

# 公共教育投入与收入差距： 基于32个国家面板数据的实证分析

卜尚聪，陈晓宇，马鑫

[摘要] 本文使用32个国家1996—2017年间面板数据，对公共教育投入与收入差距之间的关系进行了实证检验。面板格兰杰因果检验结果表明，整体上公共教育投入是基尼系数的单向格兰杰“因”，在滞后期较长时，两者互为格兰杰“因”。分不同经济发展阶段来看，高收入国家中两者间“无显著因果”，中高收入国家中两者为“双向因果”，中低收入国家中则表现为前者对后者的“单向因果”。进一步使用面板误差修正模型发现，增加公共教育投入从长期来看有助于缩小贫富差距，但是短期影响不显著。在处于不同经济发展阶段的国家中，上述影响仅在中高收入国家中显著，而在高收入和中低收入国家中不显著。当高等教育入学率和政府负担比例较低时，公共教育投入不仅不能从长期缩小收入差距，反而会在短期扩大收入差距。上述研究结论对我国的启示在于，应当继续发挥公共教育投入主渠道作用，推动高等教育普及化程度进一步提高，并更加关注教育机会均等化问题，从而缩小贫富差距。

[关键词] 公共教育投入；收入差距；面板格兰杰因果检验；面板误差修正模型

## 一、引言

关于教育扩展与收入差距关系的研究由来已久，一部分研究认为教育扩展能够缩小收入差距，一部分研究认为教育扩展扩大了收入差距，同时也不乏研究认为教育扩展对于收入差距的影响呈现“倒U型”，但是至今尚未达成一致结论 (Broecke et al., 2017; John and Macmillan, 2015; 关会娟,

[收稿日期] 2022-01-11

[作者简介] 卜尚聪，复旦大学高等教育研究所，电子邮箱地址：bushangcong@sina.com；陈晓宇(通讯作者)，北京大学教育学院，电子邮箱地址：xychen@pku.edu.cn；马鑫，北京大学光华管理学院，电子邮箱地址：m.x@pku.edu.cn。

2018)。究其原因，一方面是因为教育扩展与收入差距之间存在双向因果问题，如 Hill(2016)使用美国数据发现美国收入不平等加剧使得高等教育学生资助等投入增加，这种反向因果问题的存在使得估计存在偏差；另一方面则是由于上述影响在不同时间范围和不同国家地区存在差异，而现有研究所用数据较为陈旧且时间段较短，样本代表性有限。特别是在高等教育普及化程度逐渐提高的背景下，公共教育投入对于收入差距的影响在不同高等教育发展模式的国家间有何异质性，这些问题都需要结合最新数据和方法予以探讨。

进入 21 世纪后，世界各国收入分配格局与教育扩张呈现新的发展趋势，随着世界各国经济社会发展以及高等教育规模不断扩大，拉美国家收入差距由升转降，OECD 国家公共教育投入增长趋缓甚至降低，以及新的长面板分析技术不断发展等，这些都为重新探讨公共教育投入与收入差距的关系提供了新的契机。基于此，本文使用世界银行公布的 32 个国家 1996—2017 年面板数据，首先采用面板格兰杰因果检验回答公共教育投入与收入差距谁“因”谁“果”的问题，其次使用面板误差修正模型进一步探讨公共教育投入对于收入差距的长期和短期影响，最后分析了上述影响在不同经济发展水平、不同高等教育入学率、不同高等教育公共负担比例国家间的异质性影响，并结合中国现状给出了政策建议。

## 二、文献综述

对于教育与收入差距关系的研究由来已久，一部分学者基于微观个体数据的回归分析对个体受教育程度之于收入差距的贡献度进行分解，并对教育收益率在不同收入群体间的异质性进行比较(田士超和陆铭，2007；杨娟等，2015；陈斌开等，2010；郑猛，2017)，而另外一部分学者则采用地区或国家层面的宏观数据对教育扩展及其分布状况与收入差距指标间的关系进行检验，本文主要关注后者。

早期的教育经济研究，如 Schultz(1960)、Becker 和 Chiswick(1966)等均认为，人口总体的平均受教育程度和教育分布状况都会影响收入分配，Knight 和 Sabot(1983)进一步提出从“结构效应”和“工资压缩效应”两种路径对教育扩展之于收入差距的影响进行解释，其中结构效应指不同学历群体构成比例变动对收入差距的影响；工资压缩效应则指不同学历劳动者供求关系变化导致教育收益率变化，从而对收入差距的影响。除了教育扩展本身的两

条影响路径外，很多学者都进一步提出教育资源分配的差异或均等性也会影响收入差距(Munir and Kanwal, 2020; Gregorio and Lee, 2002; Park, 1996; 杨俊等, 2008)。

在不同路径作用下，教育扩展对收入差距的影响具有较大不确定性。一部分学者认为教育扩展对于收入差距具有负向影响。如 Abdullah 等(2015)使用 2011 年之前相关文献进行元分析，发现教育扩展对收入差距具有负向影响，尤其是在非洲国家。Qazi 等(2018)使用巴基斯坦时间序列数据，通过协整检验和格兰杰因果检验，发现高等教育扩展和收入差距具有长期负向协整关系。Sylwester(2002)使用 64 个国家数据通过多元线性回归研究发现，公共教育投入可以降低收入分配差距。我国学者廖毅和张薇(2019)等则使用 43 个国家面板数据通过 VAR 模型验证了公共教育投入对于收入差距的负向影响。与之类似，李祥云等(2018)、吴强等(2020)、王少国和邓阳(2020)使用我国省级面板数据和固定效应模型研究发现，公共教育投入增加有助于缩小收入差距。

但是，也有一部分学者研究发现教育扩展对于收入差距具有正向影响。我国学者白雪梅(2004)、方超和罗英姿(2016)等分别使用中国 1982—2000 年和 1996—2013 年间省级面板数据，通过多元回归和固定效应方法研究发现我国整体受教育年限提高扩大了贫富差距。与此同时，也有部分学者认为教育扩展对于收入差距的影响呈“倒 U 型”。Ram(1990)使用 94 个国家的截面数据和多元线性回归模型发现，约在平均受教育年限为 7 年时达到“倒 U 型”曲线的拐点。我国学者赖德胜(1997)和孙百才(2009)分别使用 49 国截面数据和我国省级截面数据研究发现我国教育扩展与收入差距之间呈现“倒 U 型”关系。除此之外，也有部分学者从反向探讨收入差距对于教育投入的影响。Hill(2016)使用美国数据发现美国收入不平等程度扩大，促使高等教育提高奖助学金投入。杨俊等(2008)基于内生增长理论及联立方程组方法的研究发现：教育不平等减小未能缩减收入分配差距，而收入分配差距正是造成教育不平等的主要原因。这些研究说明收入差距与公共教育投入之间存在着较强的双向影响，但是现有研究对于这一双向影响却少有实证研究的检验。

在异质性方面，现有研究主要对不同发展阶段国家和地区进行分析，如 Emran(2012)使用 62 个国家 1985—1995 年教育经费投入数据和 1995—2005 年基尼系数数据，通过固定效应、随机效应模型研究发现，公共教育投入对基尼系数具有显著负向影响，但是这一结果仅对 OECD 国家成立，而在

拉丁美洲、亚非和东欧地区，公共教育投入的提高扩大了收入差距。Celikay 和 Sengur(2016)使用 31 个欧洲国家 2004—2011 年数据和面板误差修正模型研究发现，公共教育财政投入占 GDP 比重每增加 1 个百分点，短期来看会导致 GINI 系数显著提高 0.2 个百分点，但是长期来看有负向影响，并且对发展中国家的影响更大。另外，鉴于高等教育在不同教育阶段中对于收入差距的影响作用更大，且高等教育入学率和高等教育公共负担比例影响哪些群体最终获得高等教育入学机会(Tsounta and Osueke, 2014)，因而，高等教育入学率和高等教育公共负担比例可以说是公共教育投入影响收入分配状况最为关键的环节，但是既有研究对于上述影响在不同高等教育发展模式国家间的异质性仍缺乏深入分析。

总的来说，现有研究主要关注教育扩展对于收入差距的影响，所用方法多为描述统计、多元线性回归、固定效应、协整分析、误差修正模型等，虽然控制了可能同时对公共教育投入和收入差距产生影响的变量，但是仍然无法避免反向因果问题对结果的干扰，缺乏对两者双向关系的基础性探讨。其次，现有研究分析了上述影响在不同经济发展阶段国家间的异质性，但是尚未关注到不同高等教育发展模式在其中的异质性作用，如高等教育入学率和政府负担比例等。此外，已有研究所关注的时间范围在 20 世纪 90 年代，所用数据较为陈旧且时间范围较短，方法多受局限。本文在已有研究基础上，将使用面板格兰杰因果检验回答公共教育投入与收入差距谁“因”谁“果”的问题，使用面板误差修正模型进一步探讨公共教育投入对于收入差距的长期和短期影响，并对上述关系在不同经济发展水平、不同高等教育普及程度和不同高等教育公共负担比例国家间的异质性进行检验。

### 三、研究设计

#### (一)数据与变量

本文所用数据来源于世界银行公布的世界发展指数(WDI)，包含 32 个国家 1996—2017 年的面板数据。选择 1996—2017 年主要在于本文核心变量在这一时间段缺失较少，并且形成了较为平衡的面板数据。本文使用数据缺失较少的 32 个国家，包括 16 个高收入国家(包括澳大利亚、瑞士、捷克、德国、丹麦、西班牙、爱沙尼亚、芬兰、英国、冰岛、意大利、爱尔兰、荷兰、挪威、葡萄牙、瑞典)，12 个中高收入国家(包括阿根廷、亚美尼亚、巴西、哥伦比亚、哥斯达黎加、白俄罗斯、格鲁吉亚、印度尼西亚、哈萨克斯坦、墨西哥、秘鲁、泰国)，4 个中低收入国家(包括吉尔吉斯斯坦、摩尔多瓦、

乌克兰、萨尔瓦多),其中不包含低收入国家。<sup>①</sup>对于少量缺失数据使用前一年和后一年平均数进行填补,公共教育投入和GINI系数填补比例分别为13.36%和11.75%。

本文关注公共教育投入对于收入差距的影响,因变量使用GINI系数作为代理指标,系数越大说明收入差距越大;自变量使用公共教育投入占GDP比重进行衡量,比重越大说明公共教育投入水平越高。除公共教育投入对收入差距产生影响外,其他反映经济基本面情况的宏观变量也会不同程度地影响收入分配。参考以往文献,本文选择人均GDP对数、失业率、服务业比重三个指标作为控制变量,其中人均GDP对数代表经济发展水平,失业率和服务业比重占比则通过就业状况影响收入差距。

核心变量的描述统计见表1。全样本中基尼系数均值为36.243%,公共教育投入占GDP比重均值为4.861%,人均GDP(2010年不变价格计算)均值为23153.915美元,失业率均值为7.932%,服务业比重均值为61.070%。分不同收入水平国家来看,高收入国家基尼系数平均为31.731%,公共教育投入平均为5.291%,人均GDP(2010年不变价格计算)和服务业比重均高于中高收入国家和中低收入国家。中高收入国家基尼系数在三种类型国家中最高,平均为42.547%,公共教育投入水平最低,平均为4.251%。<sup>②</sup>其人均GDP和服务业比重居于中间位置,但是失业率高于其他两类国家。中低收入国家基尼系数平均为35.381%,公共教育投入水平高于中高收入国家但是低于高收入国家,平均为5.091%。<sup>③</sup>人均GDP、失业率和服务业所占比重最低。

表1 描述统计表

	全样本	高收入国家	中高收入国家	中低收入国家
基尼系数(%)	36.243	31.731	42.547	35.381
	(8.896)	(4.877)	(9.428)	(8.432)

① 中低收入国家和低收入国家样本较少主要是由于核心变量的系统缺失,中低收入国家的分析结果仅做参考。本文主要关注中高收入和高收入国家,以对我国公共教育投入及缩小贫富差距提供有益借鉴。

② 中高收入国家中印度尼西亚、格鲁吉亚和阿根廷早期公共教育投入占GDP比重为1%左右,在一定程度上拉低了均值。去掉极端值后平均值为4.454%,仍低于其他两类国家均值。

③ 中低收入国家中仅包含吉尔吉斯斯坦、摩尔多瓦、乌克兰、萨尔瓦多,这些国家的整体教育投入水平较高。

续表

	全样本	高收入国家	中高收入国家	中低收入国家
公共教育投入占 GDP 比重(%)	4.861 (1.242)	5.291 (1.093)	4.251 (1.111)	5.091 (1.356)
人均 GDP(2010 美元 不变价格)	23153.915 (23138.415)	41293.625 (20076.080)	5975.339 (2896.412)	2130.801 (921.836)
人均 GDP 对数(2010 美元 不变价格)	9.393 (1.271)	10.485 (0.578)	8.556 (0.561)	7.537 (0.553)
失业率(%)	7.932 (4.175)	7.704 (4.011)	8.412 (4.840)	7.408 (1.977)
服务业比重(%)	61.070 (12.261)	69.224 (7.001)	53.959 (11.726)	49.786 (7.073)
N	704	352	264	88

注：括号内为标准差。

基尼系数和公共教育投入比重在 1996—2017 年间的整体变化趋势如图 1 和图 2 所示，总体而言各国基尼系数整体呈现下降趋势，而公共教育投入有小幅提升。分不同收入水平国家进行比较可以发现，高收入国家基尼系数和公共教育投入比重均较为稳定，没有明显的增长或降低趋势。中高收入国家基尼系数和公共教育投入比重呈“剪刀差”型，公共教育投入比重略有增长而基尼系数略有降低。与之相比，中低收入国家基尼系数下降更加明显，同时公共教育投入比重在 2009 年前后呈现先大幅增加再降低的变化趋势。

## (二) 研究方法

在检验公共教育投入与收入差距之间的关系时，内生性问题不可避免。一种可能的方法是将两者均视作内生变量，构建向量自回归模型，通过格兰杰因果检验来识别两者之间的预测关系。格兰杰检验的核心思想是，在控制变量 B 过去值的前提下，若变量 A 的过去值能够引起变量 B 当前值的变化，则认为变量 A 是变量 B 的格兰杰因。格兰杰因果检验并不能说明变量间真正的因果关系，但是可以检验变量间在统计意义上的预测关系，即时间发生上的先后。本文建立面板格兰杰因果检验的 PVAR 模型如下：

$$GINI_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_{1k} GINI_{it-k} + \sum_{k=1}^p \alpha_{2k} EDUEXP_{it-k} + f_i + u_{it} \quad (1)$$

$$EDUEXP_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^q \beta_{1k} EDUEXP_{it-k} + \sum_{k=1}^q \beta_{2k} GINI_{it-k} + \theta_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

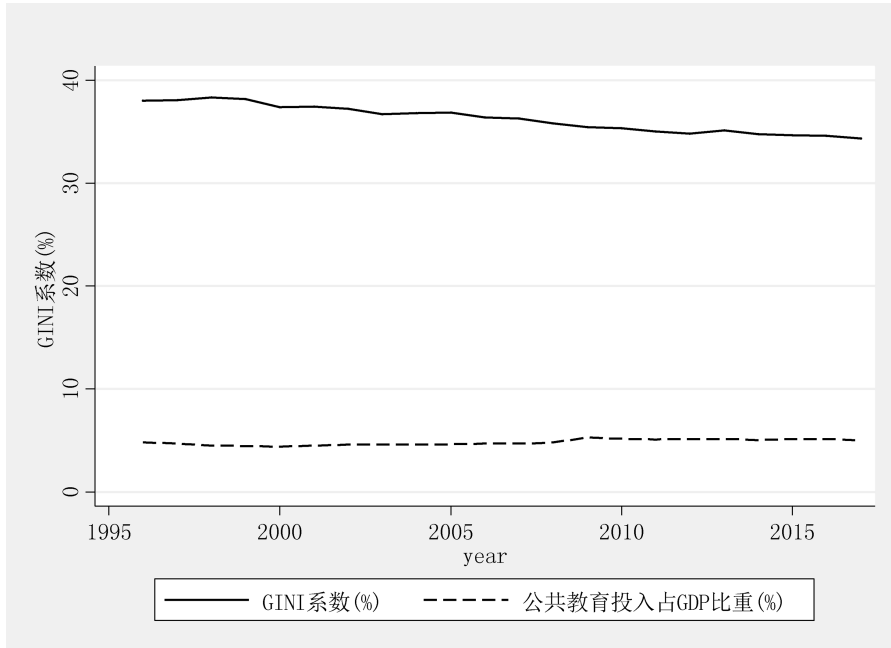


图 1 公共教育投入占 GDP 比重与 GINI 系数随时间变化趋势

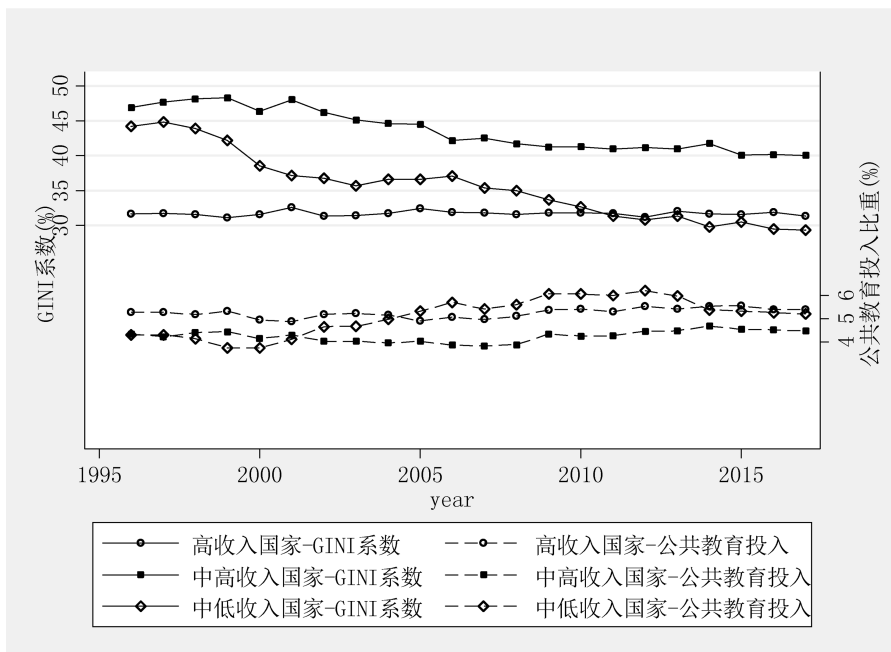


图 2 不同收入水平国家公共教育投入占 GDP 比重与 GINI 系数随时间变化趋势

其中,  $GINI_{it}$  代表国家  $i$  在年份  $t$  的基尼系数(%),  $EDUEXP_{it}$  代表国家  $i$  在年份  $t$  的公共教育投入占 GDP 比重(%), 由于两变量均为百分比因此未做对数处理。 $f_i$  和  $\theta_i$  分别为个体固定效应。 $u_{it}$  和  $\epsilon_{it}$  则为随机扰动项。上述模型假设不同个体参数相同, Toda 和 Yamamoto (1995) 进一步提出了处理面板数据的滞后增广向量自回归 (LA-VAR) 方法, 该方法允许变量之间的异质性, 同时保证截面间个体的格兰杰因果检验结果可比, 具体模型如下:

$$GINI_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{k_i+d_i} \alpha_{ij}^d GINI_{it-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d_i} \alpha_{ij}^c EDUEXP_{it-j} + f_i^c + u_{it}^c \quad (3)$$

$$EDUEXP_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k_i+d_i} \beta_{ij}^d EDUEXP_{it-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d_i} \beta_{ij}^c GINI_{it-j} + f_i^d + \epsilon_{it}^d \quad (4)$$

其中,  $k_i$  代表不同个体  $i$  的滞后阶数,  $d_i$  代表个体  $i$  两个变量确定出的最高单整阶数。对模型进行估计时, 使用 bootstrap 依赖样本进行重复抽样, 从而能够较好地处理面板数据中的截面相依和斜率异质性问题, 同时也不需要再对面板数据进行平稳性和协整性检验。

在格兰杰因果检验基础上, 本文进一步采用固定效应和动态面板模型对公共教育投入对于收入差距的影响进行探讨, 结论与之基本一致, 限于篇幅未在文中报告。

为了进一步探讨公共教育投入对于收入差距的影响, 本文主要通过面板误差修正模型对公共教育投入与收入差距之间的关系进行实证分析。面板误差修正模型不仅可以判断变量间的因果关系, 并且可以分别考察长期效应和短期效应。首先, 建立公共教育投入与基尼系数之间的长期均衡面板数据模型如下:

$$GINI_{it} = \gamma_i + \theta_1 EDUEXP_{it} + \theta_2 LNGDP_{it} + \theta_3 UNEMP_{it} + \theta_4 SER\_PRO_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中,  $GINI_{it}$  代表国家  $i$  在  $t$  年的基尼系数(%),  $EDUEXP_{it}$  代表国家  $i$  在  $t$  年的公共教育投入占 GDP 比重(%),  $LNGDP_{it}$  代表人均 GDP 对数(2010年不变美元价格计算),  $UNEMP_{it}$  代表失业率,  $SER\_PRO_{it}$  代表服务业比重。

进一步引入长期均衡关系模型产生的残差序列  $ECM_{it}$ , 从而探讨公共教育投入对于基尼系数的短期波动效应, 建立误差修正模型(PVECM)如下:

$$\Delta GINI_{it} = \delta_{0i} + \delta_{1i} ECM_{it-1} + \delta_{2i} \sum_{k=1}^q GINI_{it-k} + \delta_{3i} \sum_{k=0}^q EDUEXP_{it-k} + \epsilon_{it} \quad (6)$$



其中,  $ECM_{it-1} = GINI_{it-1} - \theta_1 EDUEXP_{it} - \theta_2 LNGDP_{it} - \theta_3 UNEMP_{it} - \theta_4 SER\_PRO_{it} - \gamma_i$ 。  $ECM_{it-1}$  代表误差修正项, 系数  $\delta_{1i}$  代表对偏离长期均衡的调整水平, 该项显著可以进一步验证变量间存在长期协整关系。  $\Delta GINI_{it}$ 、  $GINI_{it-k}$ 、  $EDUEXP_{it-k}$  分别代表基尼系数的差分项、基尼系数差分的滞后项和公共教育投入的差分项, 一般情况下使用一阶差分项。  $\delta_{2i}$  和  $\delta_{3i}$  反映公共教育投入对基尼系数的短期影响。而误差修正项中的系数  $\theta_1$  代表公共教育投入对于基尼系数的长期影响。

以往研究均发现公共教育投入与收入差距的关系在处于不同发展阶段的 国家中存在差异, 因此本文按照世界银行划分标准将国家分为高收入国家、中高收入国家、中低收入国家和低收入国家, 使用不同样本分别进行上述面板格兰杰因果检验和面板误差修正模型检验, 以探讨公共教育投入对收入差距影响在不同经济发展水平国家间的异质性。同时已有研究提出教育对收入分配的影响在很大程度上受教育机会分布的影响, 特别是高等教育入学机会的分布, 因此本文进一步将国家按照高等教育入学率是否超过 50% (普及化) 和公共教育负担比例是否超过 50% (政府主导) 来探讨高等教育普及程度和公共教育负担比例在上述影响中的调节效应。

## 四、结果与分析

### (一) 单位根检验与协整检验

为了避免虚假回归等问题, 首先对面板数据进行平稳性检验。本文同时采用 IPS、Breitung、Fisher-ADF 检验等方法对面板数据单位根进行检验, 并在检验中分别加入时间趋势、个体固定效应以及同时加入两者, 结果基本一致, 由于篇幅限制这里仅展示同时加入时间趋势和个体固定效应的结果。由下表可知, 未经过差分时, 两变量在 IPS、Breitung、Fisher-ADF 检验的 p 值均大于 0.1, 因此需要接受原假设认为两变量均存在单位根, 即数据不平稳。经过一阶差分后, 两变量检验 p 值均小于 0.1, 因此拒绝变量存在单位根的原假设, 则可以认为数据是平稳的。两变量一阶差分后为平稳序列, 满足同阶单整, 因此可以进行下面的分析。

表2 面板数据平稳性检验

	公共教育投入		GINI系数		$\Delta$ 公共教育投入		$\Delta$ GINI系数	
	F/T	p值	F/T	p值	F/T	p值	F/T	p值
全部国家								
IPS	-0.390	0.348	-1.791	0.037	-11.573	0.000	-9.819	0.000
Breitung	1.334	0.909	-0.897	0.185	-8.560	0.000	-11.903	0.000
Fisher	0.664	0.253	1.194	0.116	7.5657	0.000	10.505	0.000
高收入国家								
IPS	-0.225	0.411	-1.493	0.067	-8.048	0.000	-6.714	0.000
Breitung	-1.323	0.093	-1.667	0.048	-7.723	0.000	-8.634	0.000
Fisher	-0.435	0.668	0.750	0.227	3.773	0.000	5.942	0.000
中高收入国家								
IPS	-0.707	0.240	-0.484	0.314	-7.997	0.000	-9.178	0.000
Breitung	1.662	0.952	0.554	0.710	-6.715	0.000	-4.870	0.000
Fisher	-1.270	0.104	-0.684	0.248	9.800	0.000	7.101	0.000
中低收入国家								
IPS	0.570	0.716	-1.241	0.107	-4.920	0.000	-3.879	0.000
Breitung	1.709	0.956	-0.565	0.286	-4.740	0.000	-5.713	0.000
Fisher	-1.558	0.940	-0.493	0.689	10.558	0.000	4.657	0.000

注：p值 $<0.1$ 可以拒绝存在单位根的原假设。

进一步对公共教育投入与基尼系数进行协整检验，以探究两者之间的长期均衡关系。本文使用Kao检验和Pedroni检验两种方法进行相互验证，其中Kao检验主要针对同质面板，而Pedroni主要针对异质面板。由表3可知，基于不同假设检验的ADP检验p值均小于0.1，因此拒绝两变量间不存在协整关系的原假设，说明两变量存在长期协整关系，即公共教育投入与基尼系数从长期来看存在相互作用。在这一前提下，可以对数据进行后续的面板误差修正模型分析。

表3 面板数据协整检验

	Kao检验	p值	Pedrony检验	p值
全部国家				
MDF/MPP(modified)	1.738	0.041	2.779	0.003
DF/PP	0.541	0.294	-1.765	0.039
ADF/APP(adjusted)	2.876	0.002	-4.100	0.000

续表				
	Kao 检验	p 值	Pedrony 检验	p 值
高收入国家				
MDF/MPP(modified)	0.184	0.427	2.053	0.020
DF/PP	-0.416	0.335	-0.640	0.261
ADF/APP(adjusted)	-1.066	0.143	-2.021	0.022
中高收入国家				
MDF/MPP(modified)	1.497	0.067	0.269	0.394
DF/PP	1.332	0.092	-2.468	0.007
ADF/APP(adjusted)	1.414	0.079	-2.940	0.002
中低收入国家				
MDF/MPP(modified)	-3.953	0.000	0.915	0.180
DF/PP	-3.697	0.000	-0.443	0.329
ADF/APP(adjusted)	-3.685	0.000	-1.962	0.025

注：p 值 < 0.1 可以拒绝两变量间不存在协整关系的原假设。

## (二) 面板格兰杰因果检验

表 4 展示了面板格兰杰因果检验的结果，本文对滞后 1—6 期均进行了检验，并根据 AIC 信息确定 3、4 为最佳滞后期，由于篇幅限制，在此仅展示滞后 3—4 期的结果。

如表 4 所示，滞后 3—4 期时，公共教育投入均是基尼系数的格兰杰因，说明公共教育投入能够有效预测基尼系数的变化。同时由脉冲响应分析图(见图 3a)可知，公共教育投入的提高将对基尼系数产生负向冲击，即公共教育投入增多，基尼系数会随之下降。这一结果与已有研究结论一致，教育投入增加可以通过增加低收入阶层受教育机会，改善低收入阶层收入水平，从而缩小贫富差距。

在滞后 4 期时，基尼系数同时也为公共教育投入的格兰杰因。由脉冲响应分析图(见图 3b)可知，基尼系数的提高对公共教育投入的冲击呈现由负到正、再到负的波动，这说明基尼系数对于公共教育投入的影响方向并不稳定，并且在滞后 3—4 年时为正向冲击，说明基尼系数提高会使得公共教育投入增加。其中可能的原因在于，当社会面临收入差距扩大的问题时，公众及政策制定者对于政府通过公共政策缩小贫富差距具有社会期待，从而推动公共教育投入增加。

分不同收入水平国家进行比较可以发现，高收入国家公共教育投入与基

基尼系数间无明显的格兰杰因果关系，中高收入国家中两者呈现较为复杂的双向因果关系，中低收入国家中公共教育投入是基尼系数的格兰杰因。进一步使用异质面板格兰杰因果检验，结果汇报于附表1。可以看出不同国家的格兰杰因果关系，在瑞士、捷克、爱沙尼亚、芬兰、英国、意大利、葡萄牙、乌拉圭、哥斯达黎加、哈萨克斯坦、吉尔吉斯斯坦、摩尔多瓦12个国家中，公共教育投入是基尼系数的格兰杰因。在阿根廷、亚美尼亚、白俄罗斯、印度尼西亚、秘鲁5个国家中，基尼系数是公共教育投入的格兰杰因。仅在阿根廷存在互为因果的关系。这一结论与上述不同收入水平国家的分组格兰杰因果检验相一致，即绝大多数国家中，公共教育投入是基尼系数的单向格兰杰“因”，且这一结论主要在高收入国家和中低收入国家存在。在中高收入国家主要体现为两变量间的双向因果。这说明在不同经济发展阶段，公共教育投入对于收入差距的影响效应存在差异，在社会结构相对稳定的高收入国家，两者之间的影响效应也十分微弱。而对于贫富差距较大且面临缩小贫富差距任务的中高收入国家，教育与收入差距之间存在比较复杂的相互影响。

表4 同质格兰杰因果检验

方向		全样本		高收入国家		中高收入国家		中低收入国家	
		Z	p 值	Z	p 值	Z	p 值	Z	p 值
3 期	Exp-Gini	9.396	0.024	4.967	0.174	7.002	0.072	9.304	0.026
	Gini- Exp	1.376	0.711	0.970	0.808	1.805	0.614	4.582	0.205
4 期	Exp-Gini	10.595	0.032	4.696	0.320	4.843	0.304	12.815	0.012
	Gini- Exp	9.593	0.048	2.097	0.718	7.941	0.094	1.195	0.879

注：p 值 $<0.01$ 可以拒绝两变量间不存在格兰杰因果关系的原假设。

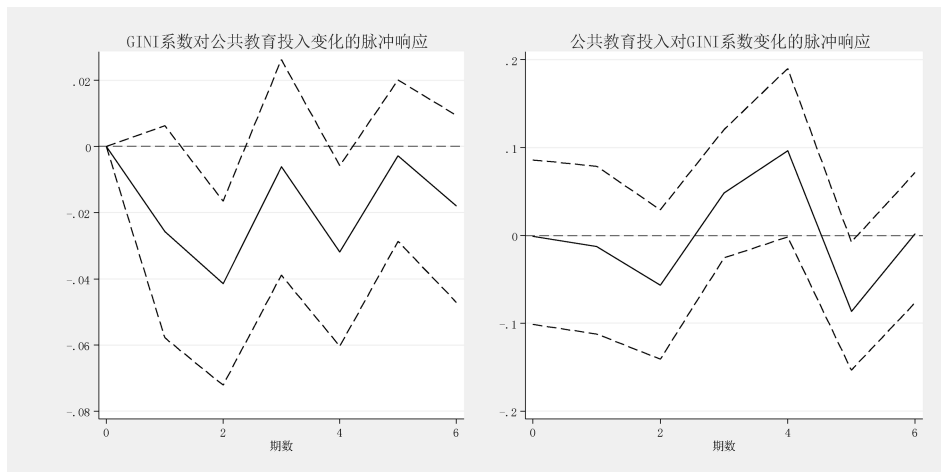


图 3a-3b 公共教育投入占 GDP 比重与 GINI 系数脉冲响应分析图

### (三) 面板误差修正模型<sup>①</sup>

面板误差修正模型的估计方法包括 MG 估计、PMG 估计和 DFE 估计三种，其中 MG 估计假定横截面长短期系数均存在异质性，PMG 估计假定横截面长期系数相等而短期存在异质性，DFE 估计认为长短期估计系数均相等。本文使用三种方法进行估计，并通过豪斯曼检验对结果进行对比，最终选择并呈现 PMG 估计的结果。

误差修正模型结果如表 5 所示，其中，公共教育投入和误差修正项的回归系数反映了两变量间的长期关系，公共教育投入差分项的回归系数反映短期关系。

在全样本中，从长期来看，公共教育投入与基尼系数之间的弹性为 -0.646，且在 5% 水平下显著，说明公共教育投入比重增加 1 个百分点，基尼系数下降 0.646 个百分点，即公共教育投入增加从长期来看能够有效缩小贫富差距。误差修正项为 -0.282，在 1% 水平下显著，进一步说明了两变量之间存在长期协整关系，这表明当两者偏离长期均衡时，面板误差修正模型以 0.282 的力度反向调整至均衡状态。从短期来看，公共教育投入差分项的回归系数不显著，表明公共教育投入对收入差距无显著的短期影响。上述结果说明，公共教育投入对于基尼系数的影响是长期而非短期效应，且从长期来看，公共教育投入有助于缩小贫富差距。

进一步比较不同收入水平国家可见，公共教育投入对基尼系数的长期影响在中高收入国家显著为负，且影响效应较强；但是在高收入国家和中低收入国家中，长期和短期影响均不显著。这说明公共教育投入对于收入差距的缓解作用更加适用于经济发展处于中高收入水平阶段的国家。

表 5 面板误差修正模型结果(全样本及不同收入水平国家的异质性)

	全样本	高收入国家	中高收入国家	中低收入国家
	系数	系数	系数	系数
公共教育投入	-0.646** (0.273)	-0.725 (0.293)	-2.473*** (0.374)	-0.170 (0.757)
人均 GDP 对数	-6.249*** (0.727)	-2.258 (1.600)	-6.915*** (0.847)	-40.126*** (6.527)

<sup>①</sup> 本文使用固定效应和随机效应模型进行分析，同样得出公共教育投入对于基尼系数的负向影响，由于篇幅限制并未展示。

续表

	全样本	高收入国家	中高收入国家	中低收入国家
	系数	系数	系数	系数
失业率	0.230*** (0.045)	0.253 (0.060)	0.573*** (0.085)	-0.235 (0.376)
服务业比重	-0.008 (0.042)	-0.064** (0.051)	0.039 (0.070)	-0.327** (0.166)
误差调整项	-0.282*** (0.048)	-0.305 (0.051)	-0.340*** (0.130)	-0.246 (0.224)
D. 公共教育投入	0.084 (0.248)	-0.168 (0.394)	0.660 (0.412)	0.705 (0.771)
D. 人均 GDP 对数	5.529 (2.468)	3.503 (3.443)	7.697* (4.651)	-1.434 (6.111)
D. 失业率	0.162 (0.104)	0.110 (0.123)	0.238 (0.166)	0.311 (0.326)
D. 服务业比重	0.149** (0.068)	0.102 (0.091)	0.180** (0.094)	0.166 (0.326)
常数项	26.558 (4.274)	18.997 (3.300)	33.795 (12.037)	93.798 (87.232)
对数似然比	-797.172	-289.619	-338.537	-150.523
观测值	672	336	252	21
组数	32	16	12	4

注：(1)\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ；(2)括号中为标准误。

本文进一步对上述影响在不同高等教育发展模式国家间的异质性进行探讨。由表6可以看出：在高等教育入学率低于50%的国家，公共教育投入从长期来看对GINI系数无显著影响，但是会在短期内扩大基尼系数；而在高等教育入学率高于50%的国家中，公共教育投入从长期来看能够显著降低基尼系数，且无短期影响。这说明只有当高等教育达到普及化阶段，增加公共教育投入才能有效缓解收入差距，否则会在短期内扩大收入差距。其主要原因在于，在高等教育未达到普及化的国家，高等教育的受益者主要集中在高收入阶层，增加公共教育投入的短期效果往往是进一步扩大了不同收入群体的教育收益及收入差距。

同时，在高等教育公共负担比例低于50%的国家，公共教育投入从长期来看对基尼系数无显著影响，但是在短期内扩大了基尼系数；公共负担比例

较高的国家在长期和短期均无显著影响。这说明高等教育中公共负担比例过低，也会使得公共教育投入产生扩大贫富差距的效应。其中可能的原因在于，在政府负担比例较低的高等教育系统中，其受益群体同样集中在高收入阶层，从而使得增加教育投入无法有效缩小贫富差距。

表 6 面板误差修正模型结果(不同高等教育发展情况的异质性)

	高等教育 入学率低 ( $<50\%$ )	高等教育 入学率高 ( $\geq 50\%$ )	高等教育 公共负担低 ( $<50\%$ )	高等教育 公共负担高 ( $\geq 50\%$ )
公共教育投入	-0.719	-1.395***	-0.773	0.404
人均 GDP 对数	-7.969***	-10.035***	-5.622**	-9.338***
失业率	0.073	0.116	0.825	0.178**
服务业比重	0.618**	0.135**	-0.793***	0.085
误差调整项	-0.195	-0.282***	-0.757***	-0.334***
D. 公共教育投入	0.735*	-0.083	2.855***	0.281
D. 人均 GDP 对数	15.026***	3.964	-7.695	6.421*
D. 失业率	0.110	0.065	0.741***	-0.014
D. 服务业比重	0.302*	0.137*	-0.586**	0.169**
常数项	12.734	36.453***	102.406***	42.124***
对数似然比	-238.005	-552.146	-64.356	-353.653
观测值	168	504	126	315
组数	8	24	6	15

注：(1)\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ ；(2)由于篇幅限制，标准误省略。

## 五、结论与讨论

我国当前正处于中高收入水平国家行列，面临着经济增速放缓等潜在的“中等收入陷阱”压力，虽然基尼系数反映出我国收入分配状况在近年来有所好转，但是收入差距仍然处于较高水平，如何缩小收入差距是我国经济社会转型面临的重要问题。改革开放以来，各级政府加大投入支持教育发展，为我国经济社会发展提供了充分的人力资本支持，但是公共教育投入与收入差距的关系问题却少有关注。本文使用世界银行 WDI 指数中 32 个国家 1996—2017 年间面板数据探讨了公共教育投入与收入分配差距的关系问题。得到的主要结论如下：

面板格兰杰因果检验发现,整体来看公共教育投入是基尼系数的单向格兰杰“因”,在滞后期数较长时,两者为双向“因果”。分不同国家来看,高收入国家主要表现为“无明显因果”,中高收入国家主要表现为“双向因果”,而中低收入国家主要表现前者对于后者的“单向因果”。面板误差修正模型发现,长期来看,公共教育投入能够显著降低基尼系数,但是短期影响不显著。分不同国家来看,仅在中高收入国家中公共教育投入水平提高从长期来看能够显著降低基尼系数,而对于高收入和中低收入国家影响并不显著。同时,高等教育入学率、政府负担比例较低都会导致公共教育投入对于基尼系数的长期负向影响减弱,并且可能在短期内扩大收入差距。

从本文结论来看,公共教育投入能够有效预测收入差距,且公共教育投入增加从长期来看有助于缩小贫富差距。这说明,公共教育投入对于收入差距的影响主要为长期效应,因此在评价公共教育投入成效时,不仅应当关注短期产出,还应注重其对于社会公平的长远影响。另外,与以往结论不同的是,本文进一步发现在滞后期较长时,收入差距能够正向预测公共教育投入,这说明当收入差距扩大时,在公众的期待下,政府会通过政策行动来缩小贫富差距,而加大公共教育投入通常会降低收入不平等的优先选项(OECD, 2013)。

不论是格兰杰因果检验还是误差修正模型结果都发现,公共教育投入对收入差距的影响在中高收入国家影响更大。这可能与不同国家经济社会发展重点的阶段性的有关。低收入和中低收入国家面临促进经济增长的主要任务,宏观经济发展主要侧重效率,教育发展也以扩大规模为首要目标,对教育机会和教育资源分配的公平性关注不足,进而使得公共教育投入在支持扩大教育规模的同时对贫富差距的影响效应不显著。中高收入国家收入差距普遍较大,缩小其贫富差距成为公共政策制定的重点,同时较高的收入差距更易受到教育投入等公共政策影响而发生变化。而高收入国家经济发展水平较高且公共教育投入和社会阶层结构都相对稳定,因此公共教育投入对收入差距的影响相对较弱。当前我国处于中高收入水平且收入差距相对较大,在新的发展背景下,应当继续发挥公共教育投入的主渠道作用,扩大公共教育投入规模,发挥公共教育投入促进社会公平的重要作用。

此外,公共教育投入对于收入差距的影响在不同高等教育入学率和政府负担比例的国家中存在差异,高等教育入学率和政府负担比例较低时,公共教育投入不仅不能从长期缩小收入差距,反而在短期扩大收入差距。这意味着高等教育普及率较低且政府负担比例较低时,往往是高收入阶层受益更多,公共教育投入的短期增加会起到逆向补贴的作用;而高等教育入学率和政府



负担比例提高能够使得中低收入阶层获得更多高等教育机会，并改善收入水平，因此有助于缩小贫富差距。我国高等教育入学率在2019年超过50%，标志我国进入高等教育普及化阶段，但是仍然面临高等教育入学机会不均等的问题。因此，在增加公共教育投入水平，进一步推动高等教育普及程度提高的同时，应更加关注教育机会均等化，加强和完善学生资助体系，并通过补偿性招生政策提高弱势群体受教育机会与水平，缩小贫富差距，促进社会公平。

本文仍然存在一定局限。一方面，由于数据限制，本文使用32个国家公开数据进行分析，其中低收入水平国家数据全部缺失，中低收入国家仅包含4个，在一定程度上影响低收入及中低收入国家样本结论的有效性。另一方面，虽然本文通过面板格兰杰因果检验检验了公共教育投入和收入差距之间的预测关系，但是并不能真正揭示两者之间的因果关系，公共教育投入和收入差距之间仍然存在内生性问题有待解决，未来研究中可尝试进一步采用工具变量等方法进行验证。

#### [参考文献]

- 白雪梅，2004：《教育与收入不平等：中国的经验研究》，《管理世界》第6期。
- 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱，2010：《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》，《管理世界》第1期。
- 方超、罗英姿，2016：《教育能够缩小劳动力的收入差距吗？——兼论中国人力资本梯度升级的问题》，《教育发展研究》第9期。
- 关会娟，2018：《教育投入与受教育程度对缩小收入差距的比较研究》，《经济统计学(季刊)》第2期。
- 赖德胜，1997：《教育扩展与收入不平等》，《经济研究》第10期。
- 李祥云、张建顺、陈珊，2018：《公共教育支出降低了居民收入分配不平等吗？——基于省级面板数据的经验研究》，《云南财经大学学报》第8期。
- 廖毅、张薇，2019：《公共教育投入与国民收入差异的关系研究》，《大学教育科学》第5期。
- 孙百才，2009：《经济增长、教育扩展与收入分配——两个“倒U”假说的检验》，《北京师范大学学报(社会科学版)》第2期。
- 田士超、陆铭，2007：《教育对地区内收入差距的贡献：来自上海微观数据的考察》，《南方经济》第5期。
- 王少国、邓阳，2020：《财产性收入份额、教育投入与劳动者收入差距——基于我国城镇居民2000~2017年省级面板数据的分析》，《劳动经济评论》第2期。
- 吴强、柳潇、丁文娜，2020：《教育投入影响收入水平及收入差距的异质性效应分析》，

- 《宏观经济研究》第5期。
- 杨娟、赖德胜、邱牧远, 2015:《如何通过教育缓解收入不平等?》,《经济研究》第9期。
- 杨俊、黄潇、李晓羽, 2008:《教育不平等与收入分配差距:中国的实证分析》,《管理世界》第1期。
- 郑猛, 2017:《教育扩张下流动人口教育收益率与收入差距》,《教育与经济》第5期。
- Abdullah, A., H. Doucouliagos and E. Manning, 2015, “Does Education Reduce Income Inequality? A Meta-regression Analysis”, *Journal of Economic Surveys*, 29(2): 301–316.
- Becker, G. S. and B. R. Chiswick, 1966, “Education and the Distribution of Earnings”, *The American Economic Review*, 56(2): 358–369.
- Broecke, S., G. Quintini and M. Vandeweyer, 2017, “Explaining International Differences in Wage Inequality: Skills Matter”, *Economics of Education Review*, 60(10): 112–124.
- Celikay, F. and M. Sengur, 2016, “Education Expenditures and Income Distribution: An Empirical Analysis on European Countries”, *Humanomics*, 32(3): 248–257.
- Emran, M. M., 2012, “Essays on Co-residing Decision, Public Education Expenditure, Income Inequality, and Education Policies”, *Working Paper*, University of Birmingham.
- Gregorio, J. D. and J. Lee, 2002, “Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-country Data”, *The Review of Income and Wealth*, 48(3): 395–416.
- Hill, C. B., 2016, “American Higher Education and Income Inequality”, *Education Finance and Policy*, 11(3): 325–339.
- John, J. and L. Macmillan, 2015, “Income Inequality, Intergenerational Mobility, and the Great Gatsby Curve: Is Education the Key?”, *Social Forces*, 94(2): 505–533.
- Knight, J. and R. Sabot, 1983, “Educational Expansion and the Kuznets Effect”, *The American Economic Review*, 73(5): 1132–1136.
- Munir, K. and A. Kanwal, 2020, “Impact of Educational and Gender Inequality on Income and Income Inequality in South Asian Countries”, *International Journal of Social Economics*, 47(8): 1043–1062.
- OECD, 2013, “Reducing Income Inequality while Boosting Economic Growth: Can It Be Done?”, *Economic Policy Reforms 2012: Going for Growth*, Paris: OECD Publishing.
- Park, K. H., 1996, “Educational Expansion and Educational Inequality on Income Distribution”, *Economics of Education Review*, 15(1): 51–58.
- Qazi, W., S. A. Raza, S. T. Jawaid and M. Z. A. Karim, 2018, “Does Expanding Higher Education Reduce Income Inequality in Emerging Economy? Evidence from Pakistan”, *Studies in Higher Education*, 43(2): 338–358.
- Ram, R., 1990, “Educational Expansion and Schooling Inequality: International Evidence and Some Implications”, *The Review of Economics and Statistics*, 72(2): 266–274.

- Schultz, T. W., 1960, “Capital Formation by Education”, *Journal of Political Economy*, 115—136.
- Sylweste, K., 2002, “Can Education Expenditures Reduce Income Inequality?”, *Economics of Education Review*, 21(1): 43—52.
- Tsounta, E. and A. Osueke, 2014, “What Is Behind Latin America’s Declining Income Inequality?”, *IMF Working Paper*, 2014/124.

### **Public Education Expenditure and the Gap of Income Distribution: An Empirical Research Based on Panel Data of 32 Countries**

BU Shang-cong<sup>1</sup>, CHEN Xiao-yu<sup>2</sup>, MA Xin<sup>3</sup>

(1. Institute of Higher Education, Fudan University;

2. Graduate School of Education, Peking University;

3. Guanghua School of Management, Peking University)

**Abstract:** Using panel data from 32 countries in 1996—2017, this paper examines the relationship between public education expenditure and income inequality. Panel Granger test draws the following conclusions. Public education expenditure is the Granger cause of GINI indicator generally, while they are Granger causes mutually in the long run. For high income countries, there’s none significant causal relationship; for higher income countries, there’s two-way Granger relationship; and for lower income countries, there’s one-way relationship between education funding and income gap. Panel VEC model results show that, increasing education expenditure can narrow the income gap in the long term instead of short term. This relationship exists significantly for higher income countries but other countries. In addition, lower tertiary enrollment rate and public burden proportion will reduce the influence on decreasing income gap, and even enlarge the income gap in the short term. With the increasing of education funding, government should continue to play the main role, expand the higher education enrollment, and emphasize on the educational inequity issues striving to close the income gap.

**Key words:** public education expenditure; income inequality; panel Granger test; panel VEC model

(责任编辑：孟大虎 责任校对：孟大虎 刘泽云)

附表1 异质面板的格兰杰因果检验

	Exp-Gini (滞后 3)		Gini-Exp (滞后 3)		Exp-Gini (滞后 4)		Gini-Exp (滞后 4)	
	wald	p 值	wald	p 值	wald	p 值	wald	p 值
Austria	2.903	0.596	4.789	0.376	6.505	0.145	1.140	0.769
Switzerland	11.125	0.093	4.633	0.390	6.273	0.155	1.609	0.666
Czech Republic	12.907	0.067	1.988	0.739	16.626	0.013	1.538	0.681
Germany	2.888	0.598	5.100	0.348	2.038	0.581	2.267	0.540
Denmark	1.242	0.864	1.350	0.846	1.302	0.733	1.341	0.724
Spain	8.761	0.151	3.233	0.550	4.013	0.308	2.782	0.457
Estonia	31.536	0.005	1.015	0.900	6.524	0.144	0.137	0.986
Finland	3.106	0.567	1.802	0.770	15.844	0.015	1.443	0.701
United Kingdom	11.929	0.080	3.654	0.496	5.959	0.170	2.434	0.512
Ireland	0.330	0.986	3.502	0.515	0.377	0.943	2.563	0.491
Italy	14.034	0.055	3.493	0.516	14.915	0.018	1.853	0.617
Netherlands	1.135	0.881	1.395	0.839	0.161	0.983	1.631	0.662
Norway	1.869	0.759	4.397	0.413	3.015	0.424	3.131	0.409
Portugal	35.845	0.003	1.840	0.764	21.172	0.005	2.071	0.575
Sweden	2.951	0.589	6.101	0.274	2.393	0.519	5.233	0.211
Uruguay	10.311	0.110	5.929	0.286	8.724	0.078	2.075	0.574
Argentina	8.808	0.150	15.666	0.041	8.379	0.086	16.330	0.014
Armenia	3.138	0.563	11.998	0.079	5.006	0.226	4.802	0.241
Belarus	3.968	0.459	19.270	0.024	1.055	0.789	30.327	0.001
Brazil	7.542	0.197	14.288	0.052	2.071	0.575	90.612	0.000
Colombia	3.052	0.575	3.122	0.565	1.150	0.767	0.729	0.865
Costa Rica	19.823	0.022	1.659	0.794	9.934	0.057	0.540	0.908
Georgia	9.619	0.126	3.451	0.522	6.455	0.147	3.499	0.363
Indonesia	9.231	0.137	11.147	0.093	6.932	0.128	0.900	0.825

续表

	Exp-Gini (滞后 3)		Gini-Exp (滞后 3)		Exp-Gini (滞后 4)		Gini-Exp (滞后 4)	
	wald	p 值	wald	p 值	wald	p 值	wald	p 值
Kazakhstan	9.204	0.138	7.372	0.205	9.702	0.061	5.063	0.222
Mexico	7.553	0.197	2.445	0.665	6.170	0.160	0.557	0.904
Peru	6.163	0.271	19.383	0.023	1.840	0.619	9.749	0.060
Thailand	9.427	0.131	2.457	0.663	2.990	0.428	0.812	0.845
Kyrgyz Republic	15.460	0.043	4.426	0.411	4.974	0.229	2.890	0.442
Moldova	17.360	0.031	3.106	0.567	12.473	0.031	2.426	0.513
El Salvador	3.069	0.573	3.544	0.510	1.656	0.656	6.191	0.159
Ukraine	5.482	0.318	3.577	0.506	3.495	0.364	2.438	0.511

注：p 值 &lt; 0.1 可以拒绝两变量间不存在格兰杰因果关系的原假设。