

安徽财政教育支出与经济增长动态关系研究

——基于 ARDL-ECM 模型的实证检验¹

唐志祥

(安徽师范大学经济管理学院, 安徽 芜湖 241000)

【摘要】: 基于 1990—2017 年安徽省财政教育支出与经济增长的数据, 运用 ARDL-ECM 模型对财政教育支出与经济增长的关系进行实证研究。结果表明: 安徽财政教育支出与经济增长之间存在相互促进的协整关系; 通过误差修正模型发现, GDP 每增加 1%, 教育财政支出将增加 0. 5725%; 教育财政支出每增加 1%, GDP 将增加 0. 1697%。根据研究结论, 提出促进安徽 财政教育支出与经济增长协调发展的建议。

【关键词】: ARDL-ECM 模型; 财政教育支出; 经济增长

【中图分类号】: F08; G40-054 **【文献标志码】**: A **【文章编号】**: 1672-2604(2019)06 -0005 -04

DOI: 10. 16335/j. cnki. issn1672 -2604. 2019. 06. 002

近年来, 安徽省不断加大财政教育支出力度, 教育事业得到了长足的发展。与 1990 年相比, 2017 年安徽省的名义 GDP 增长了 40 倍, 实际 GDP 增长了 12 倍; 财政对教育的名义支出增长了 93 倍, 实际支出增加了 30 倍。安徽经济增长为财政教育支出提供了财力保障, 但是, 财政教育支出是否对经济增长起到了促进作用? 作用有多大? 研究这些问题, 对促进安徽经济增长与教育的发展有重要意义。

现代经济增长理论认为, 经济增长因素既包括劳动和资本的投入, 也包括“人力资本”的投入。美国经济学家舒尔茨和贝克尔先后系统阐述了人力资本理论, 人力资本积累的主要途径是增加教育投入。因此, 国内学者对教育投入与经济增长的关系进行了多角度研究。梳理这方面的文献, 发现如下主要观点。(1) 教育财政支出与经济增长之间存在相互促进的关系。孟媛等(2012)通过上海市 1978—2011 年的数据进行了实证研究, 认为上海教育投资与经济增长之间具有相互推动的作用。(2) 财政教育投入具有经济增长的效应。廖英成等(2017)采用安徽的时间序列数据对两者的关系进行计量检验, 结论支持财政教育支出促进安徽经济增长。谢玲霞(2014)分别检验了初等教育支出、高等教育支出对浙江经济的影响, 认为两者都有显著的促进作用, 而且初等教育支出的作用更大。肖碧云(2016)检验了福建省财政教育支出的经济增长效应, 认为福建省财政教育投入能明显促进经济增长。

我国学者主要通过传统的协整检验方法对教育投入与经济增长关系进行研究。这种方法仅适用于大样本, 且对变量内生性问题会导致估计偏差。Pesaran、Shin 提出了 ARDL (Autoregressive Distributed Lag Approach) 边界协整检验, 弥补了传统方法的缺陷。运用这种方法, 我们对安徽财政教育支出与经济增长之间的协整关系进行检验, 并建立 ARDL-ECM 模型来分

¹收稿日期: 2019 -06 -03

基金项目: 安徽省教育科学规划项目“义务教育经费监管研究”(JG030)

作者简介: 唐志祥(1976-), 男, 安徽师范大学经济管理学院副教授。

析两者之间长短期的动态 关系。

一、数据来源与研究方法

(一)数据来源与变量选取

本文的样本区间是 1990—2017 年，数据来自 2000—2018 年的《安徽省统计年鉴》。变量 FE 表示 安徽省财政教育名义支出，gdp 表示安徽的经济增 长总量。以 1990 年为基期，计算定基价格指数，再 用 FE、GDP 分别除以该价格指数，得到这两个变量的实际值。为了降低变量可能存在异方差的影响， 对这两个变量分别取自然对数，得到的变量用 lnFE、lnGDP 来 表示。

(二)研究方法与模型设定

ARDL 边界协整检验具有诸多优点：不但能对 小样本进行检验，而且具有稳健性；扩大了检验的 范围，不要求时间变量保持同一阶数，只要序列是 I (0)或 I (1)即可；不但能对内生性的变量进行检验，而且估计的结果满足无偏和有效；通过边界协整 检 验后，建立 ARDL-ECM 模型，可以估计出变量之间 长短期的动态关系。研究步骤如下：

第一步，对 lnFE、lnGDP 进行稳定性检验。如果 lnFE、lnGDP 是 I(0)或 I(1)过程，则可建立(1)、 (2)式，通过 ARDL 边 界检验判断两者之间是否存 在协整关系。

$$\Delta \ln FE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln FE_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \delta_1 \ln FE_{t-1} + \delta_2 \ln GDP_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta \ln GDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \ln FE_{t-i} + \delta_1 \ln FE_{t-1} + \delta_2 \ln GDP_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

(1)、(2)式中， a_0 是常数项， a_{1i} 、 a_{2i} 是 ARDL 模 型的短期动态效应， δ_1 、 δ_2 是长期效应， ε_{1t} 、 ε_{2t} 为白噪声过程，n 是最大的滞后阶数。

第二步，检验 lnFE、lnGDP 存在协整关系后，建 立 ARDL 模型(3)、(4)，研究两者之间的长期关系， 估计长期效应的大小。

$$\ln FE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \ln FE_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \ln GDP_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$\ln GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \omega_i \ln FE_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

(3)、(4)式中，系数 ϕ 反映 lnGDP 的变化对 lnFE 的长期影响； ω 反映 lnFE 的变化对 lnGDP 的长期影响； β_1 、 γ_1 分别表示 lnFE、lnGDP 自身滞后值 对当期值的影响。

第三步，建立 ARDL-ECM 模型，研究 lnFE、lnGDP 之间的短期效应。

$$\Delta \ln FE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \ln FE_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \lambda * ECM_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$\Delta \ln GDP_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta \ln FE_{t-i} + \nu * ECM_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

(5)式中的系数 α_{1i} 、 α_{2i} 表示对应的变量对 $\ln FE$ 的短期影响；(6)式中的系数 β_{1i} 、 β_{2i} 表示对应的变量对 $\ln GDP$ 的短期影响； ECM_{t-1} 是滞后误差修正项，系数 λ 、 ν 表示系统偏离均衡的短期自我修正速度。(5)、(6)式中的滞后阶数依据 AIC 信息准则决定。

二、实证分析

(一) 各变量的平稳性检验

时间序列数据一般都是非平稳的，直接对时间序列的数据进行分析，很可能表现为虚假的回归。因此，在进行实证检验之前，要先对 $\ln GDP$ 和 $\ln FE$ 数据进行单位根检验。运用 Eviews10.0 软件，对 $\ln GDP$ 和 $\ln FE$ 进行 ADF 检验，检验结果见表 1。

一般原假设表示变量不稳定，原假设 $H_0: \gamma = 1$ 或 $H_0: \delta = 0$ ， $\ln FE$ 、 $\ln GDP$ 单位根的 P 值分别为 0.422、0.859，都大于 5% 的显著性水平，所以接受原假设 H_0 ，说明变量都是非平稳的。一阶差分 $\ln FE$ 、 $\ln GDP$ 单位根的 P 值分别是 0.021、0.001，都小于 5% 的显著性水平，所以拒绝原假设 H_0 ，说明 $\ln FE$ 和 $\ln GDP$ 都是平稳序列。

表 1 $\ln FE$ 和 $\ln GDP$ 的序列平稳性检验

序列	检验形式 (c, t, n)	ADF 值	临界值			P 值	结论
			1%	5%	10%		
$\ln FE$	(c, t, 3)	-2.294	-4.356	-3.595	-3.233	0.422	非平稳
$\Delta \ln FE$	(c, 0, 0)	-3.376	-3.711	-2.981	-2.630	0.021	平稳
$\ln GDP$	(c, t, 0)	-1.324	-4.356	-3.595	-3.233	0.859	非平稳
$\Delta \ln GDP$	(c, 0, 0)	-5.008	-3.711	-2.981	-2.630	0.001	平稳

(二) ARDL 的边界协整检验

原假设 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$ ，即各变量之间不存在协整关系；备择假设 $H_1: \delta_1$ 、 δ_2 不全为零，即存在协整关系。我们分别以 $\ln FE$ 和 $\ln GDP$ 作为因变量，利用 Microfit 5.0 软件对式 (1)、(2) 进行边界协整检验。(1)、(2) 式滞后阶数依据 AIC 规则决定；根据 Microfit 5.0 报告的 F 值及其相应的 P 值来判定是否拒绝 H_0 。根据表 2 可知，在 1% 显著性水平上接受 $\ln GDP$ 和 $\ln FE$ 之间有长期相互影响。

表 2 ARDL 边界协整检验结果

因变量	F 统计量值	P 值	是否拒绝 原假设
lnFE	6.9534	0.005	拒绝
lnGDP	7.7989	0.003	拒绝

(三) ARDL-ECM 模型估计

以 lnFE、lnGDP 为因变量，将 AIC 作为最优滞后阶数的判断依据，两个模型均选择 ARDL(1, 0)，对 (3)、(4) 式进行长、短期系数的估计，结果见表 3、表 4。

表 3 中，lnGDP 与 lnFE 的长期系数都是正值，都在 1% 的水平上显著；GDP 每增长 1%，教育财政支出增加 1.4103%；财政教育经费每增长 1%，GDP 增加 0.704%，教育财政支出的经济效应相对偏小。表 4 反映了 lnGDP 与 lnFE 之间的短期效应；GDP 比上期增加 1%，FE 将增加 0.5725%；FE 比上期增加 1%，GDP 将增加 0.1697%；短期的影响系数小于长期的影响系数；误差修正项在 5% 的水平上显著，系数为负，说明短期波动造成的 FE、GDP 对长期均衡的偏离在下一个时期分别以 39%、23.26% 的速度得到反向修正。

表 3 ARDL 模型长期估计结果

变量	lnFE 为因变量		lnGDP 为因变量	
	系数	t 统计量	系数	t 统计量
Constant	-6.9122	-38.0909***	4.9211	101.9376***
lnGDP	1.4103	60.2377***	—	—
lnFE	—	—	0.7040	60.2377***

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平

表 4 ARDL-ECM 模型估计结果

变量	lnFE 为因变量		lnGDP 为因变量	
	系数	t 统计量	系数	t 统计量
Constant	0.4558	3.2415***	0.0646	4.8420***
lnGDP	0.5725	2.9966***	—	—
lnFE	—	—	0.1697	2.3482**
ECM _{t-1}	-0.3951	-2.9080***	-0.2326	-2.2348**

(四) 模型的稳定性检验

在上述长期均衡方程和协整的检验过程中，我们没有考虑各参数的时变性。实际上，时间序列变量参数可能随着时间的推移而变化，只有检验参数不随时间的改变而改变才能避免模型的设定受到质疑。因此，本文通过递归残差累计的 CUSUM 和 CUSUMSQ 方法来检验上述 ARDL 模型参数估计的稳定性。

从图 1、图 2 可看出，由于残差累积与 CUSUM 曲线、残差平方累积与曲线 CUSUMSQ 均没有超出对应的 5% 显著性水平的临界

线，所以在该水平上可以认为 ARDL(1,0) 模型参数具有稳定性, 模型比较可信。

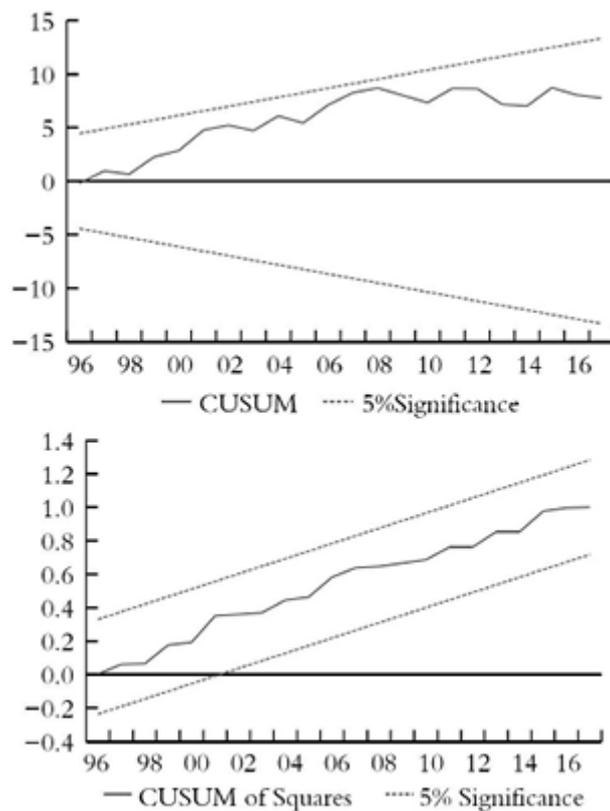


图1 LnEDU 为被解释变量的参数稳定性检验

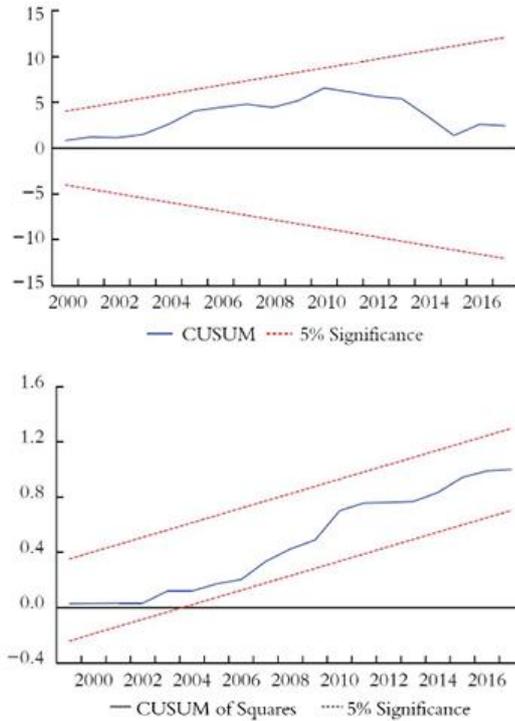


图2 LnGDP为被解释变量的参数稳定性检验

三、结论与建议

(一)结论

ARDL-ECM模型估计表明,安徽财政教育投入与经济增长之间存在双向促进的动态关系。GDP对FE的长期弹性系数为1.4103,说明安徽经济增长1%则财政教育支出增加1.4103%,经济增长有力推动了教育事业的发展;FE对GDP的长期弹性系数为0.704,说明教育经费增加1%的经济增长效应为0.704%。误差修正模型估计结果表明,GDP每增加1%,本期的教育财政支出将增加0.5725%;教育财政支出每增加1%,本期的GDP将增加0.1697%。比较长短期的弹性系数,可知:教育经费的长期经济效应小于GDP对财政教育支出的效应;短期效应小于长期效应。

(二)建议

为了促进安徽财政教育支出与经济增长之间的良性互动,要着重做好两方面工作。一方面,加大财政教育经费的投入力度,优化教育支出结构。各地政府要充分认识财政教育支出的经济增长效应,增加经费投入;调动社会和个人投资教育的积极性;科学合理地确定初等、高等教育的经费投入比例,确保教育经费足额投入。另一方面,夯实教育经费监管体系,提高资金的使用效率。从监管过程来看,要对教育经费实行事前、事中、事后监管。也就是说,要通过预算编制进行事前监管;对教育单位的经费使用过程进行事中监管,同时各类经费使用单位要建立健全严格的内控制度;通过审计等专业部门审查经费使用的合规性,进行事后监管。

参考文献:

[1]西奥多·W舒尔茨.人力资本投资—教育和研究的作用[M].蒋斌,张葡,译.北京:商务印书馆,1990.

-
- [2]加里·贝克尔. 人力资本理论[M],北京: 中信出版社,2007.
- [3]孟媛, 陈敬良, 李守成. 上海市财政性教育投资与经济增长关系的实证研究[J]-贵州师范大学学报(社会科学版),2012(3) : 148-151.
- [4]廖英成, 张克荣. 安徽省财政教育支出与经济增长关系的实证研究[J]. 阜阳师范学院学报(社会科学版).2017 (4) : 105-109.
- [5]谢玲霞. 浙江省教育财政支出规模及结构与经济增长关系的实证研究[D], 杭州:浙江工业大学, 2014.
- [6]肖碧云. 福建省财政教育支出与经济增长关系的实证研究[J]. 长沙大学学报, 2016, 30(3) : 33-36.
- [7]PESARAN M H, Y SHIN, R J SMITH. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships [J]. Journal of applied econometrics ,2001,16(3).