

# 经济环境，教育观念与教育投入决策

经济学院 梁善晴

指导教师 方钦

**内容提要：**本文探究改革开放的经济环境对经历了改革红利一代的教育观念和教育支出的影响。主要使用 CFPS2010 年问卷数据的回归表明，青少年时期所处地区经济增速对教育观念具有反向效应，来自更不发达地区的个人倾向于认为教育更重要。高学历个人的反向效应更加显著，低学历、高收入个人的反向效应更不显著，东、中、西部地区个人的反向效应依次递增，背后反映出了阶层流动、产业结构等对教育观的影响。该反向效应同样从主观观念体现在了客观的教育支出上。本文的发现对理解中国当下教育问题提供了一个视角。

**关键词：**经济发展 教育观念 教育支出 人力资本

**中图分类号：**F126.1

## Economic Environment, Educational Perceptions, and Educational Investment Decisions

**Abstract:** This paper investigates the impact of the economic environment of reform and opening up on the educational perceptions and educational expenditures of the generation that experienced the reform dividend. Using regression analysis on the 2010 CFPS survey data, it is shown that the economic growth rate of the region during one's youth has a reverse effect on educational perceptions - individuals from less developed regions tend to believe that education is more important. This reverse effect is more pronounced for highly educated individuals, less pronounced for those with low education but high income, and increases progressively from the eastern, central, to western regions, reflecting the influence of social mobility, industrial structure, and other factors on educational perceptions. This reverse effect is also manifested in objective educational expenditures stemming from subjective perceptions. The findings of this paper provide a perspective for understanding current educational issues in China.

**Keywords:** Economic Development; Educational Perceptions; Educational Expenditures; Human Capital

**JEL:** D12 I21 O15

## 目 录

一、 引 言.....	1
二、 制度背景.....	5
(一) 改革开放进程.....	5
(二) 政策冲击的选择.....	7
三、 数据来源和回归模型.....	10
(一) 数据来源.....	10
(二) 回归模型.....	13
四、 基准回归结果和稳健性检验.....	15
(一) 基准回归结果.....	15
(二) 稳健性检验.....	16
1. 平行趋势检验.....	17
2. 排除 1998 年高校扩招的影响.....	18
3. 更改教育观念的赋值.....	20
4. 使用计数模型.....	20
5. 500 次安慰剂检验.....	16
五、 异质性分析.....	22
六、 从观念到行动：对教育支出的进一步探究.....	25
七、 结 论.....	27
参考文献.....	27
后记.....	25

## 一、引言

经济增长一直是经济学讨论的一个重要话题，在现代经济增长理论中，人力资本是一个关键要素，而教育是实现人力资本积累的重要方式。回顾经济理论史上的经济增长模型，自工业革命以降，人类经济增长模式就突破了马尔萨斯人口陷阱，进入到以分工的深化和市场的扩展为核心的斯密型动态增长，熊彼特式的创造性毁灭增长也包含在这个范畴。哈罗德-多马模型是对工业化国家早期增长模式的一个概括，在资本产出比长期不变的基本假设下，一个国家产出总量取决于资本存量，产出总量增长率取决于投资增长率（Harrod 1939; Domar 1946）。19 世纪 60 年代的索洛模型质疑了哈罗德-多马模型的单纯依靠投资促进增长的结论，指出在 TFP 不变时投资和产出会达到稳态，因此推动长期产出的增长需要依赖 TFP 的进步（Solow 1956）。卢卡斯和罗默在索洛模型的基础上进一步研究内生增长，TFP 从外生因素变成内生因素，经济行为人会对自己的人力资本进行最优投资，厂商会在利润驱动下进行技术研发从而带动技术进步（Lucas 1988; Romer 1990）。内生增长模型一定程度上受到了舒尔茨和贝克尔人力资本理论的启发，其认为教育是人力资本积累的重要方式（Schultz 1961; Becker and Tomes 1986）。

我国正在寻求从高指标、高投入、低效率的外延式经济增长方式转向效率驱动的内涵式经济增长。党的二十大提出，2022-2027 年建设社会主义现代化国家开局起步的主要任务是“经济高质量发展取得新突破，科技自立自强能力显著提升，构建新发展格局和建设现代化经济体系取得重大进展”。<sup>①</sup>与现代经济增长模型中重视人力资本相呼应，2024 年两会的政府工作报告强调要“深入实施科教兴国战略，强化高质量发展的基础支撑”“加强高质量教育体系建设”，这不仅是实现经济动能转换的必要条件，而且也是实现人的全面发展、提升民生福祉的重要举措。<sup>②</sup>但是目前中国的教育，特别是中小学教育，存在过度投资、内卷化的问题。根据中国教育财政家庭调查报告（2019），全国生均家庭教育支出为 8375 元/年，占家庭总支出比例为 12.92%，其中校外支出占比 23.52%，小学和

<sup>①</sup> 习近平：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，中国政府网，2022 年 10 月 25 日。

<sup>②</sup> 李强：《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，中国政府网，2024 年 3 月 5 日。

初中的校外支出占比分别达到 28.11%、22.80%。过度教育支出不利于扩大居民内需，内卷式教育也不利于积累高质量发展所需的人力资本。此情况下，不少人呼吁要实施减负政策。以 2021 年 7 月中共中央办公厅、国务院办公厅发布《关于进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担的意见》<sup>①</sup>为标志，全国开启轰轰烈烈的“双减”运动，但通过缩短在校时长所实现的教育减负在减轻学生课外学习负担方面的作用较为有限，且加重了教育不平等（张川川和王玥琴 2022）。周子焜等（2023）发现 2005-2018 年间实行的减负政策总体效果并不显著，在存在剧烈升学竞争的情况下限制教育供给的政策不仅难以减负，反而进一步凸显了教育公平问题。此外，由于限制了课外补习机构，减少了大学生就业的一大渠道，“双减”又以削弱经济、减少就业岗位、增加大学生就业压力，从而加剧考研考公竞争的方式增负。事实上，目前实施的减负政策主要通过行政命令手段压减作业总量和时长、限制学科类培训机构、限制课后辅导时间等，是抑制供给端，但过度教育的需求仍然很旺盛。而压制影子教育一定程度上也变成了和规范影子银行一样的周期性游戏，由于需求无法得到满足，因此总是在一段时间的之后再次无奈放开，过一段时间阴影变大之后再次限制。一个自然的问题是，为何过度教育投资的需求居高不下？根据 Tilak（2002）的归纳，影响教育支出分为客观因素如个人特征（如性别）、家庭特征（如家庭收入）、地区特征（如地区经济状况）、学校特征、政府教育支出等，和主观因素如家庭教育观念。已有多篇文献探讨过影响教育支出的客观因素，但对于主观因素的探究较少。教育投资的主要决策者是家长，本文想探究的是在中国特殊的制度背景下，1978 年开始的改革开放带来的经济环境变化如何影响了目前家长一辈的教育观念，进而如何影响到了对子代的教育支出。

本文个体层面的教育观念、个体特征来源于中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年数据，通过个人 12 岁时所在地级市合并来自各城市统计年鉴的市级各年份城镇居民家庭人均可支配收入和农民人均纯收入，以及来自《中国城市统计年鉴》的教育财政支出、总财政支出数据。参考 Duflo（2001）和 Chen, Fan et al.（2020），本文使用 cohort DID 衡量改革开放的经济环境对个人教育观念的影响，发现

<sup>①</sup> 中共中央办公厅、国务院办公厅：《关于进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担的意见》，中国政府网，2021 年 7 月 24 日。

1990-2000 年的第二轮改革开放显著影响了人们的教育观念，12 岁时居住地从 1990 年到 2000 年人均收入增长率每低 10%，即年均增长率低 1%，会使个人相信教育的信念提升 0.014。样本中 1990-2000 年各市人均收入增长率的标准差是 0.848，则各市人均收入增长率的变异带来的教育观念的变异为 0.089，占教育观念标准差的 18%。平行趋势和一系列的稳健性检验支撑了回归方法和结果的合理性。进一步的异质性分析表明，学历越高则人均收入增长率对教育观念的反向效应越强，这一定程度上反映了“知识改变命运”带来的阶层流动巩固了高学历人群的教育有用信念；收入越高这种反向效应越弱，进一步加入收入交乘项对高、低学历的人群进行分组回归表明，高学历人群中收入高低对反向效应无显著影响，但低学历人群中收入越高反向效应越弱，说明低学历但高收入的人群对于教育带来阶层上升、收入增加的作用更不敏感；分东、中、西部分组回归结果表明，反向效应呈现由西向东依次递减的趋势，这可能与各地域产业发展模式、就业技能偏向等有关。最后，为了验证主观上的观念对客观上的行为的影响，将被解释变量替换为孩均教育支出占家庭纯收入的比重，回归再次验证了地区人均收入增长率对教育支出的反向效应，说明观念确实影响了行动。

本文主要与三支文献有关。第一支文献从多种维度考察了家庭教育投入的影响因素，从主客观、微宏观两大分类方式可以延伸出四种领域。在探讨微观、客观因素方面，谷宏伟和杨秋平（2013）通过自编问卷和统计相关分析发现中国语境下家庭收入和家长对子女的期望教育程度是和子女教育投入关联非常显著的两个指标。除了收入的影响外，财富同样会影响家庭教育决策。以住房财富为例，Michael and Reynolds（2013）、陈永伟等（2014）分别发现美国和中国环境下住房财富对小孩进入公立一流大学、教育支出扩大都有正向影响。在宏观、客观因素方面，Yuan and Zhang（2015）使用城镇住户调查（UHS）2002-2006 的数据发现基础教育的公共投入和城镇家庭教育支出相互替代，且在低收入和高收入家庭中更显著，但是刘文杰等（2022）使用 CFPS 2010-2018 年的数据得出两者是互补关系的结论，因此增加公共财政教育投入并不能起到减负作用，还需要改变公众在主观认知上更相信校外教育可更显著地提高人力资本水平的观念，一定程度上为本文探讨经济环境带来的观念变化提供了更多依据；吴玲萍等（2018）发现收入差距对家庭教育消费产生了显著的促进作用，在低收入家庭组显著，在高

收入家庭组则不显著；张军等（2018）从地区就业技能结构的视角研究了家庭人力资本投资，发现高技能就业岗位占比提高会显著促进家庭增加人力资本投资。在微观、主观因素方面，较多文献将视角聚集在同群效应，如李长洪和林文炼（2023）发现当成绩相仿的竞争对手参加课外辅导时，学生参加课外辅导的可能性显著增加；方航等（2021）发现村庄平均教育支出每增长 1%，农户教育投资将会增加 0.27%，对应的社会乘数为 1.37，同群效应对受教育程度和收入水平较低的农户影响更大。在现有的探究教育投入的影响因素的论文中，宏观、主观因素方面的文献较少，其中一篇是 Roland and Yang（2017）通过 1977 年高考恢复的冲击构造拟断点，研究了文革带来的“迷失一代”在“努力就有回报”观念上的变化，以及对下一代教育支出的传导。尽管该文提到了错过恢复高考的父母会加大子代的教育支出，但它未专门探究教育观的变化，同时在中国语境下，除了高考恢复，更广义层面上的改革开放也塑造了一代人的精神面貌，社会阶层流动、知识改变命运、通过多种渠道提升收入均会对个人的教育观带来影响。本文的贡献在于探究改革开放的经济环境变革带来的教育观和教育行为的变化，丰富了文献较少的关于教育投入的宏观、主观因素的研究，刻画经历了改革开放红利一代的父母对教育格外重视的这个特征性事实，为用实证方法解释当今中国教育过度投入、内卷化现象提供一个视角。

第二支相关文献探究经济环境对个人教育、劳动回报等的影响。一些学者研究了早年经济环境对成年后的长期效应，如 Stuart（2022）研究了 1979-1982 年美国的“双底衰退”对小孩和青年本科毕业、成年后收入的负面影响；Rao（2016）认为一般而言童年时失业率对成年后的人力资本有负向影响。另外一些学者关注个体进入劳动力市场时的经济环境的作用，如 Kahn（2010）研究 1979-1989 年间毕业的个体时发现毕业时经济环境差将会使毕业生工资水平持续偏低、更偏向进入低级岗位、延长教育年限；Oreopoulos, von Wachter and Heisz（2012）发现在下行经济周期毕业对个体收入的影响可持续 10 年，更优秀的毕业生因为可以更快地跳槽到更好的公司而负向效应更小。除了经济衰退外，一些文献还研究了新兴经济体的经济发展的影响，如 Atkin（2016）发现墨西哥 1986-2000 年的贸易改革中，当地出口加工工业每新创造 25 个岗位，就有 1 个学生初中毕业后辍学，主要机制是低技能出口加工的发展使继续教育的机会成本更高。本文研究中

国改革开放带来的经济发展的影响，补充了文献较少的经济上行周期对个体人力资本的影响。

第三支相关文献研究观念的形塑。除前文提到的 Roland and Yang（2017）之外，Malmendier and Nagel（2011）发现经历了低股市回报期的个人在金融投资上更加风险厌恶、更抗拒风险投资、对未来的股市收益更悲观；Di Tella, Galiant and Schargrodsky（2007）发现布宜诺斯艾利斯郊区的一项给棚户区居民有限分配土地合法产权的政策使幸运获得产权的居民更信赖自由市场；Callen, Isaqzadeh et al（2014）发现在阿富汗亲历战争暴力提高了人们对确定性的偏好。本文立足于中国改革开放的制度背景，研究经济社会发展中教育观念的变化，是对研究观念的文献的一个拓展。

本文余下部分安排如下：第二部分介绍制度背景；第三部分介绍数据来源和回归模型；第四部分展示基准回归结果和稳健性检验；第五部分进行异质性分析；第六部分进一步探究对教育支出的影响；第七部分总结全文。

## 二、制度背景

### （一）改革开放进程

中国的改革开放被认为是世界上经济增长的一个范本。据 Zhu（2012），1978 年中国的实际人均 GDP 还是美国的 1/40、巴西的 1/10，但从 1978 年到 21 世纪头十年，中国经历了年均实际人均 GDP 增长率达到 8% 的高速发展阶段。按照世界银行 2022 年的数据，中国实际人均 GDP（2017 年国际美元不变价，PPP）已经达到美国的 1/4，巴西的 6/5。<sup>①</sup>

改革开放从多个方面塑造了今日的中国社会。从粉碎“四人帮”、结束“文革”后的解放思想开始，改革首先在农村和民营部门取得了突破，农村人均纯收入从 1978 年的 133.6 元增加到 1984 年的 355.3 元，<sup>②</sup>乡镇企业从 1983 年末的 134.64 万家增长到 1222.5 万家，<sup>③</sup>私营和个体企业就业人员占城市就业比重从 1978 年的 0.2% 增长到 1990 年的 3.9%。<sup>④</sup>与此同时启动“以开放促改革”，经济

<sup>①</sup> 世界银行：<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.PP.KD>。

<sup>②</sup> 资料来源：各年度《中国统计年鉴》

<sup>③</sup> 吴敬琏：《中国经济改革进程》，中国大百科全书出版社 2023 年版，第 86 页。

<sup>④</sup> [美]尼古拉斯·拉迪：《民有民享：中国私营经济的崛起》，郑小希译，中国发展出版社 2015 年版，第 90 页。

从内向型的进口替代向外向型的出口导向转变，逐步打破对外贸易垄断、弱化关税和非关税壁垒，并部分放开外汇市场。在国内市场大气候未建立的情况下，几轮经济特区的设立建立了与国际市场对接的小气候，1979-1990 年进出口总额从 293.3 亿美元增加到 1154.4 亿美元，<sup>①</sup>实际利用外商直接投资金额从 1983 年的 9.2 亿美元迅速增长至 1990 年的 34.87 亿美元<sup>②</sup>。1992 年邓小平发起“南方谈话”，中共十四届三中全会“50 条”《关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》制定了 1994 年整体改革的行动纲领，在财税体制、金融体制、外汇管理体制、社会保障体系多方面全面推进现代化改革，如财税体制方面，从“分灶吃饭”改为“分税制”；金融体制方面，建立中国人民银行独立执行货币政策的中央银行体制、金融市场分业监管体系、发展非银金融；外汇管理体制方面，建立有管理的人民币浮动汇率制度、实行经常项目强制结售汇制度；社会保障体系方面，推进养老保险、医疗、低保制度改革。2001 年加入 WTO 更是标志着开放程度的进一步扩大。

经济的变革也离不开思想的解放。改革开放以来，国家高层对经济体制的定位从“生产资料的社会主义所有制”<sup>③</sup>到“社会主义有计划商品经济”<sup>④</sup>，再到建立“社会主义市场经济”<sup>⑤</sup>，再到将“公有制为主体、多种所有制经济共同发展”作为基本经济制度<sup>⑥</sup>，在市场经济的逐步扩展深化中，人们的财富观、时间观、平等观、劳动观、消费观、金钱观、英雄观、经济道德观、乡土观和人才观等都发生了变化（张维迎 1985）。观念和经济环境的关系是多重的。一方面，生产力决定生产关系，经济环境可以映射到人们的意识中形成观念；另一方面，经济制度的现代化又离不开产权观念、企业家精神等思想的先发展。

中国的改革开放正在进入一个新的阶段。2010 年以后，中国经济增长模式转变，实际 GDP 增长率从原来 10% 的高速增长开始下降。在原有的扩张性、投

<sup>①</sup> 国家统计局：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0601&sj=2023>。

<sup>②</sup> 国家统计局：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0601&sj=2023>。

<sup>③</sup> 中共中央宣传部（1953）：《为动员一切力量把我国建设成为一个伟大的社会主义国家而斗争——关于党在过渡时期总路线的学习和宣传提纲》，《社会主义教育课程的阅读文件汇编》（第 1 编上册），人民出版社 1957 年版，第 341-374 页。

<sup>④</sup> 1984.10 中共十二届三中全会：《中共中央关于经济体制改革的决定》，中国政府网，1984 年 10 月 20 日。

<sup>⑤</sup> 十四大：《中共中央关于建立社会主义市场经济体制若干问题的决定》，中国新闻网，1993 年 11 月 14 日。

<sup>⑥</sup> 江泽民：《高举邓小平理论伟大旗帜，把建设有中国特色社会主义事业全面推向二十一世纪——江泽民在中国共产党第十五次全国代表大会上的报告》，共产党员网，1997 年 9 月 12 日。



资驱动、以土地撬动和高杠杆的粗放型增长模式下，个人虽然感到宏观经济向好，但在面临自身的就业、消费、储蓄、教育、医疗等方面却感到压力重重。而近几年，伴随全球地缘政治不确定性升高、宏观经济下行压力加大，微观上的悲观也开始延伸到了宏观领域。在经济从高增长到高质量发展的结构性变革中，个人在微观的就业、教育等选择上压力加剧；另一方面，民生的切实改善才能扩大内需、促进教育从而提高科技和人力资本，反过来又推动经济的高质量发展。文革后社会普遍贫穷，居民财富相对平均，改革开放后随着经济蛋糕做大，资源也经历了大规模的重新分配，社会阶层重新流动，而 1977 年高考的恢复又使“知识改变命运”成为可能。在这种情况下，经历了改革红利的一代普遍相信教育意味着机遇，并试图在子女一代复制他们的教育观，但在新的经济形势下却一定程度上造成了过度教育和内卷的社会问题。本文试图验证改革开放的经济环境对经历了改革红利的一代教育观的影响，并对当今过度教育问题提供一个角度的解释。

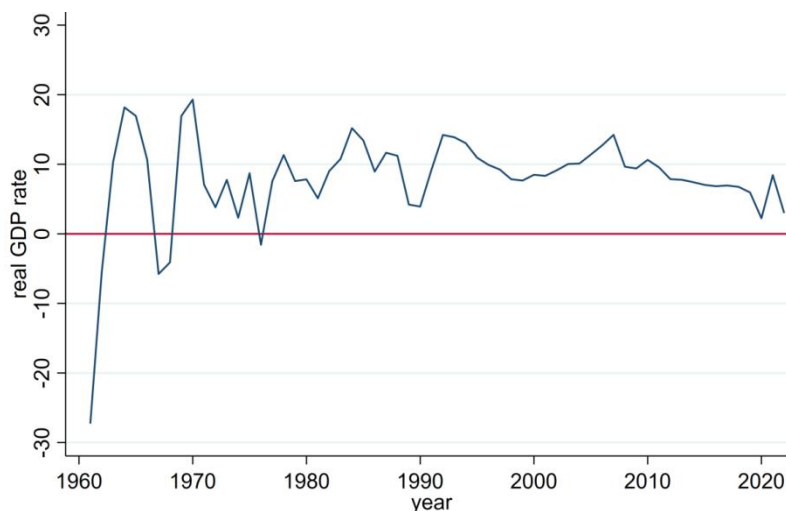


图 1 中国实际 GDP 增长率 (%)

资料来源：世界银行。

## （二）政策冲击的选择

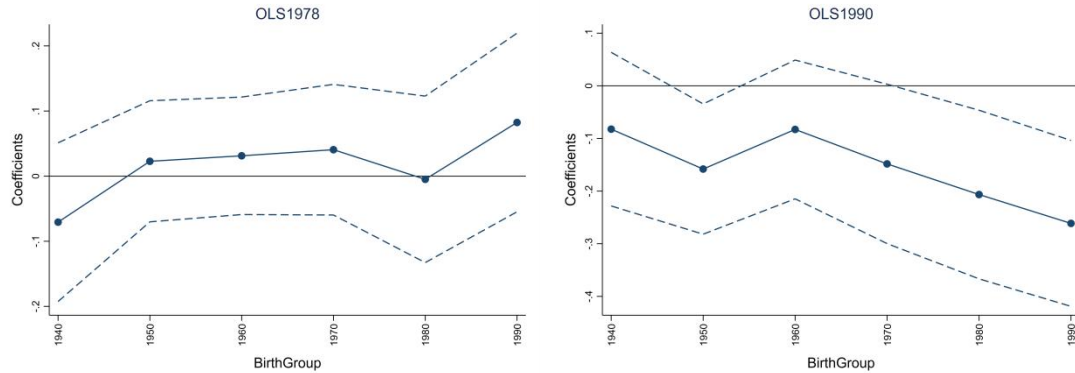
将改革开放作为制度背景，一个重要的问题是改革开放几十年，时间跨度久，而且几十年间的制度改革实际上分为了多个不同的阶段推进，因此并不能像研究经济周期的文献那样将一个经济衰退周期直接作为政策处理。参考吴敬琏，本文将改革开放分为三个阶段：1978-1989 年的增量改革、1990-2000 年的整体推进

和 2001-2010 年的所有制调整阶段。其中增量改革的特点是未改革整体体制，但在原来较为薄弱的农村和民营部门取得突破，呈现帕累托改进的特征；整体推进阶段的特点是确立社会主义市场经济的整体目标，且在财税、金融、外汇、社保等多个方面推进改革；所有制调整阶段的特点是初步建立市场经济，加入 WTO 使出口得到长足发展，市场体制进一步健全。为了验证哪个阶段的改革对本文的被解释变量教育观念产生了明显作用，本文首先参考 Who Suffers During Recessions? (Hoynes, Miller and Schaller 2012) 中通过分组 OLS 回归判定不同年龄段、种族-性别、学历群体的就业对美国 1979-2011 年 4 次衰退（分别是 1980、1990、2001、2007）的敏感程度的方法，界定要研究的经济环境具体指哪一阶段的改革开放，以及 *cohort* 应该设置为哪些年龄段的个体。基于此，首先构建以下的 OLS 回归模型：

$$Y\_EduBelief_{i,g,c,p} = \beta_0 + \beta_1 IncChange1978_{c,p} + \beta_2 X_{i,g,c,p} + \lambda_{g,p} + \varepsilon_{i,g,c,p} \quad (1)$$

其中  $Y\_EduBelief_{i,g,c,p}$  是被解释变量，表示处于  $p$  省（直辖市、自治区） $c$  市（地区、自治州）、属于出生队列  $g$  的个体  $i$  的教育观念，该变量数据来自 CFPS2010 问卷的问题：“一个人受教育程度越高，获得很大成就的可能性就越大”，取值为 1-4。参考 Stuart (2022) 将 1979-1982 年美国各县实际人均收入对数值的差值作为经济衰退程度的代理变量，本文的核心解释变量  $IncChange1978_{c,p}$  是  $p$  省（直辖市、自治区） $c$  市（地区、自治州）1978-1989 年人均收入对数变化的差值，衡量在 1978-1989 改革开放中地区经济发展程度，将该变量替换成  $IncChange1990_{c,p}$ 、 $IncChange2001_{c,p}$  则可以衡量 1990-2000、2001-2010 两轮改革开放的影响。参考 Chen, Fan et al. (2020) 的控制变量设计， $X_{i,g,c,p}$  是个体层面不随时间变化的控制变量，包括性别、民族成分、12 岁时居住地的城乡分类。由于解释变量是市级层面的截面数据，固定效应设置了省级  $\times$  出生队列层面的  $\lambda_{g,p}$ 。 $\varepsilon_{i,g,c,p}$  是残差项，聚类到和冲击相同的市级层面。此 OLS 回归为截面数据回归，为了判断不同出生队列的个体分别对三轮改革开放的敏感程度，分别用  $IncChange1978_{c,p}$ 、 $IncChange1990_{c,p}$ 、 $IncChange2001_{c,p}$  做三次分组回归，将 1940-1994 年间出生个体按 10 年分为一组。回归结果如下：

Panel A. 冲击：1978-1989 年第一轮改革开放      Panel B. 冲击：1990-2000 年第二轮改革开放



Panel C. 冲击：2001-2010 年第三轮改革开放

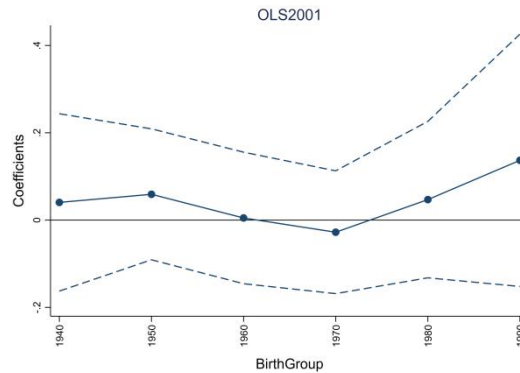


图 2 各阶段改革开放对教育观念的 OLS 分组回归结果

说明：图片依次为第一轮、第二轮、第三轮改革开放作为政策冲击的 OLS 分组回归结果，分组依据是 1940-1990 年间出生的个体每 10 年为一组，每个点代表了每个组的回归系数，上下界是 5% 的置信区间。

OLS 的分组回归结果表明，在 1990-2000 年的那波改革开放中 70-90 年代出生的样本有一个较为明显的下降趋势，而另外两轮改革开放并不显著。这可能是由于 1978-1990 年改革主要为增量改革，资源配置并未完全放开，而 2001 年之后新一轮主要由 WTO 拉动的经济发展已经无法再产生资源重新分配的效应。1990 开始的那一轮改革称得上是全面改革的开始，吴敬琏将 20 世纪 90 年代称作“中国经济发生大变化的十年”，<sup>①</sup>亦是社会观念发生大变化的十年。根据 OLS 的初步回归结果，本文将政策冲击设置为 1990-2000 年的第二轮改革开放，将 *cohort* 设置为 1970 年及以后出生的个体。下图展示了样本中 1990-2000 年各市（地区、自治州）实际人均收入增长率的分布。平均来说，从 1990 年到 2000

<sup>①</sup> 吴敬琏：《中国经济改革进程》，中国大百科全书出版社 2023 年版，第 124 页。

年，各市（地区、自治州）实际人均收入翻了一番，最高的翻了两番，少数市（地区、自治州）收入下滑。

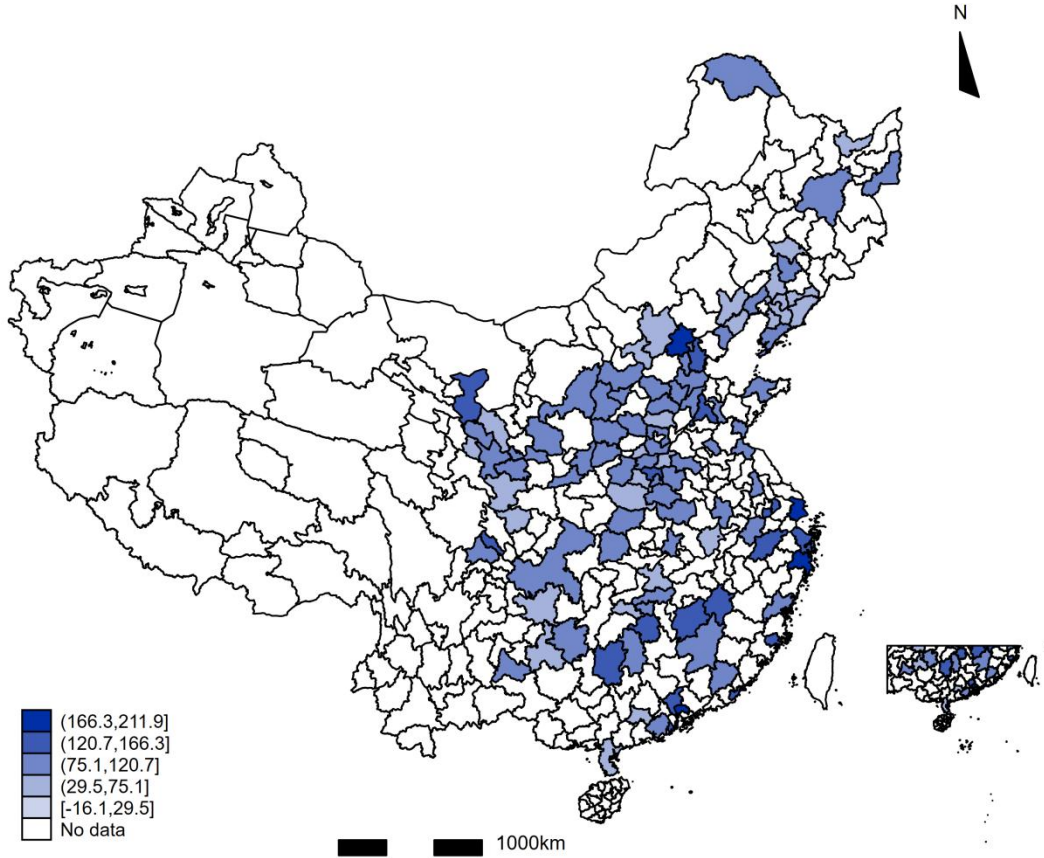


图3 各市实际人均收入增长率分布，1990-2000

资料来源：各城市统计年鉴

### 三、数据来源和回归模型

#### （一）数据来源

本文的微观数据来自中国家庭追踪调查（CFPS）。该调查由北京大学中国社会科学调查中心从2010年开始实施，每两年进行一次，主要调查结果基于分块问卷设计，分别纳入村居库、家庭成员库、家庭库、少儿库和成人库，是具有代表性的全国性抽样调查。个体层面的教育观念、教育支出、出生年份、性别、民族成分、城乡变量、收入、学历、住房财富、家庭支出、家庭人均纯收入等变量均来自CFPS。CFPS2010的样本中1940年以前出生的个体较少，使用该部分样本可能会造成较大的偏差，因此在数据中剔除了该部分个体。CFPS成人库包含了16周岁及以上的个体，因此2010年问卷最小个体为1994年出生，本文样

本的出生年份分布在 1940-1994 年之间。

人均收入和各地区教育状况等宏观变量来自各城市统计年鉴和《中国城市统计年鉴》。其中人均收入来源于各城市统计年鉴，包括城镇居民家庭人均可支配收入和农民人均纯收入，根据样本 12 岁时居住地的城乡分类相应赋值。各市的初始地区教育水平用 1990 年各市文教科学事业费支出占地方财政预算内收入比重代理，数据来自 1991 年的《中国城市统计年鉴》。在稳健性检验中还用到 1998 年各市高等学校数量，该数据来自 1999 年的《中国城市统计年鉴》。

本文的基准回归使用的被解释变量为教育观念，来自 CFPS2010 问卷的问题：“一个人受教育程度越高，获得很大成就的可能性就越大”，回答分为非常不同意、不同意、同意、十分同意、既不同意也不反对，原取值分别为 1-5，为了使取值反映偏好，将既不同意也不反对的中立情况取值改为 2.5，因此被解释变量取值为 1-4。如果将五种情况取值赋值为 1-5 也不改变回归结果，后续在稳健性检验部分会进一步说明。由于教育观念原则上一个样本只有一个，且只有 CFPS2010 问卷有相关问题，因此基准回归只用到了 CFPS2010 年的数据。但在后续进一步探究教育支出时，本文将 2010-2020 年 6 年的问卷合并成了一个面板数据，教育支出变量来源于经济库中的“过去一年，家庭教育支出”。

本文的核心解释变量为人均收入变化和出生队列的交乘项。如前文所述，人均收入变化为各市 1990-2000 年人均收入对数差值，出生队列为是否出生于 1970 年及之后的哑变量，若是则取 1。CFPS 问卷中包含个人的出生地、3 岁时居住地、12 岁时居住地和现居住地信息，由于青少年时期环境对观念的塑造作用更加显著，本文使用的是 12 岁时居住地，通过该变量与宏观的地区收入、初始教育水平等变量进行合并。主要变量的来源和描述性统计如下：

表 1 文中所有变量及其来源

	变量	定义	数据来源
基准回归			
核心被解释变量	EduBelief	观点：一个人受教育程度越高，获得很大的成就可能性就越大。	CFPS2010 成人库

核心解释变量	IncChange1990	各市1990-2000年人均收入对数的差 值	各城市统计 年鉴
	Cohort	出生年份在1970年及以后=1, 否则=0	CFPS各年度 成人库
个体层面控制变量	Gender	性别, 男=1, 女=0	CFPS各年度 成人库
	Ethnicity	民族成分, 汉族=1, 少数民族=0	CFPS各年度 成人库
	Urban12	12岁时居住地基于国家统计局资料的 城乡分类变量, 城镇=1, 乡村=0	CFPS各年度 成人库
省份层面控制变量	FiscalEduRate	1990年各市文教科学事业费支出占 地方财政预算内收入比重	《中国城市 统计年鉴》1991

#### 稳健性检验

解释变量	NumOfTertiarySchool	1998年各市高等学校数量	《中国城市 统计年鉴》1999
------	---------------------	---------------	--------------------

#### 异质性分析

	D_edu	学历, 大专及以上学历=1, 否则=0	CFPS各年度 成人库
	Inc	个人收入	CFPS各年度 成人库

#### 教育支出

核心被解释变量	EduRatio	教育消费倾向, 孩均教育支出/家庭 人均纯收入	CFPS各年度 经济库、少儿库
个体层面控制变量	Age	年龄	CFPS各年度 成人库
	EduYear	教育年限	CFPS各年度 成人库
家庭层面控制变量	HouseValue	房产价值	CFPS各年度

			经济库
	Expense	家庭总支出	CFPS各年度 经济库
	FamSize	家庭规模	CFPS各年度 家庭库
	N_college	家中上大学及以上的小孩个数	CFPS各年度
	N_high	家中上高中的小孩个数	CFPS各年度
	N_middle	家中上初中的小孩个数	CFPS各年度
	N_primary	家中上小学的小孩个数	CFPS各年度
	N_nursery	家中上幼儿园的小孩个数	CFPS各年度
	N_preschool	家中学前小孩个数	CFPS各年度

表 2 主要变量的描述性统计

	Control Group (1940-1969)		Treatment Group (1970-1994)	
	IncChange_Lower (1)	IncChange_Upper (2)	IncChange_Lower (3)	IncChange_Upper (4)
EduBelief	2.989 (0.452)	2.957 (0.453)	2.921 (0.507)	2.863 (0.516)
Gender	0.539 (0.499)	0.534 (0.499)	0.507 (0.500)	0.513 (0.500)
Ethnicity	0.903 (0.296)	0.945 (0.228)	0.900 (0.300)	0.902 (0.298)
Urban12	0.343 (0.475)	0.593 (0.491)	0.338 (0.473)	0.574 (0.494)
Age	52.884 (8.247)	53.153 (7.979)	29.002 (7.753)	28.319 (7.646)
N	5023	8245	4157	6180

Note: Standard deviations are in parentheses.

## (二) 回归模型

本文用两重差分构建 cohort DID 模型: 第一重差分为接受了不同第二轮改革开放冲击的市（地区、自治州），参考 Stuart（2022）将 1990-2000 年人均收入对数的差值作为冲击程度的代理变量；第二重差分为在同一个市（地区、自治州）中不同出生队列的人群的教育观受经济环境的影响不同。本文认为该模型的构建具有一定合理性：一，在第二部分已经通过初步的 OLS 回归验证了政策冲击和出生队列窗口的选择。二，研究经济周期和人力资本的文献认为经济环境对少儿

(Stuart 2022; Rao 2016)、青年 (Kahn 2010; Oreopoulos, von Wachter and Heisz 2012) 影响较大, 它们的平行趋势检验都验证了经济环境变化对出生较早的个体影响不显著, 如 Stuart (2022) 就发现 23-28 岁的个体受美国 1979-1982 年衰退的影响就已经接近 0。本文的政策冲击设定为 1990-2000 年第二轮的改革开放, *cohort* 设置为 1970 年及以后出生的个体取 1, 而 1970 年出生的个体在 1990 年是 20 岁, 样本中最晚在 1994 年出生的个体的暴露窗口是 0-6 岁, 差不多符合 Stuart (2022) 验证的受影响年龄段。而且如果按照文献所述, 年龄越小的个体对经济变化的敏感度越高, 那么应该可以观察到效应随着个体出生越晚而越强, 后续平行趋势检验符合这一结论。

依循 Duflo (2001), 基准回归模型设定如下:

$$Y\_EduBelief_{i,g,c,p} = \beta_0 + \beta_1 IncChange1990_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994) + \beta_2 X_{i,g,c,p} + \lambda_c + \lambda_{g,p} + \Lambda_c \times \mu_g + \varepsilon_{i,g,c,p} \quad (2)$$

其中  $Y\_EduBelief_{i,g,c,p}$ 、 $IncChange1990_{c,p}$ 、 $X_{i,g,c,p}$ 、 $\lambda_{g,p}$  与回归式(1)定义的一致。 $I(1970 \leq g \leq 1994)$  为个体出生年份在 1970-1994 之间取 1 的示性函数。由于 cohort DID 相当于将截面数据转换为面板数据, 允许控制城市层面固定变量  $\lambda_c$ 。省份×出生年份固定效应  $\lambda_{g,p}$  允许了省份在队列趋势上的异质性, 此外参考和 Chen, Fan et al. (2020), 本文将 1990 年各市文教科学事业费支出占地方财政预算内收入比重作为各市初始教育水平的代理变量, 通过与出生年份做交乘, 可以进一步允许各市的异质性趋势与初始教育水平相关, 记为  $\Lambda_c \times \mu_g$ 。

截面 cohort DID 的一个问题是无法在回归式中控制年龄, 从而自出生队列中分离出年龄的趋势。但是在本文的回归设计中, 被解释变量是教育观, 没有充足的证据认为教育观会像个人收入一样在生命周期中会有一个规律性的变化, 因此本文认为无法控制年龄变量不是一个重要的问题。

同一般性的 cohort DID 一样, 本文的回归效应也应该解释为保守值, 因为尽管第二轮的改革开放对 1970 年前出生的个人的教育观影响并不显著, 但无法全面排除这种影响, 因此回归可能低估经济环境对教育观的作用。



## 四、基准回归结果和稳健性检验

### （一）基准回归结果

表 3 展示了基准回归结果。两列回归均控制了城市、省份×出生年份、基准教育水平×出生年份的固定效应，不同的是第 2 列进一步控制了事前趋势，即加入了每个市（地区、自治州）1940-1969 年出生的个体的平均教育观念和出生年份的交互项。列（1）的结果显示 $\beta_1$ 为负，即在 1990-2000 年第二轮改革开放中，如果地区经济发展更慢，个人对教育的重视程度更高。具体来说，若该地区人均收入增长速度减少 10%，即年均减少 1%，则其教育观念平均增加  $\ln(10\% + 1) \times 0.143 = 0.014$ 。<sup>①</sup>结合 1990-2000 年各市人均收入增长率的标准差是 0.848，则各市人均收入增长率的变异带来的教育观念的变异为 0.089，可以解释教育观念变异的 18%。列（2）在控制了事前趋势后 $\beta_1$ 为-0.155，结果较为稳健。

改革开放带来的经济环境变化在区域间的不同对个体的教育观念带来了不同的影响，回归结果表明人均收入增长率对教育观念具有反向效应。可能的解释有：一，路径依赖效应。对于那些在青少年时期来自更不发达地区的个体，如果他们自身通过“知识改变命运”成功实现了阶层上升，可能更会认为教育对成功很重要。二，多元发展效应。对于个人来说，如果能够通过高考之外的路径获得成功的话，那么观念中学历对于个人成就的重要性就会减弱。而个人是否能够通过高考之外的多元路径获得发展与地域间不同的产业模式也具有一定关联，如张川川（2015）论述了 2000-2005 年的出口扩张创造的低端就业岗位削弱了劳动者接受进一步教育的动机，可能形成“中等教育陷阱”；Atkin（2016）发现墨西哥 1986-2000 年低技能出口加工的发展使继续教育的机会成本更高，使学生在初中毕业后辍学的概率大幅提高。在中国“以开放促改革”的过程中，东部沿海的发达地区更容易发展出口加工贸易，这种贸易以低技能的劳动密集型为主，主要模式是“三来一补”，并不需要学历高的高技能劳动力。商品经济、零工经济发达的地区也充斥着人们下海致富的故事，除了手握资源的政治精英外，还有凭自

<sup>①</sup> 计算方法：假如一个地区没有经历经济增长，则 2000 年人均收入=1990 年人均收入， $Y_{2000} = \beta_1 \ln \left( \frac{IncPerCapita_{1990}}{IncPerCapita_{1990}} \right) + \dots = 0 + \dots$ ①；实际上  $Y'_{2000} = \beta_1 \ln \left( \frac{IncPerCapita_{2000}}{IncPerCapita_{1990}} \right) + \dots = \beta_1 \ln \left( \frac{IncPerCapita_{2000} - IncPerCapita_{1990}}{IncPerCapita_{1990}} + 1 \right) + \dots = \beta_1 \ln(IncPerCapitaGrowthRate + 1) + \dots$ ②，其中①式和②式省略号中的内容一样，相减即得  $Y'_{2000} - Y_{2000} = \beta_1 \ln(IncPerCapitaGrowthRate + 1)$ 。设  $IncPerCapitaGrowthRate = 10\%$ ，则个人的教育信念由地区经济增长带来的变化就是  $\beta_1 \ln(10\% + 1)$ 。

身实力白手起家的“小人物”，他们都不是依据“知识改变命运”的常规路径获得世俗成功的。三，望子成龙效应。改革开放是“先富带动后富”，对于经历了改革红利但尚未实现阶层上升的个人而言，可能将通过教育改变命运的希望寄托在下一代身上，而经济发展更慢的地区个人的致富机会更少，更有可能相信教育的重要性。在第五部分的异质性分析中，本文还将进一步做阐释。

表 3 1990-2000 年第二轮改革开放中地区人均收入增长对教育观念的影响

	(1)	(2)
	EduBelief	EduBelief
IncChange1990 × Cohort	-0.143*** (0.053)	-0.155*** (0.054)
Gender	0.023*** (0.008)	0.023*** (0.008)
Ethnicity	0.009 (0.027)	0.010 (0.027)
Urban12	0.000 (0.020)	-0.004 (0.020)
City FE	✓	✓
Province × BirthYear FE	✓	✓
Base Education × BirthYear FE	✓	✓
Pre-Trend	×	✓
Observations	17974	17974
Adj $R^2$	0.054	0.055
Mean	2.935	2.935
SD	0.478	0.478

Note: Standard errors are clustered at the city level. In parentheses are standard errors.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## （二）稳健性检验

DID 有许多重要的假设。一是无预期假设，即样本没有自选择。本文中样本的自选择主要来自迁徙，但正如 Chen, Fan et al. (2020) 所论证的，中国的大移民在 90 年代中期后才开始；2003 年之后由于加入 WTO 需要大量劳动力，户籍开始散开流动，但子女教育依然受限。在本文所使用的样本中，现居住省非出生省份的人数占比为 7.13%；本文考察的是个体 12 岁时居住地，而样本中现居住省非 12 岁时居住省的人数占比更少，为 1.39%，进一步减小了因为迁徙带来的自选择和测量误差，因此本文认为该假设基本满足。二是冲击外生假设，本文的被解释变量在个人层面，而冲击在市级层面，相对外生。此外，DID 最关键的两

个假设分别是平行趋势和冲击独立，下文将做平行趋势检验，以及检验 1998 年的大学扩招是否会与政策形成同期影响。额外的稳健性检验还包括更改被解释变量取值、将基准的线性回归模型更换为计数模型和 500 次安慰剂检验，结果都证明了基准回归的稳健性。

### 1. 平行趋势检验

参考 Duflo（2001），cohort DID 的平行趋势检验方程如下：

$$Y\_EduBelief_{i,g,c,p} = \beta_0 + \sum_{\gamma=1940(5)1994, \gamma \neq 1965} \beta_{1,\gamma} IncChange1990_{c,p} \times I(g \in \gamma) + \beta_2 X_{i,g,c,p} + \lambda_c + \lambda_{g,p} + \Lambda_c \times \mu_g + \varepsilon_{i,g,c,p} \quad (3)$$

由于本文根据 CFPS2010 的样本分布选取了尽可能长的时间区间，如果按照惯例将每个出生年份都取一个虚拟变量，会造成变量过多、不易考察的问题。因此，本文将 1940-1994 年 5 年分为 1 组构建一个虚拟变量，这样也可以进一步平滑出生队列的教育观念变化趋势，分组用  $\gamma = 1940(5)1994$  来表示。由于 cohort 为 1970 年及之后出生的个体，因此将 1965-1969 年出生的组别设为基期，类似于标准 DID 中的政策前一期，式（3）中用  $\gamma \neq 1965$  表示。 $\beta_{1,\gamma}$  为关注的每个虚拟变量的回归系数。 $I(g \in \gamma)$  为出生年份是否属于  $\gamma$  组的示性函数。其余符号与前文相同。下图展示了平行趋势检验的结果：

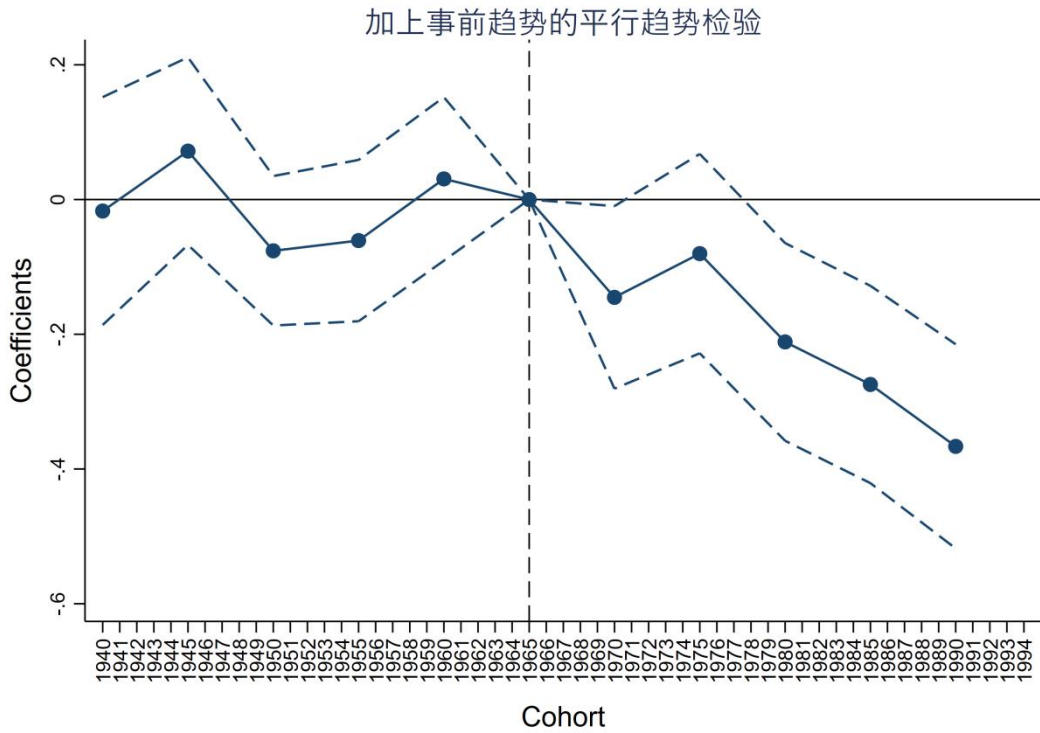


图 4 1990-2000 年第二轮改革开放中地区人均收入增长对不同出生队列组的教育观念的影响，加上事前趋势

说明：图片展示了平行趋势检验的结果，将 1940-1994 年 5 年为一组构建虚拟变量，每个点代表了每个组的回归系数，上下界是 5% 的置信区间。

平行趋势检验的结果显示，1970 年之前出生的队列的回归系数在 0 上下波动，表示在第二轮改革开放之前，人均收入增速不同的地区人们的教育观念没有随出生年份变动的异质性趋势。在 1970 年及之后，回归系数基本上显著为负，且随着出生队列逐渐下降并越来越显著，这与 Stuart（2022）描述的经济周期对年龄越小的个体影响越大相一致。

## 2. 排除 1998 年高校扩招的影响

在中国的 90 年代，与本文考察的政策同时发生且与教育非常相关的一个事件是 1998 年的大学扩招。尽管本文的 *cohort* 取值是 1970 年及之后为 1，假设个体 18 岁高中毕业，那么 1998 年大学扩招影响的个体基本上是 1981 年及之后出生的，与本文选取的出生队列窗口并不完全重合，但是仍有必要检验一下大学扩招在本文的回归设定中是否产生了额外影响。参考丁相元，张子尧和黄炜（2024），选取 2 个变量来衡量大学扩招政策：一是设置该市 1998 年高等学校数量是否大

于中位数的虚拟变量，大于则取 1；而是直接用各市 1998 年高等学校数量的连续变量作为扩招政策强度的代理变量。回归模型如下：

$$Y\_EduBelief_{i,g,c,p} = \beta_0 + \beta_1 IncChange1990_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994) + \beta_2 D\_NumOfTertiarySch_{c,p} \times I(1981 \leq g \leq 1994) + \beta_3 X_{i,g,c,p} + \lambda_c + \lambda_{g,p} + \Lambda_c \times \mu_g + \varepsilon_{i,g,c,p} \quad (4)$$

$$Y\_EduBelief_{i,g,c,p} = \beta_0 + \beta_1 IncChange1990_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994) + \beta_2 NumOfTertiarySch_{c,p} \times I(1981 \leq g \leq 1994) + \beta_3 X_{i,g,c,p} + \lambda_c + \lambda_{g,p} + \Lambda_c \times \mu_g + \varepsilon_{i,g,c,p} \quad (5)$$

式的  $D\_NumOfTertiarySch_{c,p}$  为  $p$  省（直辖市、自治区） $c$  市（地区、自治州）1998 年高等学校数量是否大于中位数的虚拟变量，大于取 1；（5）式的  $NumOfTertiarySch_{c,p}$  为  $p$  省（直辖市、自治区） $c$  市（地区、自治州）1998 年的高等学校数量。 $I(1981 \leq g \leq 1994)$  是个体是否出生在 1981-1994 年之间的示性函数，其依据是一般而言高中毕业为 18 岁，因此 1999 年开始的大学扩招影响的第一批个体在 1981 年出生。表 4 列（1）和列（2）分别报告了（4）式和（5）式的回归结果，尽管第（1）列大学扩招的交乘项在 10% 的水平显著，但核心交乘项系数依然显著且取值稳健，说明大学扩招对本文的回归设计影响有限。

虽然无法排除 1981 年之前、特别是在 1981 年前几年内出生的个体也可能会受大学扩招政策影响的可能性，但是本文通过（6）式的回归模型也发现，即使认为大学扩招完全与本文的政策和出生队列窗口重合，基准回归的结果也是稳健的。列（3）报告了回归结果，“赛马回归”的结果是核心交乘项依然显著，大学扩招交乘项不显著。

$$Y\_EduBelief_{i,g,c,p} = \beta_0 + \beta_1 IncChange1990_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994) + \beta_2 D\_NumOfTertiarySch_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994) + \beta_3 X_{i,g,c,p} + \lambda_c + \lambda_{g,p} + \Lambda_c \times \mu_g + \varepsilon_{i,g,c,p} \quad (6)$$

### 3. 更改教育观念的赋值

如第三部分所述，原问卷中教育观念的回答分别是非常不同意、不同意、同意、十分同意、既不同意也不反对，原取值分别为 1-5，在处理中本文将既不同意也不反对的中立情况取值改为 2.5，因此被解释变量取值为 1-4。基准回归采用这个赋值方法是为了使取值尽可能贴近原问卷的设计。列（4）报告了将取值改成等距的 1-5 的回归结果，由于被解释变量取值变化，无法直接与基准回归的系数作对比，但是仍然显示出了显著的反向效应。

### 4. 使用计数模型

被解释变量在问卷中是有序离散变量，因此更准确的回归模型是计数模型。常用的计数模型包括 ordered logit、ordered probit、泊松回归和负二项回归。由于被解释变量期望值大于方差，因此不适用负二项回归模型，本文未做负二项回归模型检验。表列（5-7）分别报告 ordered logit、ordered probit 和泊松回归的结果，该系数与基准的线性回归并不直接可比，如要比较需要进一步考察边际效应，但定性地看，回归系数的符号均与主回归一致，表明经济发展对教育观念的反向效应稳健。

尽管计数模型对于本文有序离散的被解释变量来说更加准确，但是传统的线性回归模型更容易作出经济学解释，并且可以控制多维固定效应，因此基准回归仍然采用线性回归。此外，基准回归直接使用了教育观念的原取值，主要参考 Roland and Yang（2017），该文献同样使用了 CFPS2010 的观念问题：“努力就有回报”。但计数变量的 OLS 回归一般将被解释变量取对数，列（8）报告了将教育观念取对数后的回归结果，反向效应依然稳健。

**表 4 地区人均收入增长对教育观念的稳健性检验**

	Enlargement of college			Different assignment of EduBelief	Count data model			
	(1) Dummy	(2) Continuous variable	(3) Same Cohort		(5) ologit	(6) oprobit	(7) poisson	(8) ln(EB)
IncChange1990 × Cohort(1970-1994)	-0.149*** (0.054)	-0.147*** (0.054)	-0.159*** (0.054)	-0.218* (0.120)	-0.515* (0.303)	-0.276* (0.162)	-0.051*** (0.017)	-0.061*** (0.022)
D_NumOfTertiarySch × Cohort(1981-1994)	-0.043* (0.024)							
NumOfTertiarySch × Cohort(1981-1994)		-0.002 (0.002)						
D_NumOfTertiarySch × Cohort(1970-1994)			0.019 (0.018)					
City FE	✓	✓	✓	✓	×	×	✓	✓
Province × BirthYear FE	✓	✓	✓	✓	×	×	✓	✓
Base Education × BirthYear FE	✓	✓	✓	✓	×	×	×	✓
Pre-Trend	✓	✓	✓	✓	×	×	×	✓
Observations	17974	17974	17974	17974	18054	18054	17974	17974
Adj $R^2$	0.054	0.054	0.054	0.043				0.050
Pseudo $R^2$					0.010	0.010	0.003	

Note: Standard errors are clustered at the city level. In parentheses are standard errors.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

### 5.500 次安慰剂检验

最后，将  $IncChange1990_{c,p}$  的取值随机赋值进行 500 次安慰剂检验，结果如图 5 所示。图中 500 次安慰剂检验的系数大致呈现 0 左右的对称分布，且均未得到实际回归系数的 -0.143，说明基准回归显著的效应不是因为数据的随机性或教育观念本来随着出生年份的推后就内在拥有的下降趋势。

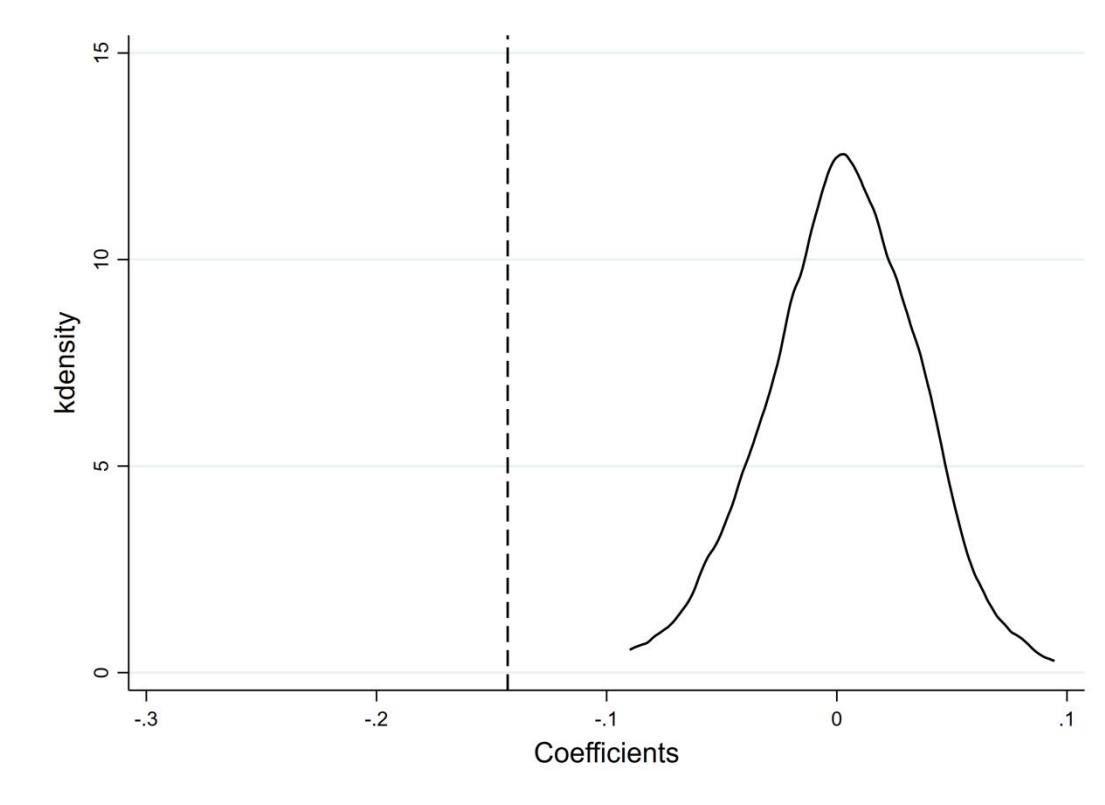


图 5 随机分配地区人均收入增长量的 500 次安慰剂检验

说明：图片展示了将  $IncChange1990_{c,p}$  随机赋值，进行 500 次安慰剂检验的结果。实线为 500 次安慰剂检验得到的回归系数的核密度曲线，虚线为基准回归的系数。

## 五、异质性分析

基准回归的结果表明人均收入增长率对教育观念具有反向效应，在 1990-2000 年的第二轮改革开放中，青少年时期所处地区经济发展速度更慢，个人倾向于认为教育对成功更重要。为什么会出现这种结果？本节将尝试从异质性分析的角度解释经济增长对教育观念的反向效应，具体地考察不同学历、收入和地域的群体的教育观念差异。

表 5 列（1-2）报告了按照高低学历分组回归的结果，考虑到所有样本中 93.84% 的个体、1970 年及以后出生的子样本中 89.69% 的个体的学历都在高中及以下，将高学历定义为大专及以上。比较两组回归结果，发现对于高学历群体，如果青少年时期居住地区人均收入增长速度减少 10%（年均减少 1%），其教育观念平均增加  $\ln(10\% + 1) \times 1.275 = 0.122$ ；而低学历群体的反向效应仅有  $\ln(10\% + 1) \times 0.124 = 0.012$ ，两者的差距为 0.11，为标准差的 23%。



列（3）分析个人收入对反向效应的影响。由于收入是连续型变量，因此引入  $IncChange1990_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994) \times Inc_i$  的 DDD 交乘项。本文对收入变量做了以下处理：为了避免极端值的影响，将收入变量前后缩尾 1%；为了更好地观察回归系数，收入的单位取为万元。结果表明  $IncChange1990_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994) \times Inc_i$  的回归系数为 0.039，在 5% 的置信水平上显著为正，即收入每增加 1 万元，青少年时期居住地区人均收入增长速度对教育观念的反向作用降低 0.039，占标准差的 8%。对于高收入的人群来说，即使来自经济增速更低、更不发达的地区，他们也并不那么认为教育对于成功具有如此高的重要性。

为了进一步剖析学历和收入和经济环境对教育观念的关系，列（4-5）不仅加入了  $\times Inc_i$  的 DDD 交乘项，还对高、低学历群体分组回归。结果显示， $\times Inc_i$  的 DDD 交乘项在低学历组别中显著，高学历组别中不显著，这说明列（3）的收入抵消效应主要由低学历群体带来。一个可能的解释是，对于低学历但高收入的人群来说，获得高收入的途径并非通过接受更高层次的教育，而可能通过其他个人才能的发挥、时代机遇的创造带来。因此尽管核心交乘项  $IncChange1990_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994)$  的系数仍然为负，即青少年时期所在地域的经济发展对教育观念呈现反向效应，但在低学历、高收入群体中这个反向效应被正向的  $\times Inc_i$  的 DDD 交乘项系数抵消掉一部分，本文将这种并非通过高考等高学历原因带来成功、因而具有不认为教育那么重要的倾向成为多元发展效应。与之相对的是，在高学历的分组回归中， $\times Inc_i$  的 DDD 交乘项系数并不显著，即对于高学历人群而言，收入的变化对于教育观念的影响并不大。值得注意的是，高学历人群中两类：一类是高学历、高收入的人，一类是高学历但收入并没有那么高的人。对于前者而言，更强烈的反向效应可能来自于自身成功模式的复制：来自经济更不发达的地区，但是通过知识改变了命运，实现阶层的跃升。本文将其称作路径依赖效应。对于高学历但收入没有那么高的群体，反向效应仍然更加强烈，可能是因为尽管自身并未实现“知识改变命运”，但仍然相信学历的作用，<sup>①</sup> 本文将其称作望子成龙效应。在目前家长对子代的过度教育投资现象中，往往能同时看到路径依赖效应和望子成龙效应的存在。

<sup>①</sup> 样本中的数据确实能印证这点，高学历群体的人均收入是低学历群体的 3 倍多。

表 5 地区人均收入增长对教育观念的异质性分析，分学历和收入

	By education		By income	By education and income	
	(1) Low edu	(2) High edu	(3) Inc	(4) Inc × low edu	(5) Inc × high edu
IncChange1990 × Cohort(1970-1994)	-0.124** (0.057)	-1.275** (0.542)	-0.189*** (0.053)	-0.170*** (0.054)	-1.314** (0.516)
IncChange1990 × Cohort(1970-1994) × Inc			0.039** (0.018)	0.052* (0.027)	0.080 (0.155)
City FE	✓	✓	✓	✓	✓
Province × BirthYear FE	✓	✓	✓	✓	✓
Base Education × BirthYear FE	✓	✓	✓	✓	✓
Pre-Trend	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	16775	946	17964	16775	946
Adj $R^2$	0.053	0.017	0.055	0.054	-0.022

Note: Standard errors are clustered at the city level. In parentheses are standard errors.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

最后将样本分为东、中、西部进行异质性分析。参考国家统计局<sup>①</sup>和李建军，彭俞超和马思超（2020），东部地区包括北京、福建、广东、海南、河北、江苏、辽宁、山东、上海、天津、浙江，中部地区包括重庆、安徽、黑龙江、河南、湖北、湖南、江西、吉林、山西，西部地区包括甘肃、广西、贵州、内蒙古、宁夏、青海、陕西、四川、新疆、云南、西藏。表 6 报告了回归结果，列（1-3）分别为从东到西的分组回归，交乘项系数依次越来越显著。地区之间的效应差异可能来自产业结构的不同。东部多为沿海发达地区，在改革开放中对外贸易和出口加工业更加发达，而早期的对外贸易主要以劳动密集型工业为主，并不需要高学历的劳动力。张川川（2015）、Atkin（2016）等发现出口扩张如果创造了更多的低端加工制造岗位，劳动力可能会降低受教育年限，因为教育的机会成本高，此时教育的重要性自然也大大减小。此外，沿海发达省份经济机会多，个人通过多元路径获得成功的可能性更大，高学历并非阶层跃升的唯一途径，因此个人并不把教育看得如此重要。相比来说，中西部地区更不发达，产业发展更加薄弱，经济机会更加匮乏，高考对于个人事业发展来说更加重要。而早年来自更不发达地区的个人如果能通过教育实现人生发展，则会更加相信“知识改变命运”。

<sup>①</sup> 国家统计局：[https://www.stats.gov.cn/zt\\_18555/zthd/sjtjr/dejtkfr/tjkg/202302/t20230216\\_1909741.htm](https://www.stats.gov.cn/zt_18555/zthd/sjtjr/dejtkfr/tjkg/202302/t20230216_1909741.htm)

表 6 地区人均收入增长对教育观念的异质性分析，分地域

	(1) East	(2) Middle	(3) West
IncChange1990 × Cohort(1970-1994)	-0.106 (0.074)	-0.149* (0.081)	-0.217** (0.081)
City FE	✓	✓	✓
Province × BirthYear FE	✓	✓	✓
Base Education × BirthYear FE	✓	✓	✓
Pre-Trend	✓	✓	✓
Observations	6750	6313	4840
Adj $R^2$	0.047	0.064	0.048

Note: Standard errors are clustered at the city level. In parentheses are standard errors.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

## 六、从观念到行动：对教育支出的进一步探究

前文分析了经济环境对教育观念的影响。但是由于本文的核心被解释变量来自 CFPS2010 年关于个体教育观的问卷回答，一个可争议的点是问卷数据的可靠性，以及该问题是否全面真实地反映了个人的教育偏好。另外，主观的观念是否影响了客观的行动？探究教育观念是否对现实经济人的行为具有一定的解释意义？基于以上两点原因，本节将被解释变量替换为教育支出，进一步探讨经济环境对教育支出的影响。本节使用的数据为 CFPS2010-2020 年 6 份问卷的面板数据，并做了以下处理：一，仅保留了至少有 1 个在上学小孩的样本，剩余样本的出生年份在 1940-1996 年之间；二，仅保留教育支出、家庭纯收入、家庭总支出、家庭住房价值、个人收入大于等于 0 的样本。被解释变量为孩均教育支出占家庭纯收入的比重。在回归式的构建方面，由于教育支出相比于相对独立的教育观念受到更多变量的影响，除了替换基准回归方程的被解释变量、将截面数据调整为面板数据外，还额外控制了个人层面的变量：收入的对数、受教育年限；以及家庭层面的变量：住房价值的对数、家庭总支出的对数、家庭规模。收入、住房价值、家庭总支出是连续变量，取对数的原因是避免极端值的影响，使变量更符合正态分布。参考吴玲萍，徐超和曹阳（2018），控制家庭中处于各教育阶段的人数等变量。此外，面板数据的采用允许回归式加入个体的年龄，以从交乘项中分

离出年龄趋势。综合考虑以上因素，构建的回归模型如下：

$$Y\_EduRatio_{i,g,c,p,t} = \beta_0 + \beta_1 IncChange1990_{c,p} \times I(1970 \leq g \leq 1994) + \beta_2 X_{i,g,c,p,t} + \lambda_{ct} + \lambda_{g,p} + \Lambda_c \times \mu_g + \varepsilon_{i,g,c,p,t} \quad (7)$$

被解释变量 $Y\_EduRatio_{i,g,c,p,t}$ 是处于 $p$ 省（直辖市、自治区） $c$ 市（地区、自治州）、属于出生队列 $g$ 的个体 $i$ 在 $t$ 调查年份的教育支出占比。核心解释变量与基准回归相同。 $X_{i,g,c,p,t}$ 是个体和家庭层面的控制变量，除了包含基准回归的性别、民族成分、12岁时居住地的城乡性质，还包括年龄、个人收入的对数和受教育年限，以及家庭层面的房产价值的对数、家庭总支出的对数、家庭规模、上各阶段学校的小孩的数量<sup>①</sup>。为了更充分地控制异质性趋势，将城市固定效应 $\lambda_c$ 替换为城市-调查年份固定效应 $\lambda_{ct}$ ，其余固定效应同前。回归结果如表 7 所示：

表 7 1990-2000 年第二轮改革开放中地区人均收入增长对教育支出倾向的影响

	(1) EduRatio	(2) EduRatio
IncChange1990 × Cohort(1970-1996)	-1.378* (0.799)	-1.392** (0.693)
City × Year FE	✓	✓
Province × BirthYear FE	✓	✓
Base Education × BirthYear FE	✓	✓
Pre-Trend	×	✓
Observations	10619	10619
Adj $R^2$	-0.002	0.002

Note: Standard errors are clustered at the city level. In parentheses are standard errors.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

其中列（1）没有控制事前趋势，回归系数为-1.378，在 10%的置信水平上显著，表明若个人 12 岁时居住地人均收入增长速度减少 10%，即年均减少 1%，则孩均教育支出占家庭纯收入平均增加  $\ln(10\% + 1) \times 1.378 = 0.1313$ ，即增加 13 个百分点。列（2）控制了事前趋势，回归结果稳健。表 7 的回归系数方向与基准回归结果相同，表明由经济环境带来的反向教育观念影响一定程度上也作用到

<sup>①</sup> 各阶段学校是指：学前、幼儿园、小学、初中、高中、大学。

了现实行为。

## 七、结论

人力资本是现代经济增长的重要引擎，教育又是人力资本中不可或缺的一环。在中国从粗放型增长模式转为高质量增长的过程中，建设高质量教育体系是一大重点，但现今的教育模式存在过度投入、内卷化的弊病，仅从供给端一刀切地限制反而可能造成越减越负、加剧不公等乱象。对此，本文从需求端考察了当今教育投资的主体：家长们的教育观念，主要有以下发现：第一，经历了改革开放红利的家长一代的教育观念呈现出与上几代相比不同的特征，青少年时期所处地区经济发展的速度与教育观念呈反相关关系，这个影响主要是由 1990-2000 年的第二轮改革开放带来的。第二，通过对学历、收入和地域的异质性分析发现，高学历个人的反向效应更显著，反映了教育带来的阶层流动提升了来自更不发达地区的高学历个人的教育观念；收入高的个人的反向效应表现得更不显著，这主要体现在低学历、高收入群体中，反映了多元发展的个人并非认为接受更高的教育是实现人生发展的唯一选项；经济发展对教育观念的反向效应呈现自东到西依次递增的特征，这可能与地区产业发展模式有关，东部沿海地区低技能加工贸易发达、经济机会多元，提供给个人更多的选择。第三，经济环境对教育观念的反向效应同样反映在了教育支出上，对解释当今过度教育问题有一定的现实意义。

基于上述发现，目前的教育改革不能仅仅依赖于“双减”这种限制性的政策，而应该着眼于提供给个人更多的发展选择，使个人从唯学历论转向全面发展。而为了提供更多的发展选择，发力点可能不仅是教育领域，反而更多地在教育领域之外：扶持本地更多产业的发展、实现产业创新和升级等。重要的不是规定经济行为人应该去做什么，而是为行为人提供更多机会让其自由选择，以达到个人价值的最大发挥。高质量的教育是实现经济社会高质量发展的一个途径，同时其实也是一个结果，因此教育建设和经济转型应该同时推动，规划更加全面的政策。

## 参考文献

- [1] 陈永伟、顾佳峰、史宇鹏：《住房财富、信贷约束与城镇家庭教育开支——来自 CFPS2010 数据的证据》，《经济研究》2014 年第 1 期，第 89-101 页。
- [2] 丁相元、张子尧、黄炜：《大学教育的社会回报——扩招与人力资本外溢效应》，《经

- 济学(季刊)》2024 年第 2 期, 第 412-430 页。
- [3] 方航、程竹、陈前恒:《农村教育投资存在同群效应吗?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证研究》,《教育与经济》2021 年第 3 期, 第 51-58 页。
- [4] 谷宏伟、杨秋平:《收入、期望与教育支出:对当前中国家庭教育投资行为的实证分析》,《宏观经济研究》2013 年第 3 期, 第 68-74+88 页。
- [5] 李建军、彭俞超、马思超:《普惠金融与中国经济发展:多维度内涵与实证分析》,《经济研究》2020 年第 4 期, 第 37-52 页。
- [6] 李长洪、林文炼:《课外辅导热: 竞争压力与同伴效应》,《经济学(季刊)》2023 年第 4 期, 第 1583-1598 页。
- [7] 刘文杰、宋弘、陈诗一:《教育财政如何影响家庭人力资本投资: 事实、机制与政策含义》,《金融研究》2022 年第 9 期, 第 93-110 页。
- [8] [美]尼古拉斯·拉迪:《民有民享: 中国私营经济的崛起》, 郑小希译, 中国发展出版社 2015 年版。
- [9] 魏易:《中国教育财政家庭调查报告(2019)》, 社会科学文献出版社 2019 年版。
- [10] 吴敬琏:《中国经济改革进程》, 中国大百科全书出版社 2023 年版。
- [11] 吴玲萍、徐超、曹阳:《收入不平等会扩大家庭教育消费吗?——基于 CFPS 2014 数据的实证分析》,《上海财经大学学报》2018 年第 5 期, 第 100-111 页。
- [12] 张川川、王玥琴:《教育减负、家庭教育投入与教育不平等》,《管理世界》2022 年第 9 期, 第 83-97 页。
- [13] 张维迎:《企业家与观念现代化》,《管理世界》1985 年第 1 期, 第 136-148+119 页。
- [14] 周子焜、雷晓燕、沈艳:《教育减负、家庭教育支出与教育公平》,《经济学(季刊)》2023 年第 3 期, 第 841-859 页。
- [15] Atkin, D., 2016, Endogenous Skill Acquisition and Export Manufacturing in Mexico. *American Economic Review* 106(8), pp.2046-2085.
- [16] Becker, G. S. and N. Tomes, 1986, Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics* 4(3), ppS1-S39.
- [17] Callen, M., M. Isaqzadeh, J. D. Long and C. Sprenger, 2014, Violence and Risk Preference: Experimental Evidence from Afghanistan. *American Economic Review* 104(1), pp123-148.
- [18] Chen, Y., Z. Fan, X. Gu and L.-A. Zhou, 2020, Arrival of Young Talent: The Send-Down Movement and Rural Education in China. *American Economic Review* 110(11), pp3393-3430.
- [19] Di Tella, R., S. Galiani and E. Schargrodsky, 2007, The formation of beliefs: evidence from the allocation of land titles to squatters. *The Quarterly Journal of Economics* 122(1), pp209-241.

- [20] Domar, E. D., 1946, Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment. *Econometrica* 14(2), pp137-147.
- [21] Duflo, E., 2001, Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment. *American Economic Review* 91(4), pp795-813.
- [22] Harrod, R. F. , 1939, An Essay in Dynamic Theory. *The Economic Journal* 49(193), pp14-33.
- [23] Hoynes, H., D. L. Miller and J. Schaller, 2012, Who Suffers during Recessions? *Journal of Economic Perspectives* 26(3), pp27-48.
- [24] Kahn, L. B., 2010, The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy. *Labour Economics* 17(2), pp303-316.
- [25] Lucas, R. E., 1988, On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics* 22(1), pp3-42.
- [26] Malmendier, U. and S. Nagel, 2011, Depression babies: Do macroeconomic experiences affect risk taking? *The Quarterly Journal of Economics* 126(1), pp373-416.
- [27] Michael, F. L. and C. L. Reynolds, 2013, The Effect of Housing Wealth on College Choice: Evidence from the Housing Boom. *Journal of Human Resources* 48(1), pp1.
- [28] Oreopoulos, P., T. von Wachter and A. Heisz, 2012, The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession. *American Economic Journal: Applied Economics* 4(1), pp1-29.
- [29] Rao, N., 2016, The impact of macroeconomic conditions in childhood on adult labor market outcomes. *Economic Inquiry* 54(3), pp1425-1444.
- [30] Roland, G. and D. Y. Yang, 2017, China's lost generation: Changes in beliefs and their intergenerational transmission. *National Bureau of Economic Research*.
- [31] Romer, P. M., 1990, Human capital and growth: Theory and evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 32, pp251-286.
- [32] Romer, P. M., 1990, Human capital and growth: Theory and evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 32, pp251-286.
- [33] Schultz, T. W, 1961, Investment in Human Capital. *The American Economic Review* 51(1), pp1-17.
- [34] Solow, R. M., 1956, A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics* 70(1), pp65-94.
- [35] Stuart, B. A, 2022, The Long-Run Effects of Recessions on Education and Income. *American Economic Journal: Applied Economics* 14(1), pp42-74.
- [36] Tilak, J. B. G, 2002, Determinants of household expenditure on education in rural India.

*National Council of Applied Economic Research.*

- [37] Yuan, C. and L. Zhang, 2015, Public education spending and private substitution in urban China. *Journal of Development Economics* 115, pp124-139.
- [38] Zhu, X., 2012, Understanding China's growth: Past, present, and future. *Journal of Economic Perspectives* 26(4), pp103-124.



## 后 记

在毕业论文中我选择研究改革开放对教育观的影响，一是因为发展经济学和中国经济一直是我非常喜欢的领域，二是因为在经济学者谈及改革开放和经济转型时往往关注宏大叙事，我想用经济学的方法探究微观个人的生活和观念发生了如何的变化，三是因为我自身也处在教育系统中，对教育议题不免关心，尤其是前段时间闹得沸沸扬扬的双减政策达不到效果，我想，对这个问题做出浅层的思考也是有益的。但是真正开始写这个话题时，我经常感到深深地无能为力，仿佛有一个巨大的混乱云层遮住我窥见真理的太阳。究其原因，除了选择的话题有点大、社会现象纷繁复杂之外，还有我自身学术水平和视野有限的成分在里面。最终的毕业论文有很多学术不严谨、措辞不优美、思考不深入之处，请见谅！

感谢当代中国经济的三位授课老师章元、奚锡灿和兰小欢，他们的授课内容激发了我对中国发展经济的兴趣，也帮助我了解了中国经济改革的历程和细节。感谢发展经济学的授课老师刘学悦，他的课堂讲解深入浅出、内容广泛，他的另一门课更是帮助我系统学习了论文中使用的 **Stata**。特别感谢我的导师方钦老师，方老师的经济思想史系列课程帮助我了解了很多经济理论，并且引导我去思考成见，老师对我的毕业论文也提供了很多思路和指导。