

# 教育有助于提高农村居民的创业收益吗？

## ——基于 CHIP 农村住户调查数据的三阶段估计

温兴祥<sup>1</sup> 程超<sup>2</sup>

**摘要：**本文运用中国住户收入项目（CHIP）2014 年农村住户调查数据，实证考察了教育对农村居民自雇创业收益的影响。同时考虑教育的内生性和自雇创业的样本选择问题的三阶段估计结果表明，受教育年限每增加 1 年，农村居民的自雇创业年经营净收入显著提高 18.6%。进一步，本文发现，农村自雇创业者和受雇者的年收入教育回报率不存在显著差异，而农村自雇创业者的小时收入教育回报率却显著低于城市自雇创业者。小时收入最能体现劳动者的劳动生产率，城乡教育质量的差距是解释这一差异的潜在原因。因此，在鼓励农村居民就近就地从事创业活动时，应同时采取能够提升农村教育质量的配套政策措施。

**关键词：**农村非农就业 自雇创业 教育回报率 农村劳动力市场

**中图分类号：**F061.3 **文献标识码：**A

### 一、引言

农村地区的自雇创业活动对于推动农村经济社会发展、提升农村居民收入水平和增加农村消费等都具有重要意义。不同于一些发展中国家生存型的自雇创业活动，中国农村地区的自雇创业活动被认为有助于培养农村居民的创新创业精神，有益于农村地区经济社会发展（Zhang et al., 2006; Mohapatra et al., 2007）。经验数据表明，农村地区自雇创业者的收入水平往往高于受雇者，从事自雇创业活动有助于提高农村居民收入<sup>①</sup>。农村居民自雇创业带来的收入水平的提升，不仅有利于缩小中国的城乡收入差距，而且有助于农村市场在提振内需中发挥相应的作用（方松海等，2011）。中国农村居民在自雇创业活动中表现出的创新创业特质有利于培育具有真正创业家特质的潜在创新者。政府寄希望于推动“大众创业，万众创新”来实现经济发展模式从要素驱动和效率驱动到创新驱动

<sup>①</sup>根据 CHIP2014 年调查的农村住户调查数据样本，本文分别计算农村自雇创业者和受雇者的年均收入，发现自雇创业者的年均收入为 3.2 万元，而受雇者的年均收入为 2.4 万元。

的转型<sup>①</sup>。在包括支持农民工返乡创业的相关政策的鼓励与支持下，中国农村居民的创业热情空前高涨。但只有从创业活动中受益，才会有更多的农村居民投入创业活动中去。推动农村居民的创业活动，首先要认识影响创业收益的重要因素，这有利于提出相应的促进农村居民创业的政策建议。

以往的文献对影响农村居民创业选择的因素进行了广泛的研究，但是，对农村居民创业绩效的研究却相对较少（罗明忠、邹佳瑜，2011）。本文重点考察作为人力资本主要形式之一的教育是否有助于提高农村居民的自雇创业收益。人力资本是推动经济发展的重要因素，也是个体劳动者借以提高收入的主要方式（Barro, 2001; Card, 1999）。学校教育是个体积累人力资本的主要途径，人们在教育阶段放弃潜在收入，即教育的机会成本，通过积累人力资本（或技能），预期在未来获得更高的工资回报。在完全竞争的市场上，劳动者的工资由其劳动生产率决定，劳动者积累的人力资本水平影响其劳动生产率（Card, 1999）。创业是各种就业形式的一种，教育是否以及如何影响创业者的创业收益可以从技能的角度去理解。创业者和受雇者往往要求拥有不同的技能分布：受雇者往往在特定的行业中从事特定的工作，随着社会分工的发展，受雇者需要积累特定技能（specific skill）以满足工作的需要；而创业者在创业活动中面临更多的任务，往往需要拥有更广泛的技能类型才能应对日常经营过程中出现的各种问题（Kolstad and Wiig, 2015）。学校的正规教育，不仅要求学生学习知识，学生还要参与各种人际交往活动，这对于他们认知能力和非认知能力的提升都能起到重要的作用。个体在学校教育中所积累的一般技能（general skill），将有利于其从事对技能的范围要求更广的创业活动。类似于教育的受雇工资回报，学校正规教育应该也能够对农村自雇创业者的创业收益有积极的影响。

本文使用中国住户收入项目（China Household Income Project, CHIP）2014年农村住户调查数据，实证考察教育对农村居民创业收益的影响。除了基本的人口学特征信息，CHIP农村住户调查还包含受访者丰富的就业和收入信息，并重点收集了工资工作以及非农生产经营情况的相关信息。在实证上，估计教育对农村居民自雇创业收益的影响时存在两个主要问题：第一，与估计受雇者的工资教育回报率一样，估计教育对创业收益的影响时，教育是一个内生变量，例如，存在“能力”这种同时影响个体受教育年限和潜在创业收益的不可观测因素，这会造成遗漏变量偏误。第二，研究者只能观测到在调查时点从事自雇创业者的创业收益信息，而没有在调查时点未从事自雇创业的劳动者的潜在创业收益信息。自雇创业是一项高度选择性的就业形式，影响农村居民选择自雇创业还是受雇的因素可能也会影响他们的创业收益。仅利用创业者样本估计教育对创业收益的影响，受教育年限变量的系数估计值存在样本选择偏误。三阶段估计方法能够较好地处理上述教育的内生性问题和自雇创业选择造成的样本选择问题（Wooldridge, 2010），本文拟运用该方法估计教育对我国农村居民创业收益的影响。

本文潜在的贡献在于：第一，补充了关于农村非农就业教育回报率问题的研究。以往对农村非

---

<sup>①</sup>参见《国务院关于大力推进大众创业万众创新若干政策措施的意见（国发〔2015〕32号）》，[http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-06/16/content\\_9855.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2015-06/16/content_9855.htm)（access at September 2017）。

农就业教育回报率的考察，旨在分析改革开放进程中农村劳动力市场的发育情况，并未详细考察每一类非农就业的教育回报率。农村居民的自雇创业活动在改革开放以来的农村经济发展过程中起到了重要的推动作用，且始终占据农村非农就业的重要部分。如今政府推动包括农村居民在内的“双创”，有必要考察影响农村自雇创业者创业收益的相关因素，这有利于提出有针对性的促进创业的政策措施。教育是人力资本的重要形式，对创业者的创业活动具有一定的影响，因此，本文重点考察教育对农村居民自雇创业收益的影响。第二，在实证上，本文同时考虑了教育的内生性问题和创业选择造成的样本选择问题。如果只是使用农村自雇创业者样本估计教育与创业收益的关系，将不能得到教育对农村居民自雇创业收益影响的具有全局意义的一致估计结果。本文尝试利用三阶段估计方法，在同时考虑教育的内生性问题和自雇创业的样本选择问题的情况下，考察教育是否以及在多大程度上有助于提高农村居民的创业收益。

## 二、文献综述

### （一）中国农村的非农自雇就业及其对农村经济发展的积极影响

农村剩余劳动力的非农就业在中国改革开放以来的经济发展其中起到了重要作用（de Brauw et al., 2002；罗仁福等，2011）。家庭联产承包责任制的实行及之后人民公社制度的瓦解，极大地解放了农业劳动力，同时也使得农村剩余劳动力问题变得更加突出。农村剩余劳动力的非农就业不仅有利于缓解农村地区普遍存在的隐性失业问题，而且有利于提高农村居民收入。农村剩余劳动力的非农就业主要表现为就地非农就业和迁移非农就业，两者都包含受雇就业和自雇创业<sup>①</sup>。农村地区的自雇创业活动是农村劳动力市场发育的重要组成部分。Rozelle et al.（1999）的研究表明，1988~1995年间中国农村非农自雇创业是农村非农就业中增长最快的部分。进入21世纪后，随着户籍制度的进一步放松，迁移非农就业开始逐渐成为农村非农就业的主要形式。罗仁福等（2011）提供的数据表明，虽然外出务工劳动力出现了较快的增长，并且外出务工成为农村劳动力非农就业的主要形式，但农村地区的自雇劳动力始终占到农村非农劳动力总数的近20%。

农村地区的自雇创业活动在发展中国家较为常见，自雇创业对中国的经济发展又具有不同于其它发展中国家的意义。对发展中国家农村地区的自雇创业，经济学家们持有两种截然不同的理论观点。一种观点认为，劳动者自雇是因为他们难以进入正规就业部门，不得已只能通过自雇的形式从事小微创业活动（Light, 1979；陈立兵 2011）。在发展中国家，自雇活动往往伴随着非正规经济的兴起而出现，国际劳工组织将非正规就业者定义为“缺乏就业保障、福利和法律保护的劳工”。自雇就业是生产率较低的非正规经济的一部分，是低受教育程度者和低技能劳动者未能找到正规部门工作情况下不得已的选择。迁移就业的农民工大部分都是非正规就业者，在农村乡镇企业或私营企业就业以及自雇就业的农村劳动者大部分也属于非正规就业者。农村劳动者难以进入国家机关、事业单位以及正规企业等正规就业部门（黄宗智，2013）。另一种观点则对发展中国家农村地区的自雇创

<sup>①</sup>乡镇企业的发展为就地非农就业提供了出路，而城市经济改革也给农村劳动力带来了迁移就业的机会。

业活动给予了积极的评价。许多发展经济学家和转轨经济学家认为，强劲的自雇就业活动在经济的整体发展过程中起到了重要的推动作用，自雇就业活动的兴起反映出市场比政府在资源配置中起到更加重要的作用（Gerber, 2001）。自雇创业给劳动者带来提高收入、增加资本积累、改善生活状况的机会，并有可能让他们所创办的企业成长为中型甚至大型的企业。Zhang et al. (2006) 和 Mohapatra et al. (2007) 的实证研究支持了后者的观点。他们发现，不同于一些发展中国家生存型的自雇创业活动，中国农村地区的自雇创业活动表现出积极的一面，并有助于农村地区的经济社会发展。

## （二）农村居民的自雇创业选择与非农就业的教育回报率

非农自雇创业对农村居民和农村经济发展都具有积极的影响，现有关于中国农村居民自雇创业的文献，主要关注影响创业选择的因素。这些文献主要从制度安排和个人特征两个方面进行考察（例如郝朝艳等，2012；郭云南、王春飞，2016；马光荣、杨恩艳，2011；Démurger and Xu, 2011）。与本文关注的教育因素类似，谭华清等（2015）使用 CHIP2007 年数据分析发现，教育与农村居民创业的可能性存在“倒 U 型”关系。但是，正如罗明忠、邹佳瑜（2011）所言，相较于考察农村居民自雇创业影响因素的研究，分析农村居民创业绩效影响因素的文献较少。少数学者分析了作为非正式制度的社会资本和关系网络对农村创业者创业绩效的影响，如黄洁等（2010）考察了作为社会资本的商业网络嵌入对农村微型初创企业绩效的影响，郭红东、丁高洁（2013）考察了关系网络对农民创业绩效的影响。随着农民工返乡就业情况的出现，朱红根、解春艳（2012）重点考察了影响返乡农民工创业绩效的因素，他们发现社会资本、服务环境和企业家能力对返乡创业农民工的创业企业绩效有显著影响。

在“双创”的政策下，政府鼓励和支持包括返乡农民工在内的农村劳动者从事自雇创业。推动农村居民的创业活动，首先要认识影响他们创业收益的重要因素，这有利于提出相应的促进农村居民创业的政策建议。本文拟重点考察教育对农村地区自雇创业者创业收益的影响。经验研究表明，从 1980 年代末期到 2000 年，中国农村非农就业者的教育回报率出现了增长（Zhang et al., 2002；de Brauw and Rozelle, 2008）。改革开放后，农村劳动力市场开始形成，农村剩余劳动力的非农就业创造了一个巨大的农村劳动力市场。劳动者教育回报率的提高是劳动力市场逐渐发育完善的重要信号。Zhang et al. (2002) 使用 20 世纪 90 年代的农户追踪数据，考察了受教育程度对农村非农就业者就业和工资的影响及其变化，发现教育变得更有利于提高非农就业者的工资水平。这表明，农村劳动力市场状况在逐渐改善。孙婧芳（2013）使用 CHNS1991~2009 年数据分析发现，在以刘易斯拐点为表征的劳动力市场结构转变之后，教育对农村居民非农就业收入的影响大大增强了。黄斌、徐彩群（2013）的研究也表明，人力资本投资可以显著提高“半工半耕”的混合就业和纯非农就业劳动力的经济回报。自雇创业是农村居民非农就业的重要组成部分，对于这一非农就业群体，教育在何种程度上有助于提高他们的自雇创业收益？现有文献都没有重点关注农村自雇创业者的教育回报率问题。

### 三、计量模型

本文的实证分析借鉴经典的明瑟收入方程 (Mincer, 1974)。在明瑟收入方程里, 工资由反映人力资本状况的受教育年限和工作经验及其平方解释。本文所要估计的农村自雇创业者的教育回报率方程如下:

$$\ln(\text{revenue}_i) = \alpha_1 \text{edu}_i + Z_{i1} \delta_1 + u_i \quad (1)$$

(1) 式中,  $\text{revenue}_i$  为农村居民  $i$  的创业收益, 在估计的时候对创业收益取对数;  $\text{edu}_i$  为农村居民  $i$  的受教育年限;  $Z_{i1}$  是除教育之外, 影响创业收益的其它因素, 包括以年龄为近似衡量的经验及其平方项和其它个体特征、创业特征和地区固定效应;  $u_i$  为随机误差项。  $\alpha_1$  反映农村居民自雇创业的教育回报率, 即受教育年限每增加一年, 创业收益的增加值。

由于存在前述教育的内生性问题和自雇创业的样本选择问题, 使用 OLS 估计 (1) 式得到的自雇创业教育回报率估计值  $\alpha_1$  将是有偏的。如何在同时考虑教育的内生性问题和由创业选择导致的样本选择问题的情况下, 获得教育对创业收益影响的一致估计值? Wooldridge (2010) 提供了以下可操作的建议, 估计步骤如下:

第一步: 在包括自雇创业者和受雇者的全样本中, 使用 Probit 模型估计创业方程:

$$\text{prob}(\text{entrepreneur}_i = 1) = G(Z_{i2} \delta_2) \quad (2)$$

(2) 式中,  $\text{entrepreneur}_i$  为农村居民  $i$  的就业形式指示变量, 如果个体  $i$  为自雇创业者, 则  $\text{entrepreneur}_i$  取值为 1; 如果个体  $i$  是受雇就业者, 则  $\text{entrepreneur}_i$  取值为 0。在影响自雇创业选择的一系列因素  $Z_{i2}$  中, 必须包含至少一个只影响个体  $i$  的就业形式, 但不直接影响其创业收益的工具变量。之后, 计算创业者样本的逆米尔斯比 (inverse mills ratio, IMR) 的估计值  $\hat{\lambda}_i \equiv \lambda(Z_{i2} \hat{\delta}_2)$ 。

第二步: 对于创业者样本, 使用工具变量两阶段最小二乘 (two stage least square, 2SLS) 估计下式:

$$\ln(\text{revenue}_i) = \alpha_3 \text{edu}_i + Z_{i3} \delta_3 + \gamma \hat{\lambda}_i + \text{error}_i \quad (3)$$

(3) 式中的  $Z_{i3}$  不含 (2) 式中的自雇创业的工具变量, 但多了创业特征变量。除此之外, (3) 式比 (1) 式多了一个由第一步估计结果计算得到的逆米尔斯比估计值  $\hat{\lambda}_i$ , 它起到修正自雇创业选择引起的样本选择偏误的作用。对 (3) 式做 2SLS 估计, 估计值  $\alpha_3$  即为同时考虑教育的内生性问题和自雇创业的样本选择问题后, 农村居民自雇创业教育回报率的一致估计值。另外, 可以根据逆米尔斯比系数估计值  $\hat{\gamma}$  的统计显著性判断是否存在样本选择问题。

由于第二步的工具变量估计由两步构成, 所以上述程序也被称为三阶段估计。本文使用除去个体  $i$  自身的样本村内其他个体的自雇创业比例和个体  $i$  所在家庭的借贷行为作为第一步创业方程估计中的工具变量, 使用除去自身的样本县内其他个体的平均受教育年限作为第二步估计中个体受教

育年限的工具变量。

## 四、数据与变量

### （一）数据与样本

本文所用数据来自 2014 年中国住户收入项目（China Household Income Project, CHIP）。CHIP 调查由北京师范大学中国收入分配研究院和国家统计局合作开展执行，它的住户抽样设计和国家统计局的住户调查非常类似。到目前为止，CHIP 项目组已于 1989 年、1996 年、2003 年、2008 年和 2014 年开展了 5 轮入户调查。除了基本的人口学特征信息，CHIP 系列调查的问卷设计包含丰富的就业和收入相关信息。CHIP 数据已经成为研究中国家庭收入问题的重要数据库。

本文使用 CHIP 最新一轮即 2014 年的农村住户调查数据。农村居民的非农就业包括本地非农就业和迁移就业，本文仅关注农村居民在农村本地的自雇创业活动。在住户成员个人情况的第二部分，CHIP2014 年农村住户调查询问了受访者的就业身份，包括雇主、雇员、自营劳动者和家庭帮工 4 个选项。本文将选择雇主和自营劳动者的样本作为自雇创业者样本<sup>①</sup>，将选择“雇员”和“家庭帮工”的样本作为受雇者样本。对于自雇创业者样本，删除存在变量数据缺失的样本，最后自雇创业者样本的观测值数为 2203 个。

### （二）变量说明

1.核心变量。①年经营净收入。CHIP 调查询问了受访者非农就业的年收入总额，包括自雇创业者的年经营净收入和受雇者的年工资性收入。本文将自雇创业者的年经营净收入作为其创业收益。②受教育年限。CHIP 调查直接询问了受访者的正规受教育年数，本文使用受教育年限作为个体获得的学校正规教育变量，以考察受教育年限每增加一年对农村自雇创业者创业收益的影响。

2.工具变量。①县均受教育年限。本文使用除去自身的县内其他个体受教育年限的均值作为个体受教育年限的工具变量，个体的受教育年限与同一个县内其他人的受教育年限存在较强的相关性，但除去自身的县内其他个体受教育年限的平均状况并不会直接影响该个体的自雇创业收益。②借贷行为。对资金的需求状况是反映创业活动的重要信号（江春、滕芸，2010）。无论是初创时期，还是后续出于扩大经营的需要，自营工商业活动都存在大量的借贷需求，所以存在借贷行为的个体具有较大的可能性是在从事自雇创业活动。CHIP 调查询问了受访者所在家庭过去 3 年是否向正规金融机构贷过款和是否向亲戚朋友借过钱。如果有其中之一，则该样本个体的借贷行为变量赋值为 1；如果两者都没有，则该样本个体的借贷行为变量赋值为 0。③村级自雇创业率。除去自身的村内其他样本个体的自雇创业比例不包含个体自身的创业选择信息，因此有效地排除了同时影响个体自雇创业选择和创业收益的诸如能力等个体层面的不可观测因素的影响。另外，除去自身的村内其他样本个体的自雇创业比例反映了影响村内居民从事自雇创业活动的因素，这些因素会影响个体的自雇

---

<sup>①</sup>农村地区的大部分雇主，他们企业的规模很小。本文所用数据显示，农村雇主平均雇佣家庭以外雇员 3.2 个。无论是否雇佣他人，雇员和自营劳动者都体现了创新创业精神，所以，本文将它们都定义为自雇创业者。

创业选择。使用除去自身的地区均值作为个体选择的工具变量在实证研究中得到了广泛的应用，在一定条件下是一个可行的工具变量（Mangyo, 2008; Liu et al., 2017），后文实证分析部分会进一步讨论该工具变量的局限性。

3.控制变量。本文控制以下三类变量：①个体特征。包括年龄及其平方项、性别、党员身份、健康状况、兄弟姐妹数。②创业特征。包括创业者创业活动所在行业、创业年限、初始创业投资额。③地区特征。由于各地区拥有不同的经济发展特征和创业政策环境，本文通过省份虚拟变量控制地区层面的这些因素。

### （三）描述性统计

表1为主要变量的描述性统计。就核心变量受教育年限和年经营净收入而言，自雇创业者的平均受教育年限为8年，接近法定义务教育法规定的法定受教育年限；自雇创业者的平均年经营净收入为3.3万元。本文使用CHIP2014年数据中的农村住户调查样本，分别计算自雇创业者和受雇者的年均收入，发现受雇者的年均收入为2.4万元。相对于受雇就业，农村居民从事自雇创业能够显著提高其收入水平。就个体特征而言，样本农村自雇创业者的平均年龄为43岁，其中，男性占67%。就创业特征而言，大部分样本农村自雇创业者从事工业方面的创业活动，占自雇创业样本总量的76%。样本自雇创业者在调查时点所从事的自雇活动，平均从事了9.5年。样本自雇创业者的初始创业投资额平均为6万元。初始创业投资额的标准差较大，表明农村创业者的初始创业条件不尽相同。

表1 自雇创业者样本的变量描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差
教育与自雇创业收益			
受教育年限	正规教育阶段的受教育年数，单位：年	8.082	2.458
年经营净收入	自雇创业者的年经营净收入，单位：万元	3.275	4.109
控制变量			
年龄	调查年份减出生年份，单位：周岁	43.280	11.120
性别	男性=1，女性=0	0.668	0.471
党员身份	党员=1，非党员=0	0.068	0.251
自评健康状况“较好”	自评健康状况为“非常好”=1，其它=0	0.337	0.473
自评健康状况“一般”	自评健康状况为“好”=1，其它=0	0.471	0.499
自评健康状况“不好”	自评健康状况为“一般”、“不好”或“非常不好”=1，其它=0	0.192	0.394
兄弟姐妹数	兄弟姐妹个数，单位：个	2.734	1.712
农业	创业所在行业为农业=1，创业所在行业为非农业=0	0.071	0.257
工业	创业所在行业为工业=1，创业所在行业为非工业=0	0.764	0.424
服务业	创业所在行业为服务业=1，创业所在行业为非服务业=0	0.165	0.371
创业年限	开始从事这份工作的时间，单位：年	9.512	8.350
初始创业投资额	初始创业投资额，单位：万元	6.089	14.640

教育有助于提高农村居民的创业收益吗？

工具变量			
县均受教育年限	除去自身的样本县内其它个体的平均受教育年限	7.486	0.904
借贷行为	过去3年向正规金融机构贷过款或向亲戚朋友借过钱=1, 都没有=0	0.333	0.471
村级自雇创业率	除去自身的村内其它样本个体的自雇创业比例	0.281	0.217

注：本表为自雇创业者样本的变量描述性统计结果；所有变量的观测值数均为 2203 个。

## 五、实证结果与讨论

### （一）基准回归

本文首先运用 OLS 对农村自雇创业者的教育回报率做基准回归分析，在进一步控制个人特征、创业特征和地区固定效应的情况下，观察受教育年限与创业收益的关系及其变化。表 2 为教育对农村自雇创业者创业收益影响的 OLS 估计结果。（1）列单变量估计结果显示，受教育年限对自雇创业者的年经营净收入具有显著的正向影响：受教育年限每提高 1 年，农村自雇创业者的年经营净收入提高 9.2%。（2）列加入个体特征变量，包括年龄及其平方项、性别、党员身份、自评健康状况和兄弟姐妹数。其中，党员身份和兄弟姐妹数用来反映自雇创业者拥有的社会资本或关系网络状况。估计结果显示，年龄与创业收益呈现出显著的二次关系，自雇创业者的年经营净收入随着年龄的增长而增大，到达最高点后开始随着年龄的增长而下降。健康状况显著影响创业者的创业收益：创业者的自评健康状况越好，则他们的年经营净收入更高。另外，加入个体特征后，拟合优度从 0.054 提高至 0.174，说明个体特征能够解释农村自雇创业者的创业收益差异。受教育年限仍然和农村自雇创业者的年经营净收入显著正相关，但是系数估计值减小至 0.056。

（3）列在（2）列的基础上加入创业特征变量，包括创业行业、创业年限和初始创业投资额，受教育年限的系数估计值减小到 0.04，而拟合优度进一步提高至 0.318。相对于农业创业，工业和服务业创业显著提高自雇创业者的年经营净收入。其中，工业创业的创业收益最高。创业年限变量的估计结果显示，农村居民的自雇创业年限每提高 1 年，其年经营净收入显著提高 0.7%。初始创业投资额对自雇创业者的创业收益也具有显著的正向影响：初始创业投资额增加 1%，年经营净收入增加 0.24%。最后，中国各地区农村的创业环境、产业结构、经济发展水平及政策因素不尽相同，这些地区特征会对自雇创业者的收入产生一定的影响。（4）列在（3）列的基础上进一步控制了省份虚拟变量，这时拟合优度进一步提高至 0.371，而受教育年限的系数估计值降为 0.021，表示受教育年限每提高 1 年，农村自雇创业者的年经营净收入显著增加 2.1%。

表 2 的估计结果表明，通过不断加入不同类型的控制变量，观察拟合优度的变化，可以发现，创业特征对农村居民创业收益的差异更具解释力，其次是个体特征和地区特征。更为重要的是，受教育年限始终和反映创业收益的年经营净收入显著正相关，且教育对农村自雇创业者的年经营净收入具有较大的作用。

教育有助于提高农村居民的创业收益吗？

表 2		教育对农村居民自雇创业收益影响的基准回归估计结果			
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	
受教育年限	0.092 <sup>***</sup> (0.009)	0.056 <sup>***</sup> (0.009)	0.040 <sup>***</sup> (0.008)	0.021 <sup>***</sup> (0.008)	
年龄	—	0.097 <sup>***</sup> (0.011)	0.084 <sup>***</sup> (0.010)	0.081 <sup>***</sup> (0.010)	
年龄平方/100	—	-0.124 <sup>***</sup> (0.013)	-0.105 <sup>***</sup> (0.012)	-0.105 <sup>***</sup> (0.011)	
性别	—	0.430 <sup>***</sup> (0.040)	0.349 <sup>***</sup> (0.037)	0.342 <sup>***</sup> (0.036)	
党员身份	—	-0.026 (0.086)	-0.141 <sup>*</sup> (0.079)	-0.073 (0.075)	
健康状况（以自评健康状况“不好”为基准组）					
自评健康状况“较好”	—	0.300 <sup>***</sup> (0.060)	0.190 <sup>***</sup> (0.055)	0.155 <sup>***</sup> (0.054)	
自评健康状况“一般”	—	0.288 <sup>***</sup> (0.054)	0.184 <sup>***</sup> (0.050)	0.130 <sup>***</sup> (0.050)	
兄弟姐妹数	—	-0.031 <sup>**</sup> (0.012)	-0.018 (0.011)	-0.012 (0.011)	
创业行业（以“农业”为基准组）					
工业	—	—	0.230 <sup>**</sup> (0.094)	0.190 <sup>**</sup> (0.091)	
服务业	—	—	0.196 <sup>*</sup> (0.102)	0.171 <sup>*</sup> (0.099)	
创业年限	—	—	0.007 <sup>***</sup> (0.003)	0.006 <sup>**</sup> (0.003)	
初始创业投资额	—	—	0.236 <sup>***</sup> (0.012)	0.235 <sup>***</sup> (0.012)	
省份虚拟变量	—	—	—	已控制	
常数项	9.228 <sup>***</sup> (0.074)	7.354 <sup>***</sup> (0.252)	5.168 <sup>***</sup> (0.271)	5.779 <sup>***</sup> (0.280)	
观测值数	2203	2203	2203	2203	
R <sup>2</sup>	0.054	0.174	0.318	0.371	

注：本表为教育影响农村自雇创业者创业收益的OLS估计结果；被解释变量为取了对数的年经营净收入，初始创业投资额也取了对数；圆括号内为稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

## （二）样本选择下的工具变量估计

上文估计结果仅使用了具有创业收益信息的自雇创业者样本，但自雇创业是一种具有高度选择性的就业形式，表 2 的教育回报率估计值无法外推到所有农村居民。为了获得教育对农村居民自雇创业收益影响的具有全局意义的估计结果，必须考虑自雇创业选择造成的样本选择问题<sup>①</sup>。就自雇创业的样本选择问题而言，本文使用借贷行为和除去自身的村级自雇创业率作为三阶段估计中自雇创业与否的工具变量。对除去自身的村级自雇创业率成为一个有效工具变量的干扰来自社区层面的不可观测因素，这些不可观测因素可能同时影响社区内个体的创业选择以及创业者的创业收益，未能有效控制这些社区层面的不可观测因素是使用除去自身的均值工具变量的局限性（Lamichhane and Mangyo, 2011）。本文通过进一步控制省份虚拟变量，以尽可能消除这些社区层面的不可观测因素对除去自身的村级自雇创业率作为个体创业与否的工具变量有效性的影响。

表 3 为三阶段估计结果。估计创业方程时同时使用了自雇创业者和受雇者样本，样本中自雇创业者占 15%。（1）列估计结果表明，借贷行为和村级自雇创业率都对自雇创业具有显著的正向影响。具体而言，在过去 3 年里，存在借贷行为的农村居民，他们从事自雇创业的概率比没有发生借贷行为的农村居民显著高出 1.6%；除去自身的村级自雇创业率每提高 10 个百分点，农村居民自雇创业的可能性显著增加 5%。就其他影响农村居民自雇创业选择的因素而言，年龄与自雇创业的可能性存在和谭华清等（2015）一致的二次关系，即在一定年龄之前，自雇创业的可能性随着年龄的增大而增加，但超过一定年龄后，自雇创业的可能性随着年龄的增加而逐渐降低。男性更有可能从事自雇创业。健康人力资本对自雇创业也有显著的正向影响，农村居民健康状况越好，从事自雇创业的可能性也越大。党员身份和兄弟姐妹数都显著降低了农村居民自雇创业的可能性。第一阶段估计后，本文计算逆米尔斯比，在后续的估计中用它来处理自雇创业的样本选择问题。

表 3 第（2）列为第二阶段的估计结果，即工具变量估计的第一阶段估计。县均受教育年限正向且显著影响个体的受教育年限：除去自身的县均受教育年限每增加 1 年，个体的受教育年限提高 0.6 年。（3）列为第三阶段估计结果，受教育年限的系数估计值为 0.186，表明受教育年限每提高 1 年，农村自雇创业者的年经营净收入显著增加 18.6%。与表 2 的 OLS 估计结果相比较，教育回报率的三阶段估计值增大了<sup>②</sup>。同时，逆米尔斯比在第三阶段估计中显著，表明在教育影响创业收益的估计中存在和创业相关的样本选择问题，本文的三阶段估计有利于处理由自雇创业选择造成的样本选择问题。

<sup>①</sup>同时，在估计教育对创业收益的影响时，存在诸如“能力”等不可观测因素导致的遗漏变量偏误问题。

<sup>②</sup>这种情况和以往运用工具变量法估计教育回报率的文献类似，Card（1999）回顾了教育回报率估计的经典文献，发现大多数运用工具变量法的教育回报率估计值都大于相应的 OLS 估计值。

教育有助于提高农村居民的创业收益吗？

表 3 教育对农村居民创业收益影响的三阶段估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	第一阶段估计	第二阶段估计	第三阶段估计
	自雇创业	受教育年限	年经营净收入
受教育年限	— —	— —	0.186*** (0.040)
年龄	0.018*** (0.001)	-0.107*** (0.028)	0.102*** (0.012)
年龄平方/100	-0.016*** (0.002)	0.020 (0.032)	-0.112*** (0.013)
性别	0.011* (0.006)	0.418*** (0.107)	0.277*** (0.043)
党员身份	-0.032*** (0.009)	1.180*** (0.192)	-0.268*** (0.092)
健康状况（以自评健康状况“不好”为基准组）			
自评健康状况“较好”	0.015* (0.008)	0.289* (0.148)	0.109* (0.063)
自评健康状况“一般”	0.009 (0.008)	0.117 (0.141)	0.107* (0.056)
兄弟姐妹数	-0.005*** (0.002)	0.002 (0.028)	-0.010 (0.012)
创业行业（以“农业”为基准组）			
工业	— —	0.415** (0.195)	0.133 (0.093)
服务业	— —	0.651*** (0.226)	0.080 (0.106)
创业年限	— —	0.017*** (0.006)	0.003 (0.003)
初始创业投资额	— —	0.086*** (0.031)	0.215*** (0.014)
省份虚拟变量	已控制	已控制	已控制
借贷行为	0.016*** (0.006)	— —	— —
村级自雇创业率	0.505*** (0.016)	— —	— —
县均受教育年限	— —	0.621*** (0.066)	— —
逆米尔斯比	—	-0.366***	0.132***

教育有助于提高农村居民的创业收益吗？

	—	(0.129)	(0.051)
常数项	—	6.285 <sup>***</sup>	3.626 <sup>***</sup>
	—	(0.906)	(0.596)
F 统计量	—	84.09	—
观测值数	16074	2203	2203
Pseudo R <sup>2</sup> 或R <sup>2</sup>	0.137	0.242	0.238

注：本表为受教育年限影响农村居民创业收益的三阶段估计结果；第（1）列圆括号内为稳健标准误，第（2）和（3）列圆括号内为自举（bootstrap）标准误，重复抽取500次；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

### （三）进一步讨论

1.农村自雇创业者和受雇者的教育回报率比较。自雇创业在中国农村的发展中起到了推动作用，并曾一度占据农村劳动力非农就业的最主要部分（Rozelle et al., 1999）。除了自雇创业，乡镇企业和农村私营企业也是吸纳农村劳动力就近就地非农就业的重要形式（黄宗智，2013）。上文的实证分析结果表明，接受更长时间的学校正规教育，有助于提高农村自雇创业者的创业收益，教育对不同非农就业形式劳动者收入的影响是否存在差异？本文借鉴 Praag et al.（2013）的做法，分别估计农村自雇创业者和受雇者的教育回报率，然后在全样本下估计就业形式变量和受教育年限变量交互项的系数，以此检验自雇创业者和受雇者的教育回报率是否存在显著差异。

表 4Panel A 部分报告了农村自雇创业者和受雇者的教育回报率及其差异的估计结果。（1）列和（2）列分样本估计结果显示，自雇创业者和受雇者的教育回报率分别为 0.036 和 0.045，受雇者的教育回报率比自雇创业者高出 0.009。（3）列估计结果表明，受教育年限的系数估计值为 0.043，解释为平均而言，农村自雇创业者和受雇者的年收入因受教育年限每提高 1 年而增加 4.3%。受教育年限和自雇创业变量交互项的系数估计值即为不同就业形式者教育回报率的差异，该交互项的系数估计值为 0.003，但在统计上不显著，说明农村自雇者和受雇者的年收入教育回报率不存在显著差异。

年收入未能反映工作时间对教育回报率估计值的影响，对此，本文分别计算了自雇者和受雇者的劳动时间，然后用年收入除以劳动时间得到小时收入，再次估计了上述模型，表 4 Panel B 部分报告了使用小时收入的估计结果。（1）列和（2）列的分样本估计结果显示，自雇者和受雇者的教育回报率分别为 0.02 和 0.018，农村自雇创业者的小时收入高于受雇者。但是，（3）列的全样本估计结果显示，受教育年限和自雇创业交互项的系数估计值不具统计显著性，表明自雇创业者和受雇者的小时收入教育回报率同样不存在显著差异。另外，表 4 Panel A 和 Panel B 的自雇创业变量在统计显著性上存在差异，即年收入下自雇创业变量显著、而小时收入下自雇创业变量不显著，这反映自雇创业者和受雇者在工作时间上的差异。虽然自雇创业者的年收入高于受雇者，但自雇创业者的工作时间更长，考虑工作时间后的小时收入未必高于受雇者。

表 4 农村自雇创业者和受雇者的教育回报率差异

变量	(1)		(2)		(3)	
	自雇者		受雇者		全样本	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<b>Panel A: 年收入</b>						
受教育年限	0.036 <sup>***</sup>	0.009	0.045 <sup>***</sup>	0.003	0.043 <sup>***</sup>	0.003
自雇创业	—	—	—	—	0.150 <sup>**</sup>	0.070
受教育年限×自雇创业	—	—	—	—	0.003	0.008
控制变量	已控制	—	已控制	—	已控制	—
观测值数	2203		13671		15874	
R <sup>2</sup>	0.235		0.191		0.198	
<b>Panel B: 小时收入</b>						
受教育年限	0.020 <sup>**</sup>	0.009	0.018 <sup>***</sup>	0.002	0.017 <sup>***</sup>	0.002
自雇创业	—	—	—	—	0.018	0.072
受教育年限×自雇创业	—	—	—	—	0.010	0.008
控制变量	已控制	—	已控制	—	已控制	—
观测值数	2198		13644		15842	
R <sup>2</sup>	0.101		0.095		0.092	

注：本表为农村自雇者和受雇者教育回报率比较的OLS估计结果；控制变量包括年龄及其平方、性别、党员身份、健康状况、兄弟姐妹数、省份虚拟变量，限于篇幅，没有报告它们的估计结果；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

2.农村自雇创业者和城市自雇创业者的教育回报率比较。农村地区的基础教育在1986年《义务教育法》实施后得到了显著的改善。虽然如此，由于城市地区教育水平提升幅度更大，城乡教育水平差距反而扩大了，农村新增劳动力的质量和受教育水平显著低于城市新增劳动力（罗仁福等，2011；Li et al., 2017）。同样是自雇创业，农村自雇创业者和城市自雇创业者的教育回报率是否存在差异？本文进一步使用CHIP2014年城镇住户调查数据为上述问题提供经验证据。按照与表4中检验农村自雇者和受雇者教育回报率差异相同的方式，本文分别估计农村自雇者和城市自雇者的教育回报率，然后在全样本下估计受教育年限和农村变量交互项的系数估计值，以检验城乡自雇创业者教育回报率是否存在差异。

同样从年收入和小时收入两个角度来考察城乡自雇创业者教育回报率的差异，表5 Panel A 和 Panel B 部分分别报告了年收入教育回报率和小时收入教育回报率的估计结果。无论是年收入还是小时收入，(1)列和(2)列估计结果表明，就估计值大小而言，城市自雇者的教育回报率均大于农村自雇者。就本文关注的受教育年限和农村变量交互项而言，Panel B 中利用小时收入估计时该交互项的系数估计值显著为负，表明农村自雇者的小时收入教育回报率显著低于城市自雇者。具体而言，

农村自雇者的小时收入教育回报率比城市自雇者显著低 2.6%。Panel A 中利用年收入估计时该交互项不显著，表明城乡自雇者的年收入教育回报率不存在显著差异。

表 5 农村自雇创业者和城市自雇创业者的教育回报率差异

变量	(1)		(2)		(3)	
	农村自雇创业者		城市自雇创业者		全样本	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
<b>Panel A: 年收入</b>						
受教育年限	0.021 <sup>***</sup>	0.008	0.037 <sup>***</sup>	0.009	0.032 <sup>***</sup>	0.008
农村	—	—	—	—	-0.154	0.106
受教育年限×农村	—	—	—	—	-0.007	0.011
控制变量	已控制	—	已控制	—	已控制	—
观测值数	2203		1143		3346	
R <sup>2</sup>	0.371		0.428		0.387	
<b>Panel B: 小时收入</b>						
受教育年限	0.013	0.009	0.038 <sup>***</sup>	0.009	0.037 <sup>***</sup>	0.008
农村	—	—	—	—	0.328 <sup>***</sup>	0.106
受教育年限×农村	—	—	—	—	-0.026 <sup>**</sup>	0.011
控制变量	已控制	—	已控制	—	已控制	—
观测值数	2198		1143		3341	
R <sup>2</sup>	0.175		0.250		0.185	

注：本表为农村自雇者和城市自雇者的教育回报率比较的OLS估计结果；控制变量包括年龄及其平方、性别、党员身份、健康状况、兄弟姐妹数、自雇创业所在行业、创业年限、初始创业投资额、省份虚拟变量，限于篇幅，没有报告它们的估计结果；\*\*\*、\*\*与\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

为什么农村自雇者和受雇者的教育回报率不存在显著差异，而农村自雇者的小时收入教育回报率却显著低于城市自雇者？结合中国的城乡教育实际，本文推测，城乡教育质量的差异可能是一种解释：城市居民接受的教育质量高于农村居民，而小时工资最能体现劳动者的劳动生产率。因为农村自雇者和农村受雇者接受的都是农村相对水平较低的教育，所以，他们的小时收入教育回报率不存在显著差异。当检验农村自雇者和城市自雇者的小时收入教育回报率差异时，比较的是接受了不同质量教育的两类劳动者，两者教育质量的差异体现在了两者小时收入教育回报率的显著差异上。

## 六、结论

自雇创业在中国农村的经济发展过程中起到了重要作用，并曾一度是农村非农就业的主要形式（罗仁福等，2011）。随着城市经济的发展以及户籍制度的放松，迁移就业后来居上。近年来，沿海

地区经济结构调整以及内陆经济发展，使得农村外出务工劳动力增速逐年下降，农村就近就地非农就业再次迎来了新的发展。经济新常态下的“大众创业，万众创新”政策更是有利于农村自雇创业活动的发展。了解何种因素能够提高农村自雇创业者的创业收益，有助于合理制定促进农村居民创业的相关政策。本文基于 CHIP2014 年农村住户调查数据，运用三阶段估计方法，在同时考虑了自雇创业的样本选择问题和教育的内生性问题的情况下，实证考察了教育对农村居民自雇创业收益的影响。

估计结果表明，教育显著促进了农村自雇创业者的创业收益：受教育年限每提高 1 年，自雇创业者的年经营净收入显著提高 18.6%。进一步，本文还检验了农村自雇者和受雇者、农村自雇者和城市自雇者之间教育回报率的差异，发现只有农村自雇者和城市自雇者的小时收入教育回报率存在显著差异。虽然自雇创业能够带来较高的年总收入，但就教育回报率而言，农村自雇创业者的教育回报率与农村受雇者不存在显著差异。另外，本文发现，农村自雇者和城市自雇者的小时收入教育回报率存在显著的差异，城乡教育质量的差距可能是解释两者小时收入教育回报率存在显著差异的原因。因此，提高农村教育质量不仅有利于缩小城乡教育差距，也有助于提高农村居民的自雇创业教育回报率。

市场经济下，教育作为人力资本的主要形式对劳动者的劳动力市场结果具有重要的影响。中国经济的市场化转型使得劳动者的教育回报率出现了上升（de Brauw and Rozelle, 2008），“脑体倒挂”的现象已基本不存在，但是，不同劳动者的教育回报率却存在差异。本文重点考察了教育对农村居民自雇创业收益的影响，并同时比较了农村自雇创业者和受雇者以及农村自雇创业者和城市自雇创业者的教育回报率差异。由于户籍制度的存在，中国存在分割的劳动力市场，不同户籍身份的就业者面临较大的制度环境差异（Fields and Song, 2013）。进一步分析户籍制度下不同地区、不同就业形式劳动者教育回报率差异产生的原因，有助于理解中国的劳动力市场及其变化，这将是后续的研究方向。

#### 参考文献

- 1.陈立兵, 2011:《国外自雇理论研究述评》,《理论月刊》第 1 期。
- 2.方松海、王为农、黄汉权, 2011:《增加农民收入与扩大农村消费研究》,《管理世界》第 5 期。
- 3.郭红东、丁高洁, 2013:《关系网络、机会创新性与农民创业绩效》,《中国农村经济》第 8 期。
- 4.郭云南、王春飞, 2016:《新型农村合作医疗保险与自主创业》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 5.郝朝艳、平新乔、张海洋、梁爽, 2012:《农户的创业选择及其影响因素——来自“农村金融调查”的证据》,《中国农村经济》第 4 期。
- 6.黄斌、徐彩群, 2013:《农村劳动力非农就业与人力资本投资收益》,《中国农村经济》第 1 期。
- 7.黄洁、蔡根女、买忆媛, 2010:《农村微型企业: 创业者社会资本和初创企业绩效》,《中国农村经济》第 5 期。
- 8.黄宗智, 2013:《中国乡村研究(第十辑)》,福州: 福建教育出版社。
- 9.江春、滕芸, 2010:《企业家精神与金融发展关系研究评述》,《经济学动态》第 2 期。

10. 罗明忠、邹佳瑜, 2011: 《影响农民创业因素的研究述评》, 《经济学动态》第 8 期。
11. 罗仁福、张林秀、Scott Rozelle, 2011: 《我国农村劳动力非农就业的变迁及面临的挑战》, 《农业经济问题》第 9 期。
12. 马光荣、杨恩艳, 2011: 《社会网络、非正规金融与创业》, 《经济研究》第 3 期。
13. 孙婧芳, 2013: 《中国劳动力市场转型与非农就业环境的变化》, 《世界经济文汇》第 4 期。
14. 谭华清、赵廷辰、谭之博, 2015: 《教育会促进农民自主创业吗? 》, 《经济科学》第 3 期。
15. 朱红根、解春艳, 2012: 《农民工返乡创业企业绩效的影响因素分析》, 《中国农村经济》第 4 期。
16. Barro, R. J., 2001, "Human Capital and Growth", *American Economic Review*, 91(2): 12-17.
17. Card, D., 1999, "The Causal Effect of Education on Earnings", in D.E. Card and O.C. Ashenfelter (eds.): *Handbook of Labor Economics 3 (Part A)*, North Holland: Elsevier Science Ltd, pp. 1801-1863.
18. de Brauw, A., J. Huang, S. Rozelle, L. Zhang, and Y. Zhang, 2002, "The Evolution of China's Rural Labor Markets during the Reforms", *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 329-353.
19. de Brauw, A., and S. Rozelle, 2008, "Reconciling the Returns to Education in Off-farm Wage Employment in Rural China", *Review of Development Economics*, 12(1): 57-71.
20. Démurger, S., and H. Xu, 2011, "Return Migrants: The Rise of New Entrepreneurs in Rural China", *World Development*, 39(10): 1847-1861.
21. Fields, G., and Y. Song, 2013, "A Theoretical Model of the Chinese Labor Market", IZA Working Paper No. 7278, [http://legacy.iza.org/en/webcontent/publications/papers/viewAbstract?dp\\_id=7278](http://legacy.iza.org/en/webcontent/publications/papers/viewAbstract?dp_id=7278).
22. Gerber, T. P., 2001, "Paths to Success: Individual and Regional Determinants of Self-employment in Post-communist Russia", *International Journal of Sociology*, 31(2): 3-37.
23. Kolstad, I., and A. Wiig, 2015, "Education and Entrepreneurial Success", *Small Business Economics*, 44(4): 783-796.
24. Lamichhane, D. K., and E. Mangyo, 2011, "Water Accessibility and Child Health: Use of The Leave-out Strategy of Instruments", *Journal of Health Economics*, 30(5): 1000-1010.
25. Li, H., P. Loyalka, S. Rozelle, and B. Wu, 2017, "Human Capital and China's Future Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 31(1): 25-47.
26. Light, I., 1979, "Disadvantaged Minorities in Self-employment", *International Journal of Comparative Sociology*, 20(1): 31-45.
27. Liu, Z., J. Rommel, S. Feng, and M. Hanisch, 2017, "Can Land Transfer through Land Cooperatives Foster Off-farm Employment in China?", *China Economic Review*, 45(5): 35-44.
28. Mangyo, E., 2008, "The Effect of Water Accessibility on Child Health in China", *Journal of Health Economics*, 27(5): 1343-1356.
29. Mincer J.A., 1974, "Schooling, Experience, and Earnings", in J.A. Mincer (eds.) *Schooling and Earnings*, New York, NY: Columbia University Press, pp. 41-63.
30. Mohapatra, S., S. Rozelle, and R. Goodhue, 2007, "The Rise of Self-Employment in Rural China: Development or

Distress?”, *World Development*, 35(1): 163-181.

31. Praag, M., A. Witteloostuijn, and J. D. Sluis, 2003, “The Higher Returns to Formal Education for Entrepreneurs versus Employees”, *Small Business Economics*, 40(2): 375-396.

32. Rozelle, S., L. Guo, M. Shen, A. Hughart, and J. Giles, 1999, “Leaving China's Farms: Survey Results of New Paths and Remaining Hurdles to Rural Migration”, *China Quarterly*, 158(2): 367-393.

33. Wooldridge, J. M. 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Massachusetts: MIT Press.

34. Zhang, J., L. Zhang, S. Rozelle, and S. Boucher, 2006, “Self-employment with Chinese Characteristics: The Forgotten Engine of Rural China's Growth”, *Contemporary Economic Policy*, 24(3): 446-458.

35. Zhang, L., J. Huang, and S. Rozelle, 2002, “Employment, Emerging Labor Markets, and the Role of Education in Rural China”, *China Economic Review*, 13(2): 313-328.

(作者单位: <sup>1</sup>南京财经大学经济学院;  
<sup>2</sup>江苏省行政学院经济学教研部)  
(责任编辑: 午言)

## Can Education Help Improve Chinese Rural Self-employers' Revenue? A Three Stage Estimation based on Evidence from CHIP Rural Household Survey

Wen Xingxiang Cheng Chao

**Abstract:** This article uses the CHIP rural household survey data in 2014 to estimate the impact of education on self-employment return. The study takes into account both endogeneity of education and sample selection of self-employment. The results of a three stage estimation show that an increase in one year of formal schooling significantly increases rural self-employers' annual net revenue by 18.6%. The study further discusses the difference in return to education between rural self-employers and rural wage earners and that between rural self-employers and their urban counterparts. It finds that only hourly net revenue between rural and urban self-employers display statistically significant difference. Since hourly income is the most informative measure of labor productivity, that difference may result from the gap in urban-rural education quality. Therefore, the study suggests putting forward policies to improving quality of rural formal education along with encouraging rural entrepreneurship.

**Key Words:** Rural Non-farm Employment; Self-employment Choice; Return to Education; Chinese Rural Labor Market