

2019 年（第六届）全国大学生统计建模大赛

二元体制背景下人力资本代际传递对城乡子女
收入不平等的影响研究
——基于 CGSS 城乡家庭匹配数据的经验证据

参赛单位 安徽工业大学

1. 赵丹丹

参赛者姓名 2. 张泽

3. 胡张婷

目录

摘要.....	III
Abstract.....	IV
一、引言	1
(一) 研究背景及意义.....	1
(二) 研究的贡献及思路.....	2
二、文献综述与假说提出.....	4
(一) 人力资本代际传递与收入不平等.....	4
(二) 二元体制与城乡收入不平等.....	6
三、研究设计与统计描述.....	8
(一) 数据与变量.....	8
(二) 样本匹配方法的选择及匹配数据检验.....	10
(三) 匹配数据的统计描述.....	14
四、样本匹配后的城乡收入差距实证研究.....	16
(一) 模型设定.....	16
(二) 假说验证.....	17
(三) 中介效应分析.....	21
(四) 进一步讨论.....	24
五、研究结论	30
致谢.....	32
参考文献.....	33

表格和插图清单

表 1	2010 年城乡被调查者及其父母的基本情况描述	9
表 2	2015 年城乡被调查者及其父母的基本情况描述	9
表 3	倾向得分匹配方法对比	11
表 4	2010 年一对一无放回匹配结果非参数检验	13
表 5	2015 年一对一无放回匹配结果非参数检验	14
表 6	2010 年城乡匹配样本中被调查者及其父母的基本情况描述	15
表 7	2015 年一对一无放回匹配后样本城乡被调查者及其父母的基本情况描述 ..	15
表 8	基于 2010 年 CGSS 城乡匹配样本数据的回归结果	17
表 9	基于 2015 年 CGSS 城乡匹配样本数据的回归结果	19
表 10	2010 年城乡子女学历中介作用检验	22
表 11	2015 年城乡子女学历中介作用检验	23
表 12	2010 年内生性 Hausman 检验	25
表 13	2015 年内生性 Hausman 检验	25
表 14	基于 2010 年剔除匹配样本数据极端值的回归结果	26
表 15	基于 2015 年剔除匹配样本数据极端值的回归结果	27
表 16	双重差分检验结果	29
图 1	2010 年城镇和农村样本收入匹配数据与原始数据匹配分布图	12
图 2	2015 年城镇和农村样本收入匹配数据与原始数据匹配分布图	12
图 3	2010 年城镇、农村数据匹配结果代表性检验	13
图 4	2015 年城镇、农村数据匹配结果代表性检验	13

摘要

中共“十八大”以来，随着中国改革步伐的深入推进，城乡一体化进程加快，“寒门”还会再难出“贵子”吗？本文基于城乡父母人力资本代际传递与子女收入的关系视角给予了实证回答。与通常使用宏观数据研究城乡收入分配问题的实证思路不同，本文尝试利用“十八大”前后的 2010 年和 2015 年中国综合社会调查（CGSS）城乡家庭匹配数据进行实证研究。研究结果显示：城乡父母的人力资本代际传递差异对于子女收入不平等的影响远小于子女自身的人力资本差距影响，前者受教育年限差距每增加一年，子女收入不平等仅扩大 2%至 5%，而后者受教育年限差距每增加一年，其收入不平等扩大了 20%左右；进一步地，论文验证了城乡父母的人力资本通过代际传递影响子女的人力资本进而影响收入差距。不过，这种代际影响由 2010 年的约 3%降至 2015 年的约 1%，不仅表明了城乡父母代际影响的差异依然较小，而且也反映了二元体制的影响在弱化；DID 政策评估进一步验证了二元体制影响在“十八大”之后有明显减弱。“寒门再难出贵子”悲观论可以休矣，但继续加大改革力度推进城乡深度融合还是刻不容缓的。

关键词：人力资本；代际传递；收入不平等；倾向得分匹配；双重差分法

Abstract

Since the "18th National Congress of the Communist Party of China", with the deepening of the pace of China's reform, the process of urban-rural integration has accelerated, and it is still difficult for the "cold door" to come out again. This paper gives an empirical answer based on the perspective of the relationship between urban and rural parents' human capital intergenerational transmission and children's income. Different from the empirical thinking of using macro data to study the urban-rural income distribution problem, this paper attempts to use the 2010 and 2015 China Comprehensive Social Survey (CGSS) urban and rural household matching data before and after the "18th National Congress" to conduct empirical research. The results show that the difference in intergenerational transmission of human capital between urban and rural parents has far less impact on children's income inequality than the children's own human capital gap. For each year of the difference in the education years of the former, the income inequality of children only expands by 2% to 5%, while the latter's income inequality increased by about 20% for each year of the gap in education; further, the paper verified that the human capital of urban and rural parents affects the human capital of the children through intergenerational transmission and thus affects the income gap. However, this intergenerational impact has dropped from about 3% in 2010 to about 1% in 2015, not only indicating that the intergenerational impact of urban and rural parents is still small, but also reflects the weakening of the influence of the "dual system". The DID policy assessment further verified that the "dual system" impact was significantly weakened after the "18th National Congress". The pessimism of "the cold door is hard to come out of the house" can rest, but it is imperative to continue to intensify reforms to promote the deep integration of urban and rural areas.

Key words: human capital; Intergenerational transmission; Income inequality; PSM; DID

一、引言

（一）研究背景及意义

1. 研究背景

曾几何时，“寒门再难出贵子”一文在网络上热议，并引起强烈反响，反映了人们对于社会阶层固化的担忧。特别对于农村家庭来说，现实处境更为尴尬，其人力资本投资存在以下困境：一是家庭教育缺失。家庭是父辈影响子代的主要社会机制，语言、宗教、价值观和经济资源都会从父辈向子代传递^①(谢宇,2015)。家庭教育的极端重要性早已被社会学家所证实。农村父母外出务工、子女留守^②，父辈言传身教的缺失和祖辈隔代教育(Zeng and Xie,2014)的陈旧与溺爱造成了大量农村子女辍学或过早地进入了劳动力市场。二是户籍管制存在。户籍管制不仅造成了务工农民子女难以就读务工地正规学校，而且户籍歧视也造成了务工农民难以融入城市，社会关系仅限于家乡的亲戚、朋友、同学等血缘、地缘关系，这种割裂的社会资本也会影响父辈对于子女的人力资本投资。三是城市偏向政策制约。城市偏向政策造成了城乡之间的教育、医疗等公共投入不均衡以及农村居民的社会福利缺失、就业歧视和收入偏低^③等，这些均会制约农村家庭的人力资本投资。

上述困境的产生源于城乡二元体制（周世军，2017）。城乡二元体制的存在使得城乡人力资本代际传递与收入不平等之间带有明显的制度特征。制度不公会降低人力资本效率，阻碍人力资本积累（王学龙、袁易明，2015）。

^①参看谢宇《家庭是社会不平等的罪魁祸首吗？》一文，新浪网，2015年11月11日，

<http://news.sina.com.cn/zl/zatan/2015-11-11/10084904.shtml>。

^②全国妇联发布研究报告《中国农村留守儿童、城乡流动儿童状况研究报告》（2013年）指出，我国留守儿童达6102.55万人，占农村儿童37.7%。

^③皮凯蒂(Thomas Piketty)在《21世纪资本论》中的一个惊人发现是：“资本报酬的增长总是快于经济增长”。尽管此观点具有争议性，但资本回报高于劳动力回报多被现实所证实。中国社科院蓝皮书指出，中国劳动者报酬占GDP的比重由2004年的50.7%下降到2011年的44.9%。而农民工往往从事的是劳动密集型的制造业和服务业，收入一般偏低。

2. 研究意义

二元体制会抑制农村人力资本投资的积极性，人力资本效应难以充分发挥（王金营，2004）。城市偏向（陆铭、陈钊，2004）致使城市居民享有更好的教育资源和更高的医疗水平，从而制度上造成了城乡居民的人力资本差异和收入不平等。这种城乡之间的制度性壁垒若得不到彻底消除，城乡家庭的人力资本差距可能会越来越大，其演化结果不仅会导致城乡收入不平等不断扩大，驱动创新发展越发困难，而且会降低社会流动性、固化社会阶层，从而危及社会和谐与稳定，最终阻碍“中国梦”的实现。厉以宁（2013）指出，中共十八大以后，首要的、具有关键性意义的经济体制改革无疑是包括教育资源均衡配置和户籍一元化在内的城乡一体化改革，可以带来最大改革红利^①。

然而，截至目前，鲜有学者基于家庭人力资本代际传递视角讨论城乡人力资本传递差异对于收入不平等的影响，尤其并未考虑二元体制在城乡人力资本代际传递中的分化作用。本文研究是一个有益的尝试，不仅能够凸显制度改革的重要性，而且还将基于现实数据客观回答“寒门”是否真的再难出“贵子”。特别是十八大以来，二元体制在其中的影响是否存在弱化趋势有待本文进一步地实证检验。本文不仅为城乡收入不平等提供了新的研究视角，拓展和丰富了以往研究，而且还具有鲜明的现实政策意义。当前，中国经济亟需转型升级，创新驱动发展须以人才为支撑。由“人口红利”转向“人力资本红利”推动的经济发展则须高度重视城乡家庭人力资本投资，破解人力资本投资困境，尤其是实现农村人力资本向上流动，缩小城乡收入不平等。

（二）研究的贡献及思路

1. 研究贡献

基于以上的研究背景及研究意义，本文的主要创新点体现在以下三点：

一是基于人力资本代际传递视角讨论城乡收入不平等问题。人力资本代际传递涉及的是家庭微观层面问题，而城乡收入不平等则是宏观现象，将微观问题和

^①参看厉以宁《城乡二元体制改革可以带来最大改革红利》，光明网，http://theory.gmw.cn/2013-06/23/content_8044025.htm。

宏观现象衔接起来进行研究是当前研究的一个创新，也是一个挑战。

二是为了应对这一挑战，本文将基于城乡匹配数据进行实证研究，其关键是首先要从城乡原始样本中找出城乡匹配样本（按照其父母的学历、年龄等进行PSM匹配），要求城乡匹配样本是对原始样本的较好代表，以城乡匹配者的收入比反映城乡居民的收入不平等，其收入比的均值应与宏观上的城乡收入差距没有显著差异，相当于将宏观上的城乡收入水平的比值分解为众多城乡匹配者的收入比进行研究。

三是城乡匹配者的收入比围绕国家统计局公布的城乡收入差距（相当于前者的均值）上下波动，其影响因素除了自身的人力资本、社会资本等以外，还有一个重要因素就是父母人力资本的代际影响，而这个影响则反映了出生是否真的那么重要。

2. 研究思路

近些年，“寒门难出贵子”的言论引起热议，但是本文的研究发现事实似乎并非如此，本文使用CGSS数据进行实证研究，分析2010年和2015年的收入差距。接下来，本文的安排是：

第一部分是前言，主要阐述研究背景及意义，以及研究的贡献和思路，对文章进行了简要概况。

第二部分为文献梳理与理论分析人力资本代际传递对于城乡收入不平等的影响，提出研究假说。

第三部分主要是利用PSM方法对城乡被调查者进行样本匹配，将原始的城乡纵向数据转换为匹配的城乡横向数据，即每条样本观测均含有城乡匹配者及其父母的相关信息。

第四部分为实证研究，主要讨论城乡父母的人力资本代际传递差异对子女收入不平等的影响，验证第二部分的研究假说。

第五部分为进一步讨论模型的内生性和稳健性问题，并且政策评估二元体制的影响。

第六部分为论文的研究结论。

二、文献综述与假说提出

（一）人力资本代际传递与收入不平等

研究收入分配问题有多种视角，对于微观的家庭层面来说，一个完整的收入分配理论应该包括两个方面：一是同代人不同家庭之间的收入不平等，即横向不平等；二是同一家庭不同代人之间的收入不平等，即纵向不平等（谢勇，2006）。前者研究比较多，属于传统的收入分配关注领域，社会公众一直在讨论这个问题；而后者研究是近些年逐渐引起了人们的重视，这可能与家庭内部的纵向比较没有家庭之间的横向比较容易激起人们不公的感觉有关。但随着社会的发展，人们追求自身发展，关注切身利益，代际差异比较越来越为人们所关注。“寒门再难出贵子”成为热议话题，反映了代际不平等问题的重要性，说明代际传递 (Intergenerational Transmission) 的纵向不平等也会引发居民收入的横向不平等。伴随着中国人口老龄化日趋发展和劳动力成本上升，人口红利在逐渐消失，中国经济正以劳动力数量推动的粗放发展模式转变为以人力资本为创新驱动的集约发展模式。从“人口红利”转向“人力资本红利”将是中国经济发展新的比较优势所在（顾国达等，2013）。人力资本之于经济发展的重要作用不言而喻，但随之而来的人力资本差异造成的收入分化问题则引起了人们的担忧。尤其是，人力资本代际传递造成的人力资本差异引致的收入分化问题日益突出（邹薇、郑浩，2014；卢盛峰等，2015；谭灵芝、孙奎立，2017）。

人力资本代际传递指的是人力资本在父代与子代之间进行传递。相对于收入代际流动的较早关注（Becker & Tomes, 1979, 1986；Solon, 1992；王海港，2005；邢春冰，2006；陈琳、袁志刚，2012），人力资本代际传递被重视是近些年来事。按照其理论，子女的人力资本不仅取决于父母对其教育、健康等进行跨代投资，还取决于父母通过平时的言传身教将自身的知识、素养和能力等传递给子女（Qin, et al., 2016）。人力资本代际传递最早可追溯至 Becker and Tomes（1979）的经典研究，其研究指出子女的人力资本可以通过遗传决定的种族、能力以及家庭声望和“人脉”及其家庭环境所提供的知识、技能和目标而得到提高。意识到人力资本代际传递中家庭环境、背景和父母遗传的重要性，许多学者开展了深入

研究。例如，周世军等（2018）从父母学历角度研究发现总体上讲父母学历越高越有利于子女教育，父母学历的“门当户对”有助于人力资本代际传递，其父母对子女教育的代际影响更为明显；Agee and Crocker(2000)从家庭环境角度讨论了人力资本的代际传递，认为人力资本代际传递与家庭环境密不可分，环境越差的家庭提高子女的人力资本需要花费更高的成本；而 Martin（2012）从家庭结构角度研究了人力资本代际传递的特征，结果发现，与在双亲家庭中长大的孩子相比，单亲家庭的孩子受教育水平普遍较低，并且指出了家长的教育期望、代际封闭和子女参与的休闲活动解释了这种代际传递的差异；Huang（2013）从家庭经济来源和财产角度实证研究了教育的代际传递，研究发现，家庭财产会增加父母与男孩在校受教育年数之间的相关性。

显而易见，中国的城乡家庭在上述因素方面表现不同，城市家庭一般要好于农村家庭。城乡父母对于子女教育的代际影响存在一定差异，从而传导影响子女的收入。Qin, et al.（2016）利用 1989-2009 年的 CHNS 数据研究发现，由教育和健康衡量的人力资本可以直接从一代传递给下一代；当人力资本直接传递被包括时，中国的代际收入弹性将从 0.429 上升至 0.481，收入流动性降低，强调须加强弱势群体人力资本投资、增强机会平等化改革和提升劳动力市场有效性。Ruiz（2016）研究同样也发现，机会平等、人才的有效配置和教育能够激励社会流动。除此以外，有些研究指出了公共教育投入对于代际教育和收入的影响。例如：Li, et al.（2014）研究发现公共教育能够显著提高家庭收入的 43%，增加政府的公共教育投入有助于缓解贫困家庭经济恶化的代际传递。Herrington（2015）以美国和挪威数据比较研究发现，税收和公共教育支出约能解释两国收入不平等的 1/3 和代际收入差距的 14%。如果政府能够提高义务教育的年数以及给予贫困家庭子女教育补贴，那么父母的较低收入对于子女受教育的不利影响会减弱（Kwenda, Ntuli, & Gwatidzo, 2015）。中国的公共教育投入在城乡之间显然也是不一样的，根据现有研究可知，这将会影响城乡人力资本代际传递。据此，本文提出假说 I 和假说 II。

假说 I：城乡父母的人力资本代际传递差异会扩大子女的收入不平等。

假说 II：城乡父母的人力资本代际传递差异不会扩大子女的收入不平等。

（二）二元体制与城乡收入不平等

中国城乡收入不平等在总体收入不平等中表现最为严重(人民日报[®], 2015)。二元体制对于城乡收入不平等的影响主要表现为城市偏向和户籍管制(陈宗胜, 1991; Yang and Cai, 1999; 蔡昉, 2003; 陆铭、陈钊, 2004; 刘社建、徐艳, 2004; 程开明、李金昌, 2007; 高彦彦, 2010; 石磊、张翼, 2010; 周世军、周勤, 2012; 彭秀健、麦音华、何昱, 2013; 刘志强、谢家智, 2014; 周世军, 2017)。城市偏向长期以来是中国政府的主导性政策选择(高彦彦, 2010)。对其形成的政治背景, Yang and Cai (1999) 分析认为改革开放之前, 利益集团压力和选民的声音在中国基本上是不存在的, 与重工业优先发展战略相关的一整套干预政策导致了稳定的城市偏向, 改革开放以后, 城乡收入差距的周期性变化主要来源于城市利益集团的压力以及传统经济体制遗留的制度障碍。中国城市偏向的经济政策是多方面的, 突出表现在财政支农比例下降、城乡劳动力市场分割、农产品价格管制、社会福利和社会保障的歧视以及农村土地制度的不合理等。城市偏向强化了城乡收入差距的扩大趋势(邓旋, 2011; 侯风云、付洁、张凤兵, 2009)。注意到户籍管制的作用, 周世军和周勤(2012) 研究发现, 对于务工农民来说, 高层职业存在高文化门槛, 而低层职业又存在城镇户籍门槛; 户籍制度导致农村居民非农就业存在的“双重门槛”使得城乡居民就业出现了分层现象, 从而拉大了城乡收入不平等。推进户籍制度、消除劳动力流动的制度壁垒会进一步促进农村劳动力向城市转移, 农村居民工资性收入较大幅度的提高会缩小城乡居民收入差距(彭秀健、麦音华、何昱, 2013)。类似地, 刘志强和谢家智(2014) 认为户籍制度改革破解了劳动力要素自由流动的体制性障碍, 逐步消除了城镇工和农民工同工不同酬的户籍歧视, 并有助于城乡居民获得均等化的社会福利待遇, 从而扭转城乡居民收入失衡局面。

陈宗胜(1991) 认为二元体制是影响中国城乡收入不平等的最主要因素。城乡二元体制决定了城乡居民劳动生产率的巨大差异, 劳动生产率的差异又进一步导致了城乡居民收入分配的差距, 在城乡分割的二元经济结构下, 城乡收入分配

[®]请参看《人民日报谈收入分配不公：最严重收入差距在城乡》一文中对于李实教授的采访报道，中国新闻网，2015年11月23日，<http://finance.china.com/news/11173316/20151123/20802196.html>。

差距也决定了农村居民在接受教育与其他方面机会的不平等,这些不平等更进一步导致了农村居民在以后获取收入能力与机会方面与城市居民的差距(刘社建、徐艳,2004)。二元体制表明城市居民在经济生产中获得了更多的政策支持机会。与城市居民同等政策供给的缺乏束缚了农村生产要素的自由流动,表明农村居民在同一蓝天下享受平等的国民待遇权利受到了掠夺,反映了城乡居民“身份”的不平等(林光彬,2004;李卫兵,2005)。

总结以往研究,城乡二元体制加剧了城乡居民收入不平等。毫无疑问,城乡父母的人力资本代际传递对于子女收入不平等的影响也会打上二元体制的烙印。不过,令人鼓舞的是,十八大以来,中国以前所未有的决心和力度推进全面深化改革。随着城乡一体化进程以及乡村振兴战略的加快推进,城乡二元体制的影响在弱化,城乡子女之间的收入不平等将更多地体现为自身学识和能力差异,而父辈以及二元体制的影响将会逐渐削弱。据此,本文提出假说III和假说IV。

假说III:城乡二元体制改革背景下城乡父母的人力资本代际传递差异对于子女收入不平等的影响将趋于弱化。

假说IV:城乡二元体制改革背景下城乡父母的人力资本代际传递差异对于子女收入不平等的影响并没有弱化。

三、研究设计与统计描述

(一) 数据与变量

研究数据来自 2010 年和 2015 年中国综合社会调查数据^⑥ (CGSS)。该调查在全国一共抽取了 100 个县(区), 以及北京、上海、天津、广州、深圳 5 个大城市作为初级抽样单元, 共调查了 480 个村/居委会, 共计 12000 个家庭。中国综合社会调查的目的是, 通过对城乡家庭的年度社会调查, 系统监测社会结构、生活质量及其互动与变化。调查内容基本囊括了家庭的各个方面, 其中涉及了家庭教育等, 为本文研究提供了很好的数据支撑。

鉴于 2005 年 CGSS 调查问卷与 2010 年、2015 年有所不同, 数据有一定差异, 不利于数据匹配, 本文选取了 2010 年和 2015 年 CGSS 数据, 其中 2010 年样本观测数为 11783 个, 2015 年为 10968 个。鉴于研究目的, 本文选取了年龄在 18 至 60 岁之间的在职被调查者作为分析对象, 剔除被调查者的个人去年全年总收入数据缺损以及过低的样本^⑦, 最终形成有效样本点 2010 年 6898 个、2015 年 5853 个。

CGSS 问卷中, 被调查者及其父母的学历问答设计为“您/父亲/母亲的最高教育程度”, 选项为“没有受过任何教育”、“私塾”、“小学”、“初中”、“职业高中”、“普通高中”、“中专”、“技校”、“大学专科(成人高等教育)”、“大学专科(正规高等教育)”、“大学本科(成人高等教育)”、“大学本科(正规高等教育)”、“研究生及以上”以及其他等 14 个选项。为了便于倾向得分匹配及实证研究, 本文将上述学历转换为受教育年限, 分别为: 没有受过任何教育/其他=1 年(若设置为 0, 则取对数或作比值无法进行), 私塾/小学=6 年, 初中=9 年, 高中/中专/职业高中=12 年, 大学专科/技校=15 年, 大学本科=16 年, 研究生及以上=19 年。除了受教育水平, 其他信息如被调查者的性别、年龄、婚姻、家庭背景

^⑥中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)始于 2003 年, 是我国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目, 由中国人民大学中国调查与数据中心负责执行。CGSS 系统全面地收集社会、社区、家庭、个人多个层次的数据, 总结社会变迁的趋势, 探讨具有重大科学和现实意义的议题, 推动国内科学研究的开放与共享, 为国际比较研究提供数据资料, 充当多学科的经济与社会数据采集平台。

^⑦收入数据过低表明被调查者可能处于失业状态, 不能反映人力资本对于收入的真实影响。综合考虑全国各地 2009 年和 2014 年失业救济金的标准, 本文选择了 3000 元作为分界点。

等相关变量分城乡描述统计见表 1 和表 2。

表 1 2010 年城乡被调查者及其父母的基本情况描述

变量名	变量含义	城镇居民			农村居民		
		N	Mean	Std	N	Mean	Std
<i>Income</i>	个人去年总收入（元）	3274	34933	134501	3615	14230	34765
<i>Gender</i>	性别(女=0, 男=1)	3274	0.52	0.50	3615	0.54	0.50
<i>Age</i>	年龄（年）	3274	42.35	10.73	3615	41.77	10.49
<i>Edu</i>	受教育年限（年）	3274	11.90	3.56	3615	7.55	3.26
<i>Marriage</i>	婚姻状况	3274	0.82	0.38	3615	0.89	0.31
<i>Fahter_age</i>	父亲年龄（年）	3274	72.04	13.50	3615	71.58	13.83
<i>Father_edu</i>	父亲受教育年限（年）	3274	7.03	4.35	3615	4.57	3.51
<i>Father_work</i>	父亲就业状况（无业=0, 自雇=1, 他雇=2）	3274	1.66	0.51	3615	1.17	0.39
<i>Mother_age</i>	母亲年龄（年）	3274	69.04	12.73	3615	69.20	13.30
<i>Mother_edu</i>	母亲受教育年限（年）	3274	5.23	4.25	3615	2.83	2.90
<i>Mother_work</i>	母亲就业状况（无业=0, 自雇=1, 他雇=2）	3274	1.15	0.79	3615	0.94	0.34

表 2 2015 年城乡被调查者及其父母的基本情况描述

变量名	变量含义	城镇居民			农村居民		
		N	Mean	Std	N	Mean	Std
<i>Income</i>	个人去年总收入（元）	2638	58491	218170	3205	35476	252752
<i>Gender</i>	性别(女=0, 男=1)	2638	0.50	0.50	3205	0.54	0.50
<i>Age</i>	年龄（年）	2638	42.86	11.18	3205	42.26	10.95
<i>Edu</i>	受教育年限（年）	2638	12.25	3.58	3205	8.29	3.48
<i>Marriage</i>	婚姻状况	2638	0.77	0.42	3205	0.85	0.35
<i>Fahter_age</i>	父亲年龄（年）	1934	69.61	13.79	3205	68.76	14.01
<i>Father_edu</i>	父亲受教育年限（年）	2638	7.09	4.51	3205	4.58	3.61
<i>Father_work</i>	父亲就业状况（无业=0, 自雇=1, 他雇=2）	2441	1.58	0.55	3205	1.16	0.39
<i>Mother_age</i>	母亲年龄（年）	2001	67.67	13.25	3205	66.77	13.52
<i>Mother_edu</i>	母亲受教育年限（年）	2638	5.76	4.35	3205	3.17	3.07
<i>Mother_work</i>	母亲就业状况（无业=0, 自雇=1, 他雇=2）	2480	1.16	0.76	3205	0.95	0.35

（二）样本匹配方法的选择及匹配数据检验

根据研究目的,本文按照被调查者户口类型将总样本分为农村样本组和城镇样本组。根据倾向得分匹配法(PSM),本文将分别对2010年和2015年样本数据进行城乡居民匹配。

1. 样本匹配方法的选择

在实证研究中,由于数据偏差和混杂变量较多,倾向得分匹配方法能够减少这些因素的影响,以便对实验组和对照组进行更合理的比较。一般认为,不存在适用于一切情形的绝对好方法,只能根据数据来选择匹配方法(陈强,2013)。Caliendo等(2008)认为各类方法对偏差和效率间的权衡存在差异,因此不同匹配方法的结果可能不同。本文选择个人去年总收入作为结果变量,户口类型作为处理变量,性别、年龄、受教育年限、父亲年龄、父亲受教育年限、父亲就业状况、母亲年龄、母亲受教育年限、母亲就业状况作为协变量进行样本匹配。

本文尝试对一无放回匹配、一对一有放回匹配、核匹配和马氏匹配等四种匹配方法,并将匹配结果进行比较,以选择最适合本文研究的匹配方法。对一无放回匹配要求依据倾向得分在控制组样本中寻找与处理组样本倾向得分值最为接近的匹配对象。对每一个非农户口中的个体都在农业户口的样本中找到一个配对个体,并且每次都将匹配成功的个体从样本中去掉,虽然会损失很多样本,但是可以实现样本一对一有效匹配,不存在并列即重复匹配的状况。这种匹配方法可以使处理组的信息得以充分利用,配对的两个家庭背景最近似。一对一有放回匹配与对一无放回匹配的不同在于,匹配过程中将匹配成功个体留在样本中,参与其余匹配,会存在重复匹配的情况,样本信息被重复利用,无法使最终匹配得到的个体完全一对一,不能满足后续模型建立的要求。核匹配是通过对所有控制组样本进行加权平均的方法构造与控制组样本倾向得分值最为接近的虚拟样本,该匹配方法并未直接从控制组样本中直接选取匹配样本,无法有效利用到样本的真实信息,不能满足本文的研究要求。马氏匹配在本文中是使用马氏距离的一对一近邻匹配。马氏匹配是通过矩阵计算两个观测对象马氏距离的一种匹配方法,将倾向得分值作为一个变量同其他重点平衡的变量一起估计马氏距离,然后

进行马氏匹配。四种匹配结果见表 3。

表 3 倾向得分匹配方法对比

匹配方法	2010 年					2015 年				
	total		On support		ATT	total		On support		ATT
	untreat ed	treated	untreat ed	treated		untreat ed	treated	untreat ed	treated	
一对一无 放回匹配	3037	2761	2761	2761	19536.83	1986	1743	1514	1514	28359.32
一对一有 放回匹配	3037	2761	3033	2753	11479.45	1986	1743	1985	1516	28564.77
核匹配	3037	2761	3033	2753	8204.36	1986	1743	1985	1516	27842.76
马氏匹配	3037	2761	3037	2761	5322.97	1986	1743	1986	1743	28139.25

由表 3 得出的匹配结果可以看出，一对一无放回匹配得到 2010 年 2761 对样本、2015 年 1514 对样本；一对一有放回匹配得到 2010 年 2753 对样本、2015 年 1516 对样本；核匹配都得到 2010 年 2753 对样本、2015 年 1516 对样本。相对于一对一有放回匹配和核匹配，一对一无放回匹配可以得到更多样本。而根据马氏匹配的结果发现，该匹配比例为 100%，并未有效筛选出合适的样本，不适用于本研究。对比这四种匹配方法可以发现，一对一无放回匹配可以更好的利用样本信息，筛选出有效样本，且不会出现重复匹配的情况，能够满足本文模型建立对于样本的要求。

2. 匹配数据的代表性检验

根据一对一无放回匹配结果，本文将匹配得到的数据与原始数据进行比较，得出 2010 年和 2015 年城乡散点图见图 1 和图 2 所示。

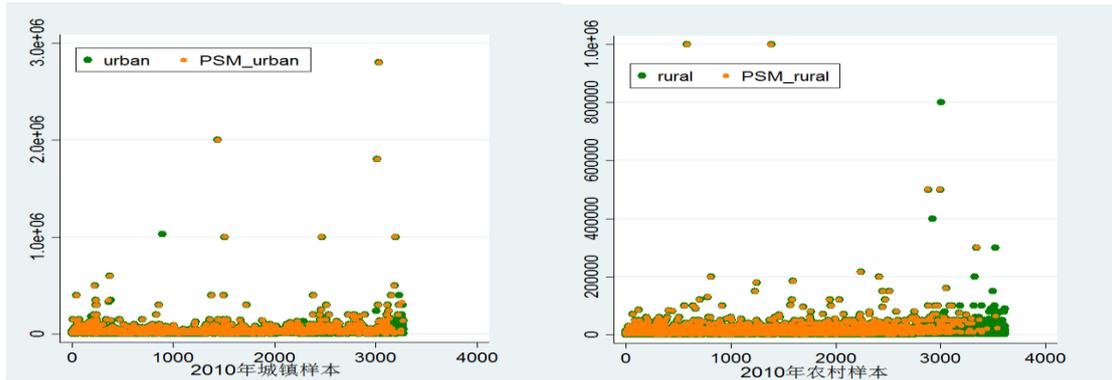


图 1 2010 年城镇和农村样本收入匹配数据与原始数据匹配分布图

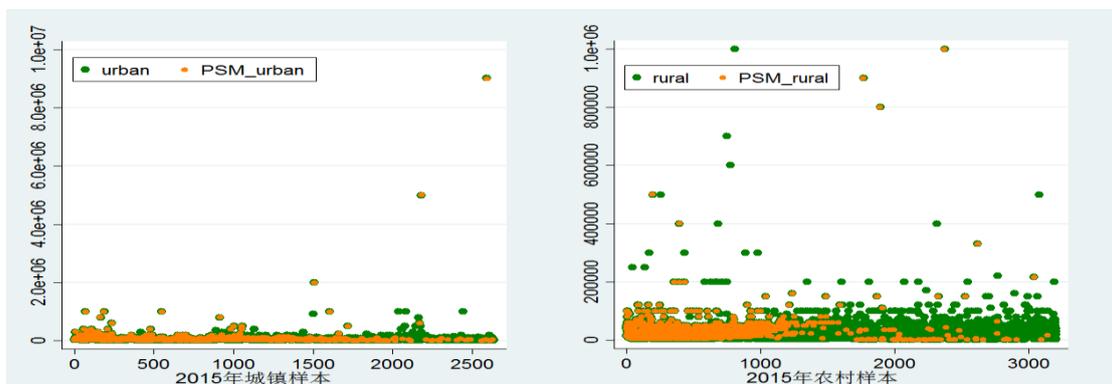


图 2 2015 年城镇和农村样本收入匹配数据与原始数据匹配分布图

图 1 和图 2 中绿色点为原始数据分布，橙色点为匹配后被筛选出来的样本分布，绿色和橙色重合的点即为匹配的样本点。由这四个匹配分布图可以大致看出，通过一对一无放回匹配法得到的匹配样本对原始数据样本有一定的代表性，但也不能完全依此断定匹配样本与原始样本是无差异的，需要进一步地统计检验。由于样本数据不满足正态性和方差齐次性，本文选择双样本非参数假设检验验证匹配数据与原始数据的差异性。检验图见图 3 和图 4 所示。

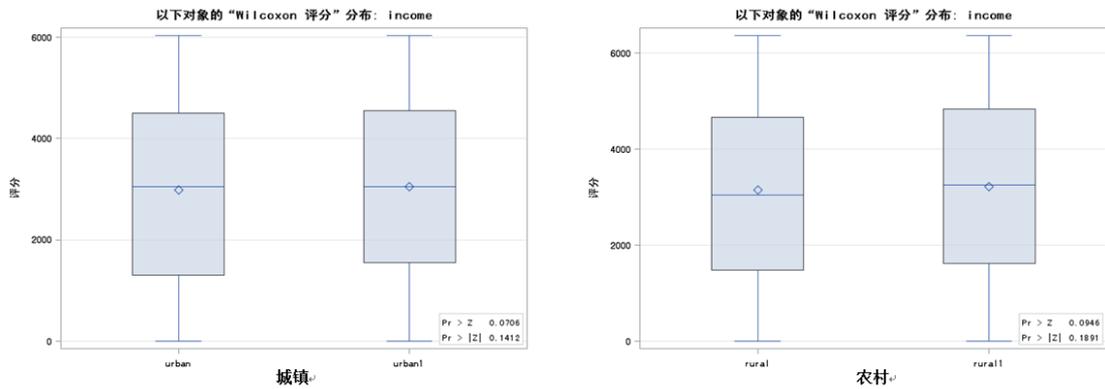


图 3 2010 年城镇、农村数据匹配结果代表性检验

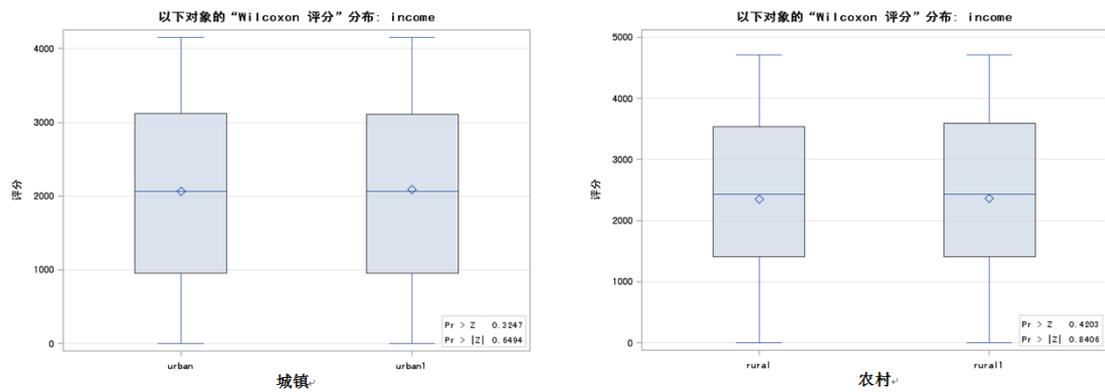


图 4 2015 年城镇、农村数据匹配结果代表性检验

从图 3 和图 4 可以看出，匹配样本与原始样本的分布范围和均值都十分接近。统计量检验结果见表 4 和表 5 所示。检验结果显示，无论是 Wilcoxon 检验，还是 Kruskal-Wallis 检验，城乡匹配样本与原始样本在 1% 的显著性水平下无显著性差异。

表 4 2010 年一对一无放回匹配结果非参数检验

检验统计量	城镇		农村	
	原始数据	匹配数据	原始数据	匹配数据
均值	34941.714	34134.615	14229.802	14597.789
均值评分	2987.734	3053.889	3162.085	3223.086
Wilcoxon 双样本检验	t 近似值 p 值		0.189	
Kruskal-Wallis 检验	χ^2		1.725	
	p 值		0.189	

表 5 2015 年一对一放回匹配结果非参数检验

检验量	城镇		农村	
	原始数据	匹配数据	原始数据	匹配数据
均值	58502.242	62052.616	32366.284	29241.684
Wilcoxon 双样本检验	均值评分	2070.105	2087.642	2356.768
	t 近似值 p 值	0.649		0.841
Kruskal-Wallis 检验	χ^2	0.207		0.041
	p 值	0.649		0.841

(三) 匹配数据的统计描述

通过对比四种倾向得分匹配方法,选取了一对一无放回匹配法,并对匹配数据进行代表性检验。根据散点图和非参数假设检验,本文认为匹配数据较好地代表了原始样本数据。表 6 和表 7 给出了匹配样本数据的描述统计。从中可以看出:2010 年成功匹配了 2761 对城乡被调查者,这些被调查者及其父母的年龄基本上没有城乡差别,但各自在受教育水平上具有一定的城乡差别。农村被调查者的平均受教育年限为 8.31 年,即初中文化程度。城镇被调查者的平均受教育年限为 12.2 年,即高中文化程度。城乡被调查者的平均受教育年限有一定的差距,但其父母的学历差距较小,其城乡差距仅为 2.4 年。这主要是由于本文的研究目的需要按照被调查者父母的信息进行匹配的缘故。2015 年成功匹配了 1514 对城乡样本数据。匹配数据较 2010 年明显减少,一是因为 2015 年样本数据较 2010 年约少 1000 个,二是因为城乡父母的差别是客观存在的,按照 2010 年相同匹配标准,2015 年城乡父母数据更难匹配。2015 年匹配数据统计显示,城乡被调查者的父母学历差距依然较小,而被调查者本身的学历差距较 2010 年有略微增大。

表 6 2010 年城乡匹配样本中被调查者及其父母的基本情况描述

变量名	变量含义	城镇居民			农村居民		
		N	Mean	Std	N	Mean	Std
<i>Income</i>	个人去年总收入（元）	2761	34135	89317	2761	14598	34669
<i>Gender</i>	性别(女=0, 男=1)	2761	0.53	0.50	2761	0.55	0.50
<i>Age</i>	年龄（年）	2761	41.41	10.68	2761	40.64	10.45
<i>Edu</i>	受教育年限（年）	2761	12.20	3.36	2761	8.31	2.68
<i>Marriage</i>	婚姻状况	2761	0.82	0.39	2761	0.89	0.32
<i>Fahter_age</i>	父亲年龄（年）	2761	71.56	13.42	2761	70.95	13.94
<i>Father_edu</i>	父亲受教育年限（年）	2761	7.40	4.25	2761	4.99	3.54
<i>Father_work</i>	父亲就业状况（无业=0, 自雇=1, 他雇=2）	2761	1.67	0.51	2761	1.21	0.41
<i>Mother_age</i>	母亲年龄（年）	2761	68.52	12.62	2761	68.41	13.37
<i>Mother_edu</i>	母亲受教育年限（年）	2761	5.55	4.28	2761	3.17	3.06
<i>Mother_work</i>	母亲就业状况（无业=0, 自雇=1, 他雇=2）	2761	1.16	0.79	2761	0.95	0.35

表 7 2015 年一对一无放回匹配后样本城乡被调查者及其父母的基本情况描述

变量名	变量含义	城镇居民			农村居民		
		N	Mean	Std	N	Mean	Std
<i>Income</i>	个人去年总收入（元）	1514	62053	27840 9	1514	29242	50713
<i>Gender</i>	性别(女=0, 男=1)	1514	0.53	0.50	1514	0.57	0.50
<i>Age</i>	年龄（年）	1514	40.13	11.25	1514	39.83	10.72
<i>Edu</i>	受教育年限（年）	1514	12.43	3.16	1514	7.82	2.91
<i>Marriage</i>	婚姻状况	1514	0.74	0.44	1514	0.83	0.37
<i>Fahter_age</i>	父亲年龄（年）	1514	68.62	13.73	1514	68.70	13.61
<i>Father_edu</i>	父亲受教育年限（年）	1514	7.55	4.01	1514	4.76	3.45
<i>Father_work</i>	父亲就业状况（无业=0, 自雇=1, 他雇=2）	1514	1.54	0.57	1514	1.09	0.33
<i>Mother_age</i>	母亲年龄（年）	1514	66.44	13.33	1514	66.29	13.08
<i>Mother_edu</i>	母亲受教育年限（年）	1514	5.99	4.10	1514	3.29	3.03
<i>Mother_work</i>	母亲就业状况（无业=0, 自雇=1, 他雇=2）	1514	1.09	0.76	1514	0.94	0.34

四、样本匹配后的城乡收入差距实证研究

(一) 模型设定

明瑟 (Mincer, 1974) 认为在一个完全竞争的劳动力市场, 个人收入主要由人力资本因素决定。最初的明瑟收入方程仅包括自身的人力资本因素, 本文将进一步拓展其理论模型, 引入代际传递因素。构建城乡居民收入决定模型分别见模型 (1) 和模型 (2) 所示。

$$\ln(Inc_i^u) = \alpha_1 + \beta_1 Edu_i^u + \gamma_1 Father_edu_i^u + \eta_1 Mother_edu_i^u + \tau_1 X_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$\ln(Inc_i^r) = \alpha_0 + \beta_0 Edu_i^r + \gamma_0 Father_edu_i^r + \eta_0 Mother_edu_i^r + \tau_0 X_{0i} + \varepsilon_{0i} \quad (2)$$

模型 (1) 和 (2) 中的被解释变量为收入的自然对数, 解释变量为被调查者及其父母的学历, X 为控制变量, 包括城乡匹配居民的性别、年龄及其父母的就业状况; 上述模型采用半对数模型是为了更好地表达现实意义。 β_1 、 β_0 分别表示城乡被调查居民受教育年限每增加一年, 其平均的收入增长率。 γ_1 、 η_1 分别表示城市被调查者的父母受教育年限每增加一年, 其平均的收入增长率; γ_0 、 η_0 分别表示农村被调查者的父母受教育年限每增加一年, 被调查者平均的收入增长率。

模型 (1) 和 (2) 引入父母的学历是为了刻画父母的人力资本对于子女收入的代际影响; 其系数反映了城乡父母的代际影响差异。若 $\gamma_1 - \gamma_0 > 0$ 显著成立, 则表示城市父亲对于子女的代际影响明显超过农村; 同理, $\eta_1 - \eta_0 > 0$ 也是如此。对于多方程回归模型, 严格来说, 不能直接从参数估计值大小来判断城乡父母代际影响的显著差异性。为此, 本文用模型 (1) 减去模型 (2), 得到模型 (3)。

$$\ln\left(\frac{Inc_i^u}{Inc_i^r}\right) = \alpha + \beta(Edu_i^u - Edu_i^r) + \gamma(Father_edu_i^u - Father_edu_i^r) + \eta(Mother_edu_i^u - Mother_edu_i^r) + \tau X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

观察模型 (3), Inc^u/Inc^r 恰好是以城乡居民收入比表示的城乡收入不平等, β 表示城乡居民受教育年限差距每增加一年, 其收入不平等平均增长 $100\beta\%$, 而 γ 、 η 分别表示城乡居民的父母受教育年限差距每增加一年, 其收入不平等分别平均增长 $100\gamma\%$ 和 $100\eta\%$, 直接反映了城乡父母人力资本代际传递差异对于

子女收入不平等的影响。相对于模型（1）和（2），模型（3）的参数可以直观反映城乡父母的代际影响，但模型（3）的估计对于数据的要求更加严格，必须是城乡匹配数据。这也就是本文采用匹配数据的重要原因。

（二）假说验证

基于 2010 年和 2015 年 CGSS 城乡居民匹配数据对模型（3）进行回归分析，其中将 2010 年数据作为基期，2015 年数据作为研究期，估计结果见表 8 和表 9。其中：模型（1）为仅考虑解释变量即城乡被调查者及其父母的学历差距的回归结果；模型（2）为包含解释变量与控制变量的回归结果；模型（3）为包含解释变量和采用逐步回归法筛选出的控制变量进行回归的结果；模型（4）是对模型（3）按照稳健标准误回归的结果。

1. 基期数据假设验证

表 8 基于 2010 年 CGSS 城乡匹配样本数据的回归结果

变量	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）
$Edu^u - Edu^r$	0.048*** (0.006)	0.163*** (0.015)	0.163*** (0.015)	0.163*** (0.014)
$Father_edu^u - Father_edu^r$	0.005 (0.005)	0.018*** (0.005)	0.019*** (0.005)	0.019*** (0.005)
$Mother_edu^u - Mother_edu^r$	0.019*** (0.005)	0.049*** (0.006)	0.048*** (0.006)	0.048*** (0.006)
$Gender^u$		0.224*** (0.042)	0.225*** (0.041)	0.225*** (0.042)
$Gender^r$		0.127*** (0.041)	0.127*** (0.041)	0.127*** (0.041)
Age^u		0.025*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.025*** (0.003)
Age^r		-0.031*** (0.003)	-0.031*** (0.003)	-0.031*** (0.003)
$Father_work^u$		0.401*** (0.052)	0.400*** (0.050)	0.400*** (0.049)

<i>Father_work</i> ^c		-0.203***	-0.198**	-0.198**
		(0.078)	(0.077)	(0.079)
<i>Mother_work</i> ^d		0.002		
		(0.026)		
<i>Mother_work</i> ^e		0.038		
		(0.055)		
<i>Constant</i>	9.188***	8.222***	8.262***	8.262***
	(0.029)	(0.140)	(0.129)	(0.124)
Observations	2761	2761	2761	2761
<i>R-squared</i>	0.037	0.101	0.100	0.100

注释：（1）***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；（2）模型（1）、（2）、（3）中括号内数值为标准误，模型（4）中括号内数值为稳健标准误。

表 8 中的模型（1）为不含有控制变量的回归结果，其结果表明：城乡居民受教育年限差距每增加一年，其收入不平等平均扩大 4.8%；与之相比，城乡父母的学历差距对子女收入不平等有显著正影响，即扩大了收入不平等，从而证实了假说 I（否定了假说 II），但影响的程度较小，城乡父母的受教育年限差距每增加 1 年，其对子女收入不平等的影响程度仅仅扩大 0.5%和 1.9%。进一步地，引入控制变量之后的模型（2）估计结果显示，城乡父母学历差距对子女收入不平等仍然有显著正影响，其影响程度与模型（3）、模型（4）中的估计结果基本一致，分别约扩大 1.8%和 4.9%。其中，母亲的影响依然相对较大。相关原因，周世军、李清瑶等（2018）曾研究指出，这跟中国传统的家庭分工有关，母亲更多地起到了“相夫教子”的角色。城乡母亲学历水平会更多地影响子女教育，从而影响子女收入水平。尽管城乡父母的学历差距显著扩大了子女的收入差距，但却均远远小于子女本身学历差距对于收入不平等的扩大影响，即子女受教育年限差距每增加一年，其收入不平等平均扩大 16.3%。反映了明瑟收入方程取决于自身人力资本的合理性，人力资本的代际影响相对较小。来自“寒门”的农村家庭子女与城市家庭子女的收入不平等主要取决于自身的学历差距，父辈人力资本的代际影响要弱得多。

除此以外，表 8 中模型（2）、（3）、（4）还列出了有关子女本身特征的控制变量如性别、年龄的回归结果。尤其是年龄的影响估计比较有意义，结果显示，

城市子女的年龄越大越能扩大城乡子女的收入不平等，而农村子女的年龄影响却与之相反，其年龄越大越会缩小收入不平等。说明，随着城乡居民年龄的增大，其收入均呈现增长趋势。该结论揭示了农村居民的收入增长特征。与老一辈农民工主要依靠体力劳动相比，日益增多的“新生代”农民工鲜有从事传统的体力劳动，而是从事带有一定技能的工作。体力劳动依靠健康人力资本，其人力资本随着年龄的增长呈现下降趋势；而技能岗位的人力资本却可以随着年龄不断上升，从而决定了新老农民工不同的收入增长方式。年龄影响的回归结果从侧面反映了农村居民人力资本不断积累的趋势，人力资本代际传递是向上流动的。

2. 研究期数据假设验证

表 9 基于 2015 年 CGSS 城乡匹配样本数据的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
$Edu^u - Edu^r$	0.123*** (0.012)	0.197*** (0.035)	0.200*** (0.033)	0.200*** (0.033)
$Father_edu^u - Father_edu^r$	0.016* (0.008)	0.025*** (0.009)	0.025*** (0.009)	0.025*** (0.009)
$Mother_edu^u - Mother_edu^r$	0.000 (0.009)	0.031** (0.012)	0.032*** (0.012)	0.032*** (0.012)
$Gender^u$		0.144* (0.076)	0.141* (0.075)	0.141* (0.075)
$Gender^r$		-0.311*** (0.080)	-0.307*** (0.079)	-0.307*** (0.079)
Age^u		0.032*** (0.008)	0.033*** (0.007)	0.033*** (0.007)
Age^r		-0.013 (0.008)	-0.014* (0.008)	-0.014* (0.008)
$Father_work^u$		0.153* (0.091)	0.158* (0.090)	0.158* (0.090)
$Father_work^r$		-0.424*** (0.164)	-0.433*** (0.159)	-0.433*** (0.159)
$Mother_work^u$		-0.005 (0.048)		

<i>Mother_work'</i>		0.033		
		(0.104)		
<i>Constant</i>	0.088	-0.831***	-0.818***	-0.818***
	(0.065)	(0.290)	(0.279)	(0.279)
Observations	1514	1514	1514	1514
<i>R-squared</i>	0.078	0.123	0.123	0.123

注释：（1）***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；（2）模型（1）、（2）、（3）中括号内数值为标准误，模型（4）中括号内数值为稳健标准误。

表 9 是根据 2015 年匹配数据进行的回归结果，与表 8 基本一致，这也说明了模型（3）估计的稳健性。同样，城乡父母的学历差距显著扩大了子女的收入不平等，也验证了假说 I。引入控制变量的回归结果显示，城乡父母受教育年限差距每增加一年，其子女收入不平等分别扩大 2.5%和 3.2%，而城乡子女受教育年限差距每增加一年，其收入不平等却扩大了 20%。父母人力资本对于子女收入流动性影响仍然较小。对比基于 2015 年和 2010 年调查匹配数据的估计结果可以发现，城乡父母的学历差距对于子女收入不平等的影响出现了下降。随着二元体制改革的不断深入推进，城乡家庭的代际影响并没有产生固化现象。若产生固化的话，“龙生龙、凤生凤”意味着城乡居民的人力资本差距会扩大后代的人力资本差距以及收入差距，但模型估计显示，城乡子女收入差距主要取决于自身人力资本差距，父母之间的人力资本差距的解释力越来越小了。城乡父母的人力资本代际传递由于二元体制的存在并未使得子女的收入差距出现明显的扩大趋势，说明二元体制的影响在减弱，从而验证了假说 III，否定了假说 IV。

当然，有人不禁要问：城乡被调查者的收入不平等主要取决于自身人力资本差距，而自身的人力资本差距不是又跟城乡父母之间的人力资本差距有关吗？接下来，本文将通过中介效应检验来回答这一问题，即对“城乡父母的人力资本差距---子女人力资本差距---子女收入不平等”这一传导路径进行检验，并测度自身人力资本差距对于收入不平等的解释力有多少归功于父母的人力资本代际影响。

(三) 中介效应分析

中介作用是指自变量通过中介变量来影响因变量的过程 (Baron and Kenny, 1986)。为了验证传导机制, 接下来, 本文将从“中介作用”角度进行计量检验。

1. 中介效应模型构建

构建“城乡父母的人力资本差距---子女人力资本差距---子女收入不平等”传导路径的中介检验模型如下:

$$\ln\left(\frac{inc_i^u}{inc_i^r}\right) = \varphi_1 + \theta_{11}(Father_edu_i^u - Father_edu_i^r) + \theta_{12}(Mother_edu_i^u - Mother_edu_i^r) + \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

$$Edu_i^u - Edu_i^r = \varphi_2 + \theta_{21}(Father_edu_i^u - Father_edu_i^r) + \theta_{22}(Mother_edu_i^u - Mother_edu_i^r) + \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

$$\ln\left(\frac{inc_i^u}{inc_i^r}\right) = \varphi_3 + \theta_{31}(Father_edu_i^u - Father_edu_i^r) + \theta_{32}(Mother_edu_i^u - Mother_edu_i^r) + \theta_4(Edu_i^u - Edu_i^r) + \varepsilon_{3i} \quad (6)$$

若方程(4)、(5)、(6)的回归系数同时满足下列条件, 则认为中介作用 $(Father_edu^u - Father_edu^r)$ 存在 (王智波、李长洪, 2016): (1) 若方程 (5) 中 θ_{11} 、 θ_{12} 与零有显著差异, 则表明其对应的自变量 $(Mother_edu^u - Mother_edu^r)$ 与因变量 $\ln\left(\frac{inc^u}{inc^r}\right)$ 存在线性关系; (2) 若方程 (5) 中 θ_{21} 、 θ_{22} 与零有显著差异, 则表明其对应的自变量 $(Father_edu^u - Father_edu^r)$ 、 $(Mother_edu^u - Mother_edu^r)$ 与因变量 $(edu^u - edu^r)$ 存在线性关系; (3) 若方程 (6) 中 θ_4 与零有显著差异, 且 θ_{31} 、 θ_{32} 分别明显小于 θ_{11} 、 θ_{12} , 则意味着中介变量 $(edu^u - edu^r)$ 有助于预测因变量。若方程(4)、(5)、(6)的回归系数满足上述三

个条件，则说明 $(Father_edu^u - Father_edu^r)$ 、 $(Mother_edu^u - Mother_edu^r)$ 对 $\ln\left(\frac{inc^u}{inc^r}\right)$ 的影响一部分是直接影响，一部分是通过中介变量 $(edu^u - edu^r)$ 间接影响。进一步地，若方程(6)中的 θ_{31} 、 θ_{32} 不显著，则说明 $(Father_edu^u - Father_edu^r)$ 、 $(Mother_edu^u - Mother_edu^r)$ 对 $\ln\left(\frac{inc^u}{inc^r}\right)$ 的影响全部通过 $(edu^u - edu^r)$ 中介实现。

2. 中介效应检验

根据以上模型的建立和理论分析，对 2010 年和 2015 年匹配数据分别进行检验，具体结果见表 10、表 11。其中：模型 (b) 和模型 (c) 回归结果分别满足条件 (1) 和 (2)；模型 (d) 中城乡子女学历差距影响显著且 θ_{31} 、 θ_{32} 的估计值分别小于 θ_{11} 、 θ_{12} 的估计值，说明城乡子女学历差距起到了中介传导作用。

表 10 2010 年城乡子女学历中介作用检验

变量	模型(b)	模型(c)	模型(d)
$Father_edu^u - Father_edu^r$	0.030*** (0.006)	0.180*** (0.017)	0.008 (0.006)
$Mother_edu^u - Mother_edu^r$	0.048*** (0.006)	0.278*** (0.018)	0.014** (0.006)
$edu^u - edu^r$			0.123*** (0.006)
Constant	0.707*** (0.030)	2.798*** (0.087)	0.364*** (0.032)
Observations	2761	2761	2761
R-squared	0.073	0.242	0.193

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内是估计系数的标准误。

表 11 2015 年城乡子女学历中介作用检验

变量	模型(b)	模型(c)	模型(d)
$Father_edu^u - Father_edu^r$	0.022*** (0.009)	0.049*** (0.018)	0.016* (0.008)
$Mother_edu^u - Mother_edu^r$	0.010 (0.009)	0.081*** (0.019)	0.000 (0.009)
$edu^u - edu^r$			0.123*** (0.012)
Constant	0.610*** (0.043)	4.255*** (0.092)	0.088 (0.065)
Observations	1514	1514	1514
R-squared	0.010	0.033	0.078

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内是估计系数的标准误。

为了检验中介效应是否显著，本文将采用 Sobel(1982)检验法，即检验系数乘积项的原假设 $H_0: \theta_4\theta_{21} = 0$ 、 $H'_0: \theta_4\theta_{22} = 0$ 成立与否。如果拒绝原假设，则中介效应显著。

2010 年检验统计量为： $Z_{\theta_4\theta_{21}} = \frac{\theta_4\theta_{21}}{\sqrt{\theta_4^2 S_{\theta_{21}}^2 + \theta_{21}^2 S_{\theta_4}^2}} = 3.61$ 、

$Z_{\theta_4\theta_{22}} = \frac{\theta_4\theta_{22}}{\sqrt{\theta_4^2 S_{\theta_{22}}^2 + \theta_{22}^2 S_{\theta_4}^2}} = 3.73$ ；2015 年为： $Z_{\theta_4\theta_{21}} = \frac{\theta_4\theta_{21}}{\sqrt{\theta_4^2 S_{\theta_{21}}^2 + \theta_{21}^2 S_{\theta_4}^2}} = 2.63$ 、

$Z_{\theta_4\theta_{22}} = \frac{\theta_4\theta_{22}}{\sqrt{\theta_4^2 S_{\theta_{22}}^2 + \theta_{22}^2 S_{\theta_4}^2}} = 3.94$ 。在 10%的显著性水平下，上述统计量均拒绝原假设，

意味着城乡子女学历差距的中介效应显著。说明，城乡父母的学历差距确实会通过影响子女的学历差距进而影响他们的收入差距。

表 10 中的模型 (b) 估计结果显示，在仅含有城乡父母学历差距的回归模型中，城乡父母学历差距的边际影响为 3%和 4.8%，略高于模型 (3) 中的估计结果；表 11 中的模型 (b) 估计结果也类似。表明，城乡父母的人力资本差距对子女收入差距的影响仍然有限。城乡居民的收入不平等主要取决于自身人力资本差距，而自身人力资本差距多少来自父母人力资本差距的影响？可通过 $\theta_4\theta_{21}$ 、 $\theta_4\theta_{22}$ 分别计算出自身人力资本差距对于收入不平等的影响来自父母人力资本差距的影响份额。2010 年的计算结果分别为：2.2%和 3.4%；2015 年的计算结果分别为：0.6%和 1.0%。从中容易发现，父母的人力资本代际影响份额较小，且 2015 年的

影响比 2010 年要小得多。这与前述分析一致，说明父辈对子代的影响不存在固化的趋势。“寒门”出生的农村孩子受到“寒门”的不利影响在弱化，而不是在加强。

（四）进一步讨论

本文运用 PSM 方法对数据进行了匹配，并通过回归发现父辈对子女的影响没有固化的趋势，家庭背景并不一定会限制农村孩子前进的脚步，“寒门”的不利影响在弱化。因为研究数据的内生性和稳健性问题会使得回归结果有偏，造成实证分析不准确，最终会影响结论的合理性，所以为了使本文的研究更加可靠且可信，下面将对研究中可能存在的数据内生性和稳健性问题进行检验。进一步，为验证“十八大”前后二元体制的影响是否弱化，研究城乡收入在“十八大”前后有怎样的变化趋势，下面本文还要对匹配数据进行 DID 检验。

1. 内生性检验

造成内生性的原因可以总结为三种情况：一是反向因果（或双向因果）关系，二是遗漏变量，三是度量误差。前两种情况讨论最为常见。模型（1）和模型（2）中的被解释变量即被调查者收入并不会影响被调查者的学历及其父母的学历，从而模型（3）构不成反向因果关系。明瑟收入方程没有考虑个体能力等其他不可观测因素，模型（1）和模型（2）均可能存在遗漏变量问题。但由于模型（1）和模型（2）中含有不可观测的遗漏变量较为相似，则模型（3）的扰动项 $\varepsilon = \varepsilon_1 - \varepsilon_0$ 可能与城乡被调查者学历差距不存在相关性，即： $\text{cov}(\text{edu}_i^u - \text{edu}_i^r, \varepsilon_i - \varepsilon_{0i}) = 0$ ，模型很有可能不存在内生性。不过，这需要进行进一步地检验。

内生性检验的最常用方法是豪斯曼检验（Hausman Test）。经过工具变量识别筛选，本文选取了城乡被调查者的婚姻状况以及农村居民的年龄作为工具变量，满足了相关和外生条件。引入城乡工作能力差变量后，分别对 2010 年和 2015 年进行豪斯曼检验，见表 12 和表 13。检验结果表明，在 1% 的显著性水平下，接受了不存在内生性变量的原假设，表明模型（3）不存在内生性问题。检验结论与上述分析结果一致，说明城乡居民的收入决定模型（1）和模型（2）作差之

后共同的扰动因素被抵消了，也反映了模型（1）和模型（2）中的扰动项即使含有重要遗漏变量，其对被解释变量的影响程度也是差不多的。否则， $\varepsilon = \varepsilon_1 - \varepsilon_0$ 必然会对模型（3）中的被解释变量产生重要影响。

表 12 2010 年内生性 Hausman 检验

	(b)	(B)	(b-B)	Sqrt(diag(V_b-V_B))
	IV	OLS	Difference	S.E.
<i>edu^u- edu^r</i>	0.087	0.127	-0.040	0.050
<i>Father_ edu^u-Father_ edu^r</i>	0.015	0.008	0.007	0.008
<i>Mather_ edu^u-Mather_ edu^r</i>	0.026	0.016	0.010	0.012
<i>work</i>	0.015	0.029	-0.014	0.017
其他控制变量	Y	Y	—	—
Constant	0.437	0.300	0.137	0.171

Test: Ho: difference in coefficients not systematic
 $\chi^2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 0.69$ Prob> $\chi^2 = 0.9834$

表 13 2015 年内生性 Hausman 检验

	(b)	(B)	(b-B)	Sqrt(diag(V_b-V_B))
	IV	OLS	Difference	S.E.
<i>edu^u- edu^r</i>	0.185	0.141	0.044	0.018
<i>Father_ edu^u-Father_ edu^r</i>	0.016	0.017	-0.001	0.001
<i>Mather_ edu^u-Mather_ edu^r</i>	0.005	0.006	-0.001	0.001
<i>work</i>	0.070	0.051	0.018	0.012
其他控制变量	Y	Y	—	—
Constant	-0.312	-0.089	-0.223	0.142

Test: Ho: difference in coefficients not systematic
 $\chi^2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 2.46$ Prob> $\chi^2 = 0.7825$

2. 稳健性检验

表 8 和表 9 中的模型（1）、（2）、（3）和（4）是利用逐步回归法对解释变量和控制变量的不同组合进行回归的结果。从估计结果来看，解释变量的参数估计值较为稳健。这是从变量角度来讨论模型估计的稳健性，接下来将从样本角度讨

论模型估计的稳健性。本文基于剔除匹配样本中城乡收入差距过大的样本观测数据进行重新回归,比较估计结果是否发生了明显改变。根据国家统计局报告,2012年城乡居民人均可支配收入比为2.88,党的十八大以来我国城乡居民收入差距不断缩小,2016年城乡居民人均可支配收入之比下降为2.72。本文剔除了2010年和2015年匹配样本中城乡收入比 $Inc^u/Inc^r \geq 5$ 的样本观测,重新回归结果见表14和表15。

表14 基于2010年剔除匹配样本数据极端值的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
Edu^u-Edu^r	0.048*** (0.005)	0.047*** (0.005)	0.047*** (0.005)	0.046*** (0.005)
$Father_edu^u-Father_edu^r$	-0.001 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	
$Mother_edu^u-Mother_edu^r$	0.012*** (0.004)	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.011*** (0.004)
$Gender^u$		0.126*** (0.036)	0.126*** (0.036)	0.127*** (0.036)
$Gender^r$		-0.249*** (0.037)	-0.249*** (0.037)	-0.249*** (0.037)
Age^u		0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.006*** (0.002)
Age^r		0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)
$Father_work^u$		-0.079** (0.036)	-0.080** (0.036)	-0.083** (0.036)
$Father_work^r$		-0.118*** (0.043)	-0.115*** (0.043)	-0.109** (0.043)
$Mother_work^u$		0.049** (0.024)	0.049** (0.024)	0.049** (0.024)
$Mother_work^r$		0.054 (0.048)		
Constant	0.136*** (0.022)	-0.144 (0.146)	-0.092 (0.138)	-0.091 (0.138)

Observations	1777	1777	1777	1777
<i>R-squared</i>	0.086	0.134	0.133	0.133

注释：（1）***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；（2）模型（1）、（2）、（3）中括号内数值为标准误，模型（4）中括号内数值为稳健标准误。

表 14 中的模型（1）为不含有控制变量的回归结果，其结果为：城乡居民受教育年限差距每增加一年，其收入不平等平均扩大 4.8%；城乡父亲学历差距对子女收入不平等没有显著影响，城乡母亲的受教育年限差距每增加一年，其对子女收入不平等的影响程度仅仅扩大 1.2%；引入控制变量之后的模型（2）估计结果显示，城乡母亲学历差距对子女收入不平等仍然有显著正影响，父亲学历差距对子女收入不平等依然没有显著影响，其影响程度与模型（3）、模型（4）中的估计结果基本一致，分别约扩大 1.3%。子女本身学历差距对于收入不平等的影响减小，即子女受教育年限差距每增加一年，其收入不平等平均扩大 4.6%。

表 15 基于 2015 年剔除匹配样本数据极端值的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>Edu^u-Edu^r</i>	0.061*** (0.008)	0.119*** (0.023)	0.126*** (0.021)	0.126*** (0.021)
<i>Father_edu^u-Father_edu^r</i>	0.001 (0.005)	0.008 (0.006)	0.009 (0.006)	0.009 (0.006)
<i>Mother_edu^u-Mother_edu^r</i>	-0.001 (0.006)	0.018** (0.008)	0.020** (0.008)	0.020** (0.008)
<i>Gender^u</i>		0.042 (0.051)		
<i>Gender^r</i>		-0.080 (0.055)	-0.071 (0.053)	-0.071 (0.053)
<i>Age^u</i>		0.017*** (0.005)	0.018*** (0.005)	0.018*** (0.005)
<i>Age^r</i>		-0.013** (0.005)	-0.014*** (0.005)	-0.014*** (0.005)
<i>Father_work^u</i>		0.161*** (0.062)	0.177*** (0.059)	0.177*** (0.059)
<i>Father_work^r</i>		-0.229**	-0.251**	-0.251**

		(0.110)	(0.103)	(0.103)
<i>Mother_work^u</i>		0.007		
		(0.033)		
<i>Mother_work^r</i>		-0.086	-0.089	-0.089
		(0.068)	(0.067)	(0.067)
<i>Constant</i>	-0.026	-0.419**	-0.420**	-0.420**
	(0.042)	(0.196)	(0.193)	(0.193)
Observations	1050	1050	1050	1050
<i>R-squared</i>	0.053	0.076	0.075	0.075

注释：（1）***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；（2）模型（1）、（2）、（3）中括号内数值为标准误，模型（4）中括号内数值为稳健标准误。

表 15 中的模型（1）为不含有控制变量的回归结果，其结果为：城乡居民受教育年限差距每增加一年，其收入不平等平均扩大 6.1%；城乡父母学历差距对子女收入不平等均没有显著影响；引入控制变量之后的模型（2）估计结果显示，城乡父亲学历差距对子女收入不平等仍然没有显著影响，城乡母亲学历差距对子女收入不平等有显著正影响，其影响程度与模型（3）、模型（4）中的估计结果基本一致，分别约扩大 1.8%。子女本身学历差距对于收入不平等的影响增大，即子女受教育年限差距每增加一年，其收入不平等平均扩大 12.6%。表 14 和表 15 结果表明，剔除极端值后回归结果与原回归结果大体基本一致，模型（3）估计结果稳健。

3. 二元体制的政策影响评估

前文指出了中共“十八大”以来二元体制的影响在弱化，实际观测是否支持这一判断，需要实证评估。双重差分法（DID）是政策效果评价的一个标准方法。其做法首先是将研究对象分为处理组和对照组。其中，处理组为农村居民，一直受到二元体制的影响，但其影响在“十八大”前后可能会发生很大变化；对照组为城市居民，与农村居民相比，其受到二元体制的作用并没有那么强烈，“十八大”之后的二元体制改革是对农民利益的一种返还，不能认为是对城市居民利益的剥夺。本文将运用双重差分法评估“十八大”前后城乡收入不平等是否明显缩小。本文以“十八大”为时期虚拟变量，“十八大”二元体制改革之前选取的是

进行倾向得分匹配后的 2010 年数据，“十八大”二元体制改革之后选取的是进行倾向得分匹配后的 2015 年数据。差分过程首先是计算“十八大”前后即 2010 与 2015 年农村与城镇居民的平均收入差距（第一次差分），然后将“十八大”前后的城乡居民平均收入差距再进行比较（第二次差分），DID 检验结果见表 16 所示。

从表 16 可以看出，在 1%的显著性水平上，“十八大”之后的二元体制改革明显放松了对于农村居民的管制，农村居民收入在“十八大”之后比城镇居民有更快的增长。直观观察 2010 年和 2015 年城乡居民的收入变化，农村居民平均收入从 14597.79 元增加到 29241.68 元，增加了 14643.89 元；城镇居民平均收入从 34134.61 元增加到 47544.66 元，增加了 13410.05 元。比较发现，农村居民收入的平均增长额比城镇居民收入的平均增长额高出 1233.84 元。DID 检验反映了其高出额具有统计意义，表明了“十八大”以来二元体制改革缩小了城乡居民的收入差距，二元体制没有呈现阶层固化作用。

表 16 双重差分检验结果

Outcome Variable(s)	“十八大”之前			“十八大”之后			DIFF-IN-DI FF
	控制组	处理组	Diff	控制组	处理组	Diff	
Ln(Inc)	9.903	9.010	-0.893	10.423	9.666	-0.757	0.136
Std. Error	0.019	0.019	0.027	0.026	0.031	0.040	0.049
P> t	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.005

五、研究结论

二元体制造成了中国的城乡分割，以城市偏向和户籍管制为主要特征的政策安排导致了城乡教育投入和就业收入的不平衡。出生“寒门”的农村子女似乎更难向上流动，“龙生龙，凤生凤”的阶层固化言论不绝于耳。但中共“十八大”以来，随着中国改革步伐的深入推进，城乡一体化进程加快，“寒门”真地再难出“贵子”吗？本文基于城乡父母人力资本代际传递与子女收入的关系视角利用2010年和2015年中国综合社会调查（CGSS）城乡家庭匹配数据实证回答了这一问题。研究结论为：

（1）城乡父母的人力资本代际传递差异对于子女收入不平等的影响远远小于城乡子女本身的人力资本差距影响，前者受教育年限差距每增加一年，子女收入不平等仅扩大2%至5%，而后者受教育年限差距每增加一年，其收入不平等扩大了16%至20%。

（2）实证检验证实了城乡父母的人力资本代际传递差异能够导致子女的人力资本差距扩大，从而传导影响子女的收入不平等。不过，中介传导模型估计结果显示，在城乡子女人力资本差距对其收入不平等的影响中来自父母人力资本代际传递的各自贡献由2010年的2.2%和3.4%降至2015年的0.6%和1%，不仅表明了城乡父母代际影响差距依然较小，而且也反映了二元体制的影响在弱化。

（3）以“十八大”为时间虚拟变量，分别以城乡户籍居民为控制组和处理组，DID政策评估结果显示，在0.01的显著性水平下，“十八大”前后相比，城乡一体化改革明显缩小了城乡收入不平等，从而进一步验证了二元体制影响在“十八大”之后明显减弱，农村居民收入获得了更快增长。

上述结论表明，“寒门再难出贵子”是危言耸听。人们的认知、判断容易受到一些煽情的个案新闻所影响，从而以偏概全地认为社会阶层严重固化，农村子女难有出头之日。本文基于中国综合社会调查数据，以严谨的经济计量方法告诉大家，城乡子女的收入不平等主要取决于自身的人力资本差异，极少受到父母人力资本代际传递差异影响，“十八大”以后的二元体制影响也越来越弱。随着中国改革开放的力度越来越大，我们相信寒门弟子的上升通道将越来越宽。需要指

出的是，本文研究是基于人力资本代际传递视角讨论城乡收入的不平等现象，并没有考虑自身以及父母的社会资本等因素影响。不过，正如内生性问题讨论所指出的那样，尽管可能存在一些重要变量遗漏，但城乡收入决定的明瑟方程在作差的过程中消除了这些因素的部分影响。因此，城乡居民的社会资本差距一般不会产生较大影响。

致谢

感谢我们的指导导师周世军教授。在论文的写作过程中，导师给了我们细心的指导，论文的选题、结构以及写作的过程离不开老师的指导和建议，老师渊博的学识、坦荡的胸怀、低调的处事态度深深地感染了我们，鼓励着我们坚持不懈地努力、脚踏实地地工作。老师的脾气特别的随和，非常的平易近人，每次与之交流心情都会特别的愉悦，老师治学特别的严谨，他的工作及生活方式都有很多值得我们学习的地方，再次表达对周老师深深的谢意！

同时，还要感谢所有组员以及给予我们帮助的老师 and 同学们，谢谢他们给我们提出的宝贵意见和建议，使我们能不断改进。

最后，向评审老师们表达深深的感谢，在百忙中抽出时间为我们评审论文并提出宝贵意见，寄予此表达我们无比的敬意！

参考文献

- [1] Agee M D , Crocker T D , Psychology J O E , et al. Household environmental protection and the intergenerational transmission of human capital[J]. Journal of Economic Psychology, 2000, 21:673-690.
- [2] Becker G S , Tomes N . An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility[J]. Journal of Political Economy, 1979, 87(6):1153-1189.
- [3] Herrington, Christopher M . Public education financing, earnings inequality, and intergenerational mobility[J]. Review of Economic Dynamics, 2015, 18(4):822–842.
- [4] Huang, Jin. Intergenerational transmission of educational attainment: The role of household assets[J]. Economics of Education Review, 2013, 33(Complete):112-123.
- [5] Kwenda P., Ntuli M., Gwatidzo T. Temporal developments in intergenerational transmission of education: Case for black South Africans[J]. Research in Social Stratification and Mobility, 2015, 42:96-113.
- [6] Li Z , Liu L , Wang M . Intergenerational income mobility and public education spending: Evidence from China[J]. Children and Youth Services Review, 2014, 40:89-97.
- [7] Martin M A . Family structure and the intergenerational transmission of educational advantage[J]. Social Science Research, 2012, 41(1):33-47.
- [8] Qin X . Intergenerational Transfer of Human Capital and Its Impact on Income Mobility: Evidence from China[J]. China Economic Review, 2016, 38:306-321.
- [9] Caparrós Ruiz, Antonio. The impact of education on intergenerational occupational mobility in Spain[J]. Journal of Vocational Behavior, 2016, 92:94-104.
- [10] Solon G . Intergenerational Income Mobility in the United States[J]. American Economic Review, 1992, 82(3):393-484.
- [11] The political Economy of China's Rural-urban Divide . Paper Presented Conference on Policy Reform in China Center for Research on Economic Development and Policy Reform [M]. Yang, D. T. and Cai .Stanford University , 1999.
- [12] Zeng Z , Xie Y . The Effects of Grandparents on Children's Schooling: Evidence From Rural China[J]. Demography, 2014, 51(2):599–617.
- [13] 蔡昉. 城乡收入差距与制度变革的临界点[J]. 中国社会科学, 2003(5):16-25.
- [14] 陈琳, 袁志刚. 中国代际收入流动性的趋势与内在传递机制[J]. 世界经济, 2012(6):115-131.
- [15] 陈宗胜. 经济发展中的收入分配[M]. 上海: 上海三联书店, 1991.
- [16] 程开明, 李金昌. 城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析

- [J]. 数量经济技术经济研究, 2007, 24(7):116-125.
- [17] 邓旋. 财政支出规模、结构与城乡收入不平等——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 经济评论, 2011(4):63-69.
- [18] 高彦彦. 城市偏向、城乡收入差距与中国农业增长[J]. 中国农村观察, 2010(5):2-13.
- [19] 顾国达, 郭爱美, 文雁兵. 制度对人力资本红利的双重效应研究[J]. 中国人口科学, 2013(3):65-76.
- [20] 郭剑雄. 人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛[J]. 中国社会科学, 2005(3):27-37.
- [21] 管照生. 城乡分割与居民收入——基于 CHIP 微观数据的实证分析[J]. 河池学院学报, 2018, 38(05):121-126.
- [22] 魏超. “关系”和教育对中国居民收入的影响——基于 CGSS 调查数据的实证分析[J]. 南方经济, 2014, V32(3):38-51.
- [23] 侯风云, 付洁, 张凤兵. 城乡收入不平等及其动态演化模型构建——中国城乡收入差距变化的理论机制[J]. 财经研究, 2009(1):4-15.
- [24] 李卫兵. 地位收益: 中国城乡收入差距日益扩大的原因[J]. 复印报刊资料: 农业经济导刊, 2006(5):159-159.
- [25] 刘社建, 徐艳. 城乡居民收入分配差距形成原因及对策研究[J]. 财经研究, 2004, 30(5).
- [26] 刘志强, 谢家智. 户籍制度改革与城乡收入差距缩小: 来自重庆的经验证据[J]. 农业技术经济, 2014(11).
- [27] 林光彬. 等级制度、市场经济与城乡收入差距扩大[J]. 管理世界, 2004(4):30-40.
- [28] 卢盛峰, 陈思霞, 张东杰. 教育机会、人力资本积累与代际职业流动——基于岳父母/女婿配对数据的实证分析[J]. 经济学动态, 2015(2):19-32.
- [29] 陆铭, 陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6).
- [30] 吕之望, 李翔. 我国农村居民代际收入流动的性别差异[J]. 金融评论,

2017(02):87-95+130.

[31]李天成, 温思美. 技术进步、户籍歧视与流动人口就业分化[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2018, 17(06):69-81.

[32] 彭秀健, 麦音华, 何昱. 论户籍制度改革对城乡居民收入差距的影响——动态一般均衡分析[J]. 劳动经济研究, 2013(1):84-103.

[33] 卜民. 农村人口迁移与代际收入流动[J]. 当代经济, 2018(23).

[34] 石磊, 张翼. 政策偏向、双重结构失衡与城乡收入不均等[J]. 上海经济研究, 2010(5):3-12.

[35] 谭灵芝, 孙奎立. 民族地区代际收入流动及其影响因素——基于南疆地区的实证研究[J]. 中国人口科学, 2017(01):104-116+130.

[36] 王海港. 中国居民收入分配的代际流动[J]. 经济科学, 2015, Vol.27(2):18-25.

[37] 王金营. 制度变迁对人力资本和物质资本在经济增长中作用的影响[J]. 中国人口科学, 2004(4):11-17.

[38] 王学龙, 袁易明. 中国能否跨越中等收入陷阱——制度公平和人力资本的视角[J]. 经济评论, 2015(6):3-16.

[39] 王国洪. 人力资本积累、外出就业对民族地区农村居民收入的影响——基于2013-2015年民族地区大调查数据的实证研究[J]. 民族研究, 2018, No.233(03):30-44+126-127.

[40] 谢勇. 人力资本与收入不平等的代际间传递[J]. 上海财经大学学报(哲学社会科学版), 2006, 8(2).

[41] 邢春冰. 中国农村非农就业机会的代际流动[J]. 经济研究, 2006(9):103-116.

[42] 周世军. 城乡二元体制藩篱为何难以打破——基于制度经济学的理论阐释[J]. 理论月刊, 2017(01):158-161+175.

[43] 周世军, 周勤. 户籍制度、非农就业“双重门槛”与城乡户籍工资不平等——基于CHNS微观数据的实证研究[J]. 金融研究, 2012(9):101-114.

[44] 周世军, 李清瑶, 崔立志. 父母学历与子女教育——基于CGSS微观数据的实证考察[J]. 教育与经济, 2018, No.143(03):48-55+76.

[45] 邹薇, 郑浩. 贫困家庭的孩子为什么不读书:风险、人力资本代际传递和贫困

陷阱[J]. 经济学动态, 2014(6):16-31.

[46]周强, 张全红. 中国家庭长期多维贫困状态转化及教育因素研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017(04):4-20.

[47]朱红恒. 结构调整对城乡收入差距变动的影响及政策建议[J]. 中州学刊, 2015, No.219(3):22-26.