

农民进城务工与子女教育期望^{*}

——基于2010年中国家庭追踪调查数据的实证分析

叶静怡¹ 张睿² 王琼³

(1. 北京大学经济学院 北京 100871)

(2. 中国保险监督管理委员会 北京 100033)

(3. 中国社会科学院经济研究所 北京 100836)

摘要：农民进城务工的社会经历所引起的对子女教育期望的提升，可能是近年来农村地区教育入学率和毕业率上升的一个微观原因。本文使用2010年中国家庭追踪调查数据，研究农民进城务工行为对子女教育期望的因果效应，发现：（1）进城务工农民家庭期望子女完成高等教育的概率比非进城家庭高出12.13%；（2）收入水平尤其是父亲收入水平提高是农民家庭进城务工改变子女教育期望的一个传导机制；（3）父母进城务工对子女教育期望的提升作用在西部地区最大，东部次之，而中部不显著；（4）低收入组的进城务工行为对子女教育期望影响最大，农民家庭与农民工家庭对子女教育期望的差距随收入提高而缩小。创造条件让进城务工农民融入城市社会、保障他们的合法收益，将有利于农民家庭教育观念的提升。

关键词：农民家庭 进城务工 子女教育期望 收入水平

DOI:10.19523/j.jjlx.2017.01.006

一、问题的提出

人力资本积累是经济增长的重要源泉（Schultz，1993），是我国创新型国家建设的基础性条件。一国的人力资本积累，既在宏观层面上依赖政府的公共教育投入规模、教育协调和管理能力，还在微观层面上依赖家庭对子女形成积极的教育期望。持续的私人教育投资激励和能力，将与人力资本积累的宏观管理形成协同效应，提高整个国家的人力资本积累水平。近年来，我国农村地区各级教育入学率和毕业率不断上升，这一可喜变化毫无疑问与政府近十年来不断增加公共教育投资，尤其是农村地区的义务教育投资密不可分，^①而

^{*} 本文是2009年度教育部人文社会科学研究规划基金项目(No.09yja790008)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人和北京大学经济学院发展经济学workshop成员提出的宝贵意见和建议。

^① 根据《中国教育经费统计年鉴》显示，从2001年至2013年间，我国初中和小学的生均公共财政预算教育事业费支出均经历了快速的增长，分别增加了10.33倍和11.44倍。尤其值得关注的是，农村地区初中和小学均支出水平与全国生均支出水平之比，分别从2001年的80.31%和85.38%上升到2013年的99.32%和99.32%，这意味着在人均意义上，政府对农村地区的公共教育投资与全国平均水平之间已经基本不存在明显的差异。

大规模农村剩余劳动力进城务工对农民家庭教育理念和教育期望产生的冲击和影响,以及人力资本投资能力的提升,很可能与宏观教育政策形成了互补效应。

一些研究指出,城市家庭对子女的教育期望和教育投资比农村家庭高,这种城乡差距主要是由不同的文化和传统引起(沈亚芳等,2013)。农民进城务工后,在城市工作和生活环境的熏陶下可能逐渐改变其教育理念,更认同知识的重要性,更加重视对子女的教育,这种思想观念上的改变,很可能促使父母在子女教育投资上表现出更积极的态度(肖富群,2011;谷宏伟和杨秋平,2013)。另一些研究指出农民进城务工经历可能对其子女教育预期产生负面影响,这些负面影响来自我国劳动力市场的二元性、户籍歧视、大学生找工作难、农民工与大学毕业生工资收入非常接近等(姚先国和黄志岭,2008;吴克明和王平杰,2010)。上述定性分析得到的两种可能性需要得到定量分析的检验和支持:农民进城务工行为对农村家庭的子女教育期望产生的总体影响是积极的还是消极的?本文基于2010年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称CFPS)数据,在国内文献中首次对这一问题进行了回答。研究发现,进城务工农民家庭期望子女完成高等教育的概率,比非进城家庭高出12.13%,证明农民进城务工行为对农村家庭的子女教育期望的总体影响是积极的。此外,进城务工农民家庭在城市获得的较高收入在改善其家庭教育投资能力的同时,也有利于其对子女教育期望的提高。本研究从人力资本投资和积累的微观视角,对我国工业化和城市化进程中大规模农民进城务工所产生的深远影响提供了一种理解。

本文以下部分的安排是:第二部分是文献评述与待检验假设的提出,第三部分是数据、变量说明和描述性统计,第四部分是实证分析,最后是结论和进一步讨论。

二、文献综述

孩子接受多少和什么样的教育,在一定程度上受到其父母对子女教育期望的影响。积极的期望可能会产生积极努力的心态,从而获得良好的绩效(Oettingen,2000;Oettingen等,2002)。如果父母认为接受教育可以增长人的知识、技巧、才干和理解力,并可在将来获得更高的收入回报和社会地位,那么他们就可能对子女报以较高的教育期望,可能更愿意为子女教育进行储蓄和投资,让自己的孩子在完成义务教育后继续接受更高阶段的学习。反之,如果父母认为读书多了并没有太多用处,他们就可能倾向于让自己的子女完成义务教育阶段后就参加工作。

期望形成是以过去经验和现实条件为基础,对某种结果出现的可能性形成的一种信念(Oettingen,2000;Oettingen等,2002),依据这一定义,父母对子女教育的期望可以理解为其基于经验所形成的主观认知和现实条件,对子女接受教育后可实现的某种结果的信念和愿望。父母的主观认知主要受到自身受教育程度、社会经历的影响;收入等家庭状况则是最为重要的现实条件。

(一) 农民进城务工与子女教育期望

已有理论和实证文献探讨了父母受教育程度对其主观认知及其子女教育期望的影响(Cynthia,2006;Stephanie,2006;王甫勤,2014),但国内尚无经验研究关注父母社会经历的巨大变化,是否会改变他们早期形成的子女教育期望。我国近三十多年来劳动力大规模从农村进入城市就业和居住,为观察和研究这一问题提供了一个自然对象——农民工群体。

农民工出生在农民家庭，大都在农村环境中度过他们的青少年时期，结束学校教育后或者直接离开农村进入城市工作，或者在农村务农一段时间后再进城务工。由于我国现阶段城乡生活环境仍然存在较大的差异，进城务工后农民的思想观念、行为模式、生活方式、经济收入、社会参与等方面均逐渐受到城市生活的冲击和影响（文军，2004）。他们不仅在教育观念上可能受到城市居民的影响（许传新，2012），更加认同家庭教育的重要性，与子女之间的交流和沟通也变得更加频繁（纪韶和李舒丹，2010），而且在现代化程度更高的制造业和服务业工作的经历和在人文科技环境更好的城市生活经历，有可能丰富和提升他们对知识重要性和教育价值的认知，从而提高其对子女教育的期望，并更为重视子女的教育和愿意为子女接受更高程度教育提供经济上的支持（钟一彪和李娜娜，2009）。

但城市工作经历和生活经历还可能对农民工的子女教育预期形成一些负面影响。一方面，我国基于户籍制度的劳动力市场二元性还没有完全消失，城市户籍职工与外来农民工之间同工不同酬的现象仍然存在。一项研究发现，农民工中具有初中学历的人群受到的户籍歧视的程度最低，具有高中学历人群的受歧视程度相对最高（45.9%），具有大学学历人群的受歧视程度居中（29.5%）（姚先国和黄志岭，2008）。另一方面，由于近年来我国低技能劳动力供求关系发生变动，“民工荒”彰显出简单劳动力的供给不足，并由此带动了工资水平的上升，而刚毕业进入人才市场的大学生缺乏工作经验，且高校扩招使大学生人数迅速增长，导致农民工与大学毕业生工资收入非常接近（吴克明和王平杰，2010）。农民工的教育投资因户籍歧视的存在和劳动力市场的结构失衡而不能获得相应收入回报，有可能对农民工子女的教育期望产生消极影响。理论上，进城务工经历对子女教育期望的正向影响可能比负面影响更多些，因为人力资本与收入水平之间存在正向关联（张车伟，2006），而且城市地区的教育回报率比农村地区更高（张兴祥，2012），实践上是否具有这种效果，还需要通过经验研究加以检验。

（二）收入水平与子女教育期望

收入等经济状况制约着父母对子女的教育期望。家庭经济状况越好，父母就越可能为子女提供充裕的教育投资，从而可能形成对子女更高的教育期望（Alessandra 和 Barban，2012）。农民进城务工的直接驱动力量是获得更高收入，他们在城市各行各业的务工收入较之在农村的务农收入都有不同程度的上升（韩靓和原新，2009）。这一点也得到了 2014 年对北京市进城务工农民的调查数据的支持，统计结果显示，该群体月收入的平均水平约为 4285 元，而其在老家所能获得的月收入的平均水平仅约为 2011 元。^①农民工对子女的教育期望，有可能通过进城务工后收入水平的上升而提高。

综上，在我国仍然存在较大城乡差别，工业化、城市化正在大规模推进的历史背景下，进城务工农民的社会经历发生着巨大变化，收入水平和经济地位获得提升，这有可能对他们的教育理念和子女的教育期望产生正向影响。而城市劳动力市场结构失衡对教育回报的负面影响，则可能不利于进城务工农民家庭教育期望的提升。由此，我们得到了本文待检验的两个假设：

假设 1：农民家庭父母进城务工提高了该家庭对子女的教育期望。

假设 2：收入提高是进城务工农民提高子女教育期望的一个重要途径。

^① 2014 年北京大学经济学院在京进城务工农民经济和社会调查。

三、数据、变量说明和描述性统计

本文使用 CFPS 数据检验上述假说。该数据来自北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 组织的一项全国性社会跟踪调查, 该调查从 2010 年开始实施, 样本覆盖 25 个省/市/自治区, 调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。我们使用的是 2010 年完成的第一次正式访问数据。数据库中记录了每个受访者的个人 ID 以及家庭成员之间的相互关系。本文以少儿数据库中的子女 ID 为线索, 根据家庭关系数据库中对家庭成员间关系的界定, 识别每个子女的父母 ID。之后将成人数据库相应样本包含的数据, 按照父亲和母亲的 ID 依次匹配到少儿数据库中, 使少儿数据库中每一条子女样本均包含其父母的完整信息。家庭关系库中家庭成员间关系的准确界定, 保证了不同数据库之间数据整理的可靠性。经整理共得到 1185 个包含父母信息的有效少儿样本。

本文研究农民家庭外出打工对其子女教育期望的影响, 其中的因变量是子女教育期望。CFPS 问卷中识别被访者子女教育期望的相关问题是少儿问卷中的家长代答问题 D2“您希望孩子念书最高念完哪一程度”,^①要求被访者在小学到博士各就学阶段以及不必念书等选项中选择一个。为了简化后面的实证分析, 我们对这些选项进行合并, 具体地, 我们把子女教育期望合并为两个阶段, 取值为 0 时表示期望子女完成高等教育以下的各阶段教育, 即不期望子女最终完成高等教育, 取值为 1 时则表示期望子女最终完成高等教育。把对子女教育的期望整合为高等教育前后两个阶段的主要考虑是, 首先, 家庭对子女教育费用的支出在初等、中等教育与高等教育之间有着非常大的差别。初、中等教育包含了九年义务教育, 尽管三年高中的学费由家庭支付, 但与高等教育相比, 这笔费用是相对少的。因此, 对子女教育期望的这种区分, 可以较好地反映出农民进城务工、家庭经济状况改善对子女教育期望的影响。其次, 由于接受高等教育仍然是现阶段农村人口改变户籍身份、提高社会地位的重要门槛条件, 因此, 是否希望子女完成高等教育, 可以较好地反映出农民外出打工的社会经历对子女教育期望的影响。

本文关注的主要自变量是农民家庭是否进城务工。由于 CFPS 调查问卷中没有直接相关问题, 我们通过对数据的处理首先得到了农村家庭样本, 然后得到这些家庭中父母是否进城这一虚拟变量, 其取值 0 表示非外出, 取值 1 表示外出。^②

表 1 给出了父母是否进城打工与子女教育期望的描述性统计。整体上农民家庭对子女的教育期望普遍比较高——78.31%的家庭希望子女最终完成高等教育。其中, 父母进城组

① CFPS 调查中关于教育期望的问题有两个, 一个是少儿问卷中 10-15 岁少儿本人回答部分的上学模块的 H9 问题“您认为自己最少应该念完哪种教育程度”, 这是该年龄段少儿对自己的教育期望, 另外一个问题是少儿问卷中家人代答部分针对该家庭 0-16 岁年龄段每个少儿的 D2 问题“您希望孩子念书最高念完哪一程度”, 这是该家庭对每个少儿的教育期望。本文使用后者来识别家庭对每个子女的教育期望。

② 在 CFPS2010 数据中, 没有可以直接识别农民是否进城打工的问题, 需通过间接方式整理出该变量。本文利用问卷中受访者“现在户口状况”, 以及受访者当前所在地的“国家统计局资料的城乡分类变量”问题 (该问题属于成人问卷数据库)。在保留当前户口状况为农业户口的样本后, 以受访者当前所在地的城乡分类为依据, 识别受访者是否进城务工。当受访者当前所在地为农村时, 将他们视为留在农村地区; 当受访者当前所在地为城市时, 将他们视为离开农村进城务工。由此可得留在农村地区的样本 16824 个, 进城务工的样本 6878 个。然后以个人 ID 为线索, 将这些样本信息匹配到少儿问卷数据库中, 最终得到包含少儿和父母有效信息的样本 1185 个。其中进城组样本为 279 个, 非进城组样本为 906 个。

期望子女最终完成高等教育的家庭比例为 89.55%，而非进城组家庭的相应比例为 75.14%。这表明农民进城组对子女教育期望的平均水平比非进城组高。

表 1 父母是否进城和子女教育期望

子女教育期望	完成高中及以下教育	完成高等教育	合计
非进城组	227 (24.86%)	679 (75.14%)	906
进城组	30 (10.45%)	249 (89.55%)	279
合计	257 (21.69%)	928 (78.31%)	1185

由上述统计数据自然地提出的一个问题是，进城务工是否提高了农民对子女的教育期望？显然，我们并不能通过直接比较两组家庭的子女教育期望得到这一问题的答案，因为如果在进城务工之前，进城务工家庭就比非进城家庭有更高的教育期望，那么两组家庭在子女教育期望上就存在系统性差异，直接比较得到的两组家庭子女教育期望的差异包含了这种样本选择带来的系统性偏差，进而高估进城务工对子女教育期望的因果效应，反之亦然。因此，要研究进城务工经历是否改变了子女的教育期望，需要排除样本选择偏误带来的差异。

根据条件独立假设，如果样本选择偏误来自可观测变量，则控制这些可观测变量即可消除样本选择偏误，进而正确估计进城务工对子女教育期望的因果效应。根据子女教育期望和农民进城务工的相关理论，既影响子女教育期望又影响进城务工决策的变量主要包括：子女是否独生、父母受教育程度、父母基本能力、家庭是否关心子女教育、为子女教育存款和所在省份。

子女是否独生。子女是否独生对子女教育期望形成的影响包括两个方面。其一，子女越多，越可能摊薄家庭中有限的教育资源，包括收入、家教、家庭环境以及与外界接触机会等，从而降低子女教育期望 (Blake, 1981)。其二，在一个性别歧视较为严重的环境中，多子女家庭中的父母还可能将有限教育资源分配给特定子女。兄弟姐妹数量越多，教育获得的性别不平等现象可能更严重 (吴愈晓, 2012)，从而影响着父母对不同性别子女的教育期望。同时，家庭中未成年子女数量越多，父母照顾子女的需求增加，进而可能对父母的进城务工选择产生一定的负面效应。

父母的受教育程度。本文在文献评述部分已经指出，父母对子女的教育期望受到自身受教育程度的影响，两者的正向关联已经被许多文献所证明。同时，父母受教育程度也是农村劳动力是否选择进城务工的重要影响因素之一。受教育程度较高的个体往往更倾向于选择进城务工，以便在城市地区获得更高的教育回报 (王广慧和张世伟, 2008)。因此，为研究进城务工对子女教育期望的影响，必须对父母自身的受教育程度加以控制。

父母的基本能力。基本能力较高的农民，一方面更可能认识到教育对个体成功的重要作用，从而对子女报以更高的教育期望；另一方面，由于信息获取能力更强，他们更容易吸收新事物的积极影响，进而提升对子女的教育期望。同时，具有较高基本能力的农民，外出务工的收益也更高，更倾向于选择进城务工。结合 CFPS 数据，本文使用的父母基本能力的变量包括父母的智力水平和理解能力。在问卷中由采访者对受访者的智力水平和理解能力作出判断，得出介于 1 至 7 之间的得分，分值越大基本能力越高。

家庭是否关心子女教育。家庭越关心子女教育，越可能对子女报以更高的教育期望。

与此同时,为了让子女获得更好的教育,父母可能选择进城务工以为子女教育创造更好的条件。因此,本文还控制了父母对子女教育的态度这一变量。该变量通过少儿问卷中的访问员观察问题 Z301“家庭的环境表明父母关心孩子的教育”来识别,选项包括十分同意、同意、中立、不同意和十分不同意,由于选择十分同意和十分不同意的样本很少,也为了简化问题,本文把选项不同意和非常不同意整合为一项,同意和十分同意整合为一项,因而家庭是否关心子女教育分为“否”、“中立”和“是”三项,分别取值为 0、1、2。

是否为子女教育存款。家庭开始为子女教育存款表明家庭重视子女教育,并对子女教育有较高的期望。此外,进城务工是农民获得更高收入的重要途径,因此父母可能为了获得更多的教育资本而选择进城务工。子女教育存款这一变量通过少儿问卷中针对每个子女的父母代答问题 D4“您是否已经开始为孩子的教育专门存钱”来识别,选择“是”则取值为 1,“否”则取值为 0。

所在省份。省份差异可能同时影响进城务工决策和对子女的教育期望。由于我国流行高考分省命题和招生,因而各省的人口数量和考生数量等因素通过影响高考录取率进而影响父母对子女的教育期望。与此同时,人口数量较多的省份由于人均资源稀少和就业竞争激烈,农村人口获得高收入的概率更低,进而外出务工的概率也更高。此外,各省对知识的重视程度和对不同职业地位的看法等文化差异也会同时影响外出务工决策和对子女的教育期望。因此,控制省份虚拟变量有助于正确估计进城务工对子女教育期望的影响。

此外,为了获得影响子女教育期望的更丰富信息,根据相关的理论和文献,本文还控制了影响子女教育期望的另外两个因素。

一是子女性别。教育领域的性别歧视即“重男轻女”现象在我国仍然存在,在农村家庭中尤为严重。吴愈晓(2012)利用 2008 年全国综合社会调查(CGSS)数据的研究发现,在教育获得上仍存在明显的性别差异,其中农民的性别不平等差异要高于非农居民。董强等(2007)发现在农村地区,父母在子女教育期望上存在严重的性别歧视问题。这意味着,在其他条件不变的情况下,农村地区父母对男性儿童可能会形成更高的教育期望。

二是子女年龄。子女年龄越小,其未来的不确定性越大,此时,父母可能并未对其形成明确的教育期望。在农村地区尤为如此。由于农村地区收入水平较低,教育资源也不如城市地区丰富,因而在子女年龄较小时,用于其教育投资的资源也不多。随着子女年龄增长,其未来的不确定性下降,此时,父母对子女的教育期望将更为明确,并决定是否期待子女进行较高水平的教育和增加子女的教育投资。

值得说明的是,子女以往的学习成绩不仅可能影响父母对他们的教育期望,还可能影响父母的进城务工决策。一方面,在其他条件不变时,子女学习成绩越好,对其教育的预期投资回报率可能越高,父母越可能对其抱以更高的教育期望。子女学习成绩和父母对其教育期望之间存在自证预言效应,即子女过往的学业成绩影响父母对子女的教育期望,调节父母与子女之间的互动程度,进而对子女未来的学业成就产生影响(高明华,2012)。另一方面,子女教育是农民进城务工决策中的重要考量因素之一(Lewis,1982;何雪松等,2010)。子女学习成绩较好驱动父母对其产生更高的教育期望,并可能驱动父母为了实现这一期望和为了子女拥有更好的学习环境,而做出进城务工决策。由于本文使用的数据中没有子女过往学习成绩方面的信息,从而无法对这一变量加以控制,进而可能引起遗漏变量问题。如果遗漏变量确实对进城务工和子女教育期望产生影响,则进城务工变量是内生的,其因果效应估计也是不一致的,此时,需要考虑使用工具变量法解决内生性问题。

主要变量的简单描述性统计见表 2。其中进城组和非进城组家庭在子女是否独生、父亲教育、母亲教育、父亲收入、父亲智力水平、父亲理解能力、母亲智力水平、家庭是否关心子女教育等方面均存在显著差异，在母亲理解能力、母亲收入和是否为子女教育存款方面存在一定程度的差异，但显著性水平不高，在儿童性别和儿童年龄方面则没有显著性差异。

表 2 主要变量描述统计

变量名	总样本		进城组		非进城组		T 值
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
儿童性别 (0=女性)	0.5198	0.4998	0.5090	0.5008	0.5232	0.4997	0.4153
儿童年龄	7.9426	4.4140	8.1290	4.4054	7.8852	4.4175	-0.8067
是否独生 (0=非独生)	0.3637	0.4813	0.4480	0.4982	0.3377	0.4732	-3.3612
父亲教育年限	5.9165	3.7849	7.1935	3.3071	5.5232	3.8372	-6.5590
母亲教育年限	4.2304	3.9510	5.5591	4.0453	3.8212	3.8320	-6.5366
父亲智力水平	4.8827	1.1437	5.0430	1.0787	4.8333	1.1591	-2.6846
父亲理解能力	4.9055	1.2679	5.0717	1.1133	4.8543	1.3082	-2.5096
母亲智力水平	4.6160	1.2012	4.7778	1.0665	4.5662	1.2360	-2.5784
母亲理解能力	4.5418	1.4338	4.7061	1.2890	4.4912	1.4726	-2.1927
父亲收入*	13213	12860	17247	13749	11970	12318	-6.0831
母亲收入*	6963	24710	9224	12791	6267	27323	-1.7493
是否为子女教育存款	0.2253	0.4180	0.2616	0.4403	0.2141	0.4104	-1.6618
家庭是否关心子女教育 (0=否, 1=中立, 2=是)	1.2574	0.6990	1.4409	0.6591	1.2009	0.7016	-5.0662
观测值	1185		279		906		

注：父母收入均为收入的对数形式。在父亲和母亲收入中分别有 7 个和 10 个样本取值为 0，在进行对数处理时均赋值为 1，避免出现无效值。最后 1 列为非进城组和进城组农民各变量均值之差的 T 检验的 T 值。

四、实证分析

本文使用 Probit 模型考察农民进城务工行为是否会显著地改变其对子女教育的期望，即是否期望子女最终完成高等教育。进一步的，我们利用人均土地面积作为农民进城务工的工具变量，尝试解决农民进城务工可能存在的内生性问题。在此基础上，我们还使用中介效应模型验证了假设 2，并根据所在地区以及父母收入水平的高低将样本分为不同的组别，考察估计结果的异质性和稳健性。

（一）Probit 模型的估计结果

本文利用 Probit 模型检验农民家庭父母进城务工对子女教育期望的影响，结果见表 3 第 1 列。根据计算，模型预测准确率为 81.43%，这表明模型的拟合程度较好，模型的可信程度较高。

表 3 第 1 列显示，在控制其他因素之后，进城务工组期望子女完成高等教育的概率比非进城组高出 12.13%，并且在 1%的水平上显著，说明进城务工行为显著提高了对子女的

教育期望，即假设 1 成立。

在其他控制变量中，男性、独生子女和父母教育水平均对子女教育期望有显著的正向影响，子女年龄对子女教育期望有负向影响。父母的基本能力则对子女教育期望没有显著的影响，可能是父母教育水平已经能比较好地表现父母的基本能力。父母对儿子有更高的教育期望，这意味着在农村地区，子女教育方面的性别歧视仍然较为严重。与父亲受教育水平相比，母亲的受教育水平对子女教育期望的影响更小，且显著性水平更低。此外，更关心子女教育的家庭对子女有更高的教育期望，而是否开始为子女教育存款则在控制其他变量后对子女教育期望的影响不再显著。

表 3 进城务工对子女教育期望的影响的 Probit 和 IV Probit 估计结果

因变量：教育期望	(1) Probit 估计	(2) IV Probit 估计
是否进城 (0=非进城组)	0.1213*** (0.0295)	0.2862*** (0.1073)
儿童性别 (0=女性)	0.0513** (0.0216)	0.05117** (0.0220)
儿童年龄	-0.0008*** (0.0026)	-0.0082*** (0.0263)
是否独生 (0=非独生)	0.0453* (0.0258)	0.0419 (0.0261)
父亲教育年限	0.0080** (0.0032)	0.0052 (0.0037)
母亲教育年限	0.0059* (0.0035)	0.0041 (0.0038)
父亲智力水平	-0.0139 (0.0161)	-0.0154 (0.0159)
父亲理解能力	0.0211 (0.0145)	0.0197 (0.0144)
母亲智力水平	0.0094 (0.0172)	0.0084 (0.0165)
母亲理解能力	0.0121 (0.0149)	0.0150 (0.0140)
是否为子女教育存款 (0=否)	0.0072 (0.0286)	0.0089 (0.0283)
家庭是否关心子女教育 (参照组：中立)		
是	0.0698*** (0.0253)	0.0545** (0.0274)
否	-0.0807*** (0.0311)	-0.0784** (0.0320)
观测值	1,185	1,185
Pseudo R2	0.1605	—
预测准确率	81.43%	73.25%

注：(1) 系数为边际效应。括号中数值为稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。(2) 已控制省级虚拟变量。

(二) 工具变量估计

根据前文对待检验假设的论述，农民进城务工后，一般都会获得比在农村务农时更高的经济收入，而且可能会在新的生活和工作环境中逐渐改变原来在农村形成的教育理念，从而提高其对子女的教育期望。但是，农民进城务工与子女的教育期望之间可能存在两个方面的内生性，包括联立性问题，即子女教育期望可能影响农民的进城务工决策，以及遗漏变量问题。其一，当子女期望较高时，父母可能倾向于选择进城务工为子女创造更好的经济条件和获取城市地区更丰富的教育资源。虽然农民进城务工决策主要依赖决策时的子女教育期望，与当前的子女教育期望并不完全重合（除非该农民今年刚进城务工），现在的子女教育期望并不是农民过去的进城务工决策的直接依据，但是子女教育期望存在一定

的延续性,现在的子女教育期望可能与过去密切相关,因此子女教育期望可能与农民进城务工决策之间存在一定程度的联立性问题。其二,如前所述,由于数据的限制,仍然遗漏了一些既影响农民进城务工决策,又与他们的子女教育期望的形成相关的变量,比如进城务工前子女的学习成绩等。为此,本文使用工具变量方法解决进城务工变量可能存在的内生性问题。

1、工具变量的选取

本文选取农民家庭所能承包到的人均土地面积^①作为农民进城务工的工具变量。

首先,人均土地面积是农民进城务工决策过程中的重要考量因素之一。土地是农业经营的重要生产资料,在其他条件一定时,家庭人均土地面积越多,家庭成员从土地中获得的收入就相对多,反之,人均耕地面积少,农业经营收入就相对少。由于城乡预期收入差异是农民进城务工的最重要驱动力量,人均土地面积越少、农业人均收入水平越低的农村家庭,可能选择进城务工的动力就越强(Zhao, 1999; 陈会广等, 2012)。

其次,相对而言,人均土地面积是一个外生因素。农民承包的土地经营权主要依据《中华人民共和国农村土地承包法》,从所在农村集体经济组织(即所在村)拥有的土地中获得,而一个村的人均土地面积主要取决于所在村的土地总面积和人口规模,不会受到农民对子女教育期望的影响。此外,没有理论表明承包的人均土地面积对义务教育阶段子女的教育期望有直接的影响。

根据以上讨论,我们认为人均土地面积满足作为进城务工的工具变量需要满足的相关性与外生性两个条件,因此,人均土地面积可以作为外出务工的工具变量。我们也在后文的实证分析中对这两个条件进行了检验。

2、IV Probit 估计结果

考虑到进城务工的内生性,我们使用人均土地面积作为进城务工的工具变量进行估计,其IV Probit的估计结果见表3第2列。根据计算,工具变量估计的预测准确率为73.25%,说明模型的拟合程度较好,可信度较高。

表3第2列给出了IV Probit回归中各变量的边际效应。其中,在其他条件不变时,期望子女完成高等教育在进城务工家庭中的概率比非进城家庭高出28.62%,并且在1%的水平上显著。与表3第1列相比,在使用工具变量后,自变量估计值的边际效应上升了16.49%。儿童性别和年龄以及家庭是否关心子女教育的估计结果与表3第1列一致。在控制进城务工的内生性以后,父母教育水平和是否独生等变量不再显著。

为了评估工具变量的有效性,下面我们对IV Probit回归的一阶段结果、工具变量的外生性检验以及检验弱工具变量的F检验结果进行分析,结果见表4。

表4第(1)列汇报了IV Probit回归的第一阶段结果。其中因变量为进城务工,自变量为人均土地面积对数。结果显示,人均土地面积对农民进城务工的影响为负,并且在1%的水平上显著。即人均土地面积的增加,将显著地降低农民进城务工的概率。这一结果表明工具变量的相关性条件得到满足。

表4第(2)列汇报了工具变量外生性检验的结果。我们在表3第1列Probit模型的基础上,进一步控制了人均土地面积,以检验人均土地面积除了通过农民进城务工之外,是否还通过其他途径影响其子女教育期望。如果人均土地面积的系数不显著,表明工具变

① 根据CFPS问卷,本文使用的承包土地数量是指“村里分的土地,即使出租给其他人,也算拥有”。

量只通过农民进城务工对子女教育期望产生影响。此时，人均土地面积的外生性得到满足。反之，如果人均土地面积仍然显著，则表明工具变量还可能通过其他途径影响子女教育期望。表 4 第（2）列结果显示，农民进城务工对子女教育期望的影响仍然显著为正，并且在 1%的水平上显著。而人均土地面积对子女教育期望的影响则不显著，这表明工具变量满足外生性假设。

表 4 工具变量有效性检验

	(1) Ivprobit, First Step	(2) Probit, 工具变量外生性检验
	因变量：是否进城	因变量：教育期望
是否进城(0=非进城组)	——	0.1101*** (0.0312)
人均土地面积对数	-0.0414*** (0.0044)	-0.0074 (0.0047)
儿童性别 (0=女性)	0.0017 (0.0225)	0.0522** (0.0220)
儿童年龄	0.0052** (0.0026)	-0.0074*** (0.0026)
是否独生 (0=非独生)	0.0310 (0.0258)	0.0480* (0.0260)
父亲教育年限	0.0151*** (0.0034)	0.0080** (0.0032)
母亲教育年限	0.0099*** (0.0036)	0.0059 (0.0036)
父亲智力水平	-0.0012 (0.0162)	-0.0158 (0.0159)
父亲理解能力	0.0059 (0.0149)	0.0210 (0.0143)
母亲智力水平	0.0127 (0.0173)	0.0108 (0.0165)
母亲理解能力	-0.0254* (0.0148)	0.0106 (0.0139)
是否为子女教育存款 (0=否)	-0.0297 (0.0278)	0.0036 (0.0283)
家庭是否关心子女教育 (参照组：中立)		
是	0.0800*** (0.0251)	0.0700*** (0.0254)
否	-0.0215 (0.0355)	-0.0833*** (0.0318)
观测值	1,185	
F 检验	10.13	——

注：括号中的数值为稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。已控制省级虚拟变量。第（1）列为 IV Probit 第一阶段估计的系数，第（2）列为 Probit 估计的边际效应。

表 4 第（1）列还汇报了弱工具变量的检验结果。结果显示，当人均土地面积作为工具变量时，第一阶段回归的 F 值为 10.13，高于经验切割点 10，符合识别弱工具变量的斯托克和沃特森法则（斯托克和沃特森，2005），可以说统计上弱工具变量的风险相对较低。

最后，基于人均土地面积是一个有效的工具变量，我们进一步检验了农民进城务工变量的内生性。Cameron 和 Trivedi（2009）介绍了两种在 Probit 的工具变量估计中使用 Wald 检验考察变量内生性的方法，这两种方法的原理相似，在进行估计时，两种检验的结果分别显示在 IV Probit 估计和第一阶段估计结果中。其原假设为 $\rho=0$ ，即自变量是外生的。结果显示，两种方法的 P 值分别为 0.1121 和 0.1157，均不显著。因此，我们有理由认为，在控制了其他变量以后，进城务工变量是外生的。此时，表 3 第 1 列的估计结果是一致的，且 Probit 回归的估计结果比 IV Probit 回归的估计结果更有效。

进城务工变量的外生性表明，在控制了子女独生、父母受教育水平、父母基本能力、

家庭是否关心子女教育、是否为子女教育存款和所在省份等可观测变量带来的样本选择偏误以后，遗漏变量问题和联立性问题的影响并不大。遗漏变量问题主要来自子女过去的成绩。然而，处于义务教育阶段的子女，距离高考还有一定的时间，学习成绩还有提高的空间，因而过去的学习成绩对父母对其教育期望的影响较小。联立性问题则假设子女教育期望影响父母的进城务工决策。但在我国城乡收入差异非常大、农业经营收入相对低下的历史环境下，^①影响农民进城务工决策的关键因素仍然是获得更高的收入，对子女教育的考虑对进城务工决策的影响可能还较弱。正如文军（2001）所指出的，当代中国农村人口依然承担着巨大的生存压力，在生存理性的作用下，大规模进城务工的最根本动因仍然是寻求更高的经济收入。程名望等（2013）利用 2003—2006 年全国农村固定观察点数据的经验研究也支持了这一判断。他们指出，目前我国农民的需求仍主要停留在较低的层次上，经济因素还是影响农民进城务工的首要因素。因此，子女教育期望与进城务工决策的联立性问题并不严重。

综上，根据多项检验结果，可以认为进城务工行为外生于子女教育期望是不能够被拒绝的。在这一情形下，Probit 回归的估计结果是一致的，且相对 IV Probit 估计结果而言更有效。所以我们接受表 3 第 1 列的 Probit 回归结果，并将主要基于这一结果对本文进行总结和讨论。

（三）进城务工影响子女教育期望的作用机制

根据前文的论述，收入提高是进城务工农民提高子女教育期望的一个重要途径，本部分将使用中介效应模型检验这一作用机制。具体的，本文使用 Baron 和 Kenny（1987）提出的逐步法检验收入这一作用机制，即先检验进城务工对子女教育期望的总效应，这一检验已经通过表 3 第 1 列完成；然后检验进城务工对中介变量——父母收入的影响是否显著，最后在同时控制自变量是否进城条件下检验中介变量父母收入对子女教育期望的影响。由于第一步已经完成，接下来将检验后面两步。

表 5 进城务工对收入的影响（OLS）

	因变量：父亲收入		因变量：母亲收入
是否进城 (0=非进城组)	0.5182*** (0.0757)	是否进城 (0=非进城组)	0.4836*** (0.1078)
父亲教育年限	-0.0103 (0.0157)	母亲教育年限	0.0639*** (0.0151)
父亲工作经验	0.0220 (0.0165)	母亲工作经验	0.0715*** (0.0259)
父亲工作经验平方	-0.0008*** (0.0003)	母亲工作经验平方	-0.0011** (0.0005)
观测值	1,185		

注：（1）括号中的数值为稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。（2）已控制省份虚拟变量。

^① 根据国家统计局数据，21 世纪以来，我国城镇居民人均可支配收入一直是农村人均纯收入的 3 倍左右。

在估计进城务工对收入的影响时，除了是否进城以外，根据 Mincer 方程，本文还控制了父母受教育年限和工作经验的二次项以及省份虚拟变量，其中工作经验通过年龄减去 6 再减去受教育年限计算得到。^①表 5 汇报了这一估计结果。从估计结果来看，无论是父亲收入还是母亲收入的估计方程，进城务工变量的系数均显著为正，表明进城务工显著提高了父母的收入，这与我们的假设是一致的。在其他变量方面，工作经验对父母收入的影响呈倒 U 型，母亲的受教育年限对其收入有显著影响，而父亲的受教育年限则对其收入的影响不显著，这可能是因为受教育水平较高的男性农民更倾向于进城务工，进城务工已经较好地捕捉了教育的影响，从而在同时估计进城务工和受教育水平对父亲收入的影响时，父亲受教育年限的估计结果不显著。

表 6 父母收入对子女教育期望的影响 (Probit)

	因变量：教育期望
是否进城 (0=非进城组)	0.1004*** (0.0298)
父亲收入	0.0371*** (0.0099)
母亲收入	-0.0006 (0.0076)
儿童性别 (0=女性)	0.0542** (0.0215)
儿童年龄	-0.0008*** (0.0025)
是否独生 (0=非独生)	0.0461* (0.0257)
父亲教育年限	0.0084*** (0.0032)
母亲教育年限	0.0055 (0.0035)
父亲智力水平	-0.0158 (0.0159)
父亲理解能力	0.0178 (0.0144)
母亲智力水平	0.0098 (0.0170)
母亲理解能力	0.0151 (0.0148)
是否为子女教育存款 (0=否)	-0.0013 (0.0285)
家庭是否关心子女教育 (参照组：中立)	
是	0.0668** (0.0252)
否	-0.0763*** (0.0311)
观测值	1,185
Pseudo R2	0.1715
预测准确率	82.53%

注：(1) 系数为边际效应，括号中的数值为稳健标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。(2) 已控制省份虚拟变量。

表 6 是在表 3 第 1 列的基础上加入父母收入的子女教育期望估计结果。结果显示，在同时控制进城务工和父母收入的情况下，父亲收入变量仍然显著为正，结合表 5 的估计结果，说明进城务工通过影响父亲收入显著影响子女教育期望，即父亲收入提高是进城务工

① 父亲工作年限的均值为 24.63 年，方差为 7.787 年；母亲的工作年限均值为 24.53 年，方差为 8.03 年。

提高子女教育期望的一个重要作用渠道,假设 2 成立。与此同时,在控制父母收入的情况下,是否进城变量仍然显著为正,只是系数较表 3 第 1 列的结果更小,说明农民进城务工行为除了通过父亲收入的增加来提高该家庭的子女教育期望之外,其对子女教育期望的总体效应的剩余部分可能来自社会经历的改变,即农民进城务工行为通过父母社会经历的改变对子女的教育期望产生正向影响。然而,母亲收入对子女教育期望的影响并不显著,结合父母受教育水平对子女教育期望的影响的差异,我们发现,子女教育期望受父亲的影响更大。这可能是由于在大多数农村家庭,乃至流动农民家庭中仍然保留着父亲是一家之主的传统(金一虹,2010),不仅家庭经济的主要来源是父亲的工作收入,而且在家庭事务决策中父亲拥有更多的话语权,而母亲更多地承担起相夫教子的责任。其他变量的估计结果与表 3 第 1 列基本一致。总体而言,假设 2 得到验证,即进城务工通过提高父亲收入进而提高子女教育期望。

(四) 异质性和稳健性检验

为了考察不同地区和不同收入水平的农民家庭进城务工对子女教育期望的影响,并同时检验前述估计结果的稳健性,本文使用表 3 第 1 列的估计方法和控制变量,根据所在省份将样本分为东中西三组,考察不同地区农民进城务工对子女教育期望的影响的异质性,并分别根据父亲和母亲收入水平分为三分位组,代表高收入、中等收入和低收入组,考察不同收入水平农民家庭进城务工对子女教育期望的影响的差异^①。结果见表 7。

表 7 异质性和稳健性检验 (Probit)

(I) 按所在省份分组			
	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
是否进城	0.1147***	0.0239	0.2239***
(0=非进城组)	(0.0413)	(0.0453)	(0.0585)
Pseudo R2	0.2052	0.1040	0.1746
预测准确率	0.8594	0.8462	0.7759
观测值	320	325	540
(II) 按父亲收入分组			
	(1) 高收入	(2) 中等收入	(3) 低收入
是否进城	0.0686**	0.0943***	0.2242***
(0=非进城组)	(0.0339)	(0.0334)	(0.0637)
Pseudo R2	0.1449	0.2269	0.221
预测准确率	0.8575	0.8406	0.7381
观测值	386	389	378

① 东部地区省份包括天津、河北、辽宁、上海、江苏、山东和广东;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括广西、四川、贵州、云南、陕西和甘肃。由于在收入分组后,部分省份在同一收入分组内的进城务工农民样本为 0,从而该省份样本被删除,分组样本之和小于总样本数量,由于被删除的样本数量很小,从而结果不会受到很大影响。

(III) 按母亲收入分组			
	(1) 高收入	(2) 中等收入	(3) 低收入
是否进城	0.069*	0.0856**	0.2519***
(0=非进城组)	(0.0363)	(0.0431)	(0.037)
Pseudo R2	0.1572	0.1867	0.2648
预测准确率	0.8407	0.8028	0.7734
观测值	339	355	406

注：(1) “是否进城”变量的系数为边际效应。括号中的数值为稳健标准误。***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。(2) 已控制省份虚拟变量。(3) 受篇幅所限，本部分仅报告了是否进城务工这一变量的结果。

不同地区农民进城务工对子女教育期望的影响的异质性。从表 7 (I) 的估计结果来看，相对于该地区的农民家庭而言，东部地区和西部地区进城务工农民家庭对子女有更高的教育期望，且西部地区两个群体的这种差异更大，而中部地区的差异则不显著。可能是因为西部地区农民工主要来自该地区农村居民，而西部地区城乡收入差距和城乡居民生活水平差距远高于中东部地区，从而西部地区农民工的城市工作生活经历对其生活方式和教育期望的影响更大。东部地区农民工则主要来自中西部地区，与来源地相比，农民工外出务工所获得的收入更高，经历的城乡差异冲击较大，因而外出务工给该家庭子女教育期望的影响也较大。中部地区的城乡差异相对较小，从而城市工作生活经历对子女教育期望的影响可能不如东西部地区。

不同收入水平组农民的进城务工行为对子女教育期望的影响的差异。表 7 (II) 和 (III) 分别报告了按照父亲和母亲收入三分位分组的估计结果。研究表明，无论是按父亲还是母亲的收入水平分组，在每个收入组内，进城务工对子女教育期望均有显著的正向影响。与此同时，随着收入水平提高，农民家庭与农民工家庭对子女教育期望的差距在缩小，主要是因为收入越高的农民家庭，越可能有更多的教育资源投入于子女教育，对子女的教育期望也越高，这也与假设 2 相一致，即收入增加是进城务工农民提高子女教育期望的重要途径。

总体而言，表 7 的结果表明，我们对进城务工对子女教育期望的影响的估计结果是稳健的。

五、结论和进一步讨论

本文基于 2010 年 CFPS 调查数据，研究农民进城务工对子女教育期望的因果效应，以探究近年来农村地区各级教育入学率和毕业率上升的微观原因。为了识别这一效应，我们将人均土地面积作为进城务工的工具变量，解决进城务工可能存在的内生性问题。本文的基本结论如下：

第一，在控制了子女是否独生、父母特征、家庭是否关心子女教育、为子女教育存款和所在省份、子女性别和年龄等变量下，进城务工家庭期望子女完成高等教育的概率比非进城家庭高出 12.13%，并且在 1%的水平上显著，说明父母进城务工确实提高了对子女的教育期望，假设 1 没有被证伪。为让农民家庭的孩子接受更多更好的教育，提高我国人力

资本积累水平，阻断贫困的代际传递，近年来我国政府实施了一系列推动教育发展尤其是农村地区教育发展的政策，这些宏观政策的实施效果依赖于家庭和父母的参与和配合，积极的支持和消极的应付将产生完全不同的效果。农民离开农村进入城市工作和生活的经历是改变父母对子女的教育理念的一个重要途径，因此，政府创造条件让进城务工农民通过各种方式融入城市现代社会，将可能促进农民家庭教育理念转变，发挥间接提高教育政策实施效果的作用。

第二，父亲收入增加是进城务工提高子女教育期望的一个重要作用渠道，但母亲收入对子女教育期望的影响并不显著，假设 2 被部分证明。进城务工带来的收入水平提高，既是诱导农民家庭改变子女教育期望的一个传导机制，也是农民家庭实现对子女更高教育期望的经济基础。近年来农民和农民工家庭的收入水平不断提高，但对他们中的大多数而言，为让子女接受高等教育所要进行的储蓄和投资仍然是非常昂贵的，因此，坚持和完善我国自 1999 年起开始实行的财政贴息国家助学贷款政策，将为期望自己子女接受高等教育的农民和农民工家庭提供实现愿望的扶助性条件，并将有效提高我国人力资本积累水平。

第三，父母进城务工对子女教育期望的提升作用存在区域性差异。相对于本地区的农民家庭而言，东部地区和西部地区进城务工农民家庭对子女有更高的教育期望，且西部地区差异性更大，而中部地区的差异则不显著。

第四，不同收入水平的父母进城务工行为对子女教育期望影响不同。无论是按父亲还是母亲收入水平分组，在每个收入组内进城务工对子女教育期望均有显著的正向影响，但随着收入水平的提高，农民家庭与农民工家庭对子女教育期望的差距在缩小。这一结果从另一角度支持了本文的假设 2，即收入增加是进城务工农民提高子女教育期望的重要途径。

第五，父母对儿子有更高的教育期望，这也意味着在农村地区子女教育方面的性别歧视仍然较为严重。农村依然存在的子女教育性别歧视现状要得到根本的改变，不仅依赖于父母对知识和教育重要性的认识水平，还依赖于农民家庭收入水平的大幅上升、农村地区和农民家庭社会保障体系的完善等一系列条件。政府应重视目前尚存在的农村家庭子女教育性别歧视问题，并通过严格贯彻落实义务教育制度降低其可能的不良后果。

参考文献：

1. 陈会广、刘忠原、石晓平：《土地权益在农民工城乡迁移决策中的作用研究——以南京市 1062 份农民工问卷为分析对象》[J]，《农业经济问题》2012 年第 7 期。
2. 程名望、史清华、潘烜：《农村剩余劳动力转移的一个动态搜寻模型与实证分析》[J]，《管理评论》2013 年第 1 期。
3. 董强、李小云、杨红萍、张克云：《农村教育领域的性别不平等与贫困》[J]，《社会科学》2007 年第 1 期。
4. 高明华：《父母期望的自证预言效应——农民工子女研究》[J]，《社会》2012 年第 4 期。
5. 谷宏伟、杨秋平：《收入、期望与教育支出：对当前中国家庭教育投资行为的实证分析》[J]，《宏观经济研究》2013 年第 3 期。
6. 韩靓、原新：《我国农民工收入增长因素的实证分析》[J]，《人口学刊》2009 年第 1 期。
7. 何雪松、黄富强、曾守锤：《城乡迁移与精神健康：基于上海的实证研究》[J]，《社会学研究》2010 年第 1 期。
8. 纪韶、李舒丹：《北京市农民工生活方式五年间转变的实证研究》[J]，《人口与经济》2010 年第 2 期。
9. 金一虹：《流动的父权：流动农民家庭的变迁》[J]，《中国社会科学》2010 年第 4 期。
10. 沈亚芳、吴方卫、张锦华、陈林艳：《城乡差异对教育发展的影响——基于 Oaxaca-Blinder 分解技术

的实证研究》[J],《农业技术经济》2013年第7期。

11. 斯托克、沃特森:《经济计量学》[M],王庆石译,大连:东北财经大学出版社,2005年。
12. 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年第9期。
13. 王甫勤:《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年第1期。
14. 文军:《从生存理性到社会理性选择:当代中国农民外出就业动因的社会学分析》[J],《社会学研究》2001年第6期。
15. 文军:《农民市民化:从农民到市民的角色转变》[J],《华东师范大学学报(哲学社会科学版)》2004年第3期。
16. 吴克明、王平杰:《大学毕业生与农民工工资趋同的经济学分析》[J],《中国人口科学》2010年第3期。
17. 吴愈晓:《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》[J],《社会》2012年第4期。
18. 肖富群:《农村独生子女的学校教育优势——基于江苏、四川两省的调查数据》[J],《人口与发展》2011年第2期。
19. 许传新:《家庭教育:“流动家庭”与“留守家庭”的比较分析》[J],《中国青年研究》2012年第5期。
20. 姚先国、黄志岭:《人力资本与户籍歧视——基于浙江省企业职工调查数据的研究》[J],《浙江大学学报(人文社会科学版)》2008年第6期。
21. 张车伟:《人力资本回报率变化与收入差距:“马太效应”及其政策含义》[J],《经济研究》2006年第12期。
22. 张兴祥:《我国城乡教育回报率差异研究——基于CHIP2002数据的实证分析》[J],《厦门大学学报(哲学社会科学版)》2012年第6期。
23. 钟一彪、李娜娜:《外来工子女留守与流动的教育状况比较》[J],《南方人口》2009年第1期。
24. Alessandra, M., and Barban, N., 2012, “The Education Expectations of Children of Immigrants in Italy”[J], *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol.643, No. 1: 78-103.
25. Baron R M, Kenny D A. 1987, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations” [J]. *Journal of Personality & Social Psychology*, vol.51, No.6:1173-1182.
26. Blake, J., 1981, “Family Size and the Quality of Children”[J], *Demography*, Vol. 18, No. 4: 421-442.
27. Cameron, A.C. and Trivedi, P.K., 2009, “Microeconometrics Using Stata”[M], Texas: Stata Press.
28. Cynthia, F., 2006, “Beyond the Family: The Influence of Remigration Group Status on the Education Expectation of Immigrants’ Children”[J], *Sociology of Education*, Vol. 79, No. 4: 281-303.
29. Lewis G.J., 1982, “Human Migration”[M], London: Groom Helm.
30. Oettingen, G., 2000, “Expectancy Effects on Behavior Depend on Self-regulatory Thought”[J], *Social Cognition*, Vol. 18, No. 2: 101-129.
31. Oettingen, G., and Mayer, D., 2002, “The Motivating Function of Thinking About the Future: Expectations Versus Fantasies”[J], *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 83, No. 5: 1198-1212.
32. Schultz, T.P., 1993, “Investments in the Schooling and Health of Women and Men: Quantities and Returns”[J], *The Journal of Human Resources*, Vol. 28, No. 4: 694-734.
33. Stephanie, A.B, Monica, K.J, and Bridget, K.G., 2006, “College Aspirations and Expectations among Latino Adolescents in the United States”[J], *Social Problems*, Vol. 53, No. 2: 207-225.
34. Zhao, Y., 1999, “Leaving the Countryside: Rural-To-Urban Migration Decision in China”[J], *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 2: 281-286.

(G)