

父母返乡对留守儿童学业表现的影响

——基于西北贫困农村 130 所学校的研究

王 妍 白 钰 刘承芳 史耀疆*

内容提要 2012 年超过 2000 万农村外出务工者返乡。现有研究多关注父母外出务工对留守儿童的影响，相比之下鲜有研究关注父母务工返乡对留守儿童的影响。为此，本文基于中国西北某省 130 所农村小学 12200 多名学生的面板数据，使用双重差分法和倾向得分匹配法，考察了父母务工返乡对留守儿童学业表现的影响。结果表明，父母务工返乡对一般的留守儿童的学业表现并无显著影响。但进一步的异质性分析表明，对于家庭比较贫困的学生，父母务工返乡对其学业表现有显著负面影响。

关键词 父母外出务工 返乡 留守儿童 学业表现

一 引言

随着中国城镇化进程不断加快，城乡间劳动力流动更加频繁，越来越多的农村劳动力离开家乡前往城市寻求更好的就业机会和生活（李拓、李斌，2015；刘晏伶、冯健，2014）。数据显示，农民外出务工的数量逐年上升，在 2017 年外出务工

* 王妍，陕西师范大学教育实验经济研究所，电子邮箱：wangyanceee@163.com；白钰（通讯作者），陕西师范大学教育实验经济研究所，电子邮箱：someonebai@163.com；刘承芳，北京大学现代农学院，电子邮箱：cfliu.ccap@pku.edu.cn；史耀疆，陕西师范大学教育实验经济研究所，电子邮箱：shiyaojiang7@gmail.com。作者感谢高等学校学科创新引智计划（批准号：B16031）、国家自然科学基金资助项目（批准号：71703084 和 71473240），以及中央高校基本科研业务费专项资金（批准号：2017CSY050）的资助。

者约达 1.72 亿^①。受户籍等制度的限制，进城务工人员及其子女难以享受城市当地的基本公共服务，如进入流入地城市的公立学校接受教育（宋月萍、谢卓树，2017；富晓星等，2017；Lu，2012；Wen et al.，2015）。相当数量的农村外出务工父母只得将子女留在家乡，造成父母与子女分隔两地的局面，形成了农村留守儿童这一庞大群体^②。据 2015 年《全国教育事业发展统计公报》显示，全国义务教育阶段在校生中农村留守儿童共 2019 万人^③。这些农村留守儿童，无疑是中国未来劳动力的重要组成部分。

父母外出带来儿童生活、学习环境等方面的改变，可能会影响儿童的人力资本积累，进而影响其未来劳动力市场的表现及各方面的成就（陈欣欣等，2009；李云森，2013）。2010 年人口普查数据显示，33% 的留守儿童与祖父母、外祖父母一起生活（段成荣等，2013）。祖辈受教育程度较低，教育意识淡薄，对留守儿童的学习监管比较放松，可能对留守儿童学业表现带来负面影响（段成荣、周福林，2005）。

现有文献主要从收入效应和照料效应两方面来分析父母外出务工对留守儿童的影响。一些学者认为父母外出工工会增加家庭收入，从而增加对子女营养、教育资源、学业辅导等方面投资，进而对学业表现有正的影响（Chen et al.，2009；Roy et al.，2015；Yang，2008；Ambler et al.，2015；Antman，2012）。另一些学者从留守儿童缺少父母照料的角度分析，认为外出务工的父母缺乏对子女日常生活、学习等方面的照料或监督，这往往会对子女的学业表现有负面的影响（Lahaie et al.，2009；Ye & Lu，2011；Chang et al.，2011；McKenzie & Rapoport，2011）。另还有学者经研究发现，父母外出务工对留守儿童的学业表现并没有影响（Zhou et al.，2015）。综上，究竟父母外出务工对留守儿童的学业表现有什么影响，是一个实证问题。

与此同时，受户籍制度和经济大环境和相关政策的影响，农村进城务工劳动力难以永久待在城市，一些外出务工者开始返乡（Chen et al.，2009）。统计数据显示，

① 来自国家统计局网站，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201804/t20180427_1596389.html。

② 关于留守儿童的定义在不同研究中不一致，主要是对父母外出时长、儿童年龄的限定不同。一般来讲，父母至少有一方外出务工、本人留在原村的儿童为留守儿童。对父母外出时长以及留守儿童年龄的限定视研究内容而异。

③ 来自《2015 年全国教育事业发展统计公报》，http://www.moe.gov.cn/srcsite/A03/s180/moe_633/201607/t20160706_270976.html。

2012年中国有超过2000万农民工返乡^①。2018年中国返乡创业人员已超过700万。微观层面的研究表明,子女教育也是很多农村外出务工父母考虑返乡的主要原因之一。一些研究发现,返乡者期望自己回到家乡后可以培养自己的后代接受更好的教育(Zhao, 2002; Dustmann, 2003)。除了子女教育的因素外,个人职业发展、家庭农田耕作、照料家庭也可能影响外出务工父母返乡的决策(Antman, 2015; 梁海艳、符翠丽, 2015; 石智雷等, 2010)。

农村外出务工返乡人员已然成为一个庞大的群体。父母外出务工返乡对子女的教育有什么影响?回答这一问题无疑具有重要的学术意义和政策意义。然而,由于数据等方面的约束,国内外鲜有学者对此展开研究。现有研究更多关注返乡意愿、返乡决策或返乡后生计等其他方面(梁海艳、符翠丽, 2015; 石智雷等, 2010; 陈明星, 2009; Liu et al., 2018)。参考关于父母外出务工对留守儿童学业表现的影响的文献,父母务工返乡对子女学业表现同样会存在两方面影响。一方面是“照料效应”,即父母回到家中会增加对儿童学习的监督,减少其家务劳动时间,从而对子女学业表现产生正面影响。另一方面是“收入效应”,由于返乡后收入减少,即使创业也需要较长周期收入才可能增加,因此务工返乡在短期内收入下降,会减少对子女教育的投资,从而对子女学业表现产生负面影响。究竟父母外出务工返乡对留守儿童的学业表现有什么影响,取决于究竟是照料效应还是收入效应占主导。

本文旨在实证分析农村父母外出务工返乡对子女学业表现的影响。为此,将基于2013-2014年笔者在西北某省贫困农村地区130所小学收集的12207名学生及其家庭的两期面板数据,采用双重差分法(Differences in Differences,简称DID)缓解因遗漏不随时间变化的可能影响儿童学业表现的因素所造成的选择性偏误,并结合倾向得分匹配法(Propensity Score Matching,简称PSM)缓解因为遗漏可观察的可能影响儿童学业表现的因素所造成的选择性偏误。

接下来,本文在第二部分将介绍本研究的抽样方法与数据。第三部分介绍实证分析方法。第四部分是实证分析结果。该部分首先描述留守儿童的父母外出务工及返乡情况;其次,对比不同类型的返乡家庭子女的学业表现;再次,通过回归分析研究父母返乡对留守儿童学业表现的平均影响;最后通过异质性分析研究该影响是否随着不同样本特征而变化。第五部分是结论。

^① 来自人力资源和社会保障部, http://www.xinhuanet.com/politics/2018-01/20/c_1122287027.htm。

二 抽样与数据收集

为了实现研究目标，笔者于2013年和2014年在中国西北某省130所小学进行了基线和追踪两轮调研。

（一）抽样及数据来源

首先，本研究将抽样范围限定在样本省的某市^①。其次，抽样的第二步是选择样本学校。本文从六个样本县教育局获得所有农村地区完全小学和九年一贯制小学清单，从中随机选择130所学校。最后，选择这130所学校的四年级和五年级的学生作为总样本^②。2013年基线调查共有13055名学生。由于样本流失，有12207名样本学生参加2014年的追踪调查。

（二）数据收集及变量说明

笔者研究团队分别于2013年9月和2014年6月执行了基线和追踪调研，此时间段也与2013-2014学年时间一致。数据收集分为三部分：第一，学业表现；第二，父母外出及返乡；第三，其他控制变量。

1. 学业表现

笔者分别于基线和追踪调研对样本学生进行30分钟的标准化英语测试，得到样本学生的两次原始英语成绩，以此衡量学生的学业表现。同时，本文对原始成绩按照年级进行标准化，便于四、五年级学生英语成绩的比较。关于选择标准英语测试作为衡量样本学生学业表现的原因有两个：一是在中国竞争教育体系下，英语是中考和高考的主科目之一；二是因为在贫困农村地区，英语教学能力与英语学习能力相对较弱（吕吉尔，2006；Hu，2005）。研究表明，阻碍中国农村的学生升入高中的最大障碍可能是较差的英语成绩（Loyalka et al., 2014），因此较低的英语学习能力和学习掌握程度可能会阻碍农村学生学业的进步。

① 为了扩大样本中父母外出务工状况的差异性，研究团队需要关注具有高人口密度和高非农就业率的贫困农村地区。而样本市的人口约占样本省总人口的1/4，但地理面积仅占样本省总地理面积的2%。除此之外，样本市的6个县中，有5个为国家级贫困县。因此样本市作为本研究抽样调查的地理限定范围相对合适。

② 一方面，四、五年级的学生有能力填写调查问卷，完成标准化测试；另一方面，四、五年级的学生在一年后还是在校生，便于做之后的追踪调查。

2. 父母外出及返乡

为了获得样本学生父母的外出务工及返乡情况,本研究通过调查问卷收集学生父母的信息。具体地讲,在2013年和2014年的两次调查中,问卷中会问每个学生在上个学期父母是在外务工还是在家。为了进一步确认父母的外出务工状况,问卷中也会继续追问每个学生:“你的父母是否离开家外出打工至少两个月?”中国小学阶段一个学期约4个月时间,父母至少外出务工两个月以上才能被判定为“外出务工”的状态。同时为了确保信息的准确性,研究团队与班主任老师再次确认每个学生的父母外出务工情况。为了方便之后的分析,本研究根据父母外出务工的情况将样本学生分为两大类型:即父母在基线和追踪时期均在外务工的学生;父母基线均在外务工但至少有一方在追踪时期返乡的学生。

与此同时,为了探究家庭中不同返乡组合的影响,本研究进一步将所有返乡的样本划分为六种类型:父母任意一方返乡(包括父亲返乡、母亲返乡、父母亲均返乡),仅父亲返乡(指父亲返乡而母亲未返乡),父亲返乡(包括仅父亲返乡和父母亲均返乡),仅母亲返乡(指母亲返乡而父亲未返乡),母亲返乡(包括仅母亲返乡和父母亲均返乡),父母双方均返乡。为方便后文,本文将这六组样本定义为“返乡组”。除此之外,本文还定义了从未返乡组:指在2013年和2014年时期父母均在外务工的学生。最终这七组样本分布详情见表1。为了探究父母务工返乡对留守儿童学业表现的影响,本研究设置1个对照组和6个干预组^①。具体地讲,从未返乡组为对照组,返乡组为干预组。

3. 其他控制变量

数据收集的第三部分是样本学生特征,包括学生个人特征和家庭特征。其中个人特征包括性别、年龄、民族、年级、是否寄宿;家庭特征包括家庭资产^②、父母受教育程度、兄弟姐妹个数。

① 与对照组的留守儿童父母均在外务工的状态对比,在笔者2014年追踪期调研时,干预组的留守儿童父母有任一方返乡,因此这里的干预不是指一般意义上的政策或者项目干预。

② 问卷中询问了学生家里是否做生意,有没有电脑,电脑是否能上网,有没有电动车、汽车、自来水、微波炉、电冰箱、照相机、摄像机、洗衣机、抽水马桶。家庭资产是根据学生对上述问题的回答通过因子分析计算得到的。

三 方法与模型设定

在进行项目评估或者因果推断时，通常会遇到内生性问题，如不可观测的因素导致的遗漏变量偏误和可观测的因素导致的自选择偏误问题。本文尝试使用倾向得分匹配和双重差分模型结合的方法解决上述两个问题。因此本文使用 DID 和 PSM 方法来探究父母外出务工后返乡如何影响留守儿童的学业表现，以确保估算结果的精准性和稳健性。

（一）双重差分法

本文使用双重差分法来比较干预组和对照组学生在父母务工返乡前后成绩的变化，即标准 DID 估计，其模型设定是受限的（restricted）和未经调整的（unadjusted）的：

$$\Delta Score_{is} = \alpha + \beta REMIG_{is} + \lambda C_c + \varepsilon_{is} \quad (1)$$

在式（1）中， i 代表学生个体， s 代表学校， $\Delta Score_{is}$ 代表学校 s 里的学生 i 在基线与追踪两时期标准化英语测试成绩的差值（具体指标准化后的追踪英语测试成绩减去标准化后的基线英语测试成绩）。 $REMIG_{is}$ 代表六种不同的干预变量。 C_c 衡量的是县级的固定效应。

除了标准化 DID 估计外（Smith & Todd, 2005），本文也加入了其他 DID 估计：不受限的（模型中加入了基线时的学业表现）和调整过的（模型中加入了除了干预变量外的其他协变量）。通过不受限的和调整过的模型估计，本文可以在控制基线时学业表现和其他协变量不变的情况下，更加精准地估计六种干预对样本的学业表现的变化有什么影响。综上所述，本文加入另外三种 DID 估计。

不受限的（unrestricted）和未经调整的（unadjusted）模型设定如下：

$$\Delta Score_{is} = \alpha + \beta REMIG_{is} + \delta Score_{is,baseline} + \lambda C_c + \varepsilon_{is} \quad (2)$$

受限的（restricted）的和调整过的（adjusted）模型设定如下：

$$\Delta Score_{is} = \alpha + \beta REMIG_{is} + \gamma X_{is} + \lambda C_c + \varepsilon_{is} \quad (3)$$

不受限的（unrestricted）的和调整过的（adjusted）模型设定如下：

$$\Delta Score_{is} = \alpha + \beta REMIG_{is} + \delta Score_{is,baseline} + \gamma X_{is} + \lambda C_c + \varepsilon_{is} \quad (4)$$

其中在式（2）、（3）、（4）中， X_{is} 包含了学生的个人特征和家庭特征，例如性别、年龄、民族、年级、兄弟姐妹的个数、家庭资产、父母受教育程度等特征。本文在基线时期收集了这些数据（或者是在所有父母返乡之前）。 $Score_{is,baseline}$ 指学校的学生在基线时期标准化的英语测试成绩。同时，根据式（4）的模型设定，本文加入干预变量与

潜在影响变量的交互项，进行父母务工返乡对留守儿童学业表现的异质性分析在所有的回归分析中，均在学校层面上调整标准误。

（二）倾向得分匹配方法和误差修正匹配方法

为了检验 DID 结果的稳健型，同时为了解决由可观测变量引起的自选择问题，本文使用 PSM 方法。这种方法最早是由 Rosenbaum & Rubin (1983) 提出，旨在降低估计干预效果时的偏误。PSM 的核心思路是为样本中的干预组（父母基线在外务工，但至少有一方在追踪期返乡）找到最匹配的反事实对照组（父母在基线和追踪时期均在外务工）。具体按照如下步骤（Caliendo & Kopeinig, 2008）：首先，通过个人和家庭层面的特征来估计一个留守儿童的父母返乡的概率，即倾向得分。其次，检查共同支持域，共同支持域即为干预组和对照组倾向得分相同的范围，在共同支持域内进行匹配，可使两组间协变量的分布更均衡。接下来，本文使用最邻近匹配（nearest neighbor matching）的方法。最后，本文没有按照样本所有的特征进行匹配，因此检验匹配后的干预组与对照组在其他协变量上的平衡性变得非常必要。

同时，为了避免地理区域上的不匹配，本文也采用了误差修正匹配法（Bias Corrected Matching，简称 BCM）（Abadie & Imbens, 2006）。本文参照 Bai et al. (2018)，按县域匹配同时也基于九个其他的协变量匹配，包括性别、年龄、民族、年级、是否寄宿、家庭资产、父亲受教育程度、母亲受教育程度、兄弟姐妹个数。由于匹配方法无法控制不可观测变量，本文同时结合 DID 方法进一步降低估计的偏误。

四 结果分析与讨论

（一）基本描述统计

1. 留守儿童的父母外出务工及返乡情况

根据表 1，基线调查时共有 5483（44.92%）名留守儿童（父母至少有一位在外务工）。这些儿童中，有 2730 名留守儿童仅父亲外出，占 2013 年留守儿童的 49.79%，占比总调查样本 22.36%；有 560 名留守儿童仅母亲外出，占 2013 年留守儿童的 10.21%，占总调查样本 4.59%；有 2193 名留守儿童父母均外出，占 2013 年留守儿童的 40.00%，占总调查样本 17.97%。

同时，很大比例的农民工从城市回到农村。根据表 1，有 1002 名留守儿童，其父亲于 2013 年基线时在外务工并于 2014 年追踪时返乡，占 2013 年仅父亲外出务工样本的 36.70%；有 270 名留守儿童，其母亲于 2013 年基线时在外务工并于 2014 年追踪时

返乡，占 2013 年仅母亲外出务工样本的 48.21%；有 919 名留守儿童，其父母双方于 2013 年基线时均在外务工，并于 2014 年追踪时期至少有一方返乡，占 2013 年父母双方均外出务工家庭的 41.91%。

2013 年基线时父母均在外务工的 2193 名留守儿童即为本文分析的总样本。同时选择 2013 年和 2014 年基线和追踪两次调研时父母均在外务工的留守儿童（“从未返乡组”）作为对照组，共 1274 名。而关于 6 个干预组，根据数据来源部分对干预组的定义，可确定最终的干预组样本分布数量。

表 1 2013 年和 2014 年西北某省样本家庭务工返乡的数量分布

| 父母务工情况 | 2013 年外出务工情况 | 2014 年返乡情况 | | | | | | |
|-----------|--------------|------------|--------|------|--------|------|---------|----------|
| | 家庭数量 | 父母任意一方在家 | 仅有父亲在家 | 父亲在家 | 仅有母亲在家 | 母亲在家 | 父母双方均在家 | 父母双方均未在家 |
| 仅有父亲外出务工 | 2730 | 2360 | 51 | 1002 | 1358 | 2309 | 951 | 370 |
| 仅有母亲外出务工 | 560 | 402 | 132 | 339 | 63 | 270 | 207 | 158 |
| 父母双方均外出务工 | 2193 | 919 | 109 | 614 | 305 | 810 | 505 | 1274 |
| 父母双方均在家 | 6724 | 5960 | 177 | 4696 | 1264 | 5783 | 4519 | 764 |
| 总家庭数量 | 12207 | 9641 | 469 | 6651 | 2990 | 9172 | 6182 | 2566 |

资料来源：根据笔者研究团队于 2013 年、2014 年在样本地区所收集数据计算得到。

2. 父母返乡情况

根据图 1 所示，在追踪时期父母有任一方返乡的样本学生占总样本（12207）的 7.53%，其中母亲比父亲更倾向于返乡。在返乡的样本中，父母双方均返乡的样本学生占比重更多。

3. 留守儿童的学业表现

本文在基线和追踪时期均以对照组的成绩为基准，标准化六个干预组留守儿童的学业表现，最终得到对照组和六个干预组在基线和追踪时期的成绩差。据图 2 所示，与对照组（父母均在外务工的留守儿童）相比，六个干预组的留守儿童在父母返乡前后的成绩基本无变化。因此，在不控制任何协变量的情况下，本文发现父母务工返乡对留守儿童的学业表现没有影响。

4. 对照组与干预组的平衡性检验

在进行 DID 分析之前，本文分别对六个干预组与对照组进行平衡性检验，即检验

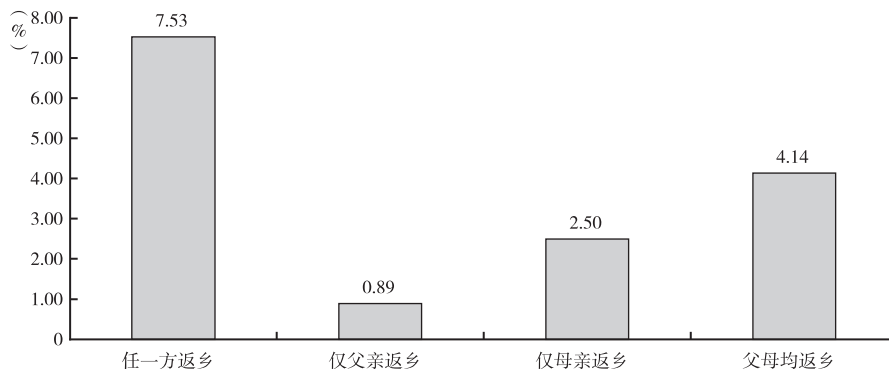


图1 父母务工返乡的学生样本占总样本的比例分布

资料来源：根据笔者研究团队于2013年、2014年在样本地区所收集数据计算得到。

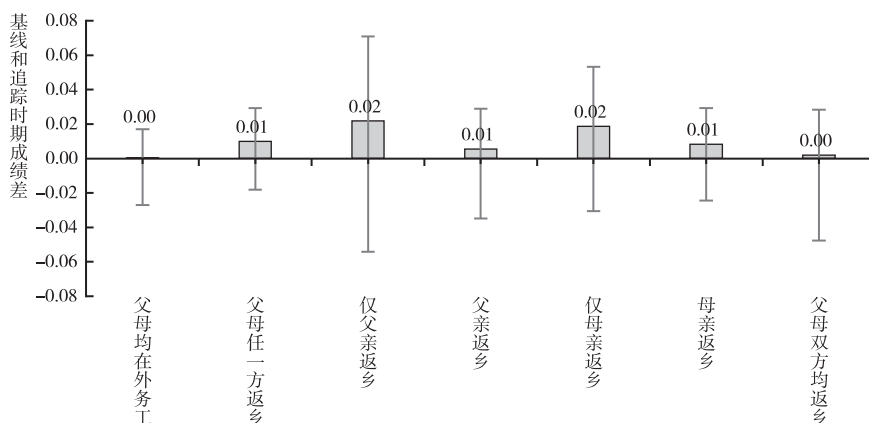


图2 留守儿童在父母返乡前后的成绩变化

资料来源：根据笔者研究团队于2013年、2014年在样本地区所收集数据计算得到。

除了父母是否返乡的变量之外的其他协变量在干预组与对照组之间是否是无差异的。结果如表2所示，本文发现大部分变量是通过平衡性检验的，对于个别未通过检验的变量，本文会在后文的异质性分析中加入这些变量与主要干预变量的交互项进一步分析。

(二) 父母务工返乡对留守儿童学业表现的影响

本文利用式(1)~(4)的模型设定，对其中一组干预组(父母任意一方返乡)与对照组的样本进行DID分析，结果如表3所示。在不受限的和调整的模型(4)里，在

表2 多元回归分析中所使用的控制变量的描述性分析

| 变量名称 | 总计 | | 父母任意一方返乡 | | 仅父亲返乡 | | 父亲返乡 | | 仅母亲返乡 | | 母亲返乡 | | 父母双方均返乡 | |
|-------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) |
| 性别(1 = 女性; 0 = 男性) | 0.46 [0.50] | 0.47 [0.50] | 0.45 [0.50] | -0.02 [0.02] | 0.49 [0.50] | 0.01 [0.05] | 0.45 [0.50] | -0.02 [0.03] | 0.46 [0.50] | -0.02 [0.03] | 0.45 [0.50] | -0.03 [0.02] | 0.44 [0.50] | -0.03 [0.03] |
| 年龄(岁) | 10.90 [1.13] | 10.92 [1.14] | 10.88 [1.11] | -0.02 [0.05] | 10.91 [1.16] | 0.01 [0.12] | 10.87 [1.14] | -0.03 [0.06] | 10.89 [1.06] | -0.00 [0.07] | 10.87 [1.11] | -0.02 [0.05] | 10.86 [1.14] | -0.04 [0.06] |
| 是否为少数民族(1 = 是; 0 = 否) | 0.60 [0.49] | 0.62 [0.49] | 0.59 [0.49] | -0.04* [0.02] | 0.53 [0.50] | -0.08* [0.05] | 0.62 [0.49] | -0.03 [0.02] | 0.53 [0.50] | -0.05* [0.03] | 0.60 [0.49] | -0.03 [0.02] | 0.63 [0.48] | -0.02 [0.02] |
| 是否为5年级(1 = 是; 0 = 否) | 0.48 [0.50] | 0.49 [0.50] | 0.46 [0.50] | -0.02 [0.03] | 0.50 [0.50] | 0.01 [0.05] | 0.46 [0.50] | -0.03 [0.03] | 0.47 [0.50] | -0.02 [0.03] | 0.46 [0.50] | -0.03 [0.03] | 0.46 [0.50] | -0.03 [0.03] |
| 是否为寄宿学生(1 = 是; 0 = 否) | 0.20 [0.40] | 0.22 [0.41] | 0.18 [0.39] | -0.02 [0.02] | 0.18 [0.39] | -0.03 [0.04] | 0.16 [0.37] | -0.04* [0.02] | 0.23 [0.42] | -0.00 [0.03] | 0.18 [0.39] | -0.02 [0.02] | 0.16 [0.37] | -0.04* [0.02] |
| 资产的自然对数 | 9.54 [0.65] | 9.55 [0.65] | 9.54 [0.65] | -0.00 [0.03] | 9.56 [0.35] | 0.01 [0.03] | 9.55 [0.65] | 0.01 [0.03] | 9.53 [0.65] | -0.02 [0.04] | 9.54 [0.68] | -0.00 [0.03] | 9.55 [0.69] | 0.00 [0.04] |
| 父母的受教育程度(1 = 初中及以上; 0 = 初中以下) | 0.40 [0.49] | 0.40 [0.49] | 0.41 [0.49] | 0.01 [0.02] | 0.47 [0.50] | 0.06 [0.05] | 0.40 [0.49] | 0.01 [0.03] | 0.43 [0.50] | 0.01 [0.03] | 0.40 [0.49] | 0.00 [0.02] | 0.38 [0.49] | -0.00 [0.03] |
| 母亲的受教育程度(1 = 初中及以上; 0 = 初中以下) | 0.27 [0.44] | 0.27 [0.44] | 0.27 [0.44] | 0.00 [0.02] | 0.26 [0.44] | -0.01 [0.04] | 0.24 [0.43] | -0.01 [0.02] | 0.32 [0.07] | 0.04* [0.02] | 0.27 [0.44] | 0.01 [0.02] | 0.24 [0.43] | -0.01 [0.02] |
| 兄弟姐妹的数量 | 1.50 [1.47] | 1.48 [1.46] | 1.52 [1.48] | 0.04 [1.23] | 1.23 [1.43] | -0.24 [0.15] | 1.60 [1.59] | 0.08 [1.39] | 1.37 [1.24] | -0.03 [0.07] | 1.56 [1.49] | 0.08 [0.07] | 1.68 [1.61] | 0.15 [0.09] |
| 观测值 | 2193 | 1274 | 919 | 2193 | 109 | 1383 | 614 | 1888 | 305 | 1579 | 810 | 2084 | 505 | 1779 |

注：第(1)、(2)、(3)、(5)、(7)、(9)、(11)、(13)列分别为对应指标的平均值，中括号内数值为对应的标准差；第(4)、(6)、(8)、(10)、(12)、(14)列分别是对父母双方从未返乡与父母任意一方返乡、仅父亲返乡、父亲返乡、仅母亲返乡、母亲返乡、父母双方均返乡的控制变量差别进行的t检验，*、**、***分别代表了在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源：根据笔者研究团队于2013年、2014年在样本地区所收集数据计算得到。

控制其他变量不变的情况下，年龄较大的学生学业表现相比年龄较小的学生下降更多。因为在其他不变的情况下，年龄较大的学生在小学阶段会有初步的优势，但这种优势会逐渐消失，而年龄较小的学生会逐渐赶上课程的进度（Fredriksson & Öckert, 2005）。除此之外结果显示，少数民族家庭的留守儿童要比汉族家庭的留守儿童学业表现下降得更多，这与前人的研究结论基本一致（Gustafsson & Sai, 2014; Yang et al., 2015; Bai et al., 2018）。在表 3 中，本文发现在 4 个实证模型里，主要自变量的系数均不显著，甚至在模型（3）、（4）中，自变量的系数稍显负向。这个结果说明，在控制其他变量不变的情况下，父母务工返乡对留守儿童学业表现无影响。此外，本文的其他结果分析均会集中在模型（4）的设定中（不受限的和调整过的），因为这种模型控制了更多的影响学业表现的变量，具有更高的可信度。

表 3 父母有任一方返乡对留守儿童学业表现的影响（基于双重差分法）

| 变量名称 | | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) |
|--------------------------|------------------------------|----------------|-----------------|--------------------|--------------------|
| 干预变量 (<i>REMI</i> G) | 父母有任一方返乡(1 = 是; 0 = 否) | 0.00 (0.03) | 0.01 (0.03) | -0.02 (0.03) | -0.02 (0.03) |
| | 性别(1 = 女; 0 = 男) | | 0.05 (0.03) | | 0.13 *** (0.03) |
| | 年龄(年) | | 0.00 (0.01) | | -0.03 ** (0.01) |
| | 民族(1 = 汉; 0 = 少数民族) | | -0.04 (0.04) | | -0.09 ** (0.04) |
| | 年级(1 = 5 年级; 0 = 4 年级) | | -0.02 (0.04) | | 0.02 (0.03) |
| | 是否寄宿(1 = 是; 0 = 否) | | | 0.16 *** (0.05) | |
| 父母和 家庭特征 | 资产的自然对数 | | -0.00 (0.01) | | -0.01 (0.01) |
| | 父亲受教育程度(1 = 初中及以上; 0 = 初中以下) | | -0.04 (0.03) | | 0.00 (0.02) |
| | 父亲受教育程度(1 = 初中及以上; 0 = 初中以下) | | -0.05 (0.04) | | -0.04 (0.03) |
| | 兄弟姐妹的数量 | | | 0.02 * (0.01) | |

续表

| 变量名称 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) |
|----------------|-----------------|-----------------|---------------------|---------------------|
| 基线时的标准化英语测试成绩 | | | -0.40 *** (0.03) | -0.42 *** (0.03) |
| 县的固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | -0.02 (0.03) | -0.03 (0.19) | -0.29 *** (0.04) | 0.13 (0.16) |
| 观测值 | 2193 | 2193 | 2193 | 2193 |
| R ² | 0.00 | 0.02 | 0.21 | 0.23 |

注：*、**、*** 分别代表了在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内数值为学校层面上调整标准误。

资料来源：根据笔者研究团队于 2013 年、2014 年在样本地区所收集数据计算得到。

表 4 表明 6 个干预变量在四个模型中的系数均不显著，即无论是哪种类型的父母返乡组合，均对留守儿童的学业表现无影响。究其原因，本文猜想可能因为父母返乡后，逐渐消失的“收入效应”与日渐增加的“照料效应”相互作用最终抵消的缘故。即返乡后家庭逐渐失去了外出务工所带来的收入（Du et al., 2005），进而减少了对子女健康营养、教育等方面的投资（Cueto & Chinen, 2008；Hoyland et al., 2009），从而对子女的学业表现有了负面的影响。而父母返乡后，分担了家庭的农活，从而使子女有更多的时间学习，或是直接对孩子进行学业上的辅导，这种“照料效应”最终促进子女学业表现的进步（Houtenville & Conway, 2008；Castro et al., 2015）。而在本文的分析中，这两种效应带来的影响似乎相互抵消。

表 4 六种不同类型的父母返乡情况对留守儿童学业表现的影响（基于双重差分法）

| 父母返乡情况 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) |
|----------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|
| 父母任意一方返乡 | 0.00 (0.03) | 0.01 (0.03) | -0.02 (0.03) | -0.02 (0.03) |
| 观测值 | 2193 | 2193 | 2193 | 2193 |
| R ² | 0.00 | 0.02 | 0.21 | 0.23 |
| 仅父亲返乡 | 0.01 (0.05) | 0.02 (0.05) | -0.01 (0.05) | -0.01 (0.05) |
| 观测值 | 1383 | 1383 | 1383 | 1383 |
| R ² | 0.01 | 0.02 | 0.22 | 0.24 |

续表

| 父母返乡情况 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) |
|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 父亲返乡 | -0.00 (0.03) | 0.00 (0.03) | -0.04 (0.03) | -0.04 (0.03) |
| 观测值 | 1888 | 1888 | 1888 | 1888 |
| R ² | 0.01 | 0.02 | 0.22 | 0.24 |
| 仅母亲返乡 | 0.01 (0.04) | 0.01 (0.04) | 0.01 (0.04) | 0.00 (0.04) |
| 观测值 | 1579 | 1579 | 1579 | 1579 |
| R ² | 0.01 | 0.02 | 0.22 | 0.24 |
| 母亲返乡 | 0.00 (0.03) | 0.00 (0.03) | -0.02 (0.03) | -0.02 (0.03) |
| 观测值 | 2084 | 2084 | 2084 | 2084 |
| R ² | 0.00 | 0.02 | 0.22 | 0.24 |
| 父母双方均返乡 | -0.00 (0.04) | -0.00 (0.03) | -0.04 (0.03) | -0.04 (0.03) |
| 观测值 | 1779 | 1779 | 1779 | 1779 |
| R ² | 0.01 | 0.03 | 0.23 | 0.26 |

注：*、**、*** 分别代表了在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内数值为学校层面上调整标准误；在此表的回归中，所用模型设定与前文介绍的式（1）~（4）一致，控制了县的固定效应；此表未展示完整的回归结果，只展示了六个干预变量的系数。

资料来源：根据笔者研究团队于 2013 年、2014 年在样本地区所收集数据计算得到。

（三）父母务工返乡对留守儿童学业表现影响的稳健性分析^①

无论是单独使用两种匹配方法还是基于 DID 与两种匹配方法相结合的方法，最终得到的结论均与 DID 的结果基本一致。根据表 5，本文无法拒绝父母务工后返乡对留守儿童学业表现无影响的假设。当使用 BCM 方法时，结果显示，六种干预的系数不显著，且稍显负向；当使用 DID 和匹配相结合的方法时，无论是 PSM 或是 BCM，六种干预变量的系数基本不显著^②，且多数为负向。

^① 本文在使用倾向得分匹配方法时，经验证匹配样本满足共同支持假设。

^② 虽然在此部分分析中，“父母有任意一方返乡”的干预变量系数在 10% 水平上显著且是负向的，这可能与在分析中调整标准误的方法有关。总体而言，与 DID 的结果不冲突，本文可以认为此结果与 DID 的结果一致。

表 5 六种不同类型的父母务工返乡情况对孩子学业表现的影响分析（基于 DID & PSM 的方法）

| 父母返乡情况 | 匹配方法 | (1) | | | (2) | | |
|----------|------|-------|------|---------|----------|------|---------|
| | | 匹配 | | | DID & 匹配 | | |
| | | ATT | 标准误 | t/z 统计量 | ATT | 标准误 | t/z 统计量 |
| 父母任意一方返乡 | PSM | 0.00 | 0.06 | 0.06 | -0.07* | 0.04 | -1.88 |
| | BCM | -0.01 | 0.03 | -0.40 | -0.02 | 0.03 | -0.56 |
| 仅父亲返乡 | PSM | 0.07 | 0.14 | 0.47 | -0.05 | 0.09 | -0.58 |
| | BCM | -0.02 | 0.06 | -0.39 | -0.01 | 0.07 | -0.12 |
| 父亲返乡 | PSM | -0.03 | 0.05 | -0.47 | -0.04 | 0.04 | -1.04 |
| | BCM | -0.01 | 0.03 | -0.25 | 0.00 | 0.03 | 0.07 |
| 仅母亲返乡 | PSM | 0.07 | 0.08 | 0.95 | 0.06 | 0.06 | 1.04 |
| | BCM | 0.00 | 0.04 | 0.12 | -0.03 | 0.04 | -0.66 |
| 母亲返乡 | PSM | -0.07 | 0.06 | -1.29 | -0.05 | 0.04 | -1.22 |
| | BCM | 0.00 | 0.03 | -0.12 | -0.01 | 0.03 | -0.47 |
| 父母双方均返乡 | PSM | -0.01 | 0.05 | -0.25 | -0.07 | 0.04 | -1.61 |
| | BCM | 0.00 | 0.03 | -0.12 | 0.01 | 0.03 | 0.28 |

资料来源：根据笔者研究团队于 2013 年、2014 年在样本地区所收集数据计算得到。

（四）父母务工返乡对留守儿童学业表现的异质性分析

本文从 DID 和两种匹配方法的分析中发现，父母务工返乡对留守儿童学业表现没有影响，同时基于前人的研究，本文试图从“收入效应”和“照料效应”两方面来解释。但是因为使用数据的限制，本文无法获得父母返乡后家庭收入的变化以及父母照料留守儿童子女的变化等可量化的数据，因此无法直接来验证这两种效应。

尽管如此，本文尝试从间接的角度来验证“收入效应”，即根据家庭资产的大小降序排序，将 2193 名留守儿童依家境状况分为三类：相对良好（家庭资产排名在前 1/3）、中间层面（家庭资产排名在中间 1/3）、相对贫困（家庭资产排名在后 1/3）。同时根据等式（4）的模型设定，分别对这三类样本进行 DID 分析，结果如表 6 所示：相对于其他两种类型的留守儿童，父母务工返乡对于家庭更加贫困学生的学业表现的负向影响更显著，即在本研究中，“收入效应”因逐渐消失而带来的负作用对家庭经济状况相对较差的留守儿童影响更大，可能的原因是相对贫困的家庭更需要父母外出务工所获得的收入，也间接从“收入效应”解释了 DID 和匹配的结果中干预变量系数几乎均为负向的原因。

除了家庭资产这个协变量外，本文也对其他协变量（如年龄、性别、年级、民族、是否寄宿、兄弟姐妹个数、父母受教育程度等变量）进行了异质性分析，结果在统计学意义上并不显著^①。

表6 父母务工返乡对不同经济状况家庭的留守儿童学业表现的异质性分析

| 家境状况 | 变量名称 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------|--------------------------------|------------------------------|----------------------------|---------------------------|----------------------------|---------------------------|------------------------------|
| | | 父母任一方返乡 (1 = 是; 0 = 否) | 仅父亲返乡 (1 = 是; 0 = 否) | 父亲返乡 (1 = 是; 0 = 否) | 仅母亲返乡 (1 = 是; 0 = 否) | 母亲返乡 (1 = 是; 0 = 否) | 父母双方均返乡 (1 = 是; 0 = 否) |
| 家境状况: 相对良好 | <i>REMIG</i> (1 = 是; 0 = 否) | 0.00 (0.04) | -0.07 (0.13) | -0.03 (0.05) | 0.06 (0.05) | 0.01 (0.04) | -0.02 (0.05) |
| | 观测值 | 746 | 746 | 746 | 746 | 746 | 746 |
| | R ² | 0.22 | 0.22 | 0.22 | 0.22 | 0.22 | 0.22 |
| 家境状况: 中间层面 | <i>REMIG</i> (1 = 是; 0 = 否) | 0.02 (0.04) | 0.09 (0.07) | 0.01 (0.04) | 0.02 (0.07) | -0.00 (0.04) | -0.01 (0.05) |
| | 观测值 | 711 | 711 | 711 | 711 | 711 | 711 |
| | R ² | 0.25 | 0.25 | 0.25 | 0.25 | 0.25 | 0.25 |
| 家庭状况: 相对贫困 | <i>REMIG</i> (1 = 是; 0 = 否) | -0.08* (0.04) | -0.06 (0.06) | -0.08** (0.04) | -0.02 (0.06) | -0.07 (0.04) | -0.08* (0.04) |
| | 观测值 | 736 | 736 | 736 | 736 | 736 | 736 |
| | R ² | 0.27 | 0.26 | 0.27 | 0.26 | 0.27 | 0.27 |

注：*、**、*** 分别代表了在 10%、5%、1% 的水平上显著，括号内为学校层面上调整标准误；回归中控制了学生的基线成绩、个人特征（性别、年龄、民族、年级、是否寄宿）和家庭特征（父母受教育程度、兄弟姐妹个数）。

资料来源：根据笔者研究团队于 2013 年、2014 年在样本地区所收集数据计算得到。

五 结论

本研究利用 2013 年和 2014 年西北某省贫困农村地区随机抽样调查的数据，运

① 本文未展示异质性分析估计结果，如对此部分感兴趣，可联系作者获取。

用双重差分法（DID）和匹配法避免因遗漏重要变量和父母选择返乡的自选择问题造成的内生性问题，以分析父母务工返乡对留守儿童学业表现的影响。实证结果发现，无论是父母有任一方返乡，还是父母均返乡，其对留守儿童学业表现均无显著性影响。同时，本文发现父母务工返乡对来自相对贫困家庭的留守儿童的学业表现有显著负向影响。可能的原因是父母务工返乡后，家庭收入下降造成的负面影响大于因父母照料增加而带来的正面影响，因此儿童学业表现并未因父母直接照料的增加而改善。除此之外，本文发现父母务工返乡对不同年龄、性别、年级、民族、寄宿情况、兄弟姐妹个数、父母受教育程度等特征的留守儿童学业表现的影响没有显著性差异。

从留守儿童的教育角度，本文没有证据支持留守儿童的父母从城市回到家乡，对于相对贫困家庭的留守儿童的学业表现具有正向作用，本研究甚至支持父母维持在外务工的状态，这与之前的研究具有一致性（Bai et al., 2018）。同时伴随着流动儿童的出现，有研究证明与原来在老家相比，流动儿童跟随父母来到城市后的受教育条件有所提高，流动儿童的亲子交流有所增加（邹泓等，2005），会对儿童的学业表现产生积极影响。然而，有很多研究发现有很多外出务工者无法带孩子进城接受教育，最大的原因是因为城市政府的政策，尤其是城市学校设置的不合理门槛（包括手续和费用门槛）。具体而言，在现在的户籍系统里，非户籍流动人口无法享受与户口相关的保障性住房，也无法享受子女在城市公立学校平等就学的权利（徐晓新、张秀兰，2016；陶然、周敏慧，2012），而这背后实际反映的是中国户籍管理体制等问题（段成荣，2015）。

因此，从留守儿童的教育角度出发，政府应该推进户籍制度改革，在多种渠道增加教育资源总量，促进流动人口子女在父母工作地平等就学。近年来国务院发布了《关于进一步推进户籍制度改革的意见》^①，要求“逐步完善并落实随迁子女在流入地接受中等职业教育免学费和普惠性学前教育的政策以及接受义务教育后参加升学考试的实施办法”。政府应该在户籍制度改革中扮演好“实施者”和“监督者”的角色，为中国城镇化进程打下人力资本基础。

^① 来自 http://www.gov.cn/zhengce/content/2014-07/30/content_8944.htm。

参考文献:

- 陈明星 (2009), 《积极应对农民工大规模“被动返乡”》, 《调研世界》第3期, 第3-4页。
- 陈欣欣、张林秀、罗斯高、史耀疆 (2009), 《父母外出与农村留守子女的学习表现——来自陕西省和宁夏回族自治区的调查》, 《中国人口科学》第5期, 第103-110页。
- 段成荣 (2015), 《我国流动和留守儿童的几个基本问题》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第46-50页。
- 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, 第37-49页。
- 段成荣、周福林 (2005), 《我国留守儿童状况研究》, 《人口研究》第1期, 第29-36页。
- 富晓星、冯文猛、王源、陈杭 (2017), 《“教育权利” vs. “大城市病”——流动儿童教育获得的困境探究》, 《社会学评论》第6期, 第40-55页。
- 李拓、李斌 (2015), 《中国跨地区人口流动的影响因素——基于286个城市面板数据的空间计量检验》, 《中国人口科学》第2期, 第73-83页。
- 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12卷第3期, 第1027-1050页。
- 梁海艳、符翠丽 (2015), 《中国流动人口返乡原因与外出意愿研究——基于安徽、四川、河南、湖南、江西、贵州六省数据的分析》, 《人口与社会》第2期, 第74-83页。
- 刘晏伶、冯健 (2014), 《中国人口迁移特征及其影响因素——基于第六次人口普查数据的分析》, 《人文地理》第2期, 第129-137页。
- 吕吉尔 (2006), 《关于农村小学英语教学的若干问题及对策》, 《基础教育外语教学研究》第8期, 第47-49页。
- 石智雷、谭宇、吴海涛 (2010), 《返乡农民工创业行为与创业意愿分析》, 《中国农村观察》第5期, 第25-37页。
- 宋月萍、谢卓树 (2017), 《城市公共资源对农村儿童随迁的影响》, 《人口研究》第5

- 期, 第 52 - 62 页。
- 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, 第 68 - 77 页。
- 徐晓新、张秀兰 (2016), 《将家庭视角纳入公共政策——基于流动儿童义务教育政策演进的分析》, 《中国社会科学》第 6 期, 第 151 - 169 页。
- 邹泓、屈智勇、张秋凌 (2005), 《中国九城市流动儿童发展与需求调查》, 《青年研究》第 2 期, 第 1 - 7 页。
- Abadie, Alberto & Guido Imbens (2006). Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Econometrica*, 74 (1), 235 - 267.
- Ambler, Kate, Diego Aycinena & Dean Yang (2015). Channeling Remittances to Education: A Field Experiment Among Migrants from El Salvador. *American Economic Journal: Applied Economics*, 7 (2), 207 - 232.
- Antman, Francisca (2012). Gender, Educational Attainment, and the Impact of Parental Migration on Children Left Behind. *Journal of Population Economics*, 25 (4), 1187 - 1214.
- Antman, Francisca (2015). Gender Discrimination in the Allocation of Migrant Household Resources. *Journal of Population Economics*, 28 (3), 565 - 592.
- Bai, Yu, Linxiu Zhang, Chengfang Liu, Yaojiang Shi, Di Mo & Scott Rozelle (2018). Effect of Parental Migration on the Academic Performance of Left Behind Children in North Western China. *The Journal of Development Studies*, 54 (7), 1154 - 1170.
- Caliendo, Marco & Sabine Kopeinig (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, 22 (1), 31 - 72.
- Castro, María, Eva Expósito-Casas, Esther López-Martín, Luis Lizasoain, Enrique Navarro-Asencio & José Luis Gaviria (2015). Parental Involvement on Student Academic Achievement: A Meta-Analysis. *Educational Research Review*, 14, 33 - 46.
- Chang, Hongqin, Xiaoyuan Dong & Fiona MacPhail (2011). Labor Migration and Time Use Patterns of the Left-Behind Children and Elderly in Rural China. *World Development*, 39 (12), 2199 - 2210.
- Chen, Xinxin, Qiuqiong Huang, Scott Rozelle, Yaojiang Shi & Linxiu Zhang (2009). Effect of Migration on Children's Educational Performance in Rural China. *Comparative Economic*

- Studies*, 51 (3), 323 – 343.
- Cueto, Santiago & Marjorie Chinen (2008). Educational Impact of A School Breakfast Programme in Rural Peru. *International Journal of Educational Development*, 28 (2), 132 – 148.
- Du, Yang, Albert Park & Sangui Wang (2005). Migration and Rural Poverty in China. *Journal of Comparative Economics*, 33 (4), 688 – 709.
- Dustmann, Christian (2003). Return Migration, Wage Differentials, and the Optimal Migration Duration. *European Economic Review*, 47 (2), 353 – 369.
- Fredriksson, Peter & Björn Öckert (2005). Is Early Learning Really More Productive? The Effect of School Starting Age on School and Labor Market Performance. *IZA Discussion Paper*, No. 1659.
- Gustafsson, Björn & Ding Sai (2014). Why Is There No Income Gap Between the Hui Muslim Minority and the Han Majority in Rural Ningxia, China? *The China Quarterly*, 220, 968 – 987.
- Houtenville, Andrew & Karen Smith Conway (2008). Parental Effort, School Resources, and Student Achievement. *The Journal of Human Resources*, 43 (2), 437 – 453.
- Hoyland, Alexa, Louise Dye & Clare Lawton (2009). A Systematic Review of the Effect of Breakfast on the Cognitive Performance of Children and Adolescents. *Nutrition Research Reviews*, 22 (2), 220 – 243.
- Hu, Guangwei (2005). English Language Education in China: Policies, Progress, and Problems. *Language Policy*, 4 (1), 5 – 24.
- Lahaie, Claudia, Jeffrey Hayes, Tinka Markham Piper & Jody Heymann (2009). Work and Family Divided Across Borders: The Impact of Parental Migration on Mexican Children in Transnational Families. *Community, Work & Family*, 12 (3), 299 – 312.
- Liu, Zhiqiang, Li Yu & Xiang Zheng (2018). No Longer Left-Behind: The Impact of Return Migrant Parents on Children's Performance. *China Economic Review*, 49 (C), 184 – 196.
- Loyalka, Prashant, Zhaolei Shi, James Chu, Natalie Johnson, Jianguo Wei & Scott Rozelle (2014). Is the High School Admissions Process Fair? Explaining Inequalities in Elite High School Enrollments in Developing Countries. *REAP Discussion Paper*, No. 276.
- Lu, Yao (2012). Education of Children Left Behind in Rural China. *Journal of Marriage and*

- Family*, 74 (2), 328 – 341.
- McKenzie, David & Hillel Rapoport (2011). Can Migration Reduce Educational Attainment? Evidence from Mexico. *Journal of Population Economics*, 24 (4), 1331 – 1358.
- Rosenbaum, Paul & Donald Rubin (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70 (1), 41 – 55.
- Roy, Archana, Pappu Singh & U N Roy (2015). Impact of Rural-Urban Labour Migration on Education of Children: A Case Study of Left Behind and Accompanied Migrant Children in India. *Space and Culture, India*, 2 (4), 17 – 34.
- Smith, Jeffrey & Petra Todd (2005). Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators? *Journal of Econometrics*, 125 (1 – 2), 305 – 353.
- Wen, Ming, Shaobing Su, Xiaoming Li & Danhua Lin (2015). Positive Youth Development in Rural China: The Role of Parental Migration. *Social Science & Medicine*, 132 (C), 261 – 269.
- Yang, Dean (2008). International Migration, Remittances and Household Investment: Evidence from Philippine Migrants’ Exchange Rate Shocks. *The Economic Journal*, 118 (528), 591 – 630.
- Yang, Yunfan, Huan Wang, Linxiu Zhang, Sean Sylvia, Renfu Luo, Yaojiang Shi, Wei Wang & Scott Rozelle (2015). The Han-Minority Achievement Gap, Language, and Returns to Schools in Rural China. *Economic Development and Cultural Change*, 63 (2), 319 – 359.
- Ye, Jingzhong & Pan Lu (2011). Differentiated Childhoods: Impacts of Rural Labor Migration on Left-Behind Children in China. *The Journal of Peasant Studies*, 38 (2), 355 – 377.
- Zhao, Yaohui (2002). Causes and Consequences of Return Migration: Recent Evidence from China. *Journal of Comparative Economics*, 30 (2), 376 – 394.
- Zhou, Chengchao, Sean Sylvia, Liuxiu Zhang, Renfu Luo, Hongmei Yi, Chengfang Liu, Yaojiang Shi, Prashant Loyalka, James Chu, Alexis Medina & Scott Rozelle (2015). China’s Left-Behind Children: Impact of Parental Migration on Health, Nutrition, and Educational Outcomes. *Health Affairs*, 34 (11), 1964 – 1971.

The Effect of Parental Returning on Academic Performance of Left-behind Children: Evidence from 130 Schools in Rural Northwest China

Wang Yan¹, Bai Yu¹, Liu Chengfang² & Shi Yaojiang¹

(Center for Experimental Economics in Education, Shaanxi Normal University¹;
School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University²)

Abstract: Over 20 million migrant labor returned to their home communities in rural China in 2012. While a large body of literature has examined the impact of parental out-migration on left-behind children (LBCs), research on the impact of parental returning on LBCs is relatively short. This paper examines changes in LBCs' academic performance before and after their parents return from migration, based on a panel data collected by the authors from more than 12, 200 students at 130 rural primary schools in rural Northwest China. Using difference-in-difference and propensity score matching approaches, our results show that on average there is little positive effect of parental returning on the academic performance of LBCs. However, for LBCs whose families are poor, parents' returning from migration has a significantly negative impact on academic performance.

Keywords: parental migration, return migration, left-behind children, academic performance

JEL Classification: J01, I24, I25

(责任编辑: 封永刚)