计量	0.943	调整拟合优度	0.814 56		D-W 统计量	0.872

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 显著性水平下显著，无标记则表示不显著。

尽管假定解释变量的边际效应相同,但在表 2 中显示出的 30 个省(含直辖市、自治区)升学率的自发水平存在显著差异。其中,来自东部地区京、津、沪三地的自发升学率水平最高,而水平最低的是西部地区的贵州和云南。从地域上看,东部地区的升学率水平较平均值高出 0.033 4,中部地区和西部地区均比平均水平低。

从固定效应回归模型的结果(表 3)来看,经典教育函数模型的 3 个主要自变量除生均资金投入以外,教师数量的投入和物质投入系数显著性均未通过检验。资金投入对初中升入高中的升学率影响显著为正,表明每增加 1 单位义务教育经费的投入就能拉动升学率上升 0.004 2 个单位。教师 and 物质投入对升学率的影响并不显著,这一方面印证了 Fuller 和 Clarke(1994)的观点——大部分研究表明,经费资源的投入比教师的投入、教学时间的延长对学业成就的影响效果都要明显;另一方面则说明单纯增加教师数量和占地面积等资产条件并不能对升学率产生直接的推动作用^[17]。

财政制度改革变量回归系数结果显示:2003—2012 年间,在政府间教育财政支出结构中,增加中央财政支出比例会导致升学率指标微弱下降,这一结果既支持了主流财政分权促进社会福利水平提高的财政分权理论,也侧面表明优化义务教育财政支出结构的积极意义。办学体制改革变量的系数显著为负,即增加义务教育和社会教育办学经费,突显国家性财政投入对保障和提高义务教育发展质量的重要性。农村高水平教师占比指标的回归系数不显著,表明在城乡义务教育师资配置上增加农村高水平教师的占比对提高升学率指标水平没有明显作用,农村义务教育经费支出占比指标的回归系数为 0.051 6,且显著为正。相对于教师投入,地区义务教育的整体发展质量对农村资金投入占比的响应更为积极。

(四) 门槛面板模型及回归结果

1. 模型设置

面板门槛回归模型的建模目标之一,是捕捉函数可能发生跃迁的临界点或临界区域。它将模型按门槛值区分为两个或多个区间,每个区间由不同方程表达,与主观或外生设定结构突变点 Chow 检验不同,面板门槛回归模型可根据自身特点内生地划分区间(Hansen, 1999),除具有一般面板模型的优良特性外,还可以捕捉函数中的门槛效应。

本文以 Hansen(2000)模型为基础,在实证中主要考虑双门槛效益,建立门槛面板模型如下:

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_i \times X_{it} + \theta_1 GOA_{it} I(THR_{it} \leq \gamma_1) + \theta_2 GOA_{it} I(\gamma_1 < THR_{it} \leq \gamma_2) + \theta_3 GOA_{it} I(THR_{it} > \gamma_2) \quad (2)$$

式(2)中, Y_{it} 为因变量, X_{it} 为非门槛解释变量, GOA_{it} 表示与门槛相对应的目标解释变量, THR_{it} 表示门槛变量, $I(\cdot)$ 为指示性函数, γ 表示门槛值参数,且 $\gamma_1 < \gamma_2$,此模型中的回归参数为 (β, θ, γ) 。在 γ 给定的前提下,式中的 β 和 θ 是线性关系。按照 Hansen(2000)的基本思想, γ 的值应该是使回归残差平方和最小时候所对应的值。当门槛估计值确定后,其他参数值也相应确定了。

2. 显著性检验

门槛回归模型显著性检验的目的是:检验以门槛值划分的两组样本其模型估计参数是否显著不同。因此,不存在门槛值的零假设为 $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3$,同时构造 LM 统计量:

$$L = n \frac{S_0 - S_n(\gamma)}{S_n(\gamma)} \quad (3)$$

式(3)中, S_0 是在零假设下的残差平方和。由于 LM 统计量并不服从标准 χ_2^2 的分布。因此,Hansen(2000)提出了通过“自举法”(Bootstrap)来获得渐进分布的想法,进而得出相应的概率 p 值,也称为 Bootstrap P 值^①。

^① Bootstrap 是一种对原始样本进行“再抽样”的方法,假设从总体抽样容量为 n 的随机样本,则这个样本带有总体信息,如果进行多次“有放回”(withplace)的抽样,且每次样本容量都为 n ,就可以获得“自主样本”(bootstrap sample)。

Hansen(1996)认为模拟产生的 LM 统计量大于式(3)的次数占总模拟次数的百分比就是“自举法”估计得到的 p 值^[18]。这里的 Bootstrap P 值类似于普通计量方法得出的相伴概率 p 值。例如,当 Bootstrap P 值小于 0.01 时,表示在 1% 的显著性水平下通过了 LM 检验,以此类推。检验通过后即可构造 γ 的置信区间,如式(4):

$$LR_n(\gamma) = n \frac{S_0 - S_n(\gamma)}{S_n(\gamma)} \quad (4)$$

3. 回归结果

以制度变量为内生条件,由前文的面板模型回归结果可知,在教师投入 T 、资金投入 F 和物质投入 A 三个投入变量中,只有 F 的回归系数显著,同时观察样本发现 F 值的大小与地区经济发展水平密切相关,因此以 F 为门槛变量可以区分不同教育资金投入水平地区对教育财权转移、办学体制改革和统筹城乡资源配置制度的影响,设置 300 0 次的 Bootstrap 方法模拟计算出“似然比统计量”LM 值,检验结果如表 4 所示。

表 4 不同环境中制度变量的门槛效应检验结果

门槛变量	目标变量	假设检验		Bootstrap LM 值	临界值		
					90%	95%	99%
F_{it}	CZ_{it}	H_0 : 没有门槛	H_1 : 有一个门槛	1.345 6***	3.004	3.96	6.973
		H_0 : 有一个门槛	H_2 : 有两个门槛	5.355 6***	3.232	5.256	9.083
	TZ_{it}	H_0 : 没有门槛	H_1 : 有一个门槛	2.249 6***	2.662	3.674	6.257
		H_0 : 有一个门槛	H_2 : 有两个门槛	5.678 5***	-3.981	-2.005	1.508
	$JSPZ_{it}$	H_0 : 没有门槛	H_1 : 有一个门槛	3.564 2***	2.613	3.623	6.265
		H_0 : 有一个门槛	H_2 : 有两个门槛	5.243 2**	1.938	3.703	7.251
	$JFPZ_{it}$	H_0 : 没有门槛	H_1 : 有一个门槛	2.553 1***	2.662	3.881	6.759
		H_0 : 有一个门槛	H_2 : 有两个门槛	5.136 8***	-2.363	-0.244	3.105

注:***、**分别表示在 1%、5% 显著性水平下显著,无标记则表示不显著。

由表 4 可知, F 的 LM 值在相应的显著性水平下均拒绝原假设,即门槛变量 F 存在 2 个门槛值。进一步,表 5 给出了门槛效应的参数位置以及不同区间的估计结果。

表 5 门槛效应参数估计结果

门槛变量	目标变量	区间	回归系数	T 统计量
F_{it}	CZ_{it}	$F_{it} \leq 1.340 2$	-0.261 2***	-3.954 9
		$1.340 2 < F_{it} \leq 5.289 1$	-0.456 4***	-5.297 8
		$F_{it} > 5.289 1$	-0.221 4***	-2.192 1
	TZ_{it}	$F_{it} \leq 1.453 7$	-0.368 7***	-7.457 6
		$1.453 7 < F_{it} \leq 4.053 4$	-0.211 7***	-5.211
		$F_{it} > 4.053 4$	-0.153 2***	-2.549 1
	$JSPZ_{it}$	$F_{it} \leq 3.542 1$	-0.012 4**	-2.541 2
		$2.352 1 < F_{it} \leq 5.289 1$	-0.004 1	-0.380 2
		$F_{it} > 5.289 1$	0.045 6*	1.125 4
	$JFPZ_{it}$	$F_{it} \leq 2.895 6$	0.032 4	1.712 4
		$2.895 6 < F_{it} \leq 5.289 1$	0.046 7***	2.776 7
		$F_{it} > 5.289 1$	0.079 7***	4.369 1

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平下显著,无标记则表示不显著。

由表 5 可知,各项指标变量对因变量(升学率)的影响在不同的生均教育经费投入门槛区间内存在显著差异。财政改革制度作用系数变化呈 U 型,即财政分权对教育资金投入水平较高($F_{it} > 5.289 1$)和较低($F_{it} \leq 1.340 2$)的区间作用较小,对资金投入水平处于中间($1.340 2 < F_{it} \leq 5.289 1$)水平区间的作用较大。办学体制作用系数变化趋势为减速下降,即随着教育资金投入水平的提高,社会和市场办学对义务教育质量的阻碍作用在逐渐减小。城乡教育经费配置系数的变化都呈直线上升态势,即随着教育资金投入的提高,农村教育经费占比的增长均会加快对义务教育质量的提升作用。从城乡教师配置系数估计结果看,在投入资金处于较低和较高的区间之间出现了质的差异:对资金投入较低($F_{it} \leq 3.542 1$)的区域,增加农村高水平教师占比会拉低地区整体义务教育的质量,但是对资金投入较高($F_{it} > 5.289 1$)的区间则有明显的促进作用,由此可见,教育投入的门槛效应显示在资金和教师投入之间没有直接的替代关系。

三、结果讨论

2003—2011 年中国省级教育生产函数回归结果表明,从科学发展观的推广和统筹城乡发展战略实施以来,不断优化的教育制度设计和密集出台的政策措施确实对义务教育发展质量产生了显著影响。利用 Bootstrap 对门槛效应的检验结果显示出各项制度的影响存在明显的非线性转换特征。在区分制度变量影响的质和量的基础上,得出以下判断:

第一,财政分权对义务教育质量的平均影响为正。在各级政府投入结构中,增加省级及以下财政投入占比对提高义务教育发展水平有积极影响,但门槛效应进一步发现,这一影响因地区教育资金投入水平不同而发生改变。从整体来看,经济较发达、教育资金投入水平较高的区间和最低的区域,增加分权程度对义务教育水平的促进作用远小于处于中间投入水平的区域。可能的解释是:教育资金投入较低地区的财力相对吃紧,财政分权刺激地方政府的财政支付重点可能转移到教育之外,改善当地经济发展的基础环境投入和稳定社会的财政公共支出可能挤占了教育财政。另外,高素质劳动力向发达地区流动聚集的特征使得贫困地区失去了在财政分权背景下提高义务教育发展质量的微观基础。观察教育资金投入水平较高的地区发现,其中央财政资金支出比例较大,分权势必导致其对教育财政投入的偏移,在财政收入给定的情况下保持财政支出结构稳定的惯性削弱了分权的作用。对于教育资金投入处于中间水平的地区来说,改善当地的投资环境和提供以教育等为首的社会服务存在着此消彼长的关系,如改善投资环境有可能挤占社会服务的财政支出。因此,财政分权对于地区义务教育发展的双向影响可能交错存在。

第二,办学体制改革密切关系着教育筹资渠道和结构。面板模型回归结果表明,总体上社会和市场办学资金占比会拉低义务教育发展质量,但从不同门槛区间的影响系数看,发达地区民间办学对义务教育质量的负面影响要明显小于欠发达地区。在计划和市场并存的混合型经济体制中,教育筹资体制也存在“混合”思路。义务教育作为具有外部效应的混合产品,应该在政府宏观调控下,允许并鼓励市场力量参与办学^[19],同时民办学校的法人治理有漏洞、管理不规范、教学质量良莠不齐等问题也引发了大家对于民间资本的逐利性可能严重损害教育公平和公共利益的担忧^[20]。观察现实发现,《民办教育促进法》颁布实施以来,民办中小学校数量从 2006 年的 10 711 所减少到 2012 年的 9 546 所,但是在校生数量却从 806.15 万人增至 1 049.26 万人^①。民办中小学的学生数

① 数据来源:《中国教育统计年鉴》(2006),人民教育出版社:126,154;《中国教育统计年鉴》(2012)人民教育出版社:130,148。

量不断增加、学校规模逐渐扩大,表明中国民办学校已进入注重内涵发展、大浪淘沙、优胜劣汰的转型期。因此,引导和激励高质量的社会资源参与义务教育办学对于解决政府教育财政资源不足、财力不均、分配失衡等问题有重大且深远的积极影响。

第三,在统筹城乡教育资源配置方面,面板模型回归结果显示,增加农村教师数量占比对地区义务教育整体质量没有明显影响,增加农村教育资金占比则有明显促进作用。中国城区和乡村初中生师比分别从2006年的15.76和16.08发展到2012年的14.55和13.82,农村生均教师数量高于城市水平,但高水平教师(具有高级职称)的师师比分别为17.86和22.95,城市配置水平远高于农村水平^①。据此可以得出:农村教师资源配置问题的关键不在数量,而在质量和结构的事实判断。从差别效应上看,增加农村高水平教师占比对经济欠发达地区的影响显著为负,对发达地区则显著为正,其影响出现了“质”的差别。义务教育资金向农村倾斜的影响显著为正,但从门槛效应估计结果上看,影响强度随着资金投入水平的提高而减弱,即可推测增加农村义务教育资金投入对地区整体义务教育质量促进作用存在时空上的“收敛性”,也暗示未来单纯增加经费投入难以取得持续效果。

四、政策含义

我国义务教育制度变革的根本原因在于,以往“穷国办大教育”的基本体制和相应的制度设计已经不能满足伴随经济社会发展而逐步提高的国民基础教育水平的要求,其基本矛盾体现为政府对义务教育供给的不足和失衡。本文通过实证发现义务教育财政分权、办学体制和教育资源分配制度对不同属性地区的义务教育发展水平产生的影响差异,辩证地揭示了义务教育发展规律的时空性,同时也为政府制定和调整义务教育政策措施提供了以下启示:

(一)强化政府责任,合理区分投入重心

在强化义务教育投入中政府责任的前提下,迫切需要对义务教育经费的统筹层次作合理区分。20世纪八九十年代“低重心”投入体制获得了全国各县、乡两级财政的大力支持,奠定了当时“穷国办大教育”的基本雏形。随着中国经济社会的发展,尤其是地方财政收入水平提高和差异增大,考虑到义务教育的“准公共品”属性及其可能引发的外部收益^[21],应注重区分不同经济水平地区对义务教育经费的统筹层次。经济发达地区可适当提高教育财政分权,降低投资重心,激发地方学区主管的积极性和基层政府的教育财政活力,同时也要注意避免“低重心”投资体制给基层地方财政增加沉重压力;经济欠发达地区则应提高教育财政投入重心,减轻地方教育财政支付压力和避免挤占。以增加中央对省级财政转移支付为突破口,充分发挥中央对省、省对地市的财政统筹职能,注意用好财政转移支付工具,合理制定生均最低公共经费标准和浮动机制,保障地方义务教育经费投入的充足性和均衡性。

(二)注重分类管理,促进民办教育健康有序发展

如果说民办中小学诞生的初衷是作为义务教育国家投入不足的社会补充,那么经过20多年的改革和发展,相比近年来民办高校规模扩张之势,民办中小学的发展则显得迟缓和谨慎。进一步观察现实发现:同质化竞争和“两免一补”政策冲击已经将大量民办中小学推入发展困境;与此同时,

^① 数据根据相关教育统计数据计算得出。具体参见:《中国教育统计年鉴》(2006)455~457页、465~476页;《中国教育统计年鉴》(2012)474~478页、482~490页。

“名校办民校”现象愈演愈烈,甚至造成国有资产的转移、流失,加剧了教育不公平。本文实证结果发现,民办中小学比例的扩张对地区整体义务教育发展水平的影响总体为负,只存在程度差异。在中央大力倡导“毫不动摇地引导社会力量兴办教育”的背景下,民办义务教育的发展亟待规范。各级政府应充分挖掘政府补贴、政府购买服务、助学贷款、基金奖励、捐资激励等制度的活力与张力,要坚持完善分类管理、按类扶持政策,保障民办学校的合法地位和正常回报,维护办学者积极性。学校应认识到当今中国民办教育的角色已不再是作为公办教育的补充,而是为社会提供更多的教育选择,坚持特色化、差异化发展才是民办中小学的根本出路。

(三)以师资均衡为重点突破城乡二元配置结构

2005年底,国务院根据农村税费改革后农村义务教育面临的新形势和新问题,把农村义务教育全面纳入了公共财政的保障范围。教育部、人力资源和社会保障部等也陆续出台相关政策充实农村教师队伍、提高乡村教师素质与待遇保障,但农村义务教育经费的总体投入水平还比较低,农村师资队伍整体水平与城市的差距还比较大。本文实证启示:统筹城乡教育资源均衡配置,关键是要发挥好财政的杠杆作用,引导各方面教育资金投入重点向农村地区倾斜,实行城乡一致的拨款标准、建设标准、教师编制标准;应进一步明确合理配置教师资源是重中之重,想办法消隐患、补缺口、创机制。具体而言,(1)要依法保障农村教师的合法待遇、晋升机遇,构建农村教师进退机制,注重培养农村教师的社会责任感和教育使命感,从物质保障和精神激励两个层面维护农村教师的工作积极性,减少和消除农村教师流失隐患。(2)注重填补农村中小学高水平教师数量上的缺口。加强农村中小学高水平教师的培养和引进工作,各省(含直辖市、自治区)教育主管部门应高度重视制定农村教师的职业培训计划,采取学历教育和非学历教育相结合的手段提高教师的理论水平和业务能力,进一步用好城乡教师轮岗制度、高校学生顶岗支教制度、创新教师人事聘用制度,如建立“县管校用”制度,使教师由“学校人”变成“系统人”,使高水平教师在农村“下得来、留得住、干得好”。(3)政府要加快建立城乡一体化的教育资源配置机制和教育要素流动机制,努力顺应新型城镇化背景下城乡人口布局形势,着力优化改革过程中教育、财政、民政、社保、住建等多部门联动协同机制,以教育公平为出发点和落脚点,保障城乡学校拥有公平的法律权利和资源投入、城乡学生享受公平的教育机会和教育过程、城乡教师获得平等的社会地位和合法权益。

参考文献:

- [1] Zhao Litao. Between Local Community and Central State: Financing Basic Education in China[J]. International Journal of Educational Development, 2009, 29(4): 366-373.
- [2] 刘长生,郭小东,简玉峰. 财政分权与公共服务提供效率研究——基于中国不同省份义务教育的面板数据分析[J]. 上海财经大学学报:哲学社会科学版, 2008(8): 61-68.
- [3] 邢祖礼,邓朝春. 财政分权与农村义务教育研究——基于财政自给度视角[J]. 教育科学文摘, 2012(5): 33-34.
- [4] 翟博. 中国基础教育均衡发展实证分析[J]. 教育研究, 2007(7): 22-30.
- [5] 陈昕,史建民,闻德美. 我国财政分权与义务教育均衡关系的实证分析[J]. 统计与决策, 2013(3): 154-157.
- [6] 田志磊,袁连生,张雪. 地区间城乡义务教育公平差异研究[J]. 教育与经济, 2011(2): 43-48.
- [7] 梁文艳,杜育红. 省际间义务教育不均衡问题的实证研究——基于生均经费的分析指标[J]. 教育科学, 2008(4): 11-16.
- [8] 龚锋,卢洪友,卢盛峰. 城乡义务教育服务非均衡问题研究——基于“投入—产出—受益”三维视角的实证分析[J]. 南方经济, 2010(10): 35-48.
- [9] 黄藤. 关于我国民办教育基本理论的思考[J]. 教育研究, 2004(4): 44-47.
- [10] 汪明. 义务教育阶段民办学校的发展现状与分析[J]. 教育发展研究, 2003(9): 13-16.

- [11] 于艳玲,滕妍.义务教育阶段民办学校存在的问题与解决对策[J].教育探索,2007(12):13-14.
- [12] 汪明.公办中小学办学体制改革问题的探讨[J].教育研究,2005(8):26-31.
- [13] 张威.论义务教育财政制度下的办学体制改革[J].教育理论与实践,2013(13):33-35.
- [14] 周彬.论基础教育办学体制改革中的政策选择[J].国家教育行政学院学报,2008(3):3-9.
- [15] 杨斌,温涛.中国各地区农村义务教育资源配置效率评价[J].农业经济问题,2009(1):29-37.
- [16] 许玲丽,周亚虹.义务教育资源配置对初中升学机会的影响[J].上海经济研究,2011(12):25-34.
- [17] Fuller B,Clarke P.Raising school effects while ignoring culture? Local conditions and the Influence of Classroom Tools, Rules, and Pedagogy[J].Review of Educational Research,1994,64(1):119-157.
- [18] Hansen B E.Inference When A Nuisance Parameter Is not Identified Under the Null Hypothesis[J].Econometrica,1996,64(2):413-430.
- [19] 费菊瑛.改善义务教育投融资体制研究[M].广州:中山大学出版社,2007:31.
- [20] 谢锡美.义务教育阶段民办学校未来走向探析[J].教育发展研究,2010(Z2):18-24.
- [21] Barr N.The Economics of Welfare State[M].Oxford:Oxford University Press,1998:328.

Institutional Reform, Threshold Effect and Compulsory Education Development

——Based on the Empirical Provincial Panel Data from 2003—2012

WEI Yong, ZHOU Xiao-qing

(Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: This empirical study focuses on the effects of institutional reform on Chinese compulsory education by using provincial panel data from 2003 to 2012 of China and education production function to construct the panel threshold regression model. The results show that since 2003 the compulsory education finance system reform, the school running system reform and educational resources balanced allocation of urban and rural areas reform have had a significant influence on the quality of compulsory education. Overall the results show that the effects of the institutional reform reveal obvious nonlinear conversion feature. The quality and quantity of effects change according to different environments. According to the research conclusion, the paper sums up the enlightenment.

Key words: compulsory education; institutional reform; Education Production Function; Panel Threshold Regression Model

责任编辑 李航