

为何“读书无用论”重返农村？

——不同出身个体教育回报率变化的解释

郑筱婷 孙志颖 陆小慧*

内容提要 近年来，中国农村地区出现了初中辍学率上升和高中入学率下降的现象。本文利用 CHIP 1995 - 2013 年共计 5 轮的调查数据，分别估计了农村出身和城市出身个体在不同时期教育回报率的变化，并运用工具变量法和样本选择模型缓解估计潜在的内生性和样本选择偏误的问题。研究发现，对于农村出身个体来说，2007 年和 2013 年的高中阶段和大专阶段教育回报率远小于 1995 年和 2002 年。对于城市出身个体来说，1995 - 2002 年的高中、大专和大学及以上阶段的教育回报率总体呈上升的趋势，随后在 2007 年有所下降，但其在 2013 年又上升至较高的水平。农村出身个体的高中及以上阶段的教育回报率下降，导致获得高水平教育的工资优势缩小，进而降低了高中及以上阶段教育的吸引力，也提高了初中毕业生继续受教育的机会成本。教育回报率的变化对农村出身个体的教育获得产生了不利影响，并部分解释了中国农村地区初中辍学率上升、高中入学率下降以及城乡教育不平等扩大的现象。

关键词 人力资本 教育回报率 城乡差异 辍学 农村出身

一 引言

21 世纪以来，中国农村地区出现了初中辍学率上升而高中入学率下降的现象。

* 郑筱婷，暨南大学经济学院，电子邮箱：zhengxt@jnu.edu.cn；孙志颖，暨南大学经济学院，电子邮箱：2273391584@qq.com；陆小慧，暨南大学经济学院，电子邮箱：1362246728@qq.com。作者感谢国家自然科学基金青年项目“PPP、水价改革与监管机制对供水企业绩效和服务的影响”（批准号：71603100）的资助。

2006年中国农村地区普通高中的入学率仅为9%，远远低于县镇的63%和城市的80%。2007年中国农村地区只有不到一半的初中毕业生进入高中，而城镇地区90%左右的初中毕业生能够进入高中（Shi et al., 2015）。2009年开始农村初中阶段每年的辍学率高达7%左右，且教育获得的城乡差距也开始扩大（Yi et al., 2015）。罗楚亮和孟昕（2016）利用中国城乡劳动力流动调查数据，研究发现2014年15~17岁人群中高中阶段的全口径毛入学率虽然高达86.50%，但城乡之间的差距却由1993年的19%提高到2014年的34%。在中国高中及以上教育招生规模总体扩大的背景下，吴愈晓（2013）用中国综合社会调查（CGSS）2008年的数据，也发现了城乡在高中及以上阶段的教育收益方面的差异趋于扩大的证据。

本文使用中国家庭收入调查（CHIP）2013年和中国家庭追踪调查（CFPS）2012年的数据计算不同年份出生个体的平均受教育年限，也印证了上述判断。如图1所示，随着出生年份的增加，平均受教育年限的城乡差距由1970年的2.04年减小到1989年的1.17年，但1990年以后出生的农村出身个体其平均受教育水平却出现下降的趋势，同时城乡之间教育水平差距缩小的趋势也相对减缓。我们利用CFPS数据进行的分析也发现了类似的现象。如图2所示，1970年出生的农村出身个体的平均受教育年限为5.79年，城市出身个体的平均受教育年限为9.29年，而1990年出生的农村出身个体的平均受教育年限提高到8.41年，城市出身个体的平均受教育年限为10.19年，城乡不同个体的平均受教育年限的差距从3.50年缩小到1.78年。但1990年后出生的农村

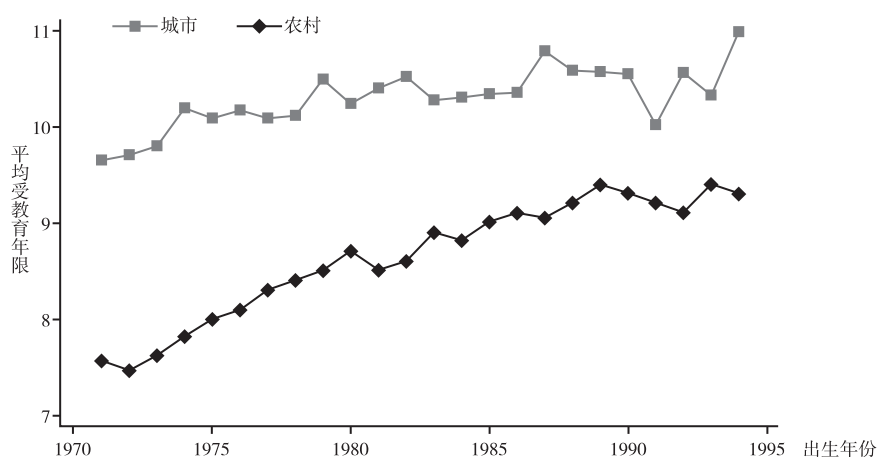


图1 城乡个体的平均受教育年限对比情况 (CHIP)

资料来源：根据CHIP 2013年数据计算得到。

出身个体的平均受教育年限开始不断下降，与城市出身个体的平均受教育年限的差距也趋于扩大。此外，本文根据 2010 年人口普查数据计算并发现，1990 年以后出生的农村和城市出身个体之间受教育年限的差距同样出现扩大趋势。以上数据均表明，1990 年以后出生的农村出身个体的教育获得水平在下降，与之相伴的是“读书无用论”开始在农村地区流行。

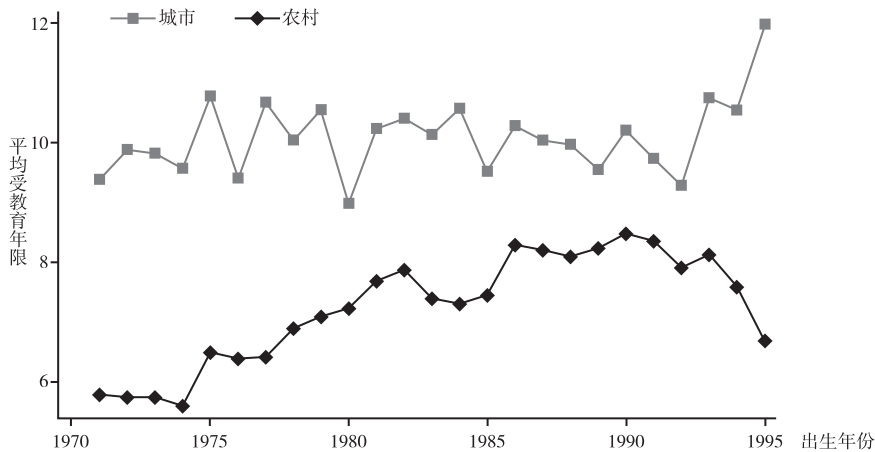


图 2 城乡个体的平均受教育年限对比情况 (CFPS)

资料来源：根据 CFPS 2012 年数据计算得到。

为何中国 1990 年以后出生的农村出身个体其平均受教育年限呈现出下降的趋势？一种可能的解释是由于上学的成本提高，农村地区的家庭承担不起学费而导致的被迫性辍学。但有研究指出，始于 21 世纪的农村辍学现象与三年自然灾害和“文化大革命”期间的辍学现象不同，经济发展较好地区的学生辍学率并不低于贫困地区，甚至更高，且更多学生辍学是出于自愿，而非被迫，因此称之为“自愿性辍学”（刘成斌，2014；卢德生、赖长春，2009；欧贤才、刘刚，2007）。因贫辍学虽然仍是造成中小学生学习辍学的原因之一，但不再是导致农村地区高辍学率的主要因素（Yi et al., 2015）。另一种可能的解释是高中及高等职业技术学校招生规模缩小，导致部分学生无法获取入学资格。但实际上，2000 年以来，中国多地都在扩大高中阶段的招生规模（施进，2019；马树超、郭文富，2019）。根据各地教育厅每年公布的数据，包含中等职业技术学校在内的高中阶段的计划招生人数不断上升，而实际招生数却低于各地区计划招生人数，很多中等职业学校面临生源不足、招生困难的现象（余闯，2016）。总之，招生规模和入学门槛并不是造成中国农村地区高中入学率降低的原因。因此，本文认为，

近年来中国农村地区之所以出现初中辍学率上升和高中入学率下降的现象,更可能是因为对于农村出身个体来说,高中及以上阶段与初中及以下阶段之间的教育回报率差异正在缩小,从而引起部分学生在中小学阶段趋向于自愿性辍学。

教育作为人力资本投资决策,其需求受到教育回报率的影响(Becker, 1962; Jensen, 2010)。本文使用CHIP数据,首先以受教育年限为主要解释变量,研究城乡教育回报率的变化趋势。在研究视角方面,由于个体是否接受更多的教育是参照周围与自己出身相同的个体的教育回报率,本文将个体分为城市出身和农村出身个体(后文简称农村和城市个体)。又由于个体的大部分教育是改变户口前完成的,本文按照个体改变户口之前的户口状态来划分个体究竟是农村出身和城市出身。在研究问题方面,本文估计了中国城市和农村近20年的教育回报率及其变动趋势,并分别估计了各层次教育的回报率。在研究方法方面,针对OLS估计中存在的因遗漏能力变量和教育变量的测量误差而产生的内生性问题,本文选择配偶的受教育年限作为工具变量,用两阶段最小二乘法估计。为解决样本选择偏误的问题,本文运用了Heckman样本选择模型。结果显示:2007年之后,农村个体的高中阶段和大专阶段教育回报率远小于1995年和2002年,尽管2013年农村个体大学阶段的教育回报率相对于1995年有所增长,但增长幅度很小。对于1995-2002年城市个体来说,其高中、大专和大学及以上阶段的教育回报率都呈不断上升的趋势,尽管在2007年教育回报率有所下降,但在2013年各阶段的教育回报率都恢复到了以前较高的水平。

本文余下内容安排如下:第二部分是文献综述;第三部分介绍估计教育回报率的实证策略,其中包括基本的明瑟收入模型、工具变量法和样本选择模型三部分;第四部分介绍本文所使用的数据、变量及其描述性统计;第五部分为实证分析,对实证结果进行分析报告并进行稳健性检验;第六部分总结本文的研究结论并提出相应的政策建议。

二 文献综述

教育是一种人力资本投资,获得教育是提高人力资本的最重要方式之一(Schultz, 1968; Neamțu, 2012),而个人教育投资决策取决于获得教育的成本和收益之间的权衡(Becker, 1962)。其中,人力资本投资的成本主要包括学费等直接成本和外出务工的工资收入等机会成本。在中国加入世贸组织以后,随着居民可支配收入的增加,且义务教育阶段全面免费之后,个体辍学不再是教育的直接成本过高导致的,而可能是由

于接受教育的机会成本升高引起（刘成斌，2014；卢德生、赖长春，2009；欧贤才、刘刚，2007）。教育投资的收益主要指教育回报率，教育回报率影响着个体对教育的需求（李宏彬、张俊森，2008）。教育回报率越高，个体接受教育而获得的额外收入越高，个体接受进一步教育的动机也越大（罗楚亮、孟昕，2016）。Kingdon & Theopold（2008）研究了印度的教育回报率对个体受教育年限的影响，发现教育回报率与个体的受教育年限呈显著正相关关系。Jensen（2010）发现初中生普遍低估了高中及以上阶段的教育回报，在向处理组的学生告知正确的教育回报后，处理组的学生辍学率显著下降，受教育年限显著上升。

有关城乡教育回报率差异变动趋势的研究中，用最新的数据估计教育回报率的文献并不多，邓峰和丁小浩（2013）用中国健康与营养调查（CHNS）1989 - 2009年的追踪数据，发现20世纪80年代末至90年代初，农村地区的教育收益率要高于城镇地区，1993年以后城镇地区和农村地区的教育收益率都处于上升趋势，但是城镇地区的增幅明显高于农村地区，其增长势头一直持续到2006年，而农村地区在进入新世纪之后的教育收益率则呈现稳中带降的趋势。刘泽云和邱牧远（2011）根据CHIP农村住户调查数据，估算了1995年、2002年和2007年中国农村非农就业的教育收益率，用母亲的教育年限作为个体能力的代理变量，在纠正了样本选择偏误后，估计结果表明1995 - 2007年农村全体打工者的教育收益率在3% ~ 4%之间，呈轻微的下降趋势。方超和罗英姿（2017）使用CHIP数据中2007年和2013年的农村样本估计了农村个体的教育回报率，在只利用Heckman样本选择模型对样本选择偏差进行修正后，发现农村个体的整体教育回报由2007年的3.8%上升至2013年的7%。毕先进和刘林平（2014）利用珠三角农民工的调查数据，研究其2006年、2008年和2010年的教育回报率，发现农民工的教育回报率并未出现递增的趋势，而是呈小幅下降的趋势。常进雄等（2018）研究了1989 - 2011年城乡大学教育回报率的变动趋势，发现城镇的大学教育回报率呈大幅上升趋势，而农村地区的大学教育回报率仅小幅上升，农村与城市的差距逐渐增大。何亦名（2009）利用1991 - 2006年CHNS数据，发现中国高等教育回报率呈现倒U型变化，1993 - 2000年增长较快，2000 - 2004年增长缓慢，2004 - 2006年甚至出现了下降趋势。与此类似，Miller & Ren（2012）同样利用CHNS数据也发现，中国城镇的高等教育回报率在上世纪90年代末到20世纪初呈现出上升的趋势。上述研究均以实际居住地区分城市和农村样本，因此城市样本中包含了农村迁徙至城市学习、工作和生活的个体，而农村样本中则包含了少量城市迁徙至农村工作和生活的个体。鉴于教育决策往往在迁徙之前

就已决定，本文认为根据迁徙前的居住地划分城市和农村样本，能更准确估计农村出身个体教育回报率的情况。

由于传统的基于明瑟收入方程的 OLS 估计方法存在因遗漏能力变量和对教育变量的测量误差而导致的内生性问题，会造成估计结果的偏误 (Card, 1999)。针对教育测量误差的问题，Li et al. (2012) 用双胞胎互报的教育水平作为个体受教育程度的工具变量，发现测量误差使得结果被低估。针对遗漏能力变量的问题，一种方法是利用双胞胎样本做固定效应模型，将遗漏的能力变量进行差分处理 (Ashenfelter & Krueger, 1994; Li et al., 2012; 孙志军, 2014)。另一种方法是能力变量寻找合适的代理变量，将 IQ (intelligence quotient) 或 KWW (knowledge of the world of work) 成绩等作为测度个人能力的指标 (李实、丁赛, 2003)，或者直接研究能力在教育与收入之间的传导机制，用测得的能力得分作为能力的代理变量 (Hanushek et al., 2015; 王韵含、高文书, 2019)。还有一种方法是个体教育寻找合适的工具变量。目前的研究中常用的工具变量主要分为两类，一类是代表个体受教育环境的家庭特征，如父母的受教育水平、兄弟姐妹的数量等。颜敏 (2012) 用父亲的受教育程度和土地改革时父亲的家庭成分作为工具变量，研究农村地区普通高中和职业高中阶段的教育回报率差异，发现农村职业高中的教育回报率要高于普通高中的教育回报率。Li & Luo (2004) 以是否有亲兄弟、亲兄弟的数量以及父亲和母亲的受教育水平作为女性受教育水平的工具变量，发现对于 30 岁以下的女性而言，教育回报率的 OLS 估计值为 9.8%，而利用工具变量的估计结果为 16.9%。Yao et al. (2018) 用兄弟姐妹的数量和在兄弟姐妹之间的排名与性别的交互项作为个体自身教育水平的工具变量，研究了农民工的教育回报率，发现工具变量估计结果是 OLS 估计结果的 3 倍左右。上述该类工具变量的优点在于其与个体自身的教育都密切相关，均是强工具变量，但同时其也与个体遗漏的能力变量和不可观测的家庭背景变量相关，即存在工具变量不是完全外生的问题。

另一类常用的工具变量是个体受教育环境的外部政策冲击。如 Meng & Gregory (2002) 考察了“文化大革命”的影响，将出生于 1942 年和 1962 年的虚拟变量作为受教育程度的工具变量，发现工具变量法估计的教育收益率为 7.8%，而 OLS 估计结果为 5.4%。Fang et al. (2012) 用义务教育法实施的年份作为个体受教育年限的工具变量，发现工具变量法的估计结果是 OLS 估计结果的 2 倍。该类工具变量的优点在于几乎是完全外生的，与遗漏的能力变量及个体的家庭背景都不相关，但缺点是这些工具变量影响的样本范围有限，且对个体教育的解释力度与前一种工具变量相比较弱。因此，本文借鉴刘泽云 (2015)、Chen & Hamori (2009) 的研究，将

配偶的受教育年限作为个体教育工具变量。首先，与个体的父母或兄弟姐妹相比，配偶与个体自身的基因和成长环境的相关性更小，因此比用父母或兄弟姐妹的受教育年限作为工具变量更符合外生性的要求。其次，用政策冲击作为工具变量的估计仅在局部有效，但不适于估计政策的长期影响，而用配偶的教育作为工具变量则不受此限制。

除了遗漏能力变量和测量误差的问题，教育回报率的估计中还存在样本选择偏误的问题。纠正内生样本选择偏差常用的方法是诺贝尔经济学奖获得者 James Heckman 在 2000 年提出的两阶段估计方法 (Heckman, 1979)。陈玉宇和邢春冰 (2004) 根据 CHNS 数据，利用 Heckman 两阶段模型，估计出中国农村工业部门 1991 - 1997 年的教育回报率为 0 ~ 5%，但估计系数不显著，而且样本选择偏差对教育回报率的估计影响不大。Chen & Hamori (2009) 在研究中国城镇教育回报率问题时，将 0 ~ 6 岁和 65 岁以上人口占家庭总人数的比例作为识别变量加入选择方程中，经样本选择模型处理后教育回报率的估计结果有小幅下降。刘泽云 (2015) 将 0 ~ 5 岁、6 ~ 17 岁和 65 岁以上的人口占家庭总人口的比重作为识别变量，研究大学的教育回报率，结果发现纠正了样本选择偏误后，教育回报率的估计结果有小幅下降。Moenjak & Worswick (2003) 在研究泰国的技能高中和普通高中阶段的教育回报率时，发现无论男性还是女性，职业高中的教育回报率更高，相比 OLS 而言，在纠正了自我选择偏差后，职业高中的教育回报率有所上升。

综上所述，在研究视角方面，目前关于城乡教育回报率差异的大多数研究，都直接按个体当前的居住地或当前户口状态来划分城市或农村样本 (张兴祥, 2012; 常进雄等, 2018; 初帅、孟凡强, 2017)，但实际上个体的户口状态可以因为城市化、上学或其他的原因而发生改变，而且个体的教育决策往往在工作前和改变户口前就已完成，个体是否接受更多的教育主要参考周围与自己出身相同的个体的教育回报率。为了更准确地估计城市和农村不同出身个体之间的教育回报率的差异，本文用个体改变户口状态之前的户口信息，作为划分个体是城市出身还是农村出身的标准。在研究内容方面，大多数文献只是单独研究某一年的城乡教育回报差异 (Yao et al., 2018; Li et al., 2012)，即使有的研究也涵盖了多个年份的数据 (吴愈晓, 2013; 刘泽云, 2015; 邓峰、丁小浩, 2013)，但是反映近期教育回报率的研究相对较少。在研究方法方面，大多数文献只解决内生性问题和样本选择偏差问题的某一方面，而本文拟对上述两方面问题进行全面处理。

三 理论模型

本文基于 Mincer (1974) 提出的经典明瑟收入方程, 来估计中国城乡不同出身个体的教育回报率的变化趋势。经典的明瑟收入方程的解释变量中只包含受教育年限, 工作经验及其平方项, 本文在此基础上加入性别、健康状况、民族、省份、行业类型和职业类型等控制变量, 形成扩展的明瑟收入方程:

$$\ln wage_i = \alpha_i + \beta_{1i} edu_{yi} + \beta_{2i} exp_i + \beta_{3i} exp_i^2 + \gamma_i X_{1i} + \varepsilon_i \quad (1)$$

式(1)中 $\ln wage_i$ 为个体 i 年工资的对数, 工资仅包含劳动者通过工作获得的工资性收入, 而不包含其他财产性收入和转移支付等非工资性收入; α_i 是常数项; edu_{yi} 为个体的受教育年限或者受教育程度(小学、初中、高中、大专及大学等); exp_i 为工作经验, 通过年龄减去受教育年限再减6得到; exp_i^2 为工作经验的平方项; X_{1i} 为第一组控制变量组成的向量, 包括性别、健康状况、民族、省份、行业和职业类型。

使用 OLS 方法对教育回报率进行估计, 可能存在内生性和样本选择偏差问题。对于内生性问题来说, 由于存在能力等不可观测的变量, 这些不可观测的变量与个体的受教育水平和收入有关, 遗漏这些变量会造成估计结果的偏误, 进而不能正确识别个体的受教育水平对个体收入的影响。解决该遗漏变量偏误问题的常用方法是工具变量法, 即找到一个变量与个体的教育水平相关, 同时与个体的收入和式(1)中的残差不相关。本文选取的工具变量为个体配偶的受教育年限。Pencavel (1998) 曾发现婚姻具有匹配性, 即人们会倾向于选择与自己有相近教育程度的人作为自己的配偶, 这样夫妻双方会有更多的共同兴趣爱好、共同话题和行为特征。在研究教育回报率这类问题时, 国内外许多学者使用配偶的教育作为个体自身教育的工具变量(刘泽云, 2015; Chen & Hamori, 2009; Arabsheibani & Mussurov, 2007; Trostel et al., 2002)。尽管有学者指出, 个体自身的收入与配偶的受教育水平相关(Lam & Schoeni, 1993), 但是配偶对个体自身收入的影响系数远小于用工具变量方法估计得到的个体自身教育的系数(Trostel et al., 2002), 而且配偶的教育与个体自身的收入相关很可能是因为婚姻的教育匹配机制产生的, 即配偶的教育对个体收入的影响很可能是通过影响个体自身的教育产生的, 这种机制下配偶的教育与个体自身收入相关就不会造成估计结果的偏误。另外, 郭冬梅等(2014)使用王美今等(2012)提出的工具变量估计步骤, 发现出生季度是配偶教育的弱工具变量, 配偶的教育是个体自身教育的一个强工具变量。受上述研究的启发, 本文使用配偶的受教育年限作为个体教

育的工具变量。

本文使用两阶段最小二乘法（2SLS）进行工具变量估计：

$$eduy_i = \eta_i Z_i + v_i \quad (2)$$

$$\lnwage_i = \alpha_i + \beta_{1i} \widehat{eduy}_i + \beta_{2i} exp_i + \beta_{3i} exp_i^2 + \gamma_i X_{1i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

式（2）为两阶段最小二乘法估计的第一阶段，用工具变量来估计内生变量，即用配偶的教育年限来估计个体自身的受教育年限或教育水平。 Z_i 为一组解释变量的向量，除了式（1）中的所有外生变量，还包括工具变量——配偶的受教育年限。式（3）为两阶段最小二乘法估计的第二阶段，即用第一阶段的个体受教育程度的预测值 \widehat{eduy}_i 作为解释变量。

对于样本选择偏误的问题来说，由于只能观察到有工资收入的个体，而观测不到当前不在劳动力市场的个体（如家庭主妇等），如果只使用有收入信息的样本数据，而把没有收入信息的样本排除在外，就会导致估计的结果是有偏非一致的。解决这一问题的常用方法是 Heckman 两阶段样本选择模型。具体步骤如下：

第一阶段，用 Probit 模型对所有样本进行如下估计：

$$P(work_i = 1 | X_{2i}) = \Phi(\rho_i X_{2i}) \quad (4)$$

在式（4）中，如果能观测到个人的工资（即进入劳动力市场），则 $work_i = 1$ ，否则 $work_i = 0$ 。 X_{2i} 为第二组控制变量包括式（3）中所有的解释变量，以及影响个体是否参与劳动力市场，但不影响个体收入的变量——识别变量。借鉴刘泽云（2015）、Chen & Hamori（2009）的研究，本文使用 0~5 岁人口的比例，6~17 岁人口的比例以及 60 岁以上人口的比例作为识别变量，以此衡量家庭中学龄前儿童，未成年在校学生和老人对家庭中劳动者参与劳动力市场决定的影响。然后基于式（4）利用所有样本，计算出逆米尔斯比率 $lambda_i$ ，记为：

$$lambda_i = \frac{\phi(\cdot)}{\Phi(\cdot)} \quad (5)$$

式（5）中， $\phi(\cdot)$ 、 $\Phi(\cdot)$ 分别为根据式（4）估计得到的拟合值的标准正态分布的概率密度函数和累积分布函数。最后，为了同时解决内生性和样本选择偏误的问题，将工具变量方法和 Heckman 两阶段样本选择模型结合，得到：

$$eduy_i = \eta_i Z_i + \omega_i lambda_i + v_i \quad (6)$$

$$\lnwage_i = \alpha_i + \beta_{1i} \widehat{eduy}_i + \beta_{2i} exp_i + \beta_{3i} exp_i^2 + \gamma_i X_{1i} + \theta_i lambda_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

式（6）为加入了逆米尔斯比率 $lambda_i$ 的工具变量回归的第一阶段， Z_i 的解释同式（2）。式（7）为第二阶段回归。

四 数据、变量及描述性统计

(一) 数据来源

本文所使用的数据来源于中国社会科学院经济研究所收入分配课题组开展的中国家庭收入调查(CHIP)。本文使用了该调查中1995年、1999年、2002年、2007年和2013年共计5轮的调查数据。其中,1995年的调查涵盖19个省份的农村住户和11个省份的城镇住户,城镇和农村样本分别来自国家统计局每年进行的城镇住户抽样调查大样本和农村住户抽样调查大样本,并按照收入水平排序进行等距随机抽样方法抽样。1999年的调查仅包含城镇住户,样本来自6个有代表性的省份共计13个城市。2002年、2007年和2013年的调查均包含城镇住户、农村住户以及外来务工住户三种类型的人群,并且涵盖了东、中、西三大地区的主要省份。5轮调查均包括住户个人层面的基本信息、受教育信息、就业信息、收入信息、家庭层面的基本信息、家庭主要收支信息和一些专题性问题。

由于户口可随城市化、上学或其他原因而改变,而个体受教育决策一般在改变户口前已完成,因此本文采用个体更改户口前的户口状态代表其受教育时期的户口状态。由于1999年的调查中只包含城市住户的信息,而没有包含农村住户的信息,按照本文对城市或农村个体的划分标准,将1999年样本中“农转非”的样本划分为农村个体,最终1999年农村个体只为1251个,因此1999年农村个体的估计结果和其他年份不可比。

(二) 主要变量的选取与说明

先来看被解释变量。本文认为农业性经营收入和个体经营收入存在较大的测量误差,工资性收入更能表现个体在劳动力市场的教育回报差异,更具代表性。故本文的收入仅指个体的工资性收入(*wage*),而不包含其他财产性收入和转移支付等非工资性收入。

再看主要解释变量。教育(*eduy*)表示个体的受教育年限,并将其划分为小学及以下、初中、高中、大专、大学(本科)及以上五个教育阶段。

然后看工具变量。本文将配偶的受教育年限(*eduy_spouse*)做为个体教育的工具变量,且仅使用户主及其配偶的样本。CHIP调查中明确了每一户的户主和配偶的身份,且户主的父母和岳父母及已婚子女在同一户的比例较低,本文使用每个家庭中身份为户主和配偶的数据。

最后看识别变量。本文的识别变量包括0~5岁人口占家庭总人口的比例(*presch_share*)、6~17岁人口占家庭总人口的比例(*sch_share*)、60岁以上人口占家庭总人口

的比例(*older_share*)。这三个变量分别衡量学龄前儿童、未成年在校学生以及老人的数量对家庭其他成员的负担，以及其对其他家庭成员是否参与劳动力市场的影响。

(三) 描述性统计

表1和表2分别为农村个体、城市个体的主要变量的描述性统计。对比城市和农村的样本发现，城市个体的平均工资高于农村个体，男性占比基本在50%左右，平均年龄在44岁左右；对于农村个体来说，户主的平均受教育年限为8.247年，配偶的平均受教育年限为6.805年；对于城市个体来说，户主的平均受教育年限为11.236年，配偶的平均受教育年限为10.695年。整体上户主的受教育年限略高于配偶的受教育年限，城市个体的受教育年限平均比农村个体高3.431年。城市样本中户主和配偶之间的受教育年限之间的差距小于农村样本，说明城市的夫妻之间教育的匹配程度更好。

从初中及以下学历群体占总样本的比例来看，农村样本占比明显高于城市样本占比；从高中学历群体占总样本的比例来看，农村样本占比显著低于城市样本占比；将大专及以上学历群体占总样本的比例进行城乡对比，依然是城市样本高于农村样本。这说明农村个体平均受教育水平显著低于城市个体，尤其在最高学历为高中的群体占比方面，农村和城市的差距尤为明显，农村样本中高中学历群体占比要比城市占比低16.56%左右。

从劳动力市场的参与率方面来看，农村样本参与率低于城市样本参与率，并且无论对城市样本还是农村样本来说，女性的劳动力市场参与率都显著低于男性。

表1 主要变量的描述统计（农村样本）

变量名称	1995年	1999年	2002年	2007年	2013年
工资(元)	5363.97	8085.46	4633.28	19854.72	29565.98
男性占比(%)	49.52	50.04	49.58	48.68	48.41
年龄(岁)	42.37	44.07	42.41	44.12	46.37
户主的受教育年限(年)	7.98	11.29	8.09	8.25	8.53
配偶的受教育年限(年)	5.90	9.58	6.55	7.23	7.54
小学及以下学历群体占比(%)	42.20	9.91	38.04	35.98	30.42
初中学历群体占比(%)	33.02	32.21	41.37	46.02	48.35
高中学历群体占比(%)	17.73	31.33	16.01	15.09	14.51
大专学历群体占比(%)	4.32	17.75	2.98	1.34	3.80
大学及以上学历群体占比(%)	2.72	8.97	1.61	1.58	2.92
女性参与劳动力市场的占比(%)	23.47	60.48	31.61	35.55	44.93
男性参与劳动力市场的占比(%)	33.18	87.06	67.71	60.23	78.34
样本数	21680	1251	23078	18717	19983

注：描述性统计结果为各个变量的样本均值。

资料来源：根据CHIP 1995年、1999年、2002年、2007年和2013年数据计算得到。

表2 主要变量的描述统计(城市样本)

变量名称	1995年	1999年	2002年	2007年	2013年
工资(元)	5930.91	8485.48	10436.92	28670.34	42669.97
男性占比(%)	46.64	48.25	47.88	48.71	48.99
年龄(岁)	40.27	44.67	44.73	45.79	45.79
户主的受教育年限(年)	10.85	11.09	10.94	11.71	11.69
配偶的受教育年限(年)	10.23	10.58	10.47	11.09	11.21
小学及以下学历群体占比(%)	6.39	3.87	4.87	6.31	4.87
初中学历群体占比(%)	33.72	35.17	31.81	35.40	27.30
高中学历群体占比(%)	38.68	36.46	39.53	33.77	34.14
大专学历群体占比(%)	14.80	17.11	17.14	5.58	17.55
大学及以上学历群体占比(%)	6.41	7.39	6.64	18.94	16.14
女性参与劳动力市场的占比(%)	87.19	70.11	91.90	59.28	66.80
男性参与劳动力市场的占比(%)	94.04	85.59	97.67	86.20	90.10
样本数	4961	4804	8410	5654	5197

注:描述性统计结果为各个变量的样本均值。

资料来源:根据CHIP 1995年、1999年、2002年、2007年和2013年数据计算得到。

五 实证结果与分析

(一) 基于明瑟收入方程的 OLS 估计

本文首先基于扩展的明瑟收入方程,即式(1)进行 OLS 回归,以个体的受教育年限为主要解释变量,初步分析城乡教育回报率的变动趋势,结果如表3所示。由表3可知,1995年农村个体的教育回报率为0.070,随后2002年教育回报率有大幅的上涨,达到最高值0.110,但是到2013年农村个体的教育回报率下降至0.048。1995-2002年城市个体的教育回报率呈不断上升的趋势,从1995年的0.034上升到2002年的0.057,尽管2007年教育回报率有小幅下降,但仍高于1995年和1999年,2013年城市个体的教育回报率达历史最高值0.067。2002年之前农村的教育回报率都高于城市,但是从2007年开始,城市的教育回报率反超农村。

表3的估计结果对性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型等变量进行了控制。其中性别的系数显著为正,说明男性的教育回报率更高,男性在劳动力市场上比女性更有优势。工作经验的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,说明随着工作经验的增加,工资先上升后下降。健康的系数显著为负,说

明健康状况较差的劳动者获得的工资较低^①。此外，本文加入了民族是否为汉族的控制变量，结果不显著，说明民族属性对劳动者工资收入基本没有影响。

表 3 基于受教育年限的教育回报率估计 (OLS 估计)

地区	变量名称	1995 年	1999 年	2002 年	2007 年	2013 年
农村	<i>eduy</i>	0.070 ***	0.055 ***	0.110 ***	0.033 ***	0.048 ***
城市	<i>eduy</i>	0.034 ***	0.047 ***	0.057 ***	0.051 ***	0.067 ***

注：估计模型中控制了性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下通过检验。

资料来源：根据 CHIP 1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据计算得到。

由于 CHIP 1999 年的调查中只调查了城市住户，本文将样本更改户口前的户口状态作为划分城市出身或者农村出身的标准，因此 1999 年的农村个体只包含在城市居住的农村出身个体，即户籍仍为农村但在城市工作的进城务工人员以及原户籍为农村但已经“农转非”的务工人员。因此，1999 年农村出身的样本不包含居住在农村的大量个体，样本和估计结果与其他年份不可比较。为了完整地呈现本研究的结果，本文各个表还是报告了 1999 年农村出身的估计结果，并重点分析 1995 年、2002 年、2007 年和 2013 年的估计结果。

21 世纪以来，中国农村地区学生辍学主要发生在初中阶段。农村学生之所以选择在初中阶段辍学或者初中毕业后即外出打工，一方面是受到工作岗位数量增加的影响，另一方面也是由于获得高中教育后在劳动力市场上获得的收入增幅并不明显。因此，高中阶段相对初中阶段的教育回报率是个体进行高中教育投资时考虑的重要因素之一。为了更加直观地观察学历水平为高中及以上与初中及以下的劳动者之间的教育回报率差异，本文以初中及以下教育水平为基础类别，估算学历水平为高中、大专、大学及以上个体的相对教育回报率（估计结果如表 5 所示）。由表 5 可知，无论对于城市还是农村个体来说，教育程度越高，其教育回报率越高。农村个体的高中、大专和大学及以上学历的相对教育回报率从 1995 - 2002 年都呈不断上升的趋势，到 2007 年各层次的教育回报率存在不同层次的下降。其中，农村高中学历的相对教育回报率从 2002 年的 0.454 下降到 2007 年的 0.079。2013 年各层次学历的相对教育回报率又有小幅的上涨，

① 健康 (health) 分为五个等级：非常健康、健康、一般、不健康以及非常不健康，分别赋值为 1~5。

但2013年农村高中学历的相对教育回报率仍远低于2002年之前。虽然城市高中学历的相对教育回报率在2007年也有小幅下降,但仍高于1995年和1999年。总体上,农村个体在2007年和2013年高中学历的相对教育回报率均远小于1995年和1999年,而城市个体在2007年和2013年高中学历的相对教育回报率均大于1995年和1999年。与1995年和1999年相比,2013年大专和大学及以上学历的相对教育回报率无论对于城市还是农村个体来说,都有不同程度的上涨,但是农村上涨的幅度较小,城市上涨的幅度则相对较大。

表4 各学历水平的相对教育回报率(OLS估计)

地区	学历水平	1995年	1999年	2002年	2007年	2013年
农村	高中	0.254***	0.275***	0.454***	0.079*	0.153***
	大专	0.423***	0.424***	1.186***	0.309***	0.439***
	大学及以上	0.441***	0.483***	1.287***	0.615***	0.698***
城市	高中	0.139***	0.130***	0.181***	0.153***	0.165***
	大专	0.231***	0.350***	0.368***	0.330***	0.434***
	大学及以上	0.279***	0.435***	0.601***	0.478***	0.641***

注:估计模型中控制了性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平下通过检验。

资料来源:根据CHIP 1995年、1999年、2002年、2007年和2013年数据计算得到。

表5为根据公式 $\exp(\beta_1) - 1$ 计算的各层次的学历相对于基础类别(初中及以下)的工资收入的增涨幅度,即学历为高中、大专和大学及以上的个体比学历为初中及以下的劳动者工资收入高出的水平。2002年之后,农村学历为高中的个体与学历为初中及以下的个体之间的工资收入差距相较于2002年之前有明显的下降,1995年、1999年和2002年的工资收入差距分别为28.92%、31.65%和57.46%,而2007年和2013年的工资收入差距分别只有8.25%和16.53%,这表明近年来读高中对农村个体的吸引力有所降低。2013年农村学历为大专的个体和学历为初中及以下的个体的工资收入差距与1995年和1999年相比变化不大,而城市个体中相同情况的工资收入差距从1995年的25.99%上涨到2013年的54.34%。城市和农村个体中,学历为大学及以上的个体相较于学历为初中及以下的个体的工资收入差距都有明显上涨,其中城市个体的涨幅更大,从1995年的32.18%上涨到2013年的89.84%。因此,相对于农村个体来说,城市个体中学历为大专和大学及以上的其工资优势的增长幅度更明显。

表 5 各学历水平的相对工资涨幅

单位：%

地区	学历水平	1995 年	1999 年	2002 年	2007 年	2013 年
农村	高中	28.92	31.65	57.46	8.25	16.53
	大专	52.65	52.81	227.40	36.21	55.12
	大学及以上	55.43	62.09	262.19	84.97	100.97
城市	高中	14.91	13.88	19.84	16.53	17.94
	大专	25.99	41.91	44.48	39.10	54.34
	大学及以上	32.18	54.50	82.39	61.28	89.84

资料来源：根据表 4 的数据计算得到。

（二）基于工具变量法的结果分析

针对教育回报率 OLS 估计中存在的内生性问题，本文将配偶的受教育年限作为个体教育的工具变量，对式（2）和式（3）进行 2SLS 回归。表 6 为以受教育年限为主要解释变量，估计得到的城市和农村个体的整体的教育回报率。对于农村个体来说，教育回报率从 1995 年的 0.124 下降到 1999 年的 0.084，接下来又大幅上升至 2002 年的 0.219，达到最高值。但在 2007 年，农村个体的教育回报率下降至最低点 0.083，虽然在 2013 年略有回升，但仍小于 1995 年的教育回报率。对于城市个体来说，教育回报率从 1995 年的 0.050 上涨至 2002 年的 0.102，2007 年下降至最低点 0.061，2013 年教育回报率又大幅上涨至 0.100。

在 2SLS 的第一阶段回归中，即针对式（2）的回归，配偶教育（*eduy_spouse*）的系数显著为正，验证了夫妻之间教育的正向匹配效应，同时说明工具变量对内生变量有很强的解释力。表 6 中 Kleibergen-Paaprk Wlad F 统计量显著，说明该工具变量通过了弱识别检验（weak identification test），配偶教育是个体自身教育的一个强工具变量，且 Difference-in-Sargan 统计量显著，表明通过内生性检验^①。

表 6 基于受教育年限的教育回报率估计（IV 估计）

地区	变量名称	1995 年	1999 年	2002 年	2007 年	2013 年
农村	<i>eduy</i>	0.124 ***	0.084 ***	0.219 ***	0.083 ***	0.116 ***
城市	<i>eduy</i>	0.050 ***	0.076 ***	0.102 ***	0.061 ***	0.100 ***

注：估计模型中控制了性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下通过检验。

资料来源：根据 CHIP 1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据计算得到。

① 以上结果由于篇幅问题，没有在正文中列示，有需要者请来函向作者索取。

表7为以初中及以下学历为基础类别,用工具变量法估计得到的城乡不同层次的相对教育回报率结果。1995年农村高中学历的相对教育回报率为1.573,2002年相对教育回报率有大幅上涨,达最高值1.812,但2007年却下降至0.669,虽然2013年农村高中学历的相对教育回报率有所上升,但仍远小于1995年和2002年。农村大学及以上学历的相对教育回报率的变动趋势与高中学历的相对教育回报率的变动趋势相同。对于城市个体来说,高中、大专和大学及以上学历的相对教育回报率的变动趋势相同,1995-2002年都呈上涨的趋势,在2007年均有大幅下降,2013年又都有所上升。2013年城市中各个学历水平的相对教育回报率与1995年相比,都有明显的上涨。

表7的结果显示,对于农村个体来说,1995年高中及以上各个学历水平的相对教育回报率较高,这是因为在该时期绝大多数农村个体的学历为初中及以下,农村中高中学历的个体比较稀缺,1995年农村学历为小学及以下的群体占比高达42.23%,学历为初中及以下的群体占比更是高达75.20%。农村高学历个体的稀缺增加了其自身的就业竞争力,例如学历高的农村个体可以进入体制内工作,而学历较低的农村个体只能选择务农。因此,1995年农村高中及以上各学历水平的教育回报率与初中及以下学历相比明显较高。在2002年,无论是对于农村还是城市个体来说,教育回报率都达到最高值,这是因为中国在2001年加入世界贸易组织,制造业迅猛发展,创造了大量的就业岗位,劳动力需求大量增加,劳动者的工资大幅增长。但是2007年的教育回报率相较于2002年有大幅下降。到2013年,随着经济形势的好转,城市和农村个体中各学历水平的相对教育回报率相较于2007年都有所提高。

表7 各学历水平的相对教育回报率(IV估计)

地区	学历水平	1995年	1999年	2002年	2007年	2013年
农村	高中	1.573 ^{***}	0.648 ^{***}	1.812 ^{***}	0.669 ^{***}	0.903 ^{***}
	大专	1.838 ^{***}	0.582 [*]	1.853 ^{***}	1.381 ^{***}	1.284 ^{***}
	大学及以上	1.566 ^{***}	0.743 [*]	1.997 ^{***}	1.147 ^{***}	1.673 ^{***}
城市	高中	0.379 ^{***}	0.557 ^{***}	0.745 ^{***}	0.349 ^{***}	0.490 ^{***}
	大专	0.352 ^{***}	0.612 ^{***}	0.901 ^{***}	0.548 ^{***}	0.739 ^{***}
	大学及以上	0.440 ^{***}	0.579 ^{***}	0.986 ^{***}	0.556 ^{***}	0.921 ^{***}

注:估计模型中控制了性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平下通过检验。

资料来源:根据CHIP 1995年、1999年、2002年、2007年和2013年数据计算得到。

表 8 为根据表 7 的估计结果计算出的高中及以上各个学历水平相对于初中及以下学历的工资涨幅。由于 1999 年的农村个体仅包含居住在城镇且以前是农村户口的个体，未包含居住在农村的样本，故本文只比较农村个体 1995 年、2002 年、2007 年和 2013 年的估计结果。结果显示，2007 年和 2013 年农村中各学历水平的相对工资增幅与 1995 年和 2002 年相比有明显的下降。其中，农村高中学历相对于初中及以下学历的工资涨幅的下降尤其明显，2007 年和 2013 年分别只有 95.23% 和 146.70%，反映读高中对农村个体的吸引力在 2002 年以后大幅下降。

与农村个体相比，城市各学历水平的相对工资涨幅变动有限。1995 - 2002 年城市个体各学历水平的相对工资涨幅都呈不断上涨的趋势，虽然在 2007 年相对工资涨幅有所下降，但是在 2013 年各学历水平的相对工资涨幅都有所恢复。其中，2013 年城市高中学历相对于初中及以下学历的工资涨幅远高于 1995 年，说明城市中读高中的吸引力并没有下降。2013 年城市大专和大学及以上学历相对于初中及以下学历的工资涨幅远高于 1995 年和 1999 年，说明城市中读大专和大学及以上的吸引力在不断提升。

表 8 各学历水平的相对工资涨幅

单位：%

地区	教育阶段	1995 年	1999 年	2002 年	2007 年	2013 年
农村	高中	382.11	91.17	512.27	95.23	146.70
	大专	528.40	78.96	537.89	297.89	261.11
	大学及以上	378.75	110.22	636.69	214.87	432.81
城市	高中	46.08	74.54	110.64	41.76	63.23
	大专	42.19	84.41	146.21	72.98	109.38
	大学及以上	55.27	78.43	168.05	74.37	151.18

资料来源：根据表 7 的数据计算得到。

从城乡对比来看，农村高中及以上学历的相对教育回报率都高于城市，这是因为农村初中及以下学历的个体的平均工资远低于城市。表 9 为根据 CHIP 1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2013 年的数据计算的学历为初中及以下、高中、大专和大学及以上的个体的平均工资。1995 年学历为初中及以下的农村个体的平均年工资仅为 717.576 元，而学历为初中及以下的城市个体的平均工资则为 5243.993 元。根据表 9 计算农村学历为高中的个体相较于初中及以下学历的个体的平均工资的涨幅可知，

1995年、2002年、2007年和2013年的涨幅分别为371.08%、187.49%、29.19%和121.55%。从2007年开始，农村高中学历相较于初中及以下学历的工资涨幅明显下降，对于农村个体，读高中的吸引力相较于2002年之前有明显下降。

表9 不同学历水平城乡个体的平均工资

单位：元

地区	教育阶段	1995年	1999年	2002年	2007年	2013年
农村	初中及以下	717.576	3566.249	2039.240	17305.714	15607.609
	高中	3380.380	5970.582	5862.588	22357.043	34578.521
	大专	6344.316	9319.486	11217.341	26890.588	43542.576
	大学及以上	7242.480	10673.400	13647.681	38369.521	54518.223
城市	初中及以下	5243.993	4452.544	7658.962	21411.096	30789.322
	高中	5987.301	6545.447	9882.558	26852.961	37146.838
	大专	6595.209	9348.282	13213.840	34511.960	48144.880
	大学及以上	7574.955	11631.010	17158.261	39530.959	62727.853

资料来源：根据CHIP 1995年、1999年、2002年、2007年和2013年数据计算得到。

（三）稳健性检验

由于研究者只能观察到参与劳动力市场个体的工资，无法观察到没有进入劳动力市场个体的信息，这会造成样本选择偏误的问题。本文使用 Heckman 两阶段样本选择模型来解决这一问题。首先，对式（4）进行 Probit 回归，其中将 0~5 岁学龄前儿童、6~17 岁未成年在校学生和 60 岁以上老人的数量占家庭总人口的比例作为识别变量。式（4）的估计结果显示，0~5 岁学龄前儿童、6~17 岁未成年在校学生和 60 岁以上老人占比的系数都显著为负，说明儿童、未成年学生和老人的存在使得家庭中的劳动力外出工作的可能性下降。通过对式（4）的估计，计算出逆米尔斯比率 λ ，然后将 λ 加入基于 IV 估计方法的 2SLS 回归中，即对式（7）进行估计，结果如表 10 所示。

城市和农村个体的教育回报率的变动趋势与前面的结果一致，农村个体在 2007 年和 2013 年的教育回报率远小于 1995 年和 2002 年，城市个体中除了在 2007 年的教育回报率略有下降，1995-2013 年城市教育回报率呈总体上升的趋势。 λ 的系数都显著为负，说明原模型存在样本选择偏误的问题。表 11 为以初中及以下学历为基础类别，估计得到各学历水平的相对教育回报率的结果。表 11 的结果显示，农村和城市个体的各学历水平的教育回报率的变动趋势同表 7 一致，2007 年和 2013 年农村学历为高

中个体的相对教育回报率相较于 1995 年下降趋势明显，2007 年和 2013 年城市学历为高中个体的相对教育回报率与 1995 年相比，没有下降反而有上升。

表 10 基于受教育年限的教育回报率估计（结合 IV 和样本选择模型）

地区	变量名称	1995 年	1999 年	2002 年	2007 年	2013 年
农村	<i>eduy</i>	0.121 ***	0.085 ***	0.218 ***	0.077 ***	0.098 ***
	<i>lambda</i>	-0.270 ***	-0.346 *	-0.953 ***	-0.352 ***	-1.046
城市	<i>eduy</i>	0.049 ***	0.076 ***	0.110 ***	0.061 ***	0.107 ***
	<i>lambda</i>	-0.225 *	-0.367 ***	-0.052	-1.729 ***	-1.935 ***

注：估计模型中控制了性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下通过检验。

资料来源：根据 CHIP 1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据计算得到。

表 11 各学历水平的相对教育回报率（结合 IV 和样本选择模型）

地区	学历水平	1995 年	1999 年	2002 年	2007 年	2013 年
农村	高中	1.508 ***	0.672 ***	1.803 ***	0.644 ***	0.878 ***
	大专	1.809 ***	0.607 *	1.830 ***	1.406 ***	1.350 ***
	大学及以上	1.535 ***	0.833 *	2.213 ***	1.333 ***	1.834 ***
城市	高中	0.389 ***	0.550 ***	0.634 ***	0.576 *	0.674 *
	大专	0.360 ***	0.629 ***	1.269 ***	0.985 ***	0.538 *
	大学及以上	0.439 ***	0.608 ***	1.254 ***	0.434	1.366 ***

注：估计模型中控制了性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下通过检验。

资料来源：根据 CHIP 1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据计算得到。

由于每个层次学历水平的教育回报率不同，大多数研究发现高等教育的回报率要远大于初、中等教育的回报率（刘泽云，2015），高等教育回报率会有明显的跃升。因此，本文将受过高等教育的样本剔除，只估计高中及以下学历个体的教育回报率，结果如表 12 所示。考虑到剔除了受过高等教育的样本后，如果再用工具变量方法进行估计，样本损失会较大，且本文主要研究教育回报率的变动趋势，所以表 12 仅采用 OLS 的估计方法。结果显示，剔除受过高等教育的个体后，教育回报率有所下降。与前文教育回报率变动趋势的估计结果一致，农村个体在 2007 年和 2013 年的教育回报率与 2002 年之前相比有大幅下降，而城市个体在 2007 年和 2013 年的教育回报率则远高于 1995 年和 1999 年。

表 12 基于受教育年限的教育回报率估计 (剔除高等教育)

地区	变量名称	1995年	1999年	2002年	2007年	2013年
农村	<i>eduy</i>	0.071 ***	0.051 *	0.092 ***	0.021 *	0.030 ***
城市	<i>eduy</i>	0.029 ***	0.031 *	0.043 ***	0.045 ***	0.040 ***

注: 估计模型中控制了性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下通过检验。

资料来源: 根据 CHIP 1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据计算得到。

考虑到在接受完 9 年义务教育后, 个体在决定是否继续读高中时, 往往考虑高中及以上所有学历整体的教育回报率。因此本文以初中及以下学历为基础组, 研究高中及以上所有学历水平的总体相对教育回报率。结果如表 13 所示, 高中及以上学历的相对教育回报率的变动趋势依然和前面的研究结果类似。农村个体在 2007 年和 2013 年的高中及以上学历相对于 9 年义务教育的回报率明显低于 1995 年和 2002 年。城市个体在 2013 年高中及以上学历相对于 9 年义务教育的回报率明显高于 1995 年和 1999 年。

表 13 高中及以上学历的相对教育回报率

地区	学历水平	1995年	1999年	2002年	2007年	2013年
农村	高中及以上	1.440 ***	0.748 ***	2.106 ***	0.670 ***	0.824 ***
城市	高中及以上	0.539 ***	0.813 ***	1.273 ***	0.608 ***	0.979 ***

注: 估计模型中控制了性别、工作经验及其平方项、健康、民族、省份、行业类型和职业类型;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下通过检验。

资料来源: 根据 CHIP 1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2013 年数据计算得到。

六 结论

本文使用 CHIP 1995 年、1999 年、2002 年、2007 年和 2013 年共 5 轮的调查数据, 研究了近 20 年中中国城乡教育回报率的变动趋势, 并采用工具变量法和样本选择模型来解决 OLS 估计方法中潜在的内生性和样本选择偏误问题。研究发现, 农村出身个体的教育回报率呈现出与城市出身个体相反的变化趋势, 2002 年后农村出身个体的教育回报率甚至低于上世纪 90 年代, 而城市出身个体的教育回报率高于上世纪 90 年代。在此基础上, 本文又以初中及以下学历为基础类别, 研究了不同学历水平相对教育回报率的变动趋势。对于农村出身个体来说, 2007 年之后高中和大专学历的教育回报率远

小于1995年和2002年，尽管2013年农村大学学历的教育回报率相对于1995年有所增长，但增长幅度有限。对于城市出身个体来说，1995—2002年的高中、大专和大学及以上学历的教育回报率都呈不断上升的趋势，尽管在2007年教育回报率有所下降，但到2013年各学历的教育回报率都有明显的回升，且都显著高于1995年的教育回报率。

本文认为，中国农村地区初中辍学率上升、高中入学率下降的社会现象背后有经济因素的考量。加入世贸组织后，加工制造业的发展既带来了大量的就业机会，也提高了受教育的机会成本，从而影响了农村个体的人力资本积累，也扩大了城乡教育获得的差距。因此，若劳动者人力资本积累不足，个体将难以应对中国经济的转型升级和加工制造业国际产业转移的挑战，人力资本积累不足也将对中国经济的长期发展造成不利影响。根据研究结果，本文提出以下政策建议：首先，国家要进一步促进城乡教育获得均等化和减少劳动力市场的歧视，以提高来自农村个体的教育回报，进而激励农村出身的个体接受更多的教育。其次，国家要不断增加农村地区的教育投入，实现不同学校师资定期轮换，实现城乡教育质量均等化。最后，在加快普及高中阶段教育的同时，也要考虑高中教育城乡供给结构的均等化。短期内学术性高中的录取可以适当向农村出身学生倾斜，提高农村出身个体接受高等教育的机会。

参考文献：

- 毕先进、刘林平（2014），《农民工的教育收益率上升了吗？——基于2006、2008、2010年珠三角农民工问卷调查的分析》，《人口与发展》第5期，第52—60页。
- 常进雄、阮天成、常大伟（2018），《扩招对我国城乡教育平等的影响研究——基于大学教育回报率与大学入学机会的视角》，《学术研究》第7期，第78—86页。
- 陈玉宇、邢春冰（2004），《农村工业化以及人力资本在农村劳动力市场中的角色》，《经济研究》第8期，第105—116页。
- 初帅、孟凡强（2017），《高校扩招与教育回报率的城乡差异——基于断点回归的设计》，《南方经济》第10期，第16—35页。
- 邓峰、丁小浩（2013），《中国教育收益率的长期变动趋势分析》，《统计研究》第7期，第39—47页。
- 方超、罗英姿（2017），《中国农村居民的教育回报及其变动趋势研究——兼论农村地区人力资本梯度升级的现实意义》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第3期，

- 第74-85页。
- 郭冬梅、胡毅、林建浩(2014),《我国正规就业者的教育收益率》,《统计研究》第8期,第19-23页。
- 何亦名(2009),《教育扩张下教育收益率变化的实证分析》,《中国人口科学》第2期,第44-54页。
- 李实、丁赛(2003),《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》,《中国社会科学》第6期,第58-72页。
- 李宏彬、张俊森(2008),《中国人力资本投资与回报》,北京:北京大学出版社。
- 刘成斌(2014),《农村青少年辍学打工及其原因》,《人口研究》第2期,第102-112页。
- 刘泽云(2015),《上大学是有价值的投资吗——中国高等教育回报率的长期变动(1988-2007)》,《北京大学教育评论》第4期,第65-81页。
- 刘泽云、邱牧远(2011),《中国农村工资性就业教育收益率的估计》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第6期,第79-90页。
- 卢德生、赖长春(2009),《从学生自愿性辍学看我国“控辍”政策的调整与转变》,《教育学术月刊》第1期,第79-81页。
- 罗楚亮、孟昕(2016),《高等教育机会不均与高中入学决策的城乡差异》,《教育经济评论》第1期,第90-111页。
- 马树超、郭文富(2019),《高职院校百万扩招的战略意义与实现路径》,《中国高教研究》第5期,第88-91页。
- 欧贤才、刘刚(2007),《试析我国农村初中“自愿性辍学”现象》,《中国农业教育》第1期,第14-16页。
- 施进(2019),《“扩招”背景下农村高中学生自主管理优化策略的研究》,《才智》第13期,第195页。
- 孙志军(2014),《基于双胞胎数据的教育收益率估计》,《经济学(季刊)》第3期,第1001-1020页。
- 王韵含、高文书(2019),《中国劳动力技能回报率到底如何测度?——基于省级调查数据的实证研究》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第2期,第22-34页。
- 王美今、林建浩、胡毅(2012),《IV估计框架下模型设定检验问题的讨论》,《统计研究》第2期,第80-87页。
- 吴愈晓(2013),《中国城乡个体的教育机会不平等及其演变(1978-2008)》,《中国

- 社会科学》第3期，第4-21页。
- 颜敏（2012），《技能高中还是普通高中？——中国农村学生的教育选择》，《中国农村经济》第9期，第37-49页。
- 余闾（2016），《普及高中段教育“短板”如何补》，《中国教育报》3月9日。
- 张兴祥（2012），《我国城乡教育回报率差异研究——基于CHIP2002数据的实证分析》，《厦门大学学报（哲学社会科学版）》第6期，第118-125页。
- Arabsheibani, Reza & Altay Mussurov (2007). Returns to Schooling in Kazakhstan: OLS and Instrumental Variables Approach. *Economics of Transition*, 15 (2), 341-364.
- Ashenfelter, Orley & Alan Krueger (1994). Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins. *The American Economic Review*, 84 (5), 1157-1173.
- Becker, Gary (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70 (5), 9-49.
- Card, David (1999). The Causal Effect of Education on Earnings. In Orley Ashenfelter & David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics (Volume 3)*. Amsterdam: Elsevier, pp. 1801-1863.
- Chen, Guifu & Shigeyuki Hamori (2009). Economic Returns to Schooling in Urban China: OLS and the Instrumental Variables Approach. *China Economic Review*, 20 (2), 143-152.
- Fang, Hai, Karen Eggleston, John Rizzo, Scott Rozelle & Richard Zeckhauser (2012). The Returns to Education in China: Evidence from the 1986 Compulsory Education Law. *NBER Working Paper*, No. 18189.
- Hanushek, Eric, Guido Schwerdt, Simon Wiederhold & Ludger Woessmann (2015). Returns to Skills Around the World: Evidence from PIAAC. *European Economic Review*, 73, 103-130.
- Heckman, James (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47 (1), 153-161.
- Jensen, Robert (2010). The (Perceived) Returns to Education and the Demand for Schooling. *The Quarterly Journal of Economics*, 125 (2), 515-548.
- Kingdon, Geeta & Nicolas Theopold (2008). Do Returns to Education Matter to Schooling Participation? Evidence from India. *Education Economics*, 16 (4), 329-350.
- Lam, David & Robert Schoeni (1993). Effects of Family Background on Earnings and Returns

- to Schooling: Evidence from Brazil. *Journal of Political Economy*, 101 (4), 710 – 740.
- Li, Haizheng & Yi Luo (2004). Reporting Errors, Ability Heterogeneity, and Returns to Schooling in China. *Pacific Economic Review*, 9 (3), 191 – 207.
- Li, Hongbin, Pak Wai Liu & Junsen Zhang (2012). Estimating Returns to Education Using Twins in Urban China. *Journal of Development Economics*, 97 (2), 494 – 504.
- Meng, Xin & Robert Gregory (2002). The Impact of Interrupted Education on Subsequent Educational Attainment: A Cost of the Chinese Cultural Revolution. *Economic Development and Cultural Change*, 50 (4), 935 – 959.
- Miller, Paul & Weiwei Ren (2012). Educational Mismatch in the Chinese Labor Market. In Michael Rizzo & Andrea Gallo (eds.), *Human Capital and Resources: Developments, Management and Strategies*. New York: Nova Science, pp. 61 – 82.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Moenjak, Thammarak & Christopher Worswick (2003). Vocational Education in Thailand: A Study of Choice and Return. *Economics of Education Review*, 22 (1), 99 – 107.
- Neamtu, Daniela (2012). Education-An Investment in Human Capital. *Journal of Economics and Business Research*, 18 (2), 150 – 160.
- Pencavel, John (1998). Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands. *The American Economic Review*, 88 (2), 326 – 329.
- Schultz, Theodore (1968). Institutions and the Rising Economic Value of Man. *American Journal of Agricultural Economics*, 50 (5), 1113 – 1122.
- Shi, Yaojiang, Linxiu Zhang, Yue Ma, Hongmei Yi, Chengfang Liu, Natalie Johnson, James Chu, Prashant Loyalka & Scott Rozelle (2015). Dropping Out of Rural China's Secondary Schools: A Mixed-Methods Analysis. *The China Quarterly*, 224, 1048 – 1069.
- Trostel, Philip, Ian Walker & Paul Woolley (2002). Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries. *Labour Economics*, 9 (1), 1 – 16.
- Yao, Yao, George Chen, Ruhul Salim & Xiaojun Yu (2018). Schooling Returns for Migrant Workers in China: Estimations from the Perspective of the Institutional Environment in a Rural Setting. *China Economic Review*, 51, 240 – 256.
- Yi, Hongmei, Linxiu Zhang, Yezhou Yao, Aiqin Wang, Yue Ma, Yaojiang Shi, James Chu, Prashant Loyalka & Scott Rozelle (2015). Exploring the Dropout Rates and Causes of

Dropout in Upper-Secondary Technical and Vocational Education and Training (TVET) Schools in China. *International Journal of Educational Development*, 42, 115 – 123.

Why “Education is Useless” Returns to Rural China? From a Perspective of Changes in Educational Returns

Zheng Xiaoting, Sun Zhiying & Lu Xiaohui

(College of Economics, Jinan University)

Abstract: In recent decades, the dropout rate of junior high school has been increasing, and the enrollment rate of senior high school has been declining in rural China. Based on data from five waves of CHIP (1995 – 2013), this paper estimates changes in educational returns to individuals of rural and urban origin in different periods. Instrumental variable method and sample selection model are used to reduce endogenous problems and sample selection bias. The results show that, for rural individuals, the returns to education in 2007 and 2013 were much lower than those in 1995 and 2002. For urban individuals, the educational returns of senior high schools, colleges and universities and above were increasing from 1995 to 2002, then it declined in 2007 due to financial crisis, but reached to a higher level in 2013. The decline in returns to high school education for rural individuals leads to a reduction in the wage advantage for individuals with high school education and above compared to those without, thereby reducing the attractiveness of high school or higher education. The reducing gap in educational returns between junior and senior high schools also increases the opportunity cost of obtaining higher education for junior middle school graduates. The changes in educational returns have a negative impact on the education attainment of rural individuals, which can partly explain the rising dropout rate of junior middle school and the decreasing enrollment rate of senior middle school in rural areas of China, as well as the widening inequality in education between urban and rural areas.

Keywords: human capital, returns to education, urban-rural difference, dropout, rural individuals

JEL Classification: I21, I26, J24

(责任编辑：封永刚)