

【国民经济】

收入分配的库兹涅茨倒U曲线

——跨国横截面和面板数据的再实证

邵红伟^{1,2}, 靳涛¹

(1. 厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005;
2. 澳大利亚国立大学商学和经济学院, 澳大利亚 堪培拉 2601)

[摘要] 一个经济体现代化进程中的收入分配如何演变是学术界持续争论的问题。本文先从现代化进程中的二元结构转变和制度变迁角度对收入分配的库兹涅茨倒U曲线作理论说明。面对收入分配的库兹涅茨倒U曲线持续矛盾的实证结果,在 Ahluwalia 开创性地采用跨国数据回归倒U曲线 40 年后,本文利用世界银行 WDI 数据库中 149 个国家和地区 1981—2013 年的国际横截面和面板数据,使用混合回归、固定效应、差分 GMM 和系统 GMM 等多种估计方法对倒U曲线进行再实证,结果显示:最新的数据和方法仍然支持倒U曲线,说明收入分配的库兹涅茨倒U曲线揭示了人类社会现代化进程中收入分配演变的一般趋势。在此基础上,本文分析了倒U曲线在中国的实践,发现中国大致在 2011 年以后已经进入库兹涅茨拐点区,收入差距会在一定时期内维持稳定。只要在现代化进程中继续加快结构转变和制度完善,收入差距有望逐渐缩小。

[关键词] 收入分配; 库兹涅茨倒U曲线; 拐点区; 跨国数据

[中图分类号]F061.3 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)04-0022-17

一、问题提出

公平合理的收入分配是人类经济活动的一大基本目标,经济发展是否必然带来收入分配的改善呢? Kuznets^[1]最早对该问题做出了回答,认为在人类社会由前工业文明向工业文明快速转型的经济增长早期阶段,收入分配差距会持续扩大,然后保持一段时间的稳定,在后半阶段会逐渐缩小。这被学者们称为“收入分配的库兹涅茨倒U曲线”,成为后来研究经济发展过程中收入分配演变的范式,很多学者对该理论进行了大量实证检验。Kravis^[2]最早用包含发达国家和发展中国家的十国数据所做的比较分析支持了库兹涅茨假说。Paukert^[3]观察多国收入分配数据发现,尽管一些国家收入差

[收稿日期] 2016-01-12

[基金项目] 国家留学基金管理委员会“2015 年国家建设高水平大学公派研究生项目与澳大利亚国立大学合作协议”(批准号 201506310141);国家社会科学基金重大项目“经济持续健康发展与收入倍增计划的实现路径研究”(批准号 13&ZD029)。

[作者简介] 邵红伟(1988—),男,云南师宗人,厦门大学经济学院、澳大利亚国立大学商学和经济学院联合培养博士研究生;靳涛(1965—),男,山东嘉祥人,厦门大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:邵红伟,电子邮箱:hongwei.shao@anu.edu.au。

距可能短期维持稳定,有的甚至短暂恶化,但长期趋势是趋于下降的。Ahluwalia^[4,5]用60个包含发展中国家、发达国家和社会主义国家的数据进行回归分析,结果很好地支持了倒U曲线。Saith^[6]则指责了用跨国横截面数据检验时间序列倒U曲线的方法。Lecaillon^[7]的实证研究发现,样本构成的很小变化或者个体观测值的细微调整会使倒U曲线在统计上消失。陈宗胜^[8]综述了早期的实证文献,发现所有的跨国横截面数据都支持倒U曲线,发达国家和发展中国家发展初期的时间序列数据显示出收入差距上升的趋势,发达国家当代的时间序列数据显示出收入差距下降的趋势,综合来看,支持倒U曲线的论证更为充分。一些学者对发达国家的历史研究发现,美国和英国的收入差距演变很符合倒U曲线,而对日本、澳大利亚、瑞典的历史考察并没有发现倒U曲线^[9]。Deininger and Squire^[10,11]用其数据并没有很好地验证倒U曲线,支持和反对库兹涅茨倒U曲线的国家数量基本一样多。Huang and Lin^[12]用半参数贝叶斯推断方法证实了倒U曲线,只是收入差距随经济增长先上升很小后就开始下降了。Theyson and Heller^[13]用人类发展指数、预期寿命、教育水平衡量发展水平的实证研究并没有支持倒U曲线,而是S曲线。

库兹涅茨倒U曲线的实证结果是持续矛盾的,从来没有得出一致的结果。在目前已有实证中,影响最大的是Ahluwalia^[4,5]把跨国数据的回归分析引入倒U曲线的实证,开创了后来众多学者实证库兹涅茨倒U曲线的跨国数据回归分析方法。其所用样本为60个国家在20世纪六七十年代不同年份的收入份额数据,而时隔40多年后,关于倒U曲线的实证则有了更长时期、更高质量的数据和更加先进的分析方法,这些数据和方法是否仍然支持倒U曲线呢?为此,本文扩充数据,利用世界银行WDI数据库中149个国家和地区1981—2013年的国际面板数据,同时将收入份额指标扩展到基尼系数指标,使用混合回归、固定效应、差分GMM、系统GMM等多种回归估计方法进行了尝试。在理论解释上,本文按收入差距的形成原因,从自然性收入差距、结构性收入差距和制度性收入差距的新视角,解释了库兹涅茨倒U曲线。

二、理论分析:现代化进程中的二元结构转变和制度变迁

关于倒U曲线的理论分析,Kuznets^[1]认为收入差距在现代化前期扩大主要是由于储蓄集中于富裕阶层、工业化和城市化不断发展;在后期缩小主要是由于政府干预、人口结构变动、技术进步和新兴行业的不断出现。之后,Robinson^[14]、Anand and Kanbur^[15]、陈宗胜^[16]、Ogwang^[17]、Galor and Tsiddon^[18]、Acemoglu and Robinson^[19]、Korzeniewicz and Moran^[20]从不同角度对倒U曲线进行了逻辑论证。对倒U曲线的理论分析,从Kuznets开始就大致遵从结构转变和制度变迁两条路径,本文也将基于现代化进程中的结构转变和制度变迁,对倒U曲线给出理论说明。

收入分配差距是人们在一定的社会经济环境中进行生产和分配活动的结果,社会经济环境中的制度、技术、结构等是形成收入差距的根源,生产和分配活动中财产收入和劳动收入以及在此基础上发生的转移收入是形成收入差距的直接原因。对于一个生产单位或者整个经济体,产出 Y 可以表示为:

$$Y=F(K,L) \quad (1)$$

其中, K 代表财产类要素的投入,包括自然资源和物质资本; L 代表劳动类要素的投入,包括劳动力、人力资本、企业家才能等;生产函数 F 代表把资本和劳动变为产出的可利用的技术。新古典分配理论认为,在不考虑货币的实体经济中,如果经济环境是完全竞争的,追求利润最大化的企业将按照实际要素价格等于要素边际产量的原则决定雇佣资本和劳动的数量。这样,每种生产要素得到的报酬就等于该生产要素的边际产出,企业向资本所有者支付的实际租赁价格 R 和向劳动者支付

的实际工资 W 可分别表示为:

$$R=MPK=\frac{\partial F(K,L)}{\partial K}, W=MPL=\frac{\partial F(K,L)}{\partial L} \quad (2)$$

根据欧拉定理,在假设生产函数规模报酬不变的情况下,有产品分配净尽定理:

$$Y=F(K,L)=R \times K+W \times L \quad (3)$$

因此,在生产过程中,财产所有者获得了财产收入 $R \times K$,劳动所有者获得了劳动收入 $W \times L$,财产收入和劳动收入的总和刚好为一个经济体的总产出。每个家庭财产收入和劳动收入的总和形成其总收入,各个家庭总收入的相对分布形成一个经济体的初次分配结果,初次分配奠定了一个经济体收入分配的基本格局。在初次分配的基础上,收入在各个家庭之间的转移形成转移收入,转移收入对各个家庭可能是正也可能是负,可能是自愿的也可能是非自愿的;既包括政府通过税收和转移支付进行的合法转移,也包括偷盗、抢劫、行贿等非法转移;既可能是对社会有利的从高收入人群向低收入人群的正向转移,也可能是对社会有害的从低收入人群向高收入人群的逆向转移。一个经济体的整体收入差距是由财产收入、劳动收入和转移收入的差异综合形成的。财产收入差异是由人们占有自然资源和物质资本的差异形成的,初始产权界定平等与否会有重要影响;劳动收入差异是由于人的综合素质差异导致生产能力不同而形成的,而人的综合素质是由先天禀赋、后天努力和一定的营养、健康和教育形成的,其中人的禀赋是自然形成的,而人力资本形成所需的营养、医疗和教育条件则与制度完善程度有关;转移收入的性质和规模主要是由一个经济体的制度决定的,一个制度完善的社会大多发生的是自愿合法进行的从高收入人群向低收入人群的转移。另外,由于地理位置、生产内容和技术水平等差异,不同行业、不同地区、城乡之间经济活动的财产收入和劳动收入也会有差异,会形成结构性收入差距。由此可见,财产收入跟制度和结构有关,劳动收入跟自然、制度和结构有关,转移收入跟制度有关。根据收入差距的形成原因,收入差距可分为自然性收入差距、制度性收入差距、结构性收入差距和其他收入差距,其中自然性收入差距是客观的,结构性收入差距是由技术创新所导致的结构变动引起的,制度性收入差距是由经济体的制度变迁引起的,其他收入差距代表了不能被以上三类收入差距解释的、由一个经济体内部的随机冲击和特殊因素引起的收入差距,一些特殊冲击如战争、政权更迭、社会改革等会急剧地改变一个社会的收入分配状况,其影响甚至在短期会超过前三类收入差距。一个稳定而正常运转的社会的收入差距主要是由前三类收入差距形成的,现代化进程中的收入分配演变主要是由结构性收入差距和制度性收入差距的演变决定的。以下分别分析这四类收入差距及其对形成倒U曲线的解释。

1. 由禀赋和努力差异形成的自然性收入差距

在市场经济中,每个成员的收入取决于个人能力所决定的其对社会的贡献,其生产能力越强,报酬越高;生产能力越弱,报酬越低。如果每个个体获得营养、健康和教育的条件和条件完全公平,个人能力的形成是在一定的先天禀赋基础上经后天努力形成的,根据生物学和社会学解释,每个人在智力、健康等先天禀赋和后天努力上都是有差异的,这决定了个人能力也是有差异的,由此形成的自然性收入差距在任何一个市场经济国家都是不可避免的。自然性收入差距与倒U曲线的形成并没有必然的联系,但这却是形成一切收入差距的基础。如果一个社会的制度完全公平,该社会的收入分配会基本与个人能力的分布相吻合,服从正态分布;而且随着个人努力和能力的改变,特别是代际转换,收入分配会表现出完全的流动性,所以,自然性收入差距是被人们所接受的。现实中的收入分配之所以不合理,主要是由于技术创新所引起的结构性收入差距和制度不公所引起的制度性收入差距的存在,这两种因素的演变正是导致倒U曲线形成的主要力量。

2. 由技术创新引起的结构性收入差距

现代化是一个由传统向现代发展的过程,传统社会以农村和农业为主,一个经济体在现代化初期都存在着一个庞大的农村和农业部门,工业革命的发生使具有较高生产能力的机器首先在城市的工业部门中得到使用,在工业革命下的技术创新中,经济体的经济活动被分成两部分:生产力较低的以农村和农业为代表的传统部门和生产力较高的以城市和工业为代表的现代部门^[21]。由于现代部门的边际生产力远远高于传统部门,无论财产收入还是劳动收入,现代部门人群都高于传统部门人群,现代部门形成“领跑”的力量,传统部门形成“追赶”的力量,现代部门会吸引传统部门的资本和劳动去获得更高的收入,现代化的过程就是资本和劳动不断由传统部门向现代部门转移和传统部门进行现代化改造的过程,整个经济体经历着工业化和城市化的结构转变。一般情况下,在很长一段时期内,首先进入现代部门的人群获得了比传统部门高得多的收入,“领跑”的力量强于“追赶”的力量,随着越来越多的人进入现代部门获得高收入,而庞大的传统部门收入基本维持不变,收入差距迅速拉大。随着现代化持续推进,越来越多的资本和劳动由传统部门进入现代部门,传统部门也通过技术变革和生产组织转变进行现代化改造,“追赶”的力量会逐渐超过“领跑”的力量,从现代部门的比重超过传统部门开始,由传统与现代的差距引起的整体收入差距达到最大后开始变小,使收入差距趋于下降。直到传统部门和现代部门的资本和劳动的边际生产力相等,资本和劳动的转移才会停止,工业革命引起的传统与现代的收入差距也归于零。这样,现代化进程中的结构变化会使收入差距呈现先上升后下降的倒U型走势,Kuznets^[1]用数值例子论证了该过程,Robinson^[14]、陈宗胜^[16]建立模型从逻辑上论证了这一过程。

3. 由制度公平与否形成的制度性收入差距

从制度性收入差距方面看,传统社会本身就是不平等的等级社会,受限制于物质基础,现代社会的平等制度需要经济发展到一定程度才能建立起来,传统社会遗留下来的不公平制度在一段时间内仍占优势,大部分资本被富人占有,普通劳动者在必要生活资料和医疗条件上得不到保证,底层穷人甚至在生存线上挣扎,营养不良、健康恶化,更没有良好的受教育机会,不完善的法律没有赋予全体社会成员平等的权利和义务,市场机会并没有向所有人平等开放,制度不公平的力量在结构变化的基础上进一步加剧了现代化初期收入差距的扩大。而到现代化后期,随着生产力的发展和物质基础的增强,经济体已有能力建立现代平等的社会制度,大部分经济体经历由传统等级社会到现代平等社会的制度变迁,公平的制度逐渐建立。低收入人群逐渐占有了一定的财产,获得了财产收入;各国逐步建立健全社会保障制度,如最低生活保障、最低工资法,并且发展公共医疗、公共教育,甚至建立福利国家,这使得普通劳动者生存和发展的权利逐步得到保障;原来的不平等制度也引起人们的反抗,人类文明理性的发展使得机会公平和对所有社会成员无歧视的制度被逐步确立,保证了人们行为权利的平等;现代化后期的政府也比以前更有能力对收入分配进行调节,通过税收和转移支付调高补低,而社会的慈善、捐助等三次分配也发展起来。上述这一切使现代化后期制度公平的力量逐渐超过制度不公平的力量,进一步使收入差距趋于缩小。由于制度的复杂性和难以量化,尚未有学者对制度变迁所引起的倒U型走势建立模型进行逻辑论证,大多只是通过历史分析和对现实的观察得出结论。Kuznets^[1]指出,随着从农村或国外到城市的外来人口对城市生活的适应,特别是下一代在城市出生的人口增长,低收入人群也能更好地争取自己的权利,最终形成有利于低收入人群的立法以保障其权利。

4. 由特殊冲击和特殊发展方式形成的收入差距特殊演变

一个经济体收入分配的演变是复杂的,除了正常的结构变化和制度变迁以外,还会受到一些特

殊冲击和特殊发展方式的影响,由于各个经济体自然条件、历史背景、制度环境、经济发展方式千差万别,收入分配演变不会表现出一致的变化轨迹,库兹涅茨倒 U 曲线也不必然在每个经济体都发生,即使发生,也会表现出不同的特征。美、英等发达国家在 20 世纪上半叶的收入差距下降也受战争和经济危机对富人财富削弱的影响,而信息革命和第三产业取代第二产业成为主导产业的新一轮结构调整使其收入差距近几十年重新趋于上升。另外,很多学者极大地称赞“亚洲四小龙”在“二战”后经济快速发展,已经实现现代化,但没有伴随收入差距的扩大,堪称“东亚奇迹”。中国台湾更是公平增长的典型,由于其在经济发展初期的土地和资本分布较为平均,以及发展劳动密集型产业和农村二、三产业这种有利于低收入劳动者就业的特殊经济增长方式,使其经济发展伴随着收入差距的下降^[2]。这些少数国家或地区的特殊冲击或特殊经济发展方式,由于其影响超过了正常的结构变化和制度变迁,导致倒 U 曲线失灵。

综上,自 1955 年收入分配的倒 U 曲线被提出至今,经过 60 年的争论、补充和完善,虽然部分特例挑战了库兹涅茨倒 U 曲线,但基于二元经济结构转变的逻辑推理和制度完善的总体趋势以及更多国家的实证结果仍然是支持倒 U 曲线的,说明现代化进程中客观存在产生倒 U 曲线的力量,库兹涅茨倒 U 曲线虽然并非经济发展过程中所有国家或地区收入分配演变的必然趋势,但其作为一般趋势对大部分国家现代化进程中的收入分配演变仍然具有很好的解释力。

三、模型和数据

收入分配的库兹涅茨倒 U 曲线是指一个经济体的收入分配随其从传统到现代的发展而呈现出倒 U 型走势。要实证检验倒 U 曲线,应该用每一个经济体的时间序列数据,但是各个国家从传统到现代的发展是漫长的,通常要一两百年以上,如此长时期的时间序列数据在现实中很难获得。如果可以把同一时期不同发展水平的经济体看成同一个经济体的不同发展阶段,即发达国家的今天就是发展中国的明天,那么,横截面数据和面板数据也可以用来近似验证倒 U 曲线。陈宗胜^[3]认为,虽然在进行收入差距倒 U 曲线研究时使用年度时序资料有绝对的优势,但横截面数据和面板数据在资料不充分的情况下也不失为一种可行的方法;只要收集到的数据包包含处在低、中、高不同发展水平或不同发展阶段上的国家,验证倒 U 曲线的数据库就是恰当的。关于世界各国的经济发展和收入分配演变,世界银行的世界发展指标(WDI)数据库进行了很好地统计,该数据库给出了 214 个国家和地区 1960—2013 年主要发展指标的统计数据。为了使数据具有较大的可比性,本文所用变量和数据全部来自 2015 年 3 月 12 日更新的 WDI 数据库。

1. 模型设定和变量定义

为了实证检验收入分配的库兹涅茨倒 U 曲线,本文设定如下回归模型:

$$Inequality_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Develop_{it} + \alpha_2 Develop_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,*Inequality* 是代表收入分配状况的一些指标,本文选取 WDI 数据库中的基尼系数(*gini*)、收入最高 20% 人口所占份额(*quintile1*)、收入最低 20% 人口所占份额(*quintile5*)来衡量一个经济体的收入分配状况;*Develop* 是代表人类社会从传统向现代发展的一些指标,本文选取 WDI 数据库中以 2005 年不变美元计算的净人均 GNI(*nnipc*)、非农产业占 GDP 的比重(*nonagri*)、城市人口占总人口的比重(*urban*)来衡量这一发展过程;*i* 代表国家或地区;*t* 代表时间,这里以 5 年为一个考察期; ε 代表随机误差项。下面对各变量分别作说明。

(1)被解释变量:收入分配指标。对于一个经济体的收入分配状况,公认度最高、最权威的莫过于基尼系数,本文选取基尼系数作为主要被解释变量。世界银行对各个经济体的基尼系数做了具有

较大可比性的估计,按其定义,基尼系数(*gini*)测度了一个经济体内个体或家庭之间收入分配偏离完全平等分配的程度;洛伦茨曲线从低到高刻画了收入的累计百分比对人口的累计百分比的变化,基尼系数是洛伦茨曲线与假想的完全平等线之间面积占完全平等线以下总面积的比例;基尼系数为0代表完全平等,基尼系数为100代表完全不平等^①。除了基尼系数能够较全面地衡量一个经济体的收入分配状况,用最富裕人口和最贫穷人口在总收入中所占份额也能够一定程度上反映一个经济体的收入分配状况。本文在用基尼系数作主要被解释变量的同时,还选取了WDI数据库中收入最高20%人口所占份额(*quintile1*)和收入最低20%人口所占份额(*quintile5*)作稳健性检验的被解释变量,收入最高20%人口所占份额通常在20—100之间取值,收入最低20%人口所占份额通常在0—20之间取值。

(2)解释变量:发展程度指标。对于一个经济体的发展程度,人均收入水平是最理想的刻画指标,本文选取了WDI数据库中以2005年不变美元计算的净人均GNI(*nnipc*)作为解释变量。WDI数据库中的GNI(即以前的GNP)是一国国民生产总值加上产品税,减去不包含在产值中的所有补贴,并加上从国外获得的净收入;GNI扣除固定资产折旧和自然资源损耗,就是调整后的净GNI,净GNI除以年中人口数量就是净人均GNI。由于生产力决定生产关系、经济基础决定上层建筑,一个社会的制度完善程度主要是由经济发展水平决定的,用净人均GNI解释收入分配,除了能够刻画整体收入差距的演变,也能够间接反映制度性收入差距的演变。从传统向现代的发展是一个从以农业为主导产业到以第二、三产业为主导产业的过程,也是一个城市化的过程,所以,本文除了用人均收入水平代表一个经济体的发展程度,还分别选取非农产业占GDP的比重(*nonagri*)和城市人口占总人口的比重(*urban*)作为解释变量,这直接反映了结构性收入差距的演变。非农产业占GDP的比重由WDI数据库中第二产业(*industry*)增加值占GDP的比重加上第三产业增加值占GDP的比重得到,城市人口占总人口的比重测度了按各国统计机构定义的生活在城市的人口占总人口的比例。

在人类社会由传统向现代发展过程中,传统与现代的并存,导致收入分配呈现倒U型走势,所以,分别选取人均收入水平、非农产业占比和城市化率等能够代表这一发展过程的指标作为解释变量。人均收入水平是一个综合性指标,能够较为全面地代表一个经济体的发展程度,非农产业占比和城市化率也能从侧面较好地代表这一发展过程。为了检验收入分配的倒U曲线,本文继续使用Ahluwalia^{4,5}的模型设定方法,把解释变量设为常数项加上发展指标及其平方项。当用基尼系数作被解释变量时,如果回归结果是发展指标的系数为正而发展指标平方项的系数为负,则说明收入分配呈现倒U型走势。如果在人类社会从传统向现代的发展过程中,收入分配的倒U曲线成立,那么,富人的收入份额会先提高后下降,而穷人的收入份额会先下降后提高,所以,当用收入最高20%人口所占份额作为被解释变量时,发展指标的系数应为正而平方项的系数应为负;当用收入最低20%人口所占份额作为被解释变量时,发展指标系数应为负而平方项系数应为正。综上,如果收入分配的库兹涅茨倒U曲线是正确的,本文实证结果的预期为:当用基尼系数和收入最高20%人口所占份额作被解释变量时,发展指标的系数为正,发展指标平方项的系数为负;当用收入最低20%人口所占份额作被解释变量时,发展指标系数为负,发展指标平方项系数为正。

2. 样本选取和数据处理

WDI数据库中的基尼系数和收入份额指标只在1981年后才有了较多数据,之前只有少量几个数据,最新数据截至2013年,因而本文所用数据的时间跨度为1981—2013年。在此期间,各经济体

^① 为了与WDI数据库保持一致,本文全部基尼系数用0—100之间的百分数衡量,引用的其他文献中以小数表示的基尼系数也直接转化为百分数形式。

的数据在各个年份也存在大量缺失值,因而本文的样本限定为有基尼系数的149个国家或地区。这样,根据基尼系数的可得性,本文选取WDI数据库中的149个国家和地区1981—2013年的数据来验证库兹涅茨倒U曲线。

本文对数据的处理并没有直接采用年份数据,而是通过取平均值的方式转化为时期数据,各个时期的数据以相应年份可得数据的均值来代表。本文以5年为一个考察期,时期1为1981—1985年,时期2为1986—1990年,时期3为1991—1995年,时期4为1996—2000年,时期5为2001—2005年,时期6为2006—2010年,时期7只有3年,为2011—2013年。通过这样的处理,所有变量的数据转化为149个国家和地区1—7期的国际面板数据。之所以要通过取均值将年份面板数据转化为时期面板数据,主要基于以下三方面考虑:①经济发展与收入分配的关系是一种长期关系,经济发展所带来的收入分配变化短期内并不会体现出来,用年份数据意义不大,用时期数据更科学;②本文的主要变量——基尼系数、人均收入水平、非农产业发展和城市化率等反映的都是渐变过程,短期内并不会发生太大变化,用一个时期内可得数据的均值来代表整个时期是合理的;③减少数据缺失,由于统计的困难性,世界银行的原始年份数据缺失值较多,尤其是收入分配指标,通过取均值转化为时期数据,用一个时期内可得数据的均值代表整个时期,大大减少了缺失值,使数据更为完整。所以,这样的数据处理方式不仅科学合理,而且给研究带来方便。各变量的主要统计特征见表1。

表1 变量统计特征

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>gini</i>	603	39.4406	10.0146	19.4000	74.3300
<i>quintile1</i>	602	46.4310	8.2696	31.3000	78.2500
<i>quintile5</i>	602	6.4463	2.2692	0.8400	11.9700
<i>lnnipc</i>	778	7.6764	1.5738	4.4432	10.9015
<i>lnnipc</i> ²	778	61.4009	24.9970	19.7417	118.8416
<i>nonagri</i>	910	81.4749	14.5488	19.6332	99.4782
<i>nonagri</i> ²	910	6849.5910	2195.9200	385.4611	9895.9110
<i>urban</i>	1041	49.9717	22.1305	4.8562	97.7317
<i>urban</i> ²	1041	2986.4560	2275.4040	23.5827	9551.4790

资料来源:WDI数据库和作者计算整理。

表1显示,所有变量均有较大的变化区间,能够代表低、中、高不同发展水平国家,因此,用于检验倒U曲线的数据基础是恰当的。表2是各变量的相关系数,基尼系数和富人收入份额与各发展指标的相关系数都为负,说明从长远看经济发展会缩小收入差距。

表2 变量相关系数

变量	<i>gini</i>	<i>quintile1</i>	<i>quintile5</i>	<i>lnnipc</i>	<i>nonagri</i>	<i>urban</i>
<i>gini</i>	1.0000					
<i>quintile1</i>	0.9964	1.0000				
<i>quintile5</i>	-0.9621	-0.9365	1.0000			
<i>lnnipc</i>	-0.2040	-0.2223	0.1242	1.0000		
<i>nonagri</i>	-0.0350	-0.0507	-0.0316	0.8296	1.0000	
<i>urban</i>	-0.0788	-0.1036	-0.0224	0.7713	0.7192	1.0000

资料来源:WDI数据库和作者计算整理。

四、实证结果

本文首先用 149 个国家和地区在各个时期的国际横截面数据进行分析。图 1 报告了以 1981—2013 年均值来代表的各经济体基尼系数对净人均 GNI 的散点图和二次拟合线,从图中可以看出,随着净人均 GNI 的提高,基尼系数呈明显的倒 U 型走势。表 3 报告了 149 个国家和地区的国际横截面数据在各个时期的回归结果,从表中可以看出,基尼系数对人均收入水平指标的回归结果的符号全部与预期相吻合,而且大部分达到 1% 的显著性水平。基尼系数对非农产业占比和城市化率的回归结果的显著性有高有低,但大部分符号仍然与预期相符合,这初步给予倒 U 曲线以有力的支持。

本文接下来分析 149 个国家和地区的面板数据。图 2 报告了以面板数据代表的基尼系数对净人均 GNI 的散点图和二次拟合线。从图中可以看出,基尼系数对发展水平的拟合存在非常明显的负二次关系。表 4 报告了用基尼系数对代表从传统向现代发展的 3 个指标分别使用混合回归、固定效应、差分 GMM 和系统 GMM 等方法进行回归分析的结果。由于实证的 Hausman 检验结果明显拒绝了随机效应假设,而且各个国家国情和发展方式相差较大,本文没有采用随机效应模型。从回归结果可以看出,基尼系数对人均收入水平的回归,在混合回归和系统 GMM 下的符号全部符合预期,且大多都达到了 1% 的显著性水平;在固定效应和差分 GMM 下,大部分系数符号仍然符合预期(尽管是弱显著),少数不符合预期(为明显的不显著)。基尼系数对非农产业占比的回归,在混合回归下仍然符合预期且显著性较高,虽然在固定效应下不显著;但在控制内生性后,在差分 GMM 和系统 GMM 下变得显著且系数符号符合预期。基尼系数对城市化率的回归,显著性高低不等但系数符号全部符合预期,可见,面板数据的回归结果仍然是支持倒 U 假说的。

上述用基尼系数作被解释变量的横截面和面板数据分析有力地验证了收入分配的倒 U 曲线,为了使本文的研究结论更为细化和可靠,下面使用其他变量和数据进行稳健性检验。在初步回归结果中,本文已经使用了 3 个不同的指标来代表人类社会从传统向现代的发展,既有综合性的测度,也有从产业发展和城市化方面的测度,而对于一个社会的收入分配状况,除了基尼系数能够比较全面、综合地测度收入分配,其他的如富人和穷人在总收入中的占比也能够在一定程度上反映一个经济体的收入分配状况。为此,本文使用收入最高 20% 人口所占份额作为被解释变量进行分析,图 3

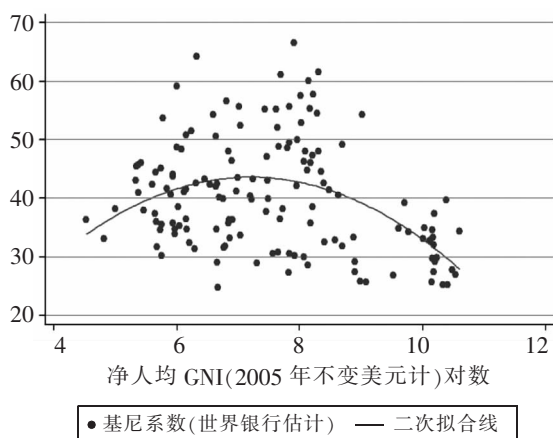


图 1 基尼系数对净人均 GNI 对数的散点图和二次拟合线(横截面数据)

资料来源:WDI 数据库和作者绘制。

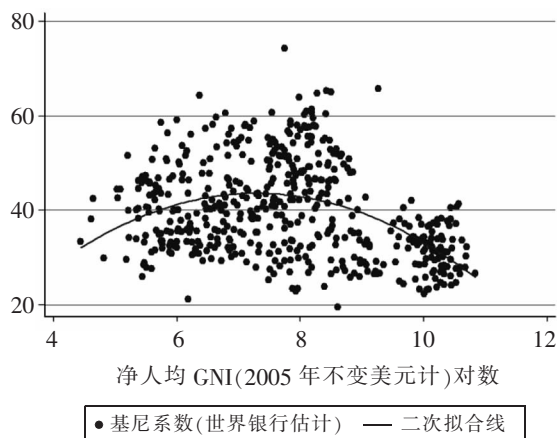


图 2 基尼系数对净人均 GNI 对数的散点图和二次拟合线(面板数据)

资料来源:WDI 数据库和作者绘制。

表 3 横截面数据回归结果(被解释变量: *gini*)

解释变量	1981—1985	1986—1990	1991—1995	1996—2000	2001—2005	2006—2010	2011—2013	1981—2013
<i>lnnipc</i>	55.9398*** (8.3556)	33.4605*** (10.4333)	23.0889** (7.8192)	15.3785** (5.9033)	17.9405*** (4.9470)	16.0085*** (5.3437)	34.1615* (17.4785)	19.5829*** (4.7070)
<i>lnnipc</i> ²	-3.5438*** (0.5251)	-2.2394*** (0.6369)	-1.6028*** (0.4882)	-1.1034*** (0.3712)	-1.2279*** (0.3103)	-1.0993*** (0.3375)	-2.3248* (1.1624)	-1.3588*** (0.3000)
常数项	-173.6960*** (32.0335)	-80.9887* (41.9028)	-38.3372 (30.5468)	-10.0197 (22.7855)	-22.2454 (19.1341)	-15.0901 (20.5888)	-81.8945 (64.4492)	-26.9294 (17.9474)
R ²	0.6851	0.3159	0.2060	0.1968	0.1741	0.1403	0.0909	0.1838
观察值	24	51	87	89	122	99	47	145
<i>nonagri</i>	0.7029 (1.0326)	0.0796 (1.2447)	1.2464* (0.6843)	2.2059*** (0.8348)	1.0152 (0.7744)	0.1765 (0.6896)	-0.0838 (0.8755)	1.1486* (0.6134)
<i>nonagri</i> ²	-0.0032 (0.0072)	0.0001 (0.0080)	-0.0090* (0.0046)	-0.0146*** (0.0053)	-0.0069 (0.0049)	-0.0014 (0.0044)	0.0010 (0.0058)	-0.0079** (0.0040)
常数项	3.5238 (35.9859)	29.9416 (47.5782)	1.2402 (24.7514)	-39.3599 (31.8935)	4.1348 (29.9160)	35.2940 (26.6586)	39.3195 (32.4006)	0.7573 (23.1033)
R ²	0.1572	0.0103	0.0541	0.0819	0.0232	0.0048	0.0103	0.0373
观察值	23	53	98	99	119	113	54	145
<i>urban</i>	0.6985** (0.2701)	-0.3137 (0.3032)	0.2197 (0.2116)	0.0387 (0.1992)	-0.0568 (0.2013)	0.0810 (0.2045)	-0.2145 (0.2938)	0.0776 (0.1611)
<i>urban</i> ²	-0.0066** (0.0027)	0.0019 (0.0028)	-0.0034 (0.0021)	-0.0012 (0.0020)	-0.0000 (0.0019)	-0.0011 (0.0019)	0.0029 (0.0027)	-0.0018 (0.0016)
常数项	22.8707*** (5.6656)	46.6611*** (7.7555)	40.1920*** (4.8482)	42.3112*** (4.6724)	43.2168*** (4.9227)	38.8303*** (5.1337)	41.1234*** (7.4231)	41.6159*** (3.7268)
R ²	0.2138	0.0463	0.0866	0.0332	0.0172	0.0085	0.0663	0.0617
观察值	28	72	102	104	124	115	58	149

注:括号内的数字是回归估计的标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著。

资料来源:WDI 数据库和作者计算整理。

报告了其净人均 GNI 对数的散点图和二次拟合线。从图中可以看出,随着经济的发展,富人的收入份额呈现出非常明显的先提高后下降的走势。表 5 报告了收入最高 20%人口所占份额对 3 个发展指标分别使用混合回归、固定效应、差分 GMM 和系统 GMM 做回归分析的结果。从表中可以看出,回归结果与用基尼系数作被解释变量时近似。这一实证结果能够支持富人收入份额在从传统向现代的发展中先提高后下降的结论。

本文还用收入最低 20%人口所占收入份额作为被解释变量进行稳健性检验,图 4 报告了其净人均 GNI 的散点图和二次拟合线。从图中可以看出,随着经济的发展,穷人所占收入份额呈现出明显的先下降后上升的趋势。表 6 报告了收入最低 20%人口所占份额对 3 个发展指标分别使用混合回归、固定效应、差分 GMM 和系统 GMM 等方法进行回归的结果。从回归结果可以看出,对人均收入水平指标的回归,在混合回归和系统 GMM 下一次项系数为负数、二次项系数为正数,符合预期,且大多数达到了 1%的显著性水平;在固定效应和差分 GMM 下,显著性下降,但大部分符号仍

表 4 面板数据回归结果 (被解释变量: *gini*)

解释变量	混合回归	固定效应	差分 GMM	系统 GMM
<i>lnnipc</i>	20.7271*** (2.6244)	1.9379 (4.2595)	4.4740 (6.8793)	18.2320*** (4.4412)
<i>lnnipc</i> ²	-1.4207*** (0.1649)	-0.1241 (0.2825)	-0.3363 (0.4316)	-1.1278*** (0.2887)
常数项	-32.0303*** (10.1685)	32.6885** (15.8841)	24.4007 (29.3611)	-41.2397** (16.4267)
拐点	1472.4437			3238.9142
R ²	0.1879	0.1399		
观察值	519	519	262	381
<i>nonagri</i>	0.8155*** (0.3036)	-0.1273 (0.2436)	0.8396* (0.4440)	1.3962*** (0.4683)
<i>nonagri</i> ²	-0.0055*** (0.0020)	0.0016 (0.0016)	-0.0054* (0.0029)	-0.0086*** (0.0030)
常数项	10.8349 (11.4352)	39.2261*** (8.9943)	-2.8046 (19.4813)	-32.7161* (19.8148)
拐点	74.1364		77.7407	81.1744
R ²	0.0147	0.0033		
观察值	559	559	267	397
<i>urban</i>	0.0507 (0.0875)	0.3048** (0.1359)	0.2584 (0.1795)	0.1609 (0.1556)
<i>urban</i> ²	-0.0010 (0.0008)	-0.0029** (0.0013)	-0.0024 (0.0016)	-0.0010 (0.0014)
常数项	40.1891*** (2.1133)	32.6354*** (3.5631)	23.6270*** (6.3578)	18.9400*** (5.1280)
拐点		52.5517		
R ²	0.0172	0.0009		
观察值	603	603	284	417

注:括号内的数字是回归估计的标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著;三个拐点的单位依次为以 2005 年不变美元表示的净人均 GNI、非农产业增加值占 GDP 的比重和城市人口占总人口的比重。

资料来源:WDI 数据库和作者计算整理。

然符合预期。对非农产业占比的回归只在混合回归下有较高的显著性,符号也符合预期。对城市化水平的回归符号全部符合预期,显著性水平高低不等。总之,该稳健性检验的回归结果明显支持了穷人所占收入份额在从传统向现代的发展中先下降后提高的结论。

综上所述,本文分别使用基尼系数、收入最高 20%人口所占份额、收入最低 20%人口所占份额来代表收入分配状况,分别对代表发展水平的人均收入水平、非农产业占比和城市化率等指标,分别使用混合回归、固定效应、差分 GMM 和系统 GMM 等方法,检验了收入分配的库兹涅茨倒 U 曲线,结果显示大多数系数符号符合理论预期且有较高的显著性水平,从多角度支持了倒 U 曲线。

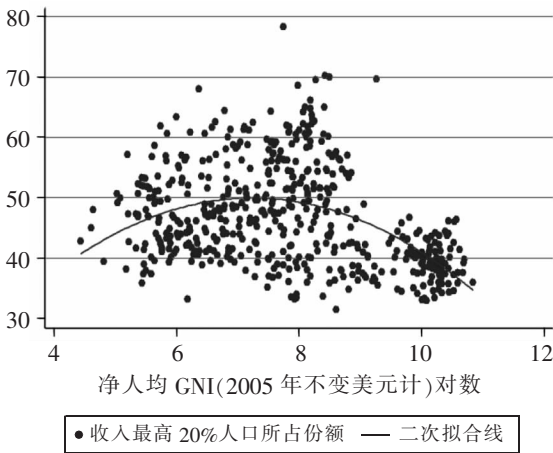


图 3 收入最高 20% 人口所占份额对净人均 GNI 对数的散点图和二次拟合线

资料来源:WDI 数据库和作者绘制。

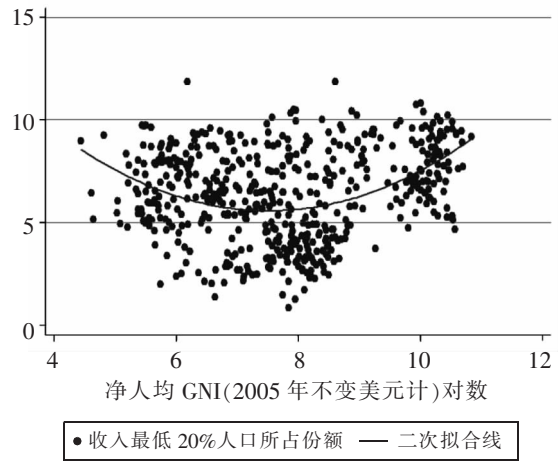


图 4 收入最低 20% 人口所占份额对净人均 GNI 对数的散点图和二次拟合线

资料来源:WDI 数据库和作者绘制。

另外,表 4—6 还分别报告了回归结果显著的倒 U 曲线所对应的库兹涅茨拐点,从人均收入水平、产业结构、城市化三个角度刻画了拐点到来时的发展水平,人均收入水平可以间接反映制度性收入差距的演变,产业结构和城市化可以反映结构性收入差距的演变。本文发现以下规律:①以 2005 年不变美元表示的净人均 GNI 拐点在各种估计方法下相差较大,混合回归方法下大致在 1500 美元,系统 GMM 下约为 3000 美元,说明各个国家国情差别很大,拐点的到来没有相对应的一致的发展水平,拐点也不是一个具体时间点,而是在一定收入水平区间保持稳定,经济水平发展到净人均 GNI 大致达到 1500—3000 美元的程度时,一个社会就逐渐具备了制度完善的经济基础,扭转制度性收入差距成为可能。②非农产业占比的拐点保守估计在 80%左右,城市化水平拐点大致在 50%以上,一个经济体结构转变到这一程度,结构性收入差距就有望由扩大转为缩小。③城市化对不同人群的影响是不同的,总体来看,当城市化水平达到 50%,即从城市人口超过农村人口开始,由城乡差距引起的整体收入差距转而缩小;而穷人收入份额转而扩大的城市化拐点要达到 68.6667%,这是因为穷人主要生活在农村,只有城市化推进到很高的程度,穷人的收入份额才会提高。④穷人收入份额变化对应的倒 U 曲线平方项系数的绝对值均比富人所对应的要小,即穷人收入份额变化曲线比富人更平缓,说明富人收入份额上升快但下降也快,而穷人收入份额下降慢但提高也很缓慢。⑤以基尼系数表示的倒 U 曲线顶点出现在 40 左右,与世界银行定义的基尼系数警戒线一致,大部分国家收入差距达到这个程度时会转而下降。

五、倒 U 曲线在中国的实践

中国作为一个至今还没有完全实现现代化的国家,收入分配的库兹涅茨倒 U 曲线自然对中国有一定的适用性。由于资料所限,中国在现代化早期的 1840—1978 年的收入分配状况及其演变是难以研究的。1840 年以后,在西方的影响下,中国的现代工业和服务业从无到有逐渐产生,经济结构或慢或快、或主动或被动地发生着变化,据世界银行 WDI 数据库统计,中国非农产业占比在 1960 年为 76.6%,但到 1978 年不仅没有上升,反而下降至 72.1%,城市人口占比在 1960 年为 16.2%,

表 5 面板数据回归结果(被解释变量:quintile1)

解释变量	混合回归	固定效应	差分 GMM	系统 GMM
<i>lnnipc</i>	17.1695*** (2.1572)	0.7056 (3.5980)	1.3218 (5.3551)	12.1723*** (3.4146)
<i>lnnipc</i> ²	-1.1854*** (0.1356)	-0.0597 (0.2368)	-0.1384 (0.3368)	-0.7324*** (0.2195)
常数项	-12.2103 (8.3570)	45.1446*** (13.5383)	45.6279** (23.2463)	-7.9585 (12.9179)
拐点	1396.9830			4063.7914
R ²	0.2033	0.1582		
观察值	517	517	260	380
<i>nonagri</i>	0.6783*** (0.2508)	-0.0743 (0.2010)	0.6433* (0.3536)	0.8538** (0.3527)
<i>nonagri</i> ²	-0.0046*** (0.0016)	0.0010 (0.0014)	-0.0042* (0.0023)	-0.0052** (0.0023)
常数项	23.1035** (9.4501)	45.4571*** (7.4127)	13.5990 (16.5204)	-0.2202 (15.8275)
拐点	73.7283		76.5833	82.0962
R ²	0.0166	0.0049		
观察值	558	558	266	396
<i>urban</i>	0.0280 (0.0720)	0.2307** (0.1143)	0.1848 (0.1454)	0.1181 (0.1194)
<i>urban</i> ²	-0.0008 (0.0007)	-0.0022** (0.0011)	-0.0017 (0.0013)	-0.0005 (0.0011)
常数项	47.6883*** (1.7396)	41.4152*** (3.0321)	34.2368*** (5.9666)	30.8185*** (4.6946)
拐点		52.4318		
R ²	0.0245	0.0014		
观察值	602	602	283	416

注:括号内的数字是回归估计的标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著;三个拐点依次为以 2005 年不变美元表示的净人均 GNI、非农产业增加值占 GDP 的比重和城市人口占总人口的比重。

资料来源:WDI 数据库和作者计算整理。

1978 年仅提高到 17.9%。可见,经过 100 多年的发展,中国的产业结构终于积少成多地发生了很大变化,但城市化却非常缓慢,大部分人仍然生活在农村,整体看结构变化是缓慢的。在结构变化缓慢的同时,中国在这一时期经历了多次对外对内战争,经历了晚清政府、民国北京政府、民国南京政府和新中国的多次政权更迭,而各种政治运动、社会改革更是不计其数,制度环境急剧波动,时而恶化,时而改善,每一次社会变革都会使财富和收入的分布发生急剧变化,这些冲击对收入分配的影响远远超过结构变化的影响。虽然中国在 1840 年以后就已经开始了现代化进程,但 1978 年以前的收入分配更多受到战争、政权更迭、政治运动和社会改革等不规律因素影响,而受结构变动的影响相对较小,可以肯定的是,中国在这 138 年时间里的收入分配经历了急剧的波动。所以,收入分配的库兹涅茨倒 U 曲线对中国 1978 年改革开放以前的收入分配演变的解释作用不大。

表 6 面板数据回归结果(被解释变量:quintile5)

解释变量	混合回归	固定效应	差分 GMM	系统 GMM
<i>lnnipc</i>	-4.7629*** (0.6019)	-0.3103 (1.0260)	-2.2619 (1.5461)	-5.5034*** (0.9074)
<i>lnnipc</i> ²	0.3170*** (0.0378)	0.0142 (0.0675)	0.1224 (0.0978)	0.3388*** (0.0591)
常数项	23.4655*** (2.3318)	7.8503** (3.8606)	16.3077*** (5.8018)	27.0459*** (3.5421)
拐点	1830.7126		3367.4155	
R ²	0.1463	0.0065		
观察值	517	517	260	380
<i>nonagri</i>	-0.1579** (0.0688)	0.0781 (0.0582)	0.0581 (0.0897)	-0.1755* (0.0934)
<i>nonagri</i> ²	0.0010** (0.0004)	-0.0007* (0.0004)	-0.0006 (0.0006)	0.0009 (0.0006)
常数项	12.4937*** (2.5914)	4.8193** (2.1471)	5.8742* (3.1787)	13.2912*** (3.3951)
拐点	78.9500			
R ²	0.0100	0.0000		
观察值	558	558	266	396
<i>urban</i>	-0.0267 (0.0200)	-0.0522 (0.0337)	-0.0824** (0.0404)	-0.0607* (0.0356)
<i>urban</i> ²	0.0003 (0.0002)	0.0005 (0.0003)	0.0006* (0.0004)	0.0003 (0.0003)
常数项	6.9521*** (0.4824)	7.5168*** (0.8939)	8.2042*** (1.1833)	7.2121*** (1.1406)
拐点			68.6667	
R ²	0.0039	0.0037		
观察值	602	602	283	416

注:括号内的数字是回归估计的标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著;三个拐点依次为以 2005 年不变美元表示的净人均 GNI、非农产业增加值占 GDP 的比重和城市人口占总人口的比重。

资料来源:WDI 数据库和作者计算整理。

1978 年以后,在和平与发展的时代主题下,中国实行改革开放,加快了现代化进程,以 2005 年不变美元表示的净人均 GNI 从 1979 年的 156.70 美元提高到 2013 年的 2721.41 美元,扩大了 17 倍多;1978—2013 年非农产业占比从 72.10%提高到 90.59%,城市人口占比从 17.90%提高到 53.17%。可见,中国在 1978 年以后开始了迅速的工业化、信息化、城市化等结构转变,而其经济系统的运行也逐渐摆脱了战争和政治运动等非常规因素的影响,不断向着制度完善的方向发展。由于中国在这一时期没有受到大的冲击,收入分配更多是在正常结构转变和制度变迁的影响下演变,收入分配的库兹涅茨倒 U 曲线对中国 1978 年改革开放以来的收入分配演变具有很好的解释力。另外,这一时期伴随着中国由传统向现代发展的另一个显著特征是中国在经济体制由计划经济向市场经济的转

型,这是一个发展与转型叠加的时期。一方面,由传统向现代的发展本来就会使收入分配呈现先上升后下降的倒U型走势;另一方面,计划经济时期实行平均主义分配,收入差距较小,抑制了自然性收入差距,市场化改革会释放自然性收入差距,而成熟的市场经济增强了收入流动性,又有利于缩小收入差距,即经济转型也会使收入差距呈现先上升后下降的倒U型走势。所以,在发展与转型的双重作用下,中国的收入差距应该会表现出更强的倒U型走势。一些中国学者用中国数据检验库兹涅茨倒U曲线。李子奈等^[24]用中国1991年部分地区农村居民基尼系数和部分地区城镇居民基尼系数的横截面数据做实证研究发现,农村居民和城镇居民的收入差距随地区经济发展呈倒U型变化趋势。王小鲁和樊纲^[25]使用中国1996—2002年各省份城乡分开的基尼系数面板数据实证显示,城镇和农村收入差距的变动趋势在数学意义上具有库兹涅茨曲线特征。孙百才^[26]用中国1999—2005年各地区城镇居民基尼系数实证研究发现经济增长与收入分配存在倒U关系。

图5是SWIID数据库对中国基尼系数演变的估计,可以看出,中国自改革开放以来收入差距不断迅速扩大,这与倒U曲线的上升段相吻合。这一时期是中国自然性收入差距、结构性收入差距和制度性收入差距同时扩大的时期,自然性收入差距扩大是由于市场化改革打破了平均主义,如农村实行的家庭联产承包责任制拉开了农村居民收入差距、城市实行的市场工资制拉开了城市居民收入差距;结构性收入差距扩大是由于越来越多的人群进入现代部门,获得了高收入而成为富人,而传统部门的收入增加有限;这一时期虽然制度总体向着完善的方向发展,存在缩小收入差距的力量,但也遗留或新产生了一些合理或不合理的推动收入差距扩大的制度,这股力量远大于缩小收入差距的力量,如劳动以外的其他要素参与分配迅速拉开了财产收入差距,城乡分割和不同福利待遇在原有差距上进一步拉开了城乡差距,行业垄断的存在拉开了行业差距,地区不平衡发展战略拉开了地区差距,而贪腐、行贿受贿、国有资产流失和共有自然资源贱

卖等都加剧了收入差距扩大。1978年改革开放以来,在由传统向现代发展和由计划向市场转型的双重作用下,中国的收入差距不断扩大,这已是不争的事实,现在人们更关心的是中国收入差距开始下降的拐点何时出现。随着平均主义的打破和市场化改革的深入,自然性收入差距会逐渐稳定下来,结构性收入差距也会渐趋缩小,而制度性收入差距随经济发展而扩大则是社会所不能容忍的。李绍东^[27]对中国1978年以来的基尼系数和调整后的GDP数据进行拟合,发现中国收入差距的变化趋势很好地验证了库兹涅茨倒U曲线,并且通过对拟合方程的估算,预测中国库兹涅茨曲线的拐点大致出现在2010—2015年的时间段内。潘哲文和周先波^[28]的研究认为,2014年以来城镇部门的收入差距已越过倒U曲线的拐点,进入下降阶段;农村部门和城乡之间的收入差距尚未到达拐点,还处于上升阶段,但都在向拐点靠近,不平等上升的速度有所减缓。

据WDI数据库统计,中国以2005年不变美元表示的净人均GNI在2006年已达到1543.96美

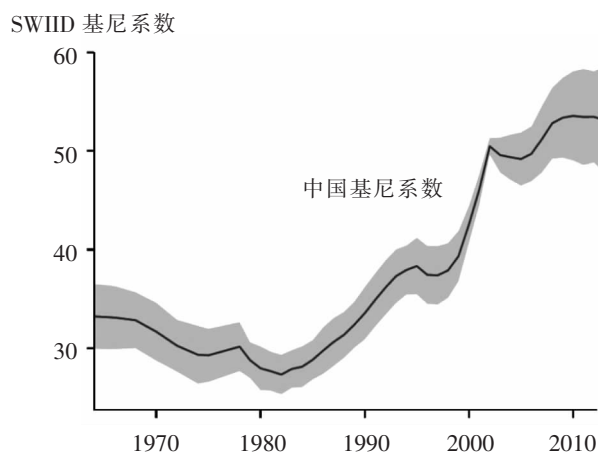


图5 中国收入分配差距演变

注:图中实线表示平均估计,阴影区域表示置信度为95%的置信区间。
资料来源:作者根据SWIID数据库绘制。

元,2013 年达到 2721.41 美元,如图 6 所示,可见中国已经进入本文实证结果所得出的拐点区,中国已经具备进行公平制度建设的经济基础,制度性收入差距有望转为缩小。中国的非农产业占比在 1993 年已超过 80%,达到 80.61%,2013 年达到 90.59%;中国城市人口占比也在 2011 年超过 50%,达到 50.57%,可见结构性收入差距也有望转为缩小。在这三个指标衡量的拐点中,最晚到来的是城市化拐点,说明城乡收入差距是中国整体收入差距的最主要来源,是中国整体收入差距迟迟得不到缓解的根本原因。因此,本文做出判断:综合考量人均收入水平、产业发展和城市化程度,中国大致在 2011 年以后已经具备扭转收入差距扩大趋势的社会经济条件,只要改革开放和现代化建设继续稳步推进,收入差距会在维持一段时期的稳定后逐渐缩小。从图 5 也可以看出,中国的基尼系数大约在 2011 年以后已进入一个稳定期,没有继续扩大的趋势,甚至还有微弱的下降趋势,说明中国的自然性收入差距已经稳定下来,只要继续加快现代化和制度完善,结构性收入差距和制度性收入差距会逐渐缩小,进而整体收入差距也逐渐缩小。

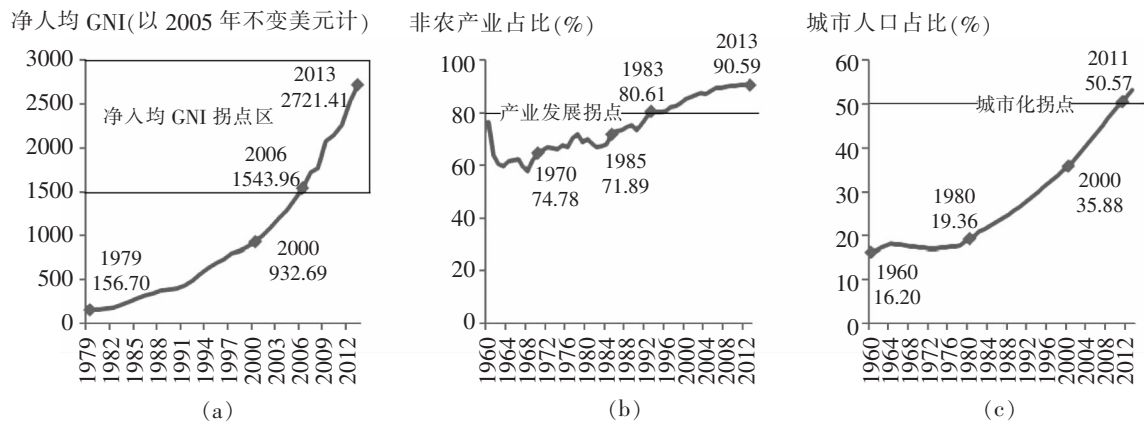


图 6 中国经济发展与拐点对比

注:(a)中曲线为中国经济发展趋势,方框为拐点区,(b)和(c)中横线分别为产业发展拐点和城市化拐点。
资料来源:WDI 数据库和作者绘制,拐点区和拐点为根据本文实证结果所做的估算。

六、结论和启示

本文的理论分析和用最新数据、方法所做的实证研究在已有研究基础上继续支持库兹涅茨倒 U 曲线,说明倒 U 曲线代表了人类社会现代化进程中收入分配演变的一般趋势。由于快速的结构转变和制度完善,倒 U 曲线对中国 1978 年以后的收入分配演变具有很好的解释力,并且中国的经济发展数据和实证结果的对比显示,中国大致在 2011 年以后已经进入倒 U 曲线的拐点区,收入差距有望在维持一段时期的稳定后逐渐缩小。要缩小中国的收入差距,使收入分配更加公平合理,需要在改革开放中加快结构转变和制度完善逐步消除结构性收入差距和制度性收入差距。在结构转变上,需要加快现代部门的发展和对传统部门的现代化改造,推进经济一体化;应选择有利于增加低收入人群收入的经济方式,如发展农村非农产业、乡镇企业,为农民进城务工安家提供便利;促进行业、地区和城乡平衡发展。在保障起点公平的制度建设上,需要完善现代产权制度,明确自然资源和物质资本产权,防止国有资产流失和共有自然资源贱卖;需要完善社会保障制度,发展公共医疗和公共教育,保障所有人生存和发展的权利;需要消除对不同人区别对待的歧视性制度,如户籍制度、行业垄断,便利人口流动和放开市场准入,保障经济机会公平,使要素能充分自由地流

动到报酬最高的地方;需要通过宣传教育使人们树立平等、公平、正义的价值观念,形成一个既稳定有秩序又自由有活力的社会格局。在保障过程公平和结果公平的具体分配制度上,需要完善市场经济,优化资源配置,形成一个合理的由市场决定的财产和劳动收入;在市场形成的初次分配的基础上,加强政府的再分配调节,发展社会的三次分配作为补充;在公平合理的制度下,分配制度应使每个人的报酬与对生产的实际贡献相符,打击灰色收入,取缔非法收入,促进社会流动。最终应该使收入差距主要由个人禀赋和努力不同而形成的自然性收入差距决定,形成一个以中产阶级为主体的基本服从正态分布且具有完全流动性的收入分配格局,尽早完成中国的现代化建设。

[参考文献]

- [1]Kuznets, S. Economic Growth and Income Inequality[J]. American Economic Review, 1955,45(1):1-28.
- [2]Kravis, I. B. International Differences in the Distribution of Income[J]. The Review of Economics and Statistics, 1960,42(4):408-416.
- [3]Paukert, F. Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence [J]. International Labour Review, 1973,108(2):97-125.
- [4]Ahluwalia, M. S. Inequality, Poverty and Development[J]. Journal of Development Economics, 1976,3(4):307-342.
- [5]Ahluwalia, M. S. Income Distribution and Development: Some Stylized Facts [J]. American Economic Review, 1976,66(2):128-135.
- [6]Saith, A. Development and Distribution: A Critique of the Cross-Country U-Hypothesis [J]. Journal of Development Economics, 1983,13(3):367-382.
- [7]Lecaillon, J. Income Distribution and Economic Development: An Analytical Survey [M]. Geneva: International Labour Office, 1984.
- [8]陈宗胜. 库兹涅茨倒U假设理论论争评析[J]. 上海经济研究, 1991,(3):45-52.
- [9]Brenner, Y. S., H. Kaelble, and M. Thomas. Income Distribution in Historical Perspective [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1991.
- [10]Deininger, K., and L. Squire. A New Data Set Measuring Income Inequality [J]. The World Bank Economic Review, 1996,10(3):565-591.
- [11]Deininger, K., and L. Squire. New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth [J]. Journal of Development Economics, 1998,57(2):259-287.
- [12]Huang, H., and S. Lin. Semiparametric Bayesian Inference of The Kuznets Hypothesis [J]. Journal of Development Economics, 2007,83(2):491-505.
- [13]Theyson, K. C., and L. R. Heller. Development and Income Inequality: A New Specification of the Kuznets Hypothesis[J]. Journal of Developing Areas, 2015,49(3):103-118.
- [14]Robinson, S. A. Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development [J]. The American Economic Review, 1976,66(3):437-440.
- [15]Anand, S., and S. M. R. Kanbur. The Kuznets Process and the Inequality—Development Relationship [J]. Journal of Development Economics, 1993,40(1):25-52.
- [16]陈宗胜. 倒U曲线的“阶梯形”变异[J]. 经济研究, 1994,(5):55-59+33.
- [17]Ogwang, T. The Economic Development—Income Inequity Nexus: Further on Kuznets' U-Curve Hypothesis[J]. American Journal of Economics & Sociology, 1995,54(2):217-229.
- [18]Galor, O., and D. Tsiddon. Income Distribution and Growth: The Kuznets Hypothesis Revisited[J]. Economica, 1996,63(250S):103-117.
- [19]Acemoglu, D., and J. A. Robinson. The Political Economy of the Kuznets Curve [J]. Review of Development

- Economics, 2002, 6(2):183-203.
- [20] Korzeniewicz, R. P., and T. P. Moran. Theorizing the Relationship between Inequality and Economic Growth[J]. Theory and Society, 2005, 34(3):277-316.
- [21] Lewis, W. A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour [J]. Manchester School of Economic and Social Studies, 1954, 22(2):139-191.
- [22] Fei, J. C. H., G. Ranis, and S. W. Y. Kuo. Growth with Equity: The Taiwan Case [M]. Oxford: Oxford University Press, 1979.
- [23] 陈宗胜. 关于收入差别倒 U 曲线及两极分化研究中的几个方法问题[J]. 中国社会科学, 2002, (5):78-82.
- [24] 李子奈, 田一奔, 羊健. 居民收入差距与经济发展水平之间的关系分析[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 1994, (1):35-41.
- [25] 王小鲁, 樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J]. 经济研究, 2005, (10):24-36.
- [26] 孙百才. 经济增长、教育扩展与收入分配——两个“倒 U”假说的检验[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), 2009, (2):92-98.
- [27] 李绍东. 中国库兹涅茨曲线的拐点何时出现?——基于基尼系数的预测[J]. 重庆工商大学学报(社会科学版), 2010, (3):31-35.
- [28] 潘哲文, 周先波. 我国收入分配差距发展趋势及转折点——基于非均匀面板数据的非参数设定检验[J]. 财贸研究, 2014, (4):103-113.

The Kuznets' Inverted-U Curve of Income Distribution ——A Cross-Sectional and Panel Data Re-Verification

SHAO Hong-wei^{1,2}, JIN Tao¹

(1. School of Economics of Xiamen University, Xiamen 361005, China;
2. College of Business and Economics of Australian National University, Canberra 2601, Australia)

Abstract: It is a continuing debate in academia about how will an economic entity's income distribution evolve in the modernization process. Firstly, this article makes a theoretical explanation on the Kuznets' inverted-U curve of income distribution from the viewpoint of dual-structural transformation and institutional change in the modernization process. Facing the continuing contradictory empirical results on the Kuznets' inverted-U curve of income distribution, after 40 years of Ahluwalia's initiation using cross-country data to regress inverted-U curve, this paper conducts a re-verification using a cross-sectional and panel data consisting of 149 countries and regions from 1981 to 2013 in the World Bank's WDI database and various estimation methods including pooled regression, fixed effect, difference GMM and system GMM. The empirical results indicate that the newest data and methods support the inverted-U curve once again. The Kuznets' inverted-U curve of income distribution is a general tendency in the modernization process of human society from tradition to modern. On these bases, this article analyses the practice of the inverted-U curve in China and find that China has entered the Kuznets' inflexion area after around 2011, and the income disparity will maintain stable for a period. Provided quickening structural readjustment and institution improvement, China's income disparity will decline gradually.

Key Words: income distribution; Kuznets' inverted-U curve; inflexion area; cross-country data

JEL Classification: E02 O14 O33

[责任编辑: 覃毅]