

教育公平推动经济增长？

——来自美国 1978—2015 年数据的经验分析

许长青，周丽萍

[摘要] 基于美国 1978—2015 年的数据，通过生产函数模型和多变量 VAR 模型，对美国教育公平与经济增长之间的关系进行了分析。结果表明：美国受高等教育人口比例迅速提高，教育普及化程度高，教育基尼系数呈现下降趋势；教育基尼系数与经济增长之间呈现“倒 U 型”结构，短期看教育公平对经济增长具有反向作用，但长期来看，教育公平对经济增长具有显著的积极作用；教育公平与经济增长之间并不存在双向因果关系，教育公平对经济增长具有显著的格兰杰因果关系，但经济增长对教育公平没有显著的格兰杰因果关系。美国社会制度性障碍导致收入差距进一步拉大，阻滞了社会流动，进而抑制了经济增长。美国的经验研究结果对中国推进教育公平具有一定的借鉴意义。

[关键词] 经济增长；教育公平；生产函数；VAR 模型；美国

一、引言

学术界持续关注国家间收入差距的缘由以及收入不平等对经济增长的影响已有近百年的历史。古典经济学家认为不平等有助于激励人们工作积极性，提高劳动生产率和促进经济发展。发展经济学家则持相反的观点，认为收入不平等会极大地阻碍经济增长。他们以韩国和菲律宾为例，20 世纪 70 年代

[收稿日期] 2017-03-10

[基金项目] 全国教育科学“十二五”规划 2015 年度项目“教育公平、社会流动与经济增长：新常态下的中国教育公平问题研究”(DFA150229)；2014 年度广东省教育体制综合改革重大项目“研究生教育质量评价及保障体系研究：国际视野与广东研究型大学的构建框架”(2014JKZ002)。

[作者简介] 许长青，中山大学政治与公共事务管理学院/中山大学中国公共管理研究中心，电子邮箱地址：xuchq@mail.sysu.edu.cn；周丽萍，北京大学教育学院/教育经济研究所，电子邮箱地址：st14422d@gse.pku.edu.cn。

初,韩、菲两国的宏观经济增长态势相似,但是在接下来的30年间,收入差距较小的韩国发展速度远远大于收入差距较大的菲律宾。为此,学者们纷纷从收入公平视角切入,探究社会公平、社会流动对经济增长的影响,通过定量分析、模型修正、案例研究等多种方法试图证明它们之间的关系。教育公平是社会公平的基石,一直被视为人类社会追求的永恒目标。教育公平是激发创新和社会流动的重要推力。教育公平能给弱势群体提供向上流动的竞争机会,激励人们追求更高的社会地位、付出更多的努力、实现人力资本增值,从而促进经济增长。当今时代,教育在社会和经济发展中的主导作用愈发明显,成为促进经济增长的关键因素。观察发达国家发展的经验,不难发现整体教育水平高的国家,其经济实力和创新能力亦强。联合国《人类发展报告》(2014)表明,全世界187个国家和地区只有11个国家的平均受教育年限达到了12年及以上,其中发达国家占据9个。高等教育竞争力指数排名前20位的国家和地区中,发达国家占了16位。英国《泰晤士报高等教育副刊》最近发布的世界大学排名(2015~2016)显示,排名前20位的大学全部来自发达国家,排名前50位的大学有45所来自发达国家,排名前100位的大学有93所来自发达国家。在物理、化学、生理或医学诺贝尔奖上,截止到2014年,共有575名科学家获三大科技奖,其中美、英、德、法等四个国家合计占到总获奖人数的76%。显然,经济发展水平和教育发达水平密切相关,教育发展为经济增长提供了强大的智力支持。作为发达国家的代表,美国高等教育竞争力全球瞩目,在过去30多年中,美国教育公平与经济增长之间互动关系如何?从中我们可以得到怎样的启示?这一问题的研究对中国推进优质教育公平发展及经济转型和经济增长具有重要的理论价值与现实意义。

二、文献综述

提供优质而公平的教育是一个国家的责任,实现教育公平已成为各国教育政策的基本出发点之一。公平的核心内容是社会成员之间对社会经济关系和财产分配关系的一种合理化配置。公平是衡量社会在尊重人的基本权利、满足人的基本需要以及促进人的共同发展方面上所达到的一种水平。教育公平是社会公平在教育领域的延伸,是实现社会公平的重要手段和途径,是衡量社会和教育发展水平的重要尺度,因而教育公平也成了社会化追求的一种永恒价值。柏拉图(Plato)认为,公平的实质是区别对待,公平的教育应该使才智出众的人享受更优质的教育。罗尔斯(John Rawls)认为由于个体或家庭

在社会和经济地位上的不平等造成的优质教育机会差别并没有减缓社会不公正程度,反而恰恰是这种英才主义加剧了社会的不公平,因此政府应从“均等性”和“差异补偿”两大原则出发,平等地对待相同者,使每个人都能获得最广泛的、与其他人相同的自由,同时对起始条件不同或者处于不利地位的群体进行利益补偿。特罗(Martin Trow)认为人们必须对失去了受良好教育机会的社会群体进行补偿,以减少机会上的“不平等”,只有确保每个阶层孩子入学机会公平,才能使他们获得真正意义上的教育过程公平和教育结果公平。胡森(Torsten Husen)从教育阶段来理解教育公平,强调教育起点、教育过程和教育结果的公平:起点公平主要强调入学机会均等,不因性别、民族、贫富等非自致性因素而影响享有接受教育的权利;过程公平主要指教学过程中要因材施教,以平等为基础,为有差异的个体营造和谐公平的学习氛围;结果公平就是使每个学生都能有效地利用教育机会,实现教育质量公平。世界银行(2006)认为教育公平应建立在公平的机会和避免绝对的剥夺两大基本原则之上,一个人的成就应该是他努力以及施展才能的结果而不是由其所拥有的背景决定。一个人的先天条件,包括性别、人种、出生地点和家庭背景等先赋性因素不应该决定个人在经济、社会以及政治上的成就,同时也要避免绝对剥夺享受成果的权利,尤其是健康、教育、消费的权利。国内学者甘永涛(2012)对美国促进教育公平政策的专门法案进行解读,指出法案《改革蓝图——对〈初等和中等教育法〉的重新授权》的目的在于修改和完善2002年美国前总统布什颁布的《不让一个孩子掉队法》(NCLB)法案的相关内容,着力解决基础教育公平问题,改革评估体系,鼓励先进学校,资助落后学校,促使美国初等和中等教育更加适应学生多样化教育需求和发展。方展画等(2007)以美国《初等和中等教育法》的实施为例,阐述了美国促进教育公平发展的补偿性教育政策。

“经济增长”是指一个国家或地区生产的物质产品和服务的持续增加,常用国内生产总值(GDP)或人均国内生产总值来衡量。影响经济增长的因素多种多样,斯密(Adam Smith)认为劳动分工是一个国家的经济增长的动力,通过分工可以提高劳动生产率和工人劳动积极性,进而提高整个国家的国民收入。李嘉图(David Ricardo)提出资本积累和技术进步是促进国家经济增长的重要推力,如果没有技术进步,商品价格的提高将会导致货币工资上涨和利润率下降,一定程度上削减了资本积累的动力,社会只能进行简单再生产。凯恩斯(John Maynard Keynes)提出在一定的消费倾向下,投资增加可以导致国民收入倍数增长。索罗(Robert Solow)提出的古典经济增长模型修正了哈罗德-多马模型的生产技术假设,采用了资本和劳动可替代的新古典柯布-道

格拉斯生产函数,解决了哈罗德-多马模型中经济增长率与人口增长率不能自发相等的问题,成为经济学界广泛使用的一种生产函数模型。舒尔茨(Theodore W. Schultz)运用“余数分析法”测算了美国1929—1957年国民经济增长额,发现约33%的经济增长量是由教育形成的人力资本做出的贡献导致,人力资本积累成为经济增长“剩余”的一个合理解释。20世纪80年代中后期,罗默(Paul M. Romer)提出了一个包含外溢性、物质产出收益递减和新知识产出收益递增的竞争性均衡增长模型,提出资本、劳动、人力资本和技术水平是影响经济增长的重要因素,突出了技术和知识对经济增长的贡献。卢卡斯(Robert Lucas)以物质资本积累和技术变动、人力资本以及专业化人力资本三个模型为依托,构建了一个内生经济增长理论框架。该框架将人力资本作为一个独立的因素纳入经济增长模型,运用更加微观的分析方法,将舒尔茨的人力资本和索罗的技术进步理论结合起来,认为人力资本积累为经济长期增长的决定因素,内生化为个人的、专业化的人力资本积累是经济增长的真正源泉。

经济增长和社会公平之间的关系本质上反映了效率和公平之间的关系。资源总是相对稀缺的,如何合理有效地配置资源最终导致公平和效率之争。现实中效率和公平存在冲突,为了提高效率会影响公平,而为了维护公平必须要牺牲效率。社会资源不能满足全社会所有人的需要,因此绝对公平是不存在的,但二者之间保持一个合理的张力是必要的,也是可能的。相关研究表明,社会公平和经济增长呈现对立统一的关系,社会公平可以极大地激励社会成员积极主动参与生产,从而产生巨大的经济效益。兰德公司(Rand, 1999)的教育研究报告《填平教育的鸿沟:收益和成本》(Closing the Education Gap: Benefits and Costs)指出,教育公平能够给政府创造巨额的财政收入,给社会带来巨大的经济效益。佩尔松和塔贝里尼(Persson & Tabellini, 1994)使用同时期发达国家和发展中国家的平均经济增长率对中产阶级的收入份额进行回归,发现更加平等的收入分配能促进经济增长。佩洛狄(Perotti, 1996)的研究得出了类似的结论。也有学者的研究得出不同的观点,美国经济学家库兹涅茨(Kuznets, 1955)提出了著名的收入分配不平等程度和经济发展水平关系的倒U型理论。他认为在经济发展过程中,收入分配不平等的长期变动轨迹是“先恶化,后改进”。在经济快速起飞的阶段,人们的收入差距会随着经济增长而急剧扩大,当经济发展到一定水平,收入差距会随着经济的增长而逐渐减小。巴罗(Barro, 2000)通过研究多个国家之间收入公平和经济增长之间的关系,证明了库兹涅茨倒U型曲线规律。同时发现,收入不平等的加深将会阻碍贫穷国家的经济增长,但是会促进发达国家的经济增长。

综上,相关研究主要集中在对教育公平的政策解读以及收入公平和经济增长互动关系的研究上,涉及教育公平对经济增长影响的文献相对较少。在研究方法上,规范分析较多,实证研究较少。教育公平与经济增长之间存在一种怎样的关系?如何进一步构建二者之间良性互动关系以保持经济长期稳定增长?本文旨在以美国数据为依据进行实证分析以揭示教育公平与经济增长之间的关系。研究将遵从“教育公平推进社会流动和和人力资本水平提升进而促进经济增长”^①这一分析逻辑,在阐述文献资料的基础上,首先说明本文的模型设计和相关变量的确定,再对经验结果进行分析,并借鉴美国经验提出进一步推进中国教育公平的政策建议。

三、研究设计

教育公平对于经济增长的作用是多方面的。从短期看,在资源稀缺情况下,教育政策向弱势群体倾斜,一定程度上会削弱优势群体获得优质教育资源的机会,降低资源配置效率,影响当前的经济增长。但从长期看,教育公平的改善会大大促进阶层流动,提高社会公平程度,进而提高社会成员尤其是弱势社会阶层的劳动积极性和社会满意度,这对经济长期可持续发展具有极大的促进作用。本研究将选择教育基尼系数作为衡量美国教育公平程度的指标,借鉴索洛(Solow, 1957)模型和国内相关研究成果,引入扩展的经济增长模型,即将资本、劳动、人力资本作为经济增长的三个投入要素,把教育公平指数看作是影响全要素生产率的因素,提出扩展的三要素CD生产函数,进而计量教育公平对经济增长的产出弹性,建立各变量间的向量误差模型及长期协整关系,在经济增长和教育公平等变量VAR回归模型基础之上判断和验证二者之间的因果关系。

(一)教育公平测度模型

教育公平程度的计量多采用教育基尼系数。托马斯(Thomas, 2003)等人认为,要想准确地测量教育基尼系数,需要“教育成就”这一存量指标。萨卡罗普洛斯(Psacharopoulos, 1986)等认为,能较为准确测量“教育成就”这一

^① 根据社会流动理论,教育可以被看成给予那些出身贫寒的孩子以最初的人力资本投资,从而给他们在社会流动渠道中以最初的推动并使他们能够升迁到更加有利的位置的一个手段。所以,教育对经济发展的贡献不仅仅在于它直接传播知识,而且还在于教育是对社会流动的重要保障和承诺。根据人力资本理论,人力资本提升主要通过在学校接受教育和“干中学”的积累。一般认为通过在学校接受正规教育是获得人力资本提升的主要方式,所以人力资本通过教育变量间接度量(Asteriou and Agiomirgianakis, 2001)。

指标的是平均受教育年限。本研究采用人口平均受教育年限来衡量人力资本水平,^①以各级受教育水平为依据进行分组,共分为五组,分别为文盲或半文盲、小学、初中、高中、大专及以上,以受过各级教育人数占总人数的比重为权重系数,计算平均受教育年限。平均受教育年限数学定义式如下:

$$AveY = \sum_{i=1}^5 EduY_i \cdot T_i \quad (1)$$

式(1)中 $AveY$ 为平均受教育年限; i 为以受教育程度为标准而分组的组数, $i=1, 2, 3, 4, 5$ 分别代表文盲半文盲、小学、初中、高中、大专以上的不同学历; $EduY_i$ 为各受教育程度的年数,按照美国相关统计资料,研究将定义文盲半文盲的教育年限为 2.5 年,小学 6.5 年,初中 10 年,高中 12 年,大专及以上为 16 年; T 为各组人数占总人数的比重。以教育成就的累计百分比(POE, Percentage of Education Accumulating to Per Group)作为纵坐标,以累计人口百分比(POP, Percentage of Population Number Accumulating to Per Group)为横坐标就可以近似地得到教育洛伦兹曲线。用各级教育的年数($EduY_i$)乘以受过相应教育的人数 PN_i (Population Number)来表示各级教育的累计成就,各级教育成就的百分比 $PEdu_i$ 就是各级教育累计成就除以总的教育累计成就,数学定义式为:

$$PEdu_i = \frac{EduY_i \cdot PN_i}{\sum_{i=1}^5 (EduY_i \cdot PN_i)}, i = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (2)$$

教育成就累积百分比为:

$$POE_i = \sum_{i=1}^5 PEdu_i, i = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (3)$$

假设全部人口平均分为 n 组,每组人口占全部人口的比例为 $1/n$,又有 POE_i 表示从第 1 组直到第 i 组各级教育累计成就占总教育累计成就的百分比,借鉴张建华^②教育基尼系数的简易方法,则有:

① 王艾青和安立仁(2004)认为平均受教育年限是人力资本衡量的最佳指标。

② 该方法首先提出了臧日红《经济学》中基尼系数的计算公式: $G = 1 + \sum Y_i P_i - 2 \sum (\sum P_i) Y_i$, 其中 G 代表基尼系数, Y_i 代表人口的收入占总收入的比例, P_i 代表第 i 组的人口占总人口的比例, $\sum P_i$ 表示表示累计到第 i 组的人口累计数。然后提出一种更加简易的基尼系数计算公式: $G = 1 - \frac{1}{n} (2 \sum_{i=1}^{n-1} W_i + 1)$, 其中 n 为组数, W_i 为从第 1 组到第 i 组人口累计收入占全部人口总收入的比例。参见张建华, 2007: 《一种简便易用的基尼系数计算方法》,《山西农业大学学报(社会科学版)》第 3 期。

$$EGINI = 1 - \frac{1}{n} \left(2 \sum_{i=1}^{n-1} POE_i + 1 \right), i = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (4)$$

(二) 扩展的 CD 生产函数模型

借鉴索洛模型和熊俊^①相关研究的基础, 本文引入扩展的经济增长模型, 即将资本、劳动、人力资本作为影响增长的三个投入要素, 将教育公平指数看作是影响投入要素使用效率即全要素生产率的因素, 提出扩展的三要素 CD 生产函数, 进而计量教育公平对经济增长的产出弹性。扩展的 CD 生产函数模型如下所示:

$$Y = Ae^{\alpha_4 edu} K^{\alpha_1} L^{\alpha_2} H^{\alpha_3} \quad (5)$$

式子(5)中 Y 是因变量经济增长水平, 用 GDP 表示; A 为效率系数; K 为资本, 用固定资产投资总额表示; L 为劳动, 用劳动力总数表示; H 为人力资本, 用平均受教育年限(AveY)表示。 α_1 、 α_2 、 α_3 分别是资本、劳动和人力资本的产出弹性; edu 代表教育公平水平, 用教育基尼系数表示; α_4 代表教育公平对总产出影响系数。实证分析部分采用的是时间序列数据, 所以计量模型的对数形式可以转换成如下:

$$\ln Y = \ln A + \alpha_1 \ln K_t + \alpha_2 \ln L_t + \alpha_3 \ln H_t + \alpha_4 edu_t + \epsilon_t \quad (6)$$

其中 t 代表时间序列, ϵ_t 为残差项。根据库兹涅茨关于经济增长和社会公平之间的“倒 U 型”理论, 模型引入教育基尼系数的平方项, 于是计量模型为:

$$\ln Y = \ln A + \alpha_1 \ln K_t + \alpha_2 \ln L_t + \alpha_3 \ln H_t + \alpha_4 edu_t + \alpha_5 edu_t^2 + \epsilon_t \quad (7)$$

(三) 多变量协整分析模型

协整(Cointegration)理论是处理非平稳经济时间序列之间长期均衡关系和短期波动的有力工具。其基本思想是, 如果两个或两个以上的时间序列变量是非平稳的, 但它们的某个线性组合却是平稳的, 则这些变量之间存在长期稳定均衡关系, 即协整关系。要看这些变量是否存在这种线性组合, 就要进行协整检验。在多元协整关系分析系统中, 约翰森(Johansen, 1988)的分析框架可以使长期因果关系的分析“更加完全和正式”(Hall and Wickens,

^① 熊俊(2005)认为, 索洛模型非常清晰而又直接地阐明了“经济增长直接来源于要素投入增长和全要素生产率提高”这一思想; 另一方面, 索洛模型赖以建立的假设条件过于严峻, 这使得该模型难以容纳新增长理论的合理观点, 同时对经济增长事实的解释力也因此减弱, 这意味着该模型有必要修改和扩展, 因而提出索罗模型的扩展模型。经济增长的直接来源总是来自两部分, 一部分是物质资本、简单劳动力、知识资本和人力资本等四种要素投入的增长; 另一部分是四种要素综合生产率的增长。参见熊俊, 2005: 《经济增长因素分析模型: 对索罗模型的一个扩展》, 《数量经济技术经济研究》第 8 期。

1993; Hall and Milne, 1994), 而且可以作为格兰杰非因果关系检验(Granger non-causality)的有效方法(Toda and Phillips, 1993)。本研究将借助 VAR 模型, 利用 Johansen 极大似然估计法对 VAR 系统中各变量之间的协整和因果关系进行估算和检验。按照 Johansen 的分析框架, 一个 VAR(P) 模型可以表述为如下形式:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i Y_{t-i} + \mu_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \mu_t \quad (8)$$

式(8)中 Y_t 为 $N \times 1$ 列向量, $t-i$ 表示 i 阶滞后, Π_i 为第 i 个变量的待估参数矩阵, μ_t 为随机误差列向量, 最大滞后阶数 p 依据 Akaike 信息准则(AIC)或者 Schwartz 准则(SC)确定。VAR 模型中, 经济增长和教育公平这两个变量互为解释变量和被解释变量, Y_t 是经济增长和教育公平在第 t 期的水平, Y_{t-p} 是经济增长和教育公平在滞后 p 期时的水平, 滞后期数与随机误差项不相关。通过 Johansen (1988) 的最大特征根和迹估计方法以及 Osterwald-Lemum ((1992)提供的可行临界值表可以确定 VAR 模型中协整关系的个数。根据格兰杰协整定理(Granger Representation Theorem), 若 VAR 模型中变量存在协整关系, 则可在 VAR 模型基础上变换建立如下的向量误差修正模型:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + \mu_t \quad (9)$$

其中压缩矩阵 $\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_p$ 。假设 Π 的秩为 $r (0 < r < N)$ 时, 也就是该 VAR 模型存在 r 个协整向量时, Π 可以分解为:

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (10)$$

其中 α 是 $r \times n$ 阶矩阵, β 是 $n \times r$ 阶矩阵。则式(8)可以表述为:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \alpha(\beta' Y_{t-p}) + \mu_t \quad (11)$$

上式中 β 为协整参数矩阵, 其中每一列都是一个协整向量; α 为调整系数矩阵, 其中每个元素为误差修正系数(载荷因子), 表示相应每个误差修正项对差分的被解释变量向长期均衡的调整速度。在(10)式中, 如果 r 为 1, 则 VAR 模型只存在一个协整关系, 此时不存在协整关系的识别问题。当 $r > 1$ 时, 各种长期关系将无法准确识别, 因为任何协整向量的线性组合可以构造出另外一个平稳关系, 即:

$$\Pi = \alpha W^{-1} W \beta' \quad (12)$$

W 为任意的 $r \times r$ 非奇异矩阵, 为解决多变量之间协整关系的识别问题, Johansen(1991)认为必须对协整向量施加 $r \times r$ 个恰好识别约束(Just-

Identifying Restrictions), Pesaran 和 Shin(1994)的研究表明上述恰好识别约束是不充分的,必须包含 K 个过度识别约束在内的 $r^2+k(k \geq 1)$ 个约束条件。每一个协整向量至少都必须包括 r 个约束条件,其中一个为正规化约束。对正规化约束以外的约束条件提出必须建立在相关理论上,并通过统计检验进行确认。本研究遵循 Pesaran 和 Shin(1994)的方法识别协整关系。除此之外, Wickens(1996)的研究表明,协整对应调整系数的符号及其显著性也是一个重要的帮助识别依据。在 VECM 模型中,为反映对偏离长期均衡关系的情况进行调整的负反馈机制,相应的调整系数必须在符号上为负,同时统计检验显著。就因果关系而言,如果教育公平与经济增长存在长期均衡关系,但这种关系是否符合时间上的因果关系,尚需进一步进行格兰杰因果关系检验,其检验主要是解决 A 变量能够在多大程度上被过去的 B 变量解释,加入 B 变量的滞后值是否使解释程度提高。如果成立,则说“B 是 A 的格兰杰因”或者“B 格兰杰引起 A”。

(四)数据描述性分析

1. 教育成就数据描述

本研究采用美国国家统计局网站公布的历年美国各级教育成就数据,对美国 1978—2015 年 18 岁及以上的各种受教育程度人口比例进行整理和计算(图 1)。其中文盲半文盲人口包括没有读书和读书 1—4 年级没有获得小学学历人口,小学学历人口包括读书 5—8 年的人口,初中学历人口包括读书 9—11 年人口,高中学历人口包括 12 年高中毕业人口,大学及以上人口包括各类型大学、硕士研究生和博士研究生人口合计比例。2006 年之后的数据是 18 岁及以上人口的受教育程度比例,2006 年及以前的是 15 岁及以上的受教育程度人口比例。如图所示,1978—2015 年间,美国大学及以上人口比例迅速提升,从 1978 年的 27.13% 上升到 2015 年的 58.18%,这意味着在美国成人当中,一半人以上都接受过大学教育。高中、初中和小学人口占比明显下降,尤其是小学和初中人口占比,分别从 1978 年的 16.00% 和 19.80% 下降到 2015 年的 3.14% 和 7.97%,均下降了近 13 个百分点。文盲和半文盲人口占比一直都很低并呈现出轻微下降趋势,最高点为 2.79%,最低点为 1.03%。总体看,最近 37 年以来,美国人口中各教育层次占比从以高中学历为主过渡到以大学及以上学历为主。

2. 经济增长和要素投入描述

图 2 报告了美国样本期间经济增长和要素投入状况,GDP 和国内固定资产投资总额数据来源于世界银行官网,以 2010 年不变价格换算得到。如图所示,按照 2010 年不变价美元计算,美国经济持续增长。尤其是 1990 年以来,

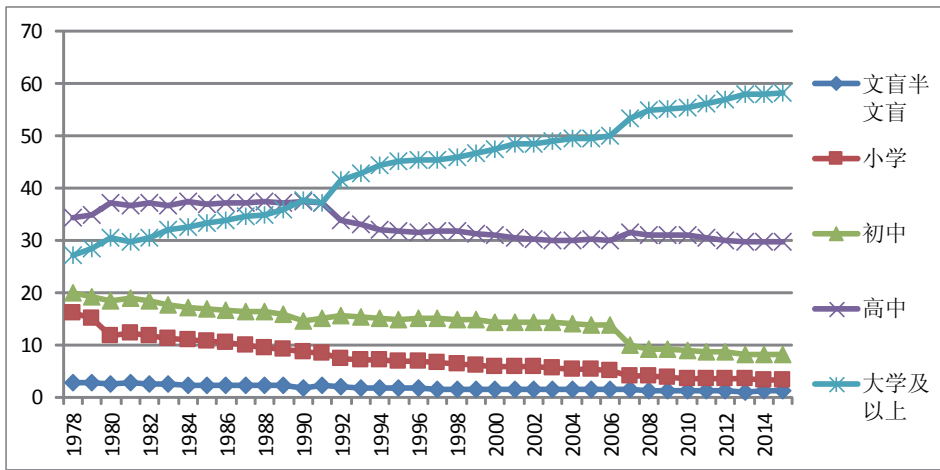


图1 1978—2015年美国18岁及以上各教育层级人口比例(%)

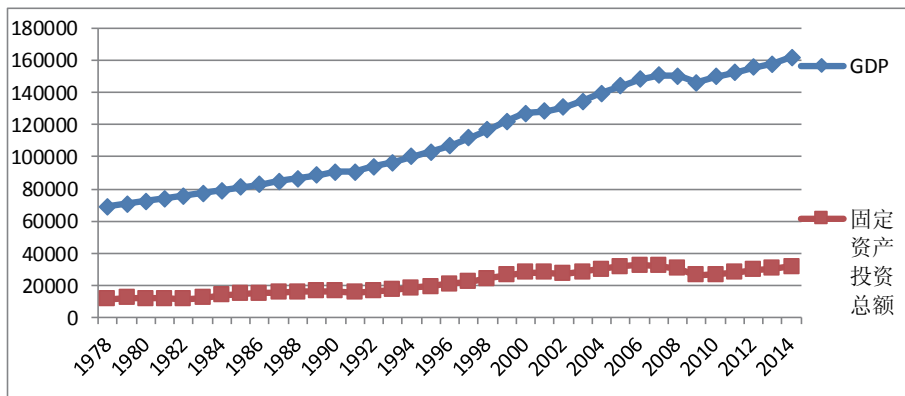


图2 1978—2014年美国历年GDP及固定资产投资总额(单位:亿美元)

美国国民生产总值年均增长率仍保持为2.44%，经济增长态势较为平稳。其中1990—2008年稳定增长，2008—2009年受金融危机影响，经济增长略有下降，但是2010年后又保持了以往稳定增长的态势。固定资产投资总额总体上也呈现出波浪形上升趋势，年均增长率为2.74%，从1990年的16542亿美元，占GDP18.25%上升至2014年的31611亿美元，占GDP比为19.57%，基本保持了和GDP同步增长的趋势。

图3和图4分别报告了样本期间美国劳动力投入总体状况及1990年至2011年期间教育财政投入占GDP的比例。劳动力总数数据来源于世界银行，包括所有年满15周岁、符合国际劳工组织对从事经济活动人口所作定义的群体，其中缺失年份数据由年均增长率估算求得。

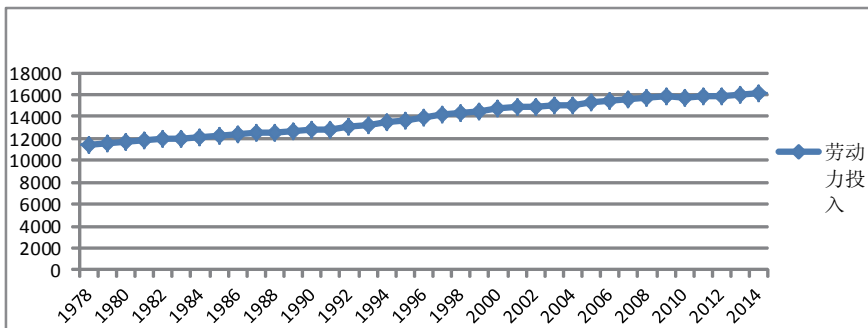


图3 1978—2014年美国历年劳动力投入(万人)

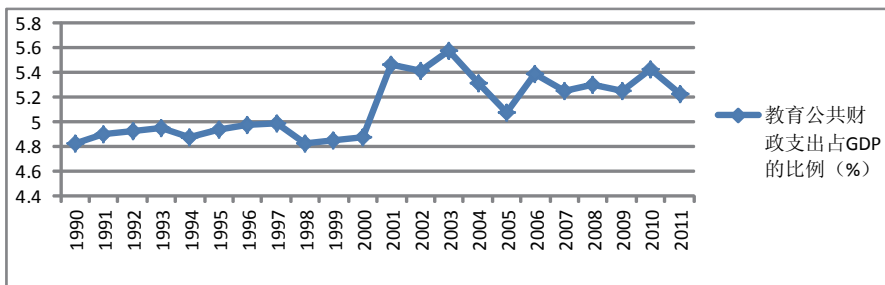


图4 1990—2011年美国历年教育公共财政支出占GDP的比例(%)

由图3、4可知,劳动力总人数增长趋势相对平稳,年均增长率不到1%,基本保持在1.2—1.6亿人口之间。美国在教育领域的公共支出上升趋势较为明显,由1990年的4.82%上升到2011年的5.22%,年均增长率为2.89%,高于经济增长和固定资产投入的年均增长速度。

四、结果分析

(一)教育基尼系数的估计

一般而言,平均受教育年限越高的国家,其教育公平程度越高。表1为美国1978—2015年18岁及以上人口平均受教育年限和教育基尼系数的估算结果。由表可知,从1978年到2015年,美国成人平均受教育年限逐年提高,从1978年的11.530年提高到2015年的13.881年,提高了2.351年。随着居民平均受教育年限的提高,教育基尼系数呈逐年下降趋势,从1978年的0.167降低到2015年的0.100,降低了0.067。这说明美国义务教育、高中教育普及化程度高,教育发展水平较高,教育公平程度越来越高。随着高中

教育的普及,美国高等教育正由大众化向普及化迈进。进一步分析发现,美国教育基尼系数虽然整体上呈现不断下降的趋势,但在不同时期下降的速度存在差异。在1978—1988年间,美国教育基尼系数下降趋势明显,从1978年的0.167下降到1988年的0.142,年均减速1.61%;在1988—1998年间,教育基尼系数下降速度略为平缓,从1988年的0.142下降到1998年的0.126,年均减速为1.19%;在1998—2008年间,教育基尼系数明显下降,从1998年的0.126下降到2008年的0.107,年均减速为0.162%;21世纪10年代以后,教育基尼系数下降空间有限,年均减速不够1%。目前美国教育基尼系数已经接近0.1,下降空间有限,在未来一段时期内进一步提高教育公平指数可能会面临困难和挑战。

表1 美国教育基尼系数和平均受教育年限

年份	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Egini	0.167	0.164	0.152	0.155	0.152	0.151	0.148	0.148	0.146	0.144
AveY	11.530	11.646	11.967	11.874	11.967	12.069	12.137	12.181	12.234	12.296
年份	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Egini	0.142	0.142	0.136	0.139	0.135	0.133	0.132	0.130	0.130	0.128
AveY	12.344	12.406	12.574	12.520	12.761	12.845	12.916	12.963	12.983	13.006
年份	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Egini	0.126	0.125	0.124	0.123	0.123	0.122	0.120	0.120	0.119	0.110
AveY	13.059	13.112	13.157	13.196	13.201	13.240	13.283	13.280	13.315	13.584
年份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Egini	0.107	0.106	0.105	0.103	0.102	0.100	0.100	—	—	—
AveY	13.676	13.687	13.714	13.766	13.798	13.865	13.881	—	—	—

注:文盲半文盲人口包括没有上学和上学1—4年级人口,小学学历人口包括上学5—8年的人口,初中学历人口包括上学9—11年人口,高中学历人口包括12年高中毕业人口,大学及以上人口包括各类型大学、硕士研究生和博士研究生人口合计比例;美国平均受教育年限=2.5*文盲半文盲人口比例+6.5*小学学历人口占比+10*初职学历人口占比+12*高中学历人口占比+16*大学及以上人口占比;2006年以后的数据为18岁及以上人口,2006年及以前的数据为15岁及以上的人口。

(二)基于生产函数和VAR模型的协整分析

表2报告了美国GDP与各生产要素的相关性结果。显然,美国经济增长(GDP)、固定资产投入(K)、劳动力(L)和平均受教育年限(AveY)之间呈显著正相关,相关系数均在0.8以上,这说明经济增长与物质资本投入、劳动力和教育投入之间关系紧密,相互促进。教育公平(Egini)与经济增长

(GDP)、固定资产投入(K)、劳动力(L)和平均受教育年限(AveY)之间显著负相关,相关程度都在75%以上,这说明教育基尼系数越大,教育越不公平,经济增长和固定资产投入、劳动力数量和教育投入也会受到负面影响;反之教育基尼系数越小,教育越公平,会促进经济增长、固定资产投入、劳动力参与和教育投资力度。

表2 美国GDP和各投入要素的相关性

变量	GDP	Egini	K	L	AveY
GDP	1	-0.927***	0.952***	0.996***	0.947***
Egini	-0.927***	1	-0.779***	-0.937***	-0.992***
K	0.952***	-0.779***	1	0.938***	0.819***
L	0.996***	-0.937***	0.938***	1	0.960***
AveY	0.947***	-0.992***	0.819***	0.960***	1

注:***表示在0.01水平上(双侧)显著相关,**表示在0.05水平上(双侧)显著相关,*表示在0.1水平上(双侧)显著相关。

现代经济计量学以非平稳、非对称、非线性为特征,以一定的经济理论为基础,选择更加科学的方法和评价指标体系,建立拟合与预测精度均较高的模型,对宏观经济政策进行经济模拟分析。因而在我们对经济变量的时间序列进行最小二乘回归分析之前,首先进行了单位根检验以判别序列的平稳性。对于美国GDP与投入的固定资产总额、劳动力人口总额和平均受教育年限的变量数据,我们采用Dickey和Fuller对单位根的研究来讨论各变量的单整阶数,ADF单位根检验的结果见表3。表3说明这些数据本身均为非平稳时间序列,不能使用传统计量经济学理论来构建模型,需要使用协整理论及向量误差修正模型(VECM)来研究美国经济增长与教育公平之间的长期动态均衡关系。

表3 各变量单位根检验报告

变量	ADF 统计值	检验形式	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	Prob.	结论
LnGDP	-0.815	(C, T, 0)	-3.633	-2.948	-2.613	0.802	不平稳
Egini	-1.309	(C, T, 0)	-3.627	-2.946	-2.612	0.614	不平稳
LnK	-0.891	(C, T, 0)	-3.633	-2.948	-2.613	0.779	不平稳
LnL	-1.212	(C, T, 0)	-3.633	-2.948	-2.613	0.658	不平稳
AveY	1.646	(C, T, 0)	-3.627	-2.946	-2.611	0.449	不平稳

续表

变量	ADF 统计值	检验形式	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	Prob.	结论
LnGDP(-2)	-7.965	(C, 0, 2)	-3.639	-2.951	-2.614	0.000	平稳
Egini(-2)	-7.733	(C, 0, 2)	-3.646*	-2.954*	-2.616	0.000	平稳
LnK(-2)	-7.081	(C, 0, 2)	-3.639***	-2.951**	-2.614*	0.000	平稳
LnL(-2)	-8.388	(C, 0, 2)	-3.639***	-2.951**	-2.614*	0.000	平稳
AveY(-2)	-8.147	(C, 0, 2)	-3.646***	-2.954**	-2.616*	0.000	平稳

注: 检验类型(C, T, N)中C表示带有常数项, T表示带有时间趋势项, N表示所采用的AIC自动确定的滞后阶数。*、**、***分别表示10%、5%和1%显著水平下检验值是显著的, 无标志说明检验值不显著, 临界值对应的显著水平均为Mackinnon协整检验临界值; LnGDP(-2)表示LnGDP的二阶差分, 其余依次类推。

表4报告了Johansen(1988)框架下协整检验结果。迹检验结果表明变量在1%的显著性水平上样本变量至少存在4个协整关系, 而最大特征根检验表明各变量在1%显著性水平上至少存在3个协整方程, 在10%的显著水平上至少存在4个协整方程。因此, 迹检验和最大特征根检验表明各变量之间至少存在3个协整方程, 各变量皆为2阶, LM检验显示VAR残差之间没有序列相关。

表4 协整检验报告

迹检验(Trace Statistic)					样本区间
H0: rank=r					
r=0	r≤1	r≤2	r≤3	r≤4	
169.913***	100.631***	59.626***	30.525***	11.808	
特征根检验(Max-Eigen Statistic)					1978—2014
H0: rank=r					
r=0	r≤1	r≤2	r≤3	r≤4	
69.282***	41.005***	29.101***	17.717*	11.752	

注: ***表示在1%的显著水平拒绝原假设。

协整检验已经检验出LNGDP、LNK, LNL、Egini和AveY之间存在协整关系。根据格兰杰定理, 一组具有协整关系的变量一定具有误差修正模型ECM的表达式存在。根据扩展的生产函数模型(式(7))对其进行回归, 向量误差修正模型估计结果见表5。

表5 向量误差修正模型回归结果

变量	系数	标准误	t 值
CointEq1	-0.087	0.0434	1.995
LNGDP(-1)	0.042	0.326	-0.075
LNGDP(-2)	0.011	(0.265)	-0.282
Egini(-1)	4.19	6.202	2.558
Egini(-2)	20.56	7.026	1.980
Eginisquare(-1)	-2.50	20.330	-2.566
Eginisquare(-2)	-72.54	23.741	-2.088
LNK(-1)	0.044	0.076	0.964
LNK(-2)	-0.064	0.071	0.207
LNL(-1)	0.066	0.753	-0.508
LNL(-2)	1.036	0.624	1.988
AveY(-1)	-0.009	0.076	-0.175
AveY(-2)	-0.003	0.077	-0.583
C	0.024	0.007	3.486

R-squared 0.956, Adj. R-squared 0.923, F-statistic 2.858, Log likelihood 114.283

各变量的长期协整关系见表6。

表6 变量长期协整模型回归结果

变量	系数	标准误	t 值
Edu(-1)	-6.520	11.824	3.545***
EDUSQUARE(-1)	-30.135	59.704	-2.295
LINK(-1)	0.458	0.192	-2.653
LNL(-1)	0.381	1.175	-0.334
AveY(-1)	0.220	0.228	0.898
C	0.9263		

根据 Wickens 的研究, 协整对应调整系数的符号及其显著性是一个重要的帮助识别依据。在 VECM 模型中, 为反映对偏离长期均衡关系的情况进行调整的负反馈机制, 相应的调整系数必须在符号上为负, 同时统计检验显著。表5显示反映了各变量的长期关系, 误差修正项中系数-0.087, 其为负, 符合反向修正机制, 由此可知 GDP 变动受到协整方程的约束, 对长期均衡关系

的偏离会在下一期得到修正,即如果上一期 GDP 产出偏低,则本期 GDP 就会相应增高;反之,则相反,从而保证了 GDP 与教育公平等变量之间关系不会明显偏离长期均衡状态。系数的大小反映了对偏离长期均衡的调整力度,从系数估计值 -0.087 看,调整力度并不是很大,这说明对于教育公平指数的波动,通过 GDP 与教育公平等变量之间的这种长期均衡机制进行自动调节非常缓慢,需要一个长期调整的过程。从短期波动来看,教育基尼系数的系数为 4.19 ,教育基尼系数平方项的系数为 -2.50 ,说明短期内 GDP 与教育公平及其平方项分别具有同向与反向变动趋势。教育基尼系数每增加 1% ,导致 GDP 增加 4.19% 。

表 6 显示,回归系数通过了显著性检验, $R^2=0.95672$,F 值大于临界值也通过检验,说明回归方程具有显著性,表明方程成立。从长期看,教育基尼系数增加 1% ,会导致 GDP 降低 6.520% ,说明教育基尼系数与 GDP 具有反向变动关系。教育基尼系数平方项系数为 -30.135 ,说明美国教育基尼系数和经济增长拟合曲线呈现“倒 U 型”结构。当教育基尼系数在一定范围内,经济增长随着教育基尼系数的增长而增长,但是当教育基尼系数超过一定程度时,经济增长随着教育基尼系数的增长而下降。根据二次扩展生产函数模型协整方程式,模拟出如图 5 所示的经济增长和教育基尼系数变化趋势图。从图可以看出,当教育基尼系数大于 0.10 时,GDP 随着教育基尼系数的增大而下降。美国教育基尼系数于 2013 年达到了 0.1 ,在接下来的两年都保持 0.1 的水平,这说明美国教育公平指数已经达到了有利于经济增长的拐点,进一步降低教育基尼系数虽然有利于经济增长,但难度较大。

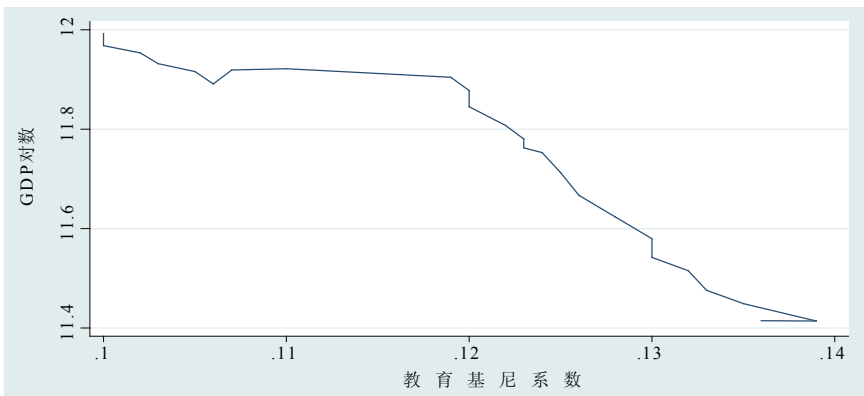


图 5 美国经济增长和教育基尼系数的变动关系

表 7 报告了美国教育公平与经济增长的 VAR 模型回归结果。研究选取教育基尼系数作为教育公平的代理变量,选取 GDP 作为经济增长的代理变

量,以经济增长和教育公平作为内生变量建立 VAR 模型,并通过格兰杰因果关系检验对这两个变量之间的依存关系进行分析。由前所述,VAR 模型在 1% 的显著性水平下满足滞后二阶同阶单整,即 I(2)。由表可知,经济增长不仅受到教育基尼系数滞后二阶的负向影响,而且受到经济增长滞后二阶的负向影响。前二期教育基尼系数上升 1 个单位,经济增长将降低 7.981 个单位。对于教育公平而言,经济增长滞后二期对教育公平具有显著正向影响,滞后一期则具有正向影响,而前期的教育公平对当期的教育公平均具有正向作用,这说明教育公平的改善是一个长期推动的过程。

表 7 美国教育公平与经济增长 VAR 模型回归结果

	GDP	Egini
GDP(-1)	1.417 (0.269) [5.264]	-0.022 (0.048) [-0.458]
GDP(-2)	-0.387 (0.287) [-1.345]	0.002 (0.051) [0.034]
Egini(-1)	12.048 (7.134) [1.689]	1.799 (1.263) [1.425]
Egini(-2)	-7.981 (6.988) [-1.142]	0.195 (1.258) [0.155]
C	-4.321(3.059) [-1.412]	0.373 (0.549) [0.679]
R ²	0.998	0.990
chi ²	5313	986
p	0.000	0.000

注释:括弧内为标准误,中括弧内为 T 统计量。

表 8 报告了基于 VAR 模型的格兰杰因果关系检验结果。由检验结果可知,在近 5% 的显著性水平下,变量教育基尼系数相对于经济增长变量来说,检验统计量的相伴概率值为 0.0534,显然拒绝原假设,即教育公平是经济增长的格兰杰原因。而变量经济增长相对于教育基尼系数来说,在 1% 的显著性水平下,其相伴概率为 0.9937,我们要接受原假设,认为经济增长不是教育公平的格兰杰原因。因此,教育公平和经济增长之间没有显著的双向因果关系,而是单向因果关系,即教育公平对经济增长具有促进作用,而经济增长对教育公平的作用具有多向性。可能的原因是教育公平推动了社会流动,

进而推动经济的长期稳定增长；经济虽然增长了，但由于美国社会制度性障碍，导致收入差距进一步拉大，阻碍了社会流动，进而抑制了经济增长。

表 8 基于 VAR 模型的格兰杰因果关系检验

因变量：经济增长			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
Egini	4.969	2	0.0534
All	21.234	10	0.0195
因变量：教育公平			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
GDP	0.0127	2	0.9937
All	31.115	10	0.006

五、经验启示

研究得到如下结论：第一，教育公平推动经济增长吗？美国经验研究得到的答案是：从长期看，教育公平对经济增长具有显著的积极作用，表现为教育公平产出弹性系数显著为负；从短期来看，教育公平对经济增长具有反向作用，表现为教育公平产出弹性系数显著为正。这一研究结论进一步验证了库兹涅茨(Kuznets, 1955)提出的收入分配不平等程度和经济发展水平关系的倒 U 型理论。这一研究结果与 Benhabib 和 Spiegel (1994)、Pritchett (1997)、Topel (1999) 以及姚益龙 (2005) 的相关研究基本相似。第二，美国教育公平与经济增长之间存在单向因果关系。从长期来看，教育公平对经济增长具有显著的格兰杰因果关系，但经济增长对教育公平的推进并没有显著的格兰杰因果关系。第三，由于研究目的和协整方法论的限制，同时对美国国情并没有深入细致的观察和了解，因此，本文仅提供样本国家——美国教育公平对经济增长贡献的相应证据，没有提出具体的政策建议。

目前中国经济正处于高速增长长期，同时也处在产业转型升级、跨越“中等收入陷阱”的关键时期，因此美国的经验值得我们反思。相关研究表明，中国目前的教育基尼系数为 0.218，与美国的 0.10 比较，差距较大，根据基尼系数与经济增长呈现出的“倒 U 型”结构，进一步扩大教基尼系数，必将导致教育的不公平，并致使中国掉入“中等收入陷阱”。在过去的 30 年中，尽管中国教育公平取得了举世瞩目的成就，为经济与社会发展提供了强大的人才资源支持。但是提供优质而公平的各级教育仍然是我国政府面临的突出问题。

为此我们特提出如下几个政策建议。一是进一步加大教育经费投入力度，拓宽教育经费筹集路径，大力发挥社会、企业、个人和校友捐资助学积极性，适当减缓固定资产投资速度，保证教育经费增长幅度高于国民经济增长的速度。从美国生产要素投入趋势看，其教育投入保持了明显的增长态势，而且教育投入增长速度高于经济增长和固定资产投入增速。二是在贯彻实施九年义务教育基础上，建立完善财政转移支付制度、加大对落后地区的教育补助，优化教育资源配置，促进教育均衡发展。通过财政转移支付补充地方财力、落实政府在落后地区的教育支出责任、弥补教育收益外溢成本。三是进一步优化教育拨款模式，将绩效纳入投资效益考核范畴，增强拨款的透明度和科学性，促进效率与公平，让有限的资源能够发挥出最大的作用。四是加快步伐，分阶段逐步普及高中教育。观察美国教育数据，在过去30多年美国国民平均受教育年限基本保持在12—13年间，其中高中阶段教育起了承上启下的作用，从而有力地促进了美国经济发展，维持其世界第一大经济体的强劲实力。最后是高等教育办学体制多元化，推动多种形式的高等教育发展，努力提高教育公平和人力资本水平。考察美国的高等教育，我们发现美国接受高等教育人口比例迅速提高，很大程度得益于其多元化的高等教育体系和自由学习制度。美国拥有多种大学类型，既包括综合性大学、文理学院，也涵盖数量众多的社区学院，教育对象既面向全日制学生，又聚焦在职工作者。自由多元的学制给予了学生充分的学习自主权，减轻了人们接受教育的机会成本，大大满足了人们对接受高等教育的多样化需求，全面提升了人口素质和人力资本积累水平，为经济增长提供了源源不断的智力支持。

[参考文献]

- 柏拉图，2010：《理想国》，顾寿观译，长沙：岳麓书社。
- 陈中原，2000：《教育平等的经济效益——读美国兰德公司报告札记》，中国教育报，2000年9月24日。
- 大卫·李嘉图，2014：《经济学及税赋之原理》，郭大力、王亚南译，上海：三联书店。
- 甘永涛，2012：《〈改革蓝图〉：促进美国教育公平的政策》，《中国民族教育》第2期。
- 罗尔斯，2009：《正义论》，何怀宏、何包钢、廖申白译，北京：中国社会科学出版社。
- 世界银行，2006：《2006年世界发展报告：公平与发展》，北京：清华大学出版社。
- 舒尔茨，1982：《教育的经济价值》，曹延亭译，长春：吉林人民出版社。
- 托尔斯顿·胡森，1989：《平等——学校和社会政策的目标》著，张人杰译，上海：华东师范大学出版社。
- 薛二勇，方展画，2007：《美国教育公平发展中的补偿性政策——以〈初等与中等教育法〉颁布四十余年的政策实践为例》，《教育发展研究》2007年第19期。

- 亚当·斯密, 2008:《国民财富的性质和原因》, 郭大力、王亚南译, 北京: 商务印书馆。
- 姚益龙, 林相立, 2005:《教育对经济增长贡献的国际比较: 基于多变量 VAR 方法的经验研究》, 《管理世界》第 10 期。
- 约翰·凯恩斯, 2009:《就业、利息与货币通论》, 陆梦龙译, 北京: 中国社会科学出版社。
- Barro, R. J. , 2000, “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, 5(1): 5—32.
- Benhabib, J. and M. Spiegel, 1994, “The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data”, *Journal of Monetary Economics*, 43(2): 143—174.
- Hall, S. G. and M. Wickens, 1993, “Causality in Integrated Systems”, *Discussion Paper*, No. DP2793, Centre for Economic Forecasting, London Business School.
- Hall, S. G. and A. Milne, 1994, “The Relevance of P-star Analysis to UK Monetary Policy”, *The Economic Journal*, 104(5): 597—604.
- Johansen, S. , 1988, “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 43(12): 231—254.
- Kuznets, S. , 1955, “Economic Growth and Income Inequality”, *The American Economic Review*, 45(1): 1—28.
- Lucas, R. E. , 1998, “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22(3): 3—42.
- Trow, M. , 1973, “Problems in the Transition from Elite to Mass Higher Education”, Conference on Future Structures of Post-Secondary Education, Paris , 26th ~ 29th June 1973.
- Osterwald-Lenum, M. , 1992, “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the ML Cointegration Rank Test Statistics”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(2): 461—472.
- Perotti, R. , 1996, “Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say”, *Journal of Economic Growth*, 1(2): 149—187.
- Persson, T. and G. Tabellini, 1994, “Is Inequality Harmful for Growth?”, *The American Economic Review*, 84(1): 600—621.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, 1994, “Long-run Structural Modelling”, Mimeo, University of Cambridge.
- Pritchett, L. , 1997, “Where has all the Education Gone?”, *Policy Research Working Paper*, The World Bank, Washington D. C.
- Psacharopoulos, G. and A. M. Arriagada, 1986, “The Educational Attainment of the Labor Force: An International Comparison”, The World Bank.
- Romer, P. M. , 1990, “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*,

- 98(5): 71—102.
- Solow, R. M. , 1956, “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 70(2): 65—94.
- Thomas, V. , et. al. , 2003, “Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education for 140 Countries, 1960—2000”, *Journal of Educational Planning and Administration*, 17(1): 5—33.
- Toda, H. Y. and C. B. Phillips, 1993, “Vector Auto Regression and Causality”, *Econometrica*, 61(6): 1367—1393.
- Topel, R. , 1999, “Labor Markets and Economic Growth,” In O. Ashenfelter & D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North Holland.
- Wickens, R. W. , 1996, “Interpreting Cointegrating Vectors and Common Stochastic Trends”, *Journal of Econometrics*, 74(6): 255—271.

Does Education Equity Promote the Economic Growth? An Empirical Analysis Based on Data from 1978 to 2015 in the United States

XU Chang-qing¹, ZHOU Li-ping²

(1. Department of Public Management/School of Government, Sun Yat-sen University;

2. School of Education, Peking University)

Abstract: Based on the U. S. census data and the World Bank data during 1978—2015 and using the method of production function model and multivariate VAR model, this paper gives an evidence between education and economic growth in the U. S. . The results show that: firstly, the rate of population attained higher education is increasing with a rapid speed, the degree of universalization of education is high and education gini coefficient showed a trend of decline. Secondly, the relationship between education gini coefficient and economic growth assumed a “inverted U” shape. In the short term, education equity have reverse effect on economic growth; while in the long run, education equity has significant positive effects on economic growth. Thirdly, there is a one-way causal relationship between economic growth and education equity, that is education equity has a significant Granger causality to the economic growth. The possible reason is that education equity may promote the social mobility and then promote the long-term economic growth stability. But economic growth has no significant Granger causality to the education equity. (下转第 62 页)