

城市公共教育支出与经济增长

——基于城市面板数据的实证分析

王敏, 张海生

[摘要]教育支出能为经济增长提供动力, 经济高速发展也能为教育支出提供重要保障。文章基于全国285个城市2007—2020年的面板数据, 采用PVAR模型对城市公共教育支出与城市经济增长之间的关系进行实证检验, 同时构建长期增长模型检验了城市公共教育支出对城市经济增长的边际效应。研究发现: 第一, 整体上, 城市公共教育支出与城市经济增长之间存在双向Granger因果关系。第二, 分不同经济发展水平看, 在低于49010元(以2003年不变价计算)的中低人均GDP城市中, 公共教育支出与经济增长互为Granger因果关系, 但在高于49010元的高人均GDP的城市中, 只表现出经济增长对公共教育支出的单向Granger原因。第三, 采用长期经济增长数据发现, 城市人均公共教育支出对城市的经济增长具有显著的促进作用, 但这种促进作用会随人均GDP的提高而逐渐降低。因此, 应在进一步加大对低发展水平地区人均公共教育支出的基础上, 加强省级政府和中央政府的统筹能力, 促进省内和省际间城市公共教育支出的合理分配。

[关键词]公共教育支出; 城市经济增长; 面板Granger因果检验

一、引言

党的二十大报告指出:“教育、科技、人才是全面建设社会主义现代化国

[收稿日期] 2023-12-13

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年基金项目“人工智能、制度潜人与大学治理效能提升研究”(22YJC880107)。

[作者简介] 王敏, 中国人民大学教育学院, 电子邮箱地址: 529013313@qq.com; 张海生(通讯作者), 重庆文理学院期刊社, 电子邮箱地址: 490150621@qq.com。

家的基础性、战略性支撑。”^①其中，教育更是在整个国民经济发展中具有基础性、先导性和全局性的地位。因为教育不仅能通过社会直接投资或消费来影响经济发展，而且还可以通过提高劳动者素质、促进技术创新等方式间接对经济发展产生推动作用。随着我国经济发展进入新常态，经济增长的动力也需要由以往的要素、投资驱动逐渐转为创新驱动，其中人力资本、技术进步将发挥越来越重要的作用。然而，无论是人力资本还是技术进步，都必须有良好的教育作为支撑，而教育支出又是优质教育的物质保障。与此同时，国内外经济下行压力增大，政府为促进经济复苏不断加大减税降费力度，各地的财政收支压力明显加大，政府教育支出必然受其影响。因此，探究公共教育支出与经济发展之间的关系具有十分重要的现实意义。

前人学者已在这方面做了许多研究，但以往对于公共教育支出与经济发展之间的关系探讨大多基于国家层面或省级层面，较少涉及城市层面，而按照我国教育财政体制，城市在公共教育投入中发挥重要作用。为此，本研究基于2007—2020年全国城市层面的面板数据，首先采用面板向量自回归方法(PVAR)对公共教育投入与经济增长之间的因果关系进行分析，其次在增长回归的框架下进一步探讨公共教育支出对城市经济增长的影响，并分析了上述影响在不同经济发展水平上的线性及非线性差异，最后根据结论提出政策建议。

二、文献综述

20世纪60年代人力资本理论提出后，国内外众多学者对教育支出与经济增长之间的关系进行了探究，但得出的结论不尽相同。有研究发现政府教育支出对经济增长存在正向效应(Afonso and Jalles, 2014)，也有研究发现政府教育支出对经济增长存在负向作用(Easterly and Rebelo, 1993)。

国外关于教育支出的研究文献大多从教育支出对经济发展作用的角度出发，如Helms(1985)利用美国48个州1965—1979年的混合截面数据进行实证分析后发现，州和地方增加的税收用于转移支付会显著阻碍经济增长，但如果把这些收入用于改善公共服务(如教育、高速公路、公共卫生和安全)，对经济增长的有利影响可能超过相关税收的不利影响，但该实证结果并没有

^① 习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，北京：人民出版社，2022年版，第33页。

建立在数理模型之上。20世纪90年代初,随着经济增长研究进入新时期,政府公共支出也被纳入增长模型,包括AK模型(Barro, 1990)、内生增长模型(Barro and Sala-I-Martin, 1992)等,并且研究证明了财政政策不仅能影响经济体到达稳态的转移动态,也会影响最终的稳态增长率。如果政府支出来源于税收,征税将会带来经济效率的扭曲,而政府支出的方向则决定了能否抵消扭曲带来的影响。如果将政府支出简单分为政府消费和公共投资,那么公共投资对经济增长具有正向影响(Barro, 1990)。在以内生增长模型为基础的实证研究中,最初教育支出大多被包含在按照功能或用途等分类的财政支出大项中,如经常性支出(Devarajan et al., 1996)、生产性支出(Glomm and Ravikumar, 1997)等,其研究结果都支持教育支出能促进经济增长这一结论。如果将政府支出进一步细分,那么在控制国家财政支出总量的前提下,用于教育的公共支出也对经济增长存在显著的促进作用(Nijkamp and Poot, 1998)。进一步考虑税收的来源问题后,模型需要加入征税方式才能论证教育支出对经济增长的作用方向和大小(Blankenau et al., 2004; Blankenau and Simpson, 2007)。实证研究表明,在发达国家,当控制了政府预算约束之后,教育支出与长期增长率之间才呈现正相关。在实证研究方法方面,Chu等(2020)采用OLS和GMM模型,基于包含37个高收入和22个中低收入国家1993—2012年的数据,检验得出政府支出从非生产性支出转向生产性支出对不同收入经济体的高增长均具有正向作用,而对于高收入国家来说,向教育和一般公共服务分配更多支出将进一步促进经济增长。

以上关于教育支出、人力资本和经济增长的研究大多构建了相应的经济模型,采用截面或面板数据进行实证分析。此外,在对教育支出与经济增长关系的探讨中还存在一种时间序列分析方法。该方法大多采用自回归分布滞后模型(ARDL)、向量自回归(VAR)等来检验二者之间的Granger因果关系、协整关系等。在国际已有研究中,大部分实证结果表明,不管在贫穷国家(Musila and Belassi, 2004)还是在新兴的准发达国家(Govindaraju and Rao, 2011),抑或是发达国家(Ozatac et al., 2018),公共教育支出对经济增长均存在正向作用。还有研究使用混合组均值(PMG)估计法,在充分考虑不同国家在模型中的系数和误差项存在异质性的基础上,发现基建和教育支出对部分OECD国家的经济增长存在显著正向作用(Gemmell et al., 2016)。基于ARDL模型的政府支出分类与经济增长的关系探究也表明,1995—2015年欧盟国家的教育支出、卫生保健支出对GDP增长存在正向促进作用,而其他诸如国防、经济、一般公共服务和社会福利等支出对GDP增长存在负向效应(Lupu et al., 2018)。

国内已有研究多采用时间序列分析方法对公共教育支出与经济增长的关系进行分析,多使用全国整体或省级行政区层面的数据,研究得到的结论不尽相同。在全国层面,有研究认为教育支出与经济增长之间存在双向 Granger 因果关系(周英章和孙崎岖,2002;王俊和孙蕾,2005);有研究认为 GDP 是教育支出的 Granger 原因(刘旦和胡胜,2009;张波和张放平,2022);还有研究认为教育支出与经济增长之间虽然存在双向 Granger 因果关系,但经济增长对公共教育投资的影响大于公共教育投资对经济增长的影响(陈朝旭,2011)。在省级层面,由于模型设定的差异,实证研究也未能取得一致性的结论(肖小虹,2010;朱健等,2020)。

此外,在传统人力资本理论研究方面,Bils 和 Klenow(2000)、Krueger 和 Lindahl(2001)对教育促进经济增长的作用提出质疑,认为二者之间的关系更可能是双向因果关系,上述采用时间序列进行实证检验的研究也部分证明了二者之间可能存在双向因果关系。然而,上述实证研究都将经济体全部教育支出考虑在内,没有区分不同行政层级的教育支出的具体影响,对此,Vandenbussche 等(2006)的研究将其进一步拓展到不同技能结构,也可以理解为不同受教育程度、不同教育投资结构在经济增长过程中发挥的作用不同。曹淑江(2016)利用新结构经济学的思想对不同国家的教育发展战略进行解析,认为“遵循比较优势发展战略”的发展中国家会遵循“初等教育—中等教育—高等教育”的优先顺序来发展教育,这一点在 Su(2004)的研究中也有体现,即发展中国家优先发展基础教育才能使其在发展进程中使公共教育投资有效率并不至于使收入分配差距过大。Aghion 等(2009)基于美国各州的数据采用各州在众议院拨款委员会中委员的数量作为工具变量,论证了在靠近技术前沿的地区增加高等教育投入有利于促进该地区的经济增长。

对于一国来说,城市才是经济增长的引擎(Lucas,2001),且城市层面的经济异质性更为突出。然而,以往实证研究一方面大都以国家层面为主,部分拓展到省级层面,另一方面并没有对公共教育支出数据进行结构上的区分。此外,从公共教育支出角度看,尽管我国现有基础教育财政体制为“以县为主、转移支付、事权划分、省级统筹”,但由于县级政府的教育财政支出数据不易获得,加之区(特别是地级市政府所在地隶属的区)与县经济增长的影响因素更加复杂,不易辨析,因此选择地级及以上城市的数据一方面能够获得比省级单位更大的样本容量,增强分析的可靠性,另一方面能够充分兼顾到地区之间的经济发展差距问题。

三、计量模型、变量选取与数据说明

(一) PVAR 模型

自 Sims(1980)提倡将多个变量放在一起作为一个系统进行预测以来,向量自回归(VAR)模型在实证研究中得到广泛应用。相较于单变量的时间序列预测,VAR模型可以分析几个变量之间的相互作用,以及通过脉冲响应分析得到变量之间的长期存在的关系。Holtz-Eakin等(1988)将VAR方法应用到面板数据模型,之后经过Arellano、Bond、Bover、Juodis等人的发展,被经济学诸多领域广泛应用。应用PVAR模型的数据大多呈现N大T小结构,而VAR模型适用的方法大多用于处理时间T较大的数据,因此估计VAR模型的方法无法直接套用到PVAR模型上。另外,由于PVAR模型中不再仅有单个个体,因而必须要考虑截面间的异质性,而VAR模型则不存在这个问题。PVAR模型如下:

$$y_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{i, t-1} + \dots + \Gamma_p y_{i, t-p} + \lambda_i + u_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, y_{it} 为包含经济发展水平和教育支出的列向量, Γ_0 和 ϵ_{it} 分别为截距项和扰动项列向量, $\Gamma_1, \dots, \Gamma_p$ 分别为滞后1期...滞后 p 期的系数矩阵, λ_i 和 u_i 分别为个体效应向量和时间效应向量。

(二) 长期增长模型

经济发展水平数据往往存在单位根,为非平稳序列,如果直接使用人均GDP数据与人均教育支出进行回归分析可能造成伪回归或伪相关问题,因而使用人均GDP的增长率将更加适合。如果直接使用一阶差分(也即一年的人均GDP增长率)将不可避免的包含经济周期(Business cycle)效应,而在关于经济增长的实证研究中,应用比较广泛的对经济增长的变量的定义是使用5年(或以上)的经济增长率(Blankenau et al., 2004)。为此,本研究也采用各城市当期往后5年的增长率作为被解释变量。此外,使用当期往后5年的增长率还可以忽略自变量内生性和反向因果关系的影响,这也是诸多类似增长回归分析所强调的问题。

增长回归主要强调向稳态收敛过程中人力资本的贡献。Barro等(1991)给出了其一般形式,强调增长率对其稳态水平的偏离取决于经济体初始劳均产出与稳态劳均产出的距离。由此得到以下增长回归模型:

$$\left(\frac{1}{v}\right) (\ln y_{i, t+v} - \ln y_{i, t}) = g_A - a_1 (\ln y_{i, t} - \ln y_i^*) + \epsilon_{i, t} \quad (2)$$

其中, $(\ln y_{i,\tau+v} - \ln y_{i,\tau})$ 为经济体 i 在时期 τ 和 $\tau+v$ 之间的增长率, g_A 为稳态增长率, $y_{i,\tau}$ 和 y_i^* 分别为经济体的初始和稳态劳均产出水平, a_1 为收敛速率的度量, $\varepsilon_{i,\tau}$ 为服从标准假设的随机扰动项。如果劳均产出的稳态水平 y_i^* 取决于劳均人力资本和一系列能够反映经济体特征的变量, 结合 Churchill 等(2017)的研究, 回归方程可以写为

$$g_{it} = \left(\frac{1}{v}\right) (\ln y_{i,\tau+v} - \ln y_{i,\tau}) = g_A - \beta_1 \ln y_{i,\tau} + \beta_2 \ln p_j y z c_{i,\tau} + \sum_j \beta_j z_{j, it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, g 是城市 5 年经济增长率的度量, $p_j y z c$ 为人均政府教育支出的度量。在以往研究中, 在省级层面, 采用生均教育经费的数据更为合理; 但在城市层面, 由于教育财政支出为一个总数, 无法区分教育阶段(尽管不同教育阶段在校生人数可以获得), 加之高等教育阶段的在校生人数还包含部属高校的学生, 而这部分高校的经费大多由国家财政来负担, 因此本研究采用人均教育支出来表示教育支出水平。 y 是城市初始的人均 GDP 水平, z 是经济增长文献中经常使用的控制变量集, α_i 和 δ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应。考虑到以往研究和城市层面数据的可获得性, 我们选取城市的固定资本存量、人均财政支出、人均科技支出、劳动力数据、人口数据、外资直接投资数据、金融数据、产业结构等作为控制变量, 下标 i 和 t 分别表示城市和时间维度(桑倩倩和栗玉香, 2021)。

固定资本存量: 采用张少辉等(2021)的方法对城市固定资本存量进行估算。

财政支出能衡量政府规模的大小; 科技支出代表城市在研发方面所做的努力。与教育支出数据类似, 考虑到城市之间人口的巨大差别, 我们使用人均指标来表示。

劳动力数据: 在城市层面, 所能获取的劳动力数据是将《中国城市统计年鉴》中年末单位与城镇私营和个体从业人员的数据加总(桑倩倩和栗玉香, 2021)。

人口数据: 采用《中国城市统计年鉴》中的年末户籍人口数据。

外商直接投资(FDI): FDI 被认为是跨国传递新思想、先进技术、技术和技能并产生巨大溢出效应的工具。尽管以往研究对教育支出与经济增长之间的关系还存疑, 但既有实证研究发现一国各地区的 FDI 并不会促进地区的经济增长或者并没有对当地的企业产生正向溢出效应; 在跨国层面, FDI 通常表现出对一个国家的经济增长会起到显著的正向作用(Kottaridi, 2010)。国内大部分类似研究也都包含了 FDI 数据, 本文也将其作为控制变量加到模

型中。

金融数据：国内研究大多使用年末金融机构各项贷款余额指标来衡量地区的金融发展水平，本文也将各城市年末金融机构各项贷款余额作为控制变量加入模型。

(三)数据来源及处理

因城市层面的教育支出数据从2003年开始才逐步公布，1992年之前公布的为各城市的文教科卫事业费支出，没有单独的教育经费支出。1997年开始公布的是教育财政支出，但公布的教育财政支出仅为教育事业费支出，用于教育的基本建设支出在“基本建设支出”科目中无法从中单独择出。2007年起，财政部对财政收支科目划分做了重要变更，“教育事业费”和以往“基本建设支出”类科目中用于教育的部分合并统称为“教育支出”。因此，本文最终采用的是2007—2020年城市层面(不包括中国台湾、中国香港和中国澳门)财政支出中的教育支出数据，经济发展水平的指标为各城市的人均GDP。城市人均GDP指数部分年份缺失的，按照所在省份的人均GDP指数来替代，数据均按照2003年的不变价计算。数据主要来自《中国城市统计年鉴》(2008—2020)、《中国区域经济统计年鉴》(2008—2014)以及各城市的国民经济和社会发展统计公报。

在数据整理过程中，我们发现部分城市的行政区划发生了变更，因此也随之对其进行调整。例如，安徽省巢湖市于2011年撤市设为县级市，在数据收集过程中予以剔除；山东省莱芜市于2019年撤市设区，采用同样的方法补充其2019年的数据。另外，由于西藏自治区的数据缺失太多，因而研究也不使用西藏自治区的数据。最终样本包括285个城市2007—2020年共14年的面板数据(在增长回归模型中因采用5年增长率，样本只有2850个)，其中包括直辖市4个、副省级城市15个、非副省级省会城市16个和普通地级市250个。主要变量定义及统计描述见表1。

表1 主要变量定义及统计描述

| 变量名称 | Variable | Mean | Std. Dev. | Min | Max | N |
|-------------|-----------|----------|-----------|---------|-----------|------|
| 人口增长率(%) | poprate | 0.40 | 1.80 | -9.50 | 17.00 | 2850 |
| 人均科技支出(元) | psci | 79.24 | 132.40 | 1.74 | 2487.57 | 2850 |
| 人均财政支出(元) | pezze | 4481.20 | 2653.45 | 709.69 | 25959.47 | 2850 |
| 人均外商直接投资(元) | pfdi | 660.90 | 1002.00 | 0 | 9828.73 | 2850 |
| 人均年末贷款余额(元) | pfina | 36382.29 | 41219.76 | 2287.24 | 302016.40 | 2850 |
| 固定资本存量(万元) | cap_stock | 3183.20 | 4180.69 | 91.64 | 43044.28 | 2850 |

续表

| 变量名称 | Variable | Mean | Std. Dev. | Min | Max | N |
|--------------|-----------|----------|-----------|---------|-----------|------|
| 人均固定资本存量(元) | pcap | 71375.28 | 55303.53 | 5195.13 | 524594.70 | 2850 |
| 固定资本增长率(%) | rate_cap | 14.24 | 5.44 | -5.64 | 33.28 | 2850 |
| 人均固定资本增长率(%) | rate_pcap | 13.78 | 5.78 | -7.63 | 32.79 | 2850 |
| 人均 GDP(元) | pgdp | 38062.66 | 32202.96 | 2646.74 | 281764.10 | 3990 |
| 人均教育支出(元) | pjyzc | 904.05 | 439.37 | 124.76 | 3725.80 | 3990 |

四、实证结果

(一)PVAR 实证结果

1. 单位根检验

在进行 VAR 分析时, 需要考虑变量存在单位根的情形。如果存在单位根, 则时间序列就变成了非平稳序列, 这时如果直接进行检验, 会造成: ①自回归系数的估计值将左偏; ②系数将不再服从渐进正态分布, 传统的 t 检验也将无法发挥作用; ③即便两个相互独立的单位根变量进行回归, 也有可能产生相关的结果, 即伪回归或伪相关(陈强, 2010)。在时间序列中, 常用的单位根检验为 ADF 检验(Augmented Dickey-Fuller Test)。在面板数据方面, 根据不同的面板数据结构发展出了一系列单位根检验方法。根据本文使用的数据类型, 本文选择 HT 检验, 得到以下结果(见表 2)。

表 2 HT 面板单位根检验结果

| 变量 | 检验类型(C, T) | rho | z | p 值 | 结论 |
|--------------------|------------|--------|----------|-----|-----|
| 人均 GDP 取对数(lpgdp) | (C, T) | 0.7978 | 12.5921 | 1 | 不平稳 |
| 人均 GDP 增长率(dlpgdp) | (C, T) | 0.2953 | -24.0287 | 0 | 平稳 |
| 人均教育支出取对数(lpjyzc) | (C, T) | 0.3998 | -16.4081 | 0 | 平稳 |

从 HT 面板单位根检验结果看, 人均 GDP 取对数之后不能拒绝存在面板单位根的原假设, 而差分之后显著拒绝存在面板单位根的原假设, 人均教育支出数据显著拒绝存在面板单位根的原假设。

2. 滞后阶数的选取

在滞后阶数的确定上, 采用赤池信息量准则(AIC)、贝叶斯信息准则(BIC)、汉南一奎因信息准则(HQIC)3 种准则进行选择。在人均 GDP 和人

均教育支出的计算结果中，AIC 和 HQIC 的最小值在滞后 9 阶时出现，BIC 在滞后 5 阶时最小，考虑到样本的观测期仅有 14 期，选择 9 期的滞后阶数会损失较多样本容量，而滞后 5 阶和滞后 6 阶的检验结果相差不大（见表 3），因而我们进行了折中（陈强，2010；袁本涛等，2013），选取滞后阶数为 6 阶。

表 3 AIC、BIC、HQIC 准则检验结果

| lag | AIC | BIC | HQIC |
|-----|-----------|-----------|-----------|
| 1 | 2.821 | 3.62977 | 3.10579 |
| 2 | -4.86206 | -4.00209 | -4.55825 |
| 3 | -5.55718 | -4.63946 | -5.23183 |
| 4 | -5.84817 | -4.86479 | -5.49823 |
| 5 | -5.99863 | -4.93984* | -5.62031 |
| 6 | -5.90087 | -4.75448 | -5.48943 |
| 7 | -4.47164 | -3.22212 | -4.02101 |
| 8 | -4.93803 | -3.56511 | -4.44024 |
| 9 | -6.38791* | -4.86443 | -5.83222* |
| 10 | -5.9418 | -4.23001 | -5.31318 |
| 11 | -3.43574 | -1.48091 | -2.71227 |

注：* 表示该统计量所建议选择的滞后阶数。

3. Granger 因果检验结果

由于最优滞后阶数选取的是 6 阶，因而在进行 Granger 因果检验时，采用系统 GMM 估计方法，使用的工具变量为 1—6 阶的滞后变量，共包含了 24 个系数。一般而言，在实证研究中并不对其系数进行经济解释，而更关注其脉冲响应函数、预测方差分解以及 Granger 因果检验的结果（陈强，2010）。得到的 Granger 因果检验结果见表 4。

表 4 PVAR 模型 Granger 因果检验表

| Equation | Excluded | chi2 | df | Prob > chi2 |
|------------|------------|--------|----|-------------|
| 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 133 | 6 | 0 |
| 人均 GDP 增长率 | 全部 | 133 | 6 | 0 |
| 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 20.075 | 6 | 0.003 |
| 人均教育支出 | 全部 | 20.075 | 6 | 0.003 |

从上表中的 Granger 因果检验结果可以看出,在以城市人均 GDP 增长率为被解释变量的方程中,检验变量城市人均公共教育支出系数的联合显著性,其卡方统计量为 133,相应的 p 值为 0,故可认为城市人均公共教育支出是城市人均 GDP 增长率的 Granger 原因;同样,在以人均公共教育支出为被解释变量的方程中,检验人均 GDP 增长率系数的联合显著性,其卡方统计量为 20.075,相应的 p 值为 0.003,故可认为城市人均 GDP 增长率也是城市人均公共教育支出的 Granger 原因。

4. 模型稳定性检验

在构建完 PVAR 模型后,我们对模型的稳定性进行 AR 根分析,发现所有特征值均落在单位圆之内,说明该 PVAR 系统是稳定的。

5. 脉冲响应函数分析(IRF, Impulse Responses Function)

对城市人均 GDP 增长率和城市人均教育支出进行脉冲响应函数分析,同样采用之前选取的滞后阶数分别为 5 期和 6 期,计算 20 期的脉冲响应函数,采用蒙特卡洛(Monte Carlo)模拟方法模拟 1000 次求取脉冲响应的置信区间。结果显示,人均 GDP 增长率的冲击会带来人均教育支出的下降,尽管在前几期不显著,但在第 5 期左右开始显著并持续到第 10 期,而人均教育支出对城市人均 GDP 增长率仅在前 2 期存在显著的正向效应,其后效应变得不显著。

6. 按发展水平分类的 PVAR 结果

进一步按照各城市 2020 年人均 GDP 的水平高低将 285 个样本城市划分为 10 个子样本(D_n 代表第 n 十分位数),分别构建人均 GDP 和教育支出水平的 PVAR 模型来检验二者之间的关系。

在将整个城市样本划分为 10 个子样本后,由于每个子样本的样本容量变小,需要对城市人均 GDP 增长率和人均教育支出两个变量重新进行单位根检验,检验结果同样在 5% 的显著性水平上拒绝人均 GDP 增长率和人均教育支出存在单位根的原假设。

接着,选取每个子样本的最佳滞后阶数进行 Granger 因果检验,结果如表 5 所示。从 Granger 因果关系检验的结果看,当人均 GDP 大于 D_6 (49010 元,以 2003 年不变价计算)后,人均教育支出不再是城市人均 GDP 增长率的 Granger 原因,而城市人均 GDP 增长率仍是人均教育支出的 Granger 原因。

表 5 各十分位数区间内城市 Granger 因果检验结果

| 区间 | Equation | Excluded | chi2 | df | Prob>chi2 |
|------------|------------|------------|-------|----|-----------|
| pgdp<D1 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 31.82 | 11 | 0.001 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 31.82 | 11 | 0.001 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 21.35 | 11 | 0.03 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 21.35 | 11 | 0.03 |
| D1<pgdp<D2 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 29.1 | 6 | 0 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 29.1 | 6 | 0 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 19.38 | 6 | 0.004 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 19.38 | 6 | 0.004 |
| D2<pgdp<D3 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 36.77 | 5 | 0 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 36.77 | 5 | 0 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 38.43 | 5 | 0 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 38.43 | 5 | 0 |
| D3<pgdp<D4 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 30.94 | 5 | 0 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 30.94 | 5 | 0 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 33.64 | 5 | 0 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 33.64 | 5 | 0 |
| D4<pgdp<D5 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 19.27 | 6 | 0.004 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 19.27 | 6 | 0.004 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 12.06 | 6 | 0.061 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 12.06 | 6 | 0.061 |
| D5<pgdp<D6 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 43.57 | 11 | 0 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 43.57 | 11 | 0 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 18.43 | 11 | 0.072 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 18.43 | 11 | 0.072 |

续表

| 区间 | Equation | Excluded | chi2 | df | Prob>chi2 |
|------------|------------|------------|-------|----|-----------|
| D6<pgdp<D7 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 3.85 | 8 | 0.87 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 3.85 | 8 | 0.87 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 18.56 | 8 | 0.017 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 18.56 | 8 | 0.017 |
| D7<pgdp<D8 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 9.3 | 8 | 0.318 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 9.3 | 8 | 0.318 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 29.11 | 8 | 0 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 29.11 | 8 | 0 |
| D8<pgdp<D9 | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 5.26 | 8 | 0.73 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 5.26 | 8 | 0.73 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 26.2 | 8 | 0.001 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 26.2 | 8 | 0.001 |
| D9<pgdp | 人均 GDP 增长率 | 人均教育支出 | 14.02 | 8 | 0.081 |
| | 人均 GDP 增长率 | 全部 | 14.02 | 8 | 0.081 |
| | 人均教育支出 | 人均 GDP 增长率 | 12.38 | 8 | 0.135 |
| | 人均教育支出 | 全部 | 12.38 | 8 | 0.135 |

其原因可能在于：一方面，从技术进步角度看，人均 GDP 较高的城市已从模仿阶段跨越到创新阶段，其技术进步的推动力更多来自高等教育而非基础教育；另一方面，人均 GDP 较高的城市往往财政收入更高，更希望通过提高公共教育支出作为吸引人才的手段。

对存在互为因果关系的 6 个十分位区间分别进行 IRF 分析，结果显示(图 1—3)，在人均教育支出对城市人均 GDP 增长率的影响方面，在第一个区间，初期人均教育投入会对城市人均 GDP 增长率产生负向效应，且持续到第 10 期之后变为正向，但是结果不显著；在第二个区间，教育投入一开始就产生正向效应，但很快在第 5 期左右就减弱为 0；在第三个区间和第四个区间，教育投入受到冲击时，在滞后 5 期后，开始对城市人均 GDP 增长率产生显著的正向效应，并持续到 15 期左右效应减弱为 0；第五个区间与第二个区间类似，初始产生正向效应，从第 3 期左右开始减弱为 0；第六个区间则是在第 3—8 期产生正向效应，但在第 10 期左右转为负向效应，且在第

14 期左右逐渐减弱为 0。在城市人均 GDP 增长率对人均教育支出影响方面，则没有明显的规律。

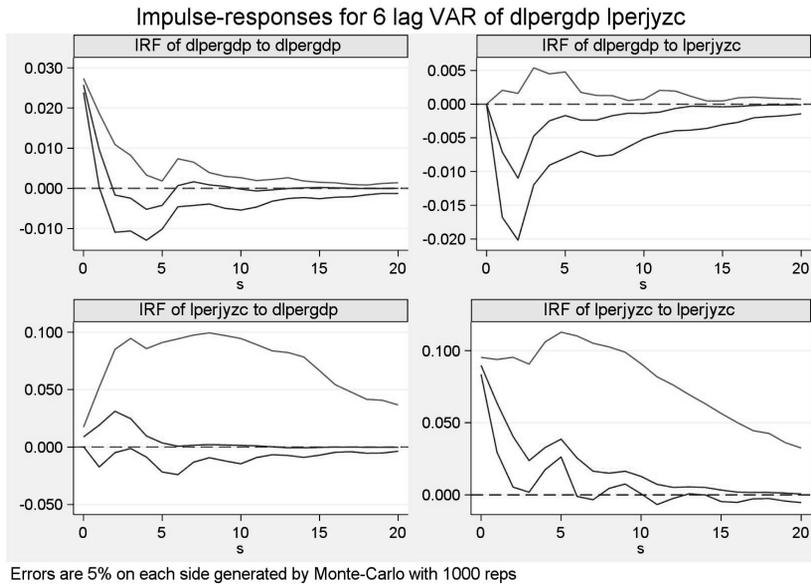
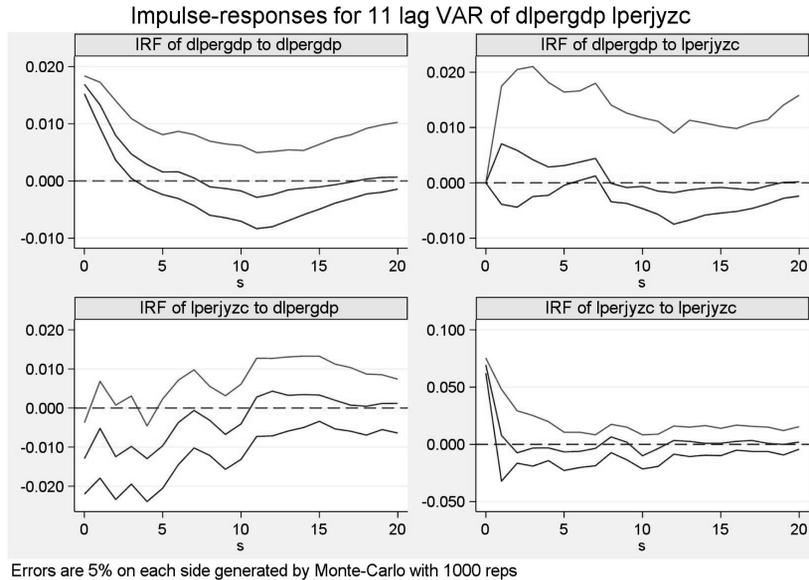


图 1 $pgdp < D1$ 及 $D1 < pgdp < D2$ 时人均 GDP 增长率和人均教育支出的脉冲响应图

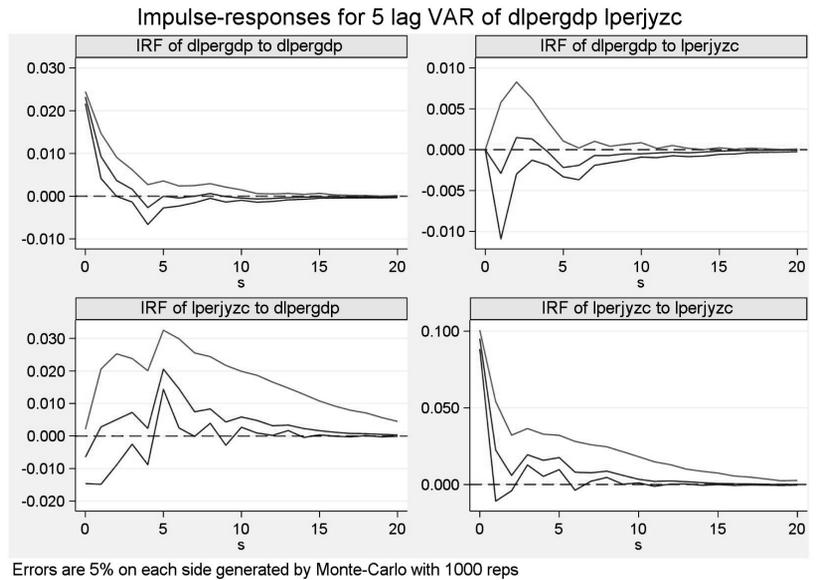
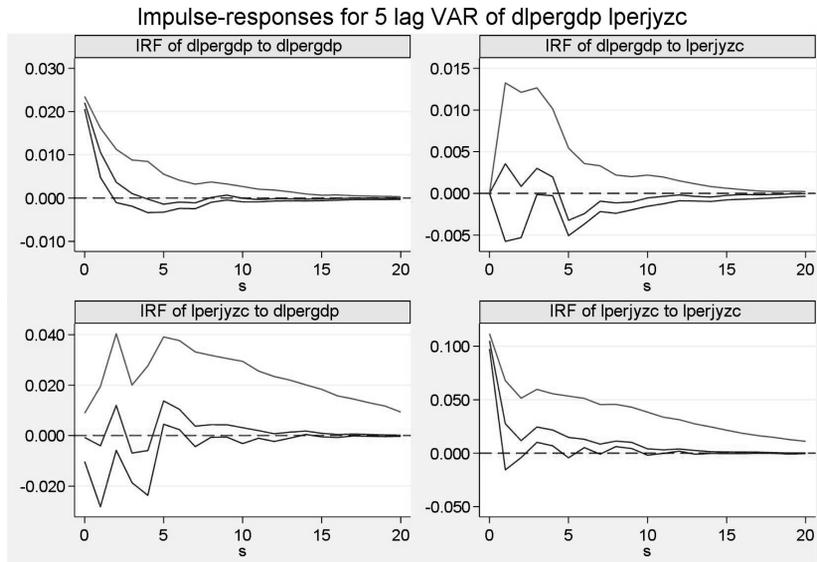


图 2 D2 < pgdp < D3 及 D3 < pgdp < D4 时人均 GDP 增长率和人均教育支出的脉冲响应图

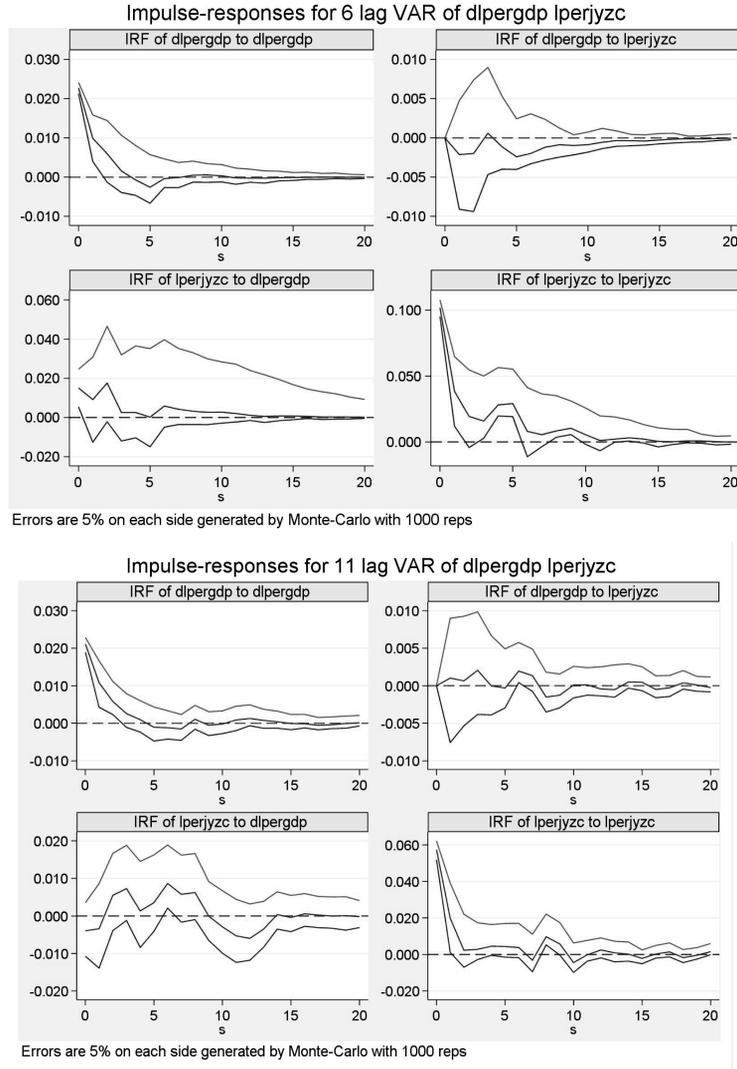


图 3 $D4 < pgdp < D5$ 及 $D5 < pgdp < D6$ 时人均 GDP 增长率和人均教育支出的脉冲响应图

(二) 人均教育支出与长期增长率的实证分析

1. 基准结果

使用以下回归模型进行实证检验。同时根据新古典模型，初始的这些控制变量决定了稳态水平，因此我们将支出类数据进行取对数操作。

$$g_{it} = \beta_1 \ln y_{i, \tau} + \beta_2 \ln l p j y z c_{i, \tau} + \sum_j \beta_j z_{j, it} + \alpha_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

首先进行增长率对人均教育支出的回归分析。在初始模型中，只有人均 GDP、人口增长率、人均固定资本存量的增长率和人均教育支出 4 个解释变

量,因而采用固定效应模型和随机效应模型分别控制个体固定效应和双向固定效应。回归模型均使用聚类稳健标准误。结果显示,固定效应和随机效应人均教育支出对增长率的作用相差很大,使用 Hausman 检验得到卡方值为 1317.97,表明固定效应模型优于随机效应模型,故在后续分析中仅采用固定效应模型。随后,采用逐步加入控制变量的方法进行分析。考虑到不同 GDP 水平上人均教育支出对增长率的不同作用,因而在模型中加入人均 GDP 与人均教育支出交叉项,回归结果见表 6。

表 6 人均教育支出对经济增长率的影响

| 解释变量 | (1) 增长率 | (2) 增长率 | (3) 增长率 | (4) 增长率 | (5) 增长率 |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|---------------------------|
| 人均 GDP | -0.156*** (0.00594) | -0.156*** (0.00591) | -0.157*** (0.00595) | -0.158*** (0.00597) | -0.125*** (0.00772) |
| 人口增长率 | 0.0222 (0.0207) | 0.0222 (0.0207) | 0.0171 (0.0213) | 0.0123 (0.0224) | 0.0216 (0.0235) |
| 人均教育支出 | 0.0135*** (0.00265) | 0.0136*** (0.00268) | 0.0133*** (0.00265) | 0.0124*** (0.00283) | 0.0706*** (0.0107) |
| 人均固定资本增长率 | 0.101*** (0.0111) | 0.101*** (0.0111) | 0.102*** (0.0114) | 0.102*** (0.0114) | 0.110*** (0.0117) |
| 人均科技支出 | 0.000484 (0.000709) | 0.000482 (0.0007) | 0.000458 (0.0007) | 0.000316 (0.0007) | 0.000581 (0.0007) |
| 人均外商投资 | | -0.0000361 (0.0001) | -0.0000316 (0.0001) | 0.0000374 (0.0001) | -0.0000469 (0.0001) |
| 人均年末贷款余额 | | | 0.00222 (0.00201) | 0.00197 (0.00201) | 0.000124 (0.00175) |
| 人均财政支出 | | | | 0.00238 (0.00225) | -0.00129 (0.00223) |
| 人均 GDP * | | | | | -0.00582*** (0.000984) |
| 人均教育支出 | | | | | |
| 常数项 | 1.504*** (0.0542) | 1.504*** (0.0540) | 1.492*** (0.0541) | 1.491*** (0.0541) | 1.208*** (0.0727) |
| 样本量 | 2850 | 2850 | 2850 | 2850 | 2850 |
| R ² | 0.912 | 0.912 | 0.913 | 0.913 | 0.917 |

续表

| 解释变量 | (1) 增长率 | (2) 增长率 | (3) 增长率 | (4) 增长率 | (5) 增长率 |
|--------------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| 调整的 R ² | 0.912 | 0.912 | 0.912 | 0.912 | 0.916 |
| F | 415.4 | 405.6 | 383.1 | 356.6 | 362.1 |

注：括号内为回归系数标准误，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上统计显著，下表同。

结果显示，初始人均GDP的系数为-0.125且在统计上显著，根据Barro等(1991)给出的计算收敛速度公式，可以得到落后城市向富裕城市的收敛速度为0.196；人口增长率的系数在控制了时间固定效应后变得不再显著，而人均固定资本存量的系数一直显著为正，这也符合经典的增长理论的假设。在未加入人均GDP与人均教育支出交叉项之前，人均教育支出的系数随着控制变量的加入变化不大且均保持在1%的显著性水平上，基本在0.012—0.013之间，即在控制其他变量不变的情况下，人均教育支出每增长1%，增长率将提高0.00012—0.00013；在加入人均GDP与人均教育支出交叉项后，初始人均GDP、人均教育支出及二者的交叉项系数均显著，初始人均GDP和交叉项的系数为负，而人均教育支出的系数为正，表明随着人均GDP的不断提高，人均教育支出对增长率的作用是逐渐下降的。通过计算可以得到，当人均GDP的对数大于12.13，即人均GDP超过185458.1元时，人均教育支出对增长率的作用将转为负向效应。而其他变量，不管是人均科技支出还是人均外商直接投资、金融发展程度、人均财政支出，对经济增长的作用都不显著，且系数也远小于教育财政支出的系数。

2. 稳健性检验

考虑到直辖市、副省级城市、省会城市与普通地级市之间不仅存在行政级别上的差异，在国家政策倾斜等方面亦比普通地级市更加受到照顾，因此我们通过去掉直辖市、副省级城市和省会城市来改变样本的方式验证结果的稳健性。此外，我们还更改了增长率的计算时期，分别采用6年、8年和10年的增长率。结果显示，基准分析得到的结论依然稳健(见表7)。

表7 稳健性检验——改变样本及被解释变量

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | 5年增长率 | 6年增长率 | 8年增长率 | 10年增长率 |
| 人均GDP | -0.127*** (0.0089) | -0.128*** (0.0070) | -0.103*** (0.0048) | -0.0871*** (0.0049) |

续表

| 解释变量 | (1) 5 年增长率 | (2) 6 年增长率 | (3) 8 年增长率 | (4) 10 年增长率 |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 人口增长率 | 0.0380 (0.0255) | 0.0639** (0.0265) | | |
| 人均教育支出 | 0.0721*** (0.0115) | 0.0553*** (0.0099) | 0.0445*** (0.0065) | 0.0323*** (0.0064) |
| 人均固定资产增长率 | 0.112*** (0.0122) | 0.107*** (0.0114) | | |
| 常数项 | 1.215*** (0.0839) | 1.256*** (0.0650) | 1.034*** (0.0449) | 0.909*** (0.0470) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 2500 | 2280 | 1710 | 1140 |
| R ² | 0.918 | 0.936 | 0.960 | 0.962 |
| 调整的 R ² | 0.918 | 0.936 | 0.960 | 0.962 |
| F | 333.1 | 454.1 | 724.1 | 972.2 |

3. 交互项的线性检验结果

在进行解释变量对被解释变量的非线性效应时，常用的一种方法是加入调节变量和解释变量的交互项，如我们假设在不同经济发展水平上教育支出对增长率的作用是不同的，很自然地我们会在模型中加入人均 GDP 和教育支出的交互项以验证教育支出对增长率的效应是否会随人均 GDP 的变化而变化。

经典的交互项模型往往假设核心解释变量对被解释变量的边际效应关于调节变量是线性的，即满足线性交互效应。Hainmueller 等(2019)给出两种检验在不同调节变量 X 上 D 对 Y 的边际效应策略，分别为：

①将调节变量分为三组，接着选择每一组的均值 x_1 、 x_2 、 x_3 来估计 D 对于 Y 的条件边际效应，建立如下模型：

$$Y = \sum_{j=1}^3 \{ \mu_j + \alpha_j D + \eta_j (X - x_j) + \beta_j (X - x_j) D \} G_j + Z\gamma + \varepsilon \quad (5)$$

其中， μ_j ， α_j ， η_j ， β_j ($j=1, 2, 3$) 是未知的系数，后面两项用来捕捉由 G 定义的分组 D 对 Y 的效应变化。

②是边际效应的核平滑估计量，应用半参数平滑变系数模型。

我们按照人均 GDP 水平将样本分为三组，检验了人均教育支出与增长率

之间的关系。结果显示，在控制了人均 GDP 之后，经济增长率随着人均教育支出的增加而下降。本文还采用 Hainmueller 等(2019)的方法，对不同人均 GDP 水平下人均教育支出对增长率的边际效应进行了检验。结果发现，在高、中、低人均 GDP 分组中，人均教育支出对增长率的边际效应都大于 0，但效应会随人均 GDP 增长而呈现递减的趋势。进而言之，当人均 GDP 较低时，教育支出主要用于当地的基础教育，能够较快提高当地未来劳动力的受教育水平，提升当地人力资本从而促进当地的经济增长；当人均 GDP 较高时，经济增长的动力将从模仿转向创新，产业结构也从劳动密集型转向资本密集型或技术密集型，因而进一步提高人均教育支出对经济增长的作用会降低。

五、结论与政策启示

本文基于 2007—2020 年 285 个城市的面板数据，分别采用 PVAR 方法和增长回归方法对公共教育支出与经济发展之间的关系进行了研究。实证结果表明：第一，在全国整体的城市层面上，城市经济发展水平(以人均 GDP 表示)和人均公共教育支出呈现互为 Granger 因果关系，且教育支出对经济发展具有明显的滞后作用。这符合经济学的一般规律，即教育支出与经济增长互为因果关系，教育支出为经济增长提供动力，经济增长再回哺教育支出，这也与前人使用全国整体的数据或者单一省份的数据得到的结果基本一致。第二，将城市按照发展水平划分区间后发现，在中低人均 GDP(人均 GDP 低于 49010 元，以 2003 年不变价计算)区间，教育支出与经济增长之间依旧互为 Granger 因果关系；在经济发展水平较高的城市，人均公共教育支出不再是经济发展水平的 Granger 原因，而经济发展水平仍是公共教育支出的 Granger 原因。同时，在不同的发展阶段，教育为经济增长提供的内生动力不同：在经济发展较落后地区，教育更多直接作为生产要素参与生产；当经济发展到一定阶段后，创新将成为经济发展的动力，基础教育带来的边际效应将减弱或消失。反过来，不管在什么发展阶段，经济发展水平始终能够为公共教育支出提供物质保障。第三，采用增长回归方法，分组检验了人均公共教育支出对城市长期人均 GDP 增长的边际效应，结果发现，随着人均 GDP 的提高，教育支出对经济增长的作用在逐渐减小，这也符合 Vandenbussche 等(2006)对 K-L 之谜的解释，即在经济发展落后的地区应优先发展基础教育。

本文的政策建议主要有三点：

第一，尽管我国早已于 2012 年达到财政性教育经费占 GDP4% 的目标，

但我国教育发展水平依然偏低,在教育观念、教育方法等方面与当前技术迅速发展的时代还存在不协调之处,与西方等发达国家也存在不小的差距。为此,各级政府应始终把教育放在优先发展的战略地位,切实发挥政府教育投入的主体作用,确保教育经费的财政支出,进而提高劳动力质量;增加人力资本,加快新技术研发及应用,进而促进生产力发展和劳动生产率提高,为我国经济发展提供源源不断的动力。

第二,应充分认识到公共教育财政支出在城市层面的差异性,因地制宜制定教育财政支出政策。考虑到城市教育支出更多地用于基础教育,各地方政府应根据自身实际情况合理划分财政教育支出在基础教育、职业教育和高等教育之间的投入比重。

第三,进一步增强中央和省级政府的统筹能力,促进省内和省际之间城市公共教育支出的合理分配。借此缩小城市之间在财政教育支出上的巨大差距,保证财政教育支出的公平性;加大对经济发展落后地区的转移支付,逐步建立合理的教育财政体制和规范的教育财政转移支付制度;提高城市人均公共教育支出,但在经济较发达地区则不宜过度追求较高的人均公共教育支出。

[参考文献]

- 曹淑江, 2016:《发展中国的经济发展战略与教育发展优先次序》,《教育研究》第9期。
- 陈强, 2010:《高级计量经济学及 Stata 应用》,北京:高等教育出版社。
- 陈朝旭, 2011:《政府公共教育投资与经济增长关系的实证分析》,《财经问题研究》第2期。
- 刘旦、胡胜, 2009:《财政教育总支出对经济增长影响的定量分析》,《统计与决策》第12期。
- 桑倩倩、栗玉香, 2021:《教育投入、技术创新与经济高质量发展——来自 237 个地级市的经验证据》,《求是学刊》第3期。
- 王俊、孙蕾, 2005:《我国经济增长与预算内教育支出增长的 VAR 时间序列分析》,《财贸研究》第6期。
- 肖小虹, 2010:《贵州经济增长与教育投入的实证分析》,《财经问题研究》第8期。
- 袁本涛、王传毅、冯柳青, 2013:《基于协整理论的我国研究生教育与经济、科技协调发展研究》,《教育研究》第9期。
- 张波、张放平, 2021:《财政教育支出与经济增长关系的实证》,《统计与决策》第2期。
- 张少辉、余泳泽、杨晓章, 2021:《中国城市固定资本存量估算与生产率收敛分析: 1988—2015》,《中国软科学》第7期。
- 周英章、孙崎岖, 2002:《我国教育投入对实际经济增长的贡献实证分析》,《中国软科学》

第7期。

- 朱健、刘艺晴、陈盼，2020：《湖南省教育财政支出对经济增长的影响研究》，《当代教育论坛》第1期。
- Aghion, P., L. Boustan, C. Hoxby and J. Vandenbussche, 2009, “The Causal Impact of Education on Economic Growth: Evidence from US”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(1): 1–73.
- Afonso, A. and J. T. Jalles, 2014, “Fiscal Composition and Long-term Growth”, *Applied Economics*, 46(3): 349–358.
- Barro, R. J., 1990, “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy*, 98(5): 103–125.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, 1992, “Public Finance in Models of Economic Growth”, *The Review of Economic Studies*, 59(4): 645–661.
- Barro, R. J., X. Sala-i-Martin, O. J. Blanchard and R. E. Hall, 1991, “Convergence across States and Regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 107–182.
- Bils, M. and P. J. Klenow, 2000, “Does Schooling Cause Growth?”, *American Economic Review*, 90(5): 1160–1183.
- Blankenau, W. F. and N. B. Simpson, 2004, “Public Education Expenditures and Growth”, *Journal of Development Economics*, 73(2): 583–605.
- Blankenau, W. F., N. B. Simpson and M. Tomljanovich, 2007, “Public Education Expenditures, Taxation, and Growth: Linking Data to Theory”, *American Economic Review*, 97(2): 393–397.
- Chu, T. T., J. Hölscher and D. McCarthy, 2020, “The Impact of Productive and Non-productive Government Expenditure on Economic Growth: An Empirical Analysis in High-income versus Low-to-middle-income Economies”, *Empirical Economics*, 58(5): 2403–2430.
- Churchill, S. A., M. Ugur and S. L. Yew, 2017, “Government Education Expenditures and Economic Growth: A Meta-analysis”, *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 17(2): 20160109.
- Devarajan, S., V. Swaroop and H. Zou, 1996, “The Composition of Public Expenditure and Economic Growth”, *Journal Monetary Economics*, 37: 313–344.
- Easterly, W. and S. Rebelo, 1993, “Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation”, *Journal of Monetary Economics*, 32(3): 417–458.
- Gemmell, N., R. Kneller and I. Sanz, 2016, “Does the Composition of Government Expenditure Matter for Long-run GDP Levels?”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78(4): 522–547.
- Glomm, G. and B. Ravikumar, 1997, “Productive Government Expenditures and Long-run Growth”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21(1): 183–204.

- Govindaraju, V. G. R. Chandran, R. Rao and S. Anwar, 2011, “Economic Growth and Government Spending in Malaysia: A Re-examination of Wagner and Keynesian Views”, *Economic Change and Restructuring*, 44: 203–219.
- Hainmueller, J., J. Mummolo and Y. Xu, 2019, “How Much Should We Trust Estimates from Multiplicative Interaction Models? Simple Tools to Improve Empirical Practice”, *Political Analysis*, 27(2): 163–192.
- Helms, L. J., 1985, “The Effect of State and Local Taxes on Economic Growth: A Time Series—Cross Section Approach”, *The Review of Economics and Statistics*, 67(4): 574–582.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey and H. S. Rosen, 1988, “Estimating Vector Autoregressions with Panel Data”, *Econometrica*, 56(6): 1371–1395.
- Krueger, A. B. and M. Lindahl, 2001, “Education for Growth: Why and for Whom?”, *Journal of Economic Literature*, 39(4): 1101–1136.
- Lucas, R. E., 2001, “Externalities and Cities”, *Review of Economic Dynamics*, 4(2): 245–274.
- Lupu, D., M. B. Petrisor, A. Bercu and M. Tofan, 2018, “The Impact of Public Expenditures on Economic Growth: A Case Study of Central and Eastern European Countries”, *Emerging Markets Finance & Trade*, 54(3): 552–570.
- Musila, J. W. and W. Belassi, 2004, “The Impact of Education Expenditures on Economic Growth in Uganda: Evidence from Time Series Data”, *The Journal of Developing Areas*, 38(1): 123–133.
- Nijkamp, P. and J. Poot, 2004, “Meta-analysis of the Effect of Fiscal Policies on Long-run Growth”, *European Journal of Political Economy*, 20(1): 91–124.
- Ozatac, N., N. Taspinar, O. E. Rifai and B. Eren, 2018, “The Relationship between Government Expenditures on Education and Economic Growth: The Case of France”, *Springer Proceedings in Business and Economics*, 11(1): 61–70.
- Sims, C. A., 1980, “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48(1): 1–48.
- Su, X., 2004, “The Allocation of Public Funds in a Hierarchical Educational System”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(12): 2485–2510.
- Kottaridi, C. and T. Stengos, 2010, “Foreign Direct Investment, Human Capital and Non-linearities in Economic Growth”, *Journal of Macroeconomics*, 32(3): 858–871.
- Vandenbussche, J., P. Aghion and C. Meghir, 2006, “Growth, Distance to Frontier and Composition of Human Capital”, *Journal of Economic Growth*, 11(2): 97–127.

Urban Public Education Expenditure and Economic Growth: An Empirical Analysis Based on Urban Panel Data

WANG Min¹, ZHANG Hai-sheng²

(1. School of Education, Renmin University of China;

2. Journal of Chongqing University of Arts and Sciences)

Abstract: Education expenditure can provide impetus for economic growth, and high economic development can also provide an important guarantee for education expenditure. However, should high public education expenditure still be pursued in economically developed regions? Based on the panel data of 285 cities in China from 2007 to 2020, this paper uses the PVAR model to empirically test the relationship between urban public education expenditure and urban economic growth, and constructs a long-term growth model to test the marginal effect of urban public education expenditure on urban economic growth. The results show that: (1) There is a two-way Granger causality between urban public education expenditure and urban economic growth. (2) In terms of different levels of economic development, there is a Granger causality relationship between public education expenditure and economic growth in cities with medium and low per capita GDP of less than 49010 yuan (calculated at 2003 constant price), but in cities with high per capita GDP of more than 49010 yuan, only unidirectional Granger cause of economic growth on public education expenditure is shown. (3) Using long-term economic growth data, we find that urban per capita public education expenditure has a significant role in promoting urban economic growth, but this role will gradually decrease with the increase of per capita GDP. Therefore, on the basis of further increasing the per capita public education expenditure in areas with low development level, it is necessary to strengthen the overall planning ability of provincial governments and the central government, and promote the rational allocation of public education expenditure in cities within and between provinces.

Key words: public education expenditure; urban economic growth; panel Granger causality test

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 胡咏梅 刘泽云)