

Annual Report of
Overseas Humanities
and Social Sciences, 2018



海外人文社会科学发展
年度报告

2018



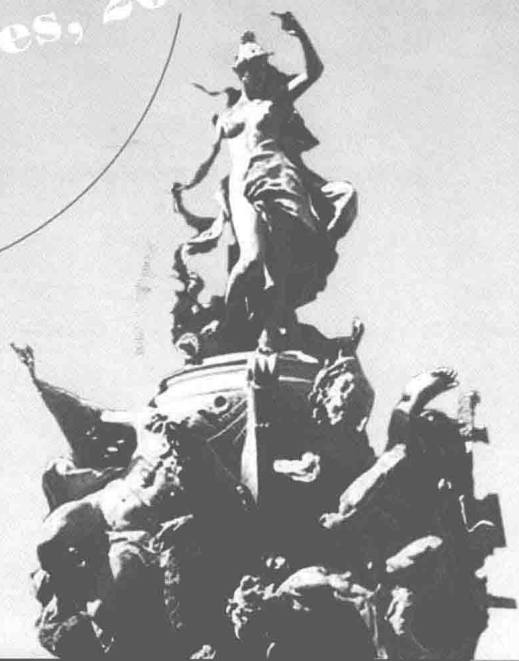
■ 武汉大学中国高校哲学社会科学发展与评价研究中心 组编



WUHAN UNIVERSITY PRESS

武汉大学出版社

Annual Report of
Overseas Humanities
and Social Sciences, 2018



海外人文社会科学发展 年度报告

2018



■ 武汉大学中国高校哲学社会科学发展与评价研究中心 组编

■ 韩 进 主编



WUHAN UNIVERSITY PRESS

武汉大学出版社

图书在版编目(CIP)数据

海外人文社会科学发展年度报告. 2018/武汉大学中国高校哲学社会科学
社会发展与评价研究中心组编;韩进主编. —武汉:武汉大学出版社,
2018.11

ISBN 978-7-307-20633-5

I.海… II.①武… ②韩… III.社会科学—研究报告—世界—
2018 IV.C11

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2018)第 264009 号

责任编辑:黄金涛

责任校对:汪欣怡

版式设计:汪冰滢

出版发行: **武汉大学出版社** (430072 武昌 珞珈山)

(电子邮件: cbs22@whu.edu.cn 网址: www.wdp.com.cn)

印刷:北京虎彩文化传播有限公司

开本:720×1000 1/16 印张:59.75 字数:859千字 插页:2

版次:2018年11月第1版 2018年11月第1次印刷

ISBN 978-7-307-20633-5 定价:198.00元

版权所有,不得翻印;凡购我社的图书,如有质量问题,请与当地图书销售部门联系调换。

目 录

代际流动性与收入不平等的理论与跨国实证分析	邹 薇 马占利(1)
处理效应分析在区域经济学研究中的应用 ——效应评估计量经济学的前沿发展追踪	肖光恩 吕佳琦 田丁彬(59)
2017 年 ESI 经济学与商学学科热点分析	李 斌 石 钰 孙 橙(103)
关于数字货币法律问题研究的最新进展	冯 果 张 梁 高邴梅(189)
国际环境法的晚近发展	卜睿德(236)
2017 年海外国际法研究前沿追踪	李泮桦(267)
全球教育研究的新热点和趋势 ——基于 2015—2017 年 ESI 高被引论文的文献研究	吴 青 廖 蓉 胡怡涵 孙 畅(344)
如何书写“现代”“中国”的文学史 ——英语世界中国现代文学史书写的新进展	余来明(388)
应用语言学海外前沿研究追踪	赵 亮 阮桂君(427)
全球化背景下的法国人文社会科学发展概况	王 战 李阳竹 刘天乔(487)
日本学界关于安倍政权对华政策的研究追踪	牟伦海 张 亮 李圣杰(526)

- 记者比较研究的问题与方法 单 波 张 洋(571)
- 近三年西方知名博物馆对中国文化的呈现
..... 张昌平 王梦缘(595)
- 基于 2015—2017 年社会科学总论健康领域“ESI 热点
和高被引论文”的分析报告 张志将(632)
- 国外关于老年人家庭照料者福利的研究综述
..... 周艺梦 张奇林(668)
- 语义出版研究综述 王晓光 宋宁远 徐 雷(705)
- 国际大数据治理:主题、进展与趋势
..... 冉从敬 王冰洁 陈歆玺 徐汇流(757)
- 数字环境下的用户行为研究 孙永强 杨超凡 郭艳萍(843)
- 大数据和认知计算背景下的学术论文评价研究综述
..... 陆 伟 李 信(918)

代际流动性与收入不平等的理论研究 与跨国实证分析

武汉大学经济与管理学院 邹 薇 马占利

一、引 言

代际流动性与收入不平等是经济学家最为关注的命题之一。在各个地区历史各阶段不平等均存在，从当今各国来看，在过去的几个世纪里，我们生活在一个物质文明飞速发展的年代，实际上，在工业革命后的大多数时期，经济增长都在持续加速进行，但伴随这种增长的却是某些福利的停滞，甚至是恶化，发展的成果并未惠及到每一个人，不平等持续存在。

从图 1 可以看出美国、英国、日本等国家基尼系数在近 30 年出现大幅增加。2016 年联合国开发计划署发布人类发展报告，这份题为《人类发展为人人》的报告指出，几乎在每一个国家都有一些群体身处弱势，这些弱势群体面临的挑战往往会相互叠加，加剧弱势情况、拉大代际差距，并让他们越来越难以跟上世界发展的脚步。全球目前仍有数百万人未能享受到人类发展的成果。如果不消除根深蒂固的发展障碍，差距将进一步拉大。

在历史大多数时期，经济的快速增长通常伴随着收入、财富及教育不平等的加剧，这种不平衡的产出增长在多数时候意味着由性别、种族、地理位置或社会阶层所确定的不同群体的机会不平等，在这样的环境中，不平等的重要渠道源于经济产出在代际间持久

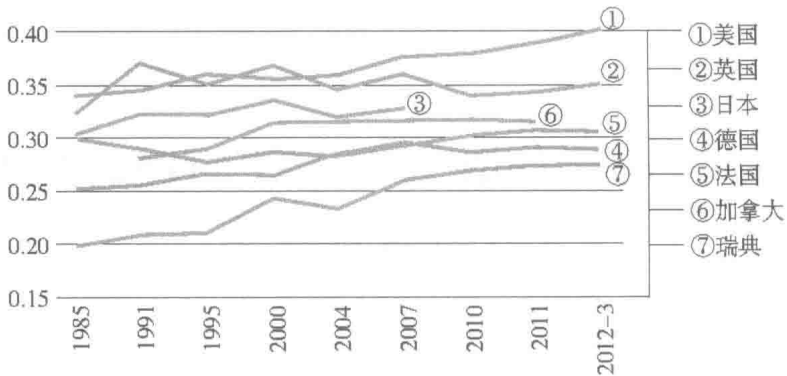


图1 1985—2013年间发达经济体基尼系数的演变

资料来源：经济合作与发展组织收入分配数据库。

性，来源于个人无法控制的先天性因素，如出生地、性别、父母教育、父母职业等方面，这些家庭背景等先天性因素不仅决定了子代未来的收入，还影响个体的教育和健康等的获得。

从代际传递与贫困来看，贫困家庭资源缺乏，不仅使家庭长期无力摆脱贫困的境地，也使得其无法对子女进行人力资本投资，子女未来贫困的可能性大大增加。从阶层来看，社会边缘阶层的人可能会接受高阶层人所谓的“低等阶层”的观点，穷孩子无力改变自身状况的遭遇已经成为惯例。所有这些都会影响被歧视阶层奋发向上的能力，那些最终影响个人命运的能力在群体之间分配也是不均等的，这些不平等陷阱的存在，不仅仅会影响分配，而且会影响经济长期发展的过程。

关于代际间机会不平等与经济增长的关系，Marrero 和 Rodriguez (2013)发现代际间的机会不平等对经济增长有负面影响，因为其有利于具有较好家庭背景的个体的人力资本积累，而不利于具有更多“天赋”的个体的人力资本积累。Bowles 等(2005)同样表明，即使个体具有很高的与生俱来的“天赋”，他们能够实现天赋价值的可能性(如在入学或获得就业方面)，也将受到环境的影响。Marrero(2016)把总不平等分解为机会不平等和努力不平等，其中机会不平等是由于超出了个人控制的环境因素所引起；其分析了机

会不平等对不同收入阶层的人的影响，发现美国的机会不平等对穷人的收入增长尤其不利；当机会不平等受到控制时，总收入不平等的重要性大大降低，结果具有稳健性。

改革开放四十年来，中国的经济总量保持了高速增长，人民生活水平也得到了前所未有的提高，中国的物质文明不断丰富，国家统计局公布 2016 年中国的 GDP 总量约 127238 亿美元，人均 GDP 约为 9108 美元，但与此同时中国的不平等程度也在加大，经济发展的成果并未惠及每一个人。据国家统计局估计，2016 年中国的基尼系数为 0.465，超过了 0.4 的国际警戒线，如图 2。但基尼系数是一个静态指标，仅反映了同代人之间的收入不平等，是一个短期的工具。而从长期来看，中国的不平等不仅表现为同代人之间的不平等，代际之间的不平等也十分重要，长期的收入不平等往往会演变为代际之间不平等的固化。拥有较高经济资本和丰富社会资本的高收入群体往往通过对子代的人力资本投资，利用社会关系网络帮助子代获取就业信息，对子代就业创业提供金融支持和社会支持，从而使其高收入得以在代际间延续。而低收入群体摆脱贫困的能力有限，受限于金融和社会网络资本的约束，通常贫困在几代人中延续，往往会陷入“贫困陷阱”。另外社会对“官二代”、“富二代”和“贫二代”的议题也越来越关注，“寒门难出贵子”等社会现象也引起热议，激起了很大的社会反响，这些都体现了现阶段对中国代际流动性进行深入考察的必要性。

当前中国正处在转变发展方式的攻关期，中国经济增长方式转变一个主要特征是由量的发展转变为质的提高，而这离不开个体的创新创造。十九大报告指出“使人人都有通过辛勤劳动实现自身发展的机会”，代际流动的提高有助于减少家庭背景对个体的影响，实现人力资本的积累和人力资源的有效匹配，在全球化竞争中实现产业结构升级，发挥我国的人口优势，促进经济持续增长。

代际间的不平等也会损害社会公平正义，代际不平等最主要的表现为个体间的机会不平等，这种是由自身的努力之外的因素所决定的个体收入、财富、教育等各种结果上的不平等。个体之间的机会不平等越大，社会公平感越低，如果不平等是由个体努力程度的

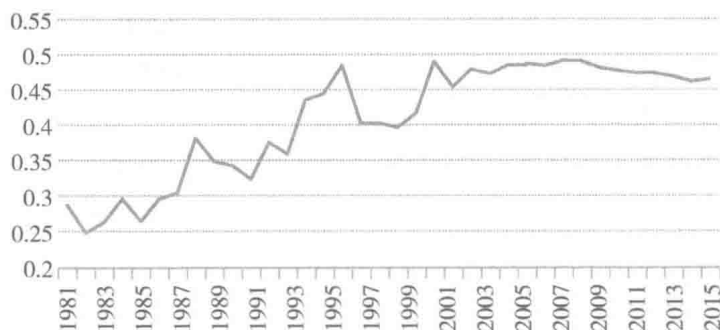


图 2 中国历年基尼系数

资料来源：国家统计局。

不同所引起，社会接受度则较高。但如果不平等是由个体不同的家庭背景所引起，则损害社会的公平和经济的运行效率，降低个体主观能动性的发挥，影响人力资本的投资。经济状况在几代人间传递的程度是理解不同社会之间的差异，以及不平等程度随时间变化的关键，代际流动程度偏低可能会破坏机会平等，并可能导致不平等的延续。

二、收入与教育的代际流动性的测算与跨国比较

2.1 代际收入弹性测算方法

经济学家和社会学家长期对代际流动问题感兴趣，这是一个活跃的前沿领域。代际传递通常衡量遗传禀赋或经济产出等在代际间的持续性，父代和子代在代际间的关联是多方面的，这不仅包括子代通过基因获得的先天的遗传禀赋，也包括通过父代生活习惯、言传身教、家族文化或人力资本投资等获得的各种产出。早期的文献讨论主要在于代际收入流动，主要是基于 Becker and Tomes (1979) 的代际流模型来进行分析，在早期对代际传递因果关系的研究中集中在兄弟姐妹和邻里关系(Solon, 1990)，但对于双胞胎、养父母、养子女及工具变量法很少涉及，早期代际传递研究集中于收入、对于教育、健康、职业、福利等其他维度也较少涉及。Solon (1990)

对 1990 年以前的代际传递相关文献进行了整理, 相关的研究在最近十多年间则取得了更多进展, 我们对此进行综述。

2.1.1 代际回归系数与相关系数分析

在对代际传递进行测算时, 较常采用的方法为系数法, 主要为回归系数和相关系数。代际回归系数, 是测算父代和子代相应维度之间的变动状况, 基本的回归方程如下:

$$y_{1i} = \alpha + \beta y_{0i} + \varepsilon \quad (1)$$

其中 y_{1i} 代表子代个体 i 的相应测算维度, y_{0i} 是代表父代相应的测算维度, ε 是误差项, 代际回归系数的测算可以是收入、教育、职业或智商等相应维度, 不同维度的测算可能有所差异, 但基本都是通过式(1)扩展或变化而来。回归系数可以衡量父代相应维度对子代的影响程度, 一个更高的 β 系数意味着较高的代际传递性, 较低的代际流动性。在对收入进行测算时, 通过采用的是父代和子代的对数收入, 系数也称之为代际收入弹性, 在对收入进行回归分析时, 我们也可以进一步采取分位数回归方法, 分析在父代不同分位数水平上子代收入的分布。在对教育进行测算时, 通常是通过父代和子代的教育年限来测算。

代际相关系数是显示父代和子代相应维度的密切程度, 较高的相关系数意味着较低的代际流动。相关系数和回归系数的关系如下: 相关系数等于回归系数乘以父代与子代标准差之比。因此, 相关系数和回归系数任何明显的差别均可能是由于标准差率的变化所引起:

$$\rho_{y_{0i}, y_{1i}} = \frac{\sigma_{y_{0i}}}{\sigma_{y_{1i}}} \beta \quad (2)$$

在收入维度中回归系数又被称为代际收入弹性, 代际收入弹性被认为是衡量社会公平与否的最重要的参考指标, 在代际弹性的分析中, 测算方法是父代永久收入对子代永久收入的回归系数, 由于实际中涵盖父代和子代永久收入的数据较少, 因此对永久收入的精确测算是一个很大的挑战。在实际中对永久收入的测算通常面临三个问题: 其一是持续的暂时性冲击; 其二是父代和子代的年龄; 其三是生命周期偏误。

持续的暂时冲击主要是指研究中通常用暂时收入作为永久收入的替代变量，但暂时收入方差大于永久收入的方差，导致系数估计出现偏误。Mazumder(2005)使用1984年SIPP数据与社会保障局的收入记录(SER)匹配，并提供经验估计，其发现估计时间的变化达16年。他发现，代际收入弹性估计值采用2年收入数据时为0.25，采用7年收入数据时为0.45，当使用16年的收入数据时上升到0.61，这些估计表明，为了代际收入弹性的准确估计，需要多年的连续收入数据。

其二是父代和子代的年龄，Baker和Solon(2003)及Mazumder(2005)指出收入偏差依赖于年龄，其在整个生命周期中变化，最小值大约为40岁。因此，一般来说，对代际弹性的测量误差大小也可能取决于年龄。Haider Sonlon(2006)指出如果代际收入弹性是根据父代和子代某一年龄的收入来测算，就收入的代表性而言，某些年龄段的收入比另外年龄段的收入对于一生收入更具有代表性。Böhlmark和Matthew(2006)指出在20多岁测得的暂时收入和持久收入的系数较小，一旦个体到了三十多岁，一直保持高收入到四十多岁，暂时收入与终身收入的系数接近于1，一旦到50多岁，其暂时收入与终身收入的系数减至0.6。这表明如果父代的年龄过大或子代的年龄过小，估计结果可能会存在偏差。

生命周期偏误是指根据生命周期理论，个人收入随年龄呈现倒“U”型曲线，在不同生命周期的收入观测值的差异会导致代际收入弹性的偏误。考虑到完整的职业生涯的收入曲线，能在职业生涯的同一时期，或者生命周期相似的阶段进行测算比较合理，但在实际测算中，父代的收入通常是在生命周期的偏后期进行计算，而子代的收入通常是在生命周期的偏前期进行的计算。Böhlmark和Matthew(2006)指出终生收入高的人通常会有更快的收入增长，而低收入和高收入者之间的早期职业收入差距往往会低估其永久收入的差距，因此采用其早期收入则会低估代际收入弹性。为了更准确地估计代际收入弹性，减少暂时性收入偏误和生命周期偏误，实证分析中通常采用多年收入平均并对父代和子代年龄进行控制。

2.1.2 转换矩阵分析

测算代际流动性的另一种方法是转换矩阵分析。回归系数更多的是对代际持续性的测量而不是代际流动性的测量，因此如果单纯只考虑回归系数会使我们忽略很多关于代际流动性的重要信息，代际转换矩阵则提供了一个可以观测经济产出在任何点的流动的可能性，是代际回归系数和相关系数的补充。对于收入维度，转换矩阵可以使用不同的收入阶层来测算；对于教育维度，转换矩阵可以使用不同的教育程度来测算；对于其他维度，可以相似方法来进行区分测算。

但转换矩阵也存在不足，以代际收入维度为例，Bhattacharya 和 Mazumder (2008) 批评了这种依赖于分布的任意离散化(例如，五分位数或四分位数)的标准转换矩阵方法，他们提供了新的向上流动的测算方法，即儿子在收入中的百分比排名超过父亲在收入中的百分比排名的概率，实际上这意味着子代收入一个微小的流动也可被观测到，更多的权重放在小范围的流动上面。他们利用美国青年纵向调查(NLSY)的数据，表明这种区别在实践中是重要的，当使用新方法时，黑人的向上流动程度与白人的向上流动程度相似。这说明估计结果可能会根据所使用的精度而有所不同，显示了不同的估计方法的稳健性的价值。

在采用转换矩阵分析中，Peter(1992)，Dearden 等(1997)把父子的收入平均分为五等分，分析了英国的代际收入流动，指出父代收入处于最低收入阶层的子代中，在收入分配中约有 1/3 的子代收入进入了收入的前 50%。他们同时还发现最高收入阶层和最低收入阶层流动性较低，出生于这两端的子代更有可能处于和父代相同的收入阶层中。Jantti 等(2006)发现在美国父代收入处于最低收入阶层时，超过 40% 的子代收入仅处于最低收入阶层，而挪威和丹麦最低收入阶层的子代的收入流动性要高很多。与北欧国家相比，美国和英国较高的代际收入弹性主要是由于尾部分布的不同。除了北欧国家处于最低收入阶层的子代的较高流动性，同样在这些国家最高收入阶层的流动性也较高。在这些国家中处于中间收入阶层的子代收入流动较相似，并没有明显的不同。Hirvonen(2006)用十分

位的转换矩阵分析了瑞典的代际收入流动，其指出在收入分布的顶端具有较高的持续性，但他同时指出社会向上流动的通道也很畅通，尽管富裕家庭的金融资本的继承更普遍，但是穷人和中产阶级仍然具有较高的流动性，这也促进了机会的平等。

此外还有姓氏分析，姓氏分析方法是最近才兴起，主要是基于家族姓氏或族谱等对长期的社会流动性进行研究。Clark (2012) 考察了家族财富和地位是如何传承的，其指出如果从几代人的数据来看，多数国家的社会流动性低于人们普遍的印象。

什么是最优的代际流动性，至今仍没有准确的定论。但被认可的标准是机会平等——即富人的孩子和穷人的孩子享有同等的成功的机会，不论个体的家庭背景如何。然而，代际相关性为零也并不是最优的，因为这违背了效率的原则。Solon (2004) 年指出富裕家庭的子女拥有更高的收入是因为其父母对其进行了更多的人力资本投资，其接受更高的教育，代际相关性为零意味着不同的人力资本投资回报相同，但这也启示我们要进行公共政策的干预，以追求机会的公平。

2.2 代际收入弹性的测算结果的跨国比较

经济学家一般通过考察两三代人的财富、就业和教育程度来追踪社会流动性，对代际收入流动的关注是由 Becker 和 Tomes (1979) 开始，其运用家庭经济学和人力资本投资理论从效用最大化角度把代际收入流动纳入到规范经济学的研究框架之中。目前对代际收入流动性的分析主要有三种方法：代际弹性分析，转换矩阵分析和姓氏分析。

许多学者采取不同方法对各国的代际收入流动性进行了测算。在对美国代际流动测算方面，较早期的研究通常采用单年的数据，Blau 和 Duncan (1967) 是最早论述父代收入与子代收入相关关系的学者，他们的研究认为，父代收入对子代收入的影响很弱。Becker 和 Tomes (1986) 对美国估计的代际收入弹性值为 0.2，他们的结论支持了布劳和邓肯的研究，即美国的代际收入流动性维持在较高的水平，美国社会中父代与子代的收入没有明显的相关性。Solon (1992) 把年龄的二次函数项置入多元回归模型中，并使用父代对

数收入的多年平均数替代单年的收入，其研究结论显示，美国的代际收入弹性系数大于 0.4，美国是个代际收入流动性很低的社会，这与之前的研究结果明显不同。Lee 和 Solon(2009)通过对 PSID 数据的更有效的运用，指出出生于 1952 年至 1975 年的美国人在代际收入流动方面并没有表现出很明显的变化。Chetty(2014)运用 1996—2012 年美国联邦所得税记录测算平均而言父代收入上升 10%，则子代的收入上升 3.4%。

之所以对代际流动趋势的测算呈现出很多明显不同的估计结果，主要取决于两个方面，其一是对父代和子代收入的计算，由于取样的困难，单年收入和以生命周期为基础测算的永久收入会带来不同的结果。另外父代和子代取样的方法也会影响估计值，对代际收入弹性的精确测定依赖多种条件。比如 Mayer 和 Lopoo(2005)运用 PSID 数据对 1949—1965 年出生群组的代际收入弹性进行测算，对每一群组，设定其年龄为 30 岁，这意味着，对 1990 年的代际弹性进行测算是基于 1960 年出生的个体而忽略了 1990 年其他个体的数据，结果是会产出代际收入弹性估计值的向下偏估。Levine 和 Mazumder(2002)，运用 NLS 和 PSID 的数据估计 1980—1990 年出生的 28~36 岁之间的男性子代的收入，但是其忽略了在其他年份这些子代的收入。

在对 OECD 国家进行测算方面，Anna(2007)分析了 OECD 国家的代际流动，结果表明，不同国家的代际收入流动性差别明显。北欧、加拿大和澳大利亚的代际收入流动性较高，而意大利、美国和英国代际收入流动性较低。Cheti 和 Ermisch(2007)分析了出生于 1950 年至 1972 年的子代的代际收入流动性，其采用了两阶段最小二乘法来估计，结果表明对于出生于 1950—1960 年的子代代际收入流动性保持稳定，但出生于 1961—1972 年的子代代际收入流动性明显下降。Oivind 等(2007)运用挪威代际数据，其包括子代生命周期一部分的收入和父代生命周期的几乎全部收入，对代际收入进行了重新估计。他们的研究表明，基于暂时性的收入，早期学者测算的挪威的代际收入流动性可能夸大了，基于生命周期收入的计算的代际收入弹性可能是之前的两倍，尽管如此，相比美国和英

国，挪威仍是一个代际收入流动性比较高的国家。由于变量定义和样本选择规则差异很大，不同学者的研究很难进行统一比较。

Jantti 等(2006)以可比的方式测算了6个国家的代际收入弹性，他们使用美国全国青年纵向调查(NLSY)、英国的全国儿童发展研究(NCDS)和北欧国家注册数据，为了尽量减少生命周期偏误，他们使用年龄在45岁左右的父亲和年龄在30~42岁之间的子代，因为需要在不同的国家使用相似的方法，因此他们仅采用父亲单年的数据，估计结果如下表1，其中美国男性代际收入弹性为0.517，英国为0.306，丹麦为0.071，瑞典的为0.258，挪威为0.155，芬兰为0.173。Blanden(2009)指出绝大多数的研究均表明南美国家和其他发展中国家的代际收入流动性较低，北欧的流动性最高，其他欧美发达国家居中。

表1 代际收入弹性国别比较

国家	男性 回归系数	男性 相关系数	女性 回归系数	女性 相关系数
丹麦	0.071 (0.064, 0.079)	0.089 (0.079, 0.099)	0.034 (0.027, 0.041)	0.045 (0.036, 0.054)
芬兰	0.173 (0.135, 0.211)	0.157 (0.128, 0.186)	0.08 (0.042, 0.118)	0.074 (0.045, 0.103)
挪威	0.155 (0.137, 0.174)	0.138 (0.123, 0.152)	0.114 (0.090, 0.137)	0.084 (0.070, 0.099)
瑞典	0.258 (0.234, 0.281)	0.141 (0.129, 0.152)	0.191 (0.166, 0.216)	0.102 (0.090, 0.113)
英国	0.306 (0.242, 0.370)	0.198 (0.156, 0.240)	0.331 (0.223, 0.440)	0.141 (0.099, 0.183)
美国	0.517 (0.444, 0.590)	0.357 (0.306, 0.409)	0.283 (0.181, 0.385)	0.16 (0.105, 0.215)

数据来源：Jantti 等(2006)

除了发达国家,还有对发展中国家代际收入弹性的计算,Doan和Nguyen(2016)利用1992年/1993年、1997年/1998年、2002年、2010年和2012年由越南统计局展开的五次越南生活水平调查数据(VHLSS)估计越南的代际收入弹性,采用双样本两阶段最小二乘法进行估计,结果表明越南的代际收入流动性约为0.48~0.49。转换矩阵和双样本工具变量分位数回归的结果强调收入最低的20%群体具有最低的流动性,这意味着贫困家庭的儿童摆脱贫困的机会仍是很脆弱,此外,最高分位的收入流动性随着时间的推移而增加。Nunez和Miranda(2011)计算智利大圣地亚哥的代际收入弹性在0.52~0.54的范围内,智利全国范围的代际收入弹性为0.6~0.7左右。Dunn(2004)使用双样本工具变量法测算巴西的代际收入弹性为0.66。对代际收入弹性的估计结果显示,北欧国家代际收入弹性最低,而拉美各国代际收入弹性普遍偏高,但由于代际收入弹性测算方法的多样性,不同测算方法对各国的测算并不一致。

三、代际收入弹性的理论模型与机制分析

3.1 代际收入弹性机制分析——一个理论模型

Solon(2004)建立了一个理论模型指出稳态代际收入弹性是代表四个关键因素的函数:遗传因素、人力资本投资回报、人力资本投资效率、公共投资,这对分析教育和收入的代际传递很有用。模型的基本设定如下:假定一个代表性家庭*i*仅包括第*t-1*期的父代和第*t*期的子代。父代一生的税后收入 $(1-\tau)y_{i,t-1}$ 需要在个人消费 $C_{i,t-1}$ 和子代投资 $I_{i,t-1}$ 中分配,个人所得税的税率为 τ ,则预算约束方程为:

$$(1-\tau)y_{i,t-1} = C_{i,t-1} + I_{i,t-1} \quad (3)$$

父代对子代的投资 $I_{i,t-1}$ 转换为子代人力资本 h_u 的比例为:

$$h_u = \theta \log(I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) + e_u, \text{ 其中 } \theta > 0 \quad (4)$$

其中 $G_{i,t-1}$ 代表政府对子代的人力资本投资, $\theta > 0$ 表示人力资本投资的边际产品为正,半对数的形式表明投资的边际效应递减, e_u 代际

子代从社会或家庭继承来的人力资本“天赋”。这种“天赋”可能来源于多方面，如基因遗传、后天养育、社会环境等。Becker 和 Tomese(1979)指出子代天赋由家庭的声誉、家庭遗传的能力、种族和其他特征，以及通过特定的家庭文化所获得的学习、技能和目标等。很显然，这种天赋依赖于父母、祖父母及其他家庭成员的特征，也受其他家庭的文化影响。子代这种天赋 e_{it} 与父母的天赋 $e_{i,t-1}$ 存在正向影响，其是一阶自回归的过程：

$$e_{it} = \delta + \lambda e_{i,t-1} + v_{it} \quad (5)$$

v_{it} 是白噪声，而遗传系数 λ 的取值范围为 $0 < \lambda < 1$ 。子代的收入 y_{it} 是由半对数方程决定：

$$\log y_{it} = \mu + \rho h_{it} \quad (6)$$

ρ 代表人力资本投资的回报。

父代的效用函数表示如下：父代全部的税后收入 $(1-\tau)y_{i,t-1}$ 需要在个人消费 $C_{i,t-1}$ 和子代投资 $I_{i,t-1}$ 中分配，则其 Cobb-Douglas 效用函数可表示为：

$$U_i = (1-\alpha) \log C_{i,t-1} + \alpha \log y_{it}, \quad \text{中 } 0 < \alpha < 1 \quad (7)$$

把(3)至(6)代入(7)得到：

$$U_i = (1-\alpha) \log [(1-\tau)y_{i,t-1} - I_{i,t-1}] + \alpha \mu + \alpha \theta \rho \log (I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) + \alpha \rho e_{it} \quad (8)$$

式(8)是包含 $I_{i,t-1}$ 的目标函数，效用最大化的一阶条件为：

$$\partial U_i / \partial I_{i,t-1} = -(1-\alpha) / [(1-\tau)y_{i,t-1} - I_{i,t-1}] + \alpha \theta \rho / (I_{i,t-1} + G_{i,t-1}) = 0 \quad (9)$$

求解可以得到：

$$I_{i,t-1} = \left[\frac{\alpha \theta \rho}{1-\alpha(1-\theta \rho)} \right] (1-\tau)y_{i,t-1} - \left[\frac{\alpha \theta \rho}{1-\alpha(1-\theta \rho)} \right] G_{i,t-1} \quad (10)$$

这个结果有几个直观的含义。其一，高收入的父代会对子女的人力资本投资更多。其二，父代对子女人力资本的投资随着父代的利他系数 α 而增加。其三，父代对子代人力资本的投资也会随着 $\theta \rho$ 的增加而增加，换句话说，当回报高的时候，父母更愿意对子代的人力资本投资。其四，政府对子代人力资本的公共投资会挤出父母的私人投资。把(4)式代入(6)式可以得：