

留守经历对劳动者就业质量的影响*

唐 宁 谢 勇

摘要：留守经历不仅对农村儿童的即期福利有重要影响，而且对其成年后的个人发展可能会产生深远的影响。本文基于河南、四川、江苏3省的农村问卷调查数据，使用主成分和因子分析法，综合评价了劳动者就业质量，并采用多元线性回归模型和倾向得分匹配法检验了幼年留守经历对劳动者就业质量的影响。研究表明，幼年的留守经历总体上显著降低了劳动者的就业质量；其中父母同时外出务工的“完全留守”经历对劳动者就业质量的负向影响强度更大。进一步的研究表明，幼年的留守时间越长，成年后的就业质量越低；3年及以上的长期留守经历会显著降低劳动者的就业质量；初次留守发生在0~6岁年龄阶段对劳动者就业质量有显著的负向影响。

关键词：留守经历 就业质量 人力资本 倾向得分匹配

中图分类号：F241.4 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，城市化的发展对劳动力的需求不断增加，伴随着城镇户籍制度的松动，大量农村剩余劳动力涌入城市。然而，城市高昂的生活成本以及子女在城市受教育的约束使得进城务工人员更愿意将子女留在农村，从而产生了农村留守儿童。农村留守儿童问题一直以来受到政府、媒体、学界的广泛关注。为了加强对农村留守儿童的保障和关爱，国家出台了大量的政策措施。2016年2月4日，国务院印发了《关于加强农村留守儿童关爱保护工作的意见》^①，将农村留守儿童定义为“父母双方外出务工或一方外出务工另一方无监护能力、不满十六周岁的未成年人”，并指出农村留守儿童问题是中国经济社会发展中的阶段性问题，是中国城乡发展不均衡、公共服务不均等、社会保障不完善等问题的深刻反映，更突出强调了解决农村留守儿童问题的重要现实意义。

根据对2010年第六次全国人口普查数据的推算，当时全国的农村留守儿童有6102.55万（段成荣等，2013）。2016年11月，民政部根据国务院调整后的留守儿童统计口径，首次发布了农村留

*本文研究得到国家社会科学基金一般项目“农民工市民化的扩大消费需求效应研究”（项目编号：14BJL078）、国家大学生创新创业训练计划“幼年留守经历对劳动者就业质量的影响研究”（项目编号：20181037054）的资助。

^①参见 http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-02/14/content_5041066.htm。

留守儿童数据，显示当年全国共有 902 万农村留守儿童^①。到 2018 年，这一数据降至 697 万^②。尽管降幅明显，但农村留守儿童的数量依旧庞大，面临的问题也十分严峻。诸多研究表明，农村留守儿童在身体健康（李强、臧文斌，2011）、心理健康（刘红艳等，2017；Tang et al., 2018）、受教育（吕利丹，2014）、社会交往（董海宁，2010）等方面都存在一定的问题。

儿童阶段被视为个人一生当中最重要的发展阶段，儿童时期的健康发展对其整个生命历程中的成功与幸福都有极其重要的影响（Elder, 1994）。因此，留守经历不仅对农村儿童的即期福利有重要影响，而且可能会对其成年后的个人发展产生深远的影响。一般来说，一个人的就业状况反映了其个人发展水平。留守儿童经过十多年的成长将会进入劳动力市场，童年时期的留守经历可能会在其就业质量上深刻地反映出来。目前，关于留守经历的短期效应的研究已经非常之多，主要集中于留守儿童与非留守儿童在学业表现、身心健康和社会化等方面的差异，但很少有文献从留守儿童个体发展的视角关注留守经历的长期影响，尤其是对留守儿童成年后就业状况的影响。仅有的几项相关研究使用描述性分析或线性回归的方法发现，有留守经历的新生代农民工会比同辈群体更频繁地更换工作，表现出更高的流动性（汪建华、黄斌欢，2014；谢东虹，2016），并且工资水平低于没有留守经历的农民工（梁宏，2011）。

本文将在理论分析的基础上，使用河南、四川、江苏 3 省的农村问卷调查数据，采用多元线性回归模型和倾向得分匹配法，从总体上检验幼年留守经历对劳动者就业质量的影响，并进一步分析不同的留守类型、留守时长、初次留守的年龄阶段对劳动者就业质量的影响。与已有的研究相比，本文的创新性主要体现在以下 3 个方面：首先，将研究视角从即期拓展到长期。已有的文献主要关注父母外出务工对留守儿童即期生存状况和福利水平的影响，而本文从长期的视角出发，聚焦于留守经历对农村儿童成年后就业质量的影响，从而有助于在更长的时间维度上认识留守经历的影响。其次，将研究对象从农民工扩展到幼年期间在农村生活过的全部劳动者。仅有的几项相关研究均以农民工为研究对象。但事实上，并非所有的农村留守儿童成年后均成为农民工，他们完全有可能通过升学等渠道在成年后以其他身份进入劳动力市场。因此，本文将研究对象扩展到幼年期间在农村生活过的全部劳动者，可以从更大的范围考察留守经历对劳动者就业质量的影响。最后，拓宽了对留守经历的界定。留守经历的内涵丰富，不仅包括是否具有留守经历，还包括不同的留守类型、留守时长、初次留守的年龄等不同的维度。已有的相关研究主要从总体上考察是否有留守经历的影响，而本文从多个维度更加细致、全面地考察留守经历对劳动者就业质量的影响。

二、理论分析和研究假说

一般认为，留守对于农村儿童的影响主要体现在教育、营养健康和心理健康 3 个方面（谭深，

^①参见民政部：《图表：2018 年农村留守儿童数据》，<http://www.mca.gov.cn/article/gk/tjtb/201809/20180900010882.shtm>。

^②同上。

2011)。与此同时,经典的经济学理论认为,以教育、营养健康为主要形式的人力资本对于劳动者的就业质量具有决定性作用(Schultz, 1961),此观点也得到了大量的实证支持(例如张车伟, 2006; Gao et al., 2012; Meng, 2012)。考虑到本文的研究目的,下文笔者从留守经历对劳动者教育和营养健康的影响机制分析其对劳动者就业质量的影响。

在儿童时期,人们接受家庭与社会的教育,学习各类文化知识和社会行为规范,同时,这一时期也是个人身体发育和成长的关键阶段。因此,儿童时期的教育和健康状况不仅是个人终身人力资本的主要组成部分,也是其成年后进一步积累人力资本的重要基础。已有研究(例如陶然、周敏慧, 2012; de Brauw and Mu, 2011)认为,父母外出务工主要通过两条途径影响农村留守儿童的教育和营养健康:一是收入效应,即父母通过外出务工增加了收入,从而为留守儿童接受更高层次、更高质量的教育,获得更多的营养与医疗卫生资源创造条件,进而对留守儿童的教育和营养健康产生积极影响。二是分离效应,即父母外出务工导致留守儿童在学习上缺乏有效的日常监督和辅导,在日常生活中缺乏科学细致的照料,从而对留守儿童的教育和营养健康产生消极影响。但是从已有的经验研究来看,大多数文献均认为上述分离效应导致的消极影响往往超过了收入效应带来的积极影响,使得父母外出务工对留守儿童的教育和营养健康在总体上有显著的负面影响(Wen and Lin, 2012; 陶然、周敏慧, 2012)。

在农村留守儿童的教育方面,许多证据表明,他们的学业中断相对较早,尽管义务教育学龄的农村留守儿童普遍在学,但是他们的高中净入学率仅有 23.1%,明显低于农村儿童的平均水平(段成荣等, 2014)。Hu (2012)的研究进一步显示,尽管来自外出务工父母的汇款对于高中入学有一定的积极作用,但是父母外出务工总体上仍然显著降低了农村儿童进入高中就读的可能性。与此同时,留守儿童的学业表现也往往落后于非留守儿童(李庆海等, 2014)。例如李云森(2013)使用甘肃省儿童和家庭调查数据分析了父母外出务工对留守儿童学习成绩的影响,结果表明,父母外出务工对孩子语文成绩能否进入年级前 20%、数学成绩以及认知能力测试成绩是否进入年级前 10%都有显著的负面影响。胡枫、李善同(2009)发现,父母外出务工寄回的汇款对留守儿童的学习成绩有一定的积极作用,但是留守在总体上仍然会导致农村儿童学习成绩下降。

类似地,在农村留守儿童的营养健康方面,尽管父母外出务工具有收入效应,即可以为留守儿童获取更多的营养与医疗卫生资源提供条件,但是分离效应的消极影响仍然不容小觑,甚至超过了收入效应的积极影响(de Brauw and Mu, 2011)。由于父母外出,农村留守儿童的日常生活一般由其祖父母辈负责,但受到年龄和知识水平的制约,他们往往难以保证留守儿童科学全面的营养摄入(Huang et al., 2018)。有研究表明,在父母外出务工的情况下,由隔代监护人照顾的留守儿童的饮食相对来说更差一些(叶敬忠等, 2006)。田旭等(2017)使用倾向得分匹配与双重差分法测算了父母外出务工对儿童营养状况造成的冲击,结果发现留守儿童的营养不良问题尤为突出,并且留守儿童的大部分营养素的收入弹性都非常小,这意味着父母外出务工的收入效应较小,而分离效应主导了父母外出务工对留守儿童营养状况的影响。许多证据进一步显示,留守儿童在健康水平和疾病治疗方面往往也处于不利地位。例如 Li et al. (2015)利用中国健康与营养调查(CHNS)数据研

究发现，留守儿童生病的概率比非留守儿童增加了 20%，并且患慢性病的概率也显著更高。

综合以上分析，笔者认为留守对于农村儿童教育和营养健康状况总体上具有明显的负面影响，考虑到人力资本在劳动者就业质量决定中的关键作用，本文提出如下假说：

H1：幼年时的留守经历总体上会显著降低劳动者的就业质量。

更进一步地，幼年时不同的留守类型、留守时长，以及不同的初次留守年龄阶段，可能会对劳动者的就业质量产生不同程度的影响。留守类型主要可以分为两类，即父母双方均外出务工的“完全留守”和父母中一方外出、另一方留守（绝大多数情况下是母亲留守）的“部分留守”^①。在“部分留守”的情况下，儿童在日常生活和学习中一般可以得到比较有效的照顾和监管，有时甚至与非留守儿童没有显著差异（陶然、周敏慧，2012；Tong et al., 2015）。与“部分留守”相比，“完全留守”的儿童境遇明显更加不利，他们在受教育过程中缺乏家长的有效督促和引导，在营养健康方面也难以得到细致的照料，因此，父母外出务工带来的分离效应一般大于收入效应，进而导致他们成年后的就业质量更低。此外，随着留守时长的增加，留守经历对农村留守儿童教育和营养健康的负面影响可能会不断累计并强化，从而可能导致他们成年后的就业质量更低。最后，不同的初次留守年龄阶段对劳动者的就业质量可能会产生不同程度的影响。不同年龄段的儿童具有不同的生长发育特点。低龄儿童（例如学龄前）相对来说更加需要父母的细致照料和行为引导，父母在这个阶段选择外出务工，可能会对他们的营养健康、日常行为规范、学习能力造成更加明显的负面影响，从而使得其成年后的就业质量更低。基于以上分析，本文提出如下假说：

H2：“完全留守”经历比“部分留守”经历对劳动者就业质量的负效应更大。

H3：经历的留守时间越长，劳动者的就业质量越低。

H4：初次留守的年龄越小，劳动者的就业质量越低。

三、数据来源、变量说明及描述性统计

本文所用数据来源于 2018 年课题组在河南省商丘市和周口市、四川省宜宾市、江苏省南通市和宿迁市开展的农村实地调查。河南省和四川省长期属于中国主要的农村劳动力流出省份。江苏省内部存在着明显的经济发展水平不平衡现象，农村劳动力外出务工尤其是省内流动的比例相对较高。南通市和宿迁市位于经济相对欠发达的苏中和苏北地区，也一直是农民工的重要流出地（段成荣、杨舸，2008；谢勇，2014）。本次调查的抽样原则如下：首先，课题组分别在上述 5 个地级市随机抽取 1 个乡镇；然后，从每个乡镇随机抽取 1 个样本村，共抽取 5 个样本村；最后，从每个样本村随机抽取一定数量的（从四川省的每个样本村随机抽取 150 个，从河南省和江苏省的每个样本村随机抽取 75 个）调查对象。调查采取一对一访谈的方式。

农村中较大规模的劳动力外出务工现象开始于 20 世纪 80 年代中期前后，随之才开始出现留守儿

^①参照绝大部分研究，本文将父母一方外出务工而另一方在家的情况归为“部分留守”，与前文提到的国务院文件对农村留守儿童的定义有些差别。

童群体，因此，课题组将调查对象限定为1980年后出生的，年龄在16~38岁的农村人口^①。由于目前农村“空心化”现象较为严重，青壮年劳动力在调查开展时大都外出务工，且课题组研究项目的资金和人力有限，无法保证对抽取的所有青壮年劳动力开展面对面访谈。在实地调查中，如果调查对象不在家，调查员会尽最大可能地请其家人代答问卷中的简单问题（如年龄、婚姻状态、受教育水平、留守经历等），对于无法代答的问题（如目前的就业状况等），调查员则在其家人的协助下，采用电话访谈、微信或QQ通话的方式完成问卷。本次调查共发放问卷450份，回收有效问卷388份，有效回收率为86.2%，其中，河南省回收130份，四川省回收132份，江苏省回收126份。

从样本的留守经历看，在388个样本中，有留守经历的样本为203个，占比为52.3%；无留守经历的样本占比为47.7%，二者基本持平。更进一步看，在203个有留守经历的样本中，有“部分留守”经历的样本有121个^②，占比为59.6%；有“完全留守”经历的样本占比为40.4%。在全部有留守经历的样本中，平均留守时长为6.81年，初次留守的年龄阶段在0~6岁（学龄前）的样本有94个（占比46.3%），初次留守的年龄阶段在6~16岁（义务教育阶段）的样本占比为53.7%。

表1报告了全部样本、有留守经历样本组、无留守经历样本组的主要变量的描述性统计结果。从性别结构看，有留守经历样本组与无留守经历样本组之间基本没有差异。从受教育水平看，在有留守经历样本组中，高中学历的样本占比为28.1%，大专及以上学历的样本占比为38.9%，均高于无留守经历样本组，但二者之间的均值差异在统计上并不显著。

表1 主要变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义和赋值说明	平均值			均值差异 ^a
		全部样本	有留守经历样本组	无留守经历样本组	
人口学特征					
性别	女=1, 男=0	0.415	0.414	0.416	0.002
年龄	2018年时的年龄（岁）	27.800	26.700	29.100	2.400***
婚姻状态	有配偶=1, 无配偶=0	0.665	0.611	0.724	0.113**
受教育水平					
小学及以下	小学及以下=1, 其他=0	0.098	0.089	0.108	0.019
初中	初中=1, 其他=0	0.266	0.241	0.292	0.051
高中	高中=1, 其他=0	0.271	0.281	0.260	-0.021
大专及以上学历	大专及以上学历=1, 其他=0	0.366	0.389	0.341	-0.048
小时工资	劳动者的小时工资（元）	23.250	22.640	23.910	1.270
职位层次	务农=1, 非农生产及服务人员=2, 办事人员=3, 专业技术工作者=4, 中级管理者=5, 高级管理者及负责人=6	2.706	2.616	2.805	0.189**

^①也包括在农村长大，但后来户籍转为城镇户籍的劳动者。

^②93.3%的“部分留守”样本属于只有父亲一方外出务工的情况。

留守经历对劳动者就业质量的影响

劳动合同	签订劳动合同=1, 没有=0	0.521	0.503	0.541	0.038
养老保险	没有=0, 完全由个人缴费=1, 个人与单位共同缴费=2	0.987	0.946	1.032	0.086
医疗保险	没有=0, 完全由个人缴费=1, 个人与单位共同缴费=2	1.242	1.158	1.335	0.177**
失业保险	没有=0, 个人与单位共同缴费=1	0.384	0.340	0.432	0.092**
工伤保险	没有=0, 单位缴费=1	0.443	0.414	0.476	0.062*
生育保险	没有=0, 单位缴费=1	0.374	0.325	0.427	0.102**
住房公积金	没有=0, 个人与单位共同缴费=1	0.302	0.241	0.368	0.127***
工作舒适度	根据工作环境是否经常存在高温、低温、噪音、粉尘等情况赋值 1~5; 非常不舒适=1, 比较不舒适=2, 一般=3, 比较舒适=4, 非常舒适=5	3.410	3.571	3.232	-0.339***
工作安全性	根据工作是否存在有毒、有害、放射性、可能受伤的情况赋值 1~5; 非常不安全=1, 比较不安全=2, 一般=3, 比较安全=4, 非常安全=5	2.995	2.749	3.265	0.516***
培训次数	工作以来参加职业培训的次数(次)	1.608	1.498	1.730	0.232
晋升次数	工作以来职务晋升次数(次)	0.543	0.488	0.605	0.117
就业单位所有制					
机关事业单位	是=1, 否=0	0.092	0.094	0.092	-0.002
国有或集体企业	是=1, 否=0	0.131	0.118	0.146	0.028
私营企业	是=1, 否=0	0.472	0.503	0.438	-0.065
“三资”企业	是=1, 否=0	0.070	0.039	0.103	0.064
个体经营	是=1, 否=0	0.214	0.241	0.184	-0.057*
其他形式	是=1, 否=0	0.021	0.005	0.038	0.033**

注: **、*、*分别表示两组样本均值差异的 t 检验结果在 1%、5%、10%水平上统计显著。°均值差异等于无留守经历的样本均值减去有留守经历的样本均值。

表 1 还报告了受访者的就业状况, 以及有留守经历样本组与无留守经历样本组之间的差异。例如, 从表 1 中的结果可以看出, 虽然无留守经历的劳动者的平均小时工资与有留守经历的劳动者并无显著差异, 但是无留守经历的劳动者的职位层次要高于有留守经历的劳动者, 且差异在统计上显著。从参加社会保障的情况看, 除了养老保险外, 在其他几项社会保险和住房公积金上, 无留守经历的劳动者的样本均值均显著高于有留守经历的劳动者, 表明无留守经历的劳动者获得的社会保障水平更高。此外, 无留守经历的劳动者的工作安全性显著高于有留守经历的劳动者, 而工作舒适度却显著低于后者。从职业培训次数、晋升次数看, 有留守经历样本组和无留守经历样本组之间的均值差异不显著。

通过上述描述性统计可以看出, 无留守经历的劳动者在职业层次、参加社会保障、工作安全性

上都要显著优于有留守经历的劳动者。接下来，笔者将使用主成分和因子分析法综合评价劳动者的就业质量，从而更加科学地分析两个群体之间就业质量的差异。

四、劳动者就业质量的测算

就业质量的概念较为综合，包含了多个不同的维度，不过主成分分析和因子分析法能够通过变量整合、提取公因子等过程有效地完成对就业质量的综合评价。关于就业质量的评价指标，国内外的学者已提出了很多。例如，Morton（2004）认为就业质量的评价指标包括工作安全性、薪酬水平、劳资关系、工作时间、就业公平性、社会保障、工作稳定性等。刘素华（2005）认为，就业质量主要包括聘用条件、工作环境、劳动关系、社会保障4个方面。综合以往文献提出的就业质量要素，本文选取小时工资、职业层次、培训次数、晋升次数、劳动合同、社会保障（包括养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险、住房公积金）、工作舒适度、工作安全性共13个变量测度劳动者的就业质量，各变量的含义和赋值见表1。

首先，笔者使用克朗巴哈系数（Cronbach's α ）对评价指标进行信度检验。检验结果表明，克朗巴哈系数值为0.838，符合大于0.7的要求，表明劳动者就业质量的指标体系具有良好的信度。其次，笔者对评价指标进行效度检验。效度检验的一个常用方法是因子分析法，在因子分析前需要进行KMO值和Bartlett球形检验。检验结果显示，Bartlett球形检验的卡方统计量为3544.83，相应的概率p值为0，同时，KMO检验的值为0.91，接近于1，表明指标体系适合进行因子分析。因子分析的结果显示，在通过正交旋转后，各变量的因子载荷值都高于0.5，说明指标体系具有良好的收敛效度。再次，笔者对13个变量提取主成分，结果显示，有3个大于1的特征值，分别为6.386、1.280和1.181，表明可以聚合成3个因子。根据主成分矩阵结果，劳动合同、养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险、生育保险、住房公积金在因子1上负载最高，因此将因子1命名为“劳动保障”；小时工资（取对数）、职业层次、培训次数、晋升次数在因子2上负载最高，因此将因子2命名为“职业水平”；工作舒适度和工作安全性在因子3上负载最高，因此将因子3命名为“工作环境”^①。最后，笔者运用Stata13.1软件得出3个因子在每个样本上的得分，并计算劳动者的就业质量指数，即劳动者的就业质量指数=（劳动保障得分+职业水平得分+工作环境得分）/3。

表2从是否有留守经历、留守类型、初次留守的年龄阶段3个方面报告了受访者就业质量的测算结果。首先，从总体水平看，无留守经历样本组的就业质量均值为正值，其他组别的均值全部为负值。这表明劳动者如果有任何形式的留守经历，他们的就业质量总体上都要低于没有留守经历的劳动者。其次，从各因子的得分看，无留守经历样本组在劳动保障、职业水平、工作环境各项因子上的得分也均为正，表明该组的劳动者的就业质量在这3个维度上均优于有留守经历样本组。再次，从留守类型看，“部分留守”样本组的就业质量均值要比“完全留守”样本组的均值更低。最后，从初次留守的年龄阶段看，6~16岁留守样本组的就业质量均值低于0~6岁留守样本组。上述结果

^①限于篇幅，本文未报告主成分和因子分析的详细结果，感兴趣的读者可以向作者索要。

虽然能够在一定程度上反映留守经历对劳动者就业质量的影响，但并没有控制其他因素，因此仍需要通过进一步的计量分析识别留守经历对劳动者就业质量的影响。

表2 不同类别劳动者就业质量的测算结果

	劳动保障	职业水平	工作环境	就业质量
是否有留守经历				
无留守经历	0.1032	0.0098	0.0409	0.0512
有留守经历	-0.0941	-0.0085	-0.0372	-0.0466
留守类型				
部分留守	-0.1541	0.0665	-0.0995	-0.0624
完全留守	-0.0055	-0.1193	0.0546	-0.0234
初次留守的年龄阶段				
0~6岁	-0.0017	0.0822	-0.1507	-0.0234
6~16岁	-0.1737	-0.0868	0.0606	-0.0666

五、基准模型估计结果及分析

（一）模型设定

本文通过构建4个不同的多元线性回归方程，分别检验幼年是否有留守经历、留守类型、留守时长、初次留守的年龄阶段对劳动者就业质量的影响。

是否有留守经历对劳动者就业质量影响的方程表达式为：

$$EQ_i = \alpha + \beta Leftbehind_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

留守类型对劳动者就业质量影响的方程表达式为：

$$EQ_i = \alpha + \beta Incomplete_i + \gamma Complete_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

留守时长对劳动者就业质量影响的方程表达式为：

$$EQ_i = \alpha + \beta \ln Time_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

初次留守的年龄阶段对劳动者就业质量影响的方程表达式为：

$$EQ_i = \alpha + \beta D_{1i} + \gamma D_{2i} + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

(1)~(4)式中，被解释变量 EQ_i 表示第 i 个劳动者的就业质量 (employment quality)。(1) 式中， $Leftbehind_i$ 是一个二元虚拟变量，表示第 i 个劳动者幼年时是否有留守经历，如果有留守经历，则 $Leftbehind_i=1$ ；否则， $Leftbehind_i=0$ 。(2) 式中， $Incomplete_i$ 是表示第 i 个劳动者是否有“部分留守”经历的虚拟变量，如果是，取值为1；否则，取值为0。 $Complete_i$ 是表示第 i 个

劳动者是否有“完全留守”经历的虚拟变量,如果是,取值为1;否则,取值为0。(3)式中, $\ln Time_i$ 表示第*i*个劳动者留守时长的对数。(4)式中, D_{1i} 和 D_{2i} 是表示第*i*个劳动者初次留守年龄阶段的两个二元虚拟变量,分别是0~6岁学龄前和6~16岁义务教育阶段,如果是,取值为1;否则,取值为0。 X_i 为一系列控制变量,包括性别、婚姻状态、性别与婚姻状态的交互项、受教育水平、就业单位所有制。 α 、 β 、 γ 、 δ 为待估参数, ε_i 为随机扰动项。

(二) 是否有留守经历对劳动者就业质量的影响结果

为了从总体上检验是否有留守经历对劳动者就业质量的影响,本文首先使用全部样本对(1)式进行OLS估计。考虑到横截面数据普遍存在异方差的问题,本文在估计中使用了异方差稳健标准误。是否有留守经历对劳动者就业质量影响的回归结果见表3。其中,回归1仅包含是否有留守经历这一变量;回归2在回归1的基础上控制了劳动者的受教育水平;回归3进一步控制了人口学特征(包括性别、婚姻状态、性别与婚姻状态的交互项)以及就业单位所有制。从回归1的结果可以看出,在没有控制其他变量时,是否有留守经历变量在10%的统计水平上显著,且系数符号为负。在依次加入了受教育水平、人口学特征、就业单位所有制后,是否有留守经历变量始终显著,且系数为负,并且系数值的变化也不大,表明回归结果具有较强的稳健性。因此,可以认为,幼年时的留守经历会显著地降低劳动者的就业质量,假说H1得到验证。

表3 是否有留守经历对劳动者就业质量影响的OLS估计结果

变量	回归1	回归2	回归3
是否有留守经历	-0.0978* (0.0593)	-0.1410*** (0.0491)	-0.1080** (0.0480)
受教育水平(对照组:小学及以下)			
初中	—	0.0089 (0.0827)	-0.0190 (0.0728)
高中	—	0.2837*** (0.0860)	0.2232*** (0.0792)
大专及以上	—	0.7739*** (0.0880)	0.6052*** (0.0872)
人口学特征			
性别	—	—	0.2927*** (0.0733)
婚姻状态	—	—	0.1063 (0.0672)
性别×婚姻状态	—	—	-0.2270*** (0.0921)
就业单位所有制(对照组:其他形式)			
机关事业单位	—	—	0.7384*** (0.0944)

留守经历对劳动者就业质量的影响

国有或集体企业	—	—	0.5343*** (0.0879)
私营企业	—	—	0.5071*** (0.0530)
“三资”企业	—	—	0.9369*** (0.1173)
个体经营	—	—	0.3659*** (0.0591)
常数项	0.0512 (0.0479)	-0.2886*** (0.0787)	-0.8725*** (0.0627)
F 检验值	2.72	43.88	75.48
Prob > F	0.0998	0.0000	0.0000
R ²	0.0072	0.3357	0.4338
观测值数	388	388	388

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中是异方差稳健标准误。

除了留守经历的影响，从回归 3 中还可以得出其他因素影响劳动者就业质量的一些有意思的结果：女性劳动者的就业质量显著高于男性劳动者。对此，笔者推测可能是因为本文从多个维度评估劳动者的就业质量，尽管男性一般在职业水平因子（包括工资水平、职业层次等）上有优势，但女性可能在劳动保障、工作环境因子方面优于男性，从而导致女性总体的就业质量更高。婚姻状态对就业质量没有显著影响，但性别与婚姻状态的交互项对就业质量有显著的负向影响。可能的解释是，按照中国传统的“男主外、女主内”家庭分工模式，女性结婚后往往会承担更多照顾家庭的工作，包括操持家务、照料孩子和老人等，并且劳动力市场中往往还存在着一些对女性尤其是已婚女性的就业歧视，从而降低了她们的就业质量。回归 3 还显示，劳动者的受教育水平越高，其就业质量也越高；初中学历对就业质量没有显著影响，因为初中学历相对较低且青壮年劳动者普遍都接受过初中教育；受过大专及以上教育对提高劳动者就业质量的作用最大，是高中学历的近 3 倍。

（三）留守类型对劳动者就业质量的影响结果

不同类型的留守经历对劳动者的就业质量可能会有不同的影响。为此，本文使用 OLS 对（2）式做了回归，以检验“部分留守”“完全留守”两种留守类型对劳动者就业质量影响的异质性，回归结果见表 4 中的回归 4。从回归 4 可以看出，在控制了受教育水平、人口学特征和就业单位所有制后，“部分留守”变量和“完全留守”变量均在 10%的统计水平上显著，且对劳动者就业质量有负向影响。从系数值看，“完全留守”的负效应大于“部分留守”的负效应，也大于表 3 回归 3 中是否有留守经历变量的负效应，假说 H2 得到验证。

表 4 留守类型、留守时长与初次留守的年龄阶段对就业质量影响的 OLS 估计结果

留守经历对劳动者就业质量的影响

变量	回归 4	回归 5	回归 6
留守类型			
部分留守	-0.1041* (0.0531)	—	—
完全留守	-0.1144* (0.0622)	—	—
留守时长 (年数取对数)	—	-0.0476** (0.0233)	—
初次留守的年龄阶段			
0~6 岁	—	—	-0.1310*** (0.0582)
6~16 岁	—	—	-0.0894 (0.0557)
受教育水平 (对照组: 小学及以下)			
初中	-0.01810 (0.0730)	-0.0015 (0.0721)	-0.0162 (0.0731)
高中	0.2243*** (0.0730)	0.2467*** (0.0885)	0.2282*** (0.0797)
大专及以上	0.6065*** (0.0870)	0.6253*** (0.0885)	0.6114*** (0.0882)
人口学特征			
性别	0.2916*** (0.0739)	0.2916*** (0.0742)	0.2876*** (0.0742)
婚姻状态	0.1049 (0.0688)	0.1043 (0.0681)	0.1047 (0.0675)
性别×婚姻状态	-0.2258** (0.0929)	-0.2305** (0.0926)	-0.2256** (0.0924)
就业单位所有制 (对照组: 其他形式)			
机关事业单位	0.7381*** (0.0945)	0.7163*** (0.0937)	0.7405*** (0.0948)
国有或集体企业	0.5342*** (0.0881)	0.5105*** (0.0874)	0.5342*** (0.0881)
私营企业	0.5071*** (0.0532)	0.4856*** (0.0511)	0.5069*** (0.0536)
“三资”企业	0.9362*** (0.1175)	0.9176*** (0.1196)	0.9332*** (0.1178)
个体经营	0.3663*** (0.0596)	0.3390*** (0.0551)	0.3657*** (0.0595)

留守经历对劳动者就业质量的影响

常数项	-0.8723*** (0.0630)	-0.8807*** (0.0626)	-0.8734*** (0.0632)
F 检验值	68.86	72.22	67.45
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0000
R ²	0.4339	0.4317	0.4345
观测值个数	388	388	388

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号中是异方差稳健标准误。

（四）留守时长对劳动者就业质量的影响结果

为了检验留守时长是否对劳动者的就业质量产生影响，笔者采用 OLS 方法对（3）式做了回归，回归结果见表 4 中的回归 5。从回归 5 可以看出，在其他条件不变的情况下，留守年数（取对数）的系数估计值小于 0，并且在 5%的统计水平上显著。这表明留守时长对劳动者的就业质量有显著的负向影响，随着留守时间的延长，劳动者的就业质量呈现出显著的下降趋势，由此假说 H3 得到了验证。表 3 中的估计结果表明留守经历在总体上对劳动者就业质量有显著的消极影响，而这里的结论在一定程度上反映了上述影响在时间维度上的累积。

（五）初次留守的年龄阶段对劳动者就业质量的影响结果

人在不同年龄阶段的某种经历对其未来发展有着不同的影响，为了检验初次留守的年龄阶段对劳动者就业质量的影响，笔者采用 OLS 方法对（4）式进行了回归，回归结果见表 4 中的回归 6。在控制了受教育水平、人口学特征、就业单位所有制特征之后，初次留守发生在 0~6 岁年龄阶段会显著降低劳动者的就业质量，而初次留守发生在 6~16 岁年龄阶段对劳动者的就业质量没有显著影响。根据埃里克森的人格发展八阶段理论（埃里克森，1992），0~6 岁是儿童人格发展的关键时期，儿童在这一时期形成对外界的信任感、自主性和创造性，一个人在未来所能取得的成就与这一阶段的发展密切相关。而在这个时期，母亲和父亲是儿童最重要的人际关系，父母呵护与教育的缺失会对个体人格品质的形成产生终生的消极影响，且很难弥补。

六、稳健性检验

幼年时期是否有留守经历并不是随机产生的，可能受到包括儿童的性别、年龄，以及父母的受教育程度、收入水平等众多因素的影响。已经有许多文献对此做过较为深入的研究（例如陶然等，2011）。因此，劳动者是否有留守经历有明显的内生性。针对此，本文将使用倾向得分匹配方法（propensity score matching, PSM）处理内生性问题，以检验 OLS 回归所得结论的稳健性。倾向得分匹配方法基于反事实框架，能够更加科学地检验变量之间的因果关系（Rosenbaum and Rubin, 1983）。具体的处理思路如下：

首先，本文根据有无留守经历将全部样本划分为处理组（有留守经历）和控制组（无留守经历），并设置一个二元虚拟变量 *leftbehind*（处理组=1，控制组=0）。然后，笔者以 *leftbehind* 为被解释变量，以相关影响因素为解释变量做 Logit 回归，得出样本有留守经历概率的估计值，并计算倾向得

分。接下来，根据倾向得分对处理组样本和控制组样本进行匹配，从而使得两组样本之间的变量均值没有显著差异，因此 PSM 方法可以控制留守经历的内生性问题，并最终通过估计处理组的平均处理效应（average treatment effect on the treated, ATT），得到留守经历对劳动者就业质量的净影响。

表 5 报告了有留守经历对劳动者就业质量影响的倾向得分匹配估计结果。PSM 有多种匹配方法，本文使用了最常用的 3 种，即最近邻匹配、卡尺匹配和核匹配，并报告了处理组的平均处理效应（ATT）。从表 5 中的结果可以看出，在 3 种匹配方法下，留守经历的 ATT 均为负，且在 10% 或 5% 的统计水平上显著，表明留守经历显著降低了劳动者的就业质量。该结论与 OLS 估计得出的结论是一致的，从而有效地验证了假说 H1。

进一步对比发现，回归 3 的 OLS 估计结果显示留守经历会使劳动者就业质量的得分降低 0.1080，而使用 3 种匹配方法得出的处理组平均处理效应（ATT）的估计值（绝对值）介于 0.1906~0.2050 之间，大约是 OLS 估计结果的 2 倍。也就是说，在处理了留守经历的内生性之后，其对劳动者就业质量的负面影响甚至更大。

表 5 有留守经历对劳动者就业质量影响的 PSM 估计结果

	最近邻匹配 (1:1)	卡尺匹配 (R=0.01)	核匹配
ATT	-0.1953** (0.0933)	-0.1906** (0.0802)	-0.2050*** (0.0695)

注：①***、**分别代表在 1%、5% 的统计水平上显著。②括号中为标准误，采用自助法迭代 500 次得到。

接下来，本文使用倾向得分匹配方法检验不同的留守类型、留守时长、初次留守的年龄阶段对劳动者就业质量的影响，估计结果见表 6。从留守类型看，“部分留守”的 ATT 在统计上不显著，与 OLS 的估计结果（回归 4）略有不同。“完全留守”的 ATT 为负值，且在 1% 的统计水平上显著，这与回归 4 的结果基本一致，但是 ATT 达到了 -0.2598，其绝对值明显超过 OLS 的相应估计值（-0.1144），并且显著性水平也更高。这意味着“完全留守”对劳动者的就业质量具有强烈而显著的负效应，而且这种负效应大于“部分留守”产生的负效应。以上结论有效地验证了假说 H2。

在留守时长的影响方面，表 6 中的结果显示，3 年以下的短期留守与 3 年及以上的长期留守对劳动者就业质量的影响均为负，但后者的 ATT 绝对值更大，显著性水平也更高，表明长期留守经历对劳动者就业质量的负面影响更大，与上文通过 OLS 估计（回归 5）得出的“留守时间越长，就业质量越低”的结论基本一致。从初次留守的年龄阶段看，初次留守年龄在 0~6 岁的 ATT 为 -0.2776，且在 1% 的统计水平上显著，但初次留守年龄在 6~16 岁的 ATT 只有 -0.1253，并且只在 10% 的统计水平上显著。这个结果表明初次留守发生在 0~6 岁年龄阶段会显著降低劳动者的就业质量，与上文 OLS 估计（回归 6）的结果也是一致的。

表 6 留守类型、留守时长、初次留守年龄阶段对劳动者就业质量影响的 ATT

留守经历对劳动者就业质量的影响

留守类型	ATT	留守时长	ATT	初次留守的年龄阶段	ATT
“部分留守”	-0.1045 (0.0883)	3年以下的短期留守	-0.1765** (0.0846)	0~6岁	-0.2776*** (0.1021)
“完全留守”	-0.2598*** (0.8485)	3年及以上的长期留守	-0.3045*** (0.0990)	6~16岁	-0.1253* (0.0687)

注：本表是使用核匹配方法的估计结果，带宽为默认的0.06。***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。括号中为标准误，采用自助法迭代500次得到。

为了检验匹配质量，需要对解释变量做平衡性检验，表7报告了有留守经历组和无留守经历组在匹配前和匹配后的平衡性检验结果^①。从表中可以看出，匹配后全部变量的标准偏误都下降了，且全部变量的标准偏误均小于3%；同时，全部变量组间差异检验的p值增加了，且所有变量的差异在两组间均不显著，表明处理组和控制组之间不存在系统性差异。由于匹配结果较好地消除了有留守经历劳动者与无留守经历劳动者之间的差异，使用PSM能够有效地克服留守经历的内生性问题，从而科学地识别留守经历与劳动者就业质量之间的因果关系。

表7 倾向得分匹配前后解释变量的平衡性检验结果

变量	匹配状态	有留守经历组 (均值)	无留守经历组 (均值)	标准偏误 (%)	偏误降低比例 (%)	组间差异t检验 (p值)
性别	匹配前	0.41379	0.41622	-0.5	100.0	0.962
	匹配后	0.42262	0.42262	0.0		1.000
出生年份	匹配前	1991.3	1988.9	50.7	99.0	0.000
	匹配后	1991.5	1991.6	-0.5		0.958
出生省份	匹配前	0.26108	0.41622	-33.1	92.4	0.001
	匹配后	0.31548	0.32731	-2.5		0.817
河南省	匹配前	0.31527	0.36757	-11.0	77.4	0.279
	匹配后	0.35119	0.33936	2.5		0.820

七、结论和政策启示

本文利用河南、四川、江苏3省农村实地调查数据，使用主成分和因子分析法，综合评价了劳动者就业质量，并采用多元线性回归模型和倾向得分匹配法检验了幼年留守经历对劳动者就业质量的影响。研究表明，幼年的留守经历总体上降低了劳动者的就业质量。进一步的研究发现，父母同时外出务工的“完全留守”经历对劳动者就业质量的负面效应更大；幼年的留守时间越长，劳动者的就业质量越低；3年及以上的长期留守经历对劳动者就业质量的负面影响更大；初次留守发

^①笔者还分别对不同留守类型、不同留守时长、不同初次留守年龄阶段之间的样本匹配情况做了平衡性检验。限于篇幅，没有报告相关结果，感兴趣的读者可向作者索要。

生在0~6岁年龄阶段会对劳动者的就业质量产生显著的负向影响。

本文研究发现,留守经历对留守儿童的消极影响长期存在,在他们成年后还会对其就业质量产生显著的负面影响。从本文的研究结论可以得出以下几点政策启示:第一,尽量避免或减少留守儿童现象的产生。从中国目前的情况看,大量农村劳动力为了增加家庭收入会选择进城务工或经商。为了避免或减少留守儿童现象的产生,一方面,政府应当为农村儿童随父母一同进城创造可能和有利的条件,特别是关注随迁儿童的入学教育问题,破除入学门槛,简化入学流程,强化落实以流入地政府为主、以公办学校为主的“两为主”政策。同时,应大力推行将常住人口纳入区域教育发展规划、将随迁子女教育纳入财政保障范围的“两纳入”政策。另一方面,政府应为农民工返乡就业创业提供便利条件和政策支持,通过引导农民工有序回流从根本上减少父母与儿童的分离。第二,政府、公益组织、农村社区要多方面介入留守儿童工作,为留守儿童提供多维度保护,特别是要改善留守儿童的受教育条件和营养健康状况。对于农村留守儿童比例较高的学校,政府应当加强对其全方位的支持,重点保证学校教师的数量和教学水平,并配备体育运动场所与器械、学校诊所、食堂等基础设施。政府还要加强留守儿童义务教育和职业技术教育之间的衔接,以使他们完成义务教育后就直接外出打工的情况减少,延长他们的受教育时间。第三,政府应积极引导具有专业知识和能力的社会工作者参与关爱农村留守儿童的工作,以加强对留守儿童的学业辅导和生活帮扶,特别是对“完全留守”、长期留守和初次留守年龄在0~6岁的儿童,要帮助他们提高自身的综合素质和能力,使得他们成年后能更好地参与劳动力市场。

最后,笔者认为未来的研究可以考虑以下两点:首先,本文从教育和营养健康影响人力资本形成的视角出发,分析了留守经历对劳动者就业质量的影响。但除此之外,已有的许多研究还发现留守经历对留守儿童的性格和心理也有显著的影响,那么,留守经历是否会通过该途径影响劳动者在劳动力市场的表现呢?其次,本文的实证研究以河南、四川和江苏3省的小样本调查数据为基础,未来的研究可以扩大数据采集的区域和样本量,从而进一步得出具有更大适用范围的研究结论。

参考文献

- 1.埃里克森,1992:《童年与社会》,罗一静等译,上海:学林出版社。
- 2.董海宁,2010:《社会化结果:留守儿童与非留守儿童的比较分析》,《中国青年研究》第7期。
- 3.段成荣、吕利丹、郭静、王宗萍,2013:《我国农村留守儿童生存和发展基本状况——基于第六次人口普查数据的分析》,《人口学刊》第3期。
- 4.段成荣、吕利丹、王宗萍,2014:《城市化背景下农村留守儿童的家庭教育与学校教育》,《北京大学教育评论》第3期。
- 5.段成荣、杨舸,2008:《我国农村留守儿童状况研究》,《人口研究》第3期。
- 6.胡枫、李善同,2009:《父母外出务工对农村留守儿童教育的影响——基于5城市农民工调查的实证分析》,《管理世界》第2期。
- 7.李强、臧文斌,2011:《父母外出对留守儿童健康的影响》,《经济学(季刊)》第1期。

- 8.李庆海、孙瑞博、李锐, 2014: 《农村劳动力外出务工模式与留守儿童学习成绩——基于广义倾向得分匹配法的分析》, 《中国农村经济》第1期。
- 9.李云森, 2013: 《自选择、父母外出与留守儿童学习表现——基于不发达地区调查的实证研究》, 《经济学(季刊)》第3期。
- 10.梁宏, 2011: 《生命历程视角下的“流动”与“留守”——第二代农民工特征的对比分析》, 《人口研究》第4期。
- 11.刘红艳、常芳、岳爱、王欢, 2017: 《父母外出务工对农村留守儿童心理健康的影响: 基于面板数据的研究》, 《北京大学教育评论》第2期。
- 12.刘素华, 2005: 《建立我国就业质量量化评价体系的步骤与方法》, 《人口与经济》第6期。
- 13.吕利丹, 2014: 《从“留守儿童”到“新生代农民工”——高中学龄农村留守儿童学业终止及影响研究》, 《人口研究》第1期。
- 14.谭深, 2011: 《中国农村留守儿童研究述评》, 《中国社会科学》第1期。
- 15.陶然、孔德华、曹广忠, 2011: 《流动还是留守: 中国农村流动人口子女就学地选择与影响因素考察》, 《中国农村经济》第6期。
- 16.陶然、周敏慧, 2012: 《父母外出务工与农村留守儿童学习成绩——基于安徽、江西两省调查实证分析的新发现与政策含义》, 《管理世界》第8期。
- 17.田旭、黄莹莹、钟力、王辉, 2017: 《中国农村留守儿童营养状况分析》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 18.汪建华、黄斌欢, 2014: 《留守经历与新工人的工作流动: 农民工生产体制如何使自身面临困境》, 《社会》第5期。
- 19.谢东虹, 2016: 《留守经历对新生代农民工工作流动的影响——基于2015年北京市数据的实证检验》, 《南方人口》第3期。
- 20.谢勇, 2014: 《江苏省农民工问题研究》, 载江苏省人口普查领导小组办公室(编)《江苏人口发展研究》, 南京: 江苏科学技术出版社, 第1087-1096页。
- 21.叶敬忠、王伊欢、张克云、陆继霞, 2006: 《父母外出务工对留守儿童健康的影响》, 《中国农村经济》第1期。
- 22.张车伟, 2006: 《人力资本回报率变化与收入差距: “马太效应”及其政策含义》, 《经济研究》第12期。
- 23.de Brauw, A., and R. Mu, 2011, “Migration and the Overweight and Underweight Status of Children in Rural China”, *Food Policy*, 36(1): 88-100.
- 24.Elder, G. H., 1994, “Time, Human Agency, and Social Change: Perspectives on the Life Course”, *Social Psychology Quarterly*, 57(1): 4-15.
- 25.Gao, Y., L. Li, J. H. Kim, N. Congdon, J. Lau, and S. Griffiths, 2010, “The Impact of Parental Migration on Health Status and Health Behaviors among Left behind Adolescent School Children in China”, *BMC Public Health*, 10(1): 56-66.
- 26.Hu, F., 2012, “Migration, Remittances, and Children’s High School Attendance: The Case of Rural China”, *International Journal of Educational Development*, 32(3): 401-411.
- 27.Huang, Y., Q. Song, R. Tao, and Z. Liang, 2018, “Migration, Family Arrangement, and Children’s Health in China”,

Child Development, 89(2): 74-90.

28.Li, Q., G. Liu, and W. Zang, 2015, “The Health of Left-behind Children in Rural China”, *China Economic Review*, 36(6): 367-376.

29.Meng, X., 2012, “Labor Market Outcomes and Reforms in China”, *Journal of Economic Perspectives*, 26(4): 75-101.

30.Morton, P., 2004, “Job Quality in Micro and Small Enterprises in Ghana: Field Research Results”, SEED Working Paper No. 68, https://www.ilo.org/empent/Publications/WCMS_117665/lang--en/index.htm.

31.Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects”, *Biometrika*, 70(1): 41-55.

32.Schultz, T. W., 1963, *The Economic Value of Education*, New York: Columbia University Press.

33.Tang, W., G. Wang, T. Hu, Q. Dai, J. Xu, Y. Yang, and J. Xu, 2018, “Mental Health and Psychosocial Problems among Chinese Left-behind Children: A Cross-sectional Comparative Study”, *Journal of Affective Disorders*, 241: 133-141.

34.Tong, Y., W. Luo, and M. Piotrowski, 2015, “The Association between Parental Migration and Childhood Illness in Rural China”, *European Journal of Population*, 31(5):561-586.

35.Wen, M., and D. Lin, 2012, “Child Development in Rural China: Children Left Behind by Their Migrant Parents and Children of Nonmigrant Families”, *Child Development*, 83(1): 120-136.

(作者单位：南京农业大学公共管理学院)

(责任编辑：张丽娟)

The Impact of the Left-behind Experience on Employment Quality of Laborers

Tang Ning Xie Yong

Abstract: The left-behind experience not only has an important impact on the immediate welfare of rural children, but also has a profound impact on their personal development in adulthood. Based on the questionnaire data in rural areas in Henan, Sichuan and Jiangsu Provinces, this article uses the principal component and factor analysis methods to comprehensively evaluate the employment quality of laborers and analyzes the impact of the left-behind experience on the employment quality of laborers by using a multiple linear regression model and a propensity score matching method. The results show that the left-behind experience in early childhood has significantly reduced the employment quality of laborers and the “complete left-behind” experience in which their parents were both away for work has a greater negative impact on the employment quality of laborers. Further analysis shows that the longer the laborers were left behind in childhood, the lower the employment quality they have; the long-term left-behind experience of 3 years or more will significantly reduce the employment quality; the first left-behind experience in the age of 0-6 years also has a significant negative impact on their employment quality.

Key Words: Left-behind Experience; Employment Quality; Human Capital; Propensity Score Matching