

留守对农村儿童青少年社会适应的影响:倾向值匹配的比较分析*

侯珂¹ 刘艳² 屈智勇³ 蒋索^{2,4}

(1. 北京师范大学文科学报, 北京 100875; 2. 北京师范大学发展心理研究所, 北京 100875;

3. 北京师范大学社会发展与公共政策研究院, 北京 100083;

4. 温州医科大学环境与公共卫生学院心理学系, 温州 325035)

摘要:以河南和陕西两省 3812 名 4~9 年级农村学生为研究样本, 考察其在抑郁、自尊、问题行为、幸福感、未来压力感知及人际关系方面的社会适应状况, 并运用倾向值匹配方法探讨了父母外出务工对其产生的影响。结果发现, 在倾向值匹配之前, 双亲外出务工的留守儿童在未来压力感知、抑郁和幸福感 3 方面的适应状况均比非留守儿童差, 在师生关系上得分高于非留守儿童; 单亲外出务工的留守儿童感知到的未来压力及抑郁水平也显著高于非留守儿童。经过倾向值匹配处理后, 双亲外出务工留守儿童的幸福感仍显著低于非留守儿童, 单亲外出务工留守儿童的未来自压力感知也高于非留守儿童, 但其他方面的差异不再显著。研究结果提示对于留守与非留守儿童存在的社会适应差异不能完全归咎于父母的外出务工状态。

关键词:留守儿童; 社会适应; 心理健康; 倾向值匹配

1 问题提出

改革开放以来, 伴随着我国迅速的城市化进程, 农村大量剩余劳动力不断向城市转移。但由于城乡户籍隔离等体制性原因, 造成进城农民工在福利、医疗和就学等方面无法享受市民待遇, 同时为了降低生活成本, 大部分农民工不得不将子女留在家乡。留守儿童正是指因父母双方或一方外出而被留在户籍所在地, 不能和父母双方共同生活在一起的未成年儿童青少年(段成荣, 周福林, 2005)。据推算, 目前全国农村留守儿童数量已达 6102.55 万, 占农村儿童总数的 37.7%, 占全国儿童总数的 21.88% (全国妇联课题组, 2013)。大量留守儿童面临着父母缺失的成长环境, 在健康安全、教育和心理健康等方面都可能存在隐忧。这一问题也具有长期性、复杂性和紧迫性的特点, 逐渐成为近年来社会和学术界高度关注的热点。

由于缺乏父母情感支持和教养监管, 留守儿童在身心发展中存在诸多潜在危险, 可能对他们的成长产生各种消极影响, 因此心理学研究者特别关注该群体的社会适应状况。社会适应是指社会环境发

生变化时, 个体的观念、行为方式随之而改变, 使之适应所处的社会环境的过程(林崇德, 杨治良, 黄希庭, 2003)。由于在研究中社会适应与心理健康、心理适应在很多指标上是互相重叠的, 所以本文对社会适应和心理健康两个概念不做进一步区分(曾守锤, 李其维, 2007; 熊猛, 叶一舵, 2011)。实证研究发现, 在外化问题行为上, 留守儿童在违法违纪行为、多重问题行为、健康风险行为上的发生率显著高于一般儿童(刘霞, 范兴华, 申继亮, 2007; 范兴华, 方晓义, 2010; Wen & Lin, 2012); 在情绪体验上, 留守儿童有更强的孤独感(孙晓军, 周宗奎, 汪颖, 范翠英, 2010; 张连云, 2011; 凌辉等, 2012), 更高的抑郁状态(高文斌, 2007; 范兴华, 方晓义, 刘勤学, 刘杨, 2009), 较低自尊的水平(郝振, 崔丽娟, 2007; 范兴华等, 2009; 宋淑娟, 张影, 2009); 在人际适应上, 留守儿童的师生关系比一般儿童较差(姚计海, 毛亚庆, 2008), 同伴关系中表现出更多的友谊冲突或背叛(孙晓军等, 2010), 更高的同伴拒绝和更低的同伴喜欢(张连云, 2011)。

但另一些实证结果认为留守儿童与非留守儿童在社会适应的某些方面差异并不显著。例如, 范兴

* 基金项目: 国家科技支撑计划项目(2012BAI36B03)。

通讯作者: 刘艳, E-mail: yan.liu@bnu.edu.cn

华等人(2009)研究发现留守儿童与一般儿童在问题行为上没有显著差异,赵景欣和刘霞(2010)发现不同留守类别的儿童在反社会行为得分上也不存在区别。与非留守儿童相比,留守儿童的主观幸福感(张丽芳,唐日新,胡燕,徐德森,2006;陈亮,张丽锦,沈杰,2009)和生活满意度(Wen & Lin, 2012)并不显著偏低。在友谊质量及社交地位(凌辉等,2012)、抑郁水平上(赵景欣,刘霞,2010)也存在相反的实证结果。依据此类研究结果则可以认为,过分夸大留守儿童存在的问题,直接给他们贴上“问题儿童”的标签是不恰当的。

这些相互矛盾的结果,无法为政策制定和教育实践提供确定的结论。究其原因,部分是源于测量工具的不同,但更主要是由于研究样本选取的差异。以往多数实证研究最大的问题就是忽略了父母外出务工的选择性偏差(selection bias)。所谓选择性偏差,是指“干预之前干预组和控制组就会在对所研究的结果造成影响的一些方面有所不同”(Guo & Fraser, 2010),如果将父母外出视为一种“干预”,在此之前农村留守儿童群体在诸多方面就可能与非留守儿童群体存在差异,这些差异不仅影响了父母外出务工的决策,也与儿童的社会适应状况存在一定的关联。家庭和父母因素,儿童自身特征乃至社区、学校或地域特点,都可能成为产生选择性偏差的混淆变量。例如,父母外出务工的家庭社会经济地位或许偏低,而家庭社会经济地位对儿童社会适应又存在正向相关(Conger, Ge, Elder, Lorenz, & Simons, 1994; McLoyd, 1998),忽略此类因素产生的内生性问题会对评估结果带来偏差。另一方面,对留守儿童如何界定,也会影响研究样本的选取。学术界严格的标准是父母双方都外出才被认定为留守儿童,而宽泛的标准是只要父母有一方外出务工即可被认定。然而,父母双方外出务工和父母单方外出务工对其子女的影响可能存在明显差异。即便同样是单亲外出务工家庭,父亲或母亲留守产生的作用也是不同的(Wen & Lin, 2012),例如,最近一项对留守儿童学习成绩的追踪分析就指出,父亲外出务工对子女成绩并无显著影响,但母亲外出务工则会带来显著的负效应(郑磊,吴映雄,2014)。在以往采取宽泛界定的许多研究中,此类样本的异质性通常也被忽视了。

为了获得更为准确有效的比较结果,采用倾向值匹配(propensity score matching)方法或许是一条可行的途径。倾向值匹配是在“反事实推断模型”

框架下,结合了Rosenbaum和Rubin(1983)统计学与Heckman(1978)计量经济学两方面传统,对非实验数据进行干预效应评估的一类方法(Guo & Fraser, 2010)。该方法的基本步骤是:首先将产生选择偏差的混淆变量通过纳入回归模型(logistic和probit)或机器学习(boosting算法,McCaffrey, Ridgeway, & Morral, 2004),估计出个体进入“处理组”(在本研究中即是成为留守儿童)的条件概率,也就是倾向值。获得倾向值后,以此为标准寻找与每个留守儿童最为接近的非留守儿童加以匹配,从而达到“处理组”和“对照组”之间的平衡。在此基础上便可以像使用随机化试验获得的样本那样对“处理作用”进行统计推断。除了匹配之外还有多种倾向值处理方法,如按倾向值分层后在每个层次内探索因果关系,或将倾向值作为权重纳入回归分析模型(inverse probability of treatment weight, IPTW)。总之,基于样本匹配下的因果推论,由于控制了倾向值,会很大程度上降低选择性偏差对统计比较可靠性的影响。历经30余年发展,倾向值匹配已被广泛应用于经济学、生物学、医学和社会学等领域(Guo & Fraser, 2010),近年来在发展心理学界也渐受重视(Foster, 2010; Monahan, Lee, & Steinberg, 2011; Nagengast, Marsh, Chiorri, & Hau, 2014)。涉及留守儿童问题的研究中,教育经济学领域学者已开始使用该方法重新审视留守状态对儿童学业成就发展的影响(梁文艳,2010;陶然,周敏慧,2012)。

本研究将在较大样本量基础上,以抑郁、自尊、问题行为、主观幸福感、未来压力感知、师生关系以及同伴关系为具体指标,运用倾向值匹配方法分析留守儿童与非留守儿童在社会适应上存在的差异,以期更为准确地评估父母外出务工对儿童社会适应的影响。本研究假设:与整个非留守农村儿童群体相比,留守儿童(尤其是双亲外出务工群体)的社会适应状况明显较差。如果与混淆变量(社区、家庭背景因素和个体其他特征)倾向值匹配的非留守儿童样本对比,两者之间在社会适应指标上的差异会有所缩小,但父母外出务工仍会在社会适应的某些方面对儿童青少年带来不良影响。

2 研究方法

2.1 样本

选取河南和陕西两省3县17所农村学校4~9年级的儿童青少年共计4021人,由于不完整的家庭

结构会严重影响个体的社会适应,研究排除了父母离婚、去世和入狱的被试 209 名。最终样本共 3812 人,其中包括 1886 名小学生和 1926 名初中生(4 年级 11.9%,5 年级 17.6%,6 年级 19.5%,7 年级 21.3%,8 年级 15.7%,9 年级 14.0%),女生 1864 人,男生 1948 人,年龄在 7.9~18.5 岁之间($MD = 12.7, SD = 1.9$)。父母均在农村家中居住的非留守儿童 2355 人(61.8%),留守儿童 1457 人(38.2%)。在留守儿童中,父母双方外出务工(回家间隔时间在三个月以上)的 483 人,父母单方外出务工的 974 人(其中母亲外出务工 78 人,父亲外出务工 896 人)。该数据与全国妇联(2013)近期对我国农村留守儿童占比 37.7% 的推算大致接近。

2.2 测量

2.2.1 自尊

采用 Rosenberg(1965)的整体自尊量表(Self-Esteem Scale, SES)评定青少年关于自我价值和自我接纳的总体感受,此量表由 5 个正向计分和 5 个反向计分的条目组成,5 点计分,被试根据项目描述与自身的符合程度,回答从“非常不符合”到“非常符合”。计算各项的平均分,总分越高说明自尊水平越高。该量表国内外应用广泛(汪向东,王希林,马弘,1999),在本研究中内部一致性信度为 0.74。

2.2.2 抑郁

采用 Kovacs(1992)编制的儿童抑郁调查量表(Children's Depression Inventory, CDI;刘凤瑜,1997)的 10 题简版形式(CDI-S)。该量表用于测量抑郁的不同症状,如睡眠困难、胃口不好、自杀意念等。每个项目由关于同一内容的三个描述句组成,这三个描述句分别反映了正常反应、中度抑郁症状和严重抑郁症状,分别记为 0 分、1 分、2 分,总分 0~20 分。计算在 10 个项目上的总分,分数越高,表明抑郁症状越严重。本研究中该量表内部一致性信度为 0.75。

2.2.3 问题行为

采用屈智勇(2005)编制的青少年成长中的负向事件问卷,用以评价儿童青少年成长过程中的问题行为,共 23 个项目,按照问题行为的性质,分为轻度(如不完成作业、抄作业等)和重度问题行为(如离家出走、进出成人娱乐场所、偷骗别人的财物等)两个维度,内部一致性信度分别为 0.83 和 0.81,验

证性因素分析发现, $RMSEA = 0.06, CFI = 0.91, GFI = 0.95, NFI = 0.91, NNFI = 0.90$,本研究中平均两维度分数作为青少年问题行为的指标。

2.2.4 未来压力知觉

取自 Seiffge-Krenke(1995)的问题问卷(Problem Questionnaire),该问卷考察了青少年阶段在人际、学业、自我等 7 个方面典型和突出的日常压力源。研究选取了其中未来方面(problem with future)维度,该维度共 8 个项目,主要考察了青少年对日后的生活、学业和成就等方面产生的焦虑和感知到的压力(例如,“你不能找到工作”),4 点计分,要求被试从“不担心”到“非常担心”对题项进行评定,分别记作 1~4 分。研究中内部一致性信度为 0.88。

2.2.5 幸福感

研究使用单一题目测量儿童的总体幸福感,要求被试对“总体来说,你觉得你生活的幸福吗?”做出回答。其中 0 表示非常不幸福,10 表示非常幸福。分数越高,表明个体自我感觉越幸福。该测量方法在研究中应用较多(Lyubomirsky, King, & Diener, 2005),Abdel-Khalek(2006)报告一周后重测信度为 0.86。

2.2.6 师生关系

采用 Pianta 编制,王耘等(2002)修订的师生关系问卷,用于学生来评价自己与班主任老师的关系。问卷共有 28 个项目,5 点计分,从“非常不符合”到“非常符合”,分别记作 1~5 分。分为亲密性、冲突性和支持性 3 个维度,问卷具有较好的信效度,各项目载荷均在 0.34 以上。各维度的内部一致性信度在 0.74~0.81 之间, $RMSEA = 0.04, CFI = 0.96, GFI = 0.95, NFI = 0.95, NNFI = 0.95$ 。在本研究中,对冲突性维度反向计分后,加合亲密性、支持性两维度分数,平均后作为师生关系状况的指标,得分越高,表明师生关系越好。

2.2.7 同伴关系

取自邹泓(1999)的社会支持问卷,用于评价儿童感知的同伴社会支持程度。问卷包括了积极同伴和消极同伴支持两个分问卷。消极同伴支持包括了个体感知到的朋友间存在的惩罚和冲突方面的 6 个题目。积极同伴支持则主要包括了个体感知到的朋友间关心与帮助、肯定价值、陪伴和亲密感等内容,共 12 个题目。两个分问卷在本研究中的内部一致性信度分别为 0.89 和 0.73。

2.2.8 控制变量

本研究还调查了一系列估计父母外出务工倾向值的控制(混淆)变量。其中个体变量包括了(1)年龄;(2)性别(男=1,女=0);(3)父母外出务工前儿童的健康状况:是否患有慢性病,是否长期身体不适。家庭变量包括了(1)母亲受教育程度,按“没有上过学”、“小学”、“初中”、“高中”、“中专/职高”、“大专”、“本科”和“研究生”8个类别赋予教育年限值;(2)家庭饮食营养状况,儿童报告的每周奶制品、肉制品和蛋类摄入量(从“没有”到“每天都吃”6点计分)3个项目加合;(3)家庭居住空间情况:是否有独立床、是否有独立房间;(4)父母对子女的教育期望,按父母对子女的学业期望(从“小学毕业”到“研究生毕业”8个教育层次)转换为相应的年限赋值;(5)是否参加课外班。学校和班级特征包括(1)所在班级大小;(2)小学虚拟变量(小学=1,初中=0);(3)学校教师流动性,依据该校学生报告的近一年来教师更换频率(从“经常换”到“没有换”4点计分)获得学校层面聚合分数;(3)对学校环境满意度,依据该校学生对学校环境的满意程度评分(从“满意”到“非常不满意”6点计分)获得学校层面聚合分数;(4)对学校的喜爱程度,依据该校学生对“是否喜欢现在的学校”项目的评分(从“不喜欢”到“很喜欢”5点计分)获得学校层面聚合分数。社区变量则包括了(1)儿童所在县域(设置了2个虚拟变量);(2)社区的治安情况,由儿童对半年内居住地附近盗窃、斗殴、赌博、抢劫、诈骗、拐卖人口、强奸和杀人8类违法犯罪事件是否发生加以报告,分别计以0和1,加总后作为社区治安状况指数。

2.3 数据分析方法

2.3.1 倾向值匹配

PSM是模拟随机化实验数据,将“实验组”和“控制组”依据倾向值进行匹配,以求减少处理效应的偏差估计。为获得有效的倾向值,首先应对进入预测模型的混淆变量予以筛选。对于“留守”这一选择,预测模型中的混淆变量应该是外生变量,即纳入影响父母外出务工(“实验处理”)和子女社会适应(结果变量)的变量,排除某些受父母外出影响的变量。实际研究中,有的学者标准则相对灵活,纳入了更广泛的相关变量(Guo & Fraser, 2010),但一些明显受到父母外出选择影响的变量,如“是否在学校寄宿”,则不应纳入倾向值的预测模型。基于这

一标准,本研究将2.2.8中介绍的一系列控制变量同时纳入logistic回归方程,计算出预测每个样本是否接受“处理”(即父母外出务工)的概率值 P ,并根据Guo和Fraser(2010)的建议以 $\log((1-P)/P)$ 作为倾向值。

在获得倾向值后即可根据它们对“处理组”和“控制组”进行匹配。匹配需要在共同支撑区域(common support region)内进行,以排除某些不存在良好匹配的被试。本研究选取了两种最常用的匹配方法:不放回的半径内最近邻匹配法(nearest neighbor matching within caliper with no replacement)和核匹配法(kernel matching)。前者是一对一匹配方法,要求匹配时不重复抽取“控制组”被试(非留守儿童)与最相似的“实验组”被试(留守儿童)匹配。研究中半径取值为0.1,低于0.25个标准差的标准。核匹配则是通过对所有“控制组”被试计算结果变量的加权平均值,将其与“实验组”进行比较,这是一种一对多的匹配办法,保留了更多样本信息。

2.3.2 多重填补

由于研究样本较大,不可避免地有缺失值存在(不同变量缺失介于0.2%~7%之间)。虽然大部分变量缺失低于3%,但由于估计倾向值的logistic回归取用个案的自变量必须完整,在变量数较多条件下传统方法将删减近24%的被试,极大地损失了有效信息。对此,研究采用了Rubin(1987)的多重填补方法(Multiple imputation, MI)来处理缺失值并汇总统计结果。近年来MI逐渐成为社会科学研究中最常用的缺失值处理方法(Graham, 2009; Enders, 2010)。与单一填补不同,MI基于贝叶斯估计,可对每个缺失值依据估计的概率分布填补多个数值,形成多个完整数据集(data set)。接下来对每个数据集进行常规分析,再依据Rubin提出的规则,保留数据集内和数据集间变异获得参数估计和自由度,进行显著性判断。虽然一般认为MI中只要生成5个数据集就基本满足分析要求,但为了追求更稳健的分析结果(StataCorp, 2013)研究生成了100个数据集。

由于倾向值匹配分析包括了倾向值估计、处理-控制组匹配和统计比较三个步骤,如何与MI结合尚未存在通行的程序。常见有两种方法,其一是先对每个MI的数据集分别估计倾向值、匹配样本并进行参数估计,最后汇总每个MI数据集的

统计结果 (Monahan, Lee, & Steinberg, 2011); 另一种是获得所有数据集的倾向值估计后取其平均, 再以平均倾向值对各数据集进行匹配和统计分析, 最后加以汇总。有研究认为后者能更好地降低混淆变量存在缺失值产生的偏差 (Mitra & Reiter, 2012), 基于此本研究采用后一种分析流程。数据整理和分析在 STATA 12 中完成, 其中倾向值匹配和多重填补具体程序为 psmatch2 和 mi。

3 研究结果

3.1 平衡性检验

通过平衡性检验 (balancing test) 是应用倾向值匹配首先要满足的前提条件, 该检验主要考察了匹配是否能平衡相关混淆变量的分布, 要求“处理组”和“控制组”的混淆变量在匹配后不存在系统差异 (Caliendo & Kopeinig, 2008)。从综合的平均倾向值来看 (见图 1), 最近邻匹配之前, 其概率分布在两类留守儿童与非留守儿童之间差异较大, 而匹配之后两组儿童在倾向值上的概率分布趋于一致。另一方法则是检查匹配前后混淆变量对处理效应提供的预测能力, 即考察 logistic 回归的 Pseudo R²。在本研究中, 匹配前的 Pseudo R² 约为 0.13, 匹配后则降至 0.01 以下, 说明经过倾向值匹配后, 混淆变量几乎不能再对处理效应提供新的信息, 总体的平衡检验因此可以通过。

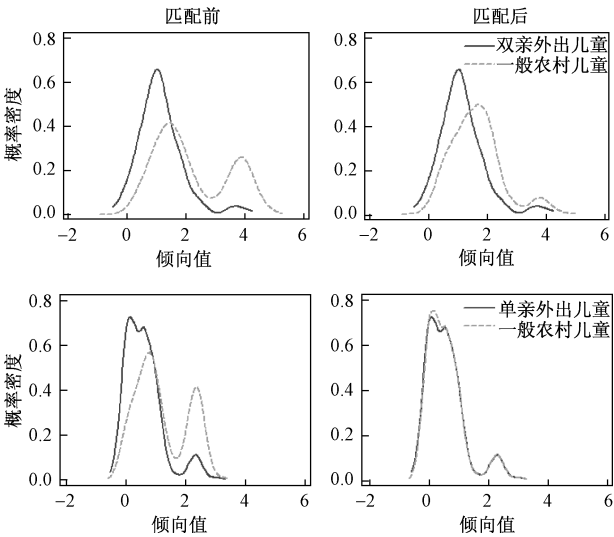


图 1 最近邻匹配前后倾向值分布对比

注: 上栏为双亲外出儿童和非留守儿童匹配前后倾向值概率分布对比, 下栏为单亲外出儿童和非留守儿童匹配前后倾向值概率分布对比。

对于预测倾向值的具体混淆变量的平衡检验则主要是考察标准化偏差 (standardized bias) 和 *t* 检验, 据 Caliendo 和 Kopeining (2008) 的建议, 匹配后的两样本标准化偏差应在 5% 以下, 且在匹配后限定的样本比较中, 各混淆变量在“控制组”和“处理组”间的 *t* 检验应不再显著。本研究基本满足这两项要求 (表 1), 核匹配方法的平衡性检验结果相对更好。

表 1 处理组和控制组平衡性检验结果

	双亲外出务工儿童 - 非留守儿童			单亲外出务工儿童 - 非留守儿童		
	匹配前 SB(<i>t</i>)	最近邻匹配 SB(<i>t</i>)	核匹配 SB(<i>t</i>)	匹配前 SB(<i>t</i>)	最近邻匹配 SB(<i>t</i>)	核匹配 SB(<i>t</i>)
县虚拟变量 1	-0.16(-12.95***)	0.00 (0.28)	0.00 (0.00)	-0.64(-15.12***)	0.00 (0.00)	0.00 (0.05)
县虚拟变量 2	-0.79(-3.12**)	-0.02 (-0.00)	0.00 (0.02)	-0.46(12.66***)	-0.02 (-0.46)	-0.02 (-0.36)
小学虚拟变量	0.01(0.27)	0.00 (0.00)	0.02(0.37)	-0.00(-0.08)	-0.02(-0.36)	-0.02(0.37)
社区治安状况	-0.06(-1.13)	0.01 (0.10)	-0.00 (-0.03)	-0.05(-1.42)	-0.05 (-1.11)	-0.03 (-0.36)
母亲教育水平	0.01(0.18)	0.00 (0.05)	-0.01(-0.20)	-0.23(-6.09)	-0.05 (-1.07)	-0.02(-0.38)
独立房间	-0.21(-4.15***)	-0.03 (-0.43)	-0.01 (-0.15)	-0.36(-9.57***)	-0.02 (-0.32)	0.01 (-0.16)
独立床	-0.20(-4.20***)	-0.05 (-0.81)	-0.03 (-0.52)	-0.34(-9.30***)	0.01 (0.11)	0.01 (0.16)
饮食营养水平	-0.11(-2.17*)	-0.04 (-0.60)	-0.00 (-0.03)	-0.15(-3.76***)	-0.03 (-0.59)	-0.01 (-0.15)
父母教育期望	0.03(0.61)	0.06(0.86)	0.01 (0.14)	-0.08(2.04*)	0.02 (0.52)	0.01 (0.10)
班级大小	0.16(2.98**)	-0.05 (-0.73)	0.02 (0.36)	0.21(5.45***)	-0.00 (-0.00)	0.01 (0.31)
学校环境	0.20(3.66***)	-0.01 (-0.19)	-0.00 (-0.04)	0.19(4.66***)	-0.03 (-0.67)	-0.02 (-0.51)
学校态度	-0.18(-3.22***)	0.03 (0.38)	0.02 (0.30)	-0.17(-4.14***)	0.05 (1.06)	0.02 (0.46)
教师流动性	0.20(3.79***)	0.02 (0.26)	0.02 (0.28)	0.42(11.40***)	0.02 (0.37)	0.02 (0.37)
年龄	-0.01(-0.13)	-0.04(-0.58)	-0.02(-0.24)	0.06(1.54)	0.04 (0.94)	0.02 (0.51)
性别	-0.01(-0.14)	0.00 (0.00)	0.03(0.45)	0.01(0.31)	0.03(0.68)	0.02(0.45)
慢性病	0.14(2.88**)	-0.05 (-0.73)	-0.03 (-0.52)	0.09(2.44*)	0.01 (0.28)	0.01 (0.24)
长期身体不适	0.18(3.74***)	-0.04 (-0.57)	0.01 (0.14)	0.13(3.33**)	0.03 (0.66)	0.01 (0.28)
接受课外辅导	0.18(3.97***)	-0.02 (-0.36)	-0.01 (-0.07)	0.05(1.25)	-0.04 (-0.82)	0.02 (0.03)

注: * *p* < 0.05, ** *p* < 0.01, *** *p* < 0.001。最近邻匹配法, 具体指不放回的半径内最近邻匹配法; *t* 表示 *t* 检验估计, SB 表示标准化偏差 (standardized bias), 表中黑体数值表示匹配后其绝对值比匹配前有所降低。

3.2 父母双方外出对儿童社会适应的影响

研究首先分析了严格意义上的“留守”状态,即父母双方外出务工对儿童社会适应的影响。一般回归分析发现(表2),非留守儿童和双亲外出务工的留守儿童主要在抑郁、主观幸福感、未来压力感知上存在显著差异。其中,双亲外出务工的留守儿童的抑郁状况、未来压力感知明显高于非留守儿童,其主观幸福感明显低于非留守儿童,在师生关系方面,双

亲外出务工的留守儿童评分则高于非留守儿童。经过匹配后重新分析,则发现两者间在抑郁、未来压力感和师生关系上的差异变得不再显著,但双亲外出务工的留守儿童的幸福感仍然显著低于非留守儿童,且两种匹配方法的结果也一致。研究还进一步区分了性别和初中—小学样本,但表2呈现的结果模式基本没有变化。

表2 双亲外出务工对农村儿童社会适应的影响

	OLS		最近邻匹配		核匹配	
	B(SE)	t	B(SE)	t	B(SE)	t
抑郁	0.06(0.01)	4.29 ***	0.02(0.02)	1.17	0.03(0.02)	1.73
自尊	-0.04(0.03)	-1.27	0.00(0.04)	0.03	-0.02(0.04)	-0.57
问题行为	-0.00(0.02)	-0.13	-0.01(0.02)	-0.36	0.01(0.02)	0.25
主观幸福感	-0.75(0.14)	-5.46 ***	-0.40(0.20)	-2.11 *	-0.58(0.17)	-3.50 ***
未来压力感知	0.12(0.04)	2.81 **	0.06(0.05)	1.06	0.01(0.05)	0.13
师生关系	0.07(0.03)	2.01 *	0.07(0.05)	1.44	0.07(0.04)	1.85
同伴积极支持	0.04(0.04)	0.92	0.08(0.05)	1.46	0.07(0.05)	1.45
同伴消极支持	0.03(0.04)	0.90	-0.01(0.05)	-0.27	0.00(0.04)	0.02
N(双亲外出儿童)	483		475		481	
N(非留守儿童)	2355		475		2355	

注:参数估计根据多重填补生成的100个数据集按Rubin规则合成。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$,下同。

3.3 父母单方外出对儿童社会适应的影响

表3可见,一般回归分析发现,相对于非留守儿童,单亲外出务工的留守儿童在抑郁状况、未来压力感知上都显著较高。留守儿童感知到的同伴消极支持高于非留守儿童,统计上边缘显著。经过匹配后重新分析,则发现除了未来压力感知仍然差异显著外,抑郁和同伴消极支持在不同的匹配方法下,其差异都

变得不再具有统计意义。分别对不同性别和初中—小学样本分析后发现,其结果模式与表3所呈现的没有明显变化。此外,研究还进一步区分了父亲外出务工和母亲外出务工两类样本,在父亲外出样本中,依然呈现出与表3近乎一致的差异模式,但在母亲外出的样本中,匹配前后均未发现该类儿童与非留守儿童在各项社会适应指标上存在明显差异。

表3 单亲外出务工对农村儿童社会适应的影响

	OLS		最近邻匹配		核匹配	
	B(SE)	t	B(SE)	t	B(SE)	t
抑郁	0.03(0.01)	2.79 **	-0.01(0.01)	-0.60	0.00(0.01)	0.01
自尊	-0.04(0.02)	-1.64	0.03(0.03)	1.16	0.04(0.02)	1.49
问题行为	-0.00(0.01)	-0.04	-0.02(0.02)	-1.32	-0.02(0.02)	-1.03
主观幸福感	-0.17(0.10)	-1.61	0.20(0.13)	1.54	0.16(0.11)	1.43
未来压力感知	0.16(0.03)	5.03 ***	0.10(0.04)	2.63 **	0.10(0.03)	2.85 **
师生关系	-0.00(0.03)	-0.08	0.04(0.03)	1.37	0.03(0.03)	0.91
同伴积极支持	-0.02(0.03)	-0.60	0.07(0.04)	1.79	0.06(0.03)	1.77
同伴消极支持	0.05(0.03)	1.93	-0.01(0.03)	-0.23	-0.01(0.03)	-0.19
N(单亲外出儿童)	974		974		973	
N(非留守儿童)	2355		974		2355	

4 讨论

研究利用河南、陕西两省三县的调查数据发现,相对于非留守儿童,双亲外出务工的农村儿童有更高的抑郁状态、更低的主观幸福感得分,也感知到更高的未来压力,师生关系也更好。相对于非留守儿童,单亲外出务工的农村儿童则有更高的抑郁状态、感知到更高的未来压力。在通过倾向值匹配处理内生性偏差后发现,双亲外出的儿童的主观幸福感得分相较非留守儿童仍然显著较低,单亲外出的儿童则在未来压力感方面明显高于非留守儿童;

可以看出,在匹配之前,较之非留守儿童,留守儿童在多个社会适应指标上都处于明显劣势,双亲外出的儿童情况尤为严重,这与以往很多研究的结论是一致的(高文斌, 2007; 范兴华, 方晓义, 刘勤学, 刘杨, 2009; 范兴华, 2011; 张莉, 申继亮, 2011)。但是,在经过匹配后这些留守儿童与非留守儿童在某些社会适应指标上的差距变得并不明显了,留守状态导致了儿童某些不良情绪体验增加,但并未加剧其在内外化问题行为等方面的社会适应不良。这在一定程度上验证了研究的推测,农村留守与非留守儿童在社会适应上出现的某些差异的确存在选择性偏差。在本研究中,可以估计父母外出务工的家庭在家庭经济地位,父母对子女教育期望、居住地环境状况、所在学校条件以及儿童自身的长期身体状况等方面原本就处于相对劣势,这其实才是导致留守儿童抑郁等消极指标较高的关键因素,同时也是父母背景离乡外出务工的一个重要动因。以往的研究往往忽略了此类因素带来的内生性问题,自然可能夸大留守状态带来的直接影响。这提示我们,不能将留守儿童的社会适应性问题简单归咎于父母的外出,不仅要关注其父母外出务工这一状态的直接影响,还有必要细致探究和分析导致其父母外出务工决策背后的深层次因素,明确这些因素才有可能设计更好的干预方案,采取更有针对性的措施来促进留守儿童的心理健康和社会适应。

当然,研究也没有完全排除父母外出务工这一选择为子女带来的负面影响,而且还发现单亲外出和双亲外出务工两类选择对农村儿童所造成的影响是不尽相同的。在匹配条件下,双亲外出务工进一步降低了儿童的主观幸福感,单亲外出则没有此种效应。出现这一差异的主要原因可能是母亲角色缺失。个体幸福感最重要的一个决定因素是社会支持(Ryan & Deci, 2001)。在儿童和青少年早期,父母

是子女最基本的社会支持源,在中国农村环境下,母亲作为主要抚养者也提供了大部分的情感性支持(刘霞, 赵景欣, 申继亮, 王兴华, 2007)。在本研究中 92% 的单亲外出务工家庭,母亲都留在了子女身边,从而提供了必要的情感性支持。双亲外出的家庭则由于母亲的缺位,导致这一关键的社会性支持源消失,必然显著降低其子女的主观幸福感体验。

单亲外出务工让留守儿童感知到的未来压力更高,增加了他们对自己将来学习、工作和家庭生活的怀疑和忧虑。这或许是留守在家的一方父母与儿童过度沟通带来的消极结果。留守在家的父母亲或将自己社会弱势地位的体验感知、另一方父母外出务工的艰辛工作生活经历、以及对子女的期望等频繁地灌输给子女,自然会提升这类儿童对未来期望的压力性体验。对于境遇相当的一般农村家庭,虽然父母同样存在这种劣势感知,但消极的沟通大多会局限在夫妻之间,以相对间接的方式影响子女(Conger et al, 1994; McLoyd, 1998);双亲外出的儿童则完全缺乏这类亲子沟通机会,进而较少从这一途径加剧他们的未来压力体验。需要澄清的是,从简单的回归系数(表 2)可以看出,双亲外出务工的留守儿童同样感知到较高的未来生活压力,只是这种压力是其他各种背景变量造成的,与那些和他们情况类似的非留守儿童没有明显差异。以上对单亲外出务工的结果分析主要是基于父亲外出这类留守儿童,而研究在匹配前后都未发现母亲单独外出对留守儿童的社会适应有明显影响。该结果与 Wen 和 Lin(2012)的研究并不一致,她们发现母亲单独外出给子女带来的影响甚至比双亲同时外出还严重。这可能是由于在 Wen 和 Lin 的研究中各类型儿童的比例更为平衡,而本研究的取样中母亲单亲外出务工的个案相对较少(只占到了单亲外出的 8%,和非留守儿童相比则更少),增加了犯第二类错误的可能,这有待于今后积累更多的实证数据来再次检验。

本研究也存在一定的不足,由于问卷调查设计的局限,难免还会遗漏一些关键的背景变量,这些未被测查的因素同样会影响父母的外出决策,导致现有倾向值匹配分析结果的可靠性受到一定的质疑(omitted variable bias)。另外,即使研究所涉及的背景变量涵盖了两类儿童家庭异质性的主要方面,仍无法排除留守状态与子女社会适应状况两者的双向因果关系(reverse causality),即儿童原有的社会适应状况本身会反向干扰父母外出的决策。基于横断

面数据的本研究对此无法做出准确评估,后续研究可以寻找适当的工具变量(instrumental variable)或者通过追踪调查加以验证。最后,本研究还未能比较两类留守儿童之间的社会适应差异,今后应积极筛选预测单亲外出一双亲外出倾向的重要混淆变量,在此基础上进行有效的倾向值匹配,从而取得更细致的比较分析。总而言之,随着我国城市化进程不断推进,农村留守儿童问题将会长期存在,其规模近期可能还有继续扩大的趋势。为了给决策层面以及教育干预实践提供更加可靠和准确的信息,应当对留守儿童的心理健康和社会适应状况开展动态的、取样更具代表性、指标更具体有效的监测和评估。

5 结论

综上所述,本研究结论主要有以下两点:

(1)在倾向值匹配之前,相对于农村非留守儿童,双亲外出务工的儿童在抑郁、未来压力感知和师生关系方面得分显著较高,幸福感得分显著较低;单亲外出务工的儿童在抑郁和未来压力感知上得分显著高于非留守儿童;

(2)经过倾向值匹配之后,双亲外出务工的留守儿童主观幸福感得分仍然显著低于非留守儿童;单亲外出的儿童在对未来压力的感知上仍显著高于非留守儿童。对于本研究考察的其他社会适应指标,倾向值匹配后留守儿童与非留守儿童的差异则不再显著。说明留守与非留守儿童的社会适应差异存在一定选择性偏差,不能将其简单归咎于父母的外出务工状态。

参考文献:

- Abdel-Khalek, A. M. (2006). Measuring happiness with a single-item scale. *Social Behavior and Personality*, 34(2), 139–150.
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31–72.
- Conger, R. D., Ge, X., Elder, G. H., Lorenz, F. O., & Simons, R. L. (1994). Economic stress, coercive family process, and developmental problems of adolescents. *Child Development*, 65(2), 541–561.
- Enders, C. K. (2010). *Applied Missing Data Analysis*. New York, NY: Guilford Press.
- Foster, E. M. (2010). Causal inference and developmental psychology. *Developmental Psychology*, 46(6), 1454–1480.
- Graham, J. W. (2009). Missing data analysis: Making it work in the real world. *Annual Review of Psychology*, 60, 549–576.
- Guo, S. Y., & Fraser, M. W. (2010). *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Heckman, J. J. (1979). Selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153–161.
- Kovacs, M. (1992). *Children's Depression Inventory-Short Form*. North Tonawanda, NY: Multi-Health Systems.
- Lyubomirsky, S., King, L., & Diener, E. (2005). The benefits of frequent positive affect: Does happiness lead to success? *Psychological Bulletin*, 131, 803–855.
- McCaffrey, D. F., Ridgeway, G., & Morral, A. R. (2004). Propensity score estimation with boosted regression for evaluating causal effects in observational studies. *Psychological Methods*, 9(4), 403–425.
- Mitra, R., & Reiter, J. P. (2012). A comparison of two methods of estimating propensity scores after multiple imputation. *Statistical Methods in Medical Research*. (online early).
- McLoyd, V. C. (1998). Socioeconomic disadvantage and child development. *American Psychologist*, 53(2), 185–204.
- Monahan, K. C., Lee, J. M., & Steinberg, L. (2011). Revisiting the impact of part-time work on adolescent adjustment: Distinguishing between selection and socialization using propensity score matching. *Child Development*, 82(1), 96–112.
- Nagengast, B., Marsh, H. W., Chiorri, C., & Hau, K. T. (2014). Character building or subversive consequences of employment during high school: Causal effects based on propensity score models for categorical treatments. *Journal of Educational Psychology*, 106(2), 584–603.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-image*. Princeton, NJ: Princeton University.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55.
- Rubin, D. B. (1987). *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: John Wiley.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 141–166.
- Seiffge-Krenke, I. (1995). *Stress, Coping, and Relationships in Adolescence*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Wen, M., & Lin, D. (2012). Child development in rural China: Children left behind by their migrant parents and children of nonmigrant families. *Child Development*, 83(1), 120–136.
- StataCorp. (2013). *Multiple-imputation Reference Manual* (release 13). CollegeStation, TX: StataCorp LP.
- 陈亮, 张丽锦, 沈杰. (2009). 亲子关系对农村留守儿童主观幸福感的影响. *中国特殊教育*, (3), 8–12.
- 段成荣, 周福林. (2005). 我国留守儿童状况研究. *人口研究*, 4(1), 29–36.
- 范兴华. (2011). 不同监护类型留守儿童与一般儿童情绪适应的比较. *中国特殊教育*, (2), 71–77.
- 范兴华, 方晓义. (2010). 不同监护类型留守儿童与一般儿童问题行为比较. *中国临床心理学杂志*, 18(2), 232–234.

- 范兴华, 方晓义, 刘勤学, 刘杨. (2009). 流动儿童, 留守儿童与一般儿童社会适应比较. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (5), 33-40.
- 高文斌, 王婷, 刘正奎, 王香玲. (2007). 农村留守儿童抑郁的特点及影响因素. *中国行为医学科学*, 16, 238-240.
- 郝振, 崔丽娟. (2007). 自尊和心理控制源对留守儿童社会适应的影响研究. *心理科学*, 30(5), 1199-1201.
- 梁文艳. (2010). “留守”对西部农村儿童学业发展的影响——基于倾向分数配对模型的估计. *教育科学*, (5), 43-50.
- 林崇德, 杨治良, 黄希庭. (2003). *心理学大辞典: 下*. 上海: 上海教育出版社.
- 凌辉, 张建人, 钟妮, 易艳, 周立健, 洪婉妍, 文晶. (2012). 留守儿童的孤独感与友谊质量及社交地位的关系. *中国临床心理学杂志*, 20(6), 826-830.
- 刘凤瑜. (1997). 儿童抑郁量表的结构及儿童青少年抑郁发展的特点. *心理发展与教育*, 13(2), 57-61.
- 刘霞, 范兴华, 申继亮. (2007). 初中留守儿童社会支持与问题行为的关系. *心理发展与教育*, 23(3), 98-102.
- 刘霞, 武岳, 申继亮, 邢淑芬. (2007). 小学留守儿童社会支持的特点及其与孤独感的关系. *中国健康心理学杂志*, 15(4), 325-327.
- 刘霞, 赵景欣, 申继亮, 王兴华. (2007). 初中留守儿童社会支持状况的调查. *中国临床心理学杂志*, 15(2), 183-185.
- 屈智勇. (2005). *青少年犯罪: 发展轨迹及家庭因素、价值观和自我控制的作用*. 博士学位论文, 北京师范大学.
- 全国妇联课题组. (2013). 我国农村留守儿童、城乡流动儿童状况研究报告.
- 宋淑娟, 张影. (2009). 班级人际环境对留守儿童自尊的影响. *教育研究与实验*, (2), 75-77.
- 孙晓军, 周宗奎, 汪颖, 范翠英. (2010). 农村留守儿童的同伴关系和孤独感研究. *心理科学*, (2), 337-340.
- 陶然, 周敏慧. (2012). 父母外出务工与农村留守儿童学习成绩. *管理世界*, (8), 68-77.
- 王耘, 王晓华. (2002). 小学生的师生关系特点与学生因素的关系研究. *心理发展与教育*, 19(3), 18-23.
- 汪向东, 王希林, 马弘. (1999). *心理卫生评定量表手册(增订版)*. 北京: 中国心理卫生杂志社.
- 姚计海, 毛亚庆. (2008). 西部农村留守儿童学业心理特点及其学校管理对策研究. *教育研究*, (2), 33-38.
- 熊猛, 叶一舵. (2011). 中国城市农民工子女心理健康研究述评. *心理科学进展*, 19(12), 1798-1813.
- 喻永婷, 张富昌. (2010). 留守儿童的主观幸福感及影响因素的研究. *中国健康心理学杂志*, 18(6), 738-741.
- 曾守锤, 李其维. (2007). 流动儿童社会适应的研究: 现状、问题及解决办法. *心理科学*, 30(6), 1426-1428.
- 张莉, 申继亮. (2011). 农村留守儿童主观幸福感与公正世界信念的关系研究. *中国特殊教育*, (6), 78-82.
- 张丽芳, 唐日新, 胡燕, 徐德森. (2006). 留守儿童主观幸福感与教养方式的关系研究. *中国健康心理学杂志*, 14(4), 368-370.
- 张连云. (2011). 农村留守儿童的社会关系与孤独感研究. *中国临床心理学杂志*, 19(1), 123-125.
- 赵景欣, 刘霞. (2010). 农村留守儿童的抑郁和反社会行为: 日常积极事件的保护作用. *心理发展与教育*, 26(6), 634-640.
- 郑磊, 吴映雄. (2014). 劳动力迁移对农村留守儿童教育发展的影响——来自西部农村地区调查的证据. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (2), 139-146.
- 邹泓. (1999). 中学生的社会支持系统与同伴关系. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (1), 34-42.
- 范丽恒, 赵文德, 牛晶晶. (2009). 农村留守儿童心理依恋特点. *河南大学学报(社会科学版)*, 49(6), 131-136.

The Social Adjustment of Left-behind Children in Rural China: A Propensity Score Analysis

HOU Ke¹ LIU Yan² QU Zhi-yong³ JIANG Suo^{2,4}

(1. *Journal of Beijing Normal University, Beijing Normal University, Beijing 100875;*

2. *Institute of Developmental Psychology, Beijing Normal University, Beijing 100875;*

3. *School of Social Development and Public Policy, Beijing Normal University, Beijing 100875;*

4. *Department of Psychology in School of Environment and Public Health, Wenzhou Medical University, Wenzhou 325035*)

Abstract: Using survey data of 3812 rural children in grades 4 to 9 in Henan and Shanxi Provinces, this article examines depression, self-esteem, subjective well-being, behavioral problems, future-related stress and interpersonal relationships among children left behind by their rural-to-urban migrant parents compared to those living in non-migrant families. After using propensity score matching techniques to control for selection effects, we find significant negative effects of both parents migrating on their children's subjective well-being. Also we find left-behind children with one parent migrating experienced greater future-related stress than non-left-behind children.

Key words: left-behind children; social adjustment; psychological well-being; propensity score analysis