

非农就业对农村家庭子女课外教育支出的影响

——基于 CFPS 的实证分析

马明怡, 林光华

(南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要: 基于中国家庭追踪调查(CFPS) 2016年数据, 考察了非农就业对农村家庭子女课外教育支出的影响。通过Tobit模型和Double-Hurdle模型回归发现, 非农就业对农村家庭子女课外教育支出产生显著影响; 非农经营对子女课外教育支出的影响显著高于外出务工; 非农经营对子女课外教育支出意愿影响更显著, 而外出务工对子女课外教育支出程度影响更显著。此外, 非农就业缩小了农村家庭对子女课外教育支出的性别差异。

关键词: 非农就业; 农村家庭; 课外教育支出; CFPS数据

中图分类号: G78

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2019)06-0085-08

Impact of non-agricultural employment on rural children's extra-curricular education expenditure: Empirical study based on CFPS

MA Mingyi, LIN Guanghua

(College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Based on the data of CFPS2016, this paper examines the impact of non-agricultural employment on rural children's extra-curricular education expenditure. Through the regression of Tobit model and Double-Hurdle model, we found that non-agricultural employment has a significant impact on rural residents' extra-curricular education expenditure. The influence of non-agricultural management on the expenditure of extra-curricular education is significantly higher than that of migrant working; non-agricultural management has a significant impact on the willingness of expenditure, while migrant working have a significant impact on the degree of expenditure. In addition, non-agricultural employment reduces the gender difference of rural residents' expenditure on their children's extra-curricular education.

Keywords: non-agricultural employment; rural families; extra-curricular education expenditure; CFPS data

一、问题的提出

近年来课外补习现象普遍存在, 引起教育学界、经济学界和社会学界等的关注。2011年, 中国青少年研究中心调查了5000户家庭子女的教育情况。结果显示, 有76%的家庭选择让子女参与课外补习或培训^[1]。课外教育作为一种人力资本投资, 具有极强的代际传递特性, 父母对子女课外教育投入的差异会带来子女未来学历、收入、工作甚至社

会地位的巨大差异。这对实现义务教育公平的目标构成挑战^[2], 甚至可能固化阶层差距、加剧社会不平等^[1,3]。课外补习的产生有其深刻的原因, 如果忽略这些原因, 一味进行管制, 效果可能适得其反^[2]。因此, 理清课外补课现象产生的原因及其作用机制, 对于政策制定者来说极其重要。

关于家庭对子女课外教育投入的影响因素和作用机制, 学界进行了大量的研究。大部分学者从“个体—结构”的角度出发, 认为学生补课行为为主要受个人、家庭以及学校等因素的影响。在个人因素方面, 子女自身特征和家庭成员特征对课外教育支出有显著影响: 子女学业能力越强希望受教育程度越高, 父母受教育程度越高对子女学业期待较高, 婚姻状况较好的家庭对子女会有更多课外教育

收稿日期: 2019-10-24

基金项目: 江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD)

作者简介: 马明怡(1994—), 女, 黑龙江大庆人, 硕士研究生。主要研究方向为农业经济理论与政策。

支出^[4-8]。在家庭因素方面,家庭的客观特征(家长的月收入、家庭财富等)对家庭教育支出会有显著影响^[5,6,8-11]。家庭社会经济背景是影响课外教育支出的重要因素^[2],相比于学业课外辅导,家庭背景对培养综合素质的课外辅导的选择行为作用更加显著^[12]。在学校因素方面,对学校教育质量和教育环境的不满意以及对教学质量的不满意,会导致父母对子女课外教育支出的增加^[7,13]。也有学者从群体性角度出发,提出课外补习行为的群体性特征。周东洋和吴愈晓从教育竞争的视角提出,城市中小学班级内参与课外补习的学生比例越高,个体学生参与课外补习的可能性和花费就越高^[14]。

综合以往研究发现,大部分学者将研究的重点放在城市家庭,较少关注农村家庭的课外教育投资情况。受制于城乡分割的二元经济体制,中国农村居民的经济实力和消费习惯与城市居民相比有很大的不同,适用于城市家庭的课外教育投资行为是否同样也适用于农村家庭,以往学者对此很少有深入的研究。

改革开放以来,农村一直处于持续转型的过程中,农民就业的非农化是转型的重要内容之一。大量的农村劳动力不再从事传统的农业生产活动,而是在城市中从事各种非农工作。非农就业显著提高了农村居民的收入^[15],非农收入的增加拓宽了农村居民消费的预算集,使原本有意愿却没能能力对子女课外教育投资的农村家庭有能力进行投资,进而影响农村家庭对子女的课外教育投入。基于此,本研究利用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS) 2016年数据,运用计量经济学方法,研究非农就业(包括外出务工和非农经营)对农村家庭子女课外教育支出的影响及影响的途径,探讨非农就业与非农经营对课外教育支出的不同影响,为推进新型城镇化进程,鼓励农村居民非农就业的政策制定提供理论依据。

二、理论分析及研究假说

本研究认为,农村居民参加非农就业对其课外教育消费决策的影响途径有两条:“收入效应”和“偏好效应”。

根据消费经济学理论,决定消费行为的最主要因素是人们的消费效用和收入约束,消费者在一定

的预算约束下,寻求着最大化的消费效用^[16]。当前,中国正处于城镇化快速推进的阶段,大量的非农就业使农村居民的工资性收入和经营性收入成为家庭首要收入来源。非农收入的不断增加,扩展了农村家庭的预算约束边界^[17],使参加非农就业的农村家庭可达到的消费效用曲线更高。也就是说,非农就业带来的家庭收入增加,能够改变家庭的预算收入边界,进而提高农村家庭的课外教育消费水平,这就是非农就业的“收入效应”。

另一方面,从事非农就业的农村居民脱离土地,接触到更多的人,消费习惯发生重大变化。随着城乡居民交流机会增多,城乡居民的消费偏好和消费习惯相互渗透,从而产生“偏好外部性”^[18]。农村居民的消费习惯和教育观念潜移默化地受到城镇居民的影响^[19],他们会不自觉地模仿城镇居民的消费观念,对子女的教育更加重视,对课外教育的偏好增强,对子女的课外教育进行更多的投入,这就是非农就业的“偏好效应”。

非农就业对农村居民课外教育支出影响的作用机制如图1所示, x_1 表示农村居民的课外教育支出, x_2 表示其他消费支出。未参加非农就业时,农村家庭面临的预算约束为 W_0 ,参加非农就业使农村家庭的预算约束从 W_0 移至 W_1 ,家庭的消费效用函数从 I_0 移至 I_1 ,课外教育支出从 x_{1a} 增加到 x_{1b} ,这就是“收入效应”带来的课外教育支出的增加。同时,非农就业使农村居民的偏好发生变化,使消费效用函数从 I_1 偏移至 I_2 ,对子女的课外教育支出从 x_{1b} 增加至 x_{1c} ,这就是非农就业的“偏好效应”带来的课外教育支出的增加。两部分效应均为正效应,叠加后仍为正(从 x_{1a} 增加至 x_{1c})。

基于此,提出假说1:非农就业对农村居民家庭课外教育支出有显著正向影响。

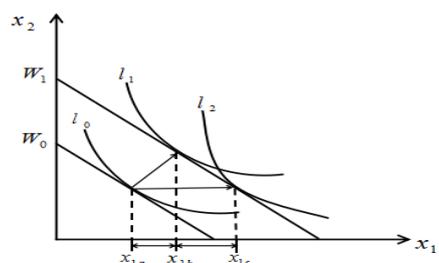


图1 非农就业对课外教育支出影响机制

如前文所述,非农就业本身存在一定异质性。无论从收入增加的角度还是偏好变化的角度,非农

经营和外出务工都存在较大的不同。从收入增加的角度,外出务工仅需要劳动和技术投入,而非农经营除上述两种投入外还需要一定量的资本投入^[20]。相较于外出务工,非农经营是一种“高投入—高产出的生产方式,因此非农经营的收入较外出务工相比可能更高。从偏好变化的角度,从事非农经营的农户可能接触更多的人,受到城镇居民消费习惯和教育观念的冲击更大,因此可能更偏好对子女进行课外教育投入。

基于此,提出假说 2: 非农就业类型对课外教育支出影响存在显著差异,与外出务工相比,非农经营的影响更显著。

三、研究设计

1. 数据来源

数据全部来源于中国家庭追踪调查(CFPS) 2016 年追访调查的截面数据(以下简称 CFPS2016)。该数据涵盖中国 25 个省/市/自治区(不含港澳台及新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏和海南)社会、经济、人口、教育、健康等方面情况,有较好的样本代表性和详实的个体和家庭信息。

CFPS2016 共调查 14 019 户家庭,共计 36 892 个成年人和 8 427 个儿童。将家庭问卷、成人问卷分别和少儿问卷匹配后,筛选出处于小学和初中阶段,并且是农村户籍的少儿样本。样本中不包含在学校寄宿的农村家庭子女(因为寄宿学生的饮食、生活和住宿全部由学校负责,几乎没有课外补习,也就没有课外教育支出)。剔除缺失值和异常值后,得到一份有效样本为 844 个的横截面数据。

2. 变量说明

(1) 课外教育支出。课外教育支出是本研究主要的被解释变量,在 CFPS2016 少儿问卷中,有“过去一年中,您家一共支付某孩课外辅导费用多少元?”将该问题得出的“课外辅导费用”取对数处理后作为被解释变量。根据 CFPS 用户手册的解释,课外辅导费用指学生在业余时间里,为提高学习成绩或培养某方面技能,参加由专门老师负责教授的培训班或请家教所花的费用。

(2) 非农就业。用“非农就业”和“非农就

业收入”两个指标来衡量该核心解释变量,为统一口径,将非农就业收入做对数处理。为考察非农就业内部异质性,分别定义虚拟变量“外出务工”“非农经营”“外出务工收入”和“非农经营收入”进行衡量。

(3) 控制变量。参考仇焕广等^[1]和杨天平等^[21]的研究,对影响农村居民家庭课外教育支出的其他因素进行了控制。父母在子女的教育决策中发挥着至关重要的作用。一般年轻且受教育程度高的劳动力参与非农就业的概率更大,但年龄与劳动力非农就业并不是线性增长关系,而是非线性关系^[22]。此外,父母对子女的教育期望也会影响对子女的教育投资决策^[4]。因此,本研究中引入父母年龄、父母受教育程度以及父母对子女受教育程度期望等变量来控制与父母特征有关的因素。家庭特征是影响子女教育投入的重要因素^[6,12]。本研究主要关注家庭经济特征和人口特征的影响,将家庭经济特征分为家庭除非农就业外其他收入和家庭土地价值等 2 个变量,将家庭人口特征测量为家庭人口规模、子女性别等 2 个变量。与文洪星等的研究类似^[18],引入“从住处到学校最常选择的出行方式”“从住处到学校需要花费多长时间”以及“从住处到学校有多远”等 3 个变量来控制居住特征因素的影响。

3. 样本特征

2016 年农村居民家庭对子女课外教育平均支出为 130 元,而标准差达到了 622 元,是其均值的 5 倍,由此看出不同家庭的课外教育支出存在显著差异。样本农村家庭非农就业平均收入为 22 209 元,其中,外出打工和非农经营平均收入分别为 14 208 元和 8 001 元。从父母特征可以看出,样本家庭中父亲受教育程度没有达到初中及以上水平的占 51.8%,母亲受教育程度达到初中及以上水平的仅占 35.8%,说明样本家庭父母受教育水平是偏低的。大部分父母希望孩子的受教育水平集中在大学本科,这说明大部分农村父母对子女抱有较高的教育期待。进一步考察家庭特征发现,样本家庭其他收入和土地价值的均值分别为 4.5 万元和 5 万元,标准差达到了 12.8 万元和 10.7 万元(表 1),表明样本家庭特征具有较强的变异性。

表1 主要变量定义及描述性统计

变量名	变量定义及其赋值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
课外支出	家庭对每个子女课外教育支出(元)	130.0	622.1	0	10000
核心解释变量					
非农就业	是=1, 否=0	0.657	0.475	0	1
外出务工	是=1, 否=0	0.514	0.500	0	1
非农经营	是=1, 否=0	0.184	0.388	0	1
非农就业收入	(元)	22209	29219	0	200000
外出务工收入	(元)	14208	22203	0	160000
非农经营收入	(元)	8001	23050	0	200000
控制变量					
父母特征					
父亲年龄	(岁)	38.34	5.765	26	64
母亲年龄	(岁)	37.33	5.666	24	55
父亲教育程度	是否达到初中及以上学历(是=1, 否=0)	0.482	0.500	0	1
母亲教育程度	是否达到初中及以上学历(是=1, 否=0)	0.358	0.480	0	1
教育期望	文盲=0, 小学=6, 初中=9, 高中=12, 大专=14, 大学本科=16, 硕士=19, 博士=22	15.13	3.496	0	22
家庭特征					
子女性别	男=1, 女=0	0.540	0.499	0	1
人口规模	家庭人口数量(人)	5.467	1.795	2	13
其他收入	家庭除非农就业收入外其他收入(元)	44810	128529	0	2110006
土地价值	家庭土地资产总价值(元)	49992	107098	0	1719000
居住特征					
到校距离	(公里)	2.318	2.913	0.02	30
步行	是=1 否=0	0.560	0.497	0	1
骑车	是=1 否=0	0.305	0.461	0	1
坐车	是=1 否=0	0.136	0.343	0	1
上学路程时间	(分钟)	14.83	11.69	2	120

4. 研究方法

当家庭有对子女进行课外教育投入意愿时, 课外教育支出(被解释变量)才能够被观测到, 即:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* = x_i\beta + \varepsilon_i & y_i^* \geq 0 \\ 0 & y_i^* < 0 \end{cases}$$

其中, y_i^* 是表示家庭对子女课外教育支出意愿的潜变量, 只有当 $y_i^* \geq 0$ 时, 才能观测到实际变量课外教育支出 y_i , 因此课外教育支出实际上是一种受限因变量, 是典型的审查数据, 不符合正态分布, 如果直接采用简单 OLS 会得到不一致的估计量, 如果使用截断数据模型, 须将被解释变量取值为 0 的观测值删除, 导致大量样本信息损失。因此, 采用 Tobit 模型估计。

由于 Tobit 模型的估计系数体现的是被解释变量和潜变量之间的关系, 没有明确的经济含义, 为考察解释变量对实际观测到的被解释变量的影响, 需

计算模型中解释变量的边际效应, 计算公式如下:

$$\frac{\partial E[y_i | X_i]}{\partial x_w} = w \times \text{Prob}(y_i^* > 0)$$

上式中, X_i 表示所有解释变量, x_w 表示某一具体解释变量, w 代表 w_w 的回归系数, $\text{Prob}(y_i^* > 0)$ 表示潜变量 y_i^* 出现在可观测范围 $(0, +\infty)$ 的概率。

对于农村居民而言, 是否参与非农就业不仅取决于受教育程度、家庭规模等可观测变量, 还取决于农民的智力水平、自身能力等不可观测因素, 所以, 核心解释变量“非农就业”可能存在内生性问题。参考邓鑫的研究^[23], 选取除个体本身以外其余样本的均值作为该个体内生解释变量的工具变量进行 IV-Tobit 估计。该变量表征了非农就业的外部环境, 对农村居民外出务工的选择有影响, 但不直接影响农村居民家庭子女课外教育支出决策。为保证工具变量的正确性和有效性, 对工具变量进行有

效性检验。

Tobit 模型假定,表示约束条件的选择方程(上文中的 y_i^*)和满足约束条件的连续变量方程(上文中的 y_i)的决策机制是一样的,即某一解释变量对 $P(y_i^* > 0)$ 和对 $E(y_i | y_i^* > 0)$ 的影响是相同的。然而实际上农村居民的子女课外教育支出意愿决策机制和支出程度决策机制可能不同。因此,采取双栏模型来分析。

根据双栏模型,非农就业对农村居民子女课外教育支出的决策过程分为两个阶段:第一阶段为农村居民是否愿意进行课外教育支出,即支出意愿;第二阶段为课外教育支出金额,即支出程度。

首先考虑农村居民课外教育支出的意愿,建立如下方程:

$$\text{Prob}[y_i^* = 0 | x_{1i}] = 1 - \Phi(x_{1i}\alpha) \quad (1)$$

$$\text{Prob}[y_i^* > 0 | x_{1i}] = \Phi(x_{1i}\alpha) \quad (2)$$

式(1)表示农村居民不愿意课外教育支出;式(2)表示农村居民愿意课外教育支出。 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的累计分布函数, y_i^* 表示农村居民课外教育支出意愿, x_{1i} 表示非农就业等自变量, α 为相应的待估系数, i 表示第*i*个观测样本。

其次,考虑农村居民课外教育支出的程度,建立如下方程:

$$E[y_i | y_i^* > 0, x_{2i}] = x_{2i}\beta + \alpha\lambda(x_{2i}\beta / \sigma) \quad (3)$$

式(3)中, $E(\cdot)$ 代表条件期望,表示农村家庭课外教育支出的程度, $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot) / \Phi(\cdot)$ 为逆米尔斯比率, $\phi(\cdot)$ 代表标准正态分布的概率密度函数, x_{2i} 表示非农就业等一系列自变量, β 表示相应的待估系数, σ 表示截取正态分布的标准差,其余变量含义与前文相同。

基于式(1)-(3),建立对数似然函数如下:

$$\ln L = \sum_{y_i=0} \{ \ln [1 - \Phi(x_{1i}\alpha)] \} + \sum_{y_i>0} \{ \ln \Phi(x_{1i}\alpha) - \ln \Phi(x_{2i}\beta / \sigma) - \ln(\sigma) + \ln \{ \phi[(y_i - x_{2i}\beta) / \sigma] \} \}$$

上式中, $\ln L$ 代表对数似然函数值,根据该式,利用极大似然估计,可求得参数 α 和 β 。

5. 模型设定

为验证非农就业对农村家庭课外教育支出的影响,设定以下两个模型:

(1) 基本模型,检验非农就业对课外教育支出的影响:

$$\ln \text{guidfee}_i = \gamma_1 \text{iffnjy}_i + \gamma_2 \text{gender_c}_i + \gamma_3 \text{iffnjy}_i \times \text{gender_c}_i + \beta_1 X_i + \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

$$\ln \text{guidfee}_i = \gamma_4 \ln \text{fnjy}_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

式(4)验证非农就业对农村家庭课外教育支出的影响以及参加非农就业对课外教育投入的性别差异。 $\ln \text{guidfee}_i$ 表示农村家庭课外教育支出的对数, iffnjy_i 表示是否非农就业虚拟变量, gender_c_i 表示子女性别虚拟变量, $\text{iffnjy}_i \times \text{gender_c}_i$ 表示其交互项, X_i 表示其他控制变量和虚拟变量, ε_{1i} 表示扰动项。 γ_1 和 γ_3 是非农就业对农村居民课外教育支出影响的总效应以及性别差异。式(5)中 $\ln \text{fnjy}_i$ 表示非农就业总收入的对数, γ_4 是收入的边际效应。

(2) 就业异质性模型,检验不同类型的非农就业影响的异质性:

$$\ln \text{guidfee}_i = \alpha_1 D_{1i} + \alpha_2 D_{2i} + \beta_3 X_i + \varepsilon_{3i} \quad (6)$$

$$\ln \text{guidfee}_i = \alpha_3 \text{work_inc}_i + \alpha_4 \text{manage_inc}_i + \beta_4 X_i + \varepsilon_{4i} \quad (7)$$

式(6)中, D_{1i} 表示是否外出务工虚拟变量, D_{2i} 表示是否非农经营虚拟变量, α_1 、 α_2 是偏效应;式(7)中, work_inc 表示外出务工收入, manage_inc 表示非农经营收入, α_3 、 α_4 是两种收入的偏效应,其余变量含义与前文相同。

四、实证结果与分析

1. 工具变量有效性检验

为验证工具变量的有效性,进行了弱工具变量检验,检验结果见表2。由表2可以看出,AR检验的统计量分别为9.73和9.83,均在1%水平下显著,排除了弱工具变量的问题。由于本研究的阶条件属于恰好识别的情况,因此无法对工具变量的外生性进行检验。除自身外的样本均值反映的是非农就业的外部环境,理论上足够表明本研究的工具变量对于因变量来说是外生的。在确定工具变量合理性后,对非农就业的内生性进行沃尔德检验,沃尔德检验结果分别为9.52和9.85,在1%水平上显著,验证了非农就业对农村居民家庭课外教育支出的内生性。

表2 工具变量有效性检验结果

检验内容	IV-Tobit 回归结果 1	IV-Tobit 回归结果 2
	工具变量检验	工具变量检验
AR 检验	9.73(0.00)	9.83(0.00)
Wald 检验	9.52(0.00)	9.85(0.00)

2. 基本模型检验结果

基本模型的 Tobit 和 IV-Tobit 估计结果如表 3。从表 3 可以看出, 非农就业对农村居民课外教育支出的影响都显著为正。当非农就业增加 1% 时, 农村居民课外教育支出增加 172%, 而非农收入增加

1% 时, 农村居民课外教育支出仅增加 11%。这表明, 非农就业不仅仅通过收入途径使农村居民课外教育支出增加, 还通过除收入外的其他途径影响农村居民的课外教育支出。

表 3 基本模型 IV-Tobit 估计结果

变量名称	Tobit 回归结果 1	IV-Tobit 回归结果 1	Tobit 回归结果 2	IV-Tobit 回归结果 2
非农就业	0.64*** (0.23)	1.72*** (0.69)	—	—
就业收入	—	—	0.08*** (0.02)	0.11*** (0.04)
子女性别	0.02 (0.26)	0.63 (0.46)	0.10 (0.26)	0.30 (0.32)
非农就业 × 子女性别	-0.47 (0.31)	-1.55** (0.72)	-0.59* (0.31)	-0.94** (0.46)
父亲年龄	-0.07** (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.07** (0.03)
母亲年龄	0.09*** (0.03)	0.10*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.09*** (0.03)
父亲教育程度	0.12 (0.14)	0.11 (0.17)	0.11 (0.14)	0.10 (0.15)
母亲教育程度	0.26 [△] (0.15)	0.23 (0.18)	0.24 (0.15)	0.23 (0.16)
教育期望	0.03 (0.02)	0.03 (0.03)	0.03 (0.02)	0.03 (0.02)
人口规模	-0.07* (0.04)	-0.10* (0.05)	-0.08* (0.04)	-0.09* (0.04)
其他收入	0.05 (0.05)	0.10 (0.07)	0.06 (0.05)	0.07 (0.06)
土地价值	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)
到校距离	-0.07 (0.04)	-0.07 (0.05)	-0.07 (0.04)	-0.07 (0.05)
骑车	0.13 (0.17)	0.15 (0.20)	0.14 (0.17)	0.14 (0.18)
坐车	0.35 (0.27)	0.48 (0.32)	0.37 (0.27)	0.41 (0.29)
上学路程时间	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
观测值个数	844	844	844	844

注: **、**和*分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平, 括号内为 z 值, 下同。

上述结果表明, 非农就业增加了农村家庭课外教育投入。非农就业与子女性别交互项的结果显示, 这种增量在男孩和女孩间的作用是不同的: 对女孩课外教育投入增量要比对男孩课外教育投入的增量更多。传统观点认为, 在劳动力市场上, 男性的市场回报率普遍高于女性, 因此父母对女孩的教育投入与男孩相比更少^[24]。而参加非农就业可以增加对女孩课外教育投入的偏向性, 从而缓解教育性别投入差异。

有研究发现, 现阶段补习需求的膨胀与家长“望子成龙”的过高教育期待密切相关^[4], 而本研究结果显示, 家长对子女受教育程度期待越高, 对子女课外教育支出越多, 但影响不显著。父母年龄对课外教育支出影响都显著, 母亲年龄对课外教育支出的影响系数为 0.10, 显著为正, 父亲年龄对课外教育支出的影响系数为 -0.07, 显著为负。母亲受教育程度对课外教育支出影响显著, 而父亲却不显著。这说明在家庭教育中, 母亲的影响强于父亲。一个有更多生活经历和更高学历的母亲, 更愿意投

资子女的教育尤其是课外教育。

家庭特征对子女教育支出也有影响。家庭其他收入和土地价值对子女课外教育支出影响不显著, 家庭人口规模对课外教育支出的影响显著为负。

Tobit 模型假设课外教育支出的支出意愿和支出程度的决策过程是一致的, 然而事实可能并不如此。为检验两过程是否一致, 设定双栏模型, 检验结果见表 4。

回归 1 的关键解释变量为非农就业, 回归 2 的关键解释变量是非农就业收入。结果显示, 非农就业和非农就业收入对课外教育支出的支出意愿和支出程度都显著为正, 且对支出程度的影响更大, 系数分别达到了 1.44 和 0.15。以上结果证明了 Tobit 结果的稳健性。

分析控制变量, 发现父母年龄对支出意愿的影响显著, 但对支出程度没有显著影响。父亲受教育程度和母亲受教育程度对支出意愿均没有显著影响, 对支出程度分别在 10% 和 5% 的水平下有显著为正的影响。此外家庭其他收入和土地价值对课

外教育支出的支出意愿和支出程度均无显著影响，与上文结论一致。家庭人口规模对课外教育支出的支出意愿影响不显著，对支出程度在 1%水平下有显著负向影响。学生从住处到学校的出行方式对课

外教育支出程度的影响显著为正，从住处到学校所需花费的时间对课外教育支出程度的影响显著为负。这说明家庭住处越偏僻，离学校越远，家长对子女课外教育的投入越少。

表 4 基本模型 Double-Hurdle 估计结果

变量名称	回归 1		回归 2	
	支出意愿	支出程度	支出意愿	支出程度
非农就业	0.10*** (0.03)	1.44*** (0.45)	—	—
非农就业收入	—	—	0.01*** (0.01)	0.15*** (0.04)
子女性别	0.01 (0.04)	0.69 (0.55)	0.01 (0.04)	0.76 (0.53)
非农就业 × 子女性别	-0.07 (0.05)	-0.55 (0.62)	-0.09* (0.05)	-0.73 (0.62)
父亲年龄	-0.01** (0.00)	0.04 (0.06)	-0.01** (0.00)	0.04 (0.06)
母亲年龄	0.01*** (0.00)	-0.06 (0.07)	0.01*** (0.00)	-0.06 (0.07)
父亲教育程度	0.02 (0.02)	0.45* (0.27)	0.02 (0.02)	0.44* (0.26)
母亲教育程度	0.04 (0.02)	0.63** (0.29)	0.04 (0.02)	0.61** (0.28)
教育期望	0.01 (0.00)	0.04 (0.05)	0.01 (0.00)	0.05 (0.05)
人口规模	-0.01 (0.01)	-0.25*** (0.07)	-0.01 (0.01)	-0.25*** (0.07)
其他收入	0.01 (0.01)	0.05 (0.10)	0.01 (0.01)	0.05 (0.10)
土地价值	-0.01 (0.00)	-0.05 (0.04)	-0.01 (0.00)	-0.05 (0.04)
到校距离	-0.01 (0.01)	-0.14 (0.10)	-0.01 (0.01)	-0.15 (0.10)
骑车	0.020 (0.03)	0.74** (0.32)	0.02 (0.03)	0.75** (0.31)
坐车	0.05 (0.04)	1.62*** (0.62)	0.05 (0.04)	1.65*** (0.61)
上学路程时间	0.01 (0.00)	-0.03* (0.02)	0.01 (0.00)	-0.03** (0.02)
观测值个数	844	102	844	102

3. 就业异质性模型检验结果

为检验非农就业类型对课外教育支出影响的差异，对模型（6）和模型（7）进行 Tobit 估计和 Double-Hurdle 估计，结果如表 5、表 6 所示。

由表 5 可以看出外出务工和非农经营对课外教

育支出的影响均在 5%的水平上显著为正。从收入来看，外出务工收入和非农经营收入对课外教育支出的影响均显著为正，但系数远非农经营类型。这表明非农就业的异质性不仅表现在非农就业类型的收入差异上，还体现在其他方面的差异上，与前文结论一致。

表 6 显示，外出务工对课外教育支出的意愿和支出程度影响均显著，且对支出程度的影响更大；非农经营仅对课外教育支出的意愿产生显著影响，对支出程度影响不显著。收入方面，外出务工收入和非农经营收入对课外教育支出的意愿和支出程度均显著，且均对支出程度影响更大。

表 5 非农就业类型的 Tobit 估计结果

变量名称	回归 1	回归 2
外出务工	0.32** (0.15)	—
非农经营	0.45** (0.18)	—
外出务工收入	—	0.04** (0.02)
非农经营收入	—	0.05*** (0.02)
控制变量	已控制	已控制
观察值个数	844	844

表 6 非农就业类型的 Double-Hurdle 估计结果

变量名称	回归 1		回归 2	
	支出意愿	支出程度	支出意愿	支出程度
外出务工	0.05* (0.03)	0.89** (0.38)	—	—
非农经营	0.10*** (0.03)	0.58 (0.38)	—	—
外出务工收入	—	—	0.01** (0.00)	0.10** (0.04)
非农经营收入	—	—	0.01*** (0.00)	0.07* (0.04)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观察值个数	873	105	873	105

五、结论及启示

本研究利用 IV-Tobit 模型考察了非农就业对农村家庭子女课外教育支出的影响,并进一步利用 Double-Hurdle 模型分别考察了非农就业对课外教育支出意愿和支出程度的影响,得到以下结论:第一,非农就业对农村家庭子女课外教育支出产生显著影响,非农就业收入的增加是影响途径之一;第二,非农就业显著缩小了农村居民对子女课外教育支出的性别差异,参加非农就业的家庭对女孩进行了更多地课外教育投入;第三,与外出务工相比,非农经营对课外教育支出意愿的影响更显著。

基于上述结论,在城乡基础教育资源配置不均衡的背景下,鼓励农村居民进行非农就业,有助于促进农村居民对基础教育资源的获取和利用,进而缩小城乡教育差距,缓解教育性别机会不均等问题。可以从以下两个方面着手:第一,继续稳步推进新型城镇化进程。通过完善就业信息、拓宽就业渠道、提供免费职业培训和技能培训等方式鼓励农村居民进行非农就业,为其非农就业创造有利条件;第二,鼓励有条件的农户进行多种形式的非农经营;第三,加快推进农村保险和信贷服务的创新,完善农村居民创业风险分担机制,为农村居民自主创业创造良好大环境。

注释:

- ① 土地价值的估算方式使用 McKinney(1993)提出的办法,即假定家庭农业总收入的 25%来源于土地,而土地的收益率为 8%,从而测算出土地价值。

参考文献:

- [1] 仇焕广,靖骥亦.母亲嫁妆对子女参与课外教育的影响——来自 CFPS2014 数据的证据[J].教育与经济,2018,34(4):79-88.
- [2] 薛海平.从学校教育到影子教育:教育竞争与社会再生产[J].北京大学教育评论,2015,13(3):48-69.
- [3] Iveta S. Private tutoring in eastern Europe and Central Asia :Policy Choices and Implications[J].Compare,2010,40(3):327-344.
- [4] 彭湃.“影子教育”:国外关于课外补习的研究与启示[J].比较教育研究,2008(1):61-65.
- [5] Tansel A, Bircan F. Private supplementary tutoring in Turkey: Recent evidence on its various aspects[J]. Social Science Electronic Publishing, 2008, 9(1):162-171.
- [6] Juliana J, Tan Andrew K G. Determinants of participation and expenditure patterns of private tuition received by primary school students in Penang, Malaysia: An exploratory study[J]. Asia Pacific Journal of Education, 2012, 32: 35-51.
- [7] Song K O, Park H J, Sang K A. A cross-national analysis of the student-and school-level factors: Affecting the demand for private tutoring[J]. Asia Pacific Educ. Rev., 2013(14): 125-139.
- [8] Bray M, Zhan S, Lykins C, et al. Differentiated demand for private supplementary tutoring: Patterns and implications in Hong Kong secondary education [J]. Economics of Education Review, 2014, 38(Complete): 24-37.
- [9] 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(3):68-88.
- [10] Bray M, Lykins C. Shadow Education Private Supplementary Tutoring and Its Implications for Policy Makers in Asia[M]. Mandaluyong City, Philippines: Asian Development Bank, 2012.
- [11] Tansel A, Bircan F. Demand for education in Turkey: A Tobit analysis of private tutoring expenditures[J]. Economics of Education Review, 2006(25): 303-313.
- [12] 乐志强,杜育红.家庭背景对学生课外辅导行为选择的影响研究[J].教育发展研究,2018(10):7-14.
- [13] Dang Hai-Anh. The determinants and impact of private tutoring classes in Vietnam[J]. Economics of Education Review, 2007(26): 684-699.
- [14] 周东洋,吴愈晓.教育竞争和参照群体——课外补习流行现象的一个社会学解释[J].南京师大学报(社会科学版),2018(5):84-97.
- [15] 谢勇,沈坤荣.非农就业与农村居民储蓄率的实证研究[J].经济科学,2011(4):76-87.
- [16] 王延章.消费效用函数与消费需求[J].系统工程,1987(4):52-61.
- [17] 钱龙,洪名勇.非农就业、土地流转与农业生产效率变化——基于 CFPS 的实证分析[J].中国农村经济,2016(12):2-16.
- [18] 文洪星,韩青.非农就业如何影响农村居民家庭消费——基于总量与结构视角[J].中国农村观察,2018(3):91-109.
- [19] 周建,杨秀祯.我国农村消费行为变迁及城乡联动机制研究[J].经济研究,2009,44(1):83-95;105.
- [20] 刘魏,张应良.非农就业与农户收入差距研究——基于“离土”和“离乡”的异质性分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(3):56-64;155.
- [21] 杨天平,周兰芳.义务教育阶段学生课外培训消费研究——基于浙江省金华市婺城区城乡 4 所学校的调研[J].教育与经济,2011(2):37-42.
- [22] 宁光杰.自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来[J].经济研究,2012,47(S2):42-55.
- [23] 邓鑫.非农就业、生猪养殖决策与散户户收入[D].成都:四川农业大学,2017.
- [24] Aslam M, Kingdon G. Gender and household education expenditure in Pakistan[J]. Applied Economics, 2008, 20(40): 143-164.

责任编辑:黄燕妮