

China Labor Economics

(2009Vol.5 No.1)

中国劳动经济学

2009年第5卷

1

中国社会科学院人口与劳动经济研究所
华南师范大学经济与管理学院

组织编写

中国农村非农就业教育回报率的一致性

Alan de Brauw Scott Rozelle

中国农民工供给的数量分析

何宇鹏 张同升

中国城镇劳动力市场政策：覆盖、瞄准与成效——以失业严重地区为例

吴要武 蔡昉

非正规就业群体的社会保障

华迎放

资本结构和管理报酬的业绩敏感度：基于自由现金流理论的实证分析

李永杰 谢军

贸易自由化与中国各省内部工资不平等

马文华

人口老龄化与医疗卫生费用

Alastair Gray

老龄化对未来医疗卫生费用的影响

Lukas Steinmann Harry Telser Peter Zweifel

China Labor Economics

(2009Vol.5 No.1)

中国劳动经济学

2009年第5卷

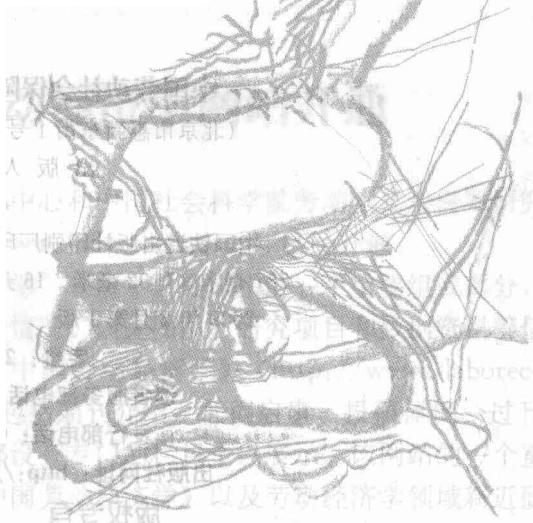
1

中国社会科学院人口与劳动经济研究所

组织编写

华南师范大学经济与管理学院

市场、人力资本、工
下月内将稿件处理情
内大街100号 中国社
要式、 电话: 01
州市 华南师范大学
电子邮



 中国劳动社会保障出版社

图书在版编目(CIP)数据

中国劳动经济学: 2009 年第 5 卷 1/中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 华南师范大学经济与管理学院组织编写. —北京: 中国劳动社会保障出版社, 2009

ISBN 978-7-5045-7080-2

I. 中… II. ①中…②华… III. 劳动经济学-中国-文集 IV. F240-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2009)第 017519 号

中国劳动社会保障出版社出版发行

(北京市惠新东街 1 号 邮政编码: 100029)

出 版 人: 张梦欣

*

中国铁道出版社印刷厂印刷装订 新华书店经销

787 毫米×1092 毫米 16 开本 8.75 印张 194 千字

2009 年 2 月第 1 版 2009 年 2 月第 1 次印刷

定价: 20.00 元

读者服务部电话: 010-64929211

发行部电话: 010-64927085

出版社网址: <http://www.class.com.cn>

版权专有 侵权必究

举报电话: 010-64954652

中国劳动经济学

China Labor Economics

主 编 王德文 张建武 都 阳

学术委员会主任 蔡 昉

学术委员会成员 (以姓氏笔画为序)

王小鲁	王延中	孔泾源	左学金	田小宝
白南生	朴之水	(Albert Park)		刘燕斌
苏海南	李 实	李永杰	李培林	杨云彦
杨河清	杨宜勇	何 平	宋洪远	张车伟
张俊森	陈金永	(Kam Wing Chan)		
金喜在	孟 昕	赵耀辉	胡鞍钢	姚先国
袁志刚	莫 荣	葛 强	(John Giles)	
曾湘泉	蔡 昉			

目 录

主编导读	王德文 (1)
------------	-----------

论文

中国农村非农就业教育回报率的一致性	Alan de Brauw Scott Rozelle (3)
中国农民工供给的数量分析	何宇鹏 张同升 (19)
中国城镇劳动力市场政策：覆盖、瞄准与成效——以失业严重地区为例	吴要武 蔡昉 (29)
非正规就业群体的社会保障	华迎放 (60)
资本结构和管理报酬的业绩敏感度：基于自由现金流理论的实证 分析	李永杰 谢军 (74)
贸易自由化与中国各省内部工资不平等	马文华 (84)
人口老龄化与医疗卫生费用	Alastair Gray (105)
老龄化对未来医疗卫生费用的影响	Lukas Steinmann Harry Telser Peter Zweifel (115)

书评

《社会政策的理论和研究范式》的评论	陈社英 (130)
-------------------------	-------------

Contents

Editor's Introduction	<i>Dewen Wang</i> (1)
-----------------------------	-------------------------

Papers

Reconciling the Returns to Education in Off-Farm Wage Employment in Rural China	<i>Alan de Brauw</i> <i>Scott Rozelle</i> (3)
The Supply Analysis of China's Rural Migrant Workers	<i>Yupeng He</i> <i>Tongsheng Zhang</i> (19)
The Labor Market Policy in Urban China: Coverage, Target and Effect—The Case of Heavier Unemployment Area	<i>Yaowu Wu</i> <i>Fang Cai</i> (29)
Social Security of Informal Employees	<i>Yingfang Hua</i> (60)
Capital Structure and Managerial Incentive: Evidence from Management Compensation	<i>Yongjie Li</i> <i>Jun Xie</i> (74)
Trade Liberalization and Provincial Wage Gap	<i>Wenhua Ma</i> (84)
Population Aging and Health Care Expenditure	<i>Alastair Gray</i> (105)
The Impact of Aging on Future Health Care Expenditure	<i>Lukas Steinmann</i> <i>Harry Telser</i> <i>Peter Zweifel</i> (115)

Book Review

A Review on Social Policy Theories and Research Paradigms	<i>Sheying Chen</i> (130)
---	---------------------------

主 编 导 读

王德文

本集收录了八篇论文和一篇书评。这些论文重点讨论教育回报率、劳动力市场政策和人口老龄化的卫生成本等主题。

教育作为人力资本投资和积累的重要渠道,教育回报率的高低反应了人力资本的稀缺程度,以及劳动力市场的配置效果。学者们对中国的教育回报率研究发现,无论是在城市劳动力市场上,还是在农村劳动力市场上,教育回报率都有随着时间推移而上升的趋势,但与其他国家的经验结果相比较,中国城市劳动力市场的教育回报率比较接近国际水平,而农村劳动力市场的教育回报率偏低。按理讲,中国农村改革早于城市,农村非农产业发展推动了农村劳动力市场的形成与发育,因而,教育回报率在农村不应该很低。

针对上述现象,《中国农村非农就业教育回报率的一致性》利用农户数据做了深入分析。除了采用父母受教育年限等工具变量方法外,这篇值得称道的是,作者利用自己的调查数据,对过去已有的研究做了模拟结果比较。对于从事实证分析的学者来讲,这样做不仅体现了很严谨的治学态度,而且也是推进研究前沿的方法路径。在做了这番深入研究之后,作者发现对中国农村教育回报率的差异有三个来源:一是在相同的方法之下,不同时间点上的差异主要来自教育回报率的递增结果;二是工资和收入等指标的测量误差;三是样本的选择性偏差问题。在利用2000年农户数据进行研究时发现,农村劳动力从事非农产业的回报率平均在6.4%,但因年龄组、就业地点和教育程度的不同,回报率有很大差异。

中国进入刘易斯转折点,是近年来劳动力市场研究的热门话题。对于中国是否进入了刘易斯转折阶段,学术界仍存在一定分歧。这种分歧在很大程度上是来自对于这个理论或概念似是而非的认识,尽管这方面的深入研究及其证据在不断增加。《中国农民工供给的数量分析》为我们提供了新的证据。根据文章研究结果,2005年中国尚有1.15亿的农村富余劳动力,这似乎仍符合刘易斯所描述的农村富余劳动力无限供给的特征,但从人口年龄结构来看,40岁以下的可转移农村富余劳动力有6500万人,占56.8%,其中21~30岁的只有700多万人,仅占6.3%。表明中国农村富余劳动力逐步从无限供给向有限剩余转变,这种转变对中国的人力资源开发、产业升级和增长方式转变具有深刻的含义。

相对于成熟的市场经济国家来讲,中国实施和运用劳动力市场政策的时间不长。因而,通过学习和总结经验,不仅能够提高今后劳动力市场政策的实施效果,而且还能够更有效地减轻就业冲击对家庭或个人所造成的痛苦。20世纪末,为了解决深化国有企业改革所带来的城市大规模下岗失业冲击,城镇采取了“三条保障线”和再就业培训等劳动力市场政策。

这些措施是否实现了预期的政策目标,是可以利用事后观察到的结果来加以评估的。《中国城镇劳动力市场政策:覆盖、瞄准与成效——以失业严重地区为例》做了这项评估工作。该文利用66个城市抽样调查数据分析表明,“再就业中心”“失业救济”和“最低生活保障”为内容的消极劳动力市场政策执行效果差强人意。再就业培训虽然有促进再就业的效果,但不到10%的下岗职工获得了职业培训机会。这些都说明政策改进的空间很大。

在城市劳动力市场转型过程中,非正规部门的扩张和就业非正规化是造成城镇社会保障覆盖率不高的重要因素。按照《非正规就业群体的社会保障》文章提供的数据,城镇非企业就业比例约占城镇就业数量的一半,但参加社会保障的比例只有11.4%。相比之下,城镇职工参加社会保障的比例达到48%。在经济全球化过程中,非正规化就业不单单是中国特有的现象,而且是一个全球普遍的现象。然而,中国还面临着一个体制转型的问题,因此,解决这个问题就不仅要考虑技术层面的问题,还需要考虑制度层面的问题。本文作者在剖析了形成原因和处理五个方面关系的基础上,提出了自己的解决思路和看法。

激励和监督是研究公司治理的重要命题。《资本结构和管理报酬的业绩敏感度:基于自由现金流理论的实证分析》研究发现,财务杠杆能够强化管理报酬的业绩敏感度,达到优化管理报酬的激励结构等效果。公司债务所生成的约束机制有助于改善公司治理机制,促进管理效率,减少自由现金流的代理成本,并最终实现公司价值的提升,说明财务杠杆对公司价值具有积极效应。

地区间收入差距是人们关心的话题。对于其中原因人们有不同的解释。其中,贸易自由化是否造成了地区之间收入差距扩大,一直没有定论。《贸易自由化与中国各省内部工资不平等》利用分省和分行业的工资数据测量发现,中国城镇工资差距在逐年扩大,这种差距主要是由于省份内部的工资差距导致的,而省份之间的工资差距没有扩大。对外贸易透过偏向型的技术进步输入,扩大了技术工人与非技术工人之间的工资差距,确实起到了扩大地区之间差距的作用,由此得出了一条缩小收入差距的有价值的政策结论,即加大教育和人力资本的投入,提高非技术工人的人力资本水平是缩小城镇工资差距的重要途径。

最后两篇译文是关于人口老龄化的卫生成本问题。中国是人口老龄化最快的发展中国家,而且在未来20年里,人口老龄化速度呈现加速上升趋势。在发达国家,老年人口的医疗卫生支出是政府社会保障支出的最大项目,并且诱发了社会广泛的讨论和深入的研究。然而,由于微观数据难以获得,或者该研究主题具有很大的挑战性等原因,国内对该领域的实证研究尚不多见。本集刊出这篇译文希望能起到有助于推动这方面研究的作用。

《人口老龄化与医疗卫生费用》对人口老龄化对卫生成本影响的预测方法做了归纳和介绍,并提供了一些新近的研究发现,以及这些发现对医疗卫生政策的含义。《老龄化对未来医疗卫生费用的影响》把老龄化的医疗卫生费用一分为二,即分为患病率成本和死亡率成本两个部分,作者指出虽然医疗卫生投入延长预期寿命,但以瑞士为例,人口老龄化对未来医疗卫生费用增长的影响并不大,与大多数人的预期并不一致,人们传统的看法只不过是一种似是而非的假说。

中国农村非农就业教育回报率的一致性

Alan de Brauw Scott Rozelle^①

【摘要】 以往的研究发现中国农村教育回报率的估计水平远低于其他发展中国家。在本文中，我们寻求先前的估计如此低的原因，并将提供一些我们认为可以更加精确地评估教育回报率的方法。20 世纪 90 年代初期，估计结果的平均值为 2.3%，而我们研究发现其平均值为 6.4%。另外，我们发现在年轻人、外出打工者和受过高等教育的人群中，回报率甚至更高。本文表明，我们和先前估计存在的差异，部分原因可以归结为 20 世纪 90 年代回报率的不断增长，但造成这种差异的最大的原因还在于数据类型和作者采用方法上的不同。

【关键词】 非农就业 教育回报率 中国

【JEL 分类号】 J21, J24, J61

1. 引 言

在中国，农村教育对国家的发展至关重要。自计划生育政策实施以来，农村的人口出生率比城市要高出许多。大约 60% 的人口长期居住在农村地区，而在农村接受教育的儿童比例甚至更高（国家统计局，2005）。因此，农村教育的效率问题引起了关注中国可持续发展的决策者和研究者们的极大兴趣。

尽管在农村地区进行人力资本建设很重要，但在过去的 20 年里，教育在政府发展成就中没有起到显著作用，并且还面临着严重的财政问题（West, 1997; Nyberg and Rozelle, 1999）。与东亚地区成功的邻国不同的是，中国中央政府历来在农村教育方面花费很少。比如，Heckman（2005）报告称，中国每年用于教育的全部投资占 GDP 的 2.5%，而世界平均水平为 5.2%，亚洲其他发展中国家通常在 4%~5% 之间。农村受教育程度相对于中国的

① de Brauw: 国际粮食政策研究所, 2033 K Street NW, Washington, DC 20006. Rozelle: Department of Agricultural and Resource Economics, 加州大学, One Shields Avenue, Davis, CA 95616. 非常感谢 Belton Fleisher, Qiuqiong Huang, Albert Park, J. Edward Taylor, Jim Wilen, Yigang Zhang, 和本文的匿名审稿人。笔者非常感谢北京福特基金会的支持。Rozelle 是 Giannini 农业经济学基金会的会员。

发展水平而言也较低。在 20 世纪 90 年代,中国的平均受教育程度仅为 6.1 年,而亚洲其他国家已经超过 8 年 (Psacharopoulos, 1994)。

中国教育经费不足,部分原因是人们认为在农村教育方面的投资会产生相对较低的个人收益,同样社会回报率也会如此。发展中国家的平均教育回报率已经高于 10%,亚洲其他国家也超过了 9% (Psacharopoulos, 1994),而在中国农村地区,研究估计的回报率普遍低于 5%。在城市经济中,采用的 20 世纪 80 年代晚期和 90 年代早期的数据进行的研究很少发现回报率高于 5% (例如 Meng and Zhang, 2001)。^① 研究农村经济的通常可以发现更低的回报率 (例如 Parish, Zhe, and Li, 1995)。如果先前的研究都是正确的并且在学校教育方面的投资不会带来更高的收益,那么可以说,中国政府应该在发展计划中减少在学校教育方面的重视,这样有利于其他可以带来更高回报率的支出。

由于教育回报率在其他国家相对较高,而在中国农村的回报率一向偏低,这需要我们给出更进一步的解释。由于社会主义传统的影响,中国的改革者们有可能使管理者们免于市场压力。他们可能鼓励管理人员使用非市场因素去分配工作而不是去雇用受教育程度更高的或更合适的工人。虽然这种解释对中国城市转轨初期来说有点似是而非,但这不可能是农村教育低回报率的主要原因。因为农村在市场转轨时期比城市更早以市场为主导。农村企业正在一个日益竞争的环境中运转,而且大多数领域的管理者也有了相当好的激励措施和权限 (Jin and Qian, 1998)。

也许中国农村教育回报率很可能由于方法上的不足被系统地低估了。以往的研究使用了一种可以部分内生个人投入非农工作的劳动力数量决定的工资测算方法,而这种方法可能导致对工资的误测。如果是这样的话,受过更多教育的人的工资就会相对被系统地低估了。采用更合适的工资标准——小时工资而不是日或月工资——得出的数据可以有助于更好地进行估计。先前的研究也同样只集中于农村的非农业经济部门,如果那个部门的农业产业被不注重工人学历的公司控制,低回报率就可能反映出一个事实,即被调查的公司不能在总体上代表农村经济。

此外,小学教育的回报率可能低于更高层次教育的回报率 (初中和高中),将各个阶段的教育一体看待会导致对教育回报率的系统性低估。因为在中国农村,平均受教育程度是小学毕业 (Strauss and Thomas, 1995)。撇开数据来源的偏差问题不谈,如果研究方法的缺陷是导致低教育回报率的主要原因的话,那么,以前的一些研究可能非但不能帮助中国赶上其他东亚国家,而且还为其在教育上的低投入提供了合理性依据。

这篇文章的目的就是解释中国和世界其他国家在农村非农就业教育回报率之间的差异。我们对中国农村教育回报率进行了重新估计并把我们的发现与先前的文献进行了比较。早期研究发现,低回报率应归因于制度上的约束,但我们指出更重要的原因在于研究方法。我们认为三个因素导致了这些低度量值:误测工资率、没有代表性的样本以及未能对非线性教育回报做出合理解释。我们与其他研究在方法上的不同,解释了中国和世界其他国家在农村教育回报率之间的全部差异。事实上,我们估计结果的一个子集就和东亚平均教育回报率是一

^① 关于中国城市地区教育回报率的估计,最近一些学者得出了更高的数值 (e. g. Zhang et al., 2005)。

致的 (Psacharopoulos, 1994)。

为完成这个目标, 本文结构如下: 首先, 我们介绍了数据并检验了先前在中国农村工资和回报率方面的工作。之后, 我们描述了自己的经验框架。接下来, 给出了我们的结果并检验了它们对不同的规格、样本和估计方法的适用度。本文详细而明确地论证了, 假设是如何解释以往中国农村教育文献中的结果的, 并指出放宽这些假设可以使中国农村的估计回报率与世界其他国家保持一致。最后是结论。

2. 数 据

本文使用的数据是作者于 2000 年末从中国 6 个省 60 个村庄 1 199 户家庭调查得来的, 数据范围几乎覆盖了所有中国农村的代表性区域。^① 这次调查收集了包括劳动力参与、教育、土地和劳动力禀赋及其他生产相关活动的详细信息。统计员向每个年满 16 周岁 (除了正在上学和不再工作的老人) 的家庭成员询问了他们的受教育、就业及工作情况。总体来说, 我们的样本包含了 3 364 个年满 16 周岁可以正常工作的个体。其中, 1 023 个人在本地或外地从事非农工作, 其他 2 341 个人不是。

为检验样本的代表性, 我们对本样本中农业劳动力参与率与中国国家统计局 2000 年公布的数据进行了比较。结果很理想, 我们的样本中的毛参与率与国家统计局数字一致, 但是我们必须考虑调查方法上的差异。中国国家统计局仅仅汇报了农业地区农业部门的就业数据, 并没有包括外出打工者。我们培训的调查员将外出打工者也作为家庭成员进行了调查, 并包括详细的时间分配数据, 所以每个个体都可能被列入多个职业类别。当控制这些差别时, 可以发现我们的样本大体上符合国家统计局数据 (见表 1)。根据国家统计局的数据, 有 67% 的农村劳动力主要从事农业生产。在我们的样本中, 76% 的工人花一些时间从事农业。虽然人们起初认为, 我们样本的农业劳动参与率比国家统计局的相关数据高, 但是调查方法可以对此做出解释。相对于国家统计局的数据, 劳动力转移会使我们的估计偏高, 同时, 考

表 1 2000 年中国农村劳动力对不同工作的参与情况

样本	农业	当地打工者	自我雇用	外出打工者
国家统计局 (2001)	0.670			
我们的样本 (整体)	0.762	0.133	0.162	0.170
我们的样本 (不含外出打工者)	0.847	0.161	0.195	
我们的样本 (只计主要工作)	0.676	0.122	0.142	

资料来源: 国家统计局 (2001); 作者的调查。

注: 国家统计局的统计不把自我雇用从当地打工者中区分出来, 他们也不汇报处于工作年龄但没有正式工作的人。结果, 从事非农工作的人极有可能被填报到当地打工者一栏。在我们的样本中, 工人可以同时参与农业生产和非农活动, 或者可以空闲着。因此第 2、第 3 行的总数超过了 1。在第 4 行, 为保持和国家统计局的可比性, 我们只计个人花费最多时间从事的工作类别, 并排除了外出打工者。

^① 本次调查样本平均分布在河北、陕西、辽宁、浙江、四川、湖北六省。本文回归分析中所包含的所有变量的统计描述都在 de Brauw 和 Rozelle (2006) 中。

虑了多个工种会使我们的估计偏低。若我们排除了劳动力的转移,同时限制个人只在他花费了最多时间的那个部门工作,我们的农业部门就业率估计为 67.6%,这和国家统计局的数据基本相同。因此,至少就农业参与数据来说,我们的调查是符合国家统计的。

为有助于回答中国农村的教育回报率方面的问题,我们对家庭和村级调查的很多方面都进行了特定设计。在学校教育方面,此次调查问及了受教育年限和最终学历,并特意问及了是否留过级。计算小时工资时,我们采用了一年的(对于有多重工作的人)全部货币收入除以一年来填报的全部工作时间的办法。这次调查特意询问了每个人工作时是否住在家里,这样就可以把他们归类为本地打工者或外出打工者。^①个人能力将会使对学校教育回报的估计出现偏差,我们在此沿用了 Ashenfelter 和 Zimmerman (1997) 的方法,采用调查员们问及的关于每个人父母的受教育年限来作为个人能力的代理变量。

3. 回报率、教育程度和方法的缺陷

对发展中国家教育回报进行的多元分析表明,工资与教育水平之间存在明显的相关关系(见图 1)。^②在撒哈拉以南的非洲和拉丁美洲,平均受教育程度是 5~8 年,一个人每额外多接受一年教育,每年以工资增长形式为代表的回报率就增长超过 12%。在亚洲和中东地区,平均受教育程度较高,回报率通常介于 8%~10% (Psacharopoulos, 1994)。在经合组织(OECD)国家中,大多数人都至少高中毕业,那里的平均回报率约为 7%。

在中国农村地区,虽然近年来平均受教育程度有所提高,但与亚洲其他国家相比还是低得多。在全社会劳动力中,平均受教育年限为 6.13 年。35 岁及以下劳动力中,平均受教育年限为 7.59 年,这与亚洲其他国家非常接近。青年人的教育水平有所提高是教育改革的结果。因为教育改革的内容之一就是儿童必须接受九年义务教育。但是,这一点并没有得到切实保障,尤其是在贫困地区(Tsang, 1996; Brown and Park, 2002)。

中国农村地区教育程度与回报率的模式与国外的不一致。在中国农村,其他研究者所估计的教育回报率一向都偏低(见表 2)。我们总结了六种对中国农村回报率使用标准实证方法的研究。^③这些研究的平均回报率约为 4%。其中只有 Ho 等人(2002)所做的一个研究的回报率超过了 5%。如图 1 所示,和其他国家相比,同等受教育水平下,中国的教育回报率异常低。

在以往的对中国农村教育回报的研究中,测量工资的方法可能会进一步影响对教育回报率的估算。在一些金融市场不发达的国家,比如中国,穷人可能中途辍学,因为他们入学之后可能负担不起上学的花费。而同时富人却可以继续读书(Schultz, 1988)。结果是,富人

① 我们把外出打工者定义为:仍是家庭成员,但每年的工作中至少在家庭外居住一个月的个人。尽管国家统计局(2001)不把外出打工者计算在农村劳动力范围内,但是在中国,大多数研究者都把他们看作为农村劳动者。

② 既然对平均教育回报率估计研究进行多元分析,涵盖了代表不同水平的样本和不同的时期,使用这些平均值的研究也同样存在着中国农村教育回报研究方法上的缺陷。这些缺陷可能使得估计值偏低,但是他们的模式仍然是受教育年限与教育回报率之间真实关系的代表。

③ 我们把“标准 Mincer 法”定义为教育年限、工龄、工龄的平方与工资对数之间的回归分析,使用包括很多个体的样本。表 2 没有涵盖一些用其他方法计算教育回报率的研究,请参考 de Brauw (2002)。

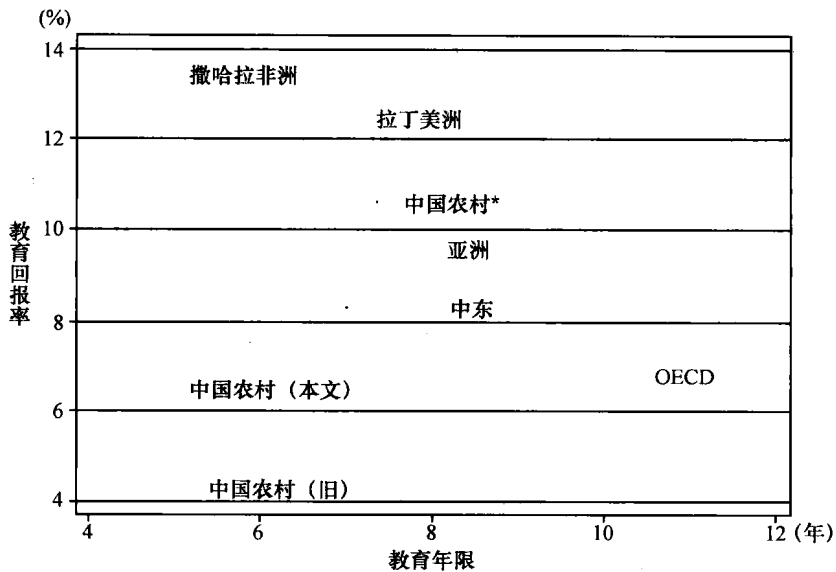


图1 中国农村和世界各地的教育年限与教育回报

注：五个区域点都取自 Psacharopoulos (1994)，亚洲指除日本以外的国家。“中东”指的是北非和欧洲所有不属于 OECD 的国家，“拉丁美洲”包括了加勒比地区。“中国农村（旧）”点是基于本文中平均教育程度和其他使用 Mincer 方法的论文中的平均教育回报而产生的。“中国农村（本文）”点是基于本文中得到的教育回报值而产生的。“中国农村*”点反映了我们样本中 35 岁及以下的个体。

表 2 中国农村教育回报率（使用 Mincer 模型的其他研究）

学者（日期）	因变量	覆盖年份	分析方法	教育回报率（%）
Johnson and Chow (1997)	元/月	1988	个人	4.0
Parish et al. (1995)	元/年	1993	个人	1.8~4.3
Yang (1997)	元/天	1990	个人	2.3
Meng (1996)	元/天	1986—1987	乡镇企业工人	0.7~1.1
Gregory and Meng (1995)	元/天	1986—1987	乡镇企业工人	0.7~1.1
Ho et al. (2002)	元/天	1998	乡镇企业工人	3.2~5.1

可能系统地接受更高的教育。此外，不同的财产禀赋，以及由此带来的对闲暇的偏好和对风险的承受度的不同，可能使得相对较穷的人在完成学业后更多地工作。因此，穷人可能需要每天工作更多小时，或者每年或每月工作更多天，这样基于日、月或年收入来估计的教育回报就会偏低。由于小时收入不受每天工作多少小时或每月工作几天的影响，因此它成为我们首选的标准（Schultz, 1988；Card, 1999）。而以往对中国农村的实证研究都没有采用这一标准。

使用无代表性样本，可能会进一步掩盖工资与完成教育之间的关系。一些论文仅仅考虑了工人在一个行业或经济部门工作（例如 Meng, 1996；Gregory and Meng, 1995；Ho et al., 2002）。如果一个部门由于制度上的原因而具有相对较低的回报率，那么从这种研究中

得出的估算将不具有代表性。Becker (1964) 警告说, 如果一些特殊的群体被挑出来单独估计, 教育回报将会下降, 这是部分的非农业劳动力被忽略的结果。

最后, 以前的研究没有考虑其他几个基本的经验问题。比如说, 中国农村教育回报率的诸多研究一直没有强调在各种文献中很常见的对 Mincer 模型的批评 (例如, Schultz, 1988; Strauss and Thomas, 1995; Card, 1999)。举例来说, 实证研究都没有控制回报的潜在的非线性因素。^① 最近的几项基于中国城市地区的研究, 发现了教育回报的高度非线性特征 (例如, Giles et al., 2006)。如果中国农村高等教育的回报高于基础教育, 并且以前的研究系统性地排除了工人受教育程度的不同, 由此就会出现低估。由于教育程度与迁移正相关 (Zhao, 1999; Rozelle et al., 1999), 如果其他研究忽略或排除了外出打工者的影响, 他们估计的回报率可能会偏低。此外, 以往的研究没有对遗漏变量偏差的潜在来源进行控制, 如个人能力的测量。

4. 教育的收入效应模型

当前文献还没有发现中国农村与其他模式相符的回报率, 我们不必对此大惊小怪, 因为事先我们并不知道是什么因素导致了这种低估。为解决这些缺陷, 我们用 Mincer 模型 (1974) 来进行新的估计, 这将有助于解释为什么先前对中国农村的估计那么低。

4.1 Mincer 模型

Mincer (1974) 提出了一个关于教育年限与终生收入的简单模型。这个模型首先假定风险中性者的一生中会固定地工作 W 年, 并且他们的人力资本存量在完成学业后并不改变。此外, 个人获得的收入也是固定的而且直接与他完成的学业 S 以及他的工作经验 E 的二次函数有关, 这个模型可以写为:

$$\ln(Y_{s,i}) = \ln(Y_{0,i}) + rS_i + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i^2 + u_i \quad (1)$$

模型中 $Y_{s,i}$ 表示毕业后的收入, $Y_{0,i}$ 表示没上学也可以得到的基本收入, i 指每个人, r 指平均教育回报率。在我们的研究中, 收入用小时工资来计算。

公式 (1) 通常被称为决定教育回报的 Mincer “收入函数” 法, 而且数以百计的研究者已经在各种背景下检验了上述方程 (Psacharopoulos, 1994)。在各种设定中, 我们给公式 (1) 加入了几个虚拟变量。首先, 我们加入了一个可以显示个人是否接受过正式的职业或行业培训的变量, 以此来计算为培训付出的工资奖金。其次, 我们引入了性别虚拟变量, 以此来控制男女被给予不同工资基数的可能性。第三, 我们在所有公式中引入了省份虚拟变量以说明不同的基本工资率。^② 最后, 由于在发达国家发现婚姻状况会影响工资水平 (例如, Goldin, 1990), 在大部分设定中, 我们为样本中每个人是否已结婚引入了一个虚拟变量。

4.2 对 Mincer 模型的进一步调整

如果简单地用最小二乘法来估算公式 (1), 我们将无法避免几个潜在的偏差。因此, 需

^① Zhang et al. (2002)、Yang 和 An (2002) 都引入了“教育平方”变量来控制工资与教育间潜在的非线性关系。

^② 既然本文样本中外出打工者离开家乡省份的比例相当大, 人们就会关注他们的基本工资率与家乡省份的不同。本文调查没有问及外出打工者的目的地, 所以不能包括一套完整省份虚拟变量。本文结果明显涵盖了跨省打工者的一系列虚拟变量。

要用调整估计框架来解释。^① 根据 Heckman (1974) 的说法, 如果工人的保留工资高于工资报价, 他们将不会进入劳动力市场。在中国农村, 人们不仅仅可以在非农劳动和闲暇中选择, 他们也可以从事农业、畜牧业或个人雇用。所以他们的个人保留工资由其他机会和劳动与闲暇之间的权衡来决定。如果保留工资高于他们技术水平应得的工资, 他们就不会进入非农劳动力市场。若对选择性偏差未加校正, 那么对非农工作的教育回报率估计就会偏低。

为了解释潜在偏差, 我们首先对样本中每个人进行 probit 估计, 如果他从事非农工作因变量就是 1, 其他的为 0。用 probit 得到的结果, 我们计算了逆 Mills 比率, 以此来纠正公式 (1) 在估算中因变量可能出现的截断问题。为了确定 probit 等式, 我们引入了 1999 年各家庭资产所有物的对数, 家庭中到达工作年龄的男女人数, 以及村庄分给他们的土地数量。这些变量通过影响农业劳动回报率、个人雇用或者闲暇来影响个人的保留工资水平, 而且非农劳动参与决策仅仅影响小时工资报价。

公式 (1) 也暗含了每增加一年教育的回报率都是一样的假设, 甚至转学了也是如此。回报率是非线性的, 这也就是说, 不同级别的学校回报率也会不同。因此, 我们对模型做了修改, 估计每增加一年基础教育 P 的回报, 并单独估计每增加一年高等教育 M 的回报, 于是我们得到:

$$\ln(Y_{s,i}) = \ln(Y_{o,i}) + r_P P_i + r_M M_i + \beta_1 E_i + \beta_2 E_i^2 + u_i \quad (2)$$

其中, r_P 和 r_M 分别代表基础和高等教育的回报率。

Mincer 模型的不足还包括潜在地遗漏了与工资水平和教育相关的一些变量, 这将意味着教育回报估计的偏差。许多学者指出, 更有能力赚钱的人往往趋向于受更多学校教育, 这样估计的教育回报值就会偏高了 (例如 Boissiere, Knight, and Sabot, 1985)。因此, 作为一个稳健性检查 (robustness check), 我们在一个设定中引入了代表个人能力的变量。

5. 结 果

我们在控制了样本选择性偏差的基础上, 利用方程式 (1) 对中国农村的教育回报率进行估算 (见表 3)。估算过程顺利, 得出的大部分系数都具有预期的符号并在统计上显著。我们的估算做得很好, 大多数系数都具有预期的符号并在统计上显著。在所有的报告中, 除了一个类别外, 我们都找到了预期中工资与经验年限之间的凹线关系。我们的估计也和其他关于非农劳动力市场参与的决定因素的研究结果相一致 (例如, Zhao, 1997)。在样本平均教育水平下, 多增加一年教育将意味着多增加 1.1%~1.3% 的找到非农工作的可能性。

除了有助于人们找到非农工作, 教育还对小时工资有一个统计上显著的积极影响。依据设定结果, 我们发现对整个样本而言, 每一年教育的平均回报率介于 6.3%~6.5% 之间 (见表 3)。起初, 我们估计教育平均回报率为 6.3%。为了控制已婚者中潜在工资较高的影响, 我们考虑了婚姻状况, 并且发现, 虽然结婚与参与非农工作是负相关的, 但它不影响工

^① 虽然在本文中我们处理了对 Mincer 模型的一些批评, 但仍然还有许多问题我们在此没有讨论。比如说, 区域劳动力供给和需求可能只会影响某个地方的教育回报率而不是所有地方, Mincer 模型就没有考虑这个因素 (Heckman et al., 1996)。

表 3

教育和工龄对非农工资的影响

样本	所有个体	所有个体	所有个体	35 岁及以下个体	35 岁以上个体
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
受教育年限	0.063	0.064	0.065	0.105	0.029
	(7.52)**	(7.37)**	(7.30)**	(8.20)**	(1.93)*
工龄	0.025	0.031	0.035	0.084	0.026
	(4.70)**	(4.55)**	(4.83)**	(5.11)**	(1.33)
工龄平方 (/100)	-0.048	-0.056	-0.060	-0.197	-0.045
	(4.81)**	(4.29)**	(4.52)**	(3.52)**	(1.60)
性别 (1=男)	0.220	0.210	0.221	0.116	0.390
	(3.53)**	(3.48)**	(3.51)**	(2.07)**	(1.88)*
婚姻状况 (1=已婚)		-0.082	-0.106	-0.252	0.164
		(0.98)	(1.18)	(2.39)**	(0.75)
技能培训 (1=有过)	0.130	0.131	0.130	0.090	0.232
	(2.67)**	(2.64)**	(2.56)**	(1.53)	(2.69)**
父亲受教育年限			0.011		
			(1.60)		
母亲受教育年限			-0.0001		
			(0.19)		
逆 Mills 率	0.234	0.219	0.232	0.301	0.079
	(1.81)*	(1.68)*	(1.74)*	(2.14)**	(0.27)
样本总数	3 364	3 364	3 235	1 515	1 906

注：括号中是 t 统计值，*表明在 10% 水平显著，**表明在 5% 水平显著。所有方程式都包含了省份的固定效应。工龄以年数来衡量，上过学的从毕业后开始计算，其他的用年龄减去 6 来计算。所有的回归分析都采用了 Heckman (1974) 提出的两步法，标准差运算也把他的方法考虑在内了。选择性公式的结果可以在 de Brauw and Rozelle (2006) 中看到。

资。我们引入了父母受教育年限来控制个人能力偏差，发现这些变量既不影响非农工作参与也不影响工资水平。因此我们选择第 2 栏为最佳标准，从整套数据中我们得出的平均教育回报率估计值为 6.4%。

这三组估计都比表 2 中其他来自农村地区的全国性代表样本要高（例如，Parish et al., 1995; Johnson and Chow, 1997）。一个可能的原因就是 we 沿用了不同的方法体系，这体现在小时工资的定义和控制进入非农市场的选择性上。另外，估计值相对高还在于我们用了更具代表性的样本，我们的观测对象来自中国各地，包括本地打工者（即在本地工厂或服务企业的工作者）和外出打工者，而不是对本地打工者的二次取样（例如 Meng, 1996; Ho et al., 2002）。最后，教育回报率可能随着时间而不断增加，我们的估计相对较高，可能是因为我们收集了更新的数据。尽管我们使用了最新数据、几乎覆盖全国范围的样本以及理论上更协调的工资标准，我们的估计基数仍然比其他发展中国家通常的估计要低。

当重点分析年轻工人时,教育回报率急剧上升。在 35 岁及以下的人中,平均一年的教育回报率上升到 10.5% (见表 3),这与亚洲其他国家一致。对 35 岁以上的人进行就业谋生培训不会对收入产生大的影响。35 岁以上人群中,我们估计的回报率为 2.9%,只在 10% 的水平上显著。年轻人与年长者之间回报率的不同显示出,中国对于农村人力资本而言年轻工人越来越重要了。这些年轻工人组成了中国非农劳动力增长最快的一部分。

由于以往关于中国农村教育回报问题的研究都没有涵盖关于外出打工者的信息,我们接下来将涵盖外出打工者和当地打工者来估计教育回报率。非农就业决定比简单的农业/非农业决定要复杂得多,所以我们大体上把工人分为从事农业工作、当地打工者、自我雇用和外出打工者。为了决定个人工作类别,我们首先估计了从事不同工作的概率,其中基本类别为农业,^① 然后用我们所得到的结果来构造逆 Mills 率,并对外出打工者和当地打工者分别用公式 (1) 来估计。每个公式都用了整个样本和 35 岁及以下人群进行估计。

外出打工者的回报率明显超过了全国平均水平。当研究整个样本时,我们发现外出打工者一年教育的回报率为 8.0%,而当地打工者只有 3.3%,而后者的估计只在 10% 的水平上显著 (见表 4)。我们把样本限制在 35 岁及以下外出打工者,估计的回报率上升到了 11.9%。样本中当地打工者中的年轻人的回报率也达到了 9.2%。如果外出打工者,尤其是其中的年轻的外出打工者被系统性地排除在样本外,那么估计的农村教育的回报率就会偏低了。

中国农村教育的回报也可能由于其他原因被低估了,比如,后期的学校教育更容易致使工资的增加。为了测试这种现象会不会在中国农村出现,我们把整个样本和 35 岁及以下人群的二次取样用公式 (2) 进行估计 (见表 4)。我们发现两组中高等教育的回报率都比初等教育的高。整个样本中,初等教育一年的回报率仅仅为 3.9%,而且仅仅在边际统计上显著。相比之下,有工作的个人每多接受一年高等教育所获得的回报率就为 7.4%。^② 这些发现符合一个事实,就是在 20 世纪 90 年代高学历人才在中国农村地区相对稀缺,因此他们的教育回报较高。

5.1 与其他关于中国农村研究的一致性

为了使我们对农村教育回报率的估计与其他学者的相协调,我们进行了下列计算。首先,我们试着去确定我们与以往研究估计的差异中,有多少是由搜集数据的时间不一致造成的。为了做到这点,我们用我们的数据模拟分析以往的实证研究 (见表 2)。^③ 我们尽可能地依照他们的工资定义和计量规格,然后用我们的数据重新估计 Mincer 模型。在这一步上,我们不纠正选择性偏差。我们或从地域上限制样本,或把样本仅限定于非农劳动力的某一合适部分。我们原先公布的估计数字与使用我们的数据并利用先前学者方法得出的结果,二者之间的差异正好可以测定教育回报是否随时间改变了。

① 参照 de Brauw and Rozelle (2006),表 5,多项式 probit 的估计系数。

② 年轻工人的回报率也呈现凸线特征,假定拥有一份工作,基础教育的回报率估计为 6.0%,高等教育的为 11.5%。

③ 我们没有重复 Ho 等人 (2002) 的研究,因为他的研究中涉及了山东和江苏的一些特定乡镇企业,这在我们样本中没有涵盖。