

分类号 _____ 密级 _____

U.D.C _____

西南财经大学

**教育的就业效应与健康效应研究：
来自务工农民的经验证据**

**The Study on Employment Effect and Health Effect of Education:
Empirical Evidence from Rural Non-agricultural Labors**

学位申请人： _____ 杨克文 _____

学 号： _____ 114020207001 _____

学 科 专 业： _____ 劳动经济学 _____

研 究 方 向： _____ 务工农民与健康 _____

指 导 教 师： _____ 臧文斌 _____

定 稿 时 间： _____ 2019 年 12 月 _____

摘要

三农问题能否妥善解决关系到我国“两个一百年”奋斗目标及伟大复兴中国梦能否顺利实现，具有重大现实意义和深远影响。第一个百年奋斗目标要使国民经济更加发展，到2020年全面建成小康社会。李克强总理在发布的2019年国务院政府工作报告中进一步指出，三农问题是全面建成小康社会的关键。为此，2017年党的十九大报告中提出乡村振兴战略。政府希望通过实施乡村振兴战略促进农村经济发展并提高农民收入，从而顺利实现全面建成小康社会的奋斗目标。

农村剩余劳动力向非农产业顺利转移是乡村振兴战略能够成功实施的关键。然而，在经历了几十年的快速增长之后，近些年务工农民的增长数量和速度均不断下降。根据农村劳动力迁移模型及我国社会经济发展现状，本文认为造成农村劳动力吸纳不足的原因大致可以从以下四个方面来考虑。第一，为了实现城市自身利益的最大化，我国劳动力市场对务工农民进城设置了各种制度性和非制度性进入阻碍。第二，务工农民总体文化程度不高、职业技能缺乏，这导致务工农民处于低收入、无保护的弱势地位，职业选择和就业空间狭小，以及就业竞争和替代能力不强。第三，自身健康水平的影响。自身健康在影响农村剩余劳动力向城市和非农产业转移的过程中发挥着基础性作用。与此同时，由于务工农民“候鸟式”的流动，在超时劳动的作用下，致使他们的健康状况不断恶化，对他们再次流动产生不利影响。第四，父母健康的影响。我国已于1999年进入了老龄化社会，而且老龄化逐步加深。人进入老年期后，健康折旧加快，不仅日常行动能力下降，而且也容易心理健康恶化，导致对他人的照护需求增加。

由于长期依靠人力资源等生产要素的投入实现的快速经济增长，在我国人口结构逐渐老龄化和生育率低位徘徊导致劳动力数量逐渐下降的背景下，日益难以为继。因此，依靠科技进步，提高全要素生产率（*TFP*）在经济增

长中的贡献，将是未来我国经济发展的方向。在此背景下，要实现农村劳动力向城市和非农产业顺利转移并能够安居乐业，人力资本的重要性日益提高。根据人力资本理论，受教育程度更高的个体在劳动力市场上的竞争力更强。文化程度越高，克服户籍制度等迁移障碍的能力越强，迁移成本也就越低，在其他条件都相同的情况下，文化程度较高的劳动者更容易在城市中找到工作。不仅如此，根据健康需求理论，个体教育有利于改善自身及他人健康，而且预算约束放松和健康生产效率改善在教育改善健康的过程中发挥着重要的渠道作用。

在众多影响农村劳动力转移的因素中，教育发挥着基础性作用，是改善其他负面因素的关键变量。鉴于此，本文将从教育的角度考察其对务工农民的影响。具体来说，首先，教育是否有利于农村劳动力克服迁移障碍并改善他们在劳动力市场上的表现；其次，教育是否影响务工农民及其父母健康。如果答案是肯定的，那么增加农村教育投资不仅能直接促进农村劳动力向非农产业转移，还能通过改善自身及父母健康，间接促进农村劳动力迁移，降低经济运行成本，推动我国经济健康发展。

使用 2014 年的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据，探讨教育对农村劳动力迁移决策及其劳动力市场表现的影响。考虑到样本选择性和受教育程度的内生性，我们对其进行了赫克曼两步法和工具变量处理。结果显示教育不仅能有效促进农村劳动力向城市和非农产业迁移，而且显著改善了务工农民在劳动力市场上的表现，并且这种改善是通过提高他们的劳动生产率来实现的。同样使用 2014 年的中国家庭追踪调查（CFPS）数据，采用社区平均受教育年限作为工具变量，利用两阶段最小二乘（2SLS）方法识别教育对务工农民健康的影响。结果发现，教育对务工农民健康具有显著的正面影响，而且这种影响存在性别和年龄异质性。预算约束放松和效率提升在教育影响务工农民健康的过程中发挥着重要的渠道作用。使用 2011 年和 2013 年的中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，利用两阶段最小二乘（2SLS）方法识别务工农民教育对父母健康的影响。结果发现，务工农民教育对父母健康具有显著的正面影响，而且这种影响存在父母教育、性别和年龄及子女性别和居住安排等方面的异质性。预算约束放松和效率提升在务工农民教育影响父母健康的过程中发挥着重要的渠道作用。

基于以上研究结论，本文建议：第一，完善乡村振兴战略，加快农村发展。本文的研究表明，随着农村教育发展，农民的人力资本存量不断提升，有利于促进农村劳动力向非农产业转移并改善他们在劳动力市场上的表现。目前，我国正在实施乡村振兴战略，目的在于促进农村经济快速发展，实现全面小康社会。未来这一战略还需要继续实施，使农村和城镇保持同步发展，并缩小城乡差异，有利于最终消除我国城乡二元经济社会之间的差异。第二，增加对农村地区的教育资源投入，提高农村居民的受教育程度，而且应该改革原来的财政拨款模式，按照对教育服务结果进行考核的方式，根据教育质量进行财政拨款，实现财政拨款与教育质量挂钩的绩效管理新模式。第三，继续深化户籍制度改革，做好社会保障等公共服务向务工农民公平开放，降低农村劳动力向城市转移的成本。一方面，建立和优化我国的城市层级体系。另一方面，继续实施城乡统一户口登记制度，实现城乡劳动力资源的合理流动并优化劳动力资源配置。最后，不同城市需要根据自身特点，合理制定落户标准，吸引合适的人口流入。第四，制定公平的劳动力市场规则。一方面，要建立健全法律制度并严格执行，保障最低工资法和劳动法得到贯彻执行。另一方面，保障务工农民的合法权益，打击拖欠工资现象。最后，消除就业歧视，消除人为歧视。第五，增加健康知识与健康行为的宣传、教育和普及。一方面，健康知识和健康行为的宣传和普及能够降低居民患病的可能性，减少医疗服务需求，进而减少接触医疗服务的可能性，有利于断绝道德风险发生的可能性；另一方面，增加健康知识和健康行为可以在居民患病的情况下，懂得如何识别医疗服务的供给质量，进而减少可能存在的道德风险问题。第六，完善医疗保险的异地就医制度。异地就医制度尚未在全国全面推行，未来需要重点加强医疗保险、医疗服务和医药等方面的信息化建设，争取早日打通与就医相关的信息节点促进农村劳动力转移。通过以上政策措施促进农村劳动力向城市和非农产业迁移，降低用工成本，为我国经济发展方式转型、结构调整争取时间，进而推动我国经济社会的健康发展。

关键词：务工农民；教育；劳动力市场表现；健康

Abstract

After more than 20 years of rapid growth, the number and speed of the growth of rural non-agricultural labors have been declining in recent years. With the decline of rural non-agricultural labors' transfer speed, the rise of labor cost is accompanied. In the decade since 2005, China's labor costs have risen fivefold, and firms in some developed economies have shifted their production to lower-cost countries or moved back to their own countries.

However, compared with the optimal scale of rural labor transfer, the transfer of rural labor to cities is always lower than the optimal level of society. From the perspective of social optimum, let more rural labor force into urban work can bring faster economic growth, and narrow the gap between urban and rural areas. According to the migration model of rural labor force and the current situation of social and economic development in China, this paper argues that the reasons for the insufficient absorption of rural labor force can be roughly considered from the following four aspects. Firstly, there are various institutional and non-institutional barriers to rural non-agricultural labors entering cities in China's labor market. Secondly, the general education level of rural non-agricultural labors is not high and their vocational skills are lacking. Third, the impact of their own health level. Fourth, the impact of parents' health.

Because of the rapid economic growth realized by long-term investment of production factors such as human resources, it is increasingly difficult to sustain under the background of the aging population structure and the gradual decline of labor force in China. Changing the mode of economic development and realizing the adjustment of economic structure are the realistic measures for China's economy to maintain sustained growth and successfully surmount the "middle income trap" in the present and future. Therefore, depending on the progress of science and technology, improving the contribution of TFP to economic growth will be the direction of China's economic development in the future. In this context,

the importance of human capital is increasing to realize the smooth transfer of rural labor to urban and non-agricultural industries and to be able to live and work in peace and contentment.

Among the many factors that hinder the transfer of rural labor force, education plays a fundamental role and is the key variable to improve other negative factors. In view of this, this paper will examine its impact on rural non-agricultural labors from the perspective of education. Specifically, this paper will examine whether education is conducive to the rural labor force to overcome the barriers to migration, thereby improving their performance in the labor market, and whether good performance in the labor market plays an important channel role in the process of education affecting the health of rural non-agricultural labors and their parents. If the answer is yes, increasing investment in rural education can not only directly promote the transfer of rural labor force to non-agricultural industries, but also indirectly promote the migration of rural labor force, reduce the cost of economic operation and promote the healthy development of China's economy by improving the health of themselves and their parents.

Using data from China Family Panel Studies (CFPS) in 2014, this paper explores the impact of education on Rural Labor Migration Decision-making and labor market performance. Considering sample selectivity and endogeneity of education level, we deal with it with Heckman two-step method and instrumental variables. The results show that education can not only effectively promote rural labor migration to urban and non-agricultural industries, but also significantly improve the performance of rural non-agricultural labors in the labor market, and this improvement is achieved by improving their labor productivity. Similarly, the data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2014 were used to identify the impact of education on the health of rural non-agricultural labors by using the two-stage least squares (2SLS) method, using the average years of education in the community as an instrumental variable. The results show that education has a significant positive impact on the health of rural non-agricultural labors, and this impact has gender and age heterogeneity. The relaxation of budget constraints and the improvement of efficiency play an important role in the process of education affecting the health of rural non-agricultural labors. Based on the data of China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) in 2011 and 2013,

two-stage least squares (2SLS) method was used to identify the impact of rural non-agricultural labors'education on parents' health. The results show that the education of rural non-agricultural labors has a significant positive impact on parents'health, and the impact is heterogeneous in terms of parents' education, gender and age, and children's gender and living arrangements. The relaxation of budgetary constraints and the improvement of efficiency play an important role in the process of influencing the health of parents in the education of rural non-agricultural labors.

Based on the above conclusions, this paper suggests: first, improving the rural revitalization strategy and accelerating rural areas development. Second, increase investment in education in rural areas, and strengthen the evaluation of the effectiveness of the use of funds. Third, we should continue to deepen the reform of the household registration system, make social security and other public services fair and open to rural non-agricultural labors, and reduce the cost of rural labor transfer to cities. Fourth, we should formulate fair labor market rules and unify urban and rural and urban labor markets. Fifth, we should increase the publicity, education and popularization of health knowledge and behavior. Sixth, improve the medical insurance system in different places. Through the above policies and measures to promote rural labor migration to urban and non-agricultural industries, reduce labor costs, and strive for time for the transformation of China's economic development mode and structural adjustment, thereby promoting the healthy development of China's economy and society.

Keywords: Rural Non-agricultural Labors ; Education ; Labor Market Performance; Health

目 录

1.绪 论	1
1.1 选题背景及意义.....	1
1.1.1 选题背景.....	1
1.1.2 研究问题.....	4
1.1.3 选题目的及意义.....	6
1.2 研究内容与研究思路.....	7
1.2.1 研究内容.....	7
1.2.2 研究思路及方法.....	8
1.3 可能的创新与不足之处.....	10
1.3.1 论文的可能创新之处.....	10
1.3.2 论文的不足之处.....	12
2.理论基础和文献综述	14
2.1 务工农民概念界定.....	14
2.2 人口流动理论.....	15
2.2.1 刘易斯模型.....	16
2.2.2 拉尼斯-费景汉模型.....	19
2.2.3 乔根森模型.....	24
2.2.4 托达罗模型.....	31
2.3 健康需求理论.....	33
2.3.1 个人健康需求理论.....	33
2.3.2 家庭健康需求理论.....	37
2.4 教育投资理论.....	41
2.4.1 义务教育投资理论.....	41
2.4.2 家庭教育投资理论.....	42

2.5 文献综述	43
2.5.1 教育对农村劳动力迁移及迁移之后劳动力市场表现的影响	43
2.5.2 教育对务工农民健康的影响及其传导机制	47
2.5.3 务工农民教育对父母健康的影响	50
3.中国农村义务教育和务工农民现状分析.....	52
3.1 中国农村义务教育发展现状及分析	52
3.1.1 我国农村义务教育投资体制变革历史	52
3.1.2 义务教育投入现状分析	60
3.2 务工农民现状	73
3.2.1 务工农民产生的时代背景	73
3.2.2 务工农民转移的原因及规模	74
3.2.3 务工农民教育变化	76
4.教育对农村劳动力迁移决策及其劳动力市场表现的影响.....	78
4.1 研究设计	81
4.1.1 模型与方法	81
4.1.2 数据与变量	83
4.1.3 样本基本信息	87
4.1.4 教育与农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现	87
4.2 实证结果及分析	88
4.2.1 社区平均受教育年限对农村（非农就业）劳动力教育的影响	88
4.2.2 受教育程度对农村劳动力迁移决策的影响	90
4.2.3 样本选择偏差估计	91
4.2.4 教育对务工农民在劳动力市场上表现的影响	92
4.3 本章小结	94
5.教育对务工农民健康的影响及其传导机制.....	96
5.1 研究设计	98
5.1.1 模型与方法	98
5.1.2 数据与变量	99
5.1.3 样本基本信息	101
5.1.4 教育与务工农民健康	103

5.2 实证结果及分析	103
5.2.1 教育对务工农民健康的影响	103
5.2.2 教育影响务工农民健康的异质性分析	106
5.2.3 教育影响务工农民健康的可能机制	108
5.2.4 讨论	112
5.3 本章小结	113
6. 务工农民教育对父母健康的影响及其传导机制	115
6.1 理论假说	118
6.2 研究设计	121
6.2.1 模型与方法	121
6.2.2 数据与变量	122
6.2.3 样本基本信息	124
6.2.4 务工农民教育与父母健康	125
6.3 实证结果及分析	126
6.3.1 基准回归	126
6.3.2 稳健性检验	128
6.3.3 工具变量法	130
6.4 进一步讨论	135
6.4.1 异质性分析	135
6.4.2 机制分析	138
6.4.3 非线性模型检验	142
6.5 本章小结	146
7. 总结及政策建议	149
7.1 研究结论	149
7.2 对策建议	153
7.3 研究展望	156
参考文献	158
致 谢	169
在读期间科研成果目录	171

1.绪 论

1.1 选题背景及意义

1.1.1 选题背景

三农问题能否妥善解决关系到我国“两个一百年”奋斗目标^①及伟大复兴中国梦能否顺利实现，具有重大现实意义和深远影响。第一个百年奋斗目标要使国民经济更加发展，到2020年全面建成小康社会。党的十九大报告指出农村农民农业问题是关系国计民生的根本性问题。李克强总理在发布的2019年国务院政府工作报告中进一步指出，三农问题是全面建成小康社会的关键。为此，2017年党的十九大报告中提出乡村振兴战略，2018年1月2日，国务院公布了《中共中央国务院关于实施乡村振兴战略的意见》。2018年9月，中共中央、国务院印发了《乡村振兴战略规划（2018—2022年）》，并要求各地区各部门结合实际认真贯彻落实。政府希望通过实施乡村振兴战略促进农村经济发展并提高农民收入，从而顺利实现全面建成小康社会的奋斗目标。

农村剩余劳动力向非农产业顺利转移是乡村振兴战略能够成功实施的关键。由于历史原因，我国农村存在大量的剩余劳动力，而改革开放后实施的偏向城市的经济发展战略，进一步扩大了包括收入在内的城乡差异，导致大量农村剩余劳动力向城市和非农产业迁移（Todaro, 1969）。根据二元经济发展理论，农村剩余劳动力向城市和非农产业迁移，不仅有利于促进城市和非农产业经济发展，而且有利于拉动农业生产率提高，从而缩小城乡差异，最

^① 1997年9月12日，江泽民在中国共产党第十五次全国代表大会上首次提出“到建党一百年时，使国民经济更加发展，各项制度更加完善；到世纪中叶建国一百年时，基本实现现代化，建成富强民主文明的社会主义国家。2017年10月18日，习近平在中国共产党第十九次全国代表大会上指出从十九大到二十大，是“两个一百年”奋斗目标的历史交汇期。我们既要全面建成小康社会、实现第一个百年奋斗目标，又要乘势而上开启全面建设社会主义现代化国家新征程，向第二个百年奋斗目标进军。

终实现城乡的一元化发展（Lewis, 1954）。宋建和王静（2018）的研究证实了这一点。他们的研究认为在 1984 年至 2015 年间，农业劳动的边际产出率低于非农产业部门，劳动要素因而从农业部门流出。该转出速率较高时，能够促进 *TFP* 增长，表现出明显的“结构红利”，进而促进经济增长。蔡昉（2018）认为劳动力转移和资源重配是人口红利实现的过程，即通过提高储蓄率和资本回报率，实现经济高速增长。而由于劳动力流动障碍所导致的劳动力在不同部门之间的错配使得经济增长大约损失了 8% 左右，严重影响了经济的快速增长（袁志刚和解栋栋，2011）。但是，经过约四十年的经济发展，城乡间的生产率差异依旧显著（蔡昉，2018）。未来，继续推动农村剩余劳动力向城市和非农产业转移仍然是实现农村经济快速发展的关键（蔡昉，2017）。

然而，在经历了几十年的快速增长之后，近些年务工农民^②的增长数量和速度均不断下降。图 1-1 显示，务工农民的增量从 2010 年的 1245 万人逐年减少，到 2015 年的时候达到最低，务工农民的增量仅为 352 万人，2016 年和 2017 年的增量有所增加，但是幅度很小。从 2010 年到 2017 年，务工农民的增长量平均每年减少 96 万人左右。从增长率上来看，2010 年的增长率是近五年来最高的为 5.4%，以后逐年下降，到 2015 年务工农民的增长率仅为 1.3%，此后有所上涨，但是并未超过 2014 年的 1.86%。与务工农民转移速度下降相伴随的是劳动力成本的上升（蔡昉，2018）。自 2005 年以来的十年期间，中国的劳动力成本上升了五倍，比 1995 年上涨了 15 倍。由于担心劳动力成本上升，降低了中国与发达经济体之间的成本套利，一些发达经济体的企业已经把他们的生产转移到成本较低的国家或搬回自己国家（全球制造业竞争力指数，2016）^③。

^② 务工农民的含义同农民工，指具有农村户籍但是从事非农就业的居民。

^③<https://www2.deloitte.com/cn/zh/pages/manufacturing/articles/2016-global-manufacturing-competitiveness-index.html>

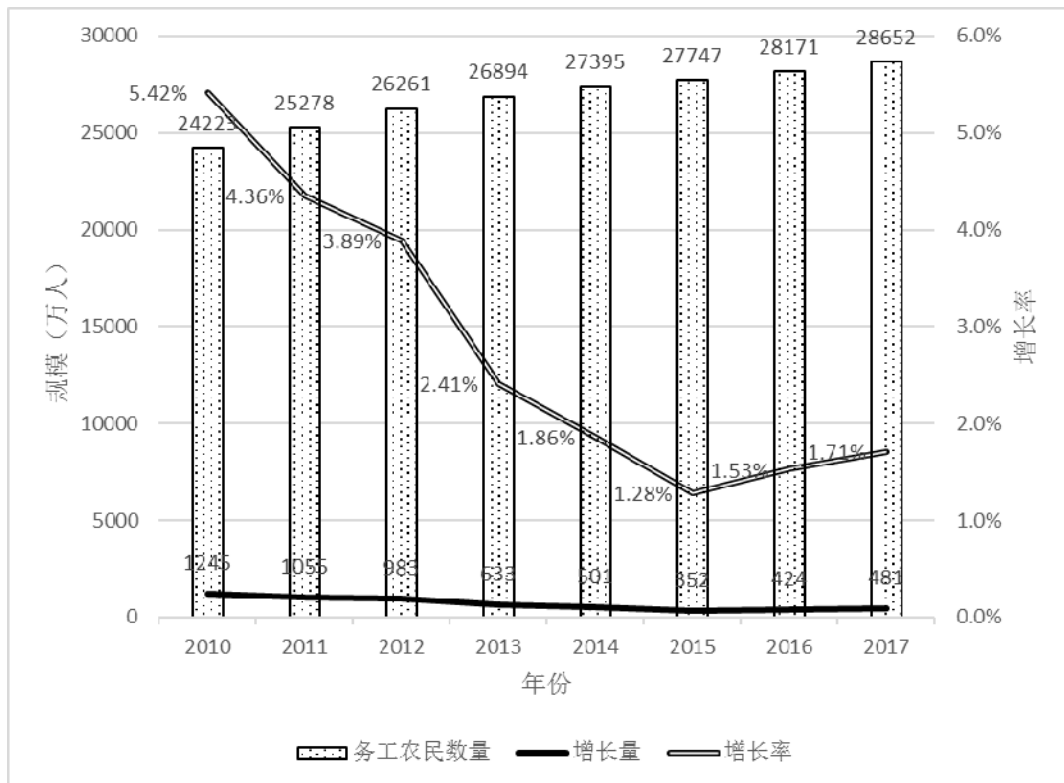


图 1-1 我国务工农民人口变动情况

（数据来源：农民工监测调查报告 2010-2017 年）

陶然（2011）认为至少存在两个方面的原因导致农村劳动力进城务工的保留工资较高。第一，交通等开支较多。受限于户籍制度约束，大部分的务工农民在城市和农村之间的迁移具有“候鸟式”特点，使得大部分临时务工人员每年都要返乡过节探亲，不仅需要支付高昂的交通费用，而且还需要在人情方面花费支出。这些支出往往占务工农民外出务工收益的不小比例。第二，城市生活成本较高。在现有户籍制度下，务工农民难以享受和城市居民同等的公共服务，而且务工农民通常人力资本较低，在城市劳动力市场还要遭受歧视，因此在收入有限的情况下，住房、子女教育等高额开支严重抵消了收入。以上开支严重提高了务工农民的保留工资，导致在现有工资水平下，向城市和非农产业转移的农村劳动力数量有限。

根据农村劳动力迁移模型及我国社会经济发展现状，本文认为造成农村劳动力吸纳不足的原因大致可以从以下四个方面来考虑。第一，为了实现城市自身利益的最大化，我国劳动力市场对务工农民进城设置了各种制度性和非制度性进入阻碍（蔡昉，2013，2018），这是限制劳动力流动的主要障碍性

因素（袁志刚和解栋栋，2011）。第二，务工农民总体文化程度不高、职业技能缺乏。Wang et al. (2016) 认为当农村劳动力没有受过正规教育时，通过技能培训可以获得蓝领技能工作，但是却难以获得白领工作。第三，自身健康水平的影响。自身健康在影响农村剩余劳动力向城市和非农产业转移的过程中发挥着基础性作用（王琼和叶静怡，2016）。与此同时，由于务工农民“候鸟式”的流动，在超时劳动的作用下，他们的健康状况不断恶化，对他们再次流动产生不利影响。第四，农村劳动力向城市和非农产业的转移，不仅受自身教育程度和健康的影响，同时也受父母健康的影响（陈璐等，2016）。由于生育率下降和预期寿命延长，我国已于 1999 年进入了老龄化社会，而且老龄化逐步加深。人进入老年期后，健康折旧加快，不仅日常行动能力下降，而且也容易心理健康恶化（杨克文等，2019），导致对他人的照护需求增加。如果能改善老年人健康，降低发病率，不仅能够降低疾病带来的痛苦，提升老年人幸福感和生命质量；而且在老龄化不断加深的背景下，还将有利于农村劳动力向非农产业转移。

1.1.2 研究问题

自十一届三中全会以来，在“人口红利”和改革开放的双重作用下，我国经济开启了长达约四十年的高速增长，逐步奠定了“世界工厂”的声誉，并成为世界第二大经济体。然而，由于长期依靠人力资源等生产要素的投入实现的快速经济增长，在我国人口结构逐渐老龄化、生育率持续低位徘徊导致劳动力数量逐渐下降的背景下，日益难以为继。转变经济发展方式、实现经济结构调整，是目前和未来我国经济能够保持持续增长，成功跨越“中等收入陷阱”的现实之举。因此，依靠科技进步，提高全要素生产率（*TFP*）在经济增长中的贡献，将是未来我国经济发展的方向（蔡昉，2010，2013，2018）。在此背景下，要实现农村劳动力向城市和非农产业顺利转移并能够安居乐业，人力资本的重要性日益提高。根据人力资本理论，受教育程度更高的个体在劳动力市场上的竞争力更强（Becker，1964）。文化程度越高，克服户籍制度等迁移障碍的能力越强，迁移成本也就越低，在其他条件都相同的情况下，文化程度较高的劳动者更容易在城市中找到工作（Wang et al.，2016）。不仅

如此,根据 Grossman 和 Jacobson 健康需求模型 (Grossman, 1972; Jacobson, 2000),个体教育有利于改善自身及他人健康,而且预算约束放松在教育改善健康的过程中发挥着重要的渠道作用。

通过以上分析可以发现,教育程度较低在农村劳动力向城市和非农产业转移过程中发挥着阻碍作用。但是在众多阻碍农村劳动力转移的因素中,教育又发挥着基础性作用,是改善其他负面因素的关键变量。鉴于此,本文将从教育的角度考察其对务工农民的影响。

那么一个很自然的问题就是,教育是否能够改善阻碍农村劳动力迁移的负面因素,从而促进农村劳动力向城市和非农产业转移?具体来说,首先,教育是否有利于农村劳动力克服迁移障碍并改善他们在劳动力市场上的表现;其次,教育是否影响务工农民及其父母健康。如果答案是肯定的,那么增加农村教育投资不仅能直接促进农村劳动力向非农产业转移,还能通过改善自身及父母健康,间接促进农村劳动力迁移,降低经济运行成本,推动我国经济健康发展。鉴于此,本文主要考察以下三个问题:

第一,教育是否能够促进农村劳动力向城市和非农产业转移并改善他们在劳动力市场上的表现?根据劳动力转移模型,趋利性是劳动力转移的主要影响因素。但是,在经历了几十年的快速增长之后,近些年务工农民的增长数量和速度均不断下降。那么,教育是否有利于农村劳动力从农村和农业向城市和非农产业转移,是否有利于改善他们在劳动力市场上的表现?

第二,务工农民的教育是否能够改善个体及父母健康。根据健康需求理论,教育对健康具有重要影响,而且这种影响可以通过降低预算约束和提高资源利用效率来实现。但是,一方面,我国较少关注务工农民健康问题,即使给予关注,所使用的数据多为局部调查数据,使用具有全国代表性的数据考察教育与务工农民健康的文献极少,对务工农民群体健康的研究尚需加强。另一方面,现有研究较少关注教育影响务工农民健康的机制,本文将从预算约束和健康生产效率的视角,探讨教育影响务工农民健康的具体机制问题。此外,由于生育率下降和预期寿命延长,中国已进入了老龄化社会,而且老龄化逐步加深。人进入老年期后,健康折旧加快,不仅日常行动能力下降,而且也容易心理健康恶化(杨克文等,2019)。在我国社会保障特别是农村养老保障实施“低水平、广覆盖”的情况下,那么,务工农民的教育是否能够改

善父母健康？预算约束和健康生产效率是否是务工农民的教育影响其父母健康的重要渠道？

1.1.3 选题目的及意义

对于该问题的研究，存在三方面的目的及意义。

第一，从人力资本理论的角度考虑。教育不仅能够对个体产生正面影响，同时教育也具有正的外部性，即个体教育的提高，能够使他人获益。从研究群体的角度来考虑，现有研究主要关注的是整体人口的教育与健康的关系，对务工农民这一群体的健康关注较少。从研究对象上来考虑，大量的研究从家庭的角度对父母教育与孩子健康之间的关系进行了有益探讨，大部分研究发现父母教育对孩子健康具有正面影响。但是，反过来，子女教育是否也会对父母健康存在影响？目前，对该问题的关注还未引起足够重视，现有研究认为子女教育对父母健康存在正面的相关关系，但是尚未进行全面细致地考察。深入探讨务工农民群体教育与其自身健康和父母健康的关系有利于我们了解教育与健康的相互关系，拓展我们对人力资本理论的认知。

第二，从城镇化的角度来考虑。改革开放以来，农村劳动力向农村非农部门的职业流动和城乡之间的区域流动推进了我国城镇化的发展。从 1978 年的 17.9%，到 2018 年达到 59.6%，中国城镇化率平均每年以约 1% 的速度递增，城镇化的快速推进成为我国发展的重要标志。从经济发展阶段出发，我国城镇化的核心应该是农业转移人口进入并落户于城市，享受均等的基本公共服务。然而，在经历了约三十年的快速增长之后，近些年务工农民的增长数量和速度均不断下降。从全社会最优的角度考虑，让更多的农民进入城市工作能够带来更快的经济增长，并且缩小城乡差距。实证检验同样支持该观点（陈刚，2016；赵西亮，2018）。一般来说，劳动者的人力资本情况对个人的职业获得和收入水平起重要作用（Becker，1964）。对教育与农村劳动力转移及其在劳动力市场上表现的关系的研究，为更好地理解农村劳动力的转移提供经验证据，并为新型城镇化建设及乡村振兴战略的有效实施提供政策建议。

最后，从我国经济发展的前景来考虑。根据章元和高汉（2011）的研究，我国城市劳动力市场是一个典型的二元劳动力市场，表现为同时存在不完全

竞争的城市居民劳动力市场和完全竞争的务工农民劳动力市场。在城市劳动力市场上，绝大多数待遇好、工作环境好的工作岗位为城市居民垄断；而在务工农民市场上，主要是一些传统的、低技能的职业，且竞争程度更高。近几年来，中国劳动力供求形势发生了显著变化，一般职业劳动力供过于求，而技能型职业劳动力供不应求。随着中国经济结构的进一步升级，对务工农民的需求不再是简单的体力劳动者，而是能够从事更高层次职业的劳动者（杨成钢和闫东东，2017）。因此，考察教育对农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的影响，对国家进一步实施对农村的人力资本投资具有重要的现实意义，有利于推进创新型国家建设。

1.2 研究内容与研究思路

1.2.1 研究内容

本文主要基于人力资本理论，利用 2014 年的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据和 2011 年及 2013 年的中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，考察教育对农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的影响，以及对其自身及其父母健康的影响。

本文各章具体的研究内容和达到的深度介绍如下：

第一章：前言部分。本章主要阐述了论文的选题背景及意义、研究内容与结构、研究思路与方法、可能的创新与不足之处。

第二章：理论基础和文献综述。本章主要针对以下各部分研究内容进行相应的理论阐述，并对实证研究文献进行简要总结。

第三章：我国农村义务教育发展现状和务工农民现状分析。本章主要起到承上启下的作用。一方面，通过对中国政府和家庭对农村教育的投资进行分析，说明我国农村教育发展现状及存在的主要问题。另一方面，通过对中国务工农民产生的时代背景、当前规模和教育特征进行回顾和描述，说明农村劳动力流动的原因和现状，为下面各章内容的展开起到铺垫的作用。

第四章：教育对农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的影响。在描述和分析当前我国农村劳动力转移过程中所呈现的数量和收入增速不断下

滑的事实基础上，基于现有研究成果，考察教育对农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的影响。

第五章：教育对务工农民健康的影响。本章以 Grossman 健康需求模型为理论基础，考察教育对健康的影响；其次，从性别等角度考察教育对健康影响的异质性；最后，从预算约束和健康生产效率等方面考察教育影响其健康的具体机制。

第六章：务工农民教育对父母健康的影响。这一部分的内容主要包括三个方面，第一个方面是以家庭健康需求模型为理论基础，通过理论阐述考察务工农民教育对父母健康的影响；第二部分是探讨务工农民教育对父母健康影响的教育和年龄等异质性，考察不同父母教育和年龄等情况下，务工农民教育影响父母健康的异质性；第三个方面则从预算约束和健康生产效率等方面考察务工农民教育影响父母健康的具体机制，以深入理解子女教育对父母健康的影响。

第七章：结论和政策部分。这一部分的内容主要分为三个方面，第一个方面是对全文的总结，简要回顾教育对农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的影响，及其对自身及其父母健康的影响特点、机制等；第二部分是在总结本文研究成果的基础上，提出实现农村劳动力可持续转移的政策建议；第三个方面是对本文后续研究的展望。

1.2.2 研究思路及方法

本文将务工农民作为研究对象，从人力资本的角度，探讨教育对农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的影响，及对自身及其父母健康的影响。在研究方法上，主要采用理论分析与实证检验以及定性与定量分析相结合的研究方法。本文首先通过梳理国内外的相关文献，立足人口迁移理论和健康需求函数等相关理论，分析教育对农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的影响，并从预算约束和健康生产效率的角度，考察务工农民教育影响自身及其父母健康的具体机制。实证检验上，首先需要解决的问题就是教育的内生性问题，本文将在阅读相关文献的基础上，使用大型微观调查数据并利用教育的工具变量（*IV*），以普通最小二乘法（*OLS*）作为对比，采用两阶

段最小二乘法（*2SLS*）来解决该问题，进而在实证基础上考察教育对农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的影响，及对自身及其父母健康的影响。

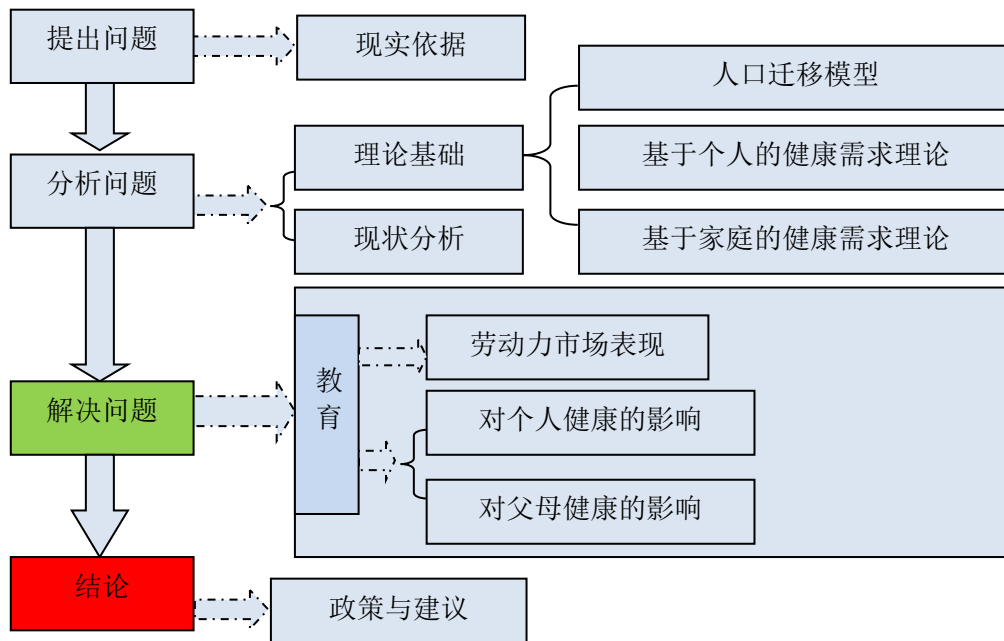


图 1-2: 本文的技术路线图

(来源: 自制)

技术路线及可行性分析方面，如图 1-2 所示，具体如下：一是依据现实状况提出要研究的问题。由于近年来我国农村劳动力向非农产业转移的速度不断下降，那么从人力资本理论的角度考虑，是否教育水平的提高能够促进农村劳动力迁移并改善他们在劳动力市场上的表现；由于务工农民所从事的职业多为以体力为基础的工作，经常性的超时劳动会导致他们的健康恶化，因此教育提升是否能够通过改善他们在劳动力市场上的表现和健康生产效率进而改善他们的健康；在人口老龄化的背景下，务工农民受教育程度的提升是否有利于改善父母健康，他们在劳动力市场上的表现和父母健康生产效率改善是否是其教育影响父母健康的重要机制。二是依据现有理论分析问题。基于现有理论，本文将分析教育与农村劳动力迁移及其在劳动力市场上的表现的关系，以及他们在劳动力市场上的表现和健康生产效率在教育影响他们及其父母健康的过程中的渠道作用。三是解决问题。在理论分析的基础上，通过实证研究方式，检验理论预测的准确性，并据此提出有针对性的改善个人及其父母健康的举措、提高农村劳动力向城市和非农产业转移和再流动的

举措和改善农村教育质量的举措。

1.3 可能的创新与不足之处

1.3.1 论文的可能创新之处

本文的创新部分主要包括如下四个方面的内容：

第一，本文的选题兼具学术价值和现实意义。从学术价值上来看，本文立足于我国经济社会发展现实，针对务工农民迁移速度和增量均趋于下降的事实，借助于人口流动理论和健康需求理论，并根据已有研究文献，从人力资本理论的角度，提炼总结产生该现象的原因。通过分析未来我国经济社会发展的趋势，在以上多方面原因中识别出最基础的原因，以此为抓手进行深入研究，为我国经济社会的健康发展，提供政策建议。具体来说，本文认为户籍等制度性因素、教育、个体健康和父母健康等是造成务工农民迁移速度和增量均趋于下降的重要原因，其中教育在这些因素中发挥着基础性作用。通过务工农民教育的提升能够大幅度克服户籍等制度性阻碍、改善自身和父母健康，从而推动农村劳动力向非农产业迁移，降低用工成本，推动我国经济社会健康发展。

从现实意义上来看，首先，考察农村劳动力迁移有利于我国新型城镇化建设和乡村振兴战略实施。2014年国家发展改革委发布《国家新型城镇化规划（2014-2020年）》，开始实施新型城镇化建设试点工作，2019年国家发展改革委又印发《2019年新型城镇化建设重点任务》，其实质在于推动农村劳动力向城镇和非农产业迁移。这不仅有利于推动我国人口的合理分布，而且，农村人口向非农产业迁移有利于学习先进的技术知识和管理经验，这些知识和经验在农村扩散有利于促进乡村振兴战略的有效实施，最终推动我国城乡、区域经济协调发展。本文在此背景下针对我国农村劳动力迁移速度和增量均趋于下降的现象的考察，有利于推动我国新型城镇化建设和乡村振兴战略的顺利实施。其次，对务工农民及其父母健康的考察有利于改善我国整体健康水平。2016年以来，习近平总书记在全国卫生与健康大会上的讲话、十九大报告等重要文件，确立了健康在民族昌盛和国家经济社会发展中的基础性和

战略性地位。针对国情，中共中央和国务院提出实施《“健康中国 2030”规划纲要》，明确提出要普及健康生活方式，建设健康环境，以提高全民健康水平。本文从健康行为和经济约束的角度对教育影响务工农民及其父母健康的机制的全面分析，有利于为务工农民群体及其父母健康的改善提供有效的政策建议。最后，对务工农民教育的考察有利于改善农村教育质量，促进我国整体人力资源质量的提升。我国自 2006 年就已经制定并实施了《国家中长期科学和技术发展规划纲要（2006-2020）》（简称“纲要”），首次提出通过实施自主创新战略，把我国建设成为创新型国家。此后，党的十八大和十九大再次突出强调了创新型国家建设的重要性和紧迫性。在此背景下，我国的创新能力得到了快速提升。但是，农村教育质量不高不仅会影响乡村振兴战略的成功实施，而且影响创新型国家的建设。本文对农村教育及务工农民教育的重点考察有利于为农村教育的健康发展提供有效的政策建议。

第二，所使用数据具有全国代表性。目前的文献虽然对务工农民群体的研究比较全面具体，但是所使用的数据种类繁多，而且多为局部调查数据，如 2005 年上海市劳动力市场和收入调查数据、2008 年北京市区县的居/村家庭调查数据等，这些数据不具有全国代表性，因而对该群体的研究很难从整体上形成一个统一的认识。针对研究主题，本文分别使用 *CFPS* 数据和 *CHARLS* 数据对该群体从劳动力市场表现和健康等不同角度进行全面研究，以便更好地理解教育对该群体的影响和作用。描述性统计分析发现，在关键指标上，本文所使用的大型微观调查数据与国家统计局对务工农民的动态监测数据具有较好的一致性，这表明，本文所使用的数据具有较好的全国代表性。需要注意的是，*CHNS* 和 *CLDS* 数据虽然也有关于健康的指标，但是相对而言有关健康的变量较少，不利于全面探讨教育影响健康的可能机制。而且，在考察父母健康问题，由于 *CHARLS* 数据调查的是 45 岁以上群体，因而相比其他数据库更适合做研究。

第三，在研究方法和研究内容上进行了创新。首先，对样本选择性检验进行了检验。农村劳动力是否选择迁移往往受到个体不可观测因素的影响，这些因素如果同时影响他们的教育获得，那么就很容易产生样本选择性检验问题，从而导致估计结果的不一致性。因此，如果忽略样本选择性检验问题可能导致估计结果不准确。为此，本文在考察教育与务工农民劳动力市场表现之间关系

时，通过选择合适的外生变量作为识别变量，对样本选择性进行检验，以准确考察两者之间的关系。此外，在考察务工农民劳动力市场表现时，不仅关注了现有研究通常关注的收入、工作时长和单位性质等常见指标，而且关注了社会保障和生产率指标等在现有研究中不经常关注的重要指标。其次，对教育与健康之间的影响机制进行了较为充分的探讨。现有关于教育与健康之间影响机制的研究虽然较多，但是主要是关于健康生产效率（如健康行为）和预算约束（如收入、工作类型等）某些方面的探讨，将这两个方面纳入同一个理论框架进行全面分析的文献还很少，针对务工农民群体的考察几乎没有。由于本文所使用数据有关健康的信息较为丰富，因此从健康生产效率和预算约束两个方面较为全面地考察了教育对务工农民及其父母健康的影响机制问题。最后，主观健康指标的锚定处理。由于主观健康指标数据较易收集，并且成本较低，现有研究多用主观健康指标作为健康的代理变量。但是相比客观健康指标，主观健康指标在衡量健康的时候往往随意性较强，缺乏统一衡量标准，容易产生测量误差。但是在现有研究中，该问题通常被“有意”忽略。为了解决该问题，根据所使用数据关于健康指标较为丰富的特点，本文使用锚定变量做为控制变量，可以较好地解决主观健康指标缺乏统一衡量标准的问题，有利于提高研究结果的准确性。

第四，研究结果上得出了新的发现。首先，本文选择合适的识别变量对样本选择性问题进行了检验，结果并未发现存在样本选择性。其次，锚定变量的处理结果显示，主观健康指标确实存在测量误差，需要进行误差纠正。最后，关于教育与务工农民健康的关系，机制分析发现，健康生产效率和预算约束均是教育影响务工农民健康的重要渠道。而且，对于务工农民教育与父母健康的关系，机制分析发现，健康生产效率和预算约束可以完全解释务工农民教育对父母健康的影响。不仅如此，本文还发现，教育不仅具有经济功能和认知功能，而且还具有空间分离功能并使父母抑郁程度提升。

1.3.2 论文的不足之处

本文的不足主要有以下两个方面：

第一，受到所使用数据的限制，无法进一步探讨不同时代背景下，我国

劳动力市场的发育情况。我国经济社会尚处于转型期，从建国以来的计划经济体制，逐步向具有中国特色的社会主义市场经济体制过渡，在这个过程中，我国的劳动力市场也在不断发育。在计划经济时期，由国家统一调配、安排经济资源，劳动力作为生产要素的重要组成部分，同样也由国家安排，个人没有自主性。在这一时期，劳动力的流动和工资均有国家严格控制，而且通常情况下，为了更好地完成资本积累，不管是农村劳动力还是城市劳动力，所获得收入通常都较低，而且由于要向国家交公粮等，农村劳动力的收入就更低。1978年十一届三中全会之后，我国开始改变计划经济发展体制，逐步向市场经济体制转型，在这个过程中，劳动力不断从农村、农业向城市和非农产业转移，劳动力市场的竞争程度不断提高。与此同时，随着乡镇企业和民营经济的快速发展，国有企业面临的市场竞争也不断提高，国有企业的工资制度也在不断由国家确定向市场化的方向改变。这些变化的最终结果就是使得我国的劳动力市场不断发育，体制机制不断革新，灵活性大大增加。在这个过程中，体制决定的工资制度不断向个体禀赋决定转变，使得教育的收益率不断提高。因此对不同年份的务工农民的劳动力市场表现的考察，不仅具有重要的理论意义，同时也具有重要的实际意义。但是限于数据的可得性，本文仅能使用截面数据考察教育对务工农民劳动力市场表现的影响。在以后的研究中，将会根据数据的可得性对该部分的内容进行补充和完善。

第二，未涉及务工农民家庭子女和配偶健康问题。本文着重考察了教育对务工农民及其父母健康的影响，以期通过教育投资更好地改善他们的健康。而实际上，一方面，由于务工农民在非农产业劳动力市场尤其是城市劳动力市场上，通常会受到就业歧视，工资收入相对较少。另一方面，孩子的健康由于生理原因通常较为脆弱，易生病；留守女性配偶不仅要照顾孩子和老人，而且也是家庭劳作的主力军，健康折旧较快。在这两方面的同时作用下，务工家庭的孩子和女性配偶的健康也应该受到更多关注。但是，务工农民通常是年轻群体，结婚甚至有孩子的群体仅占总体的一部分。因此，本文未对该问题做进一步的探讨。但是已有研究确实发现，教育不仅可以改善个体健康，而且还可以改善他人健康。因此这部分内容的缺失并不会造成很大影响。未来，将进一步对该部分内容进行考察。

2.理论基础和文献综述

本章的内容包括以下几个部分，第一，本文首先对研究对象——务工农民进行概念界定。第二，根据研究内容，人口流动理论和健康需求理论是构成本文实证研究的重要理论基础，有必要在开展深入研究之前对以上理论进行专门论述。第三，务工农民教育作为本文关注的主要解释变量，义务教育投资理论和家庭教育投资理论构成了农村义务教育投资的理论基础，本文亦对以上两个理论进行了简单阐述。最后，在阐述以上理论上，本文对相应实证部分的相关文献进行了简要总结和评述。

2.1 务工农民概念界定

本文的研究对象为务工农民，可操作化定义为具有农村户口但是从事非农就业的居民。根据国家统计局对农民工的定义，农民工^④是指户籍仍在农村，在本地从事非农产业或外出从业6个月及以上的劳动者。对比务工农民的定义和农民工的定义可以发现，两者基本一致^⑤，可以认为是相同的群体。但是考虑到“农民工”的称呼具有语义性歧视（熊光清，2012），本文改用“务工农民”称呼该群体，试图减轻对该群体在语义上的歧视。

务工农民遭受着来自于劳动力市场和语义上的双重歧视。改革开放以来，随着农村劳动力向城市和非农产业快速转移，为我国第二、三产业的快速发展提供了充足的廉价劳动力，推动了我国经济社会快速发展，人们的生活水平也得到了显著提高（宋建和王静，2018；蔡昉，2018）。与该群体为国家和社会的进步所做出的巨大贡献不相称的是，他们却遭受着来自于劳动力市场

^④ http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201804/t20180427_1596389.html。

^⑤ 两者之间存在细微差异，即是否明确界定了最短外出从业时长，其他方面均一致。受数据的可得性约束，本文难以准确界定外出从业时长。但是，通过后文的统计分析可以发现，本文所用数据在关键统计指标上和国家统计局对农民工的统计结果非常接近。

和语义上的双重歧视（熊光清，2012；孙婧芳，2015）。从劳动力市场来看，务工农民的收入较城镇居民要低 31.9%，其中有 27.7%是由歧视造成的（李云森，2016）。劳动力市场上对务工农民的歧视不仅包括收入歧视，还包括就业机会歧视（孟凡强，2014）。户籍分割使得务工农民遭受就业进入歧视（李骏和顾燕峰，2011；余向华和陈雪娟，2012）。分地区来看，东部地区收入歧视最高，中部地区就业机会歧视最高（孟凡强，2014）。分劳动力市场来看，相比竞争更激烈的二级劳动力市场，在一级劳动力市场上，务工农民遭受的歧视更严重（章元和高汉，2011）。务工农民在劳动力市场上遭受的收入和就业机会歧视表现在宏观上，即为劳动收入占 *GDP* 的比重低于应有水平（杨昕，2015）。

从语义上的歧视来看，根据汉语习惯，职业称谓比较直接，如对工厂做工的人可以称为“工人”。按照这个逻辑，农民进入非农产业，可以直接按照所从事职业称谓。如进入建筑行业做工的人可以称为“工人”。但是人们发明了“农民工”的新概念，实际上的身份仍然是农民，强烈的工农差异意识使得他们难以被城镇居民认同（熊光清，2012）。从社会认同的角度看，“农民工”称谓具有负面影响（熊光清，2011），不仅不利于社会融合，而且影响社会和谐（汪勇，2007）。从话语权上改变对该群体的称谓，有利于减少语言歧视以及其他问题（王攀，2012）。

2.2 人口流动理论

20 世纪 50 年代和 60 年代，发展经济学家认为从农村、农业部门到城市、现代工业部门的劳动力流动对发展中国家的经济发展具有积极作用。因此，应该实施合适的政策促进人口流动。到了 70 年代，发展经济学家进一步认识到，单纯的人口流动并不一定会带来经济的快速发展。如果人口流动不受限制，当城市流入人口增长率超过了工业和服务业的劳动力吸纳能力，就会产生城市劳动力过剩问题（谭崇台，2008）。在以上认识的基础上，劳动力流动理论也在不断丰富和发展，本部分将对人口流动的相关理论进行回顾。

2.2.1 刘易斯模型

刘易斯是第一个提出人口流动理论的经济学家。他认为，在发展中国家，国民经济通常包括两种不同性质的部门或者结构，一个是仅能满足生存并以简单方式进行生产的部门，该部门通常指农村的传统农业部门；另一个是工资收入较前一个部门高并以现代化方式进行生产的部门，该部门通常指城市的现代化工业部门。因此，刘易斯所提出的人口流动模型也被称为二元部门模型（Dual-Sector Model）。农村农业部门的劳动力会向城市工业部门流动，该过程不仅为城市工业部门的快速发展提供劳动力，而且能够为工业部门的扩大再生产提供资本积累。

刘易斯模型存在一个基本前提，即无限剩余劳动力供给。无限剩余劳动力供给指城市现代化的工业部门可以在现行的工资水平上得到所需要的任意数量的劳动力供给，因此在该工资水平上工业部门的劳动力供给具有完全弹性。

对于发展中国家来说，通常资本是稀缺的，而土地相对有限，人口增长速度较快，使得传统农业发展缓慢。具体来说，由于资本投入不足，使得大量的劳动力集中在相对有限的土地上，导致农业劳动生产效率低下，甚至随着人口的增长而不断下降，导致农业劳动力的边际生产率下降到零甚至为负。当农业劳动力的边际生产率降为零或者为负的时候，也就意味着这部分的劳动力是剩余劳动力。剩余劳动力的存在不仅不会提高农业生产，反而使得该群体的存在导致其他劳动力的生产率下降并进而导致农业产量降低。因此，农业劳动力的收入通常很低，一般仅能维持劳动力及其家庭最低程度的生活。并且由于剩余劳动力的存在，一部分农业劳动力所获得的最低程度的收入，具有“分享”的性质。

刘易斯认为，发展中国家农业部门存在的维持最低程度生活水平的收入对城市工业部门的工资水平具有重要影响，它使得工业部门的工资水平可以根据农业部门最低收入来确定。工业部门的工资水平不会低于农业部门的最低收入，因为工业部门劳动力的边际生产率不会低于零，与此同时，工业部门的工资水平也不会高于农业部门最低收入很多，这会导致农业劳动力向城市工业部门转移的数量过多而无法消化。

在城市现代化工业部门的工资水平高于农村农业部门的最低收入的情况下，如果劳动力可以自由流动，农业劳动力会自然而然从农村向城市流动。对于发展中国家，在农业部门就业的劳动力通常占绝大部分，其中相当一部分是具有零或者负值边际生产率的剩余劳动力，因此该群体在农业部门需要一定时期才会消失。而城市现代化工业部门要扩大生产规模，可以在现行的工业部门的工资水平上获得所需要数量的劳动力，即劳动力的供给是无限的。当然，在构成无限劳动力的部分中，除了农业劳动力，还包括城市非现代化工业部门的劳动力，这些劳动力通常从事临时工或者小商贩等。此外，发展中国家的妇女也有相当一部分处于无业状态，他们也是无限劳动力的构成部分。相对来说，农业劳动力是构成无限劳动力的主力，而其他群体只占小部分。

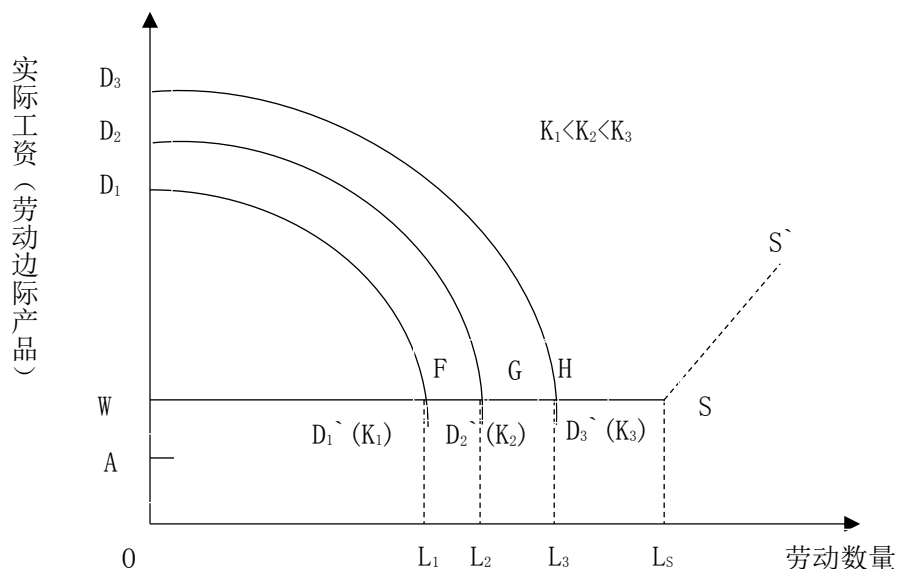


图 2-1 农业剩余劳动力转移与工业发展

（来源：谭崇台，2008）

农村剩余劳动力从农业部门向城市现代工业部门转移的过程如上图所示。在图 2-1 中，横轴表示劳动数量，纵轴表示实际工资或者劳动力边际产出， OA 表示农业部门为了维持最低生活水平所需要的实际收入水平， OW 表示现代工业部门的实际工资水平。在 OW 表示的工资水平下，来自农村的劳动力供给是无限的和完全弹性的，劳动力供给曲线可以用 WS 来表示。假设现

代工业部门在未扩大初始阶段资本存量 K_1 的情况下，随着劳动投入增加，劳动的边际生产率会不断下降，可以用 $D_1D'_1$ 表示，该线即为现代工业部门对劳动力的需求曲线。根据收益最大化原则，工业部门雇佣劳动力的数据由劳动力的边际生产率和边际成本决定，即为点 F ，此时，被雇佣的劳动力数量为 OL_1 。现代工业部门的总产量为由 OD_1FL_1 围出的面积，付出的总工资为由 $OWFL_1$ 围出的面积，两者之差即为现代工业部门的利润总量，由 WD_1F 所围成的面积表示。利润是再投资并形成资本的基础，资本量将从 K_1 增加到 K_2 。

现代工业部门所投入的资本量增加以后，会提高劳动力的边际生产率，这会导致劳动力的边际产品曲线也即劳动力需求曲线从 $D_1D'_1$ 向右上方 $D_2D'_2$ 移动，并与供给曲线 WS 相交于新的点 G 。此时，雇佣的劳动力也相应增加，变为 OL_2 ，工业部门的总产量变为由 OD_2GL_2 围成的面积，总工资则为由 $OWGL_2$ 围成的面积，两者之差由 WD_2G 围成的面积表示，即为总利润。该利润又可进行再投资，使资本量由 K_2 增加到 K_3 。投入的资本量进一步增加之后，劳动边际生产率也会相应提高，现代工业部门扩大再生产雇佣的劳动力将进一步增加到 OL_3 。

随着资本量投入增加，劳动力边际生产率提高，流向现代工业部门的劳动力也不断增加，使得工业部门的利润进一步增加，此过程不断循环往复，最终使得农业剩余劳动力全部流入到现代工业部门。当剩余劳动力消失之后，农业部门的劳动边际生产率将会提高，使得农业劳动者的收入提高。此时，现代工业部门要获得更多农业部门劳动力，需要与农业部门竞争，进而导致工资提高，无限劳动力供给也就消失。如图所示，剩余劳动力数量为 OLS ，超过该数量，劳动力供给就不再是一条水平线，而是向右上方倾斜，如图 2-1 中的 SS' 。

根据刘易斯模型，发展中国家的经济发展过程可以分为两个阶段。在第一阶段，劳动力供给具有完全弹性的特征。该阶段资本具有稀缺性，劳动力丰富，现代工业部门可以利用劳动力的丰富性获得资本积累。当资本的稀缺性相对劳动力得到充分缓解，经济发展就进入了第二阶段。在该阶段，所有的生产要素均具有稀缺性，资本积累将伴随着劳动力工资上涨，技术提高的

收益需要在资本和劳动力之间进行分配。

2.2.2 拉尼斯-费景汉模型

拉尼斯 (Ranis) 和费景汉 (Fei) 认为, 刘易斯模型存在两点不足。第一, 对农业在促进现代工业部门发展中的重要性认识不足; 第二, 未将农业生产率提高进而出现剩余产品使得农业中劳动力不断向工业部门流动作为先决条件。于是, 通过弥补以上两点的不足, 拉尼斯和费景汉对刘易斯模型进行了扩展, 提出了拉尼斯-费景汉模型。

刘易斯模型重点强调了现代工业部门的发展过程, 而对农业部门的发展问题并未详细分析。拉尼斯-费景汉模型则将两个部门的发展联系起来并做详细分析, 如图 2-2 (a)、图 2-2 (b) 和图 2-2 (c)。

图 2-2 (a) 描述的是现代工业部门的发展情况。横轴 OW 代表工业劳动数量, 纵轴 OP 代表劳动边际生产率和实际工资。初始阶段, 劳动边际生产率曲线即劳动需求曲线 df 与劳动供给曲线 SS' 在 P 点相交。劳动供给曲线由水平部分的 SP 段和上升部分的 PS' 段构成。 P 点即为劳动供给转折点, 在 SP 段, 劳动力供给具有无限弹性特征, 在 PS' 段, 劳动供给弹性下降。给定劳动供给曲线 SS' , 在劳动需求曲线为 df 时, 工业部门的劳动雇佣量为 OG' 。在剩余产出转为利润并用于投资形成资本的情况下, 随着工业创新提升和劳动偏好增强, 劳动边际生产率将逐渐提高, 从而推动劳动需求曲线向 df' 和 $d''f''$ 等新位置移动, 劳动雇佣量随之逐步提高。整体上, 拉尼斯-费景汉模型对现代工业部门的分析与刘易斯模型基本一致。

图 2-2 (b) 和图 2-2 (c) 描述的是农业部门的变化。在图 2-2 (b) 中, 坐标原点在右上角, 横轴 OA 表示农业部门的劳动量, 纵轴 OB 表示农业部门的总产出, 由上向下数量不断增加。 $ORCX$ 表示农业部门的总产出曲线。从该图可以发现, 该曲线由水平部分的 CX 和凹面向上的 ORC 两部分构成。这意味着, 在水平部分, 劳动力的边际生产率为零, 即 AD 量的劳动力对农业产出的贡献量为零, 拉尼斯和费景汉将该部分劳动力称为“多余劳动力”。凹面向上部分的劳动边际生产率随着劳动力的增加而不断下降。根据拉尼斯和费景汉的假设, 如果劳动总量为 OA , 而农业总产量为 AX , 那么农业劳动的平

均产出即为 AX/OA 。在农业部门存在剩余劳动力的情况下，平均产出将会高于边际生产率。由于平均产出是维持生活的最低水平，农业群体获得平均产出是合理的。拉尼斯和费景汉把该收入称为不变制度工资，由道德和习惯等制度性因素决定，而不是市场力量决定。在图 2-2 (b) 中，不变制度工资即为 OX 线的斜率。在 $ORCX$ 线上，存在一个点 R ，经过该点的切线与 OX 线平行， R 点代表劳动力的边际生产率与平均收入相等，此时对应的农业部门的劳动力为 OP 。由于 P 点以后的劳动力的边际产品低于不变制度工资，因此拉尼斯和费景汉把该点以后的劳动力称为“伪装失业者”。由此可以看出，伪装失业者包括两部分，一部分是边际生产率为零的部分，另一部分的边际生产率虽然大于零，但是小于不变制度工资。

在图 2-2 (c)，进一步对多余劳动力、伪装失业者和不变制度工资等概念给予阐述。需要注意的是，该图的原点在右下方，横轴 OA 表示农业部门的劳动量，从右向左不断增加，纵轴 OV 表示农业部门劳动力边际产品和平均产品，自下向上不断增加， $VUDA$ 曲线表示劳动边际产品曲线，由两部分构成，水平部分 DA 段和负斜率部分 VUD 段，该线的含义与图 2-2 (b) 的 $ORCX$ 曲线所反映的情况基本一致，即当农业部门劳动力不断增加时，边际生产率不断下降，总产出则以递减的速度不断上涨，直到 D 点，边际生产率为零，总产出不再增加。在图 2-2 (c) 中， SU' 为不变制度工资曲线，即该线与横轴的距离表示图 2-2 (b) 中 OX 线的斜率。根据拉尼斯和费景汉模型，农业劳动力流动分为三个阶段。第一阶段，流动的是边际生产率为零的劳动力；第二阶段，流动的是边际生产率虽然大于零但是小于不变制度工资的劳动力；第三阶段，流动的是边际生产率大于不变制度工资的劳动力，由于该部分劳动力的生产率较高，因此需要提高工资才可以吸引更多的农村劳动力向工业部门转移，此时，劳动力的工资水平由市场决定，农业部门也就商品化了。 SU' 线从 U 点开始向右上方上升为 SUV 曲线，它就是农业部门对工业部门的劳动供给曲线。

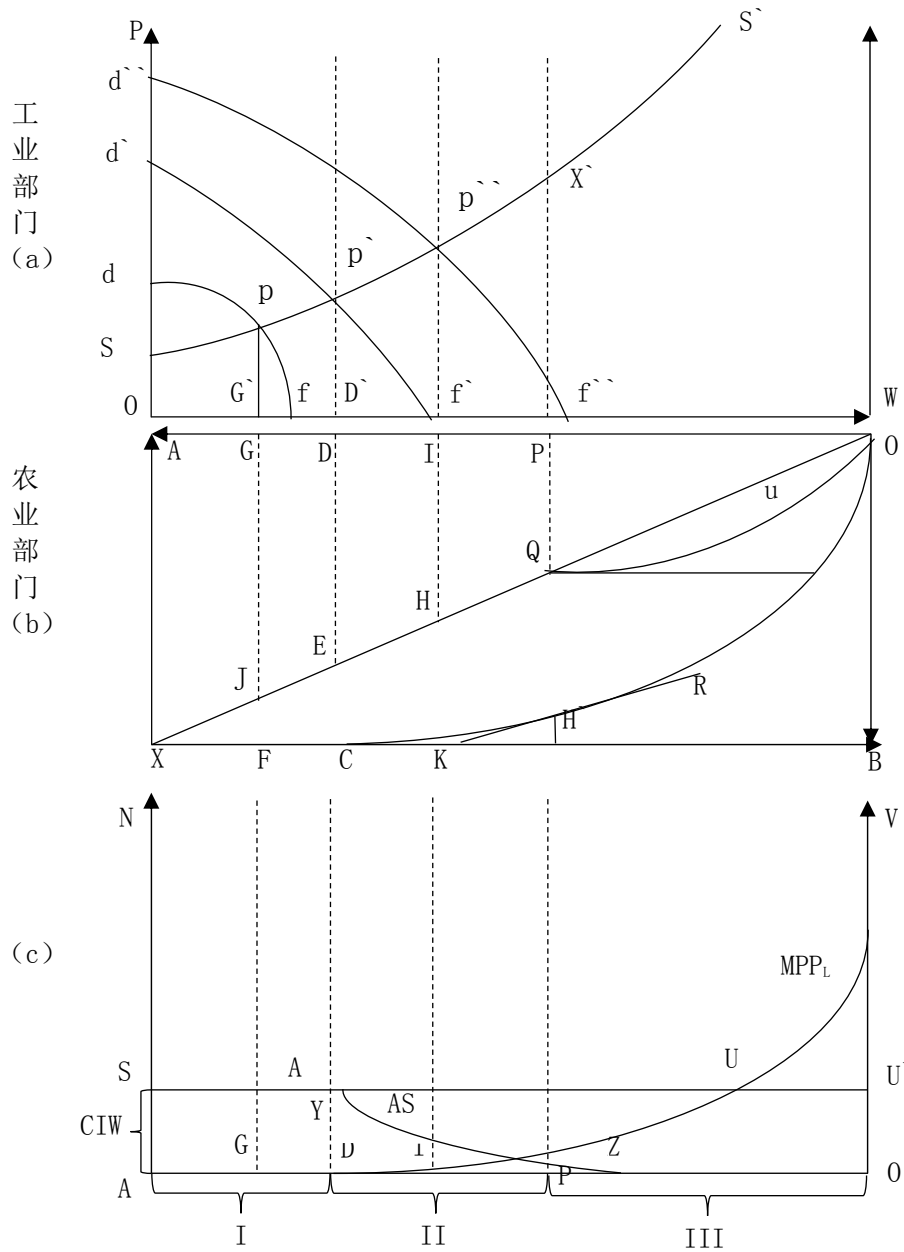


图 2-2 农业人口流动

(来源: 谭崇台, 2008)

针对刘易斯模型对农业剩余的忽视, 拉尼斯和费景汉弥补了该不足。他们将农业总产出中农民消费的部分扣除, 剩下部分被称作农业总剩余, 并认为, 农业剩余是农业劳动力流向现代工业部门的基础。图 2-2 (b) 中, 如果 GA 的劳动力数量流入现代工业部门, 农业部门的总产出 GF 与农业部门自身的消

费 GJ 的差额即为农业部门总剩余。在图中，农业部门总剩余可以用 OX 线与 $ORCX$ 线之间的垂直距离来表示。如当农业部门流出的劳动力为 GA 时，农业部门总剩余为 FJ ，以此类推。但是，当伪装失业者全部流出之后，随着劳动边际生产率提高，超过了不变制度工资，此时，农业总剩余将小于 OX 直线与 $ORCX$ 曲线之间的垂直距离，在图中可以表示为 O_uQ 曲线与 $ORCX$ 曲线之间的垂直距离。

农业平均剩余可以通过用农业总剩余除以流出的农业劳动力数量获得，如图 2-2 (b) 中，从农业部门流出的劳动力数量为 GA ，农业部门的总剩余为 FJ ，则农业平均剩余即为 FJ/GA 。在图 2-2 (c) 中，农业平均剩余可以使用 SYO 曲线来表示。总体上， SYO 曲线大体存在三个阶段的变化。第一阶段，劳动边际生产率为零使得劳动力的流出不影响农业总产出，此时，农业平均剩余等于不变制度工资。第二阶段，劳动边际生产率大于零，使得劳动力流出会导致农业总产出下降，此时，农业平均剩余将会开始低于不变制度工资。第三阶段，随着伪装失业者全部转移出去，劳动边际生产率高于不变制度工资的劳动力也开始转移，使得农业总产出大幅度下降，农业平均剩余也将以更快的速度低于不变制度工资。

由于农业部门的剩余影响现代工业部门的工资水平，进而影响工业部门的发展速度和农业部门劳动力的流动速度，所以，农业剩余在拉尼斯和费景汉模型中对工业部门的发展和农业劳动力的流动具有决定性意义。第一阶段，农业平均剩余与不变制度工资相等，因此农业劳动力向工业部门流动不会影响粮食产量，因此不会影响工业部门的工资。在图 2-3 (a) 中，劳动力供给曲线在第一阶段表示为水平线。第二阶段，由于农业平均剩余低于不变制度工资，使得供给工业部门的粮食少于不变制度工资情况下的数量，导致粮价上涨，工业部门的工资也不得上涨，最终，劳动力供给曲线开始上涨。第一阶段和第二阶段的交界处被拉尼斯和费景汉称为短缺点，表示由于劳动力流出超过一定数量使得农业平均剩余低于不变制度工资，导致粮食出现短缺。当伪装失业者全部流出农业部门之后，就进入第三阶段，此时，第二阶段和第三阶段的交点被拉尼斯和费景汉称为商业化点。此时，工业部门想要更多劳动力，需要提高工资到不低于农业部门劳动力边际产出，此后，劳动力供

给曲线快速向右上方升起。

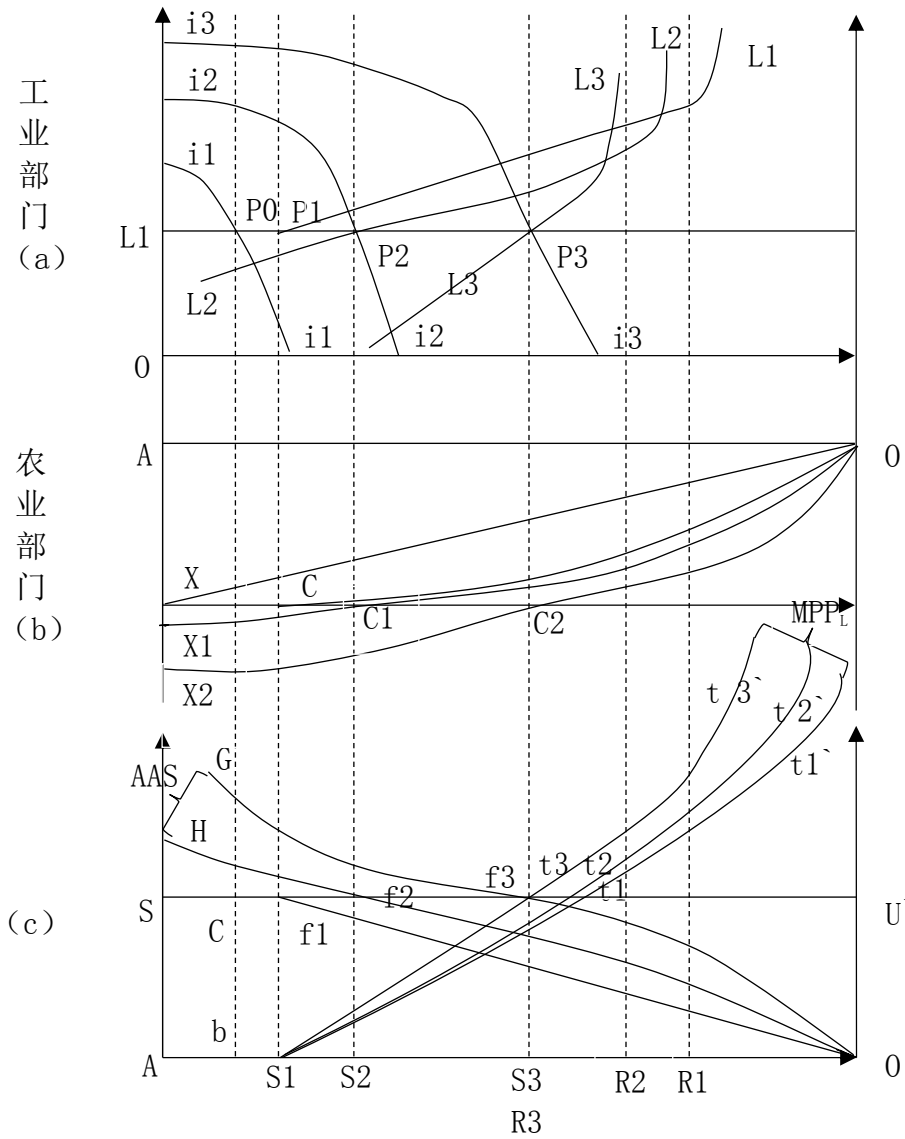


图 2-3 农业生产率增加与两部门平衡增长

(来源：谭崇台，2008)

农业生产率的增加可以用图 2-3 表示。在图 2-3 (b) 中，初始的总产出曲线是 OCX 。随着农业生产率提高，总产出曲线向外移动到 OC_1X_1 、 OC_2X_2 等。在图 2-3 (c) 中，劳动边际产出曲线也相应地从初始的 AS_1t_1' 上移至 AS_1t_2' 、 AS_1t_3' 等，其中， AS_1 所表示的水平部分代表所有劳动边际生产率的共同部分，这意味着农业剩余劳动力并不会随着生产率的提高而减少。与此同时，商业

化点则从 R_1 不断向 R_2 和 R_3 等点移动。对于农业平均剩余而言，由于农村生产率提高而假定制度工资不变，使得农业剩余更多，导致农业平均剩余曲线随着农业生产率的提高而从初始的 Sf_1O 向上移动到了 Hf_2O 、 Gf_3O 等位置，对应地，短缺点也从最初的 S_1 向右移动到 S_2 、 S_3 等位置。

由此可以看出，随着农业生产率逐步提高，商业化点逐渐左移，而短缺点逐步右移，最终，两点重合，第二个阶段消失。拉尼斯和费景汉把该重合点称为转折点。

农业部门生产率的提升使得农业部门剩余增加，从而使得工业部门的劳动供给曲线发生变动。一方面，商业化点之前，由于农业剩余增加导致平均剩余曲线上移，使得粮价下降，进而降低了工业部门的工资水平，导致工业部门劳动供给曲线下移。另一方面，商业化点之后，农业边际生产率曲线上移导致工业部门要得到更多从农业部门转移过来的劳动力需要支付更高工资，导致工业劳动供给曲线更快上升。

拉尼斯和费景汉把农业生产率的增长看做是工业部门和劳动力顺利转移的必要条件。但是仅有农业生产率增长还不行，还需要农业生产率增长与工业生产率增长能够同步，才能使农业剩余劳动力顺利转移。在图 2-3 (a) 中， L_1P_3 表示平衡增长路径，表示在转折点之前，为了保障农村剩余劳动力顺利转移，工业部门的劳动供给和需求必须沿着平衡增长路径增长。为了保障按照平衡增长路径增长，拉尼斯和费景汉认为每个部门的贸易条件不能恶化，这意味着农业剩余能够刚好满足工业部门的需求，否则会导致两个部门之间的贸易条件恶化。当平衡增长路径能够得到满足，劳动力转移过程将按照平衡增长路径持续到转折点 P_3 ，此时，农业剩余劳动力将消失，农业部门进入商业化阶段，二元经济也就结束了。

拉尼斯和费景汉模型在刘易斯模型的基础上发展而来，因此弥补了刘易斯模型的一些不足。

2.2.3 乔根森模型

与刘易斯、拉尼斯和费景汉模型不同，乔根森认为农业部门不存在边际

生产率为零的多余劳动力，更不存在固定不变的制度工资。与刘易斯、拉尼斯和费景汉模型相同的是，乔根森模型认为发展中国家存在现代工业部门和落后的农业部门。农业部门假定没有资本积累，农业产出只取决于劳动和土地，而且土地的数量是不变的，因而农业产出只取决于劳动。在工业部门，土地不作为一个生产要素，只是资本和劳动的函数。另外，由于假定存在中性技术进步，在投入不变的情况下两个部门的产出会随着时间而自动增长。

在上述假定基础上，乔根森认为人均粮食供给决定人口增长，如果粮食充足，人口增长率会达到生理极限。当最大人口增长率小于人均粮食供给增长率时，开始出现农业剩余。随着农业剩余不断增加，农业劳动力开始不断向工业部门转移，进而推动工业部门增长。

根据乔根森的假设，一开始发展中国家没有工业，只有农业部门。令 P 表示总人口， Y 表示农业总产出， L 表示土地，则农业生产函数可以表示为：

$$Y = e^{\alpha t} L^{\beta} P^{1-\beta}$$

这里， α 代表农业部门技术进步率， $e^{\alpha t}$ 代表 t 年和技术进步相关的增长因素， β 代表土地产出弹性， $1-\beta$ 代表劳动产出弹性。 α 、 β 均为参数。在土地供给被假定固定的情况下，上述生产函数可以表述为：

$$Y = e^{\alpha t} P^{1-\beta}$$

方程两边同除以总人口，可得：

$$y = \frac{Y}{P} = e^{\alpha t} P^{-\beta}$$

这里， y 代表人均农业产出。对上式两边时间 t 求导，再除以人均产出，可以得到下式：

$$\frac{y'}{y} = \alpha - \beta \frac{P'}{P}$$

该函数表明人口增长率与人均粮食产出增长率之间存在负相关关系。

乔根森根据马尔萨斯主义的观点，认为人均粮食产出增长率是决定人口增长的关键因素。因此，人口增长率可以表示为：

$$\frac{P'}{P} = \min_{\varepsilon} \{ \gamma y - \delta \}$$

这里， γ 代表和人均粮食产出相关的人口出生率增长率，假定为常数， γy

即是人口出生率。 δ 代表人口死亡率，也假定为常数。 ε 表示在现有的制度与医疗水平下一个社会所能达到的生理最大人口增长率，也假定为常数。 \min 代表两个数之中取最小的。该函数表示，在达到最大人口增长率以前，总人口增长率将随人均粮食产出增加而增加。

在以上农业生产函数和人口函数基础上，农业发展存在两种情况。第一种是人口增长率低于生理最大值，此时人口函数为：

$$\frac{P'}{P} = \gamma y - \delta$$

将之代入生产函数，既得：

$$\frac{y'}{y} = \alpha - \beta(\gamma y - \delta) = \alpha + \beta\delta - \beta\gamma y$$

两边同乘以 y ，得到农业发展理论的基本微分方程：

$$y' = (\alpha + \beta\delta)y - \beta\gamma y^2$$

假设人均粮食产出增长为零，则有：

$$(\alpha + \beta\delta)y - \beta\gamma y^2 = 0$$

可以解得两个根， $y_1 = 0, y_2 = (\alpha + \beta\delta) / \beta\gamma$ 。当人均粮食产出为零时，人口增长率就为负数，且等于人口死亡率 δ 。当人均粮食产出等于 y_2 时，人口增长率为：

$$\frac{P'}{P} = \gamma[(\alpha + \beta\delta) / \beta\gamma] - \delta = \frac{\alpha}{\beta} > 0$$

这表明人口与粮食总产出以同一比率增加，而人均粮食产出不变，即 $y' = 0$ 。乔根森将这种人均粮食产出不变而人口增长率是正数的情况称为低水平均衡陷阱。在这种情况下，不存在劳动力由农业部门向工业部门流动的问题，所有人均从事农业生产。这使得农业存在剩余劳动力的可能性变得不合理。

农业发展的第二种情况是人口增长率达到了生理最大值。此时，人口函数表述如下：

$$\frac{P'}{P} = \gamma y^+ - \delta = \varepsilon$$

这里， y^+ 表示人口增长达到了生理最大值时最低人均粮食产出。此时：

$$y^+ = (\varepsilon + \delta) / \gamma$$

当人均粮食产出达到 y^+ 时，由于人口增长率达到了生理最大值，此时，生产函数表述如下：

$$\frac{y'}{y} = \alpha - \beta\varepsilon$$

该生产函数意味着，当 $y < y^+$ ，人口增长率是低于生理最大值的，人口增长依赖于粮食产出增长，此时，工业部门就不会存在。当 $y = y^+$ 时，人口增长率达到了生理最大值，粮食产出的增长率具备了超过人口增长率的条件，农业剩余才有可能产生。至此，农业剩余就成为了现代工业部门产生和扩展的充分必要条件，劳动力得以从农业部门向工业部门转移。

当 $y > y^+$ 时， $\alpha - \beta\varepsilon > 0$ ，此时，便有了农业剩余。设 S 表示农业剩余，则：

$$S = y - y^+$$

当存在农业剩余时，总人口中的部分人口可以从农业得到解放来从事工业生产。令农业人口为 A ，工业人口为 M ，总人口为 P ，则：

$$P = A + M$$

劳动力从农业向工业转移的规模须与农业剩余的规模相适应。两者之间的平衡关系为：农业剩余在农业总产出中的比例需要与工业部门劳动力在总人口中的比例相等。

由于农业总产出等于农业人均产出乘以农业人口，即 $y \cdot A$ ；农业总消费等于临界最小人均收入乘以总人口，即 $y^+ \cdot P$ 。根据乔根森的假定，即使人均收入超过了 y^+ ，人们仍然只能消费 y^+ 的粮食，超过的部分将用于工业品消费。最终所有的粮食均被消费，此时可以得到下式：

$$y \cdot A = y^+ \cdot P$$

该式进一步可以写成：

$$\frac{y^+}{y} = \frac{A}{P}$$

由于 $S = y - y^+$ ， $P = M + A$ ，所以，上式可以改写成：

$$\frac{S}{y} = \frac{M}{P}$$

在上式中，左边是农业剩余与农业总产出的比，右边则是工业人口占总人口的比，从中可以看出农业剩余对于劳动力转移的重要作用。

对于工业部门的发展，乔根森首先考察了工业部门劳动力的增长，然后考察了资本积累和产出增长，最后考察了工资的变化。

当农业部门产出达到临界最低水平（ $y = y^+$ ）时，人口的增长达到了生理最大值。因此， t 年的人口总量为：

$$P(t) = e^{\epsilon t} P(0)$$

这里， $t = 0$ 是 $y = y^+$ 的时间点。农业总产出的增长将与人口总量的增长保持同步性，人均粮食消费不发生变化，且与临界水平 y^+ 相等，即：

$$\frac{Y}{P} = y^+$$

由此可得：

$$Y = P y^+ = P(0) e^{\epsilon t} y^+$$

由于农业总产出均用于消费，因此，农业生产方程等于粮食消费方程，即：

$$Y = e^{\alpha t} A^{1-\beta} = P(0) e^{\epsilon t} y^+$$

上式整理得农业人口方程：

$$A = [P(0) y^+]^{\frac{1}{1-\beta}} e^{\frac{\epsilon-\alpha}{1-\beta} t}$$

当 $t = 0$ 时， $y = y^+$ ，可得：

$$y^+ = e^{\alpha \cdot 0} P(0) = P(0)^{-\beta}$$

将上式代入农业人口方程，可得：

$$A = P(0) e^{\frac{\epsilon-\alpha}{1-\beta} t} = A(0) e^{\frac{\epsilon-\alpha}{1-\beta} t}$$

当 $t = 0$ 时， $P(0) = A(0)$ ，这表示全部劳动力从事农业生产。

工业人口可由总人口与农业人口的差获得，即：

$$M = P(0) [e^{\epsilon t} - e^{\frac{\epsilon-\alpha}{1-\beta} t}]$$

由于农业剩余产生的条件是：

$$\alpha - \beta\varepsilon > 0$$

将 ε 同时加入上述不等式, 可得:

$$\varepsilon > \frac{\varepsilon - \alpha}{1 - \beta}$$

由此可以看出, 在存在农业剩余的情况下, 总人口增长速度快于农业人口增长速度, 工业人口增长速度快于总人口增长速度。由此, 农业人口流入工业部门的速度要快于人口的增长速度。此外, 工业人口增长率会持续下降, 趋近于最大人口增长率 ε 。

在考察资本积累以前, 需要建立工业生产函数。根据前面的假定, 设 X 表示工业总产出, K 表示资本, M 表示工业劳动力, 可得:

$$X = e^{\lambda t} K^{\sigma} M^{1-\sigma}$$

这里, λ 表示工业部门的技术进步率, σ 表示资本产出弹性, $1-\sigma$ 表示劳动产出弹性。 λ 、 σ 均为参数。

乔根森同样假定工业部门的利润均用于投资, 由此可得投资方程:

$$K^{\bullet} = \sigma X$$

其中, K^{\bullet} 表示资本增量, σX 表示利润总额。根据工业生产方程和工业劳动方程可得:

$$K^{\bullet} = \sigma K^{\sigma} P(0)^{1-\sigma} e^{\lambda t} [e^{\varepsilon t} - e^{\frac{\varepsilon - \alpha}{1 - \beta} t}]^{(1-\sigma)}$$

从上述投资方程可以看出, 第一, 只要存在正的上升的农业剩余, 经济增长就具有可持续性。第二, 持续经济增长对资本存量基本没有要求。

工业部门的产出增长由工业部门的生产函数可以直接得出, 首先需要的时间 t 求导, 然后除以 X , 可得:

$$\frac{X^{\bullet}}{X} = \lambda + (1 - \sigma) \frac{M^{\bullet}}{M} + \sigma \frac{K^{\bullet}}{K}$$

该方程表示工业部门产出增长率等于技术进步率、工业部门人口增长率以及资本存量增长率的加权平均值。

令 $t \rightarrow \infty$, 资本增长率和人口增长率将趋向于常数, 即:

$$\frac{K^{\bullet}}{K} = \frac{\lambda}{1 - \sigma} + \varepsilon, \quad \frac{M^{\bullet}}{M} = \varepsilon$$

将上述两式代入工业部门生产函数, 可得:

$$\frac{X^*}{X} = \frac{\lambda}{1-\sigma} + \varepsilon$$

上式表明，长期而言，工业部门的资本增长率和产出增长率都将趋于同一个常数。

对于工资水平而言，乔根森认为工业部门的工资率与劳动边际生产率相等。根据工业部门生产函数，可得劳动边际生产率：

$$\frac{\partial X}{\partial M} = (1-\sigma)x = w$$

这里， $1-\sigma$ 表示劳动产出弹性， x 表示人均产出，等于 $\frac{X}{M}$ ， w 表示工业工资率。对上式中的 w 求导，再除以 w ，可得工资率增长率：

$$\frac{w^*}{w} = \frac{x^*}{x}$$

这表示工资率增长率与人均产出增长率相等。人均产出增长率又等于总产出增长率减去工业部门劳动力增长率，由此，可得工资率增长率：

$$\frac{w^*}{w} = \frac{x^*}{x} = \left[\frac{X^*}{X} - \frac{M^*}{M} \right] = \left[\frac{\lambda}{1-\sigma} + \varepsilon \right] - \varepsilon = \frac{\lambda}{1-\sigma}$$

从上式可以看出，工资率增长率受到工业技术进步率和资本积累的影响。

乔根森认为，农业部门的工资也不是不变的，为了让农业部门劳动力向工业部门转移，工业部门的工资需要高于农业部门的。但是乔根森假定两者之间的工资差异在比率上是固定的。由此，农业工资将随着工业工资的上涨而按照同一比例上涨。

总体上，乔根森模型虽然促进了人们对于经济发展的认识，但是也存在显著缺点。乔根森认为粮食的需求收入弹性在人均粮食产出低于人口增长率时，为 1，即所有的收入用于消费粮食，而当人均粮食超过最大生理人口增长率时，人们对粮食的需求不再发生改变，即粮食的需求收入弹性为零，这与事实不符合。

2.2.4 托达罗模型

刘易斯、拉尼斯和费景汉模型及乔根森模型认为发展中国家的城市化和工业化是同步进行的，不存在失业现象。但是，20世纪60年代以来的事实表明，发展中国家的城市普遍存在失业和就业不足，与此同时，仍有大量的农村劳动力流向城市，这使得刘易斯、拉尼斯和费景汉模型的解释能力受到了挑战。Todaro（1969）认为适合发展中国家的人口流动模型需要同时能够解释农村人口向城市流动以及城市失业同步增长的现实。基于此，托达罗认为城乡预期收入差异，而非城乡现实收入差异，是影响农村人口向城市流动的主因。当城市中存在失业时，会降低农村人口在城市寻找到工作的概率，但是只要在农村的收入低于在城市的预期收入，农村劳动力就有动力流入城市。其中，在城市的预期收入取决于城市的收入和找到工作的概率。

托达罗假定农业部门劳动力在决定是否向城市迁移时主要参考城乡预期收益差异，相对于农村收入，在城市获得收入越高，向城市流动的人口越多。用函数表示如下：

$$M = f(d)f' > 0$$

在该公式中， M 表示向城市流入的人口数量， d 表示城乡预期收入差异， $f' > 0$ 表示人口流动随着城乡预期收入差异的增加而增加。

农业部门的预期收入等于未来年份的实际收入，而工业部门的预期收入等于未来年份的预期实际收入与就业可能性的乘积。于是，城乡预期收益差异可以用下式表述：

$$d = w \cdot \pi - r$$

这里， w 表示城市的实际工资率， r 表示农村的平均实际收入， π 表示就业可能性。如果城市不存在失业，迁移者能够即刻找到工作，就业可能性 π 就是1。此时，劳动力的迁移决策就取决于城乡实际收入差异，这就和刘易斯、拉尼斯和费景汉模型一致了。

迁移者在城市现代工业部门找到工作的可能性受两个因素的影响，一个是现代工业部门新创造的就业机会，另一个是城市失业人数。就业概率与前者正相关，与后者负相关，具体可表示如下：

$$\pi = \frac{\gamma N}{S - N}$$

其中， γ 表示现代工业部门的工作岗位创造率， N 表示现代工业部门总就业人数， S 表示城市总劳动力规模。因此， γ 和 N 的乘积就表示现代工业部门创造的就业数量， S 和 N 的差意味着城市地区失业人数。

现代工业部门的就业创造率受到工业部门产出增长率及其劳动生产率增长率的差的影响。即

$$\gamma = \lambda - \rho$$

这里， λ 表示工业部门产出增长率， ρ 表示劳动生产率增长率。

上述模型是指一个时期内的人口流动模型。通常而言，劳动力流动通常要持续很多年。因此，需要将流动时期进一步扩展。令 $V(0)$ 表示迁移者计划期内城乡预期收入差异的净贴现值， $Y_u(t)$ 和 $Y_r(t)$ 分别代表 t 期城市和农村的实际工资率， n 代表计划期数， r 代表贴现值，托达罗认为它可以表示迁移者的时间偏好。至此，一个迁移者在现代工业部门找到工作以前的 n 期的净收入贴现值可以表示如下：

$$V(0) = \int_{t=0}^n [p(t)Y_u(t) - Y_r(t)]e^{-rt} dt - C(0)$$

其中， $C(0)$ 代表迁移支出， $p(t)$ 代表迁移者在 t 期内在现代工业部门找到工作的可能性。但是 $p(t)$ 与上文的 π 的含义不同，但是存在联系。上文中的 π 是指一个迁移者在某个时期在现代工业部门找到工作的可能性，而 $p(t)$ 是表示在 t 期内一个迁移者累加的就业可能性。两者的关系可以表述如下：

$$p(t) = \pi(1) + \sum_{i=2}^t \pi(i) \prod_{j=1}^{i-1} (1 - \pi(j))$$

从就业概率公式可以看出，如果实际收入 $Y_u(t)$ 和 $Y_r(t)$ 不变，那么一个迁移者在城市停留的时间越长，获得工作的可能性越大，预期收入也就越高。根据人口流动模型，从农村向城市流动的人口规模受到城乡收入的贴现值的影响，即

$$M = f[V(0)]f' > 0$$

假如 $V(0) > 0$ ，则迁移者愿意流入城市，否则流入城市的人口减少。

托达罗的人口流动模型由于考虑到了发展中国家存在的失业问题，因而

能够很好地解释人口流动问题。首先，该模型认为发展中国家的农村不一定存在剩余劳动力而城市是存在失业现象的，因而能够很好地研究人口流动速度，缓解城市存在的就业压力。其次，该模型认为城市工业部门的工资是上升的，使得城乡预期收入拉大，导致乡城人口流动数量超过了城市现代工业部门创造的新工作量，使得城市失业问题恶化。再次，该模型强调了预期收入差异的作用，而不是仅考察现实收入差异，因而更符合现实情况。最后，该模型更重视农村的发展，强调通过改善农村的发展，实现城乡的共同发展。该模型的缺点在于：首先，该模型假设农村不存在剩余劳动力，这是和实际不符合的。其次，该模型认为迁移者如果在城市现代工业部门找不到工作，宁愿留在城市非正规部门做临时工或者闲置，这与实际情况不完全符合。

2.3 健康需求理论

2.3.1 个人健康需求理论

借鉴 Grossman (1972) 和 Jacobson (2000) 模型，假设个体 i 的健康资本存量为 $H_{i,t}$ ，对其他物品的消费为 $Z_{i,t}$ ，个体 i 在第 t 期的效用函数为严格凹函数，即：

$$U_{i,t} = U(H_{i,t}; Z_{i,t}) \quad (2-1-1)$$

个体 i 的健康资本存量在一生中不断折旧，但是个体 i 可以通过投资的方式对其进行抵消。个体 i 的健康资本存量随着时间的推移而不断变化：

$$\frac{\partial H_{i,t}}{\partial t} = I_{i,t} - \delta_t H_{i,t} \quad (2-1-2)$$

这表示个体 i 的健康资本状态变量的运动方程。其中 δ_t 表示折旧率。个体 i 的健康总投资 $I_{i,t}$ 和其他消费品 $Z_{i,t}$ 可以由以下生产函数给出：

$$I_{i,t} = I(M_{i,t}; h_{i,t,H}; E_{i,t,H}; E_{s,t,H}) \quad (2-1-3)$$

$$Z_{i,t} = Z(X_{i,t}; h_{i,t,Z}; E_{i,t,Z}) \quad (2-1-4)$$

生产函数 (2-1-3) 和 (2-1-4) 均为线性齐次函数。其中， $M_{i,t}$ 表示健康

投入； $X_{i,t}$ 表示其他市场商品； $h_{i,t,H}$ 和 $h_{i,t,Z}$ 分别表示个体 i 在生产健康和其他商品方面花费的时间； $E_{i,t,H}$ 和 $E_{i,t,Z}$ 表示个体 i 的人力资本， $E_{s,t,H}$ 表示个体 i 的配偶的人力资本。

个体（家庭）的财富存量随着时间的推移而不断变化：

$$\frac{\partial W_{i,t}}{\partial t} = \gamma W_{i,t} + \omega_{i,t} (H_{i,t}; E_{i,t,\omega}) h_{i,t,\omega} + B_{i,t} - P_t M_{i,t} - Q_t X_{i,t} \quad (2-1-5)$$

这表示个体（家庭）的财富状态变量的运动方程。其中， $W_{i,t}$ 表示个体 i 在第 t 期的财富存量； γ 表示市场利率； $\omega_{i,t}$ 表示工资率； $E_{i,t,\omega}$ 表示人力资本； $h_{i,t,\omega}$ 表示市场劳动时间； $B_{i,t}$ 表示转移支付； P_t 、 Q_t 分别表示 $M_{i,t}$ 和 $X_{i,t}$ 的价格。

个体 i 在第 t 期可用的总时间（ Ω ）分别使用在因生病而失去的时间（ $h_{i,t,S}$ ）、生产健康所用的时间 $h_{i,t,H}$ 、参加劳动力市场所用的时间 $h_{i,t,\omega}$ 和生产其他消费品所用的时间 $h_{i,t,Z}$ 。即：

$$\Omega = h_{i,t,S} + h_{i,t,H} + h_{i,t,\omega} + h_{i,t,Z} \quad (2-1-6)$$

其中，因生病而失去的时间长短取决于健康资本存量，即：

$$h_{i,t,S} = h(H_{i,t}) \quad (2-1-7)$$

并且， $\frac{\partial h_{i,t,S}}{\partial H_{i,t}} < 0$ ， $\frac{(\partial h_{i,t,S})^2}{(\partial H_{i,t})^2} > 0$ 。

现在，个体 i 的问题就是通过选择控制变量 $M_{i,t}$ 和 $Z_{i,t}$ 的最优时间路径，使得其一生的效用最大化。即：

$$\text{Max}(U) = \int_t^T u(H_{i,t}; Z_{i,t}) e^{-\rho t}$$

满足 $\frac{\partial H_{i,t}}{\partial t} = I_{i,t} - \delta_t H_{i,t}$ ，

$$\frac{\partial W_{i,t}}{\partial t} = \gamma W_{i,t} + \omega_{i,t} (H_{i,t}; E_{i,t,\omega}) h_{i,t,\omega} + B_{i,t} - P_t M_{i,t} - Q_t X_{i,t}$$
，

$$\Omega = h_{i,t,S} + h_{i,t,H} + h_{i,t,\omega} + h_{i,t,Z}$$
，

$$H(0) = H_0$$
，

$$W(0) = W_0$$
， H_0 和 W_0 已知，

$$H(T) = H_T \leq H_{\min},$$

$$W(T) = W_T \geq 0,$$

$$W_T * \lambda_{T,w} = 0, \quad T \text{ 自由, 并且, } M_{i,t}, X_{i,t} \geq 0, t \in [0, T].$$

在此, U 表示个体 i 的跨期效用函数, ρ 表示折现率; H_0 和 W_0 分别表示个体 i 的初始健康和财富存量, 假设为已知; H_{\min} 表示个体 i 生命结束时的健康资本存量, 当健康资本存量等于或者低于 H_{\min} 时, 表示该健康资本存量不足以支持个体的生命活动, 对应的时间 T 表示生命结束时间, 该时间为自由变量; 个体 i 在每一期可以自由借贷, 但是在时间 T 时, 其财富存量 (W_T) 不能为负。

根据 Chiang (1992) 求解该问题的一阶必要条件:

首先, 该问题的汉密尔顿函数为:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & U(H_{i,t}; Z_{i,t})e^{-\rho t} + \lambda_H(I_{i,t} - \delta_t H_{i,t}) \\ & + \lambda_w[\gamma W_{i,t} + \omega_{i,t}(H_{i,t}; E_{i,t,\omega})h_{i,t,\omega} + B_{i,t} - P_t M_{i,t} - Q_t X_{i,t} \\ & + \theta(\Omega - h_{i,t,S} - h_{i,t,H} - h_{i,t,\omega} - h_{i,t,Z}) \end{aligned}$$

根据最大值原理, 汉密尔顿函数对控制变量 $M_{i,t}$ 的一阶导数为零, 即:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial M_{i,t}} = \lambda_H \frac{\partial I_{i,t}}{\partial M_{i,t}} - \lambda_w P_t = 0 \quad (2-1-8)$$

对 (2-1-8) 式整理, 得:

$$\lambda_H = \lambda_w \frac{P_t \partial M_{i,t}}{\partial I_{i,t}} = \lambda_w \pi_t \quad (2-1-9)$$

对 (2-1-9) 式求时间的导数:

$$\frac{\partial \lambda_H}{\partial t} = \frac{\partial \lambda_w}{\partial t} \pi_t + \frac{\partial \pi_t}{\partial t} \lambda_w \quad (2-1-10)$$

根据最大值原理, 共态变量 λ_H 和 λ_w 的运动方程分别为:

$$\frac{\partial \lambda_H}{\partial t} = -\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial H_{i,t}} = -\left(\frac{\partial U}{\partial H_{i,t}} e^{-\rho t} - \lambda_H \delta_t + \lambda_w h_{i,t,\omega} \frac{\partial \omega_{i,t}}{\partial H_{i,t}} - \theta \frac{\partial h_{i,t,S}}{\partial H_{i,t}}\right) \quad (2-1-11)$$

$$\frac{\partial \lambda_w}{\partial t} = -\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial W_{i,t}} = -\gamma \lambda_w \quad (2-1-12)$$

令式 (2-1-10) 和 (2-1-11) 相等, 并令式 (2-1-9) 和 (2-1-12) 替代 λ_H

和 $\frac{\partial \lambda_w}{\partial t}$ ，可得：

$$\frac{e^{-\rho t}}{\lambda_w} \frac{\partial U_{i,t}}{\partial H_{i,t}} + h_{i,t,\omega} \frac{\partial \omega_{i,t}}{\partial H_{i,t}} - \frac{\theta}{\lambda_w} \frac{\partial h_{i,t,S}}{\partial H_{i,t}} = \pi_t \left[\gamma + \delta_t - \frac{(\partial \pi_t / \partial t)}{\pi_t} \right] \quad (2-1-13)$$

式(2-1-13)的左边表示健康资本的边际收益，第一项表示增加一单位健康资本带来的直接效用，第二项表示增加一单位健康资本在劳动力市场上带来的收入增加，第三项表示增加一单位健康资本带来的生病时间的减少。右边则表示健康资本的边际成本，它与市场利率和健康折旧率等有关。 π_t 表示健康资本的影子价格，它由医疗服务价格、个人及其配偶的人力资本等因素决定。在其他条件不变的情况下，增加一单位健康资本的边际收益和边际成本相等，此时的健康资本存量是最优的，如图2-4所示。

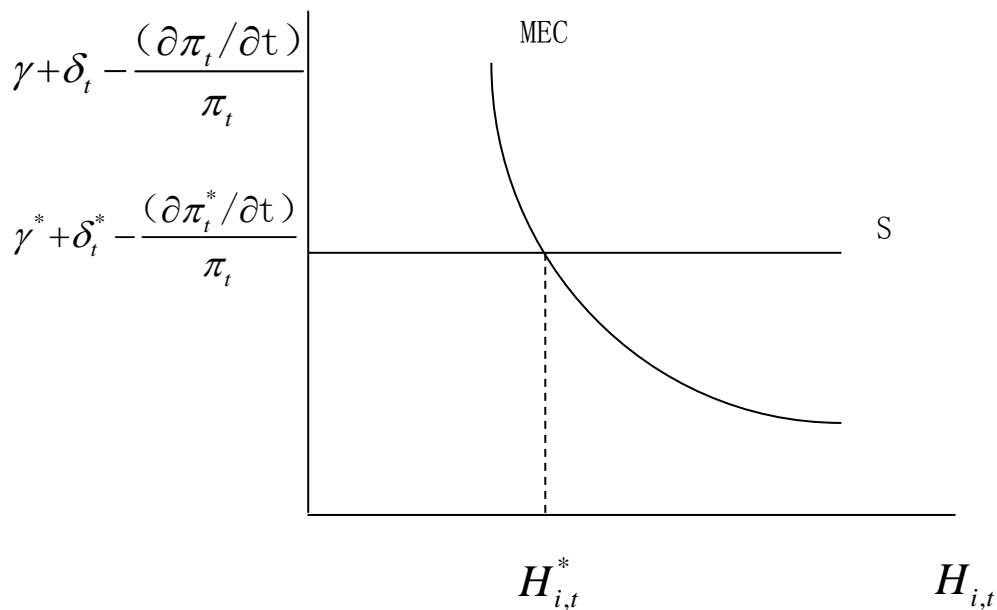


图 2-4 健康资本供求曲线图

(来源：自制)

图2-4为决定最优健康资本存量的曲线图。需求曲线MEC表示健康资本存量和其边际收益的关系。供给曲线S表示健康资本和其成本的关系，由于健康资本和其成本是独立的，因此供给曲线是无限弹性的。

根据个体*i*的健康总投资函数式(2-1-3)可以发现，当教育增加时，个体

i 的健康总投资将会增加。由于健康资本的影子价格和健康总投资存在式 (2-1-9) 的关系, 在其他条件不变的情况下, 将会降低健康资本的影子价格。根据式 (2-1-13), 健康资本影子价格的降低使得增加健康资本投资可以提高个体收益, 从而导致健康资本存量的增加。因此, 从理论分析来看, 教育对个体健康资本存量具有正面影响。

2.3.2 家庭健康需求理论

假设个体 i 在 t 期的健康资本存量为 $H_{i,t}$, 对其他物品的消费为 $Z_{i,t}$, 个体 i 在第 t 期的效用函数为严格凹函数, 即:

$$U_{i,t} = U(H_{i,t}; Z_{i,t}) \quad (2-2-1)$$

个体 i 的健康资本存量在一生中不断折旧, 但是个体 i 可以通过投资的方式对其进行抵消。个体 i 的健康资本存量随着时间的推移而不断变化:

$$\frac{\partial H_{i,t}}{\partial t} = I_{i,t} - \delta_t H_{i,t} \quad (2-2-2)$$

这表示个体 i 的健康资本状态变量的运动方程。其中 δ_t 表示折旧率。个体 i 的健康总投资 $I_{i,t}$ 和其他消费品 $Z_{i,t}$ 可以由以下生产函数给出:

$$I_{i,t} = I(M_{i,t}; h_{i,t,H}; E_{i,t,H}; E_{c,t,H}; E_{s,t,H}) \quad (2-2-3)$$

$$Z_{i,t} = Z(X_{i,t}; h_{i,t,Z}; E_{i,t,Z}) \quad (2-2-4)$$

生产函数 (2-2-3) 和 (2-2-4) 均为线性齐次函数。其中, $M_{i,t}$ 表示健康投入; $X_{i,t}$ 表示其他市场商品; $h_{i,t,H}$ 和 $h_{i,t,Z}$ 分别表示个体 i 在生产健康和其他商品方面花费的时间; $E_{i,t,H}$ 和 $E_{i,t,Z}$ 表示个体 i 的人力资本, $E_{s,t,H}$ 和 $E_{c,t,H}$ 分别表示个体 i 的配偶及其子女的人力资本。

个体 (家庭) 的财富存量随着时间的推移而不断变化:

$$\frac{\partial W_{i,t}}{\partial t} = \gamma W_{i,t} + \omega_{i,t}(H_{i,t}; E_{i,t,\omega})h_{i,t,\omega} + B_{i,t} - P_t M_{i,t} - Q_t X_{i,t} \quad (2-2-5)$$

这表示个体 (家庭) 的财富状态变量的运动方程。其中, $W_{i,t}$ 表示个体 i 在第 t 期的财富存量; γ 表示市场利率; $\omega_{i,t}$ 表示工资率; $E_{i,t,\omega}$ 表示人力资本; $h_{i,t,\omega}$

表示市场劳动时间； $B_{i,t}$ 表示转移支付； P_t 、 Q_t 分别表示 $M_{i,t}$ 和 $X_{i,t}$ 的价格。

个体 i 在第 t 期可用的总时间（ Ω ）分别使用在因生病而失去的时间（ $h_{i,t,S}$ ）、生产健康所用的时间 $h_{i,t,H}$ 、参加劳动力市场所用的时间 $h_{i,t,\omega}$ 和生产其他消费品所用的时间 $h_{i,t,Z}$ 。即：

$$\Omega = h_{i,t,S} + h_{i,t,H} + h_{i,t,\omega} + h_{i,t,Z} \quad (2-2-6)$$

其中，因生病而失去的时间长短取决于健康资本存量，即：

$$h_{i,t,S} = h(H_{i,t}) \quad (2-2-7)$$

并且， $\frac{\partial h_{i,t,S}}{\partial H_{i,t}} < 0$ ； $\frac{(\partial h_{i,t,S})^2}{(\partial H_{i,t})^2} > 0$ 。

现在，个体 i 的问题就是通过选择控制变量 $M_{i,t}$ 和 $Z_{i,t}$ 的最优时间路径，使其一生的效用最大化。即：

$$\text{Max}(U) = \int_t^T u(H_{i,t}; Z_{i,t}) e^{-\rho t}$$

满足 $\frac{\partial H_{i,t}}{\partial t} = I_{i,t} - \delta_t H_{i,t}$ ，

$$\frac{\partial W_{i,t}}{\partial t} = \gamma W_{i,t} + \omega_{i,t}(H_{i,t}; E_{i,t,\omega}) h_{i,t,\omega} + B_{i,t} - P_t M_{i,t} - Q_t X_{i,t}$$

$$\Omega = h_{i,t,S} + h_{i,t,H} + h_{i,t,\omega} + h_{i,t,Z}$$

$$H(0) = H_0$$

$$W(0) = W_0, \quad H_0 \text{ 和 } W_0 \text{ 已知}$$

$$H(T) = H_T \leq H_{\min}, W(T) = W_T \geq 0, W_T * \lambda_{T,W} = 0, \quad T \text{ 自由, 并且}$$

$$M_{i,t}, X_{i,t} \geq 0, t \in [0, T]$$

在此， U 表示个体 i 的跨期效用函数， ρ 表示折现率； H_0 和 W_0 分别表示个体 i 的初始健康和财富存量，假设为已知； H_{\min} 表示个体 i 生命结束时的健康资本存量，当健康资本存量等于或者低于 H_{\min} 时，表示该健康资本存量不足以支持个体的生命活动，对应的时间 T 表示生命结束时间，该时间为自由变量；个体 i 在每一期可以自由借贷，但是在时间 T 时，其财富存量（ W_T ）不能为负。

根据 Chiang (1992) 求解该问题的一阶必要条件:

首先, 该问题的汉密尔顿函数为:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} = & U(H_{i,t}; Z_{i,t})e^{-\rho t} + \lambda_H(I_{i,t} - \delta_t H_{i,t}) \\ & + \lambda_w[\gamma W_{i,t} + \omega_{i,t}(H_{i,t}; E_{i,t,\omega})h_{i,t,\omega} + B_{i,t} - P_t M_{i,t} - Q_t X_{i,t} \\ & + \theta(\Omega - h_{i,t,S} - h_{i,t,H} - h_{i,t,\omega} - h_{i,t,Z}) \end{aligned}$$

根据最大值原理, 汉密尔顿函数对控制变量 $M_{i,t}$ 的一阶导数为零, 即:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial M_{i,t}} = \lambda_H \frac{\partial I_{i,t}}{\partial M_{i,t}} - \lambda_w P_t = 0 \quad (2-2-8)$$

对 (2-2-8) 式整理, 得:

$$\lambda_H = \lambda_w \frac{P_t \partial M_{i,t}}{\partial I_{i,t}} = \lambda_w \pi_t \quad (2-2-9)$$

对 (2-2-9) 式求时间的导数:

$$\frac{\partial \lambda_H}{\partial t} = \frac{\partial \lambda_w}{\partial t} \pi_t + \frac{\partial \pi_t}{\partial t} \lambda_w \quad (2-2-10)$$

根据最大值原理, 共态变量 λ_H 和 λ_w 的运动方程分别为:

$$\frac{\partial \lambda_H}{\partial t} = -\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial H_{i,t}} = -\left(\frac{\partial U}{\partial H_{i,t}} e^{-\rho t} - \lambda_H \delta_t + \lambda_w h_{i,t,\omega} \frac{\partial \omega_{i,t}}{\partial H_{i,t}} - \theta \frac{\partial h_{i,t,S}}{\partial H_{i,t}}\right) \quad (2-2-11)$$

$$\frac{\partial \lambda_w}{\partial t} = -\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial W_{i,t}} = -\gamma \lambda_w \quad (2-2-12)$$

令式 (2-2-10) 和 (2-2-11) 相等, 并令式 (2-2-9) 和 (2-2-12) 替代 λ_H 和 $\frac{\partial \lambda_w}{\partial t}$, 可得:

$$\frac{e^{-\rho t}}{\lambda_w} \frac{\partial U_{i,t}}{\partial H_{i,t}} + h_{i,t,\omega} \frac{\partial \omega_{i,t}}{\partial H_{i,t}} - \frac{\theta}{\lambda_w} \frac{\partial h_{i,t,S}}{\partial H_{i,t}} = \pi_t \left[\gamma + \delta_t - \frac{(\frac{\partial \pi_t}{\partial t})}{\pi_t} \right] \quad (2-2-13)$$

式 (2-2-13) 的左边表示健康资本的边际收益, 第一项表示增加一单位健康资本带来的直接效用, 第二项表示增加一单位健康资本在劳动力市场上带来的收入增加, 第三项表示增加一单位健康资本带来的生病时间的减少。右边则表示健康资本的边际成本, 它与市场利率和健康折旧率等有关。 π_t 表示健康资本的影子价格, 它由医疗服务价格、个人及其配偶和子女的人力资本

等因素决定。在其他条件不变的情况下，增加一单位健康资本的边际收益和边际成本相等，此时的健康资本存量是最优的，如图 2-5 所示。

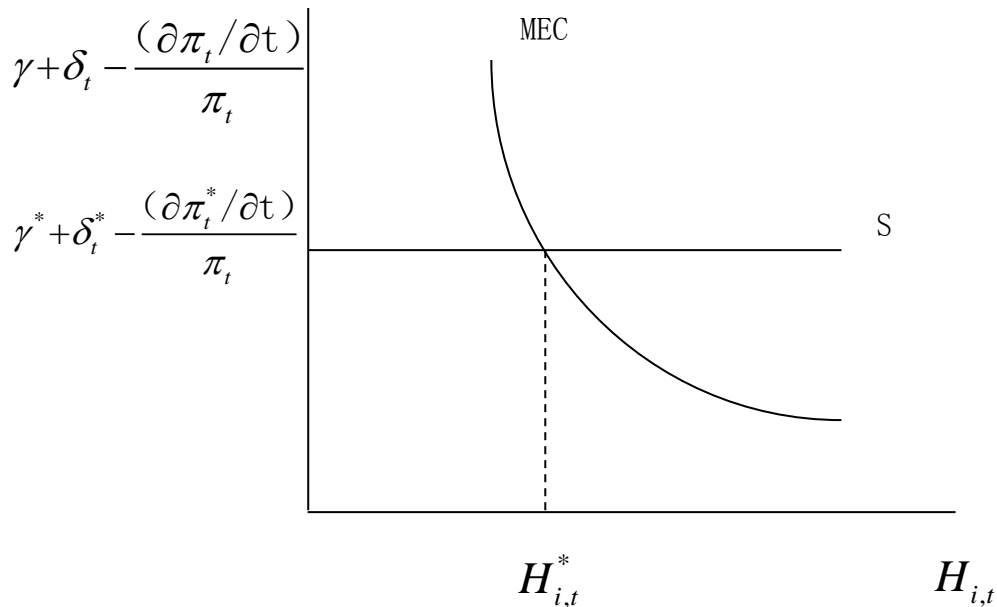


图 2-5 健康资本供求曲线图

(来源：自制)

图 2-5 为决定最优健康资本存量的曲线图。需求曲线 *MEC* 表示健康资本存量和其边际收益的关系。供给曲线 *S* 表示健康资本和其成本的关系，由于健康资本和其成本是独立的，因此供给曲线是无限弹性的。

根据个体 *i* 的健康总投资函数式 (2-2-3) 可以发现，当子女教育增加时，个体 *i* 的健康总投资将会增加。由于健康资本的影子价格和健康总投资存在式 (2-2-9) 的关系，在其他条件不变的情况下，将会降低健康资本的影子价格。根据式 (2-2-13)，健康资本影子价格的降低使得增加健康资本投资可以提高个体收益，从而导致健康资本存量的增加。因此，从理论分析来看，子女教育对父母健康资本存量具有正面影响。

2.4 教育投资理论

2.4.1 义务教育投资理论

2.4.1.1 现代义务教育理论

义务教育的内涵十分丰富，目前国际社会尚未能形成普遍认可的统一认识。因而很多国家在具体开展义务教育时通常带有自己的理解和认知（李瑞峰等，2009）。

1974年，联合国教科文组织在内罗毕会议上把义务教育定义为：向每个人提供的并为一切人所共有的最低限度的知识、观点、社会准则和经验。目的在于让每个人能够发挥自己的潜能、创造性和批判精神，来实现自己的理想和获得幸福，并成为有益于的公民和生产者，对所属的社会发展贡献力量（李瑞峰等，2009）。1985年，《中共中央关于教育体制改革的决定》指出，义务教育是依法规定适龄儿童和青少年都必须接受，国家、社会和家庭必须予以保障的国民教育，为现代生产发展和现代社会生活所必需，是现代文明的一个标志。

现代义务教育是与现代经济发展相适应的一项教育制度。通常来说，义务教育具有基础性、普及性和强制性等特点（财政部教科文司等课题组，2005；李瑞峰等，2009）。

强制性，也称为义务性，它是义务教育最基本的特征，而其他教育均不具有该特征。强制性主要体现为，它不仅是受教育者的权力，而且还是国家、社会、学校和家庭的义务。

普及性，指义务教育是一种依法接受的教育，凡是符合法定年龄条件的人，不分种族、民族、城乡和贫富、家庭财产状况、宗教信仰等，依法享有平等接受义务教育的权利，并履行接受义务教育的义务（义务教育法，1986，2015）。

基础性，指在整个国民教育体系中，义务教育处于基础性地位，是学生接受后续阶段教育的前提和基础，发挥着奠基性作用（财政部教科文司等课题组，2005；李瑞峰等，2009）。

2.4.1.2 公共产品理论

自公共产品一词被提出之后，公共产品理论得到了快速发展，已经成为20世纪财政学的重要理论基础之一。由于该理论为政府公共事务的合理分类以及政策制定指明了方向，成为研究义务教育的重要理论基础。

公共产品理论根据消费特性将产品分为私人产品、准公共产品和公共产品。市场通过价格机制可以有效率地提供私人产品，但是对于公共产品和准公共产品，由于私人收益和社会收益的分离，通常价格机制不能很好地在市场上发挥资源优化配置的作用，导致市场失灵。与此同时，由于政府可以很好地处理私人收益和社会收益的不一致问题，准公共产品和公共产品就由政府来提供。

经济学家马斯格雷夫认为公共产品具有消费上的非竞争性和非排他性。非竞争性是指在消费过程中，他人对该产品的消费不会影响个体的消费，他人从该产品的消费中的获益不影响个体的收益。即增加一个消费者的边际成本为零。进一步地，马斯格雷夫将公共产品理论和外部性理论结合，认为非竞争性也可以看作在消费上存在收益的外部性。非排他性是指在消费过程中不能排除其他人对该产品的消费。

教育提供的是服务，对该服务的消费存在排他性，但是不存在竞争性，因此教育是一种准公共产品。从排他性的角度来看，学校可以通过一定的入学条件将他人排除在外。从竞争性的角度来看，对于给定的教育供给，多增加一个人享受教育服务会减少其他人对教育服务的使用。但是从教育的间接性消费来说，受教育者本人可以获得收益，但是并不影响其他人从该教育的消费中获得收益。该间接消费收益包括三个方面：社会规范、知识技术和人力资本。此外，随着人口流动增加，教育的外溢性更大（王善迈等，2012）。

从公共产品理论的角度来看，由于义务教育具有排他性和非竞争性的特点，因此属于准公共产品。这需要政府和市场共同提供，以实现义务教育资源的优化配置和有效供给。

2.4.2 家庭教育投资理论

人力资本理论是考察教育投资问题常用的模型。早期人力资本理论将教

育投资看作个人选择行为，即个人在追求终身收入最大化的过程中会不断投资教育，直到现在的成本与将来的收益相等（Mincer, 1974）。80年代以后，对教育投资主体的研究逐渐从关注个体决策向关注家庭决策转变，使教育投资理论更符合实际。作为决策主体的家庭，不仅需要权衡现在和将来的消费安排，还要对各种资源在家庭内部的分配做出选择。如对于有多个子女的家庭，面对资源约束，不仅要选择每个孩子接受教育的程度，而且还要考虑稀缺资源如何在每个孩子间恰当分配（Singh et al., 1986）。基于该思路，经济学家构建了家庭教育投资理论模型。如 King 和 Lillard（1983）构建的单期家庭教育投资模型为，基于预算约束，家庭为了实现效用最大化，需要在教育和其他生产、消费之间进行选择，以此考察家庭教育投资决策。但是该模型仅考察了单期决策，忽略了教育投资收益的长期性。后来的一些学者在此基础上对此问题进行了完善。如 Mason（1995）提出的跨期家庭教育投资模型，假设家庭会考虑整个生命周期的效用最大化问题，并对生命周期进行折现之后探讨教育决策和其他消费行为。纳什讨价还价模型进一步考虑了家庭内部个人偏好（如父母）的一致性。虽然以上模型在假设方面不尽相同，但是得出的实证模型较为一致。基于上述理论模型，产生了大量的实证研究（王婷，2009）。

2.5 文献综述

2.5.1 教育对农村劳动力迁移及迁移之后劳动力市场表现的影响

Lewis（1954）的“二元经济结构”理论是研究农村剩余劳动力转移的一般模型。该理论认为在城乡二元结构下，由于农业部门和工业部门在生产率方面的巨大差异，使得处于低生产率部门的农村剩余劳动力源源不断地向城市工业部门转移，直到农村剩余劳动力被完全转移出去之前，城市工业部门所支付的工资水平只需要略高于农村生存收入即可。然而，城市失业、就业不足的出现和非正规部门的存在使得 Todaro（1969）认识到农村剩余劳动力的转移并非完全取决于城乡之间的工资差距，而且能否在城市正规部门找到工作同样会影响迁移者的流动决策。因此农村剩余劳动力是否向城市转移取决

于预期收入的大小，而不是实际收入的差距。

由于历史原因，中国的经济发展表现出典型的二元结构特征，其中城乡二元经济特征尤为显著。在这样的环境下，城乡巨大的收入差距不断吸引着农村劳动力向城市迁移。改革开放以来，我国的人口流动从 1982 年的 667 万人，到了 2005 年达到约 1.5 亿人（段成荣等，2008），2015 年更是达到了 2.77 亿人。在现有的农村劳动年龄下，如果我国的户均经济规模能达到日本和韩国的水平，农村还可以转移约 2 亿的劳动力。然而近年来农村劳动力的转移速度不断下滑，2015 年更是接近零增长（李铁，2017）。

蔡昉（2013）认为与社会最优的农村劳动力转移规模相比，农村劳动力向城市的转移是低于社会最优水平的。从全社会最优的角度考虑，让更多的农民进入城市工作能够带来更快的经济增长，并且缩小城乡差距。实证检验表明农村劳动力进入城市本地劳动力市场对本地劳动力就业率基本没有影响（陈刚，2016），甚至促进了城市工资的上涨（赵西亮，2018）。造成城市吸纳农村劳动力不足的原因大致可以分为两个方面。

一方面，为了实现城市自身利益的最大化，我国劳动力市场上对务工农民进城设置了各种制度性和非制度性进入阻碍（蔡昉，2013）。陆铭（2011）认为农村劳动力如果没有当地的城镇户籍，将面临就业、社会保障和公共服务尤其是子女教育等方面的歧视，这将加大劳动力流动成本，从而阻碍了劳动力流动和城市化进程。宋锦等（2013a）利用 2000 年第五次全国人口普查数据考察了小城镇户籍管理制度改革对城镇迁移劳动力职业选择的影响，结果发现户籍改革试点政策能够显著提高外来农村劳动力获得白领职业的概率。宋锦等（2013b）利用全国第五次人口普查和 2005 年人口抽样调查数据考察了城乡户籍一元化改革对不同户籍劳动力职业分布的影响，结果发现户籍一元化改革能够显著提高本地农村劳动力的就业机会。

另一方面，总体文化程度不高、职业技能缺乏。杨昕（2015）认为造成务工农民低收入、无保护的弱势地位，职业选择和就业空间狭小，以及就业竞争和替代能力不强的主要原因在于农村劳动力本身受教育程度较低和职业培训较少。翟振武等（2007）对北京市 1% 人口抽样调查资料显示，受过高中（中专）和大专及以上学历的人口在北京市流动人口中分别占 20.6% 和 5.8%，在北京市常住人口中所占的比例分别为 24.1% 和 17.5%；从教育年限上来看低

了 1 年左右。张慧（2005）认为务工农民自身受教育水平较低、素质较差是务工农民遭受就业歧视的表面和直接的原因，最根本的制度原因在于以户籍制度为核心的城乡二元结构的存在。从本质上看，户籍制度就是一种“屏蔽”制度，主要功能是控制社会资源的配置，由此造成城乡之间在众多方面的不平等，而受教育机会则是最基本的不平等。

根据人力资本理论，受教育程度更高的个体在劳动力市场上的竞争力更强（Becker, 1964）。文化程度越高，克服户籍制度等迁移障碍的能力越强，迁移成本也就越低，在其他条件都相同的情况下，文化程度较高的劳动者更容易在城市中找到工作并且收入更高（Wang et al., 2016）。我国学者从实证的角度对该问题进行了检验。如赵耀辉（1997）发现教育程度显著促进了农村劳动力向城市和农村非农产业转移，尽管相比外出就业，在农村非农产业的收入相对要低，但是由于外出就业面临的临时成本和心理调整成本相对更大。因此相比外出就业，农村劳动力更愿意在农村非农产业就业。姚先国等（2006）通过对杭州务工的部分务工农民进行的问卷调查，基于多元 Logit 模型研究人力资本对务工农民职业选择的影响。结果发现人力资本是影响务工农民职业选择的重要因素，并且不同的人力资本因素对不同职业选择的影响有所不同。罗俊峰（2014）使用 2011 年原国家人口计生委流动人口动态监测的部分数据，基于无序多分类 Logistic 模型研究教育、培训等人力资本对农村劳动力就业选择的影响。结果发现教育程度、培训、工作经验等对农村劳动力职业选择有显著的正面影响，更有利于人力资本较高的个体从事管理类、专业技术类的职业。Wang et al.（2016）使用陕西省的数据考察了人力资本和政治资本对农村劳动力职业选择的影响。结果发现，教育程度越高越有利于从事非农就业。李勇辉和李小琴（2016）使用 2010 年的 CFPS 数据考察了人力资本投资对劳动力迁移和代际收入流动性的影响。结果发现受教育程度越高越可能发生迁移，而且迁移可以促进代际收入流动。

教育对收入的影响一直是学者们关注的重点问题并积累了大量的研究文献。由于使用方法不同，教育回报率估计结果的准确性有待考察。此外，有关 2002 年之前的研究文献已经有学者进行了文献综述（孙志军，2004），本部分将把精力放在 2002 年以来我国的主要研究文献。

大量的学者使用普通最小二乘法对教育与收入的关系进行实证分析（如

杜两省等；2010；李辉文等，2015），结果发现教育收益率大概在 4.34%-10.4% 之间波动。由于未对遗漏变量问题加以有效处理，使得估计结果存在偏误。为了解决该问题，获得更加准确的教育回报率，学者们在估计方法和数据方面进行了不同尝试，通过使用工具变量法或者借助双胞胎数据以便更好地控制遗漏变量所导致的内生性，所得结论也相对较为准确（李雪松等，2004；Li et al., 2005；许玲丽等，2012）。

但是以上研究主要关注的研究对象是城镇居民，对农村居民及务工农民群体的研究较少。如 Zhang et al.（2002）使用连续九年的追踪调查数据研究农村劳动力市场的有效性，结果发现教育与农村劳动力市场紧密联系。教育的增加提高了个体参加非农工作的机会、失业后寻找新工作的机会以及工资收入，即使留在农村务农的受教育者也可以使农业生产提高产量。陈玉宇等（2004）采用 1991、1993 和 1997 年中国营养与健康调查（CHNS）数据通过考察人力资本（尤其是教育）在农村工业部门中的回报以及教育在农村劳动力转移过程中的作用来分析中国农村的劳动力市场和农村的工业化过程。1990 年到 1996 年教育年限对于农村工业部门内部的工资水平没有显著的影响。即使在考虑了样本选择问题后，估计的结果也没有显著的改善。但这并不表明教育水平在农村的劳动力市场中没有得到回报。教育的另外一种形式的回报体现在教育提高了劳动力到工业部门工作的机会。而相应的教育增加一年，人们到工业部门工作的机会增加 2.2% 和 3.2% 左右，这意味着使得家庭人均年收入增加 1.2% 和 1.5%，也相当于给个人带来 5%—7% 的回报。利用 1989 年的数据，本文还分析了农村工业部门内部的工资机制问题。教育水平低的人接受计件工资的比较。计件工资者教育的工资回报率在 7.5% 左右，而计时工资者的教育回报率仅为 3% 左右。但是计时工资的整体水平高于计件工资。这反映了教育的工资回报率低并不是农村工业部门产业结构的问题，而是工资机制的问题。工业部门内部的工资安排可能很好的激励了人力资本的积累，但是没有足够的激励使得这些人力资本得到发挥。教育使得劳动者的工作方式得以改变。教育水平高的人，工作时间的分配更加有利于人的发展。这应该被看作是教育回报的重要组成部分。王德文等（2008）使用来自 2005 年中国社会科学院人口与劳动经济研究所在 12 个城市开展的《中国城市就业与社会保障研究》问卷调查及劳动和社会保障部在 2006 年春季和 2007

年春季的《农村外出务工人员就业情况问卷调查》数据，分析教育和培训对农村迁移劳动力就业选择与工资决定的影响。结果表明在矫正了样本选择偏差之后，工资收入者的教育收益率估计结果在 5.3%—6.8% 之间。从培训角度看，简单培训、短期培训和正规培训对农村迁移劳动力再流动都有显著作用，但简单培训对农村迁移劳动力的工资收入没有影响，而短期培训和正规培训则对其工资收入有着重要的决定作用。在处理农村迁移劳动力的个人异质性和教育内生性问题时，本文还发现父母受教育年限不是理想的工具变量。王广慧等（2008）利用 2005 年吉林省统计局微观调查数据，就教育对农村劳动力流动决策及其收入的影响进行实证研究。结果表明农村劳动力受教育程度越高，其流动倾向越高；农村劳动力受教育程度与其收入水平正相关；农村劳动力在城镇劳动力市场上的教育收益率明显高于在农村务农的教育收益率。

以上文献在早期对教育与农村劳动力迁移决策及劳动力市场表现的关系进行了有益探索，但是中国经济已经进入了“新常态”，高速增长阶段已经过去。与此同时，我国人口结构的变化，使劳动密集型产业推动的粗放型经济增长模式走到了尽头，产业结构转型升级和经济增长方式转变已经成为当下我国经济发展的关键问题（蔡昉，2018）。如何有效利用现有人力资源为经济结构调整升级和经济增长方式转变争取更多时间，是对决策者的重大考验。在此情况下，本部分在我国经济发展新形势下，考察教育对农村劳动力迁移决策及其在迁移之后劳动力市场表现的影响，以便更好地促进更多农村剩余劳动力向城市和非农产业转移和再流动，抑制劳动力成本的快速上涨。

2.5.2 教育对务工农民健康的影响及其传导机制

尽管很早学者就认为健康是人力资本的重要组成部分，但是直到 1972 年，Grossman 才正式将健康资本的概念模型化，他在构建健康需求模型的过程中，假定健康是资本品，作为固化在人身上的特有资本，不能进行市场交易，因此需要经过要素的投入才能生产，而生产的效率取决于教育的存量，即教育可以提高要素的配置效率和利用效率。健康资本同样会随着时间的推移发生不可逆的折旧，这种折旧是不受人力控制的身体机能的生理过程，因此，

随着年龄的增大，身体健康会下降。但是，人们可以通过健康资本投资来弥补健康折旧，甚至可以影响健康折旧的速度，从而延缓健康资本的流失。

不同时期和不同国家的学者们经过大量的实证研究，结果验证了 Grossman 的观点：教育对健康具有促进作用（程令国等，2014）。如 Adams（2002）使用美国健康和退休研究数据（HRS）研究教育对 51 至 61 岁老年人健康的影响。结果发现，不管是在普通最小二乘法下还是在使用孩子出生次序作为工具变量的两阶段最小二乘法下，教育对健康都存在显著的正面影响。Alsan et al.（2013）使用乌干达的数据考察了教育对女孩感染性病的影响。结果发现，接受中学教育能够降低女孩感染性病的风险。Behrman et al.（2015）使用 2002 年的中国城镇双胞胎调查数据考察教育对自身健康和健康行为及配偶健康的影响。结果发现，教育对个人的自评健康和慢性病数量、精神健康和吸烟行为以及配偶的肥胖具有因果效应。

我国学者也对教育与健康的关系进行了广泛的实证分析，赵忠和侯振刚（2005）使用 2000 年的中国健康和营养调查数据，从人力资本的角度利用 Grossman 模型分析我国城镇居民的健康需求。研究发现，整体上来说，教育对健康具有正面的促进作用，但是分性别研究显示，教育对女性的健康有促进作用，对男性的影响则不显著；年龄对男性的健康影响程度超过女性。赵忠（2006）使用 2000 年的中国健康和营养调查数据，分析了我国农村人口的健康需求。研究发现，整体上来说，教育对健康具有正面的促进作用，分性别研究显示，教育对女性的健康有促进作用，对男性的影响除大学及以上不显著外，其他的均显著显示教育对健康具有正面的促进作用；并且女性的健康比男性差；年龄对健康的影响呈非线性关系，在 30 岁以后呈负向作用，对男性的健康影响程度超过女性。李珍珍等（2006）使用 2005 年的上海市劳动力市场和收入调查数据，检验教育对健康的影响、教育对健康的影响如何随着时间的推移而发生变化，以及教育对健康的影响是否通过职业的中介作用实现的。结果发现，教育对健康不仅存在正向的显著效应，而且随着年龄的增大，教育对健康的影响随着年龄增长逐渐收敛，这种正向的影响主要通过职业来实现的。程令国等（2014）使用中国老年健康影响因素跟踪调查的最新数据，对教育和健康两者之间的关系进行了全面考察，研究教育对健康的影响以及这种影响的传导机制。结果发现，教育不仅对健康具有正面的促进作

用，而且教育带来的健康投入效率的改善比预算约束的放松更有利于健康。李振宇等（2017）以义务教育法在各省的实施为工具变量，采用双重差分-两阶段最小二乘估计方法探讨了教育对个体健康的影响。研究发现，教育对个体健康具有显著促进作用。

以上研究通常是对一般群体进行的考察，而对务工农民进行考察的研究相对较少。李珍珍等（2010）利用2008年6-7月份对江苏和浙江农民工的调查数据，对影响农民工健康状况的因素进行分析。结果发现，年龄对健康没有显著的影响；男性的健康要好于女性；具有中学文化程度的个体健康状况好于大专及以上的人员。黄乾（2010）利用2006年7月份在上海等五个城市进行的农民工调查数据，研究了教育和社会资本对健康的影响。结果发现，教育和社会资本对健康具有显著的正面影响，年龄对健康具有负面影响。

从影响机制上来说，程令国等（2014）认为教育不仅对健康具有正面的促进作用，而且教育对健康的影响渠道大致可以划分为两类：一类是预算约束放松说；一类是效率提升说。前者认为教育通常意味着更好的工作和更高的收入，从而能扩大健康投入的预算约束集（Cutler et al., 2011）。一方面，良好的经济收入可以提供更好的营养物质条件；另一方面，受教育程度高的个体可以支配更多的经济资源进行专门的健康投资，如购买医疗保险和服务、健身器材等，从而有利于受教育者身心健康（Cutler et al., 2010）。后者认为教育能够影响人们对健康的认知和相关健康行为，从而提高健康投入资源的利用效率和配置效率（Adams, 2002）。一方面，教育可以提高健康投入资源的利用效率，即同样的健康要素投入受教育程度高的个体可以得到更多的健康产出（Grossman, 1972）。如受教育程度高的人能更好地理解治疗方案，更好地配合治疗，治疗效果也更好（Goldman et al., 2002; Mirowsky et al., 2008）。另一方面，教育可以提高健康投入要素的配置效率，即受教育程度高的人能更好地优化健康投入组合（Rosenzweig et al., 1989）。需要注意的是，效率提升说是基于受教育程度高的人具有更高的认知能力和更好的健康知识，更可能选择健康的生活方式和行为（Cutler et al., 2010），如少吸烟、重度饮酒和肥胖等（Mokdad et al., 2004），饮食更加合理，锻炼频率更高（Cutler et al., 2011）。

目前的研究主要存在以下三个方面的问题。第一、虽然有较多的学者对

教育与健康的关系进行了较为详细的考察，并得出了基本一致的研究结论。但是，这些研究主要关注一般群体，对务工农民的研究还很不足。而我国具有典型的二元社会经济结构特征，随着经济的快速发展，我国务工农民的数量不断增多，目前已达 2 亿多人。这是一个十分庞大的群体，他们具有自身的特征，需要重点对待，但是现有研究对该群体的关注还很不足，尚需投入更多努力对该领域进行研究。第二、少数对务工农民群体的研究更多地关注的是教育与健康的相关关系，对两者之间的因果效应考察的较少，不利于准确识别两者之间的关系。第三、目前的研究在识别教育影响健康的可能传导机制方面虽然投入了较多努力，并取得了较为丰富的成果。但是对教育影响健康的可能传导机制纳入同一个框架下进行综合分析的研究还很少，无法准确识别不同的影响渠道的相对重要性，大大降低了该研究对现实的指导意义（Cutler et al., 2011）。

2.5.3 务工农民教育对父母健康的影响

Grossman (1972)的理论研究表明，教育能够对个体健康产生正面影响。大量的实证研究证实了这一观点（Grossman, 2004; Adams, 2002; 程令国等, 2014）。同时，由于教育具有正的外部性，个体教育的提高能够使他人获益（Torssander, 2014）。实证研究从家庭的角度对父母教育与孩子健康进行了有益探讨，发现父母教育与孩子健康存在显著的正相关关系（Jacobson, 2000; Sonogo et al., 2013; Silles, 2015; Li et al., 2015; 宋月萍, 2007）。但是，反过来，子女教育是否也会对父母健康存在影响？

现有文献表明，子女教育与父母健康之间存在显著的正相关关系（Jacobson, 2000; Zimmer et al., 2007; Torssander, 2013）。Friedman et al. (2014)使用美国健康和退休研究数据（HRS）考察个人的教育是否对父母健康有影响。结果发现子女教育与父母死亡风险显著相关，这种关系是通过子女教育影响父母吸烟和锻炼行为来实现的。Torssander (2014)使用瑞典多代注册数据研究子女社会经济地位对父母死亡率的影响。结果发现，子女收入和工作对父母死亡率没有显著影响，子女教育对父母死亡率存在显著影响。Yang et al (2016)使用中国老年健康影响因素跟踪调查数据考察配偶和子女

教育对老年人死亡风险的影响。结果发现个体、子女及配偶教育能够显著降低自身死亡率。Yahirun et al (2017) 使用墨西哥健康和老龄化研究 (MHAS) 数据考察子女教育是否影响父母健康。结果发现短期内子女教育对父母身体功能没有显著改善, 但是长期内子女教育能够降低父母死亡率, 即使控制了子女财产数量和转移支付等影响渠道。而且相比父亲, 子女教育降低母亲死亡率的程度更高。De Neve (2017) 使用年度家庭和社会经济调查等数据考察南非农村子女教育对父母死亡风险的影响。结果发现子女教育与父母死亡率正相关。随着子女教育提升, 母亲死于传染病的风险降低, 父亲死于伤病的风险降低。Ma (2019) 使用 2011 年的 CHARLS 数据并基于九年义务教育政策构造的工具变量, 考察了子女教育影响父母健康的因果效应。结果发现, 子女教育能够显著改善父母的认知功能、肺功能并提高存活期望。对可能的影响机制分析发现, 该正面效应的产生可能是因为子女教育程度提高会有利于为父母提供财务支持、提高资源获取能力、降低劳动供给和改善心理福利。

以上研究虽然考察了子女教育对父母健康的影响, 但是存在以下三个方面的问题。第一, 从研究对象来看, 现有研究主要关注的是一般群体, 忽视了对务工农民群体的研究。第二, 对可能的影响机制分析不够。现有研究较少关注子女教育对父母健康的具体影响机制, 即使有文章对该机制进行考察, 也主要集中于少数几个影响渠道的考察, 尚需进一步研究。第三, 对因果效应的考察不够。现有研究主要探讨了子女教育与父母健康之间的相关关系, 但是少有文献考察两者之间的因果效应。现有研究的不足, 为本文进一步考察务工农民教育与父母健康的关系提供了空间。

3.中国农村义务教育和务工农民现状分析

3.1 中国农村义务教育发展现状及分析

3.1.1 我国农村义务教育投资体制变革历史

教育投入是教育事业健康发展的重要基础，没有相应的经费投入保障，教育事业就不可能得到好的发展（黄永林，2010）。因此，义务教育投资体制就成为制约我国义务教育尤其是农村地区义务教育健康发展的重要因素（李瑞峰等，2009）。为此，本部分将从我国义务教育投资体制的变革历史，探讨我国教育事业的发展历程。

本文根据现有研究，将我国农村义务教育的发展历程划分为三个大阶段九个小时期，分别是建国前（1902-1949）、计划经济时期（具体包括：新中国成立初期（1950-1953）、文革爆发前期（1954-1965）、文革时期（1966-1979））、改革开放时期（具体包括：农村改革时期（1980-1984）、分税制改革前期（1985-1994）、分税制改革初期（1995-2001）、农村税费改革之后（2001-2005）、新教育法实施至今（2006-））（杨会良，2006；费菊瑛，2007；李瑞峰等，2009；黄永林，2010）。

3.1.1.1 建国前我国义务教育投资体制（1902-1949）

1902年，即光绪二十八年，清政府制定了《钦定学堂章程》，旧称“壬寅学制”，是中国近代义务教育制度最早的组织章程，第一次体现了义务教育的思想。1904年，清政府又参照日本学制，结合“壬寅学制”，制定了《奏定学堂章程》，又称“癸卯学制”，这是中国近代第一个正式实施的义务教育制度。1907年，清政府开始咨询各省筹施义务教育，但是实施弹性很大，并非严格意义上的强迫实施，而且并未上升到法律层面（费菊瑛，2007）。

民国初期第二次实施义务教育。1912年，民国政府发布《学校系统令》，

这是近代中国政府明令推行义务教育的开始。随后，民国政府多次发布政令以推动义务教育的普及。在资源的投入上，主要来源于三种群体。以山西为代表的主要依靠政府投入，以江苏为代表的是通过民间力量进行发展的。此外西方教会也在一定程度上推动了义务教育的发展（费菊瑛，2007）。

3.1.1.2 计划经济时期我国农村义务教育投资体制（1950-1979）

建国后，多年战争造成了国民经济处于崩溃边缘，国家政治和经济形势严峻，财政状况十分困难。这首先表现在财政收入方面，一方面，多年战争使得工农业生产在落后的基础上进一步遭到破坏；另一方面，国外政治经济环境在抗美援朝的战争过程中，使得经济发展的环境进一步恶化，导致国家财政收入减少。其次，为了维持军队开支、国民经济和各项事业正常运转，需要巨大的财政支出。为此，国家实施了“统收统支”的财政体制，以期集中财力快速恢复经济发展（杨会良，2006）。

（1）“统收统支、三级管理”的教育财政体制（1950-1953）

在计划经济体制和“统收统支”的财政体制背景下，1950年3月24日，政务院在第25次会议上通过了《政务院关于统一管理1950年度财政收支的决定》，第一次将不同层级和隶属的各级教育的经费来源进行了安排。其原则是，教育经费实行统收统支，中央和大行政区两级政府具有预算权和征收权。即使要筹集农村小学的经费，仍需要大行政区政府批准，中央政府备案之后，才由县级政府开征。省级和县级政府只具有提出预算建议和执行上级确定的预算的权力。这一时期的教育投资体制具有高度集权的特征。到1954年以前，中央政府和教育部的一系列有关教育经费的政策，均是对该原则的补充和完善（费菊瑛，2007）。

高度集中的教育财政投资体制，有利于集中有限的资源，解决最急需的大事，如对旧教育的接管和改造等，从而促进新中国教育的恢复和发展。但是该体制的弊端也十分明显。中央集权使得组织管理成本高，统得过死等，不具有长期性和稳定性（费菊瑛，2007）。

（2）“条块结合、以块为主”的教育财政体制（1954-1979）

经过3年多的整顿治理，国家的经济和财政秩序基本恢复，经济发展向好。为了调动中央和地方两方的积极性，共同推动第一个五年经济计划的顺利实施，考虑到地方政府对财权和事权的需求，1956年，毛泽东同志针对当

时计划经济体制下管的过多所带来的种种弊端，在《论十大关系》一文中提出了在巩固中央统一领导的前提下，增加地方的权力。在这样的背景下，一定程度的地方分权，增加地方政府的事权和财权成为中央和地方政府的自觉需要（杨会良，2006）。

在分权的背景下，1954-1957年，我国实行“条块结合”，强调以“块块为主”的教育财政制度。在该时期，中央撤销了大行政区，国家财政预算实行“统一领导、各级管理”的体制。如中央政府在《关于编造1954年预算草案的指示》中表明，国家预算，分为中央和地方预算，实行分级管理。1954年9月14日，教育部和财政部发出了《关于解决经费问题程序的通知》，指出今后各省（市）教育厅（局）如果教育经费不足，需先报请省政府统一考虑解决，如果省政府难以解决，由省政府转报中央，不能条条上达。根据该指示，从1954年开始，教育经费投资体制实行“条块结合、以块为主”的制度。在该制度下，教育经费按照行政隶属，纵向划分为中央和地方两级。在这一时期，财政部根据教育部和国家计委提供的教育事业建设计划，按照定员定额的核定方法，分别给各地方、各部门核定教育经费总控制指标，即“条块结合”。在财政部下达的经费控制指标范围内，各地方政府仍有权力结合自己的物力和财力，动用预备费，甚至对预算中的类、款、项进行统筹安排，即“块块为主”。这一时期，地方政府能够负责编制本级财政预算，为地方主动发展本地教育事业提供了可能（杨会良，2006）。

1958-1962年，在计划经济体制背景下，教育财政进一步分权。由于高度集中的教育财政管理体制难以调动地方发展教育事业的积极性，决策层开始在计划经济的前提下进行财政分权。1958年8月，中共中央、国务院发布《关于教育事业管理权力下放的规定》指出，今后对教育事业的领导，需要改变过去条条为主的管理体制，以计划经济体制和地方分权相结合为原则，加强地方政府对教育事业的管理，扩大地方政府管理教育的权限。教育事业管理权限扩大后，大量挤占和挪用教育经费的现象开始在某些地方和县出现。为此，1959年11月24日，国务院批转了教育部、财政部《关于进一步加强教育经费管理的意见》，要求各级政府的教育和财政部门应当根据“条块结合、以块为主”的精神，管理好教育经费。此后一系列的规定重申了“条块结合、以块为主”的教育经费管理体制，保障了教育经费的正常供给和教育事业的合

理发展。但是，由于工农业“大跃进”波及到了教育工作，使得教育事业的发展出现了盲目混乱的现象，导致教育质量下降（杨会良，2006）。

1963-1965年，加强条条领导的作用。针对“大跃进”带来的问题，从1963年开始，中央对基础教育规模、速度和领导管理以及财政体制进行了3年调整，在基础教育领导管理以及财政体制方面，加强条条的领导作用，将小学和初中的财政管理权由公社和大队上收到了县。在教育部和财政部的努力下，该时期基本纠正和制止了某些县挪用教育经费的现象。这一时期，教育“大跃进”基本得到制止，教育事业得到了稳步发展（杨会良，2006）。

1966-1979年，教育领导管理和财政体制均处于混乱状态。1966年，我国爆发“文化大革命”，教育事业费的管理一度处于十分混乱的状态。为此，从1972年开始，中央将教育事业费支出单列，实行带帽下达、专款专用。1974年，为了增加中小学经费来源，国家提出中小学勤工俭学收入不上缴财政、并在税收上可以给予适当照顾；对民办公助学校和民办教师，逐步增加国家财政支持等。此后，教育经费紧张的状况得到了一定程度的缓解。但是，由于“文化大革命”遗留下来的问题太多，教育经费紧张的问题并未得到根本解决（杨会良，2006；费菊瑛，2007；黄永林，2010）。

“条块结合、以块为主”，改变了过去条条为主的管理体制，加强了地方对教育事业的领导和管理。随着教育管理权的下放，教育经费管理权也跟着下放，这有利于调动地方政府的发展教育的积极性，但是地方政府基本上以收定支，没有多收、增收的动力，仍然未摆脱中央对地方管的过严的传统弊病（杨会良，2006；费菊瑛，2007；黄永林，2010）。在计划经济时期，由于政府支出范围较大，教育支出占政府支出的比例很低，同时，非政府投入数量有限，因此，该时期教育经费较为紧张，并未改变教育条件落后的局面（杨会良，2006）。

3.1.1.3 改革开放时期我国农村义务教育投资体制（1980-）

十一届三中全会之后，拨乱反正和思想解放运动使得人们的思想得到解放。随后开展的经济体制改革，引发了深刻的社会变革。在经济体制上，传统的计划经济逐渐向社会主义市场经济体制转变，所有制结构由单一的公有制向以公有制为主体的多元化所有制结构转变。与此相适应，中央对地方开始实施简政放权。

（1）“划分收支、分级包干”的教育财政体制（1980-1984）

1980年2月，为了克服计划经济时期中央对地方在财政上管的过严，并调动地方增加收入节约开支的积极性，我国实施了财政体制改革。由“统收统支”改为“划分收支、分级包干”的“分灶吃饭”的财政体制。相应地，义务教育经费开始由地方政府承担和筹措，中央政府只负责少量专项补助。义务教育责任由地方承担，目的是要调动地方发展教育的积极性，但实际上却使得义务教育经费处于不稳定和发展不平衡的状态。20世纪70年代末，我国在农村开始实施家庭联产承包责任制改革，虽然极大地调动了农民的生产积极性，促使农村生产力得到极大解放，但是也使得农村集体经济的基础得到极大的削弱，直接导致乡县财政状况恶化，从而影响农村义务教育的健康发展。

80年代中期，我国相当部分的农村学校办学条件很差，经费更是严重不足，中小学教师的待遇长期维持在很低水平。为此，1984年12月，国务院颁布了《关于筹措农村学校办学经费的通知》，要求各级政府在增加对教育投入的同时，调动农村经济组织和其他社会力量，促进农村教育发展。该通知还允许乡政府可以征收教育费附加，这使得办学责任由政府向农民转移（杨会良，2006）。

（2）“地方负责、分级管理、以乡为主”的教育财政体制（1985-1994）

随着经济发展，受计划经济体制束缚的教育与社会相脱离的矛盾日益显著，成为了制约经济发展的因素。与此同时，“分灶吃饭”的财政体制改革使得地方政府的财政收入日益增加，中央和地方的财政收入比例从80年代初的40:60，下降到了90年代初的22:78，这使得教育的重心开始下移。1985年，中共中央作出了《关于教育体制改革的决定》，提出把发展基础教育的责任交给地方政府，实行地方政府负责基础教育的发展，教育管理体制也相应进行了改革，对基础教育实行“分级办学、分级管理”，地方政府成为筹措基础教育经费的直接责任者。

1986年和1992年分别颁布的《义务教育法》和《义务教育法实施细则》进一步明确规定，义务教育实行在国务院的领导下由“地方负责、分级管理”。但是在实际的实施过程中，地方政府效仿中央，层层下放责任，最终形成了“县办高中、乡办初中、村办小学”的“三级办学、两级管理”的办学模式。这使得“以乡为主”成为农村义务教育的分级管理体制。不仅如此，“以乡为主”也是农

村义务教育的投资体制。根据《义务教育法实施细则》，实施义务教育的各项学校事业费和基建投资，由地方各级政府负责筹措，学校的新建、扩建和改建所需资金，在城镇由当地政府负责列入基建投资计划，或者通过其他渠道筹措，在农村由乡、村负责筹措。

对农村义务教育的投入除主要由乡、村承担之外，国家同时开辟其他经费筹措渠道，形成了教育经费多渠道筹集的模式。首先，国家允许征收教育费附加，而附加率由乡政府决定，这是日后农民教育负担加重的直接原因。其次，国家还鼓励社会、企业和个人捐资助学，并允许农村集资办学。再次，国家还允许学校收取杂费，这成为我国农村义务教育经费的主要投入来源，后来许多学校以此作为乱收费的借口。最后，国家鼓励发展校办产业，开展勤工俭学和社会服务。

“以乡为主、多方筹资”的投资体制在当时的背景下，有力地推动了农村义务教育的发展。但是，随着该体制的不断运行，越来越多的问题不断暴露。一是乡镇财力有限，难以有效支撑农村义务教育的健康发展，使得学校必要的经费得不到保障，教师工资拖欠、教育欠债等问题严重；二是筹措教育经费使得农民负担加重，教育乱收费现象频发；三是难以有效管理教师队伍，教师素质不一，难以保障教学质量；四是难以在更高层次上统筹教育资源，使得教育发展不平衡（李瑞峰等，2009）。

（3）“地方负责、分级管理、以县为主、乡镇为辅”的教育财政体制（1994-2001）

随着“以乡为主”的教育投资体制逐渐暴露出问题，1994年，我国召开了“全国教育工作会议”，要求农村义务教育的办学责任主要由县政府负责，少数经济发达的地区可以实行县、乡两级管理。从此，农村义务教育的主要责任人变成了县政府，乡镇政府则发挥辅助管理学校的作用。

但是在实践过程中，很多地方的县政府并未对农村义务教育真正负起责任，而且，20世纪90年代后，乡镇企业的发展速度下降，导致县、乡政府的财政收入受到不利冲击。而1994年实施的“分税制”改革，县、乡政府的财政收入进一步下降，但是县、乡政府的事权并未调整，这导致县、乡政府的财政压力不断增大，对农村义务教育的投入也就日益不足。由此产生的问题是，拖欠教师工资、教育乱收费和乱集资等问题突出。

2000年，在国家日益重视“三农”问题的背景下，农村进行了税费改革，取消了乡统筹费、农村教育集资等面向农民征收的行政事业收费和政府性基金和集资。农村税费改革的实施，减轻了农民的负担，但是在相关配套措施尚未及时到位时，这恶化了农村义务教育投资，进一步使得农村中小学教师的工资处于长期拖欠的状态，学校由于经费缺乏而难以维持正常运转，危房面积大幅度提高，校舍短缺问题严重。而且为了完成普九目标，地方政府不得不举债，导致普九后，很多中小学的债务负担沉重。与此同时，低重心的投资体制使得义务教育发展不平衡的问题并未得到改变。

(4) “地方负责、分级管理、以县为主”的教育财政体制（2001-2005）

面对1994年的分税制改革、2000年的农村税费改革以及原有低重心投资体制的弊端和问题，2001年，国务院出台《关于基础教育改革与发展的决定》，要求进一步完善农村义务教育管理体制，实行在国务院的领导下，地方政府负责、分级管理、以县为主的体制。即不仅中央、省、市负有发展农村基础教育的责任，县级政府对当地农村基础教育承担主要责任，要抓好中、小学的规划、布局、建设和管理，统一发放教职工工资，负责教职工管理，并指导学校教育教学工作。

“以县为主”的农村义务教育体制相比前期体制具有明显优越性。不仅缓解了教育经费投入不足的问题，提高了教师工资的保障程度，而且在更高层次上对教育进行统筹，也使得投资收益提高。最重要的是，国家加大了投入力度，使得财政拨款成为了学校经费的主要来源，同时还实施了“一费制”等惠民政策，在避免教育乱收费问题和推动免费义务教育等方面发挥了重要作用。

但是，随着该体制的持续运行，不完善、不合理的问题逐渐暴露。第一，县级政府无法全面支持农村义务教育的发展，拖欠教师工资的问题仍然存在，办学条件也没法得到改善；第二，在普九过程中形成的债务，无法通过该体制进行消化吸收；第三，该体制并未对中央和省级政府的投资责任进行明确和具体化，教育经费投入缺乏有效的稳定机制。最后，低重心的农村义务教育投资体制并未改变地区发展的差异，均衡发展难以实现。

(5) “农村义务教育经费保障新机制”时期（2006-）

“以县为主”的投资体制使得农村义务教育在我国教育体系中处于最薄弱

地位的现实并未发生改变。为此,2005年12月,国务院颁发了《关于深化农村义务教育经费保障机制改革的通知》(后文简称《新机制》),要求按照明确各级政府责任、中央和地方共担、加大财政投入、提高保障水平和分步组织实施的基本原则,逐步把农村义务教育纳入公共财政,建立中央政府和地方政府分项目和按比例分担的经费保障机制。中央政府则重点支持中西部,适当兼顾东部的困难地区。2010年7月,国家发布了《中长期教育改革和发展规划纲要(2010-2020年)》(简称《纲要》),提出将义务教育全面纳入公共财政,实行国务院和地方各级政府根据职责共同负担,省、自治区、直辖市人民政府负责统筹落实的投入体制,进一步完善中央政府和地方政府的财政分项目、按比例负担的农村义务教育经费保障机制,提高保障水平,尽快解决农村义务教育学校的债务问题(王善迈等,2012)。

根据《新机制》,农村义务教育的学杂费全部免除,贫困学生不仅可以得到免费的教科书,而且寄宿生可以得到生活费的补助。从2006年开始,西部农村义务教育中小学学生全部免除学杂费,2007年,这一政策继续向中部和东部农村推进。由于农村义务教育全面纳入国家财政,这使得农民不再承担义务教育花费,免费的义务教育在农村逐步推行。2008年8月,根据《国务院关于做好免除城市义务教育阶段学生学杂费工作的通知》,城市的义务教育也免除了学杂费,而且对城市低保户的学生进一步免除书本费,对贫困家庭的寄宿生补助生活费(李瑞峰等,2009)。

《新机制》在义务教育的管理上仍然坚持“以县为主”,但是强调省级统筹,突出了中央和省级政府在义务教育投入上的责任。《纲要》则进一步提出加大省级政府对本区域的各级各类教育的统筹,推进义务教育城乡均衡发展,并落实义务教育发展的财政责任(王善迈等,2012)。

《新机制》的实施,首先实现了农村义务教育由政府办学,农民的负担得到了减轻;其次农村义务教育的教育经费得到了更好保障,最终改善了农村义务教育的教育质量,促进了农村教育的发展。但是,《新机制》还是存在一定的问题。首先教师工资仍由县级政府承担,而教师的福利问题并未得到关注;其次在经费的分担上,中央和地方政府各自承担的比例和项目也存在一定的问题,忽略了各省之间财力的差异;最后对进城务工子女义务教育的经费保障问题关注不够(王善迈等,2012)。

2015年，国务院发布《关于进一步完善城乡义务教育经费保障机制的通知》，在对2006年的《新机制》进行肯定的基础上，针对我国新型城镇化建设和户籍改革不断推进的事实所带来的学生流动性增大，进而导致现行义务教育经费保障机制与新形势相脱节的问题进行了改善。通过对农村义务教育经费保障机制和城市义务教育奖补政策进行整合，建立统一的中央政府和地方政府分项目和按比例分担的城乡义务教育经费保障机制。具体来说，第一，统一城乡义务教育“两免一补”政策；第二，统一城乡义务教育学校生均公用经费基准定额等。进一步地，针对农村义务教育基础薄弱的现实，国家继续对农村义务教育中薄弱的学校进行改造计划等项目，以提高农村义务教育的发展水平。该政策的实施，有利于城乡义务教育的均衡发展并促进学生流动，进而促进城镇化建设，是对以往政策的极大补充和改善。

3.1.2 义务教育投入现状分析

3.1.2.1 教育经费的统计口径

教育领域内投入的资源，如人力、财力和物力及其货币表现形式，存在多种称谓。从财政学的角度来看，被称作为“教育支出”；在经济学领域，被称为“教育投资”。按照我国现行的政府统计口径，教育经费的统计口径如下（国家统计局；杨会良，2006）：

教育经费指教育经费总投入，包括国家财政性教育经费、社会团体和公民个人办学经费、社会捐（集）资经费、学费和杂费、其他教育经费。

国家财政性教育经费指国家财政预算内教育经费，各级政府征收用于教育的税费，企业办学中的企业拨款，校办产业和社会服务收入用于教育的经费，其他属于国家财政性教育经费。

国家财政预算内教育经费指中央、地方各级财政或上级主管部门在本年度内安排，并划拨到各级各类学校、单位，列入国家预算支出科目的教育经费，包括教育事业费拨款、科研经费拨款、基建拨款和其他经费拨款。

各级政府征收的用于教育的税费是指中央和地方各级政府为发展教育事业而指定相关机关专门征收，并划拨给教育部门使用的资金。

企业办学教育经费指中央和地方所属企业举办的，并在企业营业外资金

或者企业自有资金列支的各级各类学校经费。

民办学校办学经费指办学的单位或公民个人投入给民办学校的办学经费。

社会捐赠经费指境内外社会各界及个人对教育的资助和捐赠。

事业收入指学校和单位开展教学、科研及其辅助活动依法取得的经费收入。

学杂费指义务教育阶段学生缴纳的杂费；非义务教育阶段学生缴纳的学费。

其他教育经费指除上述各项收入以外的其他各项收入。

本文所涉及的教育经费，主要依据以上财政教育经费统计口径。所使用的数据一部分来自于2007年至2011年的国家统计局，另一部分来自于2007年至2015年的《中国教育经费统计年鉴》。

3.1.2.2 农村义务教育经费投入总量情况

自1986年《义务教育法》实施以来，尤其是2006年开始实施的《关于深化农村义务教育经费保障机制改革的通知》，大大增加了对农村义务教育的经费投入，并使城乡义务教育发展的不平衡现状得到了改善。

(1) 城镇义务教育经费投入总量及分析

从总的教育经费投入来看，2007年，城镇义务教育经费投入约为2015亿元（图3-1），到了2015年，达到了5840亿元。从2007年到2015年，城镇义务教育经费投入增加了3825亿元，年均增加425亿元，年均增长率为12.6%。从财政性预算内教育经费投入来看，2007年，城镇义务教育经费投入为1412亿元（图3-2），到了2015年，达到了5266亿元。从2007年到2015年，城镇义务教育经费投入增加了3854亿元，年均增加428亿元，年均增长率为15.8%。

(2) 农村义务教育经费投入总量及分析

从总的教育经费投入来看，2007年，农村义务教育经费投入总量约为2988亿元（图3-1），2015年增加到了1.0万亿元。从2007年到2015年，农村义务教育经费投入增加了7088亿元，年均增加788亿元，年均增长率为14.5%。从财政性预算内教育经费投入来看，2007年，农村义务教育经费投入约为2708亿元（图3-2），到了2015年，达到了9716亿元。从2007年到2015年，农村义务教育经费投入增加了7009亿元，年均增加约779亿元，年均增长率为15.3%。

对比城乡义务教育经费投入情况可以发现，无论是总教育经费还是财政

性预算内教育经费投入，相比城镇，农村的投入更高。从总教育经费来看，2015年，农村义务教育总经费投入约为1.0万亿元，城镇则为5840亿元，农村比城镇高4235亿元。从财政性预算内教育经费来看，2015年，农村义务教育总经费投入为9716亿元，城镇则为5266亿元，农村比城镇高4450亿元。此外，从增长速度来看，城镇财政性预算内教育经费的年均增长速度为15.8%，略高于农村的15.3%。

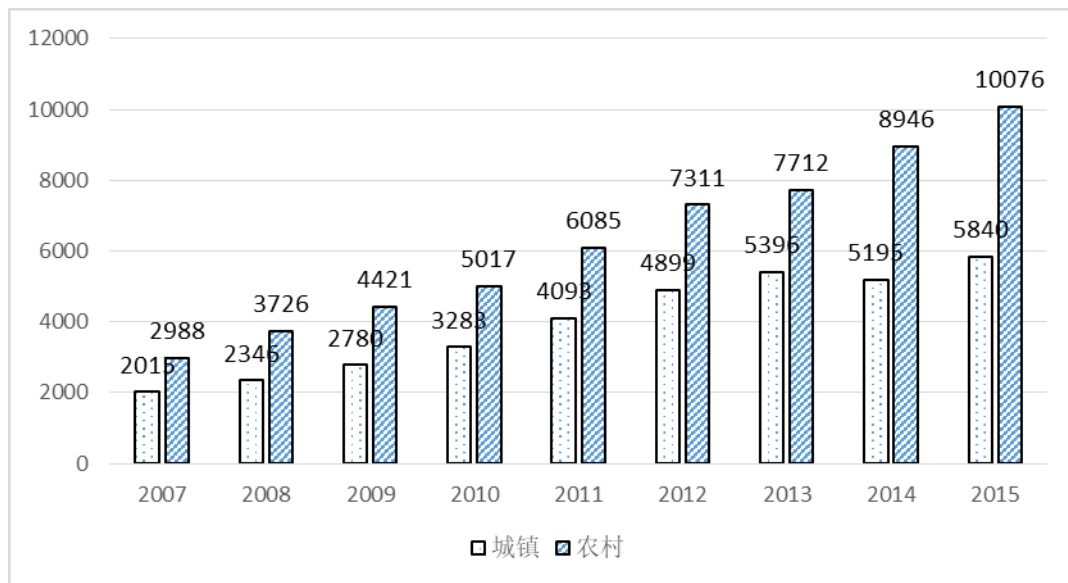


图 3-1 城乡义务教育总经费投入量 (单位: 亿元)

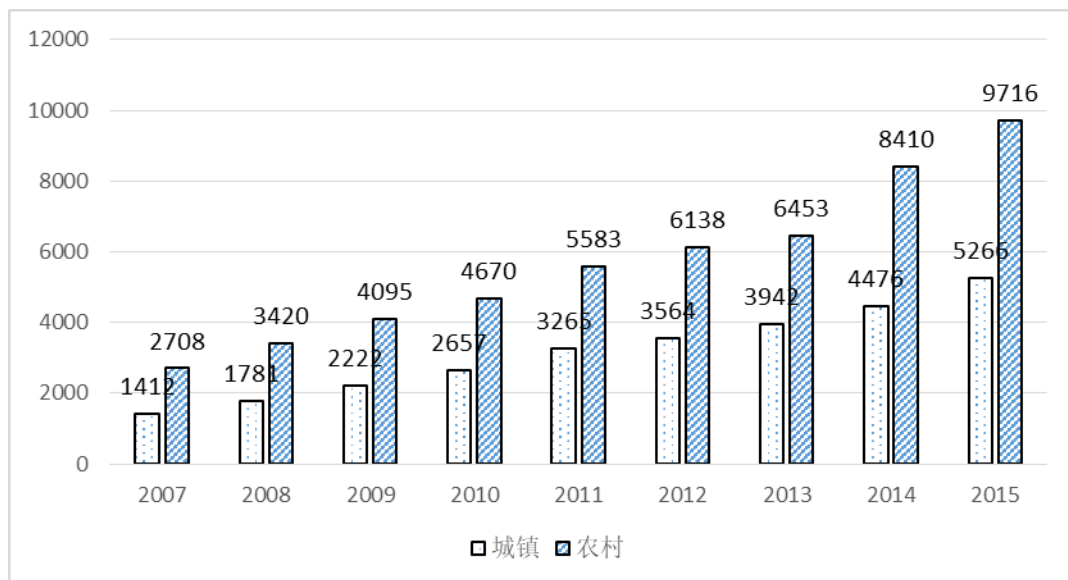


图 3-2 城乡义务教育财政预算内经费投入总量 (单位: 亿元)

3.1.2.3 农村义务教育经费投入结构分析

对农村义务教育经费投入的总量分析表明,2007年至2015年间,农村义务教育的经费投入超过了城镇义务教育经费的投入数量,而年均增长速度城镇略高。这不仅有利于快速发展农村义务教育,而且也有利于缩小城乡义务教育发展的不平衡性。但是,义务教育阶段由小学和初中两个教育阶段构成,为了更好地理解农村义务教育不同构成部分的经费投入情况,本部分进一步对农村义务教育经费投入进行结构性分析。

(1) 城镇初中教育阶段经费投入分析

从总的教育经费投入来看,2007年,城镇初中教育阶段经费投入约为950亿元(图3-3),到了2015年,达到了2410亿元。从2007年到2015年,城镇初中教育阶段经费投入增加了1459亿元,年均增加162亿元,年均增长率为10.9%。从财政性预算内教育经费投入来看,2007年,城镇初中教育阶段经费投入为629亿元(图3-4),到了2015年,达到了2130亿元。从2007年到2015年,城镇初中教育阶段经费投入增加了约1501亿元,年均增加约167亿元,年均增长率为14.5%。

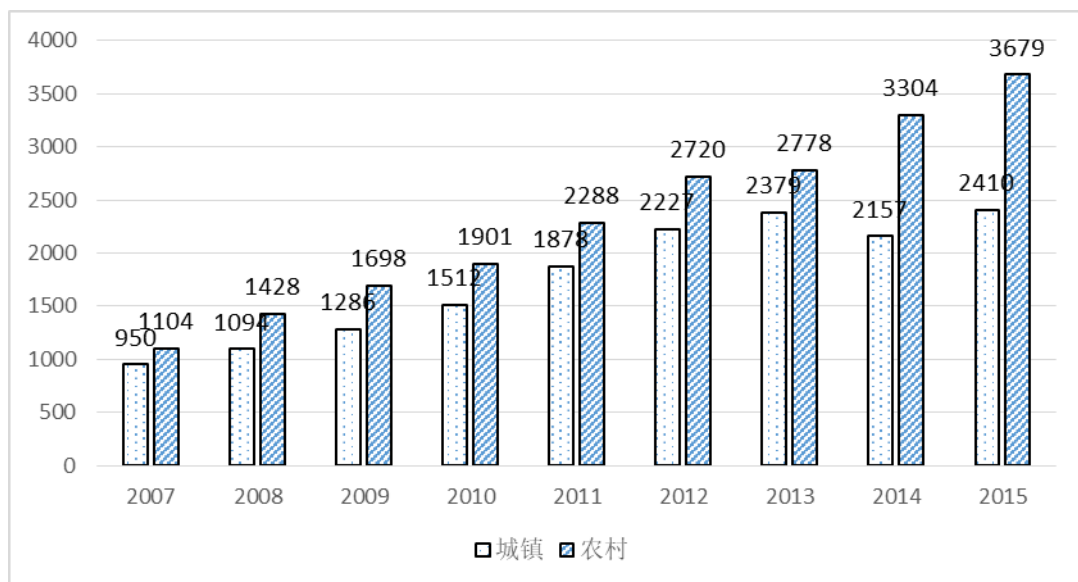


图 3-3 城乡初中教育阶段经费投入总量（单位：亿元）

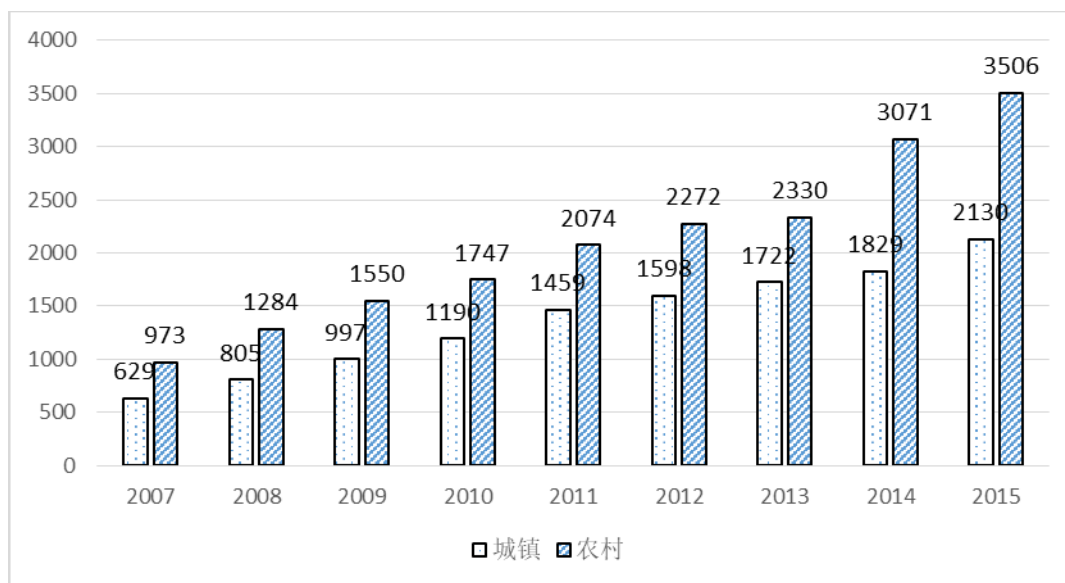


图 3-4 城乡初中教育阶段财政性预算内经费投入总量（单位：亿元）

（2）农村初中教育阶段经费投入分析

从总的教育经费投入来看，2007年，农村初中教育阶段经费投入约为1104亿元（图3-4），到了2015年，达到了3679亿元。从2007年到2015年，农村初中教育阶段经费投入增加了约2575亿元，年均增加约286亿元，年均增长率为14.3%。从财政性预算内教育经费投入来看，2007年，农村初中教育阶段经费投入约为973亿元（图3-4），到了2015年，达到了3506亿元。从2007年到2015年，农村初中教育阶段经费投入增加了约2534亿元，年均增加约282亿元，年均增长率为15.3%。

对比城乡初中教育阶段经费投入情况可以发现，无论是总教育经费还是财政性预算内教育经费投入，相比城镇，农村的投入更高。从总教育经费来看，2015年，农村初中教育阶段总经费投入为3679亿元，城镇则为2410亿元，农村比城镇高1270亿元。从财政性预算内教育经费来看，2015年，农村初中教育阶段总经费投入为3506亿元，城镇则为2130亿元，农村比城镇高1376亿元。此外，从增长速度来看，城镇财政性预算内教育经费的年均增长速度为14.5%，低于农村的15.3%。

（3）城镇小学教育阶段经费投入分析

从总的教育经费投入来看，2007年，城镇小学教育阶段经费投入约为1065亿元（图3-5），到了2015年，达到了3430亿元。从2007年到2015年，城

镇小学教育阶段经费投入增加了约 2366 亿元，年均增加约 263 亿元，年均增长率为 13.9%。从财政性预算内教育经费投入来看，2007 年，城镇小学教育阶段经费投入约为 783 亿元（图 3-6），到了 2015 年，达到了 3136 亿元。从 2007 年到 2015 年，城镇小学教育阶段经费投入增加了 2353 亿元，年均增加约 261 亿元，年均增长率为 16.7%。

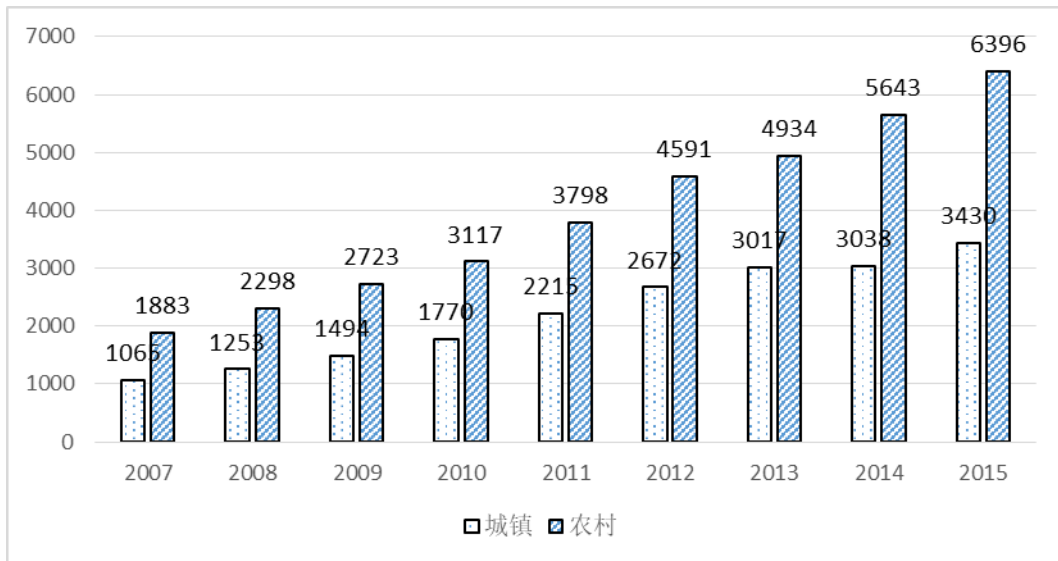


图 3-5 城乡小学教育阶段经费投入总量（单位：亿元）

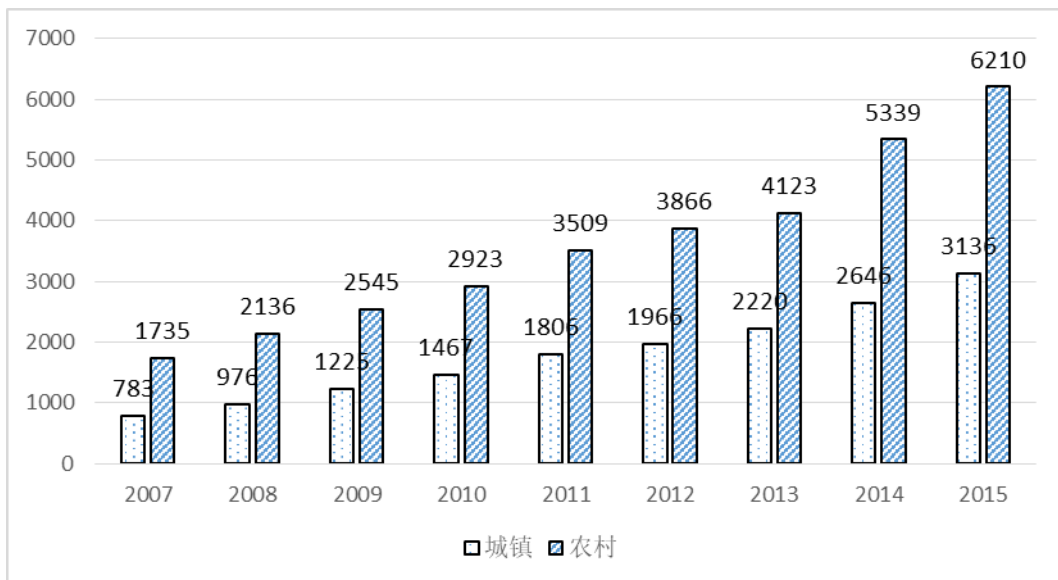


图 3-6 城乡小学教育阶段财政性预算内经费投入总量（单位：亿元）

(4) 农村小学教育阶段经费投入分析

从总的教育经费投入来看，2007 年，农村小学教育阶段经费投入约为 1883

亿元（图 3-5），到了 2015 年，达到了 6396 亿元。从 2007 年到 2015 年，农村小学教育阶段经费投入增加了约 4513 亿元，年均增加约 501 亿元，年均增长率为 14.6%。从财政性预算内教育经费投入来看，2007 年，农村小学教育阶段经费投入约为 1735 亿元（图 3-6），到了 2015 年，达到了 6210 亿元。从 2007 年到 2015 年，农村小学教育阶段经费投入增加了约 4475 亿元，年均增加 497 亿元，年均增长率为 15.2%。

对比城乡小学教育阶段经费投入情况可以发现，无论是总教育经费还是财政性预算内教育经费投入，相比城镇，农村的投入更高。从总教育经费来看，2015 年，农村小学教育阶段总经费投入为 6396 亿元，城镇则为 3430 亿元，农村比城镇高 2966 亿元。从财政性预算内教育经费来看，2015 年，农村小学教育阶段总经费投入为 6210 亿元，城镇则为 3136 亿元，农村比城镇高 3074 亿元。此外，从增长速度来看，城镇财政性预算内教育经费的年均增长速度达到了 16.7%，高于农村的 15.2%。

3.1.2.4 农村义务教育生均经费投入结构分析

对农村义务教育经费投入的结构分析表明，2007 年至 2015 年间，无论是初中教育阶段还是小学教育阶段，相比城镇，农村在总教育经费和财政性预算内教育经费方面的投入均更高。但是，这是否意味着，相比城镇，农村的生均教育经费投入也更高呢？本文对此进行了分析。

（1）城镇初中教育阶段生均经费投入分析

从总的生均教育经费投入来看，2007 年，城镇初中教育阶段生均经费投入约为 4478 元（图 3-7），到了 2015 年，达到了 17312 元。从 2007 年到 2015 年，城镇初中教育阶段生均经费投入增加了 12834 元，年均增加约 1426 元，年均增长率为 16.2%。从财政性预算内生均教育经费投入来看，2007 年，城镇初中教育阶段生均经费投入约为 3278 元（图 3-8），到了 2015 年，达到了 13910 元。从 2007 年到 2015 年，城镇初中教育阶段生均经费投入增加了约 10632 元，年均增加约 1181 元，年均增长率为 17.4%。

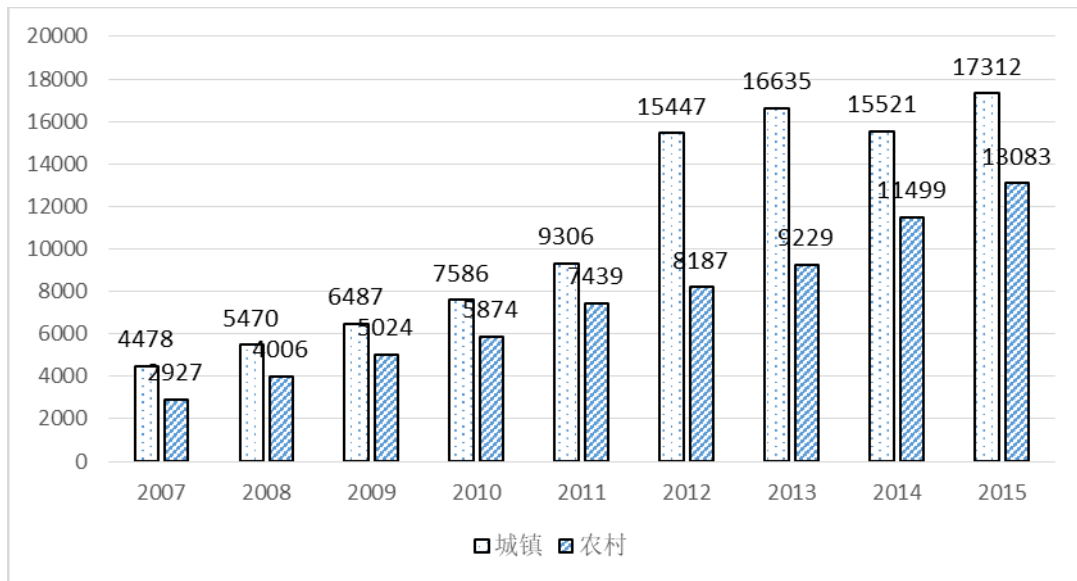


图 3-7 城乡初中教育阶段生均经费投入总量（单位：元/人）

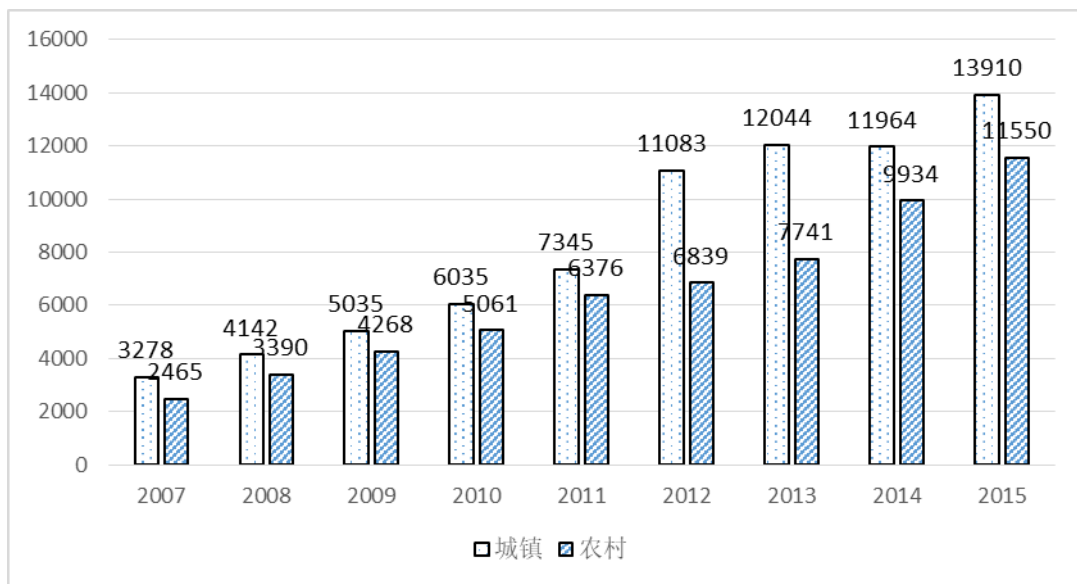


图 3-8 城乡初中教育阶段财政性预算内生均经费投入总量（单位：元/人）

（2）农村初中教育阶段生均经费投入分析

从总的生均教育经费投入来看，2007年，农村初中教育阶段生均经费投入约为2927元（图3-7），到了2015年，达到了13083元。从2007年到2015年，农村初中教育阶段生均经费投入增加了10156元，年均增加约1128元，年均增长率约为18.1%。从财政性预算内生均教育经费投入来看，2007年，农村初中教育阶段生均经费投入约为2465元（图3-8），到了2015年，达到了11550元。从2007年到2015年，农村初中教育阶段生均经费投入增加了

9084 元，年均增加约 1009 元，年均增长率约为 18.7%。

对比城乡初中教育阶段生均经费投入情况可以发现，无论是总生均教育经费还是财政性预算内生均教育经费投入，相比农村，城镇的投入更高。从总生均教育经费来看，2015 年，城镇初中教育阶段生均经费投入为 17312 元，农村则为 13083 元，城镇比农村高 4230 元。从财政性预算内生均教育经费来看，2015 年，城镇初中教育阶段生均经费投入为 13910 元，农村则为 11550 元，城镇比农村高 2360 元。但是需要注意的是，从增长速度来看，农村财政性预算内生均教育经费的年均增长速度为 18.7%，高于城镇的 17.4%。

(3) 城镇小学教育阶段生均经费投入分析

从总的生均教育经费投入来看，2007 年，城镇小学教育阶段生均经费投入约为 3468 元（图 3-9），到了 2015 年，达到了 11696 元。从 2007 年到 2015 年，城镇小学教育阶段生均经费投入增加了 8228 元，年均增加约 914 元，年均增长率为 14.5%。从财政性预算内生均教育经费投入来看，2007 年，城镇小学教育阶段生均经费投入约为 2590 元（图 3-10），到了 2015 年，达到了 10690 元。从 2007 年到 2015 年，城镇小学教育阶段生均经费投入增加了 8100 元，年均增加约 900 元，年均增长率为 17.1%。

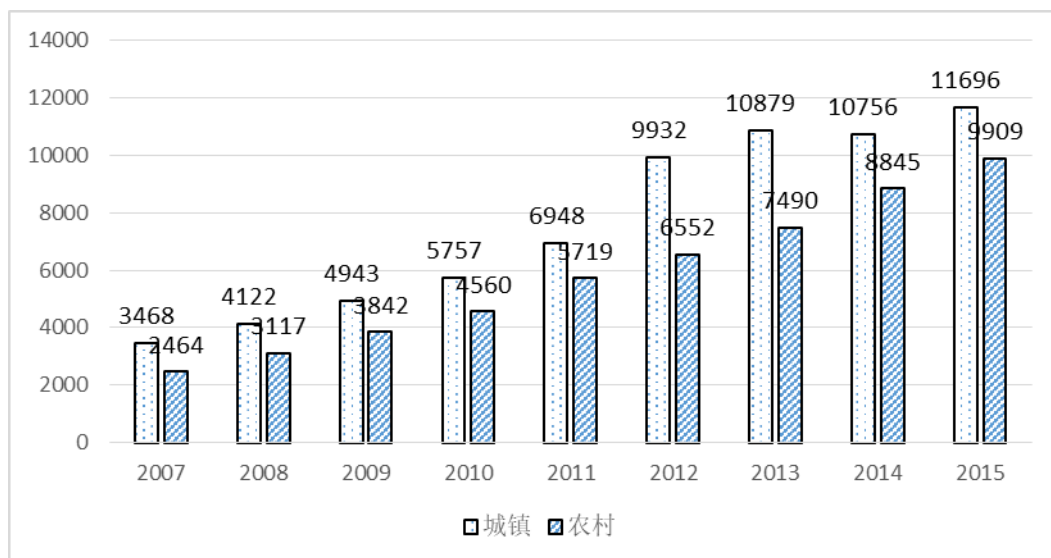


图 3-9 城乡小学教育阶段生均经费投入总量（单位：元/人）

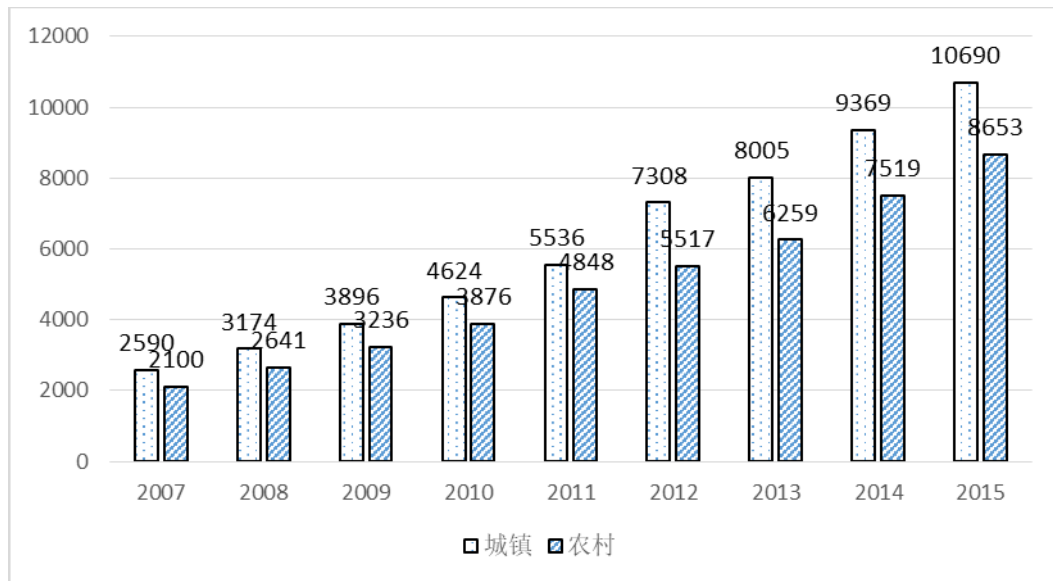


图 3-10 城乡小学教育阶段财政性预算内生均经费投入总量（单位：元/人）

（4）农村小学教育阶段生均经费投入分析

从总的生均教育经费投入来看，2007年，农村小学教育阶段生均经费投入约为2464元（图3-9），到了2015年，达到了9909元。从2007年到2015年，农村小学教育阶段生均经费投入增加了7445元，年均增加约827元，年均增长率为16.7%。从财政性预算内生均教育经费投入来看，2007年，农村小学教育阶段生均经费投入为2100元（图3-10），到了2015年，达到了8653元。从2007年到2015年，农村小学教育阶段生均经费投入增加了6553元，年均增加约728元，年均增长率约为17.0%。

对比城乡小学教育阶段生均经费投入情况可以发现，无论是总生均教育经费还是财政性预算内生均教育经费投入，相比农村，城镇的投入更高。从总生均教育经费来看，2015年，城镇小学教育阶段生均经费投入为11696元，农村则为9909元，城镇比农村高1786元。从财政性预算内生均教育经费来看，2015年，城镇小学教育阶段生均经费投入为10690元，农村则为8653元，城镇比农村高2037元。此外，从增长速度来看，农村财政性预算内生均教育经费的年均增长速度为17.0%，与城镇的17.1%基本持平。

综上，一方面，尽管从义务教育的总投入和结构性投入来看，相比城镇，农村的投入更高。但是，考虑到农村的在校生人数相对更多。因此，从生均投入的角度来看，城镇的生均投入更高，这使得城镇的义务教育发展相对更

好。另一方面，从增长速度来看，虽然在小学教育阶段城乡间的增长速度基本持平，但是在初中教育阶段，农村财政性预算内生均教育经费的年均增长速度高于城镇的，这意味着农村的义务教育发展质量不断提升，而且在逐步缩小与城镇的差距。

3.1.2.5 家庭义务教育经费投入情况

上文详细分析了国家财政教育经费投入情况，由于我国尚未实现义务教育阶段的完全免费，因此，本部分进一步从家庭的角度，对义务教育阶段的教育投入进行分析，以便详细了解我国义务教育阶段家庭的教育负担，并通过与城镇家庭做对比分析，了解农村家庭在义务教育阶段的负重情况。

本文所使用的数据是 2013-2014 学年中国教育追踪调查(China Education Panel Survey, 简称为 CEPS)。该数据是由中国人民大学中国调查与数据中心组织实施的具有全国代表性的大型追踪调查项目。中国教育追踪调查(CEPS)以 2013-2014 学年为基线，把初中阶段的一年级(7 年级)和三年级(9 年级)两个年级作为调查起点，按照人口平均受教育水平和流动人口比例作为分层变量，进而从全国随机抽取 28 个县级单位(县、区、市)作为样本抽取范围。调查的执行以学校为基础，在入选的县级单位随机抽取了 112 所学校、438 个班级进行调查，被抽中班级的学生全体入样。根据该数据的特点，本文对义务教育阶段的教育投入分析，主要是对初中教育阶段的分析，小学教育阶段限于数据的可得性未能进行分析。

本文的目的在于分析农村义务教育投入情况，一个很自然的想法是根据户口类型对学生进行分类，但是由于部分学生的户口已经改成居民户口，这难以识别具体的户口类型，为此将该部分数据排除，仅分析农业户口和非农户口，前者默认为农村样本，后者默认为城镇样本。对于家庭教育投入的分析，图 3-11 和图 3-12 主要分析家庭的总教育投入，包括家庭交给学校的费用和课外补习费等，其中，家庭交给学校的费用包括学费、书本费、活动费、餐费、学校住宿费及其他费用。为了更好地考察农村家庭的教育支出负担，特将课外补习费剔除，仅考察城乡家庭交给学校的费用，结果如图 3-13 和图 3-14 所示。

从图 3-11 中可以看出七年级的城乡家庭教育总投入情况，第一学期，农村家庭的总投入为 1076 元，城镇家庭的则为 1759 元。城镇家庭的教育投入

要高于农村家庭的。第二学期，农村家庭教育投入为 2995 元，高于城镇家庭的 2484 元。特别地，从图 3-12 可以看出九年级的城乡家庭教育投入情况，无论第一学期还是第二学期，城镇家庭的教育投入均高于农村家庭的。这表明，总体上来说，城镇家庭的教育总投入要高于农村的。

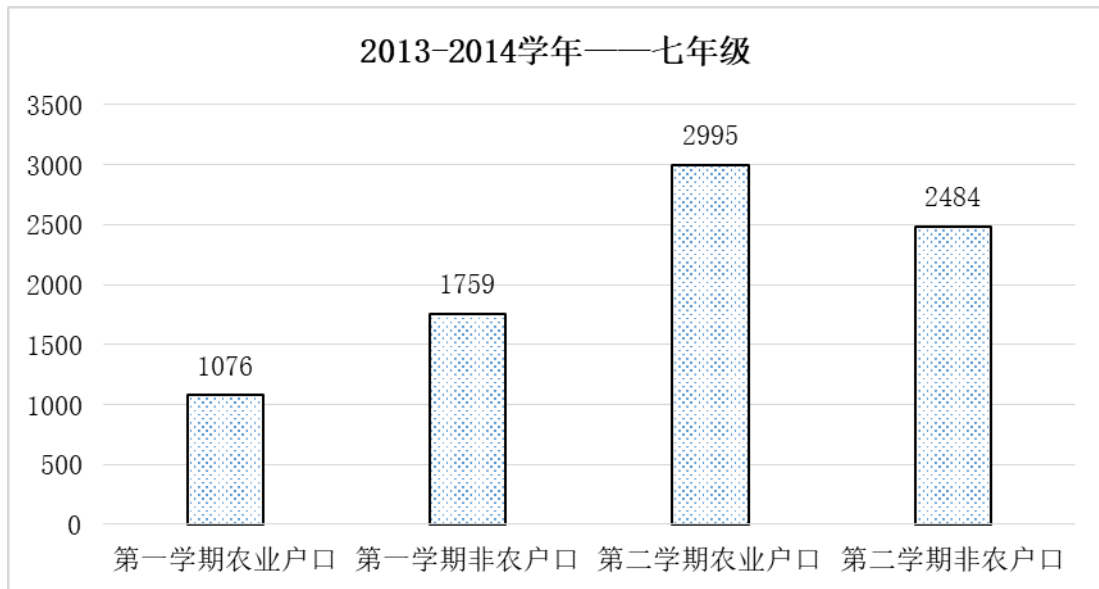


图 3-11 2013-2014 学年七年级城乡家庭教育总投入情况分析（单位：元）

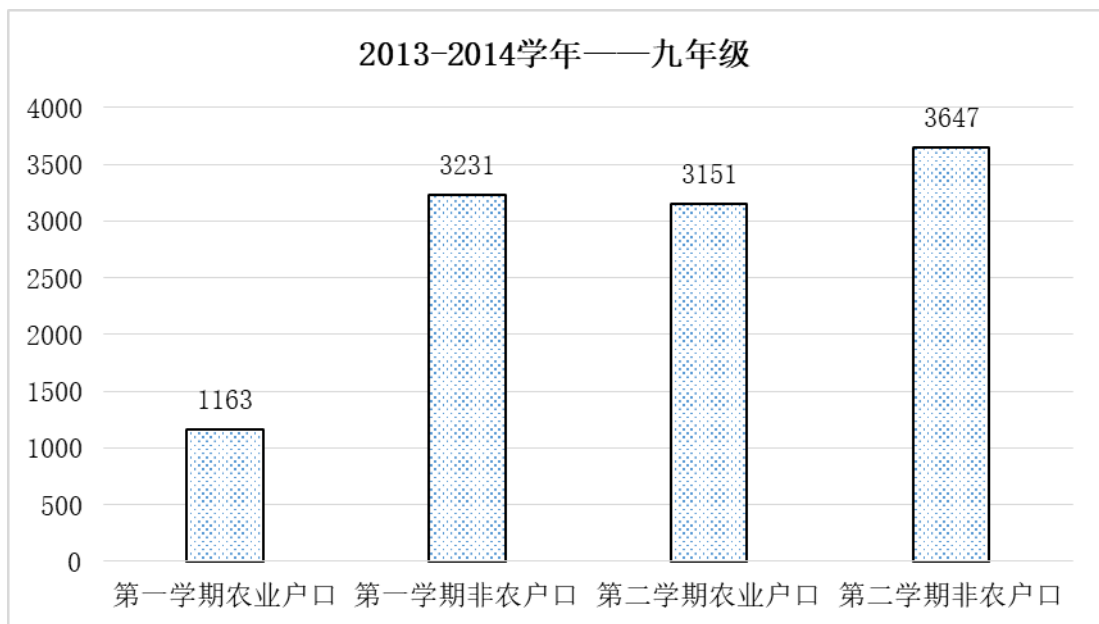


图 3-12 2013-2014 学年九年级城乡家庭教育总投入情况分析（单位：元）

上图分析结果显示，城镇家庭教育总投入要高于农村家庭的。但是，在剔除课外补习费之后，城镇家庭教育投入是否还会高于农村家庭的呢？为此，

本文仅考虑交给学校的费用，再次考察城乡家庭教育投入情况。结果如图 3-13 和图 3-14 所示。从图 3-13 中可以看出，无论是第一学期还是第二学期，农村家庭教育投入要高于城镇家庭的，特别地，第二学期中，农村家庭的教育投入超过了城镇家庭 1434 元，高于第一期的 299 元。这表明，尽管近些年国家对农村义务教育阶段投入的力度不断加大，但是由于历史上农村义务教育投入严重不足，因此，导致相比于城镇，农村家庭现阶段的教育投入负担仍然很重。图 3-14 则是对九年级城乡家庭教育投入的分析，其结论基本不变，仍然是农村教育负担相比城镇的更严重。这表明，本文所选择的数据是较为稳健的。

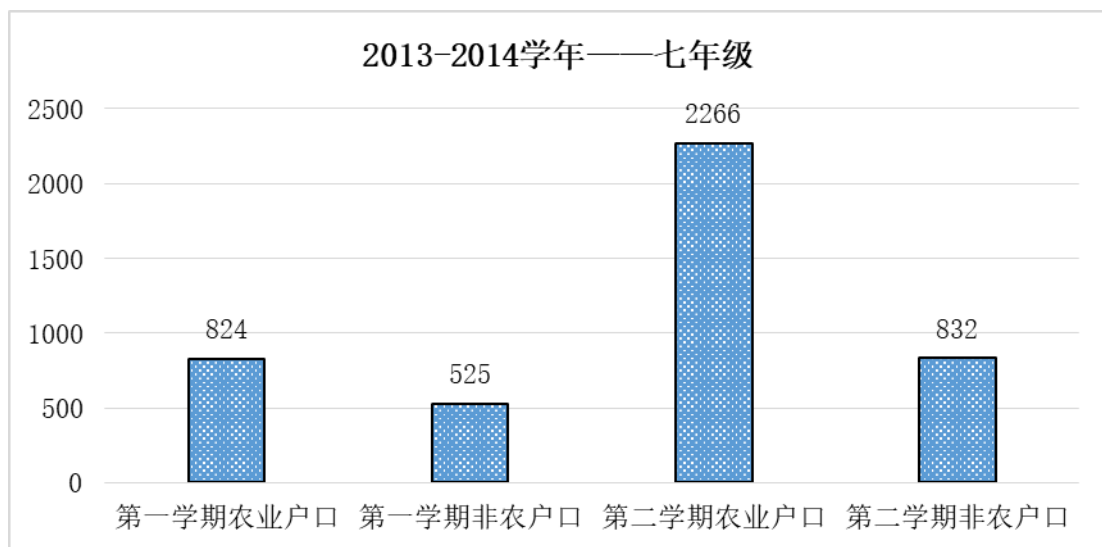


图 3-13 2013-2014 学年七年级城乡家庭教育投入情况分析，未包括补习费（单位：元）

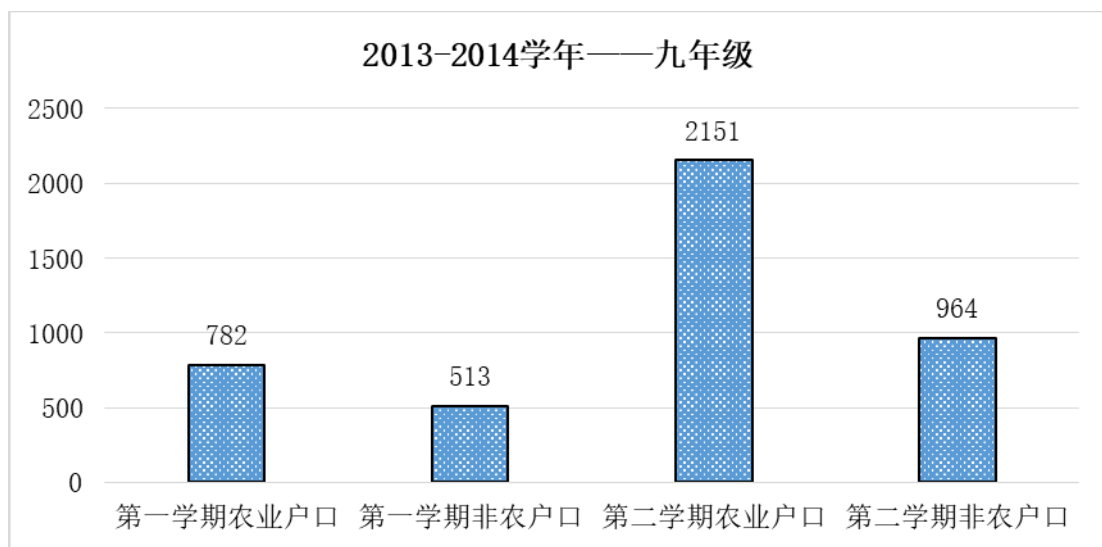


图 3-14 2013-2014 学年九年级城乡家庭教育投入情况分析，未包括补习费（单位：元）

通过以上分析，可以得出两点重要结论：第一，农村家庭的教育负担较重。相比农村，得益于国家财政对城镇地区的教育投入相对较高，使得城镇家庭的校内教育投入较少，负担较轻；第二，城乡之间存在教育投入的不公平性。尽管城镇家庭的校内投入较少，但是，他们对校外的投入较高。考虑到城乡之间存在较大的收入差距，而且整体上，城镇家庭的收入通常高于农村的。这使得校外投入上的城乡差距更多地反映了与学生禀赋无关而与家庭背景相关的先赋性差异，进而带来教育投入上的城乡不公平性，不利于缩小城乡教育发展差距。

3.2 务工农民现状

3.2.1 务工农民产生的时代背景

中国社会经济的历史特点是影响经济发展战略选择的重要因素。在 1949 年建国之时，全国工农业总产值仅为 466 亿元，人均 GNP 只有 66.1 元。从产业结构来看，农业总产值占比高达 70%，而工业总产值占比为 30%，其中重工业产值占工农业总产值的比重只有 7.9%。此外，以美国为代表的西方国家对中国实行政治上孤立、经济上封锁，并随时有发生战争的风险。这使得我国领导人认识到发展经济是关系到国家和政权稳定的头等大事。鉴于工业化是发展经济摆脱贫困的必经之路，而我国狭小的市场不足以发展轻工业，因此发展重工业就成为国家实现经济强国的必然选择（林毅夫等，1994）。

以重工业优先发展的国家战略持续了长达 30 年左右的时间，1978 年中国进行改革开放，预示着完全的计划经济时期退出了中国的历史舞台，但是在计划经济时期实施的政策和制度还持续对我国社会经济产生着重要的影响，而分割中国城乡劳动力市场的户籍制度就是其中一项。

在计划经济时期，由于资本稀缺，为了推行重工业优先发展战略，政府第一步就是人为压低投资成本，降低资本、能源、人工等价格和工资。在工资较低的情况下为了保障劳动力的再生产，政府通过统购统销政策，垄断了农产品的定价、购进、运输和分配，从而降低生产资料的价格。不仅有利于压低生活成本，而且可以降低以农产品为原料的工业部门的生产成本。但是，

仅通过对农产品流通的全面垄断，尚无法实现农业部门和工业生产的适应性和城市人员的生活需求。为此，政府还需要对农业生产进行控制，以达到限制农村劳动力外流的目的。于是，进一步实施了人民公社化，农民的社会生活和经济活动就被限制在该公社里（蔡昉，2017）。

不仅如此，由于城市职工工资较低，无法自我有效满足住房、医疗、教育和养老等需求，为此，政府对城市职工提供了一揽子福利，用于解决城市职工面临的基本生活问题。在城市就业和福利都较农村好的情况下，农村劳动力具有向城市流动的巨大动力。但是，由于重工业的就业吸纳能力较弱，解决城市人员就业已成问题，无力容纳更多就业。为了防止农村劳动力外流，进一步实施了户籍制度，使农民难以随意变更居住地和居民身份，更难以进入城市居住和就业（蔡昉，2017）。

十一届三中全会以后，我国开始了经济体制改革，逐步实施改革开放政策，原来的计划经济体制逐渐瓦解，新的具有中国特色的市场经济体制日益成熟。中国的改革首先从农村开始，对土地实行家庭联产承包责任制改革，人民公社制度失去了存在的意义。与此同时，政府开始改革产品价格，逐步放开农产品市场，价格双轨制的过渡使得统购统销制度得以最终废除。随着我国开放力度不断加大，在城乡和内地与沿海之间工资巨大差距的激励下，劳动力开始在城乡之间流动。随后户口制度逐步松动，城市的福利体制逐步进行改革，再加上城市用工制度的逐步放松，城乡间劳动力的流动性日益增强，大量农村劳动力在城市不同部门就业（蔡昉，2017）。

3.2.2 务工农民转移的原因及规模

改革开放以来，随着我国社会经济制度的不断改革，不仅限制劳动力流动的因素大大减少，而且随着经济快速发展，吸纳农村劳动力的条件不断完善。首先，20世纪80年代初期，我国开始实施小城镇发展战略。1984年，国务院颁布了《关于农民进入集镇落户问题的通知》，只要农民能在城镇和小城市中找到工作抑或购房，就能够获得相应的户口（段成荣等，2008）。其次，80年代后期，我国实施了以出口为导向的发展战略，中国经济逐步加入全球化进程。由于我国的劳动力相对质优价廉，在全球价值链的生产环节具有比

较优势，因此进入到了劳动密集型生产环节，使得沿海城市对劳动力的需求陡增。于是，大量的中国劳动力从农村向城市、从内地向沿海流动，户籍制度进一步遭到侵蚀（陆铭，2011）。最后，90年代，国家放开了粮食价格，粮票退出历史舞台，粮食关系也不再成为限制劳动力流动的重要制约，劳动力流动的规模快速上涨（蔡昉，2018）。

目前，持有农业户口的农村居民获得城市户口的途径更多。首先，毕业的大学生可以获得非农户口。其次，随着城市扩建，周边地区不断扩张为城区区域，当地的农村居民可以将农业户口转为非农户口。再次，转业军人享有到城市工作的权利。最后，富人可以通过购买或者在城市中进行投资亦可获得非农户口（Naughton，2006）。此外，随着我国逐步降低落户限制，很多中小城市基本可以自由落户，只有少数特大城市面临的落户限制较高（蔡昉，2018）

从实际流动规模来看，从20世纪50年代后期到80年代，这一时期由于实施了严格的计划控制和户口管理，全国的流动人口很少。根据三普数据的估算，1982年我国的流动人口数量只有657万人。随着对农民进入中小城镇的控制放松，流动人口的规模迅速上涨，到1987年，全国的流动人口迅速增加到了1810万人。1990年，根据四普数据的估算，流动人口的数量进一步达到了2135万人。随着1993年我国废除粮票制度，流动人口的数据迅猛增加，1995年的流动人口达到了7073万人（段成荣等，2008）。进入2000年，流动人口的数量超过了一亿，达到了10229万人，2005年进一步达到14735万人。根据国家统计局数据，2009年至2017年，务工农民以年均3%的速度不断增长（如图3-15所示）。

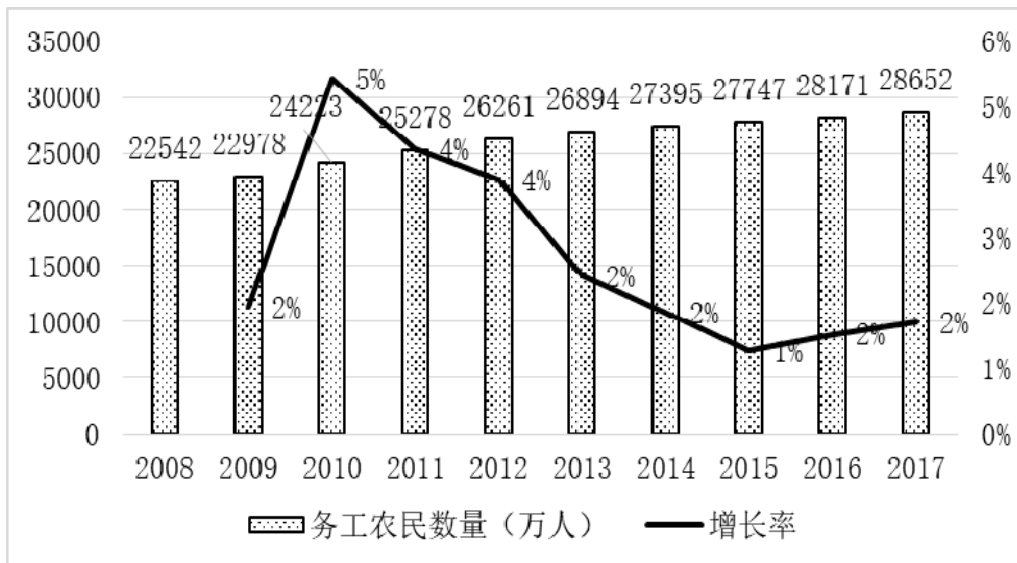


图 3-15 2008 年至 2017 年我国务工农民数量

(数据来源：农民工监测调查报告 2008-2017 年)

3.2.3 务工农民教育变化

高中、大专及以上学历务工农民占比持续提高，文盲、小学和初中学历的占比不断下降，整体上，务工农民教育表现出高中及以上学历占比不断提升的特征。如图 3-16 所示，2011 年高中学历的务工农民占比为 13.2%，2012 年略微增加，但是，2013 年大幅度上升到了 16.1%，此后一直缓慢增长，2017 年该群体的占比达到了 17.1%。2011 年大专及以上学历占比仅为 5.3%，此后一直增长较快，2017 年该群体的占比达到了 10.3%，是 2011 年的 1.9 倍。在高中以下学历中，文盲的占比一直较低，而且呈现出不断下降的趋势，2017 年占比仅为 1.0%。初中学历群体占比最高，2011 年达到了 61.1%，此后呈现出缓慢下降的态势，2017 年为 58.6%，仍然是占比最大的群体。小学学历群体占比呈现出波动中下降的趋势，2011 年为 14.4%，2013 年上升为 15.4%，之后一直下降，2017 年占比为 13.0%。

目前，在务工农民群体中，高中及以上学历占比偏低，高中以下学历占比偏高。2017 年，高中学历务工农民占比为 17.1%，大专及以上学历群体占比较低，仅为 10.3%，两者相加一共占 27.4%。对于低学历群体来说，2017 年初中学历占比仍然高达 58.6%，小学学历占比也有 13.0%，虽然文盲学历占

比仅为 1.0%，但是高中以下学历占比高达 72.6%。

务工农民教育尚需提升。一方面，随着教育经费投入增加，农村教育的发展越来越好；另一方面，受教育程度更高的农村劳动力更可能选择非农产业就业，这使得务工农民群体中高中及以上学历占比不断提升。但是，随着我国经济社会快速发展，对高技能人才的需求不断提升，未来，务工农民需要不断提升教育水平，以应对我国经济结构的高级化和经济增长方式的集约化发展趋势。

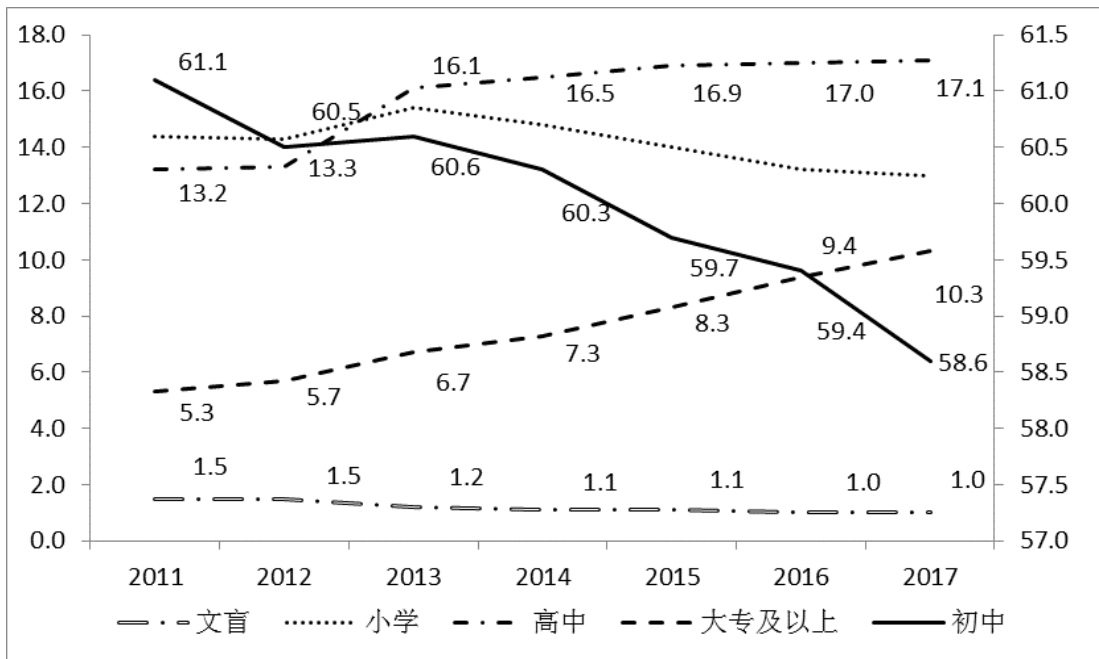


图 3-16 2011 年至 2017 年我国务工农民教育变化情况（百分比）

（数据来源：农民工监测调查报告 2011-2017 年）

4.教育对农村劳动力迁移决策及其劳动力市场表现的影响

农村劳动力向非农产业部门转移是经济发展和社会进步的自然过程。根据 Lewis（1954）的二元结构理论，由于不同部门之间劳动生产率存在差异，农业部门剩余劳动力会源源不断地向工业部门转移，直到剩余劳动力被现代化工业部门完全吸收。

中国是一个人口和劳动力都十分丰富的大国，在城乡二元经济结构环境下，正如 Lewis 的理论所预测的一样，改革开放以来，我国城乡和区域间发生了大规模的人口流动。1982 年流动人口只有 667 万人，到了 2005 年达到约 1.5 亿人，这期间流动人口的年平均增长率达到了约 88%（段成荣等，2008）。作为重要生产要素的农村人口通过职业和（或）地域流动为工业和服务业提供了大量劳动力，促进了我国经济的高速发展和城市化水平的提高（宋建和王静，2018）。

然而，在经历了几十年的快速增长之后，近些年务工农民的增长数量和速度均呈现不断下降的趋势。图 4-1 显示，务工农民的增量从 2010 年的 1245 万人逐年减少，到 2015 年务工农民的增量达到近些年的最低值，仅为 352 万人，2016 年和 2017 年连续小幅上升，但是并未超过 2014 年的水平。从增长率上来看，2010 年的增长率是近八年来的最高值，达到了 5.4%，此后同样呈现逐年下降的态势，到 2015 年务工农民的增长率仅为 1.3%，2017 年的增长率同样并未超过 2014 年。

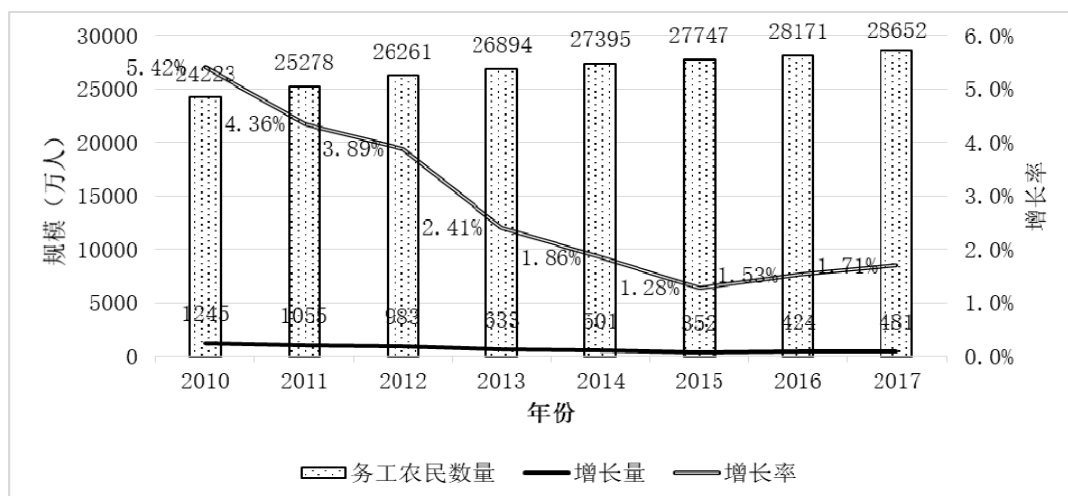


图 4-1 我国务工农民人口变动情况

（数据来源：农民工监测调查报告 2010-2017 年）

从务工农民的供给上来说，这是否意味着我国的经济达到了刘易斯拐点，此后农村劳动力如果要从农业部门流向工业部门就需要增加更多工资才可能实现劳动力的转移？对此问题学界存在不同声音。一种观点认为劳动力无限供给的特征逐渐消失，刘易斯拐点已经到来（蔡昉，2010）。另一种观点认为，农村还有大量的剩余劳动力可以转移（陶然，2011）。实际上，根据李铁等（2017）的研究，目前我国户籍口径下人均耕地仅为 2.32 亩，户均耕地则为 9 亩（约 0.6 公顷）。如果我国的户均经济规模达到日本的 2 公顷或者韩国的 1.5 公顷，按照目前农村劳动年龄阶段的人口 4.24 亿（不包括从事非农产业的 2.77 亿务工农民）来计算，农村还能供给大约 2 亿的劳动力。从收入上来看，根据国家统计局公布的数据显示，2017 年城镇居民人均可支配收入为 36396 元，而农村居民人均可支配收入为 13432 元，城镇居民人均可支配收入约是农村居民的 2.7 倍。这表明我国农村劳动力的供给能力和意愿仍然很高。

既然不是供给的问题，那么很可能与非农产业部门对农村劳动力的需求量有关。根据杨昕（2015）的观点，我国城市劳动力市场是一个典型的二元劳动力市场，表现为同时存在不完全竞争的城市居民劳动力市场和完全竞争的务工农民劳动力市场。在城市劳动力市场上，绝大多数待遇好、工作环境好的工作岗位为城市居民垄断；而在务工农民市场上，主要是一些传统的、低技能的职业，且竞争程度更高。当前务工农民增量的不断下降可能反映了

务工农民劳动力市场趋于动态均衡状态。在该状态下，非农产业部门对务工农民的需求在短期处于相对稳定状态，如果增加农村劳动力供给，结果可能导致劳动力价格在短期下降收入降低。图 4-2 的数据更加证实了这一判断。

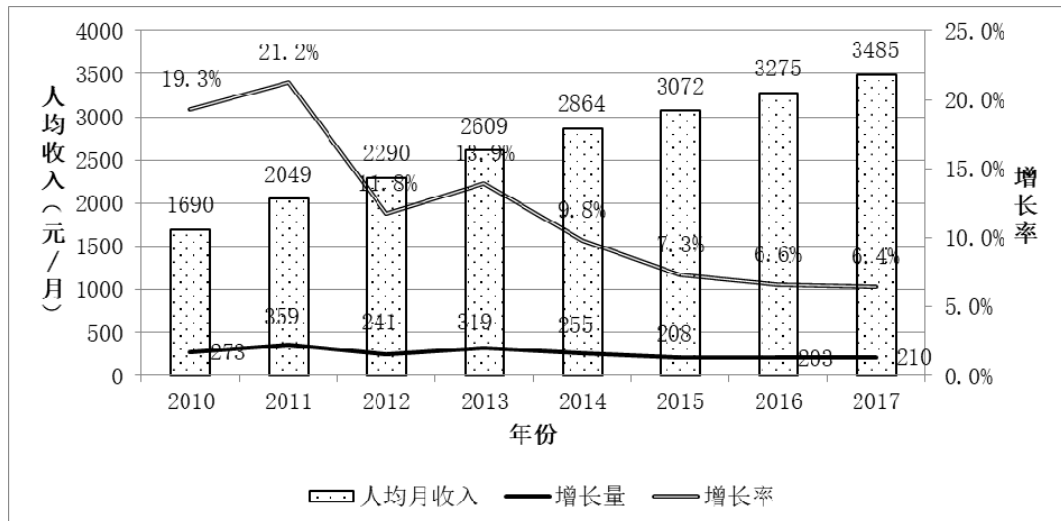


图 4-2 我国务工农民收入变动情况

（数据来源：农民工监测调查报告 2010-2017 年）

图 4-2 显示，我国务工农民的人均月收入的增量从 2010 年的 273 元开始呈现波动中下降的趋势，尤其是自 2013 年以后，呈现出稳步下降的态势。从增长率上来看，2011 年的增长率是近八年来的最高值，达到了 21.2%，随后开始下降，2013 年短暂上升之后，又进入下行通道，到 2017 年务工农民人均月收入的增长率仅为 6.4%，略高于我国 2017 年人均国内生产总值的增速（6.3%）。

通过以上分析可以发现，近年来我国农村劳动力向非农产业部门转移速度不断下降，并非因为农村劳动力供给不足。而是因为非农产业部门对农村劳动力的需求在短期趋于稳定，如果继续增加农村劳动力，劳动力市场价格的增速将会进一步降低。然而，与社会最优的农村劳动力转移规模相比，农村劳动力向城市和非农产业的转移数量是低于社会最优水平的。为了保持经济增长的可持续性，从提高人力资源数量的角度来看，我们需要利用我国二元经济结构下农村劳动力丰富的特点，加紧转移农村剩余劳动力。但是在当前农村劳动力向非农产业转移规模趋于稳定的情况下，如何提高农村劳动力的转移速度呢？这不仅关系到三农问题的有效解决和乡村振兴战略的成功实施，而且还会影响我国新型城镇化和工业化的发展，并最终影响全面建成小

康社会的奋斗目标的实现。

农村劳动力向非农产业部门转移更多地是为了获取更高的报酬（蔡昉，2018）。因此，要提高农村劳动力向非农产业部门的转移速度，不仅要解决其就业问题，而且还要能提高他们的收入。

研究表明，一般情况下，劳动者的文化程度越高，其人力资本存量也就越高。较高的人力资本存量不仅有利于克服制度障碍降低迁移成本，而且也会直接影响到劳动者的就业能力和收入水平（Becker, 1964）。为此，本部分从人力资本理论的角度出发，在新的经济形势下，探讨教育对农村劳动力迁移决策及其劳动力市场表现的影响，为更好地理解农村劳动力的转移提供经验证据。

本部分与以往研究的不同之处在于以下几个方面：首先，出发点不同。本部分是基于新常态下农村劳动力转移速度不断下降和转移规模趋于稳定的情况下，探讨提高农村劳动力向非农产业转移速度的方法。其次，数据不同。本部分使用的是具有全国代表性的 *CFPS* 数据，而以往的研究多使用的是区域调查数据，因此本部分的结论更具有普适性。最后，分析方法不同。一方面，农村劳动力是否选择务工受到多方面因素的影响，因此直接考察务工农民群体可能会因为存在样本选择性而导致估计结果有误；另一方面，由于教育具有内生性，以往研究主要探讨的是教育和就业及收入的相关关系，本部分将在此基础上，通过采用工具变量法来揭示两者之间的因果效应。

4.1 研究设计

4.1.1 模型与方法

本部分首先基于农村劳动力迁移模型（Lewis, 1954; Todaro, 1969）估计教育对农村劳动力迁移决策的影响，然后基于 Mincer（1974）收入方程考察教育对从事非农就业的农村劳动力在劳动力市场上的表现的影响。

参照陈璐等（2016）、熊瑞祥等（2017）和范红丽等（2019）的模型设定，本文采用 *OLS* 模型研究教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的影响：

$$Y_i = \alpha + \beta E_i + \gamma X_i + u_i \quad (4-1)$$

其中， Y_i 表示农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现； E_i 表示受教育水平； X_i 代表其他控制变量； u_i 为随机扰动项。然而 *OLS* 估计存在严重的内生性问题，一方面，个体受教育程度的高低往往是家长或者（及）本人的决策结果，因而受教育程度的高低可能与个人能力或者（及）家庭背景有关（王甫勤和时怡雯，2014；程令国等，2014），而这些不可观察因素也会影响农村劳动力流动决策及其迁移之后劳动力市场表现，从而带来遗漏变量问题（Wang et al., 2016）。另一方面，个体的迁移决策和迁移之后劳动力市场表现可能会反过来影响教育选择，从而导致反向因果问题（张川川，2015）。

在此情况下，为了准确估计教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的影响，我们采用工具变量方法来解决内生性问题。有效的工具变量要满足两个条件，一是与随机扰动项不相关；二是与内生变量相关（陈强，2014）。为此，在本部分中我们将使用农村（非农就业）劳动力所在社区的平均受教育年限（不包括个体自身的）作为其受教育年限的工具变量。社区平均受教育年限在一定程度上反映了该社区的教育资源和质量，将影响到个体受教育年限（郑磊，2015）。同时，社区平均受教育年限与家庭不可观测的传统、偏好、能力等变量无关，具有很强的外生性，从微观个体层面上来讲并不直接影响农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现（杨克文和李光勤，2018；杨克文等，2019）。此外，使用社区平均受教育年限还可以有效规避因双向因果所带来的内生性问题，因为农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现基本不会影响社区平均受教育年限。而且社区平均受教育年限也大大降低了可能存在的测量误差。该工具变量的设计已有学者采用（李超和罗润东，2017；Lisa, 2017；杨克文和李光勤，2018；杨克文等，2019）。

我们采用两阶段最小二乘法（2SLS）对模型进行参数估计，第一阶段回归用受教育程度对工具变量社区平均受教育年限进行如下估计：

$$E_i = b_0 + \lambda S_i + \rho X_i + \varepsilon_i \quad (4-2)$$

其中， E_i 表示受教育水平； S_i 表示社区平均受教育年限； X_i 表示其他控制变量； ε_i 为随机扰动项。然后我们运用第一阶段的估计结果作为工具变量

估计第二阶段的回归：

$$Y_i = \alpha + \beta \hat{E}_i + \gamma X_i + u_i \quad (4-3)$$

此时估计的 β 为受教育程度对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的因果效应，而 *OLS* 模型得出的是两者之间的相关关系。

式 (4-1) 不仅可能存在内生性问题，也可能存在样本选择性问题。因为只能从数据中观察到从事非农产业就业的农村劳动力群体的样本，而无法观察到没有从事非农就业群体的劳动力市场表现情况。本部分将使用 Heckman (1993) 两步法来纠正样本选择性问题。在赫克曼两步法中，选择方程需要有至少一个仅影响农村劳动力是否选择从事非农产业就业而不影响迁移之后在劳动力市场上的表现的变量，模型才能够被识别。本部分使用孩子数量、父母是否还活着以及家务时长作为识别变量。孩子数量越多一方面会加重农村劳动力的家庭负担，为了获取更多收入而促使农村劳动力向非农产业转移，但是照顾孩子也可能会挤占外出时间，从而降低从事非农产业的可能性（王琼等，2016；熊瑞祥和李辉文，2017；李超和罗润东，2017）。农村劳动力向城市和非农产业的转移造成了成年子女无法更好地为父母提供直接的健康和生活照料，而且中青年劳动力外迁也使得留守老人不得不承担更加沉重的农活、家务和照看小孩等负担，这两方面的共同作用加剧了农村留守老人的健康和照料问题（连玉君等，2014），反过来也会影响他们向非农产业的转移（陈璐等，2016；李超和罗润东，2017；范红丽和辛宝英，2019）。家务时间越长意味着家庭事务越多，同样会降低向非农产业转移的可能性。

4.1.2 数据与变量

本部分使用 2014 年的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据进行研究。CFPS 数据由北京大学中国社会科学调查中心组织实施，样本覆盖 25 个省/市/自治区，目标样本规模为 16000 户，调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。CFPS 在 2008、2009 两年在北京、上海、广东三地分别开展了初访与追访的测试调查，并于 2010 年正式开展访问。经 2010 年基线调查界定出来的所有基线家庭成员及其今后的血缘/领养子女将作为 CFPS 的基因成员，成为永久追踪对象。CFPS 重点关注中国居民的经济与非经济福利，

以及包括经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的诸多研究主题，是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目，可以满足经济学、教育学、公共卫生学和社会学等多学科的研究需要。本文将务工农民定义为户口为农业性质但是从事非农产业工作的居民。通过对数据的整理，我们把务工农民年龄小于 16 岁大于 65 岁、极端值和缺失的样本点删除。

本部分研究的因变量为农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现。CFPS 数据比较详细的记录了个体的工作性质和在劳动力市场上的表现。其中工作性质表示从事工作的类型，包括农业工作（农、林、牧、副、渔）和非农工作两类，本部分以此变量作为迁移决策的代理变量，即从事农业工作表示未迁移并用 0 表示，从事非农工作表示迁移并用 1 表示。在劳动力市场上的表现使用就业单位性质、每周工作时间、工资性收入、小时工资收入⁶和是否有养老保险等指标来衡量。其中，就业单位性质界定方式为国有和非国有，其中国有部门表示政府部门、党政机关、人民团体、事业单位和国有企业，用 1 表示，其他则为非国有部门，用 0 表示。

本部分关注的主要解释变量为农村（非农就业）劳动力教育。如何衡量教育指标，不仅关系到研究的顺利开展，而且也会影响研究结果的准确性。通常来说，准确性和成本具有正相关关系，付出的成本越高，结果的准确性也会相应提高。因此，为了使研究顺利开展，需要在成本和准确性之间寻找某种平衡，达到相对理想的结果。鉴于此，本文按照两个原则来选择衡量教育的恰当方法，第一，成本是否更高；第二，准确性是否更高。

目前来说，衡量教育的方法主要包括四种，分别是成本法、收入法、经收益率调整之后的教育指标法和教育指标法。成本法主要是根据 Kendrick（1976）的研究，计算教育投资过程中的所有成本，以此来衡量教育程度。但是，单纯沿用衡量物质资本的逻辑来估计人力资本会带来严重问题。通常来说，人力资本的形成过程具有长期性和复杂性，一个学生从幼儿园到大学和博士阶段，通常需要 20 年左右的投资历程，这需要长期的数据支撑才有可能实现。然而，即使拥有长期的数据作为支撑，教育投资还具有复杂性的问题。教育具有正外部性特征，在基础教育阶段，通常外部性较大，一般来说

⁶小时工资收入= 个人工资性收入/（4.3*每周工作时间），具体参照苑会娜（2009）的算法。

国家会实行免费义务教育，家庭在教育方面的付出通常较低。但是由于我国经济基础薄弱，人口基数大等特征，使得即使在义务教育阶段，我国的教育投资仍然按照“谁受益、谁付费”的原则进行实施。不仅如此，随着受教育程度的提高，教育的外部性会下降，根据“谁受益、谁付费”的付费原则，家庭承担的教育费用更高。总体上，在我国的各个教育阶段，不仅有政府的公共教育投入，而且私人的教育投入也很高。而在统计数据方面，国家层面的数据相对较为完整，而私人层面的教育投入数据基本不可得，这使得使用成本法对教育进行衡量，基本不可能实现。

收入法是衡量教育的另一种方法。该方法将教育看作一项长期投资，将个体预期的终生受益进行折现来衡量教育。但是该方法仍然存在较为严重的问题。首先，该方法需要假设收益增长率和折现率等重要参数。根据李海峥等（2017）的研究，将劳动生产增长率替代实际收入增长率以预测个体未来的收入，并使用 OECD 的人力资本折现率。但是，我国目前处于社会经济转型过程中，使得收入受到制度变迁的影响较大，因而目前的数据难以衡量未来收入的增长，折现率也存在一定程度上的主观性，使得该方法对教育衡量的准确性大大降低（姚洋和崔静远，2015）。

基于教育收益率的教育指标法认为通常的教育指标法没有调整不同时代的教育收益率，使得不同时代的相同教育程度难以直接进行衡量，因而不能准确衡量教育程度。鉴于此，基于教育收益率的教育指标法进一步考虑了不同时代教育收益率的差异，对教育程度进行调整，以此来衡量教育。但是该方法仍然需要计算不同时代的教育收益率，这使得对数据的要求较高。

教育指标法是衡量教育程度的常用方法。由于教育投资是增加教育的主要渠道，因此该方法认为，无论个体还是经济体，接受更多的教育意味着教育投资也更多。由于该方法在衡量教育程度的过程中投入的成本较低，而且准确性较高，国内许多研究在考察教育程度时均使用该方法（胡安宁，2014；Ma，2019）。最重要的是，本部分并不是要使用该指标的绝对值，仅关心该指标的相对值，因此，对数据的准确性要求较低，而获得数据绝对值的准确性会显著提高成本。通过权衡数据的准确性和成本，本部分使用教育指标法来衡量教育获得。根据 CFPS 数据，该变量为 1-8 的连续型变量，1 表示文盲、半文盲；2 表示小学毕业；3 表示初中毕业；4 表示高中、中专、技校和职高

毕业；5表示大专毕业；6表示本科毕业；7表示硕士毕业；8表示博士毕业。本部分将1-2设定为小学及以下，换算为6年的教育经历；初中毕业为9年；高中、中专、技校和职高毕业则为12年；大专及以上学历则为16年。

其他控制变量包括性别、年龄、自评健康、婚姻状况、父母受教育程度和区域等；户口分为三类，分别是农业户口、非农业户口和没有户口。其中，只有极少数的人口没有户口，我们把这些数据划为非农户口里面。此外，按照国家统计局对东部、中部和西部的划分，本部分把不同省份进行区域划分，以便控制不同区域的特征效应。为了避免多重共线性问题，把父母教育划分为三类，用1表示文盲半文盲，2表示小学和初中，3表示高中及以上。婚姻状况包括未婚、在婚、同居、离婚和丧偶，把未婚和同居设置为1，在婚用2表示，离婚和丧偶设置为3。自评健康为五分类变量，分别为1.非常健康；2.很健康；3.比较健康；4.一般；5.不健康。其他变量则可以直接从CFPS数据库中得到，在此不再赘述。

表 4-1 样本基本信息

变量	农村劳动力		务工农民	
	样本量	均值	样本量	均值
非农（农业=0）	20641	0.511	-	-
国有部门（非国有=0）	8729	0.128	8288	0.130
每周工作时间（小时）	17967	46.16	9253	54.15
工资性收入对数	24612	3.248	10533	6.637
小时工资收入对数	17963	0.966	9249	1.629
有养老保险（无=0）	22477	0.592	10200	0.587
男（女=0）	28010	0.501	10547	0.605
年龄	28010	39.23	10547	34.91
自评健康	24614	2.808	10545	2.584
在婚（未婚=0）	28002	0.761	10547	0.745
离婚或丧偶（未婚=0）	28002	0.0371	10547	0.0265
父亲教育	22645	1.653	8830	1.777
母亲教育	22830	1.351	8941	1.435
中部（东部=0）	24628	0.280	10547	0.279
西部（东部=0）	24628	0.338	10547	0.265
个人教育年限	27965	8.238	10542	9.013
社区平均教育	28010	7.889	10547	8.170
干家务时长（小时）	22052	2.067	8920	1.375
父亲活着（死亡=0）	18999	0.539	7374	0.687
母亲活着（死亡=0）	17033	0.652	6859	0.791
孩子数量	20956	1.937	7406	1.706

4.1.3 样本基本信息

表 4-1 中的样本基本信息反映的是农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现、人口特征及受教育程度等的描述性统计。从该表可以看出，从事非农就业的农村劳动力约占全部农村劳动力的 51.1%。从事非农就业劳动力群体中，在国有单位就业的占 13%，每周工作时间平均约为 54 小时，有养老保险的占 58.7%，男性约占 61%，平均年龄约为 35 岁，多数分布在东部地区，平均教育程度约为 9 年，即初中毕业文化程度。

2014 年的国家统计局全国务工农民监测调查报告数据显示，务工农民的受教育水平中初中学历的占 60.3%，男性占 67.0%，平均年龄为 38.3 岁，以流向东部为主。通过对比可以发现，本部分所使用的数据和国家统计局对全国务工农民的监测调查数据在关键指标上较为接近，这表示本部分所使用的数据具有较好的全国代表性。但是否存在样本选择性偏差还需进一步检验，下文会给出详细结果。

4.1.4 教育与农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现

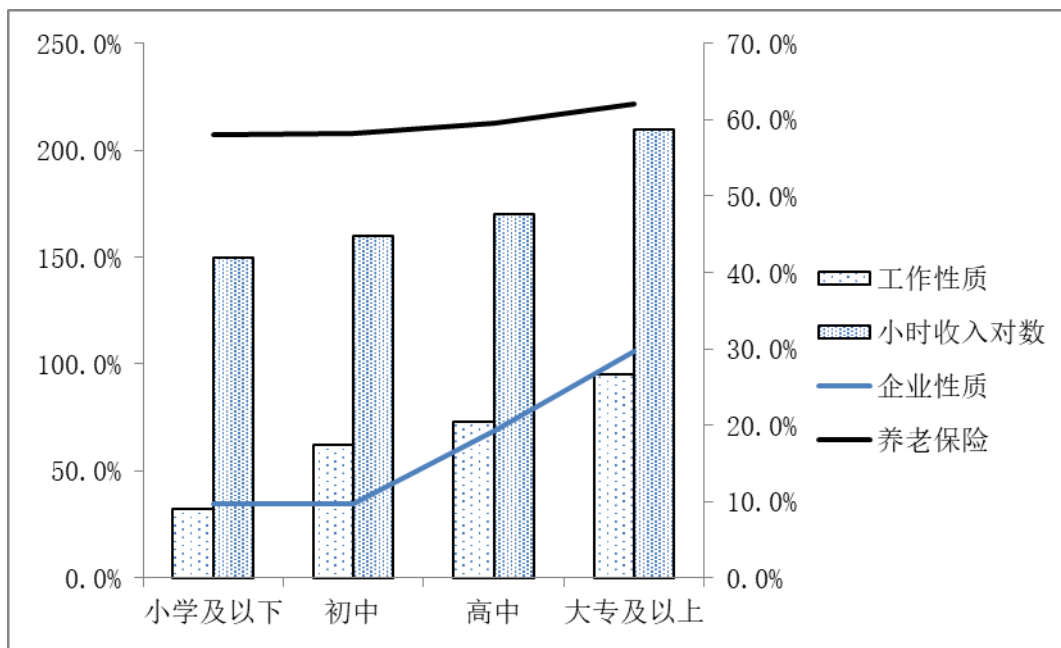


图 4-3 教育与农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的关系

（数据来源：2014 年 CFPS）

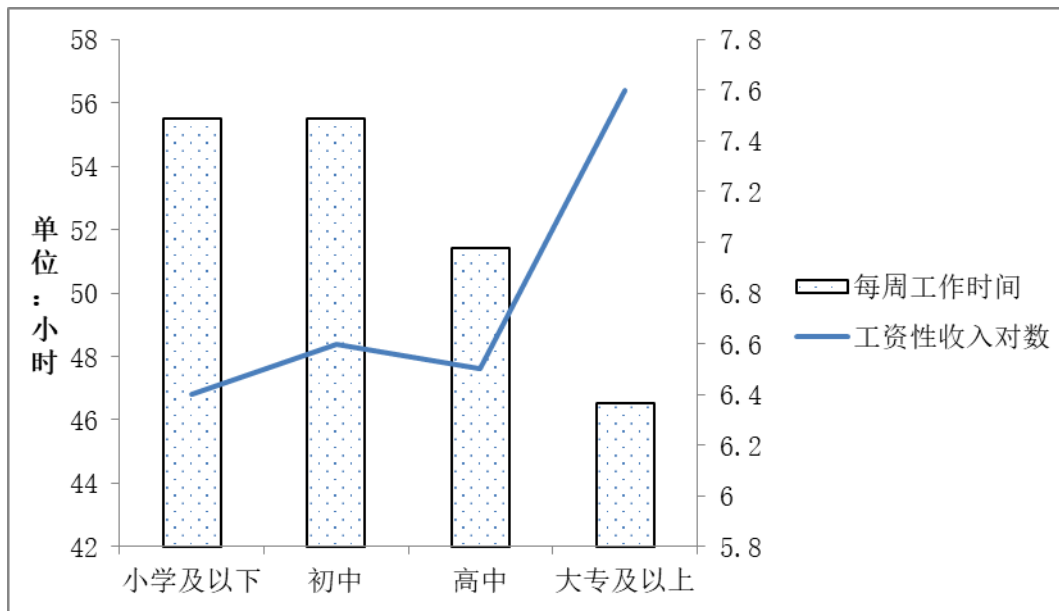


图 4-4 教育与务工农民在劳动力市场上表现的关系

(数据来源：2014 年 CFPS)

图 4-3 和图 4-4 给出了教育与农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的关系。结果显示，随着教育程度的提高，从事农业工作（农、林、牧、副、渔）的农村劳动力在下降，从事非农工作的人数在上升，这表明教育对农村劳动力迁移决策具有重要影响。不仅如此，在从事非农工作的农村劳动力群体中，随着教育程度的提升，他们在劳动力市场上的表现也会更好，如受教育程度更高的务工农民更可能在政府机关、国有企业等国有部门就业，工资性收入更高，而且每周工作时间更少，更可能具有养老保险，这主要是因为教育提升了他们的工作效率，因为随着教育程度的提升他们的小时工资在不断提高。从以上分析可知，教育的提高对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现具有重要影响。

4.2 实证结果及分析

4.2.1 社区平均受教育年限对农村（非农就业）劳动力教育的影响

通过对数据的描述性统计分析，我们已经看到受教育水平对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现具有正面影响，但是由于没有控制其

他因素的影响导致所得出的结论不够严谨。接下来，我们将通过严格的计量回归模型进一步检验两者的关系。在前文中，我们已经考虑了教育的内生性问题，因此，我们将采用 2SLS 模型⁷估计教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的因果效应。

表 4-2 社区平均受教育年限对农村（非农就业）劳动力教育的影响

解释变量	农村劳动力教育		务工农民教育	
社区平均教育	0.833***	(0.0134)	0.800***	(0.0154)
男（女=0）	0.388***	(0.0341)	0.106*	(0.0583)
年龄	-0.036***	(0.0016)	-0.042***	(0.0032)
自评健康	-0.096***	(0.0138)	-0.079***	(0.0248)
在婚（未婚=0）	-0.897***	(0.0592)	-0.727***	(0.0857)
离婚或丧偶（未婚=0）	-1.143***	(0.0985)	-1.123***	(0.1800)
父亲教育	0.420***	(0.0320)	0.513***	(0.0502)
母亲教育	0.489***	(0.0415)	0.502***	(0.0593)
中部（东部=0）	0.0307	(0.0433)	0.117*	(0.0682)
西部（东部=0）	-0.107***	(0.0416)	-0.016	(0.0698)
常数项	2.591***	(0.1470)	3.063***	(0.2090)
F-统计值	1092.36***		588.02***	
样本量	18846		8431	
调整后 R ²	0.318		0.289	

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 4-2 给出了 2SLS 第一阶段的模型估计结果，即（4-2）式的参数估计结果。结果显示农村劳动力和务工农民的 F 统计值分别为 1092.36 和 588.02，显著大于由 Staiger 和 Stock（1997）提出的临界值 10，这表明以社区平均受教育年限作为内生变量受教育水平的工具变量，两者显著相关，不存在弱工具变量的问题。

从表 4-2 可知，社区平均受教育年限与受教育水平显著正相关（在 1% 的水平下显著），社区平均受教育年限每增加一年，农村劳动力和务工农民教育年限分别增加 0.833 年和 0.8 年。其他各个变量对农村劳动力和务工农民教育获得的影响基本一致，我们以务工农民教育获得为例简单阐述其他各个变量的影响。男性要比女性的受教育程度更高。年龄越大、自评健康越差受教育程度越低。父母受教育程度越高，务工农民受教育程度也越高。未婚的务工农民相比在婚和离异或者丧偶的受教育程度更高。位于中部的务工农民相比

⁷本文使用线性概率模型和非线性模型所得结论基本一致。由于线性模型更直观，本文使用线性概率模型进行分析。

东部地区的受教育程度更高。

表 4-3 受教育程度对农村劳动力迁移决策的影响

解释变量	被解释变量：农村劳动力迁移决策			
	OLS		IV	
教育	0.031***	(0.0012)	0.081***	(0.0032)
男（女=0）	0.119***	(0.0067)	0.0995***	(0.0071)
年龄	-0.015***	(0.0003)	-0.013***	(0.0004)
自评健康	0.003	(0.0029)	0.006**	(0.0030)
在婚（未婚=0）	-0.001	(0.0095)	0.050***	(0.0107)
离婚或丧偶（未婚=0）	0.038*	(0.0213)	0.103***	(0.0223)
父亲教育	0.030***	(0.0061)	0.000	(0.0066)
母亲教育	0.017**	(0.0073)	-0.024***	(0.0081)
中部（东部=0）	-0.068***	(0.0083)	-0.059***	(0.0087)
西部（东部=0）	-0.184***	(0.0080)	-0.154***	(0.0085)
常数项	0.807***	(0.0243)	0.377***	(0.0361)
Hausman 检验	-		230.81***	
样本量	15872		15872	
F-统计值	1145.82***		948.14***	
调整后 R ²	0.302		0.242	

注：（1）括号内为稳健标准误，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。（2）变量的方差膨胀因子及其均值均较小，表明不存在多重共线性问题。

4.2.2 受教育程度对农村劳动力迁移决策的影响

在表 4-3 中，工具变量参数显著，Hausman 检验结果显示，农村劳动力教育获得具有内生性，需要进行工具变量处理，否则会导致参数估计结果的不一致性。因此，我们主要看 2SLS 模型估计结果。结果显示教育对农村劳动力迁移决策具有显著影响，受教育程度每增加一年，农村劳动力迁移概率增加 8.1%。作为对比，我们发现 OLS 模型估计结果同样表示教育对农村劳动力迁移决策具有正面影响，但是受教育程度每增加一年，农村劳动力迁移概率仅增加 3.1%，这表示如果忽略内生性，将低估教育对农村劳动力迁移决策的影响。

理论上，预期收益的差距是决定农村劳动力迁移最重要的经济因素（Todaro, 1969），而文化程度是决定迁移预期收益的关键因素，因此，随着教育程度提升农村劳动力在非农产业就业的可能性更高。但是实证上的研究结果并未完全支持以上理论预期。部分研究表明，受教育程度越高，农村劳动力克服户籍等制度约束的能力越强，越可能选择迁移，从事非农就业（Chen

et al., 2010)。然而,也有研究表明,接受中等教育确实可以促进农村劳动力迁移,但是对于高等教育并不适用(李勇辉和李小琴,2016)。Wang et al.(2016)的研究表明,教育对促进农村劳动力向城市迁移的作用更大,对在本地从事非农就业的影响较小,尤其对迁移群体在本地从事自雇的可能性具有负面影响。但是本文的研究结果更支持前者,即总体上,受教育程度越高,农村劳动力越可能发生向非农产业的迁移。

其他变量对农村劳动力迁移决策的影响基本符合理论预期。男性相比女性更可能迁移。年龄越大迁移的可能性越低。自评健康越差越可能迁移,这可能是由于“移民健康效应”的影响,农村劳动力迁移之前具有良好的健康,但是随着务工时间的增加,健康不断恶化(王琼等,2016)。在婚和离异或者丧偶的农村劳动力相比未婚的更可能从事非农就业。母亲教育越高农村劳动力从事非农就业的可能性越低,而父亲教育程度不影响农村劳动力的迁移选择(陈玉宇和邢春冰,2004)。相比东部,中、西部地区的农村劳动力从事非农就业的可能性更低。

4.2.3 样本选择偏差估计

表 4-4 受教育程度对务工农民在劳动力市场上表现的影响 (Heckman)

解释变量	企业性质		每周工作时间		工资性收入	
	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程
教育	0.027*** (0.0040)	0.091*** (0.0086)	-1.066*** (0.1450)	0.095*** (0.0085)	0.0547 (0.0521)	0.093*** (0.0082)
识别变量						
干家务时长(小时)		-0.133*** (0.0140)		-0.137*** (0.0134)		-0.133*** (0.0124)
父亲活着(死亡=0)		0.068 (0.0582)		0.143** (0.0555)		0.124** (0.0533)
母亲活着(死亡=0)		0.130** (0.0604)		0.063 (0.0573)		0.092 (0.0557)
孩子数量		-0.141*** (0.0260)		-0.094*** (0.0245)		-0.094*** (0.0253)
Wald 检验	0.09		2.55		0.05	
样本量	5426		5836		6155	

注:括号内为稳健标准误,*** p<0.01,** p<0.05,* p<0.1。此处省略了控制变量的参数估计结果。

表 4-4 受教育程度对务工农民在劳动力市场上表现的影响 (Heckman) (续)

解释变量	小时工资收入		养老保险	
	结果方程	选择方程	结果方程	选择方程
教育	0.060*** (0.0207)	0.097*** (0.0088)	0.033*** (0.0036)	0.098*** (0.0084)
识别变量				
干家务时长 (小时)		-0.134*** (0.0145)		-0.138*** (0.0129)
父亲活着 (死亡=0)		0.152*** (0.0545)		0.088 (0.0542)
母亲活着 (死亡=0)		0.035 (0.0664)		0.082 (0.0560)
孩子数量		-0.079*** (0.0305)		-0.098*** (0.0250)
Wald 检验	1.74		8.18***	
样本量	5836		6027	

注：括号内为稳健标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。此处省略了控制变量的参数估计结果。

表 4-4 给出了受教育程度影响务工农民在劳动力市场上表现的 Heckman 估计结果。结果显示，识别变量参数显著，Wald 检验仅在养老保险模型中显著，其他均不显著，这表明总体上不存在样本选择性问题。与本文不同的是，陈玉宇和邢春冰 (2004) 的研究表明，在 1991 年和 1993 的样本中确实不存在选择性问题，但是 1997 年的样本存在。本文认为这可能是因为，是否选择从事非农就业，很大程度上受社会资本的影响 (陆铭，2011)，如果有老乡、亲戚帮助介绍工作，农村劳动力更可能选择非农就业，而在劳动力市场上的表现则更多的受个人知识技能以及吃苦耐劳等品质影响，两者在决策上倾向于彼此独立。

4.2.4 教育对务工农民在劳动力市场上表现的影响

表 4-5 教育对务工农民在劳动力市场上表现的影响

被解释变量	教育	标准误	样本量	调整后 R ²	Hausman 检验
国有部门 (非国有=0)	0.024***	(0.0017)	6647	0.049	1.50
每周工作时间 (小时)	-0.895***	(0.0692)	7433	0.032	1.74
工资性收入对数	0.113***	(0.0431)	8420	0.033	4.86**
小时工资收入对数	0.101***	(0.0129)	7429	0.016	33.98***
有养老保险 (无=0)	0.028***	(0.0047)	8189	0.104	3.85**

注：括号内为稳健标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。此处省略了控制变量的参数估计结果。

本部分使用多种指标衡量务工农民在劳动力市场上的表现，通过 Hausman 检验结果发现，就业单位性质以及每周工作时间模型中务工农民教

育不存在内生性，但是在其他模型中则接受教育的内生性假设。因此对于前者本部分采用 OLS 模型进行估计，后者则采用 2SLS 模型进行估计。表 4-5 给出了教育影响务工农民在劳动力市场上表现的模型估计结果。从表中可以发现，受教育程度越高，务工农民在劳动力市场上的表现越好。具体来说，受教育程度每增加一年，务工农民在国有部门就业的概率提升了 2.4%，每周工作时间下降了将近一个小时，工资性收入增加了 11.3%，小时工资收入增加了 10.1%，有养老保险的可能性提升了 2.8%。从小时工资收入和每周工作时间来看，教育能够改善务工农民在市场上的表现得益于教育提高了他们的劳动生产效率，而不是通过不断的超时加班获得更高的收入和更好的工作。

与本文不同的是，陈玉宇和邢春冰（2004）使用 1991 年、1993 年和 1997 年的 CHNS 数据，并未发现教育能够显著提高农村劳动力在工业部门就业的收入，即使纠正了样本选择性问题，结果也未发生改变。但是 Zhang et al.（2002）对江苏省 3 个村庄的研究表明，在 1996 年，农村非农就业劳动力受教育程度越高他们的工资收入越高。产生这种差异的原因可能在于两方面，一方面在于数据的代表性不强，CHNS 数据调查的样本量相对较少，仅使用农村样本导致样本量更少（每年的样本量仅有几百个），从而使得样本的代表性不足；另一方面在于劳动力市场的发育情况，随着改革开放的稳步推进，尤其是国有企业改革，使得我国劳动力市场的发育和成熟度不断提高，人力资本的作用也在不断凸显。因此，从劳动力市场的发育情况和样本的代表性上来看，本文的研究结论更加稳健。

此外，研究表明，收入和超时劳动是影响务工农民健康的重要因素（王琼等，2016）。基于预期收益的差异，劳动力从农村和农业向城市和非农产业迁移。企业工资结构设计对务工农民形成了加班激励（王琼和叶静怡，2016）。企业通过设定较低的基本工资，迫使务工农民不得不为了获得更多收入而选择加班，导致他们的劳动时间较长。虽然《劳动法》第 36 条规定，劳动者每日工作时间不超过 8 小时；随后颁布实施的《国务院关于职工工作时间的规定》也明确，职工每周工作时间为 40 小时。而实际上，根据 2016 年的国家统计局数据，日从业时间超过 8 小时的务工农民占 64.4%，周从业时间超过 44 小时的务工农民占 78.4%。超时劳动不一定提高收入，但是经常性的超时劳动加速了务工农民的健康折旧，成为影响他们健康的重要因素。已有研究表明，进城务工人员中存在“移民健康效应”，即移民的初始健康状况好于当

地居民，但是这种健康优势会随着时间的流逝（苑会娜，2009）。为了获取更高收入而选择超时加班不仅对健康具有负面影响，而且还可能由此引起未来劳动生产率和收入获取能力下降（Becker，1964），微观上会提高务工农民个体及其家庭“因病致贫”、“因病返贫”的风险（苑会娜，2009），宏观上还会影响中国工业化和经济增长的可持续性（王琼等，2016）。

本部分的研究表明，增加教育投资提高务工农民的人力资本，不仅可以提高他们的收入，而且还会降低他们的每周工作时间。收入的提高可以购买更好的医疗服务直接改善健康，也可以通过饮食的改善间接进行健康投资，而工作时间的降低可以增加健身锻炼的机会，从而改善健康（程令国等，2014）。因此，从我国经济发展的长远角度考虑，增加教育投资提高人们的人力资本，不仅可以有效打破“移民健康效应”，更重要的是能够提高人们的劳动生产率，促进经济社会的稳定健康发展。

4.3 本章小结

改革开放以来，在我国城乡和区域间发生了大规模的人口流动。然而，在经历了三十多年的快速增长之后，近些年务工农民的增长数量和速度均不断下降。为了保持经济增长的可持续性，从提高人力资源数量的角度来看，我们需要利用我国二元经济结构下农村劳动力丰富的特点，加紧转移农村剩余劳动力。为此，本部分从人力资本理论的角度出发，使用2014年的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据，探讨教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的影响。考虑到受教育程度的内生性，我们对其进行了工具变量处理。本部分使用社区平均受教育年限作为工具变量，从而保证了估计结果的一致性，并得出以下结论。

第一、教育能有效促进农村劳动力向城市和非农产业迁移。教育对农村劳动力迁移决策具有显著影响，受教育程度每增加一年，农村劳动力迁移概率增加8.1%。已有研究结果关于教育与迁移的关系存在分歧。部分研究表明受教育程度越高，农村劳动力越可能选择迁移。然而，也有研究表明高等教育的迁移功能并不显著。而且，教育对农村劳动力在本地从事非农就业的影响较小。本文的研究结果表明，总体上，受教育程度越高，农村劳动力更可

能发生向非农产业的迁移。

第二、教育能显著改善务工农民在劳动力市场上的表现，并且这种改善是通过提高他们的劳动生产率来实现的。本部分的研究表明受教育程度越高，务工农民在劳动力市场上的表现越好。从小时工资收入和每周工作时间来看，教育能够改善务工农民在市场上的表现得益于教育提高了他们的劳动生产效率，而不是通过不断超时加班获得更高的收入和更好的工作。由于超时劳动是影响务工农民健康的重要因素，从我国经济发展的长远角度考虑，增加教育投资提高人们的人力资本，不仅可以有效打破“移民健康效应”，更重要的是能够提高人们的劳动生产率，促进经济社会的稳定健康发展。

第三、本部分使用具有全国代表性的 2014 年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据，考察教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的影响，并未发现存在样本选择性偏差问题，这表明中国家庭追踪调查(CFPS)数据在研究务工农民群体方面仍然具有较好的全国代表性。以往研究多使用的是区域调查数据考察务工农民群体，在全国性数据库面世之前，这是收益和成本之间的权宜之计，但是不可否认的是使用区域调查数据会降低研究结论的普适性。为此，本部分在考察教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的影响过程中，尝试使用 2014 年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行研究，并使用描述性统计方法和 Heckman 方法对可能存在的样本选择性问题进行检验，结果并未发现样本选择性问题，这表明本部分使用的 2014 年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行的研究，其结论是可靠的，而且也表明具有全国代表性的 2014 年的中国家庭追踪调查(CFPS)数据是可以被用来开展对务工农民群体的相关研究的。

基于以上分析，本部分认为教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现具有显著的正面促进作用。从经济发展的角度来考虑，本部分给出两方面的建议：一方面继续深化户籍制度改革，做好社会保障等公共服务向务工农民公平开放，降低农村劳动力向城市转移的成本。另一方面要增加对农村地区的教育资源投入，提高农村居民的受教育程度，促进他们从农业、农村向非农产业和城市转移并提高他们的劳动生产率，从而降低加班对健康的负面影响，并推动我国城镇化、工业化发展，缩小城乡收入差距，最终实现经济社会稳定健康发展。

5.教育对务工农民健康的影响及其传导机制

改革开放以来，中国经济不断快速发展，在经历了较长时期的高速增长之后，我国已经进入了中等收入国家行列，但人口结构的变化，使劳动密集型产业推动的粗放型经济增长模式走到了尽头，中国经济已经进入了“新常态”，高速增长阶段已经过去。未来，劳动力人口减少伴随着劳动力成本上升将难以避免。

为了有效抑制劳动力成本的快速上涨，保持经济增长的可持续性，从提高人力资源数量的角度来看，我们更需要利用我国二元经济结构下农村劳动力丰富的特点，加紧转移农村剩余劳动力，不仅有利于解决三农问题，而且可以直接降低劳动力成本。

然而，在农村剩余劳动力向城市和非农产业转移过程中，一方面城市倾向的城乡政策如户籍制度等阻碍了农村劳动力更多地向城市转移。另一方面，自身健康在影响农村剩余劳动力向城市和非农产业转移的过程中发挥着基础性作用（蔡昉，2013）。在劳动力市场上，务工农民主要从事一些传统的、低技能的职业，且竞争程度更高。根据2016年国家统计局数据，从事制造业的劳动力比重为30.5%，从事建筑业的比重为19.7%，从事批发和零售业的比重为12.3%，从事居民服务、修理和其他服务业的比重为11.1%。这些工作普遍具有劳动强度大、工作环境差等特点，对务工农民的健康要求更高。

健康状况不仅直接影响农村劳动力能否顺利向城市和非农产业转移（张世伟等，2009），而且健康状况与劳动生产率正相关，在现有的工资水平下具有更好健康状况的劳动力获得的收入更高（刘国恩等，2004）。更重要的是，在户籍制度制约下，农村剩余劳动力向城市流动，几乎都是采取以年为单位的“候鸟式”迁移模式，能获得城市户口并在城市中永久地定居下来的很少。在“候鸟式”迁移过程中，农村剩余劳动力向城市流动一般要面临多次“去”或“留”的决策（邱红和周文剑，2019）。但是工作环境差和超时劳动在务工农民

群体中普遍存在,根据2016年的国家统计局数据,日从业时间超过8小时的务工农民占64.4%,周从业时间超过44小时的务工农民占78.4%。而经常性的超时劳动加速了他们的健康折旧,由此导致未来劳动生产率和获取收入能力下降(王琼等,2016)。预期收入差异和健康资本是务工农民向城市和非农产业转移的重要影响因素(Todaro,1969;张世伟等,2009)。超时劳动导致的健康损耗,进而引起的收入下降,降低了农村剩余劳动力向城市和非农产业转移和再流动的基础和动力(王琼和叶静怡,2016)。

根据人力资本理论,受教育程度更高的个体在劳动力市场上的竞争力更强(Becker,1964)。文化程度越高,克服户籍制度等迁移障碍的能力越强,迁移成本也就越低,在其他条件都相同的情况下,在城市中找到工作的可能性越高(Wang et al.,2016)。但是,专门针对务工农民总体健康状况的实证研究很少(苑会娜,2009)。在此情况下,本部分在我国经济发展新形势下,考察教育程度的提升与务工农民健康状况的关系,以便更好地改善他们的健康,提高就业的可能性,进而促进更多农村剩余劳动力向城市和非农产业转移和再流动。具体来说,本部分将考察教育是否改善务工农民健康?在不同群体中这种影响是否存在异质性?以及其内在机制是什么?

本部分的贡献主要体现在以下几个方面。第一,现有研究对务工农民群体健康状况关注较少(苑会娜,2009),本部分对该群体的考察有利于检验教育对健康影响的普适性;此外,在我国社会经济发展转型的大背景下,考察教育对务工农民健康的影响不仅对于实现全面建设小康社会具有重要的现实意义,而且有利于农村剩余劳动力向城市和非农产业的快速转移,从而有效抑制劳动力成本的快速上涨,降低经济运行成本。第二,本部分较为全面地考察了教育影响健康的可能渠道,并对现有研究成果进行检验,为更好地指导教育改善健康提供了现实依据。第三,通常情况下使用主观健康指标作为健康的代理变量,由于主观指标存在估计偏误,会影响回归结果的准确性,本部分使用锚定变量对此问题加以控制,所得结果会更加稳健。

5.1 研究设计

5.1.1 模型与方法

参照胡安宁（2014）、程令国等（2014）、Behrman et al.（2015）、王琼等（2016）和李振宇等（2017）的模型设定，本文采用普通最小二乘法（*OLS*）研究教育对务工农民健康的影响：

$$H_i = \alpha + \beta E_i + \gamma X_i + u_i \quad (5-1)$$

其中， H_i 表示健康状况； E_i 表示教育水平； X_i 代表其他控制变量； u_i 为随机扰动项。然而 *OLS* 估计存在严重的内生性问题（Eide 和 Showalter, 2011）。一方面，因为个体受教育程度的高低往往是家长或者（及）个体本人的决策结果，因而受教育程度的高低可能与个人能力或者（及）家庭背景有关（王甫勤和时怡雯，2014；程令国等，2014），而这些不可观察因素也会影响其健康，从而带来遗漏变量的问题（李振宇等，2017）。另一方面，健康状况的好坏可能会反过来影响个体是否能够接受更多教育，从而导致联立性问题（Eide 和 Showalter, 2011）。

在此情况下，为了准确估计教育对务工农民健康的影响，我们采用工具变量方法来解决内生性问题。有效的工具变量要满足两个条件，一是与随机扰动项不相关；二是与内生变量相关（陈强，2014）。为此，在本部分中我们将使用务工农民所在社区的平均受教育年限作为他们受教育年限的工具变量。社区平均受教育年限在一定程度上反映了该社区的教育资源和质量，将影响到务工农民受教育年限（郑磊，2015）。同时，社区平均受教育年限与家庭不可观测的传统、偏好、能力等变量无关，具有很强的外生性，从微观个体层面上来讲与个体健康不相关。此外，使用社区平均受教育年限还可以有效规避因双向因果所带来的内生性问题，因为个体健康基本不会影响社区平均受教育年限（Lisa, 2017）。而且社区平均受教育年限也大大降低了可能存在的测量误差。该工具变量的设计已有学者采用（李超和罗润东，2017；Lisa, 2017；杨克文和李光勤，2018；杨克文等，2019）。

本部分采用两阶段最小二乘法（*2SLS*）对模型进行参数估计，第一阶段

回归用务工农民受教育年限对作为工具变量的社区平均受教育年限进行如下估计：

$$E_i = b_0 + \lambda S_i + \rho X_i + \varepsilon_i \quad (5-2)$$

其中， E_i 表示受教育水平； S_i 表示社区平均受教育年限； X_i 表示其他控制变量； ε_i 为随机扰动项。然后我们运用第一阶段的估计结果估计第二阶段的回归：

$$H_i = \alpha + \beta \hat{E}_i + \gamma X_i + u_i \quad (5-3)$$

为了考察可能存在的渠道效应，此时 H_i 可以表示务工农民健康、社会经济状况和健康行为等因变量和渠道变量。

5.1.2 数据与变量

同前面一样，本部分使用 2014 年的中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 数据进行研究。通过对数据的整理，我们把务工农民年龄小于 16 岁、极端值和缺失的样本点删除。

本部分研究的因变量为务工农民健康。由于健康是不可观察的，因此如何衡量健康是研究者不可回避的问题。健康指标大致可以分为客观指标和主观指标，如死亡率、人体测量变量、发病率等属于客观指标，客观地描述了个体的健康状况；而主观健康指标主要是通过个体对自身健康状况的描述来刻画其健康状况。相对于客观健康指标而言，主观指标虽然简单，但已被证明能成功预测死亡率和失能率 (Heidrich et al., 2002)。此外，根据世界卫生组织 (WHO, 1946) 对健康的定义可以发现，主观健康指标更符合 WHO 所定义的健康，即不仅仅没有疾病或者体质强健，而是生理和心理的健康，以及社会福祉和完美状态。因此，为了尽可能准确衡量健康状况，本部分分别采用客观健康指标和主观健康指标测度健康状况。具体来说，本部分使用自评健康、自评记忆力、伤病严重程度、数学测试得分和词组测试得分等五个指标作为健康的代理变量。

自评健康通过询问被访人“您认为自己身体的健康状况如何？”来评估，答案分别为：“1.非常健康；2.很健康；3.比较健康；4.一般；5.不健康”。自评

记忆力通过“您能记住一周内发生在您身上的主要事情吗？”来测度，答案分别为：“1.完全能记住；2.能记住多数；3.能记住一半；4.只能记住少数；5.只能记住一点点”。伤病严重程度通过“您自己感觉到所患病伤的严重程度？”，答案分别为：“1.不严重；2.一般；3.严重”。数学测试得分和词组测试得分分别通过回答相关问题来测量，给分的基本规则是，以受访者答对的最难的一道题的题号为准，如果受访者一道题也没有答对，则以他/她的起点题的前一题的题号作为他/她的最终得分。取值范围分别为 0-24 和 0-34，值越大表示认知能力越好。

由于健康指标中含有主观健康指标，主观指标往往会因为个人的健康状况、经历和认知不同从而带来判断上的异质性，导致主观健康指标在衡量个体健康上面可能存在误差（Groot，2000）。为了消除或者减轻该误差带来的估计偏误，本部分将通过使用锚定变量提高主观健康指标的准确性。具体来说，通过让每个被访者对同一个第三人的健康问题进行判断，从而识别出个体差异，并作为控制变量对主观健康指标进行纠偏，以此锚定不同个体在进行主观判断时所存在的异质性。

CFPS 问卷中对主观健康指标判断进行锚定的问题有两个。第一个是“孙军/李梅在走路、跑步、活动四肢上毫无问题。他/她每周慢跑 2 次，每次跑 5 公里。他/她记不得最近一次感到身体疼痛是什么时候，因为最近一年里他/她都从未感到过疼痛。即使在体力劳动或者锻炼后，他/她也不曾感到任何身体疼痛。你认为，孙军/李梅的健康状况如何？”。第二个是“赵刚/王丽走 200 米的路毫无困难。但走完一公里或爬完几层楼后，会觉得累。他/她的日常活动没有问题，比如从市场上买完菜拎回家。他/她每月都有一次头痛，吃药之后会有所缓解。头痛时，他/她能继续做日常工作。你认为，赵刚/王丽的健康状况如何？”。两个问题的答案和自评健康的一样，不再列出。由于这两个问题描述的健康状态存在差异，答案也会不尽相同，因此本部分将这两个问题的答案都作为控制变量对主观健康指标进行锚定，以获得更加准确的结果。

本部分关注的主要解释变量为务工农民教育，该变量为 1-8 的连续型变量，1 表示文盲、半文盲；2 表示小学毕业；3 表示初中毕业；4 表示高中、中专、技校和职高毕业；5 表示大专毕业；6 表示本科毕业；7 表示硕士毕业；8 表示博士毕业。本部分将 1-2 设定为小学及以下，换算为 6 年的教育经历；

初中毕业为 9 年；高中、中专、技校和职高毕业则为 12 年；大专及以上学历则为 16 年。

本部分关注的渠道变量有两类：（1）经济变量，包括收入、是否有养老保险、工作时长和工作单位的性质；（2）健康行为变量，包括吸烟、饮酒、锻炼、学习、社交娱乐和睡眠等。

其他控制变量包括性别、年龄、婚姻状况、父母受教育程度和区域等；户口分为三类，分别是农业户口、非农业户口和没有户口。其中，只有极少数的人口没有户口，我们把这些数据划为非农户口里面。此外，按照国家统计局对东部、中部和西部的划分，本部分把不同省份进行区域划分，以便控制不同区域的特征效应。为了避免多重共线性问题，把父母教育划分为三类，母亲用 1 表示文盲半文盲，2 表示小学和初中，3 表示高中及以上；父亲用 1 表示初中及以下，2 表示高中毕业，3 表示大专及以上学历。婚姻状况包括未婚、在婚、同居、离婚和丧偶，把未婚和同居设置为 1，在婚设置为 2，离婚和丧偶设置为 3。工作单位性质界定方式为国有和非国有，其中国有单位表示政府部门、党政机关、人民团体、事业单位和国有企业，用 1 表示，其他则为非国有单位，用 0 表示。其他变量则可以直接从 CFPS 数据库中得到，在此不再赘述。

5.1.3 样本基本信息

表 5-1 中的样本基本信息反映的是务工农民健康及其特征的描述性统计结果。从表中可以看出，务工农民自评健康较好，伤病严重程度一般，词组得分较高，数学得分较差，自评记忆力较好。总体而言，以上健康结果较为接近，表明健康数据较为稳健。务工农民受教育年限均值约为 9 年，表示教育水平约为初中毕业文化程度。男性占 61% 左右，年龄平均在 36 岁上下，多数分布在东部地区。2014 年的国家统计局全国农民工监测调查报告数据显示，农民工的受教育水平中初中学历的占 60.3%，男性占 67.0%，平均年龄为 38.3 岁，以流向东部为主。通过对比可以发现，本部分所使用的数据和国家统计局对全国农民工的监测调查数据在关键指标上较为接近，这表示本部分所使用的数据具有较好的全国代表性。

表 5-1 样本基本信息

解释变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
因变量：个人健康					
自评健康	10723	2.597	1.144	1	5
伤病严重程度	1840	1.921	0.683	1	3
词组得分	7995	20.58	9.273	0	34
数学得分	7994	9.184	5.225	0	24
自评记忆力	7986	2.324	1.190	1	5
锚定变量					
他人健康评价 1	7983	2.262	1.062	1	5
他人健康评价 2	7986	4.246	0.923	1	5
渠道变量 (1)：经济变量					
国有部门 (非国有=0)	8383	0.132	0.338	0	1
每周工作时间 (小时)	9396	54.05	18.49	0.100	100
个人总收入对数	10705	6.686	4.632	0	13.00
有养老保险 (无=0)	10233	0.585	0.493	0	1
渠道变量 (2)：健康行为变量					
使用手机 (无=0)	7995	0.959	0.197	0	1
每月手机费 (元)	7638	75.63	67.38	1	1500
上网 (无=0)	7995	0.475	0.499	0	1
一周锻炼频率 (次)	9100	1.326	2.480	0	21
一周锻炼时长 (小时)	2649	6.463	9.165	0.100	105
过去一月吸烟 (无=0)	7995	0.361	0.480	0	1
每天吸烟量 (支)	2880	16.04	9.888	1	100
曾经吸烟 (无=0)	685	0.056	0.229	0	1
过去一月每周喝酒过 3 次 (无=0)	7994	0.198	0.398	0	1
睡眠时长 (小时)	819	8.191	1.602	2	16
午休 (无=0)	7995	0.449	0.497	0	1
午休时长 (分)	3588	70.05	39.10	1	240
读书 (无=0)	9102	0.277	0.448	0	1
个体特征					
男 (女=0)	10725	0.607	0.488	0	1
年龄	10725	35.48	12.35	16	80
在婚 (未婚=0)	10725	0.746	0.435	0	1
离婚或丧偶 (未婚=0)	10725	0.029	0.167	0	1
母亲教育	9061	1.431	0.555	1	3
父亲教育	8937	1.113	0.343	1	3
个人教育年限	10720	8.975	2.985	6	16
社区平均教育	10725	8.167	1.391	6	16
中部 (东部=0)	10725	0.279	0.448	0	1
西部 (东部=0)	10725	0.264	0.441	0	1

数据来源：2014 年的 CFPS 数据，下同

5.1.4 教育与务工农民健康

图 5-1 表示教育与务工农民健康的关系。从图 5-1 可以发现,以自评健康、自评记忆力、伤病严重程度、词组得分和数学得分衡量的务工农民健康,大体上随着教育程度的提升而不断改善。这表明,教育与务工农民健康之间存在正相关关系,初步证实了教育能够改善务工农民健康。

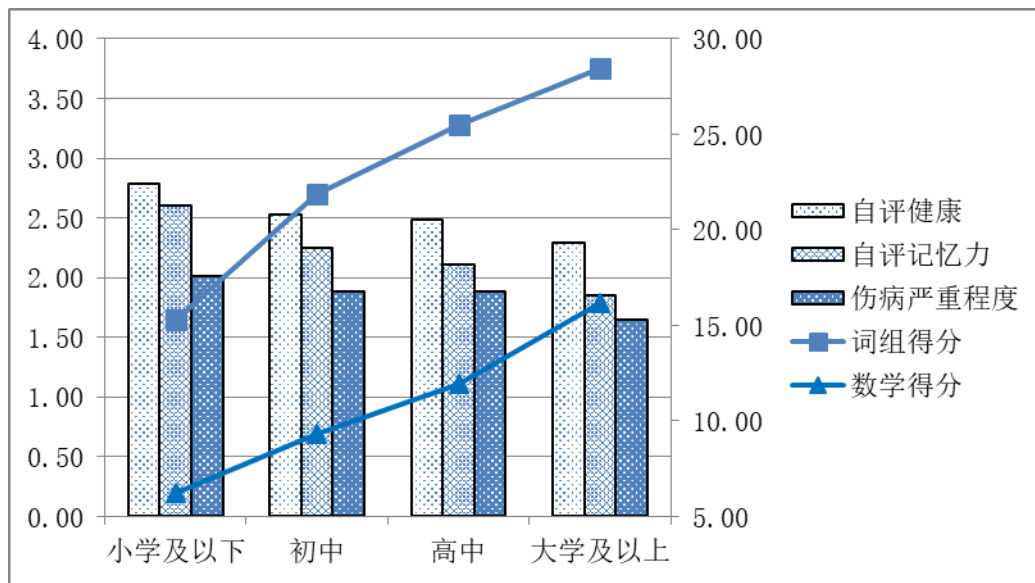


图 5-1 教育与务工农民健康

5.2 实证结果及分析

5.2.1 教育对务工农民健康的影响

在前面的分析中,我们已经初步证实了教育有利于改善务工农民健康,但是由于没有控制其他因素的影响导致所得出的结论不够严谨。在后面的分析中,我们将采用更严格的计量方法探讨两者的关系。在前文中,我们已经考虑了教育的内生性问题,因此,我们将采用 2SLS 模型[®]估计教育对务工农民健康的因果效应。

[®] Ferrer-i-Carbone et al. (2004) 认为当因变量为心理测评类的等级指标时,使用非线性模型与线性模型所得到的估计结果相差不大,但是线性模型具有更直观的边际效应表达因而更适合分析政策含义。本部分使用线性模型进行估计。

表 5-2 下半部分给出了 2SLS 模型的第一阶段估计结果，即 (5-2) 式的参数估计结果。从表 5-2 下半部分可知，社区平均受教育年限与务工农民教育显著正相关，社区平均受教育年限每增加一年，务工农民受教育年限增加约 0.83 年。F 统计值为 400.92，显著大于由 Staiger 和 Stock (1997) 提出的临界值 10，这表明以社区平均受教育年限作为内生变量教育的工具变量，两者显著相关，不存在弱工具变量问题。

表 5-2 教育对务工农民自评健康、伤病严重程度和自评记忆力的影响

解释变量	OLS			IV		
	自评健康	伤病严重程度	自评记忆力	自评健康	伤病严重程度	自评记忆力
个人教育	-0.009** (0.0047)	-0.016** (0.0066)	-0.057*** (0.0049)	0.002 (0.0113)	-0.041*** (0.0159)	-0.032*** (0.0124)
他人健康评价 1	0.163*** (0.0140)	0.017 (0.0169)	0.089*** (0.0148)	0.164*** (0.0140)	0.014 (0.0169)	0.091*** (0.0149)
他人健康评价 2	0.074*** (0.0148)	0.018 (0.0191)	-0.091*** (0.0164)	0.073*** (0.0148)	0.022 (0.0193)	-0.092*** (0.0165)
男 (女=0)	-0.258*** (0.0278)	-0.022 (0.0365)	-0.150*** (0.0302)	-0.259*** (0.0278)	-0.020 (0.0365)	-0.151*** (0.0302)
年龄	0.025*** (0.0014)	0.004** (0.0018)	0.012*** (0.0016)	0.025*** (0.0015)	0.003 (0.0019)	0.013*** (0.0016)
在婚 (未婚=0)	0.022 (0.0381)	0.065 (0.0551)	-0.035 (0.0406)	0.033 (0.0399)	0.024 (0.0603)	-0.009 (0.0421)
离婚或丧偶 (未婚=0)	0.142 (0.0933)	0.048 (0.110)	0.106 (0.102)	0.160* (0.0952)	-0.002 (0.115)	0.146 (0.103)
母亲教育	0.009 (0.0254)	-0.018 (0.0343)	-0.021 (0.0281)	-0.001 (0.0271)	0.010 (0.0376)	-0.042 (0.0295)
父亲教育	0.017 (0.0376)	-0.081 (0.0526)	-0.018 (0.0411)	0.009 (0.0385)	-0.062 (0.0539)	-0.037 (0.0423)
中部 (东部=0)	-0.065** (0.0308)	-0.003 (0.0430)	0.096*** (0.0342)	-0.0623** (0.0309)	-0.003 (0.0430)	0.100*** (0.0343)
西部 (东部=0)	0.053 (0.0356)	0.079* (0.0448)	-0.010 (0.0377)	0.058 (0.0360)	0.075* (0.0450)	0.0002 (0.0380)
常数项	1.222*** (0.111)	1.827*** (0.146)	2.708*** (0.122)	1.117*** (0.148)	2.051*** (0.191)	2.479*** (0.162)
样本量	6313	1424	6309	6313	1424	6309
F-统计值	74.97***	4.20***	40.32***	74.61***	4.15	28.21
调整后 R ²	0.120	0.030	0.065	0.120	0.020	0.062
DWH 检验	-	-	-	1.18	3.09*	4.69**
第一阶段回归						
社区平均教育				0.829*** (0.021)		
控制变量				控制		
样本量				7587		
调整后 R ²				0.252		
F-统计值				400.92***		

注：(1) 括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。(2) 为了节省篇幅，第一阶段回归的控制变量估计结果省略。

在表 5-2 上半部分中，DWH 检验结果显示，在自评健康模型中教育不具

有内生性，但是在伤病严重程度和自评记忆力模型中教育具有内生性。作为对比，本部分分别使用 OLS 模型和 2SLS 模型回归，结果显示，不论是自评健康、伤病严重程度还是自评记忆力，教育均对务工农民健康具有正面影响。这表明随着教育年限增加，务工农民健康逐渐获得改善，如在 OLS 模型中，教育每增加一年，务工农民自评健康变差的可能性下降 1%；在 2SLS 模型中，伤病严重程度和自评记忆力变差的可能性分别下降 4% 和 3%。此外，从锚定变量来看，仅伤病严重程度不显著，自评健康和自评记忆力均显著，这表明主观健康指标确实需要调整。从锚定变量系数的符号可以判断，对自评健康存在正相关关系，对自评记忆力即存在正相关关系也存在负相关关系。其他变量对健康的影响基本符合理论假设，相比女性、年龄较大者和居住在中部，男性、年龄较小者和居住在东部的务工农民自评健康和自评记忆力更好。居住在西部相比东部的务工农民伤病更重。

在表 5-3 中，DWH 检验结果显示，在词组和数学得分模型中教育不具有内生性。本部分主要看 OLS 回归，结果显示，教育对务工农民认知能力具有正面影响，随着教育年限增加，务工农民的词组和数学得分都在不同程度上得到改善。如，教育程度每增加一年，词组和数学得分分别增加 1.07 和 0.86。此外，其他变量对健康的影响基本符合理论假设。相比女性，男性的词组和数学得分更高。随着年龄的增加，务工农民的词组和数学得分均在下降。母亲教育越高，务工农民的词组和数学得分越高。父亲教育越高，仅词组得分更高。相比东部，中部和西部地区的词组得分更低，而中部地区的数学得分更低。与未婚相比，在婚的务工农民的词组得分更高。

综合来看，教育具有改善务工农民健康的重要作用，这和 Grossman(1972) 的健康需求理论一致。DWH 检验结果显示教育并非在所有模型中均具有内生性。这可能是因为，务工农民的受教育水平在其年轻时代决定，健康水平却决定于现在，同时影响健康与教育的因素在教育与健康决定方程中应是有差异的，尽管本部分初始假设它们是相同的，但数据回归估计并不完全接受这一假设。

表 5-3 教育对务工农民词组和数学得分的影响

解释变量	OLS		IV	
	词组得分	数学得分	词组得分	数学得分
个人教育	1.071*** (0.0338)	0.862*** (0.0218)	1.009*** (0.0786)	0.914*** (0.0570)
男(女=0)	0.495** (0.201)	0.311*** (0.112)	0.497** (0.201)	0.309*** (0.112)
年龄	-0.197*** (0.0107)	-0.059*** (0.0054)	-0.200*** (0.0112)	-0.057*** (0.0058)
在婚(未婚=0)	1.325*** (0.269)	-0.052 (0.170)	1.258*** (0.279)	0.004 (0.176)
离婚或丧偶(未婚=0)	0.750 (0.664)	-0.338 (0.315)	0.646 (0.672)	-0.250 (0.326)
母亲教育	1.014*** (0.178)	0.419*** (0.106)	1.070*** (0.188)	0.373*** (0.115)
父亲教育	0.443* (0.241)	0.227 (0.164)	0.492** (0.249)	0.186 (0.171)
中部(东部=0)	-0.712*** (0.237)	-0.510*** (0.131)	-0.724*** (0.238)	-0.501*** (0.132)
西部(东部=0)	-0.534** (0.237)	-0.211 (0.132)	-0.564** (0.239)	-0.187 (0.133)
常数项	15.58*** (0.669)	2.967*** (0.386)	16.17*** (0.935)	2.463*** (0.621)
样本量		6322		
F-统计值	265.62***	303.43***	168.36***	153.80***
调整后 R ²	0.276	0.338	0.275	0.337
DWH 检验	-	-	0.77	1.01

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

5.2.2 教育影响务工农民健康的异质性分析

教育对健康的影响在不同特征群体中可能会存在差异，即受教育程度对务工农民健康的影响可能存在异质性。虽然程令国等（2014）对老年人进行的性别和城乡检验结果并未发现统计上的显著性，但是另一些研究表明，教育对健康的影响在年龄上会发生变化，有些研究认为，教育对健康的影响随着年龄的增加而不断发散，另一些研究认为教育对健康的影响随着年龄的增加最终会收敛（焦开山，2014）。从性别的角度来看，Behrman et al（2015）使用中国的双胞胎数据发现教育对男性的影响在肥胖、锻炼方面比对女性的影响更大，但是在吸烟和饮酒方面的影响更小。为此，本部分进一步检验务工农民中是否存在受教育程度对不同性别、年龄群体个体健康影响的异质性。

表 5-4 教育影响务工农民健康的性别和年龄异质性

被解释变量	男 (1)	女 (2)	36 岁以下 (3)	36 岁及以上 (4)
自评健康	-0.008 (0.0062)	-0.013* (0.0075)	-0.005 (0.0057)	-0.019** (0.0090)
伤病严重程度	-0.010 (0.0089)	-0.024** (0.0099)	-0.050*** (0.0171)	-0.011 (0.0116)
自评记忆力	-0.057*** (0.0063)	-0.055*** (0.0080)	-0.019 (0.0133)	-0.078*** (0.0096)
词组得分	1.023*** (0.0439)	1.111*** (0.0530)	0.831*** (0.0393)	2.251*** (0.280)
数学得分	0.822*** (0.0285)	0.921*** (0.0341)	0.870*** (0.0268)	0.854*** (0.0400)

注：括号内为稳健标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

对于不同性别群体来说，由于 DWH 检验结果接受原假设，因此采用 OLS 模型进行估计。表 5-4 的第 (1)、(2) 列给出了教育影响务工农民健康的分性别进行的模型估计结果。从表中可以看出，教育对女性务工农民自评健康和伤病严重程度具有显著的正面影响，但是对男性没有显著影响。此外，教育虽然对不同性别的务工农民自评记忆力、词组和数学得分均存在显著影响，但是基本不存在明显的性别差异。

根据国家统计局数据以及其他学者的研究结果（王琼和叶静怡，2016），可以发现务工农民通常以青壮年为主。因此，本部分按照年龄均值（36 岁）把务工农民划分为不同群体，以分析教育对不同年龄群体影响的异质性。通过 DWH 检验结果发现，对于 36 岁以下的自评记忆力、伤病严重程度群体以及 36 岁及以上的词组得分群体，教育存在内生性，但是对其他群体则拒绝教育的内生性假设。因此对于前者本部分采用 2SLS 模型进行估计，后者则采用 OLS 模型进行估计。表 5-4 的第 (3)、(4) 列给出了教育影响务工农民健康的分年龄进行的模型估计结果。从表中可以发现，教育对 36 岁及以上务工农民自评健康、自评记忆力具有显著的改善作用，对伤病严重程度没有显著影响，与之相反的是，教育对 36 岁以下务工农民自评健康、自评记忆力没有显著影响，对伤病严重程度具有显著的改善作用。虽然教育对不同年龄务工农民词组和数学得分均具有显著影响，但是在词组得分方面存在明显的年龄差异，教育对 36 岁及以上群体的影响是 36 岁以下群体的 2.7 倍左右。但是在数学得分方面不存在明显的年龄差异。

从以上分析可以发现，教育对务工农民健康的影响存在性别和年龄方面的差异。从性别方面来看，教育对务工农民的影响存在自评健康和伤病严重程度方面的差异。从年龄角度看，教育对务工农民的影响存在自评健康、伤病严重程度、自评记忆力和词组得分方面的差异。

5.2.3 教育影响务工农民健康的可能机制

目前，对教育影响个体健康的机制的研究相对较为薄弱（Cutler et al., 2011）。虽然已有文献从理论和实证上探讨了教育影响个体健康的可能机制，但多是从某一个或一些角度进行的尝试，尚不完善。程令国等（2014）对现有研究进行总结，认为教育对健康的影响渠道大致可以划分为两类，分别是预算约束放松说和效率提升说，但是把两者放在同一个框架进行检验的文献较少。本部分尝试从预算约束和效率的角度对此进行检验。

由于预算约束主要通过个体的经济状况来体现，而健康生产效率主要通过健康行为来实现，因此，本部分将从经济状况和健康行为的角度探讨教育影响务工农民健康的传导机制。

表 5-5 给出的是教育对务工农民经济状况和健康行为的影响。从表中可以看出，随着务工农民教育程度增加，他们的经济状况显著改善。具体来说，受教育程度更高的务工农民，更可能在政府机关和国有单位就业，每周工作时间也会更少，不仅收入更高，而且具有养老保险，这和 Becker（1964）的人力资本理论是一致的，即受教育程度越高，个人更可能从事更好的工作和获得更高的收入。

从健康行为的角度看，受教育程度越高，务工农民越可能具有更加有利于改善健康的健康行为。如受教育程度更高的务工农民，会更多地使用手机、上网、读书、手机费也更多，这不仅有利于他们获得更多健康资讯改善健康（Cutler et al., 2010），而且可以维持和扩大社交圈子，有利于身心健康（程令国等，2014）。不仅如此，随着务工农民受教育程度的提高，他们更可能少吸烟喝酒，同时增加锻炼的频率，这可以直接改善健康（Cutler et al., 2010）。从睡眠的角度看，虽然夜晚和中午的睡眠时间会下降，但是增加了午休可能性，在一定程度上弥补了睡眠时间下降带来的不利影响，同样具有改善健康的作用。

表 5-5 教育对务工农民经济状况和健康行为的影响

被解释变量	教育	标准误	样本量	调整后 R ²	DWH 检验
渠道变量 (1): 经济变量					
国有部门 (非国有=0)	0.024***	(0.002)	6674	0.049	1.74
每周工作时间 (小时)	-0.928***	(0.074)	7544	0.027	0.46
个人总收入对数	0.105**	(0.042)	8545	0.031	4.43**
有养老保险 (无=0)	0.020***	(0.002)	8238	0.102	2.25
渠道变量 (2): 健康行为变量					
使用手机 (无=0)	0.004***	(0.001)	6322	0.056	1.53
每月手机费 (元)	5.254***	(1.083)	6087	0.056	10.90***
上网 (无=0)	0.033***	(0.002)	6322	0.392	2.70
一周锻炼频率 (次)	0.160***	(0.026)	7279	0.031	5.59**
一周锻炼时长 (小时)	-0.161***	(0.061)	2220	0.034	1.33
过去一月吸烟 (无=0)	-0.014***	(0.002)	6322	0.339	2.20
每天吸烟量 (支)	-0.475***	(0.068)	2381	0.099	1.76
曾经吸烟 (无=0)	-0.012***	(0.004)	321	0.101	2.78*
过去一月每周喝酒过 3 次 (无=0)	-0.016***	(0.004)	6322	0.124	5.68**
睡眠时长 (小时)	-0.038*	(0.023)	590	0.067	0.06
午休 (无=0)	0.04***	(0.002)	6322	0.024	0.31
午休时长 (分)	-4.262***	(0.544)	2833	0.020	16.69***
读书 (无=0)	0.024***	(0.005)	7282	0.126	14.05***

注: 括号内为稳健标准误, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 5-6 经济状况和健康行为对务工农民健康的影响

被解释变量	国有部门	工作时间	个人收入	养老保险	使用手机
自评健康	-0.106** (0.045)	0.002* (0.001)	-0.006* (0.003)	-0.001 (0.031)	0.043 (0.086)
伤病严重程度	0.014 (0.068)	0.002** (0.001)	0.002 (0.004)	-0.128*** (0.042)	0.239** (0.115)
自评记忆力	-0.071 (0.050)	0.003*** (0.001)	-0.010*** (0.003)	-0.126*** (0.034)	-0.099 (0.093)
词组得分	2.279*** (0.333)	0.002 (0.006)	-0.019 (0.024)	2.536*** (0.233)	5.424*** (0.700)
数学得分	1.722*** (0.234)	-0.014*** (0.004)	0.014 (0.014)	1.135*** (0.141)	1.858*** (0.319)

注: 括号内为稳健标准误, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 5-7 经济状况和健康行为对务工农民健康的影响（续 1）

被解释变量	手机费	上网	锻炼频率	锻炼时长	现在吸烟	吸烟量
自评健康	-0.001 (0.001)	0.046 (0.035)	-0.019*** (0.006)	-0.003 (0.003)	-0.037 (0.035)	0.004 (0.003)
伤病严重程度	0.001 (0.003)	-0.033 (0.052)	-0.007 (0.008)	0.003 (0.004)	-0.015 (0.050)	0.005 (0.003)
自评记忆力	-0.001** (0.001)	-0.181*** (0.038)	-0.022*** (0.006)	-0.001 (0.003)	-0.013 (0.038)	0.004 (0.003)
词组得分	0.009*** (0.002)	5.531*** (0.270)	0.252*** (0.044)	-0.016 (0.022)	-0.533** (0.270)	-0.062*** (0.019)
数学得分	0.004*** (0.001)	2.522*** (0.160)	0.122*** (0.026)	-0.038*** (0.012)	-0.909*** (0.163)	-0.043*** (0.010)

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 5-7 经济状况和健康行为对务工农民健康的影响（续 2）

被解释变量	曾经吸烟	喝酒 3 次	睡眠时长	是否午休	午休时长	是否读书
自评健康	0.236 (0.228)	-0.114*** (0.037)	0.070** (0.030)	0.075*** (0.029)	-0.001 (0.001)	0.057* (0.031)
伤病严重程度	-0.128 (0.320)	0.048 (0.052)	0.037 (0.033)	0.009 (0.038)	0.001 (0.001)	-0.130*** (0.044)
自评记忆力	0.326 (0.214)	0.009 (0.040)	0.029 (0.035)	0.052* (0.031)	0.001 (0.001)	-0.263*** (0.033)
词组得分	1.752 (1.381)	0.404 (0.277)	-0.168 (0.201)	1.619*** (0.217)	-0.010** (0.004)	4.850*** (0.213)
数学得分	-1.911 (1.198)	-0.530*** (0.156)	-0.137 (0.137)	0.547*** (0.129)	-0.014*** (0.002)	2.338*** (0.152)

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 5-7 进一步检验了经济状况和健康行为对务工农民健康的影响。从经济状况的角度来看，具有更好的工作、收入更高、工作时间更少和具有养老保险能够显著改善务工农民的健康。王琼等（2016）的研究表明工作时间越长，务工农民的健康越差，但是收入的提高能够改善健康状况。

从健康行为的角度来看，上网、读书和使用了更多的话费对健康具有显著地改善作用，但是使用手机一方面加重了伤病严重程度，另一方面改善了认知能力，整体来说，拥有的健康知识越多，越可能更有效率地进行健康生产。经常锻炼可以改善健康，而曾经吸烟、现在吸烟和吸烟数量越多则不利于健康。饮酒对健康的影响不确定，一方面会改善自评健康另一方面会降低认知能力。从睡眠的角度看，不管是午休还是夜晚睡觉，时间越长越不利于健康，而是否午休一方面能改善认知能力另一方面会恶化自评健康和自评记忆力。

从以上分析可以发现，整体来说，经济状况和健康行为是教育改善务工

农民健康的重要渠道。具体来说，受教育程度越高，越可能在国有部门工作、工作时间更少、收入也更高并有养老保险，而在国有部门工作、工作时间更少、收入更高并有养老保险能够显著改善健康。已有研究表明，经济状况越好越有能力购买更多更好的医疗服务资源直接改善健康，也可以通过购买更多的营养物品进行间接的健康投资（Cutler et al., 2011）。

从健康行为来看，第一，受教育程度越高，务工农民越可能上网、读书和使用手机的话费也越多，这一方面可以获得更多的健康知识改善健康（程令国等，2014），另一方面可以维持和扩大社交圈子，从而改善他们的身心健康（Ma, 2019）。需要注意的是，教育程度提高增加了使用手机的可能性，但是使用手机恶化了伤病严重程度，尽管它改善了认知能力。因此，使用手机有利有弊，应该控制手机的使用时间，减少伤害。第二，本部分还发现教育提高了务工农民锻炼频率、降低了锻炼时长，而锻炼频率的提高和锻炼时长的降低有利于改善健康，现有研究表明适度的锻炼有利于改善健康，但是增加锻炼时间并不会带来持续的健康改善（Schnohr et al., 2003），这是因为适度运动对心脏有益处，而且运动有益于维持体重、降低吸烟、高密度的脂蛋白胆固醇和血压水平，还能改善葡萄糖胰岛素动态水平（Leon et al., 1987）。第三，受教育程度高的务工农民更可能节制吸烟，而吸烟对健康是有害的（Goldman et al., 2002）。虽然教育程度的提高降低了饮酒的可能性，但是饮酒对健康的影响是不确定的，既有利也有害。研究表明适度饮酒有益健康，但是酗酒对健康有负面影响（Cutler et al., 2010）。第四，从睡眠的角度来看，受教育程度提高降低了务工农民睡眠和午休时间，但是睡眠和午休时间越长对健康越不利，这表明受教育程度的提高能够通过调整休息习惯改善健康。同时，受教育程度提高增加了午休的可能性，但是午休对健康的影响还不确定，午休恶化了自评健康和自评记忆力，但是能够改善数学和词组得分。通常情况下，大多数人一生中的睡眠时间超过生命的三分之一。适当的睡眠是最好的休息，此时，人体的肌肉放松、心率减慢、血压降低、呼吸减慢、代谢减低、体温下降等，在这种状态下，体内获得充分的能量物质，弥补了从事各种活动所消耗的能量，既可以恢复精神又可以解除疲劳，是维护健康和体力的基础。如果不睡眠不仅身心受到损伤，各种器官组织也会耗损。如果过度睡眠，则会造成大脑皮层抑制，使脑细胞缺氧，而且会打破正常的睡眠

节律。相比睡眠时间长短，睡眠质量对健康的影响更大。如果夜晚睡眠不足，可以通过午休来恢复精力，但是过长的午休同样不利于健康（王瑞敏等，2008）。

5.2.4 讨论

目前对务工农民健康的考察较少，并且研究结果存在差异。首先，关于教育与务工农民健康的关系，现有研究结果存在差异。李珍珍和陈琳（2010）的研究表明，相对于大专及以上人员，具有中学文化程度的务工农民健康状况更好。黄乾（2010）的研究表明，教育对务工农民健康存在显著正面影响，但是加入职业变量以后，教育的影响不再显著。本文的结果发现，教育程度越高的务工农民健康会更好。本文的研究结果更符合理论预期，与现有研究存在差异的原因可能在于两方面。一方面，现有研究仅仅只是相关分析，并未探讨可能存在的内生性问题。事实上，由于教育和健康均是人力资本的重要组成部分（Becker, 1964），因此，教育对务工农民健康的影响不仅可能存在遗漏能力等变量的可能性，而且还存在反向因果问题，从而导致对两者关系的判断存在差异。另一方面，现有研究使用的是局部调查数据，对务工农民整体的代表性有限，也会导致研究结果存在差异。与现有研究不同的是，本文不仅使用了具有全国良好代表性的 CFPS 数据，而且考察了可能存在的内生性问题，使得本文的结果更加准确。

其次，鲜有研究考察教育影响务工农民健康的具体机制。李珍珍和陈琳（2010）仅关注了务工农民健康的影响因素。黄乾（2010）则进一步考察了职业在教育影响务工农民健康过程中的机制作用，并发现职业能够完全解释教育对务工农民健康的影响。事实上，程令国等（2014）认为不仅职业会影响健康，健康行为和健康知识等均会对健康产生显著的影响。而且，职业也难以完全解释教育对健康的影响。本文对教育影响务工农民健康的机制进行了较为全面地考察，结果证实了程令国等（2010）的观点。本文发现，教育不仅通过扩张预算约束来改善务工农民健康，同时也会通过影响健康行为，进而影响健康投入要素的生产效率来实现。具体来说，一方面，受教育程度更高的人，有更高的机会获得更高的职位和更好的收入，从而放松了自身所

面临的预算约束，有更大的消费集可以选择，进而改善健康；另一方面，受教育程度更高的人，可以将更多的资源配置在有益于健康的行为上，如对吸烟、睡眠时间过长等不利于健康的生活习惯表现出更强的自控力，对能改善健康的锻炼行为表现出更高的接受程度等，从而提高健康投入要素的生产效率，进而改善健康。

5.3 本章小结

我国人口结构的变化，促使传统经济增长方式发生改变。在经济增长进入新常态的大环境下，如何有效利用现有人力资源为经济结构调整升级和经济增长方式转变争取更多时间，是对决策者的重大考验。在农村劳动力不断向城市和非农产业流动的大背景下，转移农村剩余劳动力从提高人力资源数量的角度改善我国经济运行成本，而更多农村剩余劳动力的顺利转移和再流动有赖于他们良好的健康。因此，本部分重点关注增加教育投资，提高人们的教育资本，是否有利于提高务工农民的健康？鉴于此，本部分使用 2014 年的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据，考察教育对务工农民健康的影响。考虑到受教育程度的内生性，我们对其进行了工具变量处理，从而保证了估计结果的一致性，并得出以下结论。

第一，教育对务工农民健康具有显著的正面影响。本部分同时使用了主观健康指标和客观健康指标考察教育对务工农民健康的影响，为了降低甚至消除主观健康指标可能存在的估计偏误，本部分还使用了锚定变量对主观健康指标进行纠偏，结果发现教育对务工农民健康具有显著的正面影响。

第二，教育对务工农民健康的影响存在异质性。从性别方面来看，教育对女性务工农民自评健康和伤病严重程度具有显著的正面影响，但是对男性没有明显影响，在自评记忆力、词组和数学得分方面基本不存在明显的性别差异。从年龄角度看，教育对 36 岁及以上务工农民自评健康、自评记忆力具有显著的改善作用，对伤病严重程度没有显著影响，与之相反的是，教育对 36 岁以下务工农民伤病严重程度具有显著的改善作用。此外在词组得分方面也存在明显的年龄差异，教育对 36 岁及以上群体的影响更大。

第三，预算约束放松和效率提升在教育影响务工农民健康的过程中发挥

着重要的渠道作用。务工农民群体中存在着以健康换取收入的现象（苑会娜，2009）。为了获得更多的收入，务工农民经常加班，过多的劳动时间加速了他们的健康折旧，进而降低了未来的生产效率和收入能力（王琼等，2016）。本部分的研究结果表明，受教育程度越高，不仅越可能在国有部门工作、收入更高并有养老保险，而且工作时间更少。而在国有部门工作、工作时间更少、收入更高并有养老保险能够显著改善健康。此外，从健康行为来看，受教育程度越高，越可能具有更多健康知识、锻炼频率越高、越不太可能吸烟喝酒、越可能午休，这均有助于改善健康。

基于以上分析，本部分认为教育对务工农民健康具有显著的正面影响。增加教育投资有利于改善务工农民的健康，促进农村剩余劳动力向城市和非农产业顺利转移和再流动，从而抑制劳动力成本过快上涨，促进经济健康发展。

6. 务工农民教育对父母健康的影响及其传导机制

按照联合国标准,我国自 1999 年就进入了老龄化社会,而且老龄化程度不断加深。2014 年,我国 65 周岁及以上老年人口数量为 1.37 亿人,占总人口的比重为 10.1%。到了 2016 年,65 周岁及以上老年人口数量达到了 1.5 亿人,占总人口的比重上升到了 10.9%。2017 年,65 周岁及以上人口进一步达到了 1.58 亿,占总人口比重为 11.4% (国家统计局数据)。长期以来,农村青壮年劳动力向城市和非农产业流动,导致农村的老龄化程度更高,而青壮年流出家庭的老人所面临的养老问题也更加严峻。

农村虽然具有覆盖较为广泛的社会保障,但是保障的力度有限。为了应对我国的快速老龄化问题,我国分别在 2003 年和 2009 年建立和完善了关系老年人养老问题最重要的两个福利制度:新型农村合作医疗制度(简称:新农合)和新型农村社会养老保险制度(简称:新农保)。截止到目前,两个制度覆盖了农村绝大多数人口(南楠等,2016)。但是,从保障水平上来看,相比城镇职工基本养老保险和城镇居民社会养老保险,新农保的保障水平是最低的(王亚柯等,2013),每月仅有 60 元,而前两者的养老金中位数分别达到了每月 2400 元和 900 元(中国老年社会追踪调查,2014)。新农合重点在于解决农民由大病引起的因病致贫和返贫问题。从实施效果来看,新农合并未显著降低老年人的实际医疗支出和大病支出发生率(程令国等,2012),而且农民的健康也没有得到有效改善(Lei et al., 2009)。

长期以来,我国养老的方式是以家庭为主(Ng et al., 2002; 陈欣欣等, 2011)。传统上,我国通常遵循着“反哺模式”,成年子女赡养父母(郑丹丹等, 2014)。近些年,随着我国的社会保障体系逐渐建立和完善,越来越多的老人对子女的经济需求不断降低,甚至有些老人还会给予子女经济支持(孙鹃娟,

2017)。但是在农村，由于社会保障力度不够，老年人的养老主要依靠子女，“养儿防老”的现象极为普遍。根据 2010 年的人口普查数据发现，66.3%的城市老年人以养老金作为主要生活来源，而 47.7%的农村老年人主要依靠家庭其他成员赡养（姜向群等，2013）。

随着我国社会经济发展，越来越多的农村青壮年向城市和非农产业迁徙，使得他们的父母陷入养老困境。根据农民工监测调查报告数据，2016 年，我国农民工总量达到了 2.8 亿人，其中外出农民工约为 1.7 亿人，跨省流动农民工约为 0.8 亿人，占外出农民工总人数的 45.3%。这些承担着主要赡养责任的农村劳动力的大量转移，一方面，减少了对父母的日常照料；另一方面，父母不得不承担更多农活、家务活，还需要帮助务工子女照顾孩子，从而降低了父母的健康和生活满意度（连玉君等，2014）。外出务工冲击了家庭养老的基础，使他们的父母面临着养老困境。

子女对父母的代际支持包括经济资源支持、日常照料和情感慰藉（郑丹丹等，2014）。虽然日常照料和情感慰藉对父母养老具有重要影响，但是经济资源支持对农村父母养老而言更加重要（刘西国，2016）。根据全国老年人追踪调查关于老年人经济状况自我评价结果显示，农村地区有些困难和很困难的分别占 30.8%和 7.7%（中国老龄科学研究中心，2010）。2014 年中国老年社会追踪调查（CLASS）报告显示，农村地区的支出贫困率达到了 38.0%。子女务工虽然会导致给予父母的日常照料和情感慰藉减少，但是通过务工可以获得更多经济收入，从而给予父母的经济资源支持增多。经济资源支持在一定程度上不仅弥补了日常照料和情感慰藉的不足，而且有利于社会化照料体系的发展和完善。

根据人力资本理论，受教育程度更高的个体在劳动力市场上的竞争力更强（Becker，1964）。农村劳动力在向城市和非农产业流动过程中，不仅会受到户籍制度限制等不利条件的影响，导致迁移成本提高（陆铭，2011），而且在劳动力市场上，收入高低和工作好坏也受到自身人力资本存量的影响（Becker，1964）。作为人力资本的重要组成部分，研究表明文化程度越高，知识储量越多，劳动技能越高，克服户籍制度等迁移障碍的能力越强，迁移成本越低，在其他条件都相同的情况下，找到更高收入和更好工作的可能性越高（Wang et al.，2016），这有利于为父母提供更好的养老环境。因此，本

部分将从教育的角度考察务工子女父母的养老问题。

健康问题是老年人面临的重大问题之一（刘慧君等，2013）。人进入老年期后，健康折旧加快，不仅日常行动能力下降，而且也容易心理健康恶化（杨克文等，2019）。根据中国社会科学院《中国老龄事业发展报告》蓝皮书数据，2013年城乡失能半失能的老年人达到3750万人，占全部老年人的18.6%。当子女外出务工之后，父母的健康问题更为突出（连玉君等，2014）。因此，如果能改善老年人健康，降低发病率，不仅能够降低疾病带来的痛苦，提升老年人幸福感和生命质量，而且有利于维持家庭的和谐和稳定。更重要的是，父母健康的改善，有利于提升务工农民向城市和非农产业转移的可能性。鉴于此，本部分将对父母养老问题的研究集中到健康问题上。

目前，考察子女教育与父母健康关系的文献尚不多见（刘慧君等，2013；Torssander，2014），本部分尚属首次从我国务工农民的角度考察子女教育与父母健康的关系。这方面的实证研究被忽略的很重要的原因可能是如果子女的受教育程度和父母受教育程度差别不显著的话，父母的健康受子女教育的影响也不会太大。中国过去这四十多年的教育水平的快速提升，使代际之间的受教育程度有较大的差别，因此给我们提供了一个识别子女教育对父母健康影响的机会。本部分将考察以下三个方面的问题：第一，务工农民教育是否会影响父母健康？第二，这种影响在具有不同特征的父母群体中是否存在异质性？第三，影响的具体机制是什么？

与已有文献相比，本部分的贡献主要体现在以下几个方面。第一，现有研究从子女教育的角度对父母健康状况关注较少，本部分对该群体的考察有利于检验教育对健康影响的普适性；此外，在我国社会经济发展转型的大背景下，考察务工农民教育对父母健康的影响可以更好地为农村劳动力的转移提供实证依据。第二，本部分从子女经济状况和健康知识的角度考察务工农民教育影响父母健康的可能渠道，一方面弥补了现有研究的不足，另一方面为更好地指导子女教育改善父母健康提供了现实依据。第三，随着我国老龄化不断加深，对父母健康的考察有利于更好地实现健康老龄化，对于构建和谐社会具有重要的现实意义。

6.1 理论假说

虽然，随着工业化和城市化的发展，传统养老的概念在变化，但是在很多社会，家庭仍然是赡养老人的主要方式（Ng et al., 2002；陈欣欣等，2011）。特别是在东亚社会，具有很强的孝道传统，父母和子女间相互支持，并尊敬老人。而且在中国，这些传统价值被政府以立法的形式加以巩固，规定成年子女有责任照顾父母（李春华等，2017）。这种基于道德和制度双重约束下的“孝文化”使得父辈可以获得子女基本无条件的支持，在资源上体现为子代向父代的流动。

经济资源支持是务工子女对父母最重要的代际支持。子女对父母的代际支持包括经济资源供给、日常照料和情感慰藉（郑丹丹等，2014）。但是在农村，由于社会保障力度不足，老人自身储蓄也十分有限，因此子女的经济支持成为他们最主要的收入来源。对于务工子女而言，经济资源支持的重要性还体现在经济资源对日常照料和情感慰藉的替代性上。由于外出务工使得居住空间分离，子女减少了对父母的日常照料和情感慰藉，经济资源支持成为了最主要的代际支持方式（刘西国，2016）。但这并非意味着务工子女对父母的日常照料和情感慰藉彻底丧失。随着现代信息技术和新型交通工具的发展，务工子女可以更方便地和父母联系和沟通，在一定程度上减轻了居住空间分离所带来的情感慰藉不足的不良影响（Liu, 2014）。

我国家庭养老的观念根深蒂固，随着老龄化不断加深，在社会化照料尚未发展成熟的情况下（余央央等，2014），代际支持成为影响父母健康的重要因素。实证研究表明，无论以客观健康指标、主观健康指标还是认知能力指标衡量父母健康，均发现子女对父母的支持对父母健康具有显著的改善作用（刘西国，2016；李春华等，2017）。如左冬梅等（2011）利用巢湖数据的研究表明务工子女的经济资源支持对父母的心理福利和自评健康具有重要影响，而且在一定程度上抵消了居住空间分离带来的负面影响。尽管连玉君等（2014）使用中国健康与营养调查（CNHS）数据对子女外出务工与父母健康和满意度之间关系的研究发现，子女的外出会导致父母健康变差生活满意度降低。并将之归因于子女外出务工冲击了传统的家庭养老模式，而且降

低了对父母的日常照顾和慰藉，同时增加了父母从事农业和家庭劳务的时间，进而导致健康变差生活满意度降低。但是，该文并未对该影响机制进行实证考察。Liu（2014）对中国农村的研究表明，简单地认为子女务工会导致父母福利降低的想法是错误的。实际上，是家庭成员之间互惠互利的网络支持而不是子女务工影响父母福利。当家庭成员之间相互支持的网络不存在时，子女务工会降低对父母的代际支持，但是只要这种网络存在，即使子女务工仍然会对父母福利具有正面影响。

根据代际间的交换理论，子女对父母的支持受到父母对他们的资源支持的影响（Stoller, 1985），这种支持不仅包括短期的资源交换，如父母通过提供日常照料等以换取子女的经济支持（Lei, 2013），而且存在长期的抚养赡养行为。在长期的资源交换中，父母对子女早期的教育投资是一项重要的代际支持，它会长期影响子代未来的智力、知识和技能。由于较高的受教育水平不仅会使子代在成年后有更高的机会在劳动力市场上获取更好的职位和更多的收入（Becker, 1964），而且也有能力获得更多的健康知识和健康生活方式，因此作为对父母投资的回报，子代更有意愿和能力在父母年老时提供养老支持（Lei, 2013）。相反，早期家庭对子代的教育投资不足，子女教育程度较低，会大大提高子代成年后成为“啃老族”的可能性（Henderson et al., 2017）。基于以上分析，本部分提出如下理论假说：

假说 1：在保持其他影响因素不变的情况下，务工农民受教育程度越高，父母的健康越好。

务工农民教育对父母健康的影响程度，不仅受制于务工农民本身对父母健康施加影响的能力，而且也会受到父母自身对务工农民施加的影响的反作用能力的影响。从父母的角度来看，教育、性别和年龄是影响父母面对外界影响时自身反作用能力大小的重要因素；从子女的角度来看，是否与父母同住和性别是影响务工农民对父母健康能够施加影响程度的重要因素，进而影响父母健康状况。因此，有必要重点分析务工农民教育对父母健康的影响在不同教育、性别、居住安排和年龄等群体中可能存在的异质性。

从教育的角度来考虑，Zimmer et al.（2007）认为受教育程度更高的父母更能有效利用务工农民的资源（如收入、健康知识等）促进自身健康的改善，因此务工农民教育对受教育程度更高的父母健康影响程度更大。但是，受教

育程度更高的父母可能自身的资源较多，需要务工农民资源支持的可能性更小。相反受教育程度低的父母由于自身获取资源的能力较差，对健康的改善能力有限，因此更需要务工农民支持，这使得务工农民教育可能对受教育程度更低的父母健康影响程度更大。Lei（2013）的研究表明，父母的收入和职位越低，健康越差，从子女处获得的支持越多。对于我国的农村老年人群体来说，经济资源是养老过程中的重要稀缺资源，因而对健康的影响程度更大。

从年龄的角度来考虑，父母年龄越大健康越差（Grossman, 1972），越需要务工农民给予更多更直接的人力上的帮助。而且随着年龄的增加，收入不断下降消费波动较小，这可能会导致年龄更大的父母对务工农民物质上的需求更多。特别地，由于机构化和市场化养老方式还不健全，家庭养老仍然是赡养老人的主要方式，因此随着父母年龄逐渐增大，劳动能力和日常生活能力逐渐丧失，务工农民对父母的支持也不断增加（陈欣欣等，2011）。

已有研究表明，非农务工劳动力市场是典型的二元性就业市场，通常存在着劳动力市场上的就业和收入的分割（高文书，2009）。一般来说，由于务工农民不具有非农户口和教育程度较低，因而他们在非农就业市场上的就业环境较差，而收入则较低（王琼和叶静怡，2016）。因而所能够邮寄回家进行储蓄的收入也较低。因此，为了养家糊口，不得不节俭吃住行等开支，这导致务工农民本身的生活居住条件较差。因此，从务工农民是否与父母同住来看，当父母与务工农民同住时，恶劣的生活环境可能会抵消务工农民的收入提高对父母健康的改善。当父母不与务工农民同住时，他们不仅能够在家乡获得更好的居住环境，而且能够得到务工农民邮寄的收入来改善生活水平，从而能够提高自身健康状况。

通常来说，母亲由于照顾孩子的技能更加娴熟，因而当务工农民的孩子稍微大点之后，通常需要母亲来帮忙照顾孩子，自己则外出打工，提高家庭收入，因而母亲与务工农民的联系更加频繁，关系更加融洽，更容易使得她们的健康得到改善。对于父亲来说，往往是一家之主，习惯于自主决策，不愿意受到他人的影响，因而不大容易受到务工农民教育的影响。

在我国，通常子女是赡养老人的主要方式，因此子女应该对父母健康具有重要影响。尤其是20世纪80年代实施了计划生育政策之后，一个家庭通常具有一个子女。因此，以往“养儿防老”的观念逐渐消失，女儿也在赡养老

人方面发挥着和儿子一样的作用。但是性别差异使得两者对父母健康的影响可能存在差异。男性通常需要外出工作，挣钱养家，因而对父母的经济支持较多，但是会导致沟通较少，对老年父母心理上的关怀不够。而女性通常感情较为细腻，而且善于沟通，因此对父母的心理健康具有重要帮助，但是女性的经济能力相比男性较差，因而对父母的经济资源支持可能较少。基于以上分析，本部分进一步提出如下理论假说：

假说 2：务工农民教育对教育程度低、女性和年龄较大的父母健康影响程度较大；与务工农民同住改善父母健康的程度有限；不同性别的务工农民对父母健康的影响存在差异。

务工农民受教育程度越高，越可能获得更好的工作和更高的收入，从而提高他们对父母的经济资源支持力度（Cutler et al., 2011）。这不仅有利于为父母提供营养更均衡合理的饮食，而且还可以进行专门的健康投资，如旅游度假、健身锻炼等，从而有利于改善父母身心健康（Cutler et al., 2010）。此外，一个人受教育程度更高，通常意味着他们学习能力更强，知识更加丰富，包括对与健康相关的知识和行为的掌握和鉴别（Grossman, 1972）。因此，受教育程度更高的务工农民能够利用他们所掌握的健康知识和健康行为对父母产生正外部性影响，进而提高父母对健康资源的配置效率和利用效率（Torssander, 2014）。从配置效率的角度来看，务工农民教育的正外部性能够使父母更好地优化健康投入组合，有针对性地改善身体健康；从利用效率的角度来看，这意味着同样的健康资源投入可以得到更多的健康产出，如更好地理解治疗方案，更好地配合治疗，治疗效果也更好。基于以上分析，本部分进一步提出如下理论假说：

假说 3：经济资源支持和父母健康行为改善是务工农民教育影响父母健康的重要机制。

6.2 研究设计

6.2.1 模型与方法

根据上文的理论假说，参照杨克文等（2019）和 Ma（2019）的模型设定，

本部分设定如下的计量模型作为检验务工农民教育与父母健康之间关系的基本模型：

$$Y_i = \alpha + \beta E_i + \gamma X_i + u_k + u_i \quad (6-1)$$

其中， i 表示个体， k 表示省份； Y_i 表示父母健康状况； E_i 表示务工农民教育水平； X_i 代表其他控制变量； u_k 表示地区固定效应； u_i 为随机扰动项； β 和 γ 分别表示对应变量的系数。

6.2.2 数据与变量

本部分使用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据进行研究。CHARLS由北京大学国家发展研究院中国经济研究中心组织实施，调查对象为随机抽取的家庭45岁及以上中老年人。该调查从2011年开始实施，覆盖了150个县级单位，450个村级单位，约1万户家庭中的1.7万人。这些样本以后每两年追踪一次，2013年进行了第一次追踪，在2011年受访者的基础上增加了访问者，样本量达到了1.8万左右。该数据含有丰富的个人和家庭信息，可以满足我们的研究需要。

通过对数据的整理，我们首先把个体年龄小于45岁的个体删除；其次，将个体子女年龄小于16岁，并且还在上学的个体删除掉；再次，根据本部分研究的对象——务工农民，本部分将户口是非农的个体删除，保留具有农业户口的个体。在此基础上，本部分将职业是务农的农民个体删除掉，保留从事非农职业的个体；最后，极端值和缺失的样本点删除。按照以上标准对数据处理之后，单一年份的样本量较少，难以满足本部分的研究需求。对于最新的2015年数据，由于未公布子女的职业指标变量，无法获得本部分的研究对象——务工农民。鉴于此，本部分仅使用了2011年和2013年两年的样本作为本部分的研究数据。后续的处理结果表明，该数据能够很好地满足研究需求。

由于农村单个家庭中可能有不止一个子女，因此一个父亲或母亲的数据可能有多个子女的数据与之相对应。而教育程度高的子女可能具有更高的社会经济地位和更全面的健康知识，对父母健康的影响可能也更大，这有利于

更好地识别务工农民教育与父母健康之间的关系。因此，本部分将使用教育程度高的务工农民样本来检验两者之间的关系。与此同时，利用一个农村家庭可能拥有不止一个子女的特征，本部分也会对教育获得低的务工农民教育与父母健康的关系进行考察，以此作为两者关系的稳健性检验。

本部分研究的因变量为务工农民父母健康。务工农民父母健康状况主要采用主观健康指标测度 (Heidrich et al., 2002)。由于 CHARLS 数据库有关健康的指标较为丰富，为了更全面地衡量务工农民父母健康状况，本部分使用自评健康、认知和抑郁这三类指标作为务工农民父母健康的代理变量。

在 2011 年和 2013 年的 CHARLS 数据中，为了获得更加准确的样本值，受访者被随机分为两组，在有关健康的问卷的开始和结尾分别同时使用以下两类答案评估自我健康状况的好坏，第一类的答案为“极好、很好、好、一般和差”（对应表 1 中的 SAH (1)），第二类的答案为“很好、好、一般、差、很差”（对应表 1 中的 SAH (2)）。为了减少测量误差，本部分将“极好、很好和好”以及“很好、好”分别赋值为 1，将“一般和差”以及“一般、差、很差”分别赋值为 0。

认知的代理变量包括自评记忆情况 (SAM)、连续减 7 运算正确数 (Minus7) 及单词回忆正确数 (Word)。自评记忆情况指调查者让受访者对自己的记忆力进行主观评价，评价选项为五分类，分别是“极好、很好、好、一般和不好”。本部分将“极好、很好和好”赋值为 1，将“一般和差”赋值为 0。连续减 7 运算正确数指调查者让受访者计算 100 减 7, 93 减 7, 86 减 7 等，以此类推，连续计算五次。全部计算正确取值为 1，否则为 0。

抑郁情况 (Depressed) 通过受访者上周是否有下列感觉及行为来测度：“因一些小事烦恼”、“做事时难以集中精力”、“感到情况低落”、“做任何事情都很费劲”、“对未来充满希望”、“感到害怕”、“睡眠不好”、“很愉快”、“感到孤独”、“觉得无法继续生活”。答案分别为“很少或者根本没有”、“不太多”、“有时或者有一半的时间”、“大多数时间”。其中“对未来充满希望”和“很愉快”与其他问题的答案含义存在差异。因此，当受访者同时对正面情况回答为“大多数时间”、对负面情况回答“很少或者根本没有”时，赋值为 1，否则为 0。

本部分关注的主要解释变量为务工农民教育，该变量用 1-11 的序数来表示，1 表示文盲；2 表示未读完小学，但是能读、写；3 表示私塾；4 表示小

学毕业；5 表示初中毕业；6 表示高中毕业；7 表示职高等毕业；8 表示大专毕业；9 表示本科毕业；10 表示硕士毕业；11 表示博士毕业。本部分将 1-4 设定为小学及以下，由于小学毕业人数在该群体中数量最多，因此换算为 6 年的教育经历；初中毕业为 9 年；高中和职高毕业则为 12 年；大专毕业为 15 年；本科毕业为 16 年；硕士毕业为 19 年；博士毕业为 22 年。父母教育同此处理。

其他控制变量包括务工农民父母特征，如年龄、性别、户口类型、婚姻状况、教育、是否有医疗保险和家庭经济状况等；务工农民特征，如性别、是否与父母同住等；社区特征，本部分使用 2011 年社区的社会经济地位来衡量，以此控制社区特征对父母健康的影响；地区特征，本部分使用省份虚拟变量来表示，不同省份的传统文化观念、资源禀赋和经济发展水平不尽相同，通过控制地区固定效应可以更好地缓解不可观测因素对结果的影响；数据调查年份，以此控制不同调查年份的时间特征对模型结果的影响。户口分为四类，分别是农业户口、非农业户口、统一户口和没有户口。其中，只有个位数的人口没有户口，而统一户口总量较少且农业户口居多，本部分文将非农户口赋值为 1，其他为 0。为了更好地衡量务工农民父母家庭的社会经济条件并增加样本量，本部分使用家里是否有冰箱作为社会经济条件的代理变量，以此减少使用家庭财富、收入或者消费等直接衡量指标所可能存在的测量误差问题，进而影响模型估计结果。其他变量则可以直接从 CHARLS 数据库中得到，在此不再赘述。

6.2.3 样本基本信息

表 6-1 中的样本基本信息反映的是务工农民父母健康状况、务工农民父母特征、务工农民特征和社区特征的描述性统计结果。整体而言，务工农民父母健康不太理想，仅减 7 运算正确数 (Minus7) 的均值刚达到 0.34 的水平，其他指标均较差，尤其是抑郁程度指标 (Depressed) 最差。相较而言，以上健康指标较为接近，表明对父母健康状况的衡量较为稳健。务工农民受教育年限均值约为 11 年，表示务工农民平均教育水平约为高中文化程度。父母受教育年限均值约为 7 年，表示父母平均教育水平约为初中文化程度。总体来

看，务工农民教育要高于父母的，这为务工农民教育能够影响父母健康提供了有利条件。

表 6-1 样本基本信息

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
父母健康					
SAH (1)	25028	0.272	0.445	0	1
SAH (2)	29168	0.232	0.422	0	1
SAM	26878	0.185	0.388	0	1
Minus7	29954	0.343	0.475	0	1
Depressed	29954	0.058	0.233	0	1
父母特征					
年龄	20588	59.65	9.618	45	103
男 (对照组 女)	23653	0.477	0.499	0	1
非农 (对照组 农业)	23600	0.201	0.401	0	1
已婚 (对照组 否)	23631	0.869	0.337	0	1
教育年限	20597	7.425	2.315	6	19
医疗保险 (对照组 无)	29709	0.947	0.225	0	1
电冰箱 (对照组 无)	15849	0.849	0.358	0	1
务工农民特征					
教育年限	13552	10.69	3.336	6	22
男 (对照组 女)	6317	0.486	0.500	0	1
与父母同住 (对照组 否)	6132	0.149	0.356	0	1
年份	34043	2012	1.000	2011	2013
社区特征					
社会经济地位	33857	3.792	1.349	1	7

数据来源：2011 年和 2013 年的 CHARLS 数据，下同

6.2.4 务工农民教育与父母健康

图 6-1 表示务工农民教育与父母健康的关系。从图中可以发现，随着务工农民受教育程度的提升，以自评健康 (SAH) (1)、自评健康 (SAH) (2)、自评记忆力 (SAM)、减 7 运算正确数 (Minus7)、抑郁程度 (Depressed) 等指标衡量的父母健康均在不断改善。整体而言，务工农民教育与父母健康之间存在正相关关系，初步证实了务工农民教育能够改善父母健康。

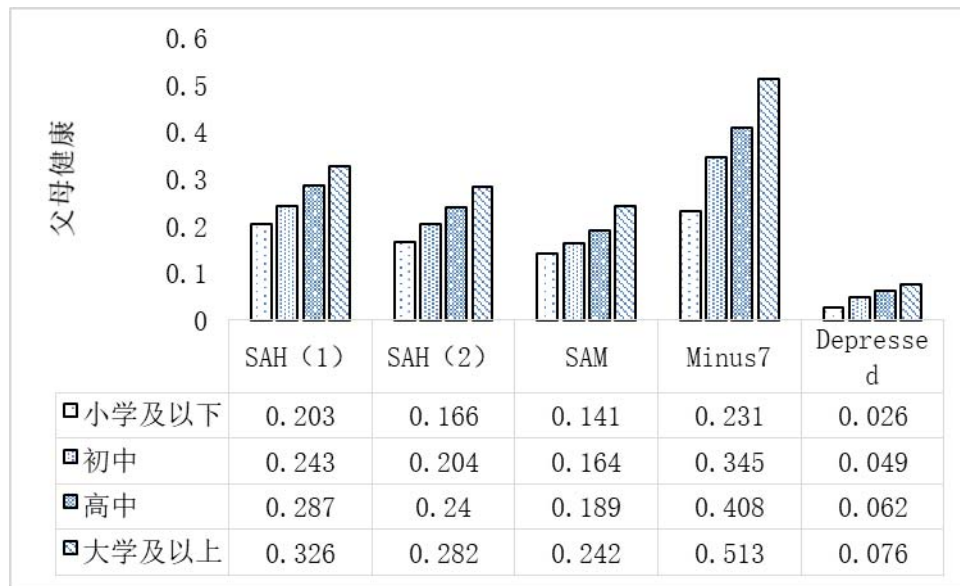


图 6-1 务工农民教育与父母健康

6.3 实证结果及分析

6.3.1 基准回归

描述性统计结果初步给出了务工农民教育对父母健康的改善作用，但是由于没有控制其他因素的影响，结果的准确性还有待进一步探讨。为此，根据理论假说和公式（6-1），本部分采用普通最小二乘法（OLS）对模型进行基准回归。估计结果如表 6-2 所示。

从该表可以看出，务工农民受教育年限每增加一年，自评健康（SAH）（1）改善 0.5%，自评健康（SAH）（2）改善 0.6%，自评记忆力（SAM）改善 0.6%，减 7 运算正确数（Minus7）改善 0.8%，抑郁程度（Depressed）改善 0.3%。以上结果表明务工农民教育对父母健康具有显著正面影响。

控制变量基本符合理论预期。从务工农民父母特征来看，整体而言，年龄越大父母健康越差。这符合 Grossman（1972）的健康需求理论，随着年龄越大，健康资本折旧越快，导致健康越差。父亲的健康状况要好于母亲的。户口对务工农民父母的不同健康指标的影响存在差异，具有非农户口的父母自评健康（SAH）（2）要好于其他户口类型的，但是对自评健康（SAH）（1）没有显著影响；对认知能力的影响同样存在差异，非农户口导致自评记忆力

较差，但是对减 7 运算正确数 (Minus7) 没有显著影响。总体来说，户口类型对务工农民父母健康的影响难以确定，这可能是因为有关户口的数据较为粗糙所致。已婚导致务工农民父母健康变差。是否具有医疗保险对不同健康指标的影响同样存在差异，拥有医疗保险会导致自评健康 (SAH) (2) 变差，但是对自评健康 (SAH) (1) 没有显著影响；拥有医疗保险对表示认知能力的不同指标的影响同样存在差异，总体来说，医疗保险对务工农民父母健康的影响难以确定，这可能是因为有关医疗保险的数据较为粗糙所致。教育年限越长务工农民父母健康越好。以电冰箱衡量的家庭经济条件对务工农民父母健康具有显著的改善作用。从务工农民特征来看，性别对务工农民父母健康的影响不存在差异；是否与父母同住也不影响务工农民父母健康。随着年份的推进，务工农民父母的健康变差，这符合健康资本折旧理论。从社区特征来看，社区社会经济地位越高，父母健康越好，这可能是因为社会经济地位高的社区医疗资源、健康设施较为丰富，小区绿化及卫生环境较好，从而有利于改善健康的原因。

表 6-2 基准模型

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SAH (1)	SAH (2)	SAM	Minus7	Depressed
务工农民教育年限	0.005** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.003** (0.001)
父母特征					
年龄	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.000 (0.000)
男	0.052*** (0.015)	0.059*** (0.015)	0.058*** (0.013)	0.182*** (0.016)	0.008 (0.008)
非农	0.000 (0.036)	0.073** (0.036)	-0.051** (0.026)	0.020 (0.038)	-0.003 (0.017)
已婚	-0.016 (0.020)	-0.011 (0.019)	-0.046*** (0.017)	0.028 (0.020)	0.002 (0.009)
医疗保险	-0.002 (0.037)	-0.065* (0.038)	-0.032 (0.034)	0.208*** (0.029)	0.012 (0.015)
教育年限	0.009* (0.005)	0.007* (0.004)	0.011*** (0.004)	0.044*** (0.005)	0.001 (0.002)
电冰箱	0.043** (0.017)	0.003 (0.016)	-0.005 (0.015)	0.083*** (0.018)	0.009 (0.008)
务工农民特征					
男	-0.006 (0.015)	0.004 (0.014)	-0.002 (0.012)	0.015 (0.015)	-0.003 (0.007)
与父母同住	0.011 (0.020)	0.002 (0.019)	-0.001 (0.017)	0.002 (0.021)	-0.003 (0.009)
年份	-0.032*** (0.011)	-0.030*** (0.009)	-0.033*** (0.009)	-0.003 (0.010)	-0.009* (0.005)
社区特征					
社会经济地位	0.017*** (0.006)	0.007 (0.005)	0.006 (0.005)	0.007 (0.006)	0.000 (0.003)
常数项	63.573*** (22.293)	59.690*** (19.071)	65.577*** (17.176)	5.790 (20.058)	18.105* (10.303)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	3415	3631	3532	3681	3681
F-统计值	5.010	4.969	4.498	20.825	4.231
调整后 R ²	0.042	0.042	0.042	0.135	0.008

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

6.3.2 稳健性检验

基准回归使用受教育程度最大的务工农民样本考察了务工农民教育与父母健康的关系，发现务工农民教育能够显著改善父母健康。如果务工农民教育对父母健康的影响是稳健的，那么使用最小教育的务工农民样本也应该能够检验出二者之间的关系。为此，本部分将使用受教育程度最小的务工农民

样本对两者之间的关系进行稳健性检验。结果如表 6-3 所示。

从该表可以看出, 务工农民受教育年限每增加一年, 自评健康 (SAH) (1) 改善 1.1%, 自评健康 (SAH) (2) 改善 0.5%, 自评记忆力 (SAM) 改善 0.3%, 减 7 运算正确数 (Minus7) 改善 1.2%, 抑郁程度 (Depressed) 改善 0.4%。其中, 仅有自评健康 (SAH) (1)、减 7 运算正确数 (Minus7) 和抑郁程度 (Depressed) 是显著的, 而自评健康 (SAH) (2) 和自评记忆力 (SAM) 则不显著。尽管如此, 本部分还是发现了即使使用受教育程度最小的务工农民样本仍然显示务工农民教育对父母健康具有显著影响的证据。

控制变量基本符合理论预期并且和上文差异不大。从务工农民父母特征来看, 年龄越大父母健康越差。父亲的健康状况要好于母亲的。与上文不同的是, 此处户口对务工农民父母健康的影响不再显著。是否结婚对务工农民父母的不同认知健康指标的影响存在差异, 一方面已婚改善了务工农民父母减 7 运算正确数 (Minus7), 另一方面则降低了父母的自评记忆力 (SAM)。整体上, 难以把握婚姻对父母认知能力的影响。与上文不同的是, 具有医疗保险能够显著改善父母健康, 这和以往的部分研究结果具有一致性。教育年限越长务工农民父母健康越好。以电冰箱衡量的家庭经济条件对务工农民父母健康具有显著的改善作用。从务工农民特征来看, 性别对务工农民父母健康的影响不存在差异; 是否与父母同住也不影响务工农民父母健康。随着年份的推进, 务工农民父母的健康变差。从社区特征来看, 社区社会经济地位越高, 父母健康越好。

表 6-3 稳健性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SAH (1)	SAH (2)	SAM	Minus7	Depressed
务工农民教育年限	0.011*** (0.004)	0.005 (0.003)	0.003 (0.003)	0.012*** (0.004)	0.004** (0.002)
父母特征					
年龄	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.000 (0.000)
男	0.035** (0.016)	0.057*** (0.015)	0.035*** (0.013)	0.177*** (0.016)	0.010 (0.008)
非农	-0.011 (0.032)	0.048 (0.032)	0.020 (0.028)	0.011 (0.034)	0.009 (0.017)
已婚	-0.008 (0.021)	-0.031 (0.019)	-0.042** (0.018)	0.044** (0.020)	0.013 (0.009)
医疗保险	0.014 (0.038)	-0.043 (0.038)	0.032 (0.029)	0.136*** (0.035)	0.017 (0.015)
教育年限	0.007 (0.004)	0.007 (0.004)	0.010*** (0.004)	0.044*** (0.005)	0.000 (0.002)
电冰箱	0.031* (0.017)	0.002 (0.017)	0.005 (0.015)	0.080*** (0.018)	0.008 (0.008)
务工农民特征					
男	-0.025 (0.016)	-0.013 (0.014)	-0.003 (0.013)	0.017 (0.016)	-0.004 (0.008)
与父母同住	0.014 (0.023)	-0.006 (0.021)	0.023 (0.019)	-0.025 (0.024)	0.005 (0.011)
年份	-0.025** (0.011)	-0.015* (0.009)	-0.016** (0.008)	0.010 (0.010)	0.003 (0.004)
社区特征					
社会经济地位	0.012** (0.006)	0.015*** (0.005)	0.005 (0.005)	0.006 (0.006)	0.004 (0.003)
常数项	50.935** (21.344)	30.835* (18.109)	32.077** (16.068)	-19.960 (19.500)	-6.592 (8.959)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	3537	3760	3674	3805	3805
F-统计值	4.678	11.443	11.651	21.332	3.900
调整后 R ²	0.037	0.035	0.026	0.132	0.009

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

6.3.3 工具变量法

在前面的分析中，使用了不同的务工农民教育样本，详细考察了务工农民教育对父母健康的影响，并得出了基本一致的结果。但是仍然可能存在内生性问题，使得估计结果存在有偏和非一致性。因此，我们应该对上述结果保持谨慎态度。这里的内生性产生的原因主要来自于两方面：一方面可能存

在遗漏变量问题。个体受教育程度往往是家长和子女本人的决策结果，因而务工农民受教育程度可能与不可观测的能力和背景有关（王甫勤和时怡雯，2014；程令国等，2014），而这些不可观察因素也会影响父母健康，从而带来遗漏变量问题（Ma，2019）。如能力更高的务工农民不仅可能获得更多教育，也可能掌握更多健康知识，从而改善个体及其家人健康，遗漏了能力因素就可能存在高估务工农民教育对父母健康的影响（Friedman et al., 2014）；另一方面可能存在反向因果问题。父母健康是父母获取各种资源的基础，如果没有好的健康，不仅可能降低获取资源的能力，而且还可能需要家庭其他成员的照顾而影响他们获取资源的机会和能力，从而影响务工农民教育（Eide 和 Showalter，2011）。

对于可能存在的内生性问题，本部分首先在控制变量的选择方面进行了更多努力。在尽可能控制相关影响因素的基础上，本部分进一步控制了地区特征和社区特征，以减少不可观测的地区差异和社区资源禀赋所造成的遗漏变量问题。在控制变量的选择方面虽然进行了较多努力，但仍然可能存在内生性问题。为此，本部分还将寻找务工农民教育的工具变量以降低可能存在的内生性问题所导致的有偏和非一致性。

根据理论，有效的工具变量需满足两个条件：一是与内生变量务工农民教育具有相关性；二是与父母健康没有直接联系（陈强，2014）。本部分认为排除务工农民本身的社区平均受教育年限可以作为自身教育的有效工具变量。一方面，社区平均受教育年限在一定程度上反映了该社区的教育资源和质量，将影响到务工农民受教育年限（郑磊，2015）。因此，两者可能存在正相关性。结果如表 6-4 所示。从该表可以看出，无论是否控制地区固定效应和其他变量的影响，排除务工农民本身的社区平均受教育年限均与务工农民教育存在显著的正相关关系。即工具变量与内生变量显著相关，因此满足工具变量的相关性假设。此外，无论是否控制其他变量及地区固定效应，F 统计值均大于 10，表明不存在弱工具变量问题（Staiger 和 Stock，1997）。

表 6-4 工具变量检验 (1): 相关性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	因变量: 务工农民教育			
社区平均受教育年限	0.996*** (0.034)	0.674*** (0.062)	0.835*** (0.036)	0.457*** (0.067)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
地区固定效应	N	N	Y	Y
样本量	13552	3686	13552	3686
F-统计值	861.918	46.686	57.935	20.789
调整后 R ²	0.067	0.124	0.096	0.152

注: 括号内为稳健标准误, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。控制变量如表 2, 和常数项均未列出。

另一方面, 在控制了社区经济地位的情况下, 排除务工农民本身的社区平均受教育年限与家庭不可观测的传统、偏好、能力等变量无关, 具有很强的外生性, 从微观个体层面上来讲与务工农民父母健康不相关 (杨克文和李光勤, 2018; 杨克文等, 2019)。而且社区平均受教育年限也大大降低了可能存在的测量误差。该工具变量的设计已有学者采用 (李超和罗润东, 2017; Lisa, 2017; 杨克文和李光勤, 2018; 杨克文等, 2019)。

鉴于工具变量只有一个, 具有恰好识别的特征。为了检验工具变量的外生性, 本部分借鉴 Baron 和 Kenny (1986) 提出的方法进行检验, 具体步骤如下: ①检验社区平均受教育年限对务工农民父母健康的影响, 如果社区平均受教育年限的系数显著, 表明社区平均受教育年限对务工农民父母健康具有显著影响, 同时, 进行下一步骤的检验; ②社区平均受教育年限对作为内生变量的务工农民教育的影响, 如果社区平均受教育年限系数显著, 说明社区平均受教育年限与内生变量务工农民教育相关; ③在步骤①的基础上加入务工农民教育变量, 如果内生变量的影响显著, 同时社区平均受教育年限的系数相对于步骤①中的系数不显著, 表明社区平均受教育年限作为务工农民教育的工具变量, 仅能通过务工农民教育对父母健康产生间接影响, 即满足外生性要求。由于步骤②已经在表 6-4 中考察并且结果符合预期, 此处主要考察步骤①和步骤③。结果如表 6-5 所示。

从表 6-5 的 Part A 可以看出, 当不控制务工农民教育时, 排除务工农民本身的社区平均受教育年限仅对父母的自评健康 (SAH) (2) 和抑郁程度 (Depressed) 存在显著影响, 但是不影响父母的自评健康 (SAH) (1)、自评记忆力 (SAM) 和减 7 运算正确数 (Minus7)。当控制务工农民教育之后, 如

Part B 所示, 排除务工农民本身的社区平均受教育年限仅对父母的自评健康 (SAH) (2) 存在显著影响, 并不影响其他衡量父母健康的指标。因此, 总体而言, 排除务工农民本身的社区平均受教育年限相对于父母健康来说, 具有较好的外生性。需要注意的是, 由于工具变量相对于父母的自评健康 (SAH) (2) 不满足外生性要求, 因此, 在工具变量回归分析中, 暂时不考虑务工农民教育与该指标的关系。

表 6-5 工具变量检验 (2): 外生性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SAH (1)	SAH (2)	SAM	Minus7	Depressed
Part A					
社区平均受教育年限	0.012 (0.011)	0.022** (0.011)	0.006 (0.009)	0.006 (0.011)	0.008* (0.005)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	3415	3631	3532	3681	3681
F-统计值	4.948	5.043	4.324	20.709	4.238
调整后 R ²	0.041	0.042	0.040	0.132	0.008
Part B					
务工农民教育	0.005* (0.003)	0.005** (0.003)	0.006** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.002* (0.001)
社区平均受教育年限	0.010 (0.011)	0.020* (0.011)	0.003 (0.009)	0.002 (0.011)	0.007 (0.005)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	3415	3631	3532	3681	3681
F-统计值	4.879	4.998	4.380	20.267	4.075
调整后 R ²	0.042	0.043	0.042	0.134	0.009

注: 括号内为稳健标准误, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。控制变量如表 2, 和常数项均未列出。

关于务工农民教育对父母健康的影响, 已有研究并未深入讨论可能存在的内生性问题, 更未对该问题进行有效解决。但是根据我们的分析, 很可能存在内生性问题, 从而导致所得结果不准确。为此, 本部分首先在控制变量上进行努力, 尽可能选择合适的控制变量以减少内生性问题的影响。进一步地, 本部分还试图使用工具变量法来更全面地考察和解决内生性问题。前面对工具变量的合理性进行了详细而充分的检验, 表明本部分所选择的工具变量是合适的。本部分将使用上文所选择的工具变量进行两阶段最小二乘法 (2SLS) 回归。结果见表 6-6。

首先, 使用本部分所选择的工具变量对务工农民教育的内生性进行检验。

通过 DWH 检验发现，除父母的自评健康（SAH）（2）之外，均未拒绝原假设，即不存在内生性问题。这表明本部分通过控制变量的选择已经较好地处理了内生性问题。因此，基准回归的估计结果是可信的。

尽管务工农民教育在本部分中经检测不存在内生性问题，但是通过 2SLS 回归仍然可以发现，务工农民教育对父母健康存在正面影响。具体来说，务工农民受教育年限每增加一年，自评健康（SAH）（1）改善 2.9%，自评健康（SAH）（2）改善 4.7%，自评记忆力（SAM）改善 1.2%，减 7 运算正确数（Minus7）改善 1.3%，抑郁程度（Depressed）改善 1.8%。需要注意的是，尽管在 2SLS 回归中务工农民教育对父母健康的影响不显著，但是并不能认为此时务工农民教育对父母健康就真的没有影响。这是由于当模型不存在内生性时，使用工具变量会导致估计结果的方差大大增加，从而会降低显著性。通过对比表 6-2 和工具变量法的回归结果也可以发现，务工农民教育的系数所对应的方差确实大大增加。

综上，从基准回归，稳健性检验，以及工具变量法的估计结果发现，务工农民教育对父母健康具有显著的正面影响，验证了理论假说 1。

表 6-6 工具变量法

解释变量	(1) SAH (1)	(2) SAH (2)	(3) SAM	(4) Minus7	(5) Depressed
务工农民教育年限	0.029 (0.026)	0.047** (0.023)	0.012 (0.019)	0.013 (0.024)	0.018 (0.011)
父母特征					
年龄	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.000 (0.001)
男	0.055*** (0.016)	0.064*** (0.015)	0.059*** (0.013)	0.182*** (0.016)	0.010 (0.008)
非农	-0.011 (0.038)	0.052 (0.039)	-0.054* (0.028)	0.017 (0.041)	-0.010 (0.018)
已婚	-0.020 (0.021)	-0.018 (0.020)	-0.047*** (0.018)	0.027 (0.020)	-0.001 (0.010)
医疗保险	-0.002 (0.037)	-0.067* (0.039)	-0.033 (0.034)	0.208*** (0.029)	0.011 (0.016)
教育年限	0.001 (0.010)	-0.007 (0.009)	0.009 (0.007)	0.043*** (0.009)	-0.004 (0.004)
电冰箱	0.028 (0.024)	-0.024 (0.023)	-0.009 (0.019)	0.080*** (0.024)	-0.001 (0.010)
务工农民特征					
男	-0.009 (0.016)	-0.002 (0.015)	-0.003 (0.013)	0.014 (0.016)	-0.005 (0.007)
与父母同住	0.011 (0.021)	0.001 (0.020)	-0.001 (0.017)	0.001 (0.021)	-0.004 (0.009)
年份	-0.035*** (0.012)	-0.036*** (0.010)	-0.033*** (0.009)	-0.004 (0.011)	-0.011** (0.005)
社区特征					
社会经济地位	0.014** (0.006)	0.003 (0.006)	0.006 (0.005)	0.007 (0.007)	-0.001 (0.003)
常数项	71.273*** (23.981)	71.659*** (20.547)	67.295*** (17.962)	7.203 (21.250)	22.432** (10.852)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	3415	3631	3532	3681	3681
F-统计值	4.843	4.726	4.344	20.580	2.755
调整后 R ²	0.020	-0.031	0.040	0.134	-0.030
DWH 检验	0.81	3.41	0.10	0.04	1.96
P 值	0.370	0.065	0.756	0.841	0.161

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

6.4 进一步讨论

6.4.1 异质性分析

本部分进一步探讨务工农民教育对父母健康的影响是否存在父母教育、

年龄、性别、是否与子女同住和务工农民性别等方面的异质性，以便更好地理解务工农民教育与父母健康之间的关系。结果如表 6-7 所示。

对于教育层面的异质性来说，由于父母教育主要集中于小学层面，因此本部分按照小学教育来划分不同的教育组别。表 6-7-1 的第（1）列显示，除抑郁程度（Depressed）外，务工农民教育对小学及以下组别的父母健康均具有显著影响；表 6-7-1 的第（2）列显示，务工农民教育仅对小学以上组别的父母抑郁程度（Depressed）具有显著影响。整体来看，务工农民教育对父母健康的影响存在显著的教育异质性。

对于年龄层面的异质性来说，由于人们在 60 岁左右就进入老年期了，因此本部分按照此年龄来划分不同的年龄组别。表 6-7-1 的第（3）列显示，对于 60 岁以下的群体来说，务工农民教育对减 7 运算正确数（Minus7）和抑郁程度（Depressed）等两个父母健康指标具有显著影响，但是对自评健康（SAH）（1）、自评健康（SAH）（2）和自评记忆力（SAM）等父母健康指标的影响则不显著；表 6-7-1 的第（4）列显示，对于 60 岁及以上的群体来说，务工农民教育对自评健康（SAH）（2）、自评记忆力（SAM）和减 7 运算正确数（Minus7）等三个父母健康指标具有显著影响，但是对自评健康（SAH）（1）和抑郁程度（Depressed）等两个父母健康指标的影响则不显著。整体来看，子女教育对父母健康的影响具有年龄异质性。

表 6-7-1 异质性分析

被解释变量	(1) 小学及以下	(2) 小学以上	(3) 60 岁以下	(4) 60 岁及以上
SAH (1)	0.007** (0.003)	0.004 (0.005)	0.006 (0.004)	0.005 (0.004)
SAH (2)	0.008*** (0.003)	0.001 (0.005)	0.003 (0.003)	0.009** (0.004)
SAM	0.007*** (0.003)	0.003 (0.005)	0.005 (0.003)	0.007** (0.003)
Minus7	0.011*** (0.003)	-0.001 (0.006)	0.008** (0.004)	0.010*** (0.004)
Depressed	0.001 (0.001)	0.006* (0.003)	0.003* (0.002)	0.003 (0.002)

注：括号内为稳健标准误，*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。控制变量同表 2，为了节省篇幅，此处省略了控制变量、常数项和统计指标等。

从务工农民是否与父母同住的异质性来看，表 6-7-2 的第（1）列显示，对于同住群体来说，务工农民教育仅对父母自评健康（SAH）（2）和减 7 运

算正确数 (Minus7) 等两个健康指标具有显著影响, 但是对自评健康 (SAH) (1)、自评记忆力 (SAM) 和抑郁程度 (Depressed) 等三个健康指标的影响则不显著; 表 6-7-2 的第 (2) 列显示, 务工农民教育对不同住的父母的所有健康指标均具有显著影响。因此, 务工农民教育对父母健康的影响存在显著的是否同住异质性。

对于父母性别层面的异质性来说, 表 6-7-2 的第 (3) 列显示, 对于父亲群体来说, 务工农民教育对自评健康 (SAH) (2) 和抑郁程度 (Depressed) 等两个健康指标具有显著影响, 但是对自评健康 (SAH) (1)、自评记忆力 (SAM) 和减 7 运算正确数 (Minus7) 等健康指标的影响则不显著; 表 6-7-2 的第 (4) 列显示, 对于母亲群体来说, 务工农民教育对自评健康 (SAH) (1)、自评记忆力 (SAM) 和减 7 运算正确数 (Minus7) 等三个健康指标具有显著影响, 但是对自评健康 (SAH) (2) 和抑郁程度 (Depressed) 等两个健康指标的影响则不显著。整体来看, 务工农民教育对父母健康的影响具有父母性别异质性。

对于务工农民性别层面的异质性来说, 表 6-7-2 的第 (5) 列显示, 对于务工农民男性群体来说, 教育对自评记忆力 (SAM) 和减 7 运算正确数 (Minus7) 等两个健康指标具有显著影响, 但是对自评健康 (SAH) (1)、自评健康 (SAH) (2) 和抑郁程度 (Depressed) 等健康指标的影响则不显著; 表 6-7-2 的第 (6) 列显示, 对于务工农民女性群体来说, 教育对自评健康 (SAH) (1) 和抑郁程度 (Depressed) 等两个健康指标具有显著影响, 但是对自评健康 (SAH) (2)、自评记忆力 (SAM) 和减 7 运算正确数 (Minus7) 等三个健康指标的影响则不显著。整体来看, 务工农民教育对父母健康的影响具有务工农民性别异质性。这表明本部分的理论假说 2 得证。

表 6-7-2 异质性分析

被解释变量	(1) 同住	(2) 非同住	(3) 父亲	(4) 母亲	(5) 儿子	(6) 女儿
SAH (1)	-0.003 (0.007)	0.007** (0.003)	0.004 (0.004)	0.006* (0.003)	0.003 (0.004)	0.008** (0.004)
SAH (2)	0.012* (0.006)	0.005* (0.003)	0.007* (0.004)	0.005 (0.003)	0.006 (0.004)	0.005 (0.004)
SAM	-0.000 (0.005)	0.007*** (0.002)	0.004 (0.004)	0.007** (0.003)	0.008** (0.003)	0.004 (0.003)
Minus7	0.013* (0.007)	0.007** (0.003)	0.006 (0.004)	0.010*** (0.003)	0.011*** (0.004)	0.006 (0.004)
Depressed	0.002 (0.003)	0.003* (0.001)	0.005** (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.004** (0.002)

注：括号内为稳健标准误，*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。控制变量同表 2，为了节省篇幅，此处省略了控制变量、常数项和统计指标等。

6.4.2 机制分析

目前，关于务工农民教育影响父母健康的机制尚不明确（Torssander, 2013）。现有文献从理论上探讨了子女教育影响父母健康的可能机制，认为子女教育能够通过放松父母预算约束和提高资源配置及利用效率实现改善父母健康的目的，但是对此进行实证检验的文献较少。

由于预算约束主要通过个体的经济状况来体现，而健康生产效率主要通过健康行为来实现，并且相比务农群体来说，务工群体在非农劳动力市场能够获得更多收入，表现出更多的经济特征优势，鉴于此，本部分将从务工农民经济状况和父母健康行为的角度探讨务工农民教育影响父母健康的传导机制。鉴于数据的可得性，本部分使用务工农民的家庭收入（*IM*）和工作类型（*WK*）作为务工农民经济状况的衡量指标；使用父母夜晚睡眠时长（*NST*）、午休时长（*NSM*）、是否重度运动（*VS*）、中度运动（*MS*）、轻度运动（*LS*）、吸烟（*SK*）、饮酒（*DK*）和体检（*PE*）作为父母健康行为的衡量指标。需要说明的是，根据李春玲（2005）对不同职业的职业声望的划分，本部分按照职业声望从低到高把工作类型划分为五类，分别用 1 代表农林牧渔水利生产人员，2 代表商业、服务业人员和生产运输工人，3 代表办事人员，4 代表专业技术人员，5 代表单位负责人。由于本部分考察的是务工农民，因此第一类职业被排除，其他不变。以上数据可以通过 2011 年和 2013 年的 CHARLS

数据得到，不再详述。

为了有效地揭示该传导机制，根据 Baron 和 Kenny (1986) 提出的中介效应检验方法，设定如下依次递归模型来检验务工农民经济状况和父母健康行为的中介效应：①检验务工农民教育对父母健康的影响，如果务工农民教育的系数显著，表明务工农民教育对父母健康具有显著影响，同时，进行下一步骤的检验；②检验务工农民教育对作为中介变量的务工农民经济状况和父母健康行为的影响，如果务工农民教育的系数显著为正，说明教育有利于改善务工农民经济状况和父母健康行为；③在步骤①的基础上加入务工农民经济状况和父母健康行为变量，如果中介变量的影响为正，同时务工农民教育的系数相对于步骤①中的系数变小甚至不显著，表明务工农民经济状况和父母健康行为具有部分甚至全部的中介效应。

按照以上检验思路，我们设定如下实证模型：

第一步，检验务工农民教育是否影响父母健康。

$$Y_i = \alpha + \beta E_i + \gamma X_i + u_k + u_i \quad (6-2)$$

第二步，检验务工农民教育是否影响务工农民经济状况和父母健康行为。

$$IB_i = \alpha + \beta E_i + \gamma X_i + u_k + u_i \quad (6-3)$$

第三步，将务工农民教育变量、务工农民经济状况和父母健康行为变量同时放入模型。

$$Y_i = \alpha + \delta IB_i + \beta E_i + \gamma X_i + u_k + u_i \quad (6-4)$$

其中，第一步的计量模型同模型 (6-1)，计量结果如表 6-2，基本符合理论预期，因此，不再详述。 IB_i 代表中介变量：务工农民经济状况和父母健康行为。本部分重点考察第二步和第三步，结果分别如表 6-8 和表 6-9 所示。

从表 6-8 可以看出，第二步的检验结果表明，务工农民教育对父母健康行为和务工农民经济状况具有显著影响。务工农民教育显著改善了父母的睡眠（夜晚睡眠和午睡）、饮酒和体检行为，同时也提高了自身的经济状况（收入和工作）。具体来说，务工农民受教育年限每增加一年，父母夜晚睡眠时间增加 0.024 小时，午睡时间增加 0.49 分钟，不喝酒的概率提升 0.6%，参与体检的概率提升 0.5%，同时务工农民收入提升了 0.05 个等级，工作声望提高了 0.1 个等级。但是，务工农民教育也显著降低了父母不吸烟的比例，这表明，

务工农民教育有利于增加父母吸烟的概率。但是考虑到对于父母吸烟行为的衡量，是通过父母是否曾经吸过烟来表示的，只要父母曾经吸过烟，而不管现在是否戒掉，均表示吸过，因此是一个较为不太严谨的指标，难以准确衡量出务工农民教育对这一行为的有效影响。因此，该指标的意义相对有限。由于以父母夜晚睡眠时长、午睡时长、是否吸烟、喝酒和体检表示的父母健康行为和以收入和职业表示的务工农民的经济状况是显著的，因此在第三步中，我们将加入这七个变量进行中介效应分析。

表 6-8 机制分析——第二步

解释变量	(1) NST	(2) NSM	(3) VS	(4) MS	(5) LS	(6) SK	(7) DK	(8) PE	(9) IM	(10) WK
务工农民教育	0.024** (0.011)	0.490* (0.255)	-0.004 (0.004)	0.000 (0.004)	0.004 (0.004)	-0.006*** (0.002)	0.006** (0.002)	0.005* (0.003)	0.045*** (0.011)	0.100*** (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	4259	4314	1724	1722	1720	3300	4487	4412	3414	3594
F-统计值	4.935	16.765	8.634	7.118	6.345	70.447	32.407	8.129	10.850	10.782
调整后 R ²	0.034	0.062	0.097	0.084	0.018	0.484	0.194	0.055	0.095	0.110

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。控制变量如表 2，和常数项均未列出。

从表 6-9 可以发现，第三步的检验结果表明，从务工农民的经济状况来看，务工农民收入和工作类型对父母健康存在显著影响。具体来说，务工农民收入每提高一个等级，父母的自评健康 (SAH) (1) 改善 2.5%，自评健康 (SAH) (2) 改善 2.4%，自评记忆力 (SAM) 改善 2.3%，减 7 运算正确数 (Minus7) 改善 1.4%，抑郁程度 (Depressed) 改善 0.5%；务工农民工作类型每提高一个等级，父母的抑郁程度 (Depressed) 改善 1.3%；从父母健康行为来看，夜晚睡眠时长、午休时长、是否饮酒和体检均对父母健康具有显著影响。具体来说，父母夜晚睡眠每提高一小时，自评健康 (SAH) (1) 改善 2.1%，自评健康 (SAH) (2) 改善 2.4%，自评记忆力 (SAM) 改善 1.5%，减 7 运算正确数 (Minus7) 改善 1.0%，抑郁程度 (Depressed) 改善 1.3%；午休时间延长虽然会改善父母的抑郁程度 (Depressed)，但是仅在统计上显著，在经济意义上不显著；父母不饮酒，可以使自评健康 (SAH) (1) 改善 6.1%，自评健康 (SAH) (2) 改善 7.8%；而是否体检对父母健康的影响存在异质性，体检能够显著改善父母的减 7 运算正确数 (Minus7)，但是对自评健康 (SAH) (2) 具有负面影响。这可能是因为，随着父母年龄渐增，体检能够发现自身

的疾病，从而导致心理负担增加，对自身健康的主观评价较低。但是从具有客观性的减 7 运算正确数 (Minus7) 健康指标来看，父母的健康随着参加体检而改善，这表明体检确实能够改善父母健康，但是需要正确认知人体健康的变化过程，从而有利于保持身心健康。

此外，需要注意的是曾经没有吸过烟会导致父母自评健康 (SAH) (1) 变差，这可能是由于该指标反映了家庭背景对健康的影响，因为长期的吸烟行为需要更多的经济资源支持，而家庭经济较差，不利于维持长期吸烟行为，而家庭背景也是影响父母健康的重要因素，进而导致了曾经没有吸过烟会导致父母自评健康 (SAH) (1) 变差的结果，因此，需要对该健康行为指标保持谨慎态度。

与此同时，还可以发现，当控制中介变量之后，相比模型 (2) 中务工农民教育的系数估计结果 (见表 6-2)，模型 (6-4) 中的务工农民教育对父母自评健康 (SAH) (1)、自评健康 (SAH) (2)、自评记忆力 (SAM) 和减 7 运算正确数 (Minus7) 等健康指标的影响程度均不再显著 (见表 6-9)，而且第 (5) 列中务工农民教育对父母抑郁程度 (Depressed) 的影响系数变为负数。这表明，一方面，本部分所选择的中介变量已经很好地解释了务工农民教育对父母健康具有正面影响的原因；另一方面，本部分还发现务工农民教育可能还存在对父母健康的负面影响。这是由于，当已经控制了教育对健康影响的经济功能和认知功能之后，教育可能具有的引导务工农民向获利更大的地区流动的特点使得子女和父母长期分离从而导致父母抑郁程度提高在发挥作用。

综上，我们可以认为以务工农民收入和工作类型表示的子女经济能力和以睡眠 (夜晚睡眠和午休)、是否饮酒和体检表示的父母健康行为在务工农民教育影响父母健康的过程中发挥着重要的中介效应，从而表明务工农民教育主要是通过放松父母所面对的预算约束和改善父母的健康生产效率，对父母健康产生正面影响。以上结果验证了理论部分的假说。

表 6-9 机制分析——第三步

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SAH (1)	SAH (2)	SAM	Minus7	Depressed
务工农民教育	0.004 (0.004)	0.000 (0.004)	0.003 (0.003)	0.002 (0.004)	-0.003* (0.002)
IM	0.025*** (0.008)	0.024*** (0.007)	0.023*** (0.006)	0.014* (0.007)	0.005** (0.003)
WK	-0.008 (0.013)	-0.012 (0.011)	0.002 (0.010)	0.003 (0.013)	0.013** (0.006)
NST	0.021*** (0.006)	0.024*** (0.005)	0.015*** (0.004)	0.010** (0.005)	0.013*** (0.002)
NSM	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000** (0.000)
SK	-0.063* (0.036)	-0.038 (0.032)	-0.023 (0.029)	-0.024 (0.034)	-0.001 (0.016)
DK	0.061** (0.025)	0.078*** (0.023)	0.002 (0.020)	0.030 (0.025)	-0.010 (0.011)
PE	-0.034 (0.024)	-0.044** (0.021)	-0.001 (0.018)	0.059*** (0.022)	0.009 (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	1667	1932	1919	1933	1933
F-统计值	5.284	6.358	3.407	10.134	1.709
调整后 R ²	0.071	0.072	0.038	0.139	0.022

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。控制变量如表 2，和常数项均未列出。

6.4.3 非线性模型检验

6.4.3.1 基准回归

由于线性模型具有更直观的边际效应表达因而更适合分析政策含义，因此，在前面的实证分析过程中使用了线性模型进行估计。而实际上，本部分所使用的衡量务工农民父母健康的各类指标均是二分值变量，这导致直接使用线性模型不仅会因为忽略扰动项的两点分布的现实，从而使得扰动项和解释变量相关，进而导致估计结果的不一致性，而且还会因为扰动项的方差依赖于解释变量从而导致异方差问题。鉴于此，本部分将使用非线性模型对以上估计结果的稳健性进行检验。本部分所使用的非线性模型为 Probit 模型，估计结果如表 6-10 所示。

从该表可以看出，务工农民受教育年限每增加一年，自评健康 (SAH) (1) 改善 1.7%，自评健康 (SAH) (2) 改善 1.9%，自评记忆力 (SAM) 改善 2.5%，

减 7 运算正确数 (Minus7) 改善 2.4%，抑郁程度 (Depressed) 改善 3%。以上结果表明务工农民教育对父母健康具有显著正面影响。

控制变量基本符合理论预期。从父母特征来看，整体而言，年龄越大父母健康越差。父亲的健康状况要好于母亲的。户口类型对父母健康的影响具有方向性差异，具有非农户口的父母自评健康 (SAH) (2) 要好于其他户口类型的，但是自评记忆力 (SAM) 要差于其他户口类型的，整体上难以确定户口类型对父母健康的影响。婚姻状况对表示认知能力的不同指标的影响存在差异，已婚对自评记忆力 (SAM) 具有不利影响，但对减 7 运算正确数 (Minus7) 具有正面影响。是否具有医疗保险对不同健康指标的影响同样存在差异，拥有医疗保险会导致自评健康 (SAH) (2) 变差，但是对减 7 运算正确数 (Minus7) 具有正面影响。父母教育年限越长、家庭经济状况越好他们的健康越好。从务工农民特征来看，性别对务工农民父母健康的影响不存在差异；是否与父母同住也不影响务工农民父母健康。随着年份的推进，务工农民父母的健康变差。从社区特征来看，社区社会经济地位越高，父母健康越好。

表 6-10 Probit 模型

解释变量	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)
	SAH (1)	SAH (2)	SAM	Minus7	Depressed
务工农民教育年限	0.017* (0.009)	0.019** (0.009)	0.025*** (0.010)	0.024*** (0.008)	0.030** (0.013)
父母特征					
年龄	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.004 (0.005)
男	0.171*** (0.052)	0.207*** (0.052)	0.260*** (0.058)	0.552*** (0.049)	0.088 (0.082)
非农	0.002 (0.117)	0.244** (0.112)	-0.254* (0.133)	0.066 (0.115)	-0.001 (0.180)
已婚	-0.052 (0.070)	-0.036 (0.068)	-0.202*** (0.075)	0.115* (0.065)	0.029 (0.116)
医疗保险	0.008 (0.129)	-0.214* (0.121)	-0.125 (0.138)	0.854*** (0.157)	0.178 (0.220)
教育年限	0.029* (0.015)	0.023 (0.014)	0.043*** (0.016)	0.118*** (0.014)	0.010 (0.020)
电冰箱	0.159*** (0.061)	0.016 (0.061)	-0.032 (0.069)	0.267*** (0.058)	0.134 (0.103)
务工农民特征					
男	-0.021 (0.051)	0.017 (0.050)	-0.007 (0.055)	0.042 (0.047)	-0.017 (0.078)
与父母同住	0.037 (0.068)	0.010 (0.069)	0.012 (0.077)	0.008 (0.064)	-0.045 (0.107)
年份	-0.097*** (0.034)	-0.101*** (0.031)	-0.141*** (0.034)	-0.009 (0.029)	-0.088* (0.046)
社区特征					
社会经济地位	0.059*** (0.020)	0.027 (0.020)	0.028 (0.022)	0.025 (0.018)	0.008 (0.032)
常数项	193.653*** (68.585)	202.474*** (62.617)	281.540*** (68.131)	15.288 (59.075)	174.457* (91.613)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	3415	3631	3532	3681	3516
Wald-统计值	168.27	176.98	168.12	512.02	60.84
Pseudo R ²	0.048	0.049	0.059	0.118	0.042

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

6.4.3.2 工具变量法

根据上文所讨论的务工农民教育可能存在的内生性问题及所选择的工具变量，本部分进一步采用工具变量非线性模型（IV-Probit）进行估计。估计结果如表 6-11 所示。

从该表可以看出，务工农民受教育年限每增加一年，自评健康（SAH）（1）改善 8.8%，自评健康（SAH）（2）改善 16%，自评记忆力（SAM）改善 4.4%，减 7 运算正确数（Minus7）改善 5.1%，抑郁程度（Depressed）改善 19.5%。

以上结果表明务工农民教育对父母健康具有显著正面影响。

控制变量基本符合理论预期。从父母特征来看，整体而言，年龄越大父母健康越差。父亲的健康状况要好于母亲的。具有非农户口的父母自评记忆力（SAM）要差于其他户口类型的。婚姻状况对表示认知能力的不同指标的影响存在差异，已婚对自评记忆力（SAM）具有不利影响，但对减 7 运算正确数（Minus7）具有正面影响。是否具有医疗保险对不同健康指标的影响同样存在差异，拥有医疗保险会导致自评健康（SAH）（2）变差，但是对减 7 运算正确数（Minus7）具有正面影响。父母教育年限越长、家庭经济状况越好他们的健康越好。从务工农民特征来看，性别对务工农民父母健康的影响不存在差异；是否与父母同住也不影响务工农民父母健康。随着年份的推进，务工农民父母的健康变差。从社区特征来看，社区社会经济地位越高，父母健康越好。

综上，使用非线性模型对结果进行稳健性检验发现，务工农民教育对父母健康的影响是稳健的，不会因为使用了线性模型从而导致结果发生变化。因此，上文的线性估计结果是稳健的。

表 6-11 IV-Probit 模型

解释变量	(1)	(2)	(4)	(5)	(7)
	SAH (1)	SAH (2)	SAM	Minus7	Depressed
务工农民教育年限	0.088 (0.082)	0.160** (0.063)	0.044 (0.085)	0.051 (0.076)	0.195** (0.089)
父母特征					
年龄	-0.000 (0.004)	0.002 (0.003)	-0.000 (0.004)	-0.012*** (0.004)	0.000 (0.005)
男	0.177*** (0.052)	0.207*** (0.050)	0.261*** (0.058)	0.554*** (0.048)	0.096 (0.074)
非农	-0.033 (0.124)	0.152 (0.119)	-0.262* (0.145)	0.053 (0.116)	-0.095 (0.175)
已婚	-0.064 (0.070)	-0.055 (0.066)	-0.205*** (0.075)	0.110* (0.067)	0.005 (0.102)
医疗保险	0.010 (0.133)	-0.205* (0.121)	-0.125 (0.141)	0.850*** (0.157)	0.165 (0.214)
教育年限	0.004 (0.033)	-0.026 (0.027)	0.037 (0.033)	0.108*** (0.030)	-0.046 (0.037)
电冰箱	0.108 (0.087)	-0.079 (0.074)	-0.045 (0.090)	0.249*** (0.078)	0.009 (0.122)
务工农民特征					
男	-0.030 (0.051)	-0.004 (0.049)	-0.010 (0.057)	0.039 (0.048)	-0.033 (0.073)
与父母同住	0.036 (0.068)	0.004 (0.066)	0.012 (0.076)	0.007 (0.064)	-0.055 (0.103)
年份	-0.107*** (0.035)	-0.114*** (0.030)	-0.143*** (0.036)	-0.013 (0.032)	-0.100** (0.043)
社区特征					
社会经济地位	0.049** (0.024)	0.008 (0.021)	0.026 (0.024)	0.022 (0.021)	-0.013 (0.031)
常数项	213.272*** (70.943)	227.945*** (60.265)	286.628*** (71.747)	22.921 (63.512)	197.878** (86.206)
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	3415	3631	3532	3681	3516
Wald-统计值	182.00	231.05	163.24	498.46	81.34

注：括号内为稳健标准误，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

6.5 本章小结

在人口老龄化不断加深的背景下，农村面临着更加严峻的养老问题，而农村劳动力向非农产业及城市转移使这一问题更为突出。从代际支持的角度来看，子女的经济支持、日常照料和情感慰藉对父母健康具有重要影响，但是，受到居住空间分离的影响，经济支持是务工农民赡养父母的主要方式。根据代际间的交换理论，子女对父母的支持会受到父母对子女支持的影响。

父母对子女的教育投资是一项重要的代际支持，它影响着子女对父母支持的能力和意愿，进而影响家庭养老的效果。因此，本部分重点关注务工农民教育的提升，是否有利于改善父母健康？为此，本部分使用 2011 年和 2013 年的中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，试图从家庭的角度，考察务工农民教育对父母健康的影响。考虑到受教育程度的内生性，我们对其进行了工具变量处理，从而保证了估计结果的一致性，并得出以下结论。

第一，务工农民教育对父母健康具有显著的正面影响。随着务工农民教育年限增加，父母健康逐渐获得改善，务工农民教育每增加一年，父母自评健康（SAH）（1）改善 0.5%，自评健康（SAH）（2）改善 0.6%，自评记忆力（SAM）改善 0.6%，减 7 运算正确数（Minus7）改善 0.8%，抑郁程度（Depressed）改善 0.3%。DWH 检验结果显示教育在模型中不具有内生性。这可能是因为，影响父母健康与务工农民教育的因素在教育与健康决定方程中应是有差异的。

第二，务工农民教育对父母健康的影响存在多方面异质性。从父母受教育程度的角度看，相比教育水平为小学以上的父母群体，务工农民教育对小学及以下的父母群体的健康的影响程度更大。从父母年龄的角度看，务工农民教育对 60 岁及以上老人的健康的影响程度更大，这符合人们的直觉，老年人更需要子女支持，尤其是我国对老人的赡养方式主要以家庭赡养为主，因而对老年人的健康影响程度就更大。从务工农民是否与父母同住来看，务工农民教育对未与自己同住的父母健康的正面影响更显著，而对与自己同住的父母健康的正面影响相对有限。从父母性别的角度来看，务工农民教育对母亲的健康的的影响更大，对父亲的影响较小。从务工农民性别的角度来看，男性务工农民教育对父母的认知能力具有显著的改善作用，而女性务工农民教育对父母的抑郁程度具有显著的改善作用。

第三，预算约束放松和效率提升在务工农民教育影响父母健康的过程中发挥着重要的渠道作用。目前，关于子女教育影响父母健康的机制尚不明确。现有文献虽然从理论上探讨了子女教育影响父母健康的可能机制，如收入、健康行为等，但是对此进行实证检验的文献较少。本部分从务工农民经济状况和父母健康行为等不同角度全面地检验了务工农民教育影响父母健康的不同渠道，结果验证了经济状况和健康行为是务工农民教育影响父母健康的重要渠道。

在此基础上，本部分进一步使用非线性模型考察务工农民教育与父母健康的关系，以检验务工农民教育影响父母健康的稳健性，结果表明务工农民教育对父母健康的影响不受估计模型的影响，两者之间的正向关系是稳健的。基于以上分析，本部分认为务工农民教育对父母健康具有显著的正面影响。从家庭的角度来考虑，教育具有正的外部性，提高子女教育有利于父母健康甚至其他家庭成员的健康改善。因此，本部分建议增加对贫困地区以及农村地区的教育投资，通过发挥教育的外部性，以改善个人及其家庭成员的健康，从而促进农村劳动力向非农产业和城市转移，提高劳动力的供给水平，抑制劳动力用工成本快速上涨，促进经济健康发展。

7.总结及政策建议

7.1 研究结论

改革开放以来,我国经济、社会各领域发生了巨大的变化,引起了全世界的高度关注。人口从农村和农业向城市和非农产业的大规模流动是其中最重要的变化之一,也是过去四十年来全球经济的重要事件。今天我们面临的各种人口迁移问题,都直接源于务工农民的巨大规模及其快速增长。然而,在经历了三十多年的快速增长之后,近些年务工农民的增长数量和速度均不断下降,与此同时,劳动力成本不断上升。

但是,与社会最优的农村劳动力转移规模相比,农村劳动力向城市的转移数量低于社会最优水平。从全社会最优的角度考虑,让更多的农村劳动力进入城市工作能够带来更快的经济增长,并且缩小城乡差距。根据农村劳动力迁移模型及我国社会经济现状,本文认为造成农村劳动力吸纳不足的原因大致可以分为四个方面。第一,为了实现城市自身利益的最大化,我国劳动力市场对务工农民进城设置了各种制度性和非制度性进入阻碍。第二,务工农民总体文化程度不高、职业技能缺乏。第三,自身健康水平的影响。第四,父母健康水平的影响。

由于传统的粗放型经济增长方式难以维持未来中国经济的高速发展,依靠科技进步,提高全要素生产率(TFP)在经济增长中的贡献,将是未来我国经济发展的方向。在此背景下,要实现农村劳动力向城市和非农产业顺利转移并能够安居乐业,人力资本的重要性日益提高。根据人力资本理论,受教育程度更高的个体在劳动力市场上的竞争力更强。文化程度越高,克服户籍制度等迁移障碍的能力越强,迁移成本也就越低,在其他条件都相同的情况下,文化程度较高的劳动者更容易在城市中找到工作。不仅如此,根据健康

需求模型，个体教育有利于改善自身及他人健康。

通过以上分析可以发现，教育在农村劳动力向城市和非农产业转移过程中，不仅发挥着正面作用，同时低教育也可能是负面因素。但是在众多阻碍农村劳动力转移的因素中，教育又发挥着基础性作用，是改善其他负面因素的关键变量。鉴于此，本文从教育的角度考察其对务工农民的影响。

那么一个很自然的问题就是，教育是否对务工农民具有重要影响？具体来说，首先，教育是否有利于农村劳动力克服迁移障碍并改善他们在劳动力市场上的表现；其次，教育是否影响务工农民及其父母健康。如果答案是肯定的，那么增加农村教育投资不仅能直接促进农村劳动力向非农产业转移，还能通过改善自身及父母健康，间接促进农村劳动力迁移，降低经济运行成本，推动我国经济健康发展。

为此，本文首先考察了教育获得对务工农民劳动力市场表现的影响。具体来说，本文使用 2014 年的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据，考察了教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的影响。由于只能从数据中观察到从事非农产业就业的农村劳动力群体的样本，而无法观察到没有从事非农就业群体的劳动力市场表现情况。本文使用赫克曼两步法来纠正样本选择性问题。此外，本文还尝试使用工具变量解决教育获得的内生性问题，从而可以更好地识别教育获得影响务工农民劳动力市场表现的因果效应。在经过以上两个方面的处理之后，本文的研究结果表明：

第一、教育能有效促进农村劳动力向城市和非农产业迁移。教育对农村劳动力迁移决策具有显著影响，受教育程度每增加一年，农村劳动力迁移概率增加 8.1%。一方面，由于户籍制度的制约，农村劳动力迁移一旦跨越地区界限，其成本大幅度提高。另一方面，虽然在农村地区从事非农职业是一种更容易参与、成本较低的活动，但是本地非农就业机会的竞争很激烈，而受教育程度更高的农村劳动力不仅更有能力降低跨地区流动的成本而且也更有能力获取非农就业机会，从而促进了农村劳动力向城镇和非农产业的转移。

第二、教育能显著改善务工农民在劳动力市场上的表现，并且这种改善是通过提高他们的劳动生产率来实现的。本文的研究表明受教育程度越高，务工农民在劳动力市场上的表现越好。从小时工资收入和每周工作时间来看，

教育能够改善务工农民在市场上的表现得益于教育提高了他们的劳动生产效率，而不是通过不断的超时加班获得更高的收入和更好的工作。

第三、本文使用具有全国代表性的 2014 年的中国家庭追踪调查（CFPS）数据，考察教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的影响，并未发现存在样本选择性偏差问题，这表明中国家庭追踪调查（CFPS）数据在研究务工农民群体方面仍然具有较好的全国代表性。以往研究多使用的是区域调查数据考察务工农民群体，在全国性数据库面世之前，这是收益和成本之间的权宜之计，但是不可否认的是使用区域调查数据会降低研究结论的普适性。为此，本文在考察教育对农村劳动力迁移决策及其迁移之后劳动力市场表现的影响过程中，尝试使用 2014 年的中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行研究，并使用描述性统计方法和 Heckman 方法对可能存在的样本选择性问题进行检验，结果并未发现样本选择性问题，这表明本文使用的 2014 年的中国家庭追踪调查（CFPS）数据进行的研究，其结论是可靠的，具有全国代表性的 2014 年的中国家庭追踪调查（CFPS）数据是可以被用来开展对务工农民群体的相关研究的。

其次，同样使用 2014 年的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）数据，本文考察了教育对务工农民健康的影响，即教育是否能改善务工农民健康？在不同群体中这种影响是否存在异质性？以及其内在机制是什么？考虑到受教育程度的内生性，我们对其进行了工具变量处理，从而保证了估计结果的一致性，并得出以下结论。

第一，教育对务工农民健康具有显著的正面影响。本文同时使用了主观健康指标和客观健康指标考察教育对务工农民健康的影响，为了降低甚至消除主观健康指标可能存在的估计偏误，本文还使用了锚定变量对主观健康指标进行纠偏，结果发现教育对务工农民健康具有显著的正面影响。

第二，教育对务工农民健康的影响存在异质性。从性别方面来看，教育对女性务工农民自评健康和伤病严重程度具有显著的正面影响，但是对男性没有显著影响，在自评记忆力、词组和数学得分方面基本不存在明显的性别差异。从年龄角度看，教育对 36 岁及以上务工农民自评健康、自评记忆力具有显著的改善作用，对伤病严重程度没有显著影响，与之相反的是，教育对 36 岁以下务工农民伤病严重程度具有显著的改善作用。此外在词组得分方面

也存在明显的年龄差异，教育对 36 岁及以上群体的影响更大。

第三，预算约束放松和效率提升在教育影响务工农民健康的过程中发挥着重要的渠道作用。务工农民群体中存在着以健康换取收入的现象（苑会娜，2009）。为了获得更多的收入，务工农民经常加班，过多的劳动时间加速了他们的健康折旧，进而降低了未来的生产效率和收入能力（王琼等，2016）。本文的研究结果表明，受教育程度越高，不仅越可能在国有部门工作、收入更高并有养老保险，而且工作时间更少。而在国有部门工作、工作时间更少、收入更高并有养老保险能够显著改善健康。此外，从健康行为来看，受教育程度越高，越可能具有更多健康知识、锻炼频率越高、越不太可能吸烟喝酒、越可能午休，这均有助于改善健康。

最后，本文使用 2011 年和 2013 年的中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据，从家庭的角度，考察了务工农民教育对父母健康的影响，即务工农民教育是否会影响父母健康？第二，这种影响在具有不同特征的父母和务工农民群体中是否存在异质性？第三，影响的具体机制是什么？考虑到受教育程度的内生性，我们同样对其进行了工具变量处理，从而保证了估计结果的一致性，并得出以下结论：

第一，务工农民教育对父母健康具有显著的正面影响。随着务工农民教育年限增加，父母健康逐渐获得改善，务工农民教育每增加一年，父母自评健康（SAH）（1）改善 0.5%，自评健康（SAH）（2）改善 0.6%，自评记忆力（SAM）改善 0.6%，减 7 运算正确数（Minus7）改善 0.8%，抑郁程度（Depressed）改善 0.3%。DWH 检验结果显示教育在模型中不具有内生性。这可能是因为，同时影响父母健康与务工农民教育的因素在教育与健康决定方程中应是有差异的。

第二，务工农民教育对父母健康的影响存在多方面异质性。从父母受教育程度的角度看，相比教育水平为小学以上的父母群体，务工农民教育对小学及以下的父母群体的健康的影响程度更大。从父母年龄的角度看，务工农民教育对 60 岁及以上老人的健康的影响程度更大，这符合人们的直觉，老年人更需要子女支持，尤其是我国对老人的赡养方式主要以家庭赡养为主，因而对老年人的健康影响程度就更大。从务工农民是否与父母同住来看，务工农民教育对未与自己同住的父母健康的正面影响更显著，而对与自己同住的

父母健康的正面影响有限。从父母性别角度来看，务工农民教育对母亲的健康影响更大，对父亲的影响较小。从务工农民性别角度来看，男性务工农民教育对父母的认知能力具有显著的改善作用，而女性务工农民教育对父母的抑郁程度具有显著的改善作用。

第三，预算约束放松和效率提升在务工农民教育影响父母健康的过程中发挥着重要的渠道作用。目前，关于子女教育影响父母健康的机制尚不明确。现有文献虽然从理论上探讨了子女教育影响父母健康的可能机制，如收入、健康行为等，但是对此进行实证检验的文献较少。本文从务工农民经济状况和父母健康行为等不同角度全面地检验了务工农民教育影响父母健康的不同渠道，结果验证了经济状况和健康行为是务工农民教育影响父母健康的重要渠道。

7.2 对策建议

本文试图从人口迁移理论的角度识别影响农村劳动力迁移的重要影响因素，并阐明在众多阻碍农村劳动力向非农产业转移的过程中，教育发挥着基础性作用，不仅能够直接影响农村劳动力迁移，而且能够通过改善其他不利因素的影响间接促进农村劳动力迁移。具体来说，本文考察了以下三个问题，首先，教育是否有利于农村劳动力克服迁移障碍并改善他们在劳动力市场上的表现；其次，教育是否影响务工农民及其父母健康。本文使用具有良好代表性的数据，遵循严格的计量实证方法，得到了符合预期的实证结果。为了更好地促进农村劳动力向非农产业转移，以应对我国经济发展过程中的用工成本上涨、推进城镇化快速发展和改善务工农民及其父母健康状况，在以上实证结论基础上，结合相关的理论模型，本文提出以下政策建议：

第一，完善乡村振兴战略，加快农村发展。根据托达罗的人口流动模型，预期收益差异是农村劳动力迁移的重要原因，但是当城乡经济发展差距较大时，不仅不利于农村劳动力向城市和非农产业迁移，而且也不利于城乡经济社会健康发展。本文的研究表明，随着农村教育发展，农民的人力资本存量不断提升，有利于促进农村劳动力向非农产业转移并改善他们在劳动力市场上的表现。目前，我国正在实施乡村振兴战略，目的在于促进农村经济快速

发展，实现全面小康社会。未来这一战略还需要继续实施，使农村和城镇保持同步发展，并缩小城乡差异，有利于最终消除我国城乡二元经济社会之间的差异。为此，一方面，加大对农村的金融支持，使农村劳动力根据自身特点和市场需求有创业的机会。另一方面，加大对农村劳动力的互联网技能培训，使农村劳动力掌握基本的电脑技能，为线上学习和经营农产品销售创造条件。

第二，增加对农村地区的教育投入，加强资金使用效果考核。由于我国义务教育的资金投入通常来自于县、乡级政府，这使得富裕的地区投入更多，贫困地区的投入较少，不仅导致地区间义务教育发展不平衡，而且城乡之间的教育发展水平差距更大。尽管 2006 年实施新机制以后，国家增加了对农村地区的教育投入，但是历史上的欠账太多，而且新机制在实际上实施过程中仍存在不足，总体上并未改变农村教育落后的局面。另一方面，国家对义务教育的投入通常按照基数+增长的方式拨款，无论对于城市还是农村，这种拨款方式不利于教育资金的合理使用，从而在总投入不足的情况下，还存在浪费现象。因此，今后，不仅要增加对农村地区的教育资源投入，提高农村居民的受教育程度，而且应该改革原来的财政拨款模式，按照对教育服务结果进行考核的方式，根据教育质量进行财政拨款，实现财政拨款与教育质量挂钩的绩效管理新模式。

第三，继续深化户籍制度改革，做好社会保障等公共服务向务工农民公平开放，降低农村劳动力向城市转移的成本。我国的户籍制度改革首先从小城镇开始，一些大城市也逐步降低落户门槛。但是由于小城镇的户籍含金量较低，对外来人员的吸引力较小。相反，由于工作机会更好，户口含金量较高，更多的人选择流向大城市。2000 年以来，大城市在户籍制度方面进行了两大方面的改革。一是取消农业户口和非农户口，统一居民户口。二是通过人才、资金和买房等多种方式降低落户门槛。但是，时至今日，中国的户籍制度仍然存在，而且继续发挥着重要作用。一些重要大中城市的户籍制度并未真正放开，而且跨省区户籍改革难度更高。因此，未来需要进一步进行户籍制度改革。一方面，建立和优化我国的城市层级体系，使我国的城市化宏观战略决策的理论性、系统性和一致性更强。另一方面，继续实施城乡统一户口登记制度，取消农业户口和非农户口的区别，使流动人口享有与居住地

居民无差异的基本公共服务，实现城乡劳动力资源的合理流动并优化劳动力资源配置。最后，不同城市需要根据自身特点，找准比较优势，合理制定落户标准，吸引合适的人口流入。

第四，公平的劳动力市场规则。农村劳动力进入城市劳动力市场往往被认为挤占了城市居民的就业。尽管事实上务工农民并未对城市就业产生实质性影响，甚至还促进了城市居民的工资提高，但是城市内部仍然存在按照户籍制定的劳动力市场分割政策，导致务工农民存在就业歧视，他们难以获得体制内（国有企业、政府机构等）就业，更多地是在体制外就业。而且由于处于制度弱势地位，不仅工作环境较差，而且经常存在拖欠工资问题。在此情况下，未来需要完善劳动力市场制度，保护务工农民的合法权益，使他们能够获得公平就业机会。为此，一方面，要建立健全法律制度并严格执行，保障最低工资法和劳动法得到贯彻执行，使得务工农民的正常收入和加班收入得到有效落实。另一方面，保障务工农民的合法权益，打击拖欠工资现象，使务工农民能够获得足额收入。最后，消除就业歧视，允许务工农民和本地居民能够在相同的规则下公平竞争，消除人为歧视。

第五，增加健康知识与健康行为的宣传、教育和普及。医疗服务存在的一个突出问题就是信息不对称，这使得道德风险的存在成为可能，进而导致乱收费和医疗服务质量参差不齐。要缓解医疗服务存在的道德风险问题，需要增加患者和大众的健康知识和健康行为。一方面，健康知识和健康行为的普及和宣传能够降低居民患病的可能性，减少医疗服务需求，进而减少接触医疗服务的可能性，有利于断绝道德风险发生的可能性；另一方面，增加健康知识和健康行为可以在居民患病的情况下，懂得如何识别医疗服务的供给质量，对医疗服务供给过程中可能存在的乱收费和过度医疗等问题能够给予及时监督，进而减少可能存在的道德风险问题，净化医疗服务供给中存在的合理内容。

第六，完善医疗保险的异地就医制度。由于务工农民通常具有低人力资本的特征，在城市和非农产业就业从事的工作岗位对健康要求较高而对技能要求较低，使得健康对务工农民获得就业岗位和收入极为关键。但是由于从事建筑等工作通常使健康的折旧速度较快，因此对医疗服务的需求更急迫。尽管我国已经建立了针对农村居民的新农合，但是医保的不可携带性使得看

病贵、看病难问题在务工农民群体中尤为突出。自 2010 年开始，广东就在全省建设异地就医制度，并和多个省份和城市对接了异地就医问题。但是，从全国范围来看，异地就医制度尚未在全国全面推行，未来需要重点加强医疗保险、医疗服务和医药等方面的信息化建设，争取早日打通与就医相关的信息节点，实现异地就医即时结算，促进农村劳动力向城市和非农产业转移。

7.3 研究展望

目前，我国人口结构面临着两个方面的突出变化。一方面，人口老龄化不断加剧，使得我国在未富先老的情况下，养老负担不断加重；另一方面，随着以房价为代表的生育成本不断提高，越来越多的年轻人选择晚婚晚育，而且生育意愿不断下降，导致新出生人口数量不断下降。人口的老龄化和生育意愿不足导致我国的劳动力数量不断下降，人口红利逐渐消失。这迫使我国要转变经济发展方式，实现由依靠要素投入为主的粗放型经济发展方式向依靠技术进步为主的集约型生产方式转变。但是受制于知识积累不足和创新能力有限的约束，经济发展方式的转变具有长期性和结构性特征。因此，未来实现农村劳动力向城市和非农产业转移仍然是一项长期任务。在此情况下，未来需要关注以下两个方面的问题。

第一，关注农村教育投入，提高农村义务教育质量。虽然国家对农村的教育投入在不断增加，但是随着人力资本在经济发展和个体就业过程中的重要性不断提高，关注农村教育，尤其是关注城乡之间教育资源的不平等配置，对于提高农民生活质量、改善农村经济状况和优化农村治理结构具有非常重要的现实意义。目前，由于历史上城乡之间教育投入差距较大，农村教育投入长期不足，导致城乡之间教育资源配置严重不平等，使得农村和城市之间在教育质量方面存在显著差异，这严重影响了我国农村经济和社会的健康发展。未来需要进一步提高教育投入，并关注农村教育质量的改善对农村经济和社会发展的影响。

第二，关注务工农民配偶健康。在农村劳动力向城市和非农产业迁移之后，由于无法很好地同时照顾孩子和农活，导致农村青壮年劳动力难以安心在城市和非农产业务工。特别是随着我国尤其是农村老龄化不断加剧，老年

人的健康问题对农村青壮年劳动力的迁移造成的影响越来越大。留守女性配偶不仅要照顾孩子和老人，而且也是家庭劳作的主力军，在这两方面的同时作用下，健康折旧较快。因此，务工家庭女性配偶的健康应该受到更多关注。

第三，关注留守儿童人力资本投资问题。目前，由于城市公共服务，尤其是教育资源尚未完全对务工农民家庭开放，而且受限于经济收入不足，农村劳动力呈现“候鸟式”流动，孩子通常在农村接受教育。但是由于缺乏父母的陪伴和教育，留守儿童在教育、生理健康和心理健康等方面通常容易受到不良影响。但是，随着农村人口不断向城市转移，未来留守儿童将是我国经济社会发展的重要人力资源，承担着建设国家和社会的重要使命。如果留守儿童在人力资本上的投资不足，不仅是个体和家庭的损失，而且也是我国经济社会健康发展的损失。因此，未来需要在关注务工农民本身的情况下，重点关注留守儿童人力资本投资情况，创造条件使他们能够健康成长，成为家庭和社会的有用之才。

参考文献

- [1] 蔡昉.人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J].经济研究, 2010, (4): 4-1.
- [2] 蔡昉.中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J].中国社会科学, 2013, (1): 56-71.
- [3] 蔡昉.中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J].经济研究, 2017, (7): 4-17.
- [4] 蔡昉.农业劳动力转移潜力耗尽了么?[J].中国农村经济, 2018, (9): 2-13.
- [5] 蔡昉.历史瞬间和特征化事实——中国特色城市化道路及其新内涵[J].国际经济评论, 2018, (4): 9-23.
- [6] 财政部教科文司, 教育部财务司, 上海财经大学公共政策研究中心课题组编著财政部教科文司等课题组. 中国农村义务教育转移支付制度研究[M].上海财经大学出版社, 2005.
- [7] 陈刚. 流动人口进入对本地劳动力市场的影响[J].经济学动态, 2016, (12): 50-60.
- [8] 陈璐, 范红丽, 赵娜, 褚兰兰.家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究[J].经济研究, 2016, (3): 176-189.
- [9] 陈强.高级计量经济学及 Stata 应用(第二版)[M].高等教育出版社.2014.
- [10] 陈欣欣, 董晓媛.社会经济地位、性别与中国老年人的家庭照料[J].世界经济, 2011, (6): 147-160.
- [11] 陈玉宇,邢春冰.农村工业化以及人力资本在农村劳动力市场中的角色[J].经济研究, 2004, (8).
- [12] 程令国, 张晔, 沈可.教育如何影响了人们的健康? ——来自中国老年人的证据[J].经济学(季刊), 2014(1).
- [13] 程令国, 张晔.“新农合”: 经济绩效还是健康绩[J].经济研究, 2012, (1): 120-133.

- [14] 杜两省, 彭竞.教育回报率的城市差异研究[J].中国人口科学, 2010, (5).
- [15] 段成荣, 杨舸, 张斐等. 改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势[J]. 人口研究, 2008, (6): 30-43.
- [16] 范红丽, 辛宝英.家庭老年照料与农村妇女非农就业——来自中国微观调查数据的经验分析[J].中国农村经济, 2019, (2) .
- [17] 费菊瑛. 改善义务教育投融资体制研究[M]. 中山大学出版社,2007.
- [18] 高文书.人力资本与进城农民工职业选择的实证研究[J].人口与发展, 2009, (3): 38-43.
- [19] 胡安宁.教育能否让我们更健康: 基于 2010 年中国综合社会调查的城乡比较分析[J].中国社会科学, 2014, (5): 116-130.
- [20] 黄乾.教育与社会资本对城市农民工健康的影响研究[J].人口与经济, 2010, (2): 71-75.
- [21] 黄永林. 新中国教育财务六十年[M]. 华中师范大学出版社, 2010.
- [22] 焦开山.健康不平等影响因素研究[J].社会学研究, 2014, (5): 24-46, 241-242.
- [23] 姜向群, 郑研辉.中国老年人的主要生活来源及其经济保障问题分析[J]. 人口学刊, 2013, (2): 42-48.
- [24] 李超, 罗润东.老龄化、隔代抚育与农村劳动力迁移——基于微观家庭决策视角的研究[J].经济社会体制比较, 2017, (2): 135-146.
- [25] 李春华, 吴望春.代际互动对老年人死亡风险的影响——基于 CLHLS 2002-2014 年数据[J].人口学刊, 2017, 39 (3): 78-87.
- [26] 李春玲.当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量 [J].社会学研究, 2005, (2): 74-102.
- [27] 李海峥.中国人力资本报告[R].中央财经大学, 2017.
- [28] 李辉文, 张质.教育、社会资本与个人收入——来自 CHIPS 数据的经验证据[J].湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2015, (1) .
- [29] 李骏, 顾燕峰.中国城市劳动力市场中的户籍分层[J].社会学研究, 2011, (2): 48-77, 244.
- [30] 李瑞峰, 郭大, 辛贤.中国农村义务教育投入、现状及政策建议[M].中国农业出版社, 2009.

- [31] 李铁, 徐勤贤. 城镇化视角下的人口发展[J]. 人口研究, 2017, (1): 27-33.
- [32] 李雪松, 詹姆斯·赫克曼. 选择偏差、比较优势与教育的异质性回报：基于中国微观数据的实证研究[J]. 经济研究, 2004, (4) .
- [33] 李勇辉, 李小琴. 人力资本投资、劳动力迁移与代际收入流动性[J]. 云南财经大学学报, 2016, (5): 39-50.
- [34] 李云森. 统一户口、劳动力市场歧视与城镇居民收入差异——基于 Oaxaca-Blinder 分解的实证研究[J]. 中国经济问题, 2016, (3): 17-29.
- [35] 李振宇, 张昭. 教育对个体健康人力资本的影响——以义务教育法实施为工具变量[J]. 教育与经济, 2017, (3): 61—67.
- [36] 李珍珍, 陈琳. 农民工健康状况影响因素分析[J]. 南方人口, 2010, (4): 10-17.
- [37] 李珍珍, 封进. 教育对健康的影响——基于上海家庭调查数据的研究[J]. 中国劳动经济学, 2006, (4): 30-42.
- [38] 孟凡强. 劳动力市场多重分割下的城乡工资差距[J]. 人口与经济, 2014, (2): 76-85.
- [39] 连玉君, 黎文素, 黄必红. 子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究[J]. 经济学(季刊), 2014 (1) .
- [40] 林毅夫, 蔡昉, 李周. 中国的奇迹 发展战略与经济改革[M]. 上海人民出版社; 上海三联书店, 1994.
- [41] 刘国恩, William H. Dow, 傅正泓, John Akin. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. 经济学(季刊), 2004, (1): 101-118.
- [42] 刘慧君, 蔡艳芝, 李树茁. 农村老人生存质量与死亡风险中的家庭支持机制[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2013, 33(3):60-69.
- [43] 刘西国. 代际经济支持健康效应检验[J]. 西北人口, 2016, 37 (1): 45-51.
- [44] 陆铭. 玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化[J]. 南方经济, 2011, (6): 23-37.
- [45] 罗俊峰. 农民工职业选择的人力资本约束研究--基于无序多分类 Logistic 模型分析[J]. 调研世界, 2014, (6): 41-44.
- [46] 南楠, 侯慧丽. 我国与 OECD 国家老龄化现状比较[J]. 中国国情国力, 2016, (8): 15-18.

- [47] 邱红, 周文剑.流动人口的落户意愿及影响因素分析[J].人口学刊, 2019, (5) .
- [48] 宋建, 王静. “扭曲之手”会加重“成本病”吗——基于经济增长分解框架下的测算与分析[J].财贸经济, 2018,38 (2): 136-152.
- [49] 宋锦, 李实.小城镇户籍制度改革对劳动力市场职业分割的影响[J].中国农村经济, 2013a, (10): 4-16.
- [50] 宋锦, 李实.中国城乡户籍一元化改革与劳动力职业分布[J].世界经济, 2013b, (7): 28-47.
- [51] 宋月萍.中国农村儿童健康: 家庭及社区影响因素分析[J].中国农村经济, 2007, (10): 69-76.
- [52] 孙鹃娟.中国城乡老年人的经济收入及代际经济支持[J].人口研究, 2017,41 (1): 34-45.
- [53] 孙志军.中国教育个人收益率研究:一个文献综述及其政策含义中国人口科学[J].2004, (5) .
- [54] 谭崇台.发展经济学概论(第二版)[M].武汉大学出版社, 2008.
- [55] 陶然, 史晨, 汪晖, 庄谷中. “刘易斯转折点悖论”与中国户籍——土地——财税制度联动改革[J].国际经济评论, 2011, (3): 120-148.
- [56] 王德文,蔡昉,张国庆.农村迁移劳动力就业与工资决定:教育与培训的重要性[J].经济学(季刊),2008, (4): 1131-1148.
- [57] 王广慧,张世伟.教育对农村劳动力流动和收入的影响[J].中国农村经济,2008,(9).
- [58] 王琼, 叶静怡. 进城务工人员健康状况、收入与超时劳动[J].中国农村经济, 2016, (2): 2-12, 22.
- [59] 王瑞敏, 翟丽艳.睡眠与健康[M].北京: 中国社会出版社, 2008。
- [60] 王善迈等. 公共财政框架下公共教育财政制度研究[M].经济科学出版社, 2012.
- [61] 王亚珂, 王宾, 韩冰洁, 高云. 我国养老保障水平差异研究——基于替代率与相对水平的比较分析[J].管理世界, 2013, (8): 109-117.
- [62] 汪勇.“农民工”称谓的历史演变及其启示[J].南京社会科学, 2007, (11): 89-93.

- [63] 王甫勤, 时怡雯. 家庭背景 教育期望与大学教育获得——基于上海市调查数据的实证研究[J]. 社会, 2014, (1): 175-195.
- [64] 王攀. 农民工, 首先是一个制度歧视[J]. 中国社会保障, 2012, (2): 58.
- [65] 王婷. 中国西部农村教育成本、收益与家庭教育决策的实证研究[D]. 中国农业科学院, 2009.
- [66] 夏静雷, 张娟. 探析“农民工”称谓及其科学内涵[J]. 当代青年研究, 2013, (6): 52-57.
- [67] 熊光清. 必须取消带有社会歧视含义的“农民工”称谓: 再驳“改革代价论[J]. 探索与争鸣, 2012, (5): 44-47.
- [68] 熊光清. 制度设定、话语建构与社会合意——对“农民工”概念的解析[J]. 中国人民大学学报, 2011, (5): 107-114.
- [69] 熊瑞祥, 李辉文. 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自CFPS 数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2017, (1): 393-414.
- [70] 许玲丽, 李雪松, 周亚虹. 中国高等教育扩招效应的实证分析——基于边际处理效应(MTE)的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (11).
- [71] 杨成钢, 闫东东. 质量、数量双重视角下的中国人口红利经济效应变化趋势分析[J]. 人口学刊, 2017, (5): 25-35.
- [72] 杨会良. 当代中国教育财政发展史论纲[M]. 人民出版社, 2006.
- [73] 杨克文, 李光勤. 教育获得对初婚年龄的影响研究[J]. 人口学刊, 2018, (6): 4-15.
- [74] 杨克文, 臧文斌, 李光勤. 子女教育对中老年父母健康的影响[J]. 人口学刊, 2019, (5): 72-90.
- [75] 杨昕. 二元户籍制度下农村劳动力转移对劳动收入占比变动的影响[J]. 人口研究, 2015, (5): 100-112.
- [76] 姚先国, 俞玲. 农民工职业分层与人力资本约束[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2006, (5): 16-22.
- [77] 余向华, 陈雪娟. 中国劳动力市场的户籍分割效应及其变迁: 工资差异与机会差异双重视角下的实证研究[J]. 经济研究, 2012, (12): 97-110.
- [78] 姚洋, 崔静远. 中国人力资本的测算研究[J]. 2015, (1): 70-78.
- [79] 余央央, 封进. 老年照料的相对报酬: 对“护工荒”的一个解释[J]. 财经科学,

- 2014,40 (8): 119-129.
- [80] 苑会娜. 进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据[J]. 管理世界, 2009, (5): 56-66.
- [81] 袁志刚, 解栋栋. 中国劳动力错配对 TFP 的影响分析[J]. 经济研究, 2011, (7): 4-17.
- [82] 翟振武, 段成荣, 毕秋灵. 北京市流动人口的最新状况与分析[J]. 人口研究, 2007, (2): 30-40.
- [83] 张川川. 中等教育陷阱? ——出口扩张、就业增长与个体教育决策[J]. 经济研究, 2015, (12): 115-127, 157.
- [84] 张慧. 农民工就业歧视问题分析[J]. 上海经济研究, 2005, (10): 73-79.
- [85] 张世伟, 赵亮. 农村劳动力流动的影响因素分析——基于生存分析的视角[J]. 中国人口. 资源与环境, 2009, (4): 101-106.
- [86] 赵耀辉. 中国农村劳动力流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究[J]. 经济研究, 1997, (2): 37-42, 73.
- [87] 赵忠, 侯振刚. 我国城镇居民的健康需求与 Grossman 模型——来自截面数据的证据[J]. 经济研究, 2005, (10): 79-90.
- [88] 赵忠. 我国农村人口的健康状况及影响因素[J]. 管理世界, 2006, (3): 78-85.
- [89] 郑丹丹, 易杨忱子. 养儿还能防老吗——当代中国城市家庭代际支持研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2014, 28 (1): 125-130.
- [90] 郑磊. 教育中的社区效应和同伴效应: 方法 证据及政策启示[J]. 教育学报, 2015, (5).
- [91] 中国人民大学. 2014 中国老年社会追踪调查 (CLASS) 报告[R]. 中国人民大学中国调查与数据中心, 2014.
- [92] 朱农. 离土还是离乡?——中国农村劳动力地域流动和职业流动的关系分析[J]. 世界经济文汇, 2004, (1): 53-63.
- [93] 左冬梅, 李树茁. 基于社会性别的劳动力迁移与农村留守老人的生活福利——基于劳动力流入地和流出地的调查[J]. 公共管理学报, 2011, 8 (2): 93-100.
- [94] 章元, 高汉. 城市二元劳动力市场对农民工的户籍与地域歧视: 以上海市

- 为例[J].中国人口科学, 2011, (5): 67-74, 112.
- [95] 赵西亮.农民工与城市工资 ——来自中国内部移民的证据[J].经济学(季刊), 2018, (3): 969-994.
- [96] Adams, S. J. Educational Attainment and Health: Evidence from a Sample of Older Adults [J].*Education Economics*, 2002, 10: 97—109.
- [97] Alsan, M. M., Cutler, D. M. Girls' Education and HIV Risk: Evidence from Uganda [J]. *Journal of Health Economics*, 2013, 32 (5): 863-872.
- [98] Baron, R. M., Kenny, D. A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51 (6): 1173-1198.
- [99] Becker, G. Human Capital[M].New York:Columbia University Press, 1964.
- [100] Behrman, J. R., Xiong, Y., Zhang, J. Cross—Sectional Schooling—Health Associations Misrepresented Causal Schooling Effects on Adult Health and Health—Related Behaviors: Evidence from the Chinese Adults Twins Survey [J]. *Social Science & Medicine*, 2015, (127): 190-197.
- [101] Chen, Z., Jiang, S. Q., Lu, M., Sato, H. How do Heterogeneous Social Distances Affect the Neighborhood Effect in Rural –Urban Migration? : Empirical Evidence from China. paper presented at 2010 International Workshop on Employment Dynamics and Social Security, Fudan University in Shanghai, 2010,(6): 12-14.
- [102] Chiang, A. C. Elements of Dynamic Optimization [M].McGraw-Hill, New York, 1992.
- [103] Cutler, D. M., Lleras-Muney, A., Vogl, T. Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms [M].*The Oxford Handbook of Health Economics*, 2011.
- [104] Cutler, D. M, Lleras-Muney A. Understanding Differences in Health Behaviors by Education [J]. *Journal of Health Economics*, 2010, 29 (1): 1-28.
- [105] De Neve, J., Harling, G. Offspring Schooling Associated with Increased Parental Survival in Rural KwaZulu-Natal, South Africa [J]. *Social Science &*

- Medicine, 2017, 176: 149-157.
- [106] Eide, E.R., Showalter, M.H. Estimating the Relation between Health and Education: What Do We Know and What Do We Need to Know[J]. Economics of Education Review, 2011, 30(5): 778-791.
- [107] Ferrer-i-Carbonell, A, and P. Frijters. How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness? [J].Economic Journal, 2004, 114, 641-659.
- [108] Friedman, E. M., Mare, R. D. The Schooling of Offspring and the Survival of Parents [J]. Demography, 2014, 51 (4): 1271-1293.
- [109] Goldman, D. P., Smith, J., P.Can Patient Self-Management Help Explain the SES Health Gradient? [J].Proceedings of the National Academy of Sciences, 2002, 99 (16), 10929-10934.
- [110] Groot, W. Adaptation and Scale of Reference Bias in Self-assessments of Quality of Life [J]. Journal of Health Economics, 2000, 19 (3): 403-420.
- [111] Grossman, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health[J].Journal of Political Economy, 1972, 80 (2): 223-255.
- [112] Grossman, M. The demand for health, 30 years later: a very personal retrospective and prospective reflection [J].Journal of Health Economics, 2004, 23(4): 629-636.
- [113] Heckman, J. J. What Has Been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years? [J].American Economic Review, 1993, 83 (2): 116- 121.
- [114] Heidrich, J. , Liese, A. D. , H. Lowel and U. Kell. “Self-Rated Health and Its Relation to All-Cause and Cardiovascular Mortality in Southern Germany: Results from the Monica Augsburg Cohort Study 1984-1995” [J]. Annals of Epidemiology, 2002, 12: 338-345.
- [115] Henderson, J. L., Hawke L. D. and Chaim, G. Not in employment, education or training: Mental health, substance use, and disengagement in a multi-sectoral sample of service-seeking Canadian youth [J]. Children and Youth Services Review, 2017, 75:138-145.
- [116] Jacobson L. The Family as Producer of Health--an Extended Grossman Model[J].Journal of Health Economics, 2000, 19(5): 611-637.

- [117] Kendrick, J. The Formation and Stocks of Total Capital, NBER, Columbia University Press, New York, 1976.
- [118] King, E.M, Lillard, L. A. Schooling Inequality Between and Within the Sexes in the Philippines [J].Populatin Index, 1983 , 49 (3): 366-367.
- [119] Lei, L. Sons, Daughters, and Intergenerational Support in China [J].Chinese Sociological Review, 2013, 45(3):26-52.
- [120] Lei, X. Y., Lin, W. C. The new cooperative medical scheme in rural China: does more coverage mean more service and better health? [J].Health Economics, 2009, 18 (2) :S25-46.
- [121] Leon, A .S., John, C., Jacobs, D. R., Rainer, R. Leisure-Time Physical Activity Levels and Risk of Coronary Heart Disease and Death the Multiple Risk Factor Intervention Trial [J]. Journal of the American Medical Association, 1987, 258(17):2388-2395.
- [122] Lewis, W. A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour [J].The Manchester School, 1954, 22(2):139-191.
- [123] Li, H. B. et al. Does education pay in urban China? Estimating returns to education using twins [J].Journal of Development Economics,2005, (2):494-504.
- [124] Li, Q., Gordon, L. and Zang, W. B. The health of left-behind children in rural China [J]. China Economic Review, 2015, 36:367-376.
- [125] Liu, J. Y. Ageing, migration and familial support in rural China [J]. Geoforum, 2014, 51: 305-32.
- [126] Lisa, J. D. Broadband in the Labor Market: The Impact of Residential High-Speed Internet on Married Women’s Labor Force Participation [J]. ILR Review, 2017, 70, (2): 451-482.
- [127] Ma, M. M. Does Children’s Education Matter for Parents’Health and Cognition? Evidence from China [J].Journal of Health Economics, 2019, 66: 222-240.
- [128] Mason. A. Schooling Decision, Basic Edcuation and the Poor in Rural Java[D]. Stanford University, 1995.
- [129] Mincer, J. Schooling, Experience and Earnings [M].New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, 1974.

- [130] Mirowsky, J., Rose, C. E. Education and Self-Rated Health: Cumulative Advantage and Its Rising Importance [J]. *Research on Aging*, 2008, 30 (1): 93-122.
- [131] Mokdad, A., J. Marks, Stroup, D. and Gerberding, J. Actual Causes of Death in the United States, 2000 [J]. *Journal of American Medical Association*, 2004, 291 (10), 1238-1245.
- [132] Naughton, B. *The Chinese Economy: Transitions and Growth* [M]. Cambridge: The MIT Press, 2006.
- [133] Ng, A. C. Y., David, R. P., William, K. L. Persistence and Challenges to Filial Piety and Informal Support of Older Persons in a Modern Chinese society: A Case Study in Tuen Mun, Hong Kong [J]. *Journal of Aging Studies*, 2002, 16 (2): 135-153.
- [134] Singh I., Squire, L., Strauss, J. A Survey of Agricultural Household Models: Recent Findings and Policy Implications [J]. *The World Bank Economic Review*, 1986, 1 (1): 149-179.
- [135] Rosenzweig, M. R., Schultz, T. P. Schooling, Information and Nonmarket Productivity: Contraceptive Use and Its Effectiveness [J]. *International Economic Review*, 1989, 30 (2): 457-477.
- [136] Schnohr, P., Scharling, H., Jensen, J. S. Changes in Leisure-time Physical Activity and Risk of Death: An Observational Study of 7,000 Men and Women [J]. *American Journal of Epidemiology*, 2003, 158(7): 639-644.
- [137] Silles, M. A. The Intergenerational Effect of Parental Education on Child Health: Evidence from the UK [J]. *Education Economics*, 2015, 23 (4): 455-469.
- [138] Sonogo, M., Alicia Lla'cer, In'aki Gala'n, Fernando Simo'n. The Influence of Parental Education on Child Mental Health in Spain [J]. *Quality of Life Research*, 2013, 22 (1): 203-211.
- [139] Staiger, D., Stock, J.H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments [J]. *Econometrica*, 1997, 65(3): 557-586.
- [140] Stoller, E. P. Exchange Patterns in the Informal Support Networks of the Elderly: The Impact of Reciprocity on Morale [J]. *Journal of Marriage and Family*, 1985, 47(2):335-342.

- [141] Todaro, M. P. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries [J]. *The American Economic Review*, 1969, 59(1):138-148.
- [142] Torssander, J. Adult Children's Socioeconomic Positions and Their Parents' Mortality: A Comparison of Education, Occupational Class, and Income [J]. *Social Science & Medicine*, 2014, 122: 148-156.
- [143] Torssander, J. From Child to Parent? The Significance of Children's Education for Their Parents' Longevity [J]. *Demography*, 2013, 50 (2): 637-659.
- [144] Wang, W., Li, Q., Lien, D. Human Capital, Political Capital, and Off Farm Occupational Choices in Rural China [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2016, (42): 412-422.
- [145] Yahirun, J. J., Sheehan, C. M. and Hayward, M. D. Adult Children's Education and Changes to Parents' Physical Health in Mexico [J]. *Social Science & Medicine*, 2017, 181: 93-101.
- [146] Yang, L., Pekka, M., Karri, S. Effects of Individual, Spousal, and Offspring Socioeconomic Status on Mortality among Elderly People in China [J]. *J Epidemiol*, 2016, 26 (11): 602-609.
- [147] Zhang, L.X., Huang, J. K. and Scott, R. Employment, emerging labor markets, and the role of education in rural China [J]. *China Economic Review*, 2002, 13:313-328.
- [148] Zimmer, Z., Martin, L. G., Ofstedal, M B. and Chuang, YI-LI. Education of Adult Children and Mortality of Their Elderly Parents in Taiwan [J]. *Demography*, 2007, 44 (2): 289-305.

致 谢

岁月匆匆，如白驹过隙。转眼间，已经在这里度过了五个春秋。从未如此觉得五年的时间竟可以如此短暂，短暂到转瞬即逝，短暂到恍如隔日，短暂到从未能有时间可以细细品味轻松惬意的时光。三年的学制，花了五年的时间才读完，是遗憾，是不甘，也是幸运。遗憾的是，自己太笨，仿佛不适合从事高端的学术研究，浪费了太多时间、花费了太多成本用来获取知识，不如兢兢业业安安分分地从事原来的工作，也可以在平凡的岗位上创造一点点价值，为社会做出一点点贡献；不甘的是，似乎也没有那么笨，本可以做的更好，让自己的博士生涯可以更舒心；可是，世上真的没有后悔药，过去了也就过去了，不可以重来，因此，今日能够毕业，也是一种庆幸，至少没有推迟更长的时间完成学业，比上不足比下有余。也许，抱着乐观的态度可以生活的更开心，毕竟没有人来到这个世界是为了后悔、痛苦和伤心。

尽管没有做出更好的学术成果，尽管花费了很长时间才毕业，尽管在这个过程中有过失意、失眠和失败，但是也有过学到新知识时的满足，听到好讲座时的开心，发出论文时的兴奋。不管在读博的日子里，有多么难捱，有多么伤心，有多少痛苦和眼泪，今天能顺利毕业，那一切都没有白费，一切都是值得的。曾经的汗水混着眼泪，不仅看上去晶莹剔透，实际上也能反射太阳的光芒，照亮前方的路。

有人说，不能将你打败的，必将使你更加强大。拿到博士学位这么痛苦的事情，都能克服，人生的道路上还有比这更耗费时间、更需要耐心和更加痛苦的事情吗？如果有，我相信我仍然可以克服，因为我曾经在学术的道路上，克服了一个又一个困难，攀登了一座又一座高峰，最终抵达了终点。我相信在未来的人生道路上，依靠读博期间培养起来的学术思维、不畏困难敢于挑战的勇气和坚持到最后的决心，仍然能够克服重重困难，撑起属于自己的一片蓝天，搭建温暖父母和妻儿的城堡，给予照亮社会的光芒。

一个人的力量是有限的，因此能够取得博士学位，不得不感谢一路走来，帮助过我的那些可爱的奉献者。首先，要感谢党和国家，是他们提供了丰厚的教育经费，让博士生们可以安心地学习，不用为学费和生活费操心；其次，要感谢母校，是母校提供了这么好的学习生活环境，让夏天不热、冬天不冷，有免费的热水喝、有价廉物美的美食果腹，有知识丰富的老师、有储量丰富的书籍，感谢那些给我上过课抑或听过他们讲座的老师，你们为我的成长做出了默默的贡献；第三，要感谢导师，是导师的充分信任将我收纳为弟子，并给予充分的自由，可以安心地研究自己感兴趣的问题，最终能够做出一点点学术成果；第四，要感谢父母，是父母一直给予心灵上的鼓励、物质上的支持，不曾怨言，无论自己多么失败，不曾嫌弃，是他们让我有勇气做我自己；最后，要感谢一下自己，在困难、失败和痛苦面前，没有做逃兵，而是迎难而上，勇攀高峰。

在读期间科研成果目录

在读期间已发表的专著、论文、课题、教材、工具书等					
序号	题目	期刊	年份	作者	备注
1	教育获得对初婚年龄的影响研究	人口学刊	2018	一作	人大复印 报刊资料 全文转载
2	子女教育对中老年父母健康的影响	人口学刊	2019	一作	
3	是谁动了海南的房价？——国际旅游岛政策对海南房价的影响研究	旅游科学	2019	一作	
4	高房价影响生育意愿吗？——基于房价与育龄女性生育意愿的经验分析	南方人口	2019	独作	