

乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的影响

王若男¹, 阮荣平², 郑风田^{2*}

(1.四川省社会科学院生态文明研究所, 四川成都610072;
2.中国人民大学农业与农村发展学院, 北京100872)



摘要 基于中国追踪调查三期面板数据, 选用固定效应面板模型和工具变量模型实证检验乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的影响。研究发现:(1)乡城学生流动导致农村家庭的有酬劳动参与率下降7.75%, 并未显著影响有酬劳动时间, 并导致非农劳动参与率提升11.28%。(2)机制分析表明, 上述结果是由农村家庭内部的劳动分工调整产生的, 市场劳动主要承担者倾向于增加有酬劳动时间, 家庭劳动主要承担者则倾向于退出市场部门劳动或以陪读为目的进入城市地区参与非农劳动。(3)在不同就读阶段、流动范围和代际结构情境下, 乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策产生了差异化影响。基于此, 从农业转移人口教育成本分摊、农村陪读家长就业扶持、不同情境的差异化帮扶三个角度提出针对性的政策建议。

关键词 义务教育; 乡城学生流动; 农村家庭; 劳动供给

中图分类号: F304.6 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)03-0175-15

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.03.015

党的十八大以来, “新型城镇化”上升为国家战略。新型城镇化的核心在于人的城镇化, 更加注重乡城人口流动过程中的“市民化”进程和公共服务均等化。在此背景下, 新一轮户籍制度改革正式启动, 2014年国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革的意见》, 明确提出全面实施居住证制度, 稳步推进义务教育等城镇基本公共服务覆盖全部常住人口。自2014年起, 教育部每年发布的《义务教育阶段招生入学工作通知》均要求各地加快建立以居住证为主要依据的招生入学政策。这些政策举措有力促进了农村生源的向城流动^[1], 导致乡城学生流动^①比例显著上升, 从2012年的16.05%增至2020年的30.22%^[2]。值得注意的是, 乡城学生流动并非农村家庭的独立决策^[3], 已然成为影响家庭后续资源配置, 尤其是劳动供给决策的关键因素^[4]。在乡城学生流动的同时, 许多农村家庭将“半工半耕”的分工模式调整为“半工半陪”, 由此产生大量的农村家长进城陪读现象。陪读家长主要是年轻母亲, 少部分是祖辈, 往往在务农和陪读之间来回往返^②。由此可见, 乡城学生流动对农村家庭的劳动供给决策产生了深远影响, 并带来了一些潜在问题。例如, 劳动供给决策的调整可能导致农村家庭面临劳动供给短缺, 进而影响家庭经济状况, 同时, 陪读引发的劳动力外流还可能对农村社区的长期发展产生不利影响。

鉴于此, 本文将从理论和实证两个层面考察乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的具体影响。理解乡城学生流动背景下农村家庭劳动供给决策的变化, 不仅有助于深化对农户家庭决策过程的认识, 丰富劳动经济学和教育经济学领域的相关研究成果, 还可以为政策制定者提供关于如何更

收稿日期: 2023-11-08

基金项目: 清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目“城乡教育迁移行为的发生机理及影响效应”(202223); 四川省社会科学院人才引进科研启动项目“乡城学生流动与农村家庭资源配置”(2023RCYJ02)。

*为通讯作者。

① 本文中的“乡城学生流动”特指义务教育阶段乡城学生流动, 是指农村义务教育阶段在校学生就读地点由农村(乡镇和村庄)到城市(县级以上政府所在地中心城区)的跨空间流动行为。

② 武汉大学中国乡村治理研究中心课题组, https://mp.weixin.qq.com/s/CIOFINTTZR_AEgcMxbiXcw。

有效支持农业转移人口市民化的决策参考。回顾已有文献,相关研究在一定程度上揭示了工作与子代照料之间的不相容性^[5],为本文理解乡城学生流动与劳动供给之间的关系提供了理论参考,但仍存在以下几点不足。第一,大多数研究集中于探讨子代照料与劳动供给数量之间的关系,而较少关注劳动力在不同行业或部门之间的职业选择问题^[6]。乡城学生流动不仅仅是一个简单的教育区位选择,还伴随着家庭生活重心从农村向城市的转移,催生了劳动力“为教育而流动”的机制^[7],因此需要进一步关注乡城学生流动如何影响劳动力在农业和非农部门之间的职业选择。第二,现有文献往往关注子代照料需求对女性劳动力的影响^[8-9],而对于男性劳动力或市场劳动主要承担者如何应对由乡城学生流动引起的子代照料需求和教育支出的增加,研究尚显不足^[10]。第三,当前研究往往基于同质性假设进行,忽视了农村家庭在不同的实际情境中所面临的经济约束和时间约束不同。这些约束的差异可能导致家庭面对乡城学生流动冲击时采取差异化的应对策略,进而形成多样化的劳动供给决策。

在已有研究的基础上,本文旨在探讨如下三个问题:一是乡城学生流动如何影响农村家庭的整体劳动供给决策;二是乡城学生流动是否导致农村家庭中市场劳动和家庭劳动主要承担者之间劳动分工的重大调整;三是在不同情境下乡城学生流动是否会导致农村家庭采取差异化的劳动供给调整策略。本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,现有文献或是单独基于时间分配理论阐释子代照料与劳动供给之间的替代关系,或是单独基于家庭分工理论分析家庭成员之间的分工决策,本文则将上述两大理论框架有效整合,有助于更深入地揭示乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的影响原理,并展示不同家庭成员在劳动分工调整中所扮演的角色。第二,现有文献重点关注乡城学生流动对劳动供给数量的影响,忽略了农村群体劳动供给结构的特殊性,本文则从劳动供给数量和劳动供给结构两个维度,选取有酬劳动参与、有酬劳动时间和非农劳动参与三个指标,全面考量乡城学生流动如何影响农村家庭跨越城乡两部门的劳动供给决策。第三,与传统研究多基于同质性假设不同,本文基于异质性假设,深入分析了乡城学生流动在不同情境下对农村家庭劳动供给决策的差异化影响,为制定更加精准有效的帮扶政策提供了支撑。

一、理论分析与研究假设

农村家庭作为一个拥有有限资源的单位,需要通过合理配置劳动力资源以最大化家庭效用。乡城学生流动的实质是一项教育决策,作为外生冲击将打破劳动供给决策的均衡条件。因此,乡城学生流动之后,农村家庭的劳动供给决策将经历重新调整,本文所要考虑的理论问题就是乡城学生流动后农村家庭的劳动供给决策是如何调整的。

1. 模型设定与最优化条件

对模型设定如下基本假设:(1)经济体中存在农村和城市两个部门,农村部门从事农业生产活动,城市部门从事工业生产活动和服务业生产活动(统称为非农生产活动);(2)户籍所在地精确到县级行政区域,户籍类型分为农业户口和非农业户口两类,代表性农村家庭的初始居住地点位于农村部门,家庭成员的户籍类型为农业户口;(3)代表性农村家庭是利他主义家庭,家庭效用函数既重视当期最终产品消费,也重视子代预期人力资本水平,乡城学生流动以人力资本投资为目的,可以提升子代预期人力资本;(4)农村家庭将总时间禀赋在家庭部门的无酬劳动和市场部门的有酬劳动之间进行分配,家庭劳动包括子代照料,市场劳动包括农业劳动和非农劳动;(5)家庭是决策的基本单位,家庭中的关键决策均由成年劳动力做出;(6)效用函数是可加可分的,一阶导数大于0,二阶导数小于0。则代表性农村家庭面临的效用函数和约束函数如下:

$$U_i = \max u(c_i) + \beta E_x v(h_i^c) + \bar{u}^o \quad (1)$$

$$s.t. \quad w_i(T_i - t_i^c) \geq c_i + e_i + \sigma_i^E \quad (2)$$

$$T_i - t_i^c \geq 0 \quad (3)$$

式(1)为农村家庭*i*的效用函数。 $u(\cdot)$ 表示农村家庭*i*从当期最终产品消费 c_i 中获得的效用, $v(\cdot)$

表示农村家庭*i*从子代预期人力资本 h_i^e 中获得的效用, β 为父代对子代的利他主义倾向。为了模拟中国农村家庭“城乡两栖”乡城流动模式中常见的亲子分离现象给家庭带来的负效用^[11],参考Lagakos等^[12]的建模思路,设置 $\bar{u}<0$ 表示亲子分离产生的负效用,可以视为一种非货币性成本或心理成本, $\rho\in\{0,1\}$,当亲子分离时 $\rho=1$,此时产生负效用,当 $\rho=0$ 时不产生负效用。

式(2)为农村家庭*i*面临的收入约束。 w_i 表示劳动力在市场部门的平均工资率。 T_i 为家庭拥有的全部时间禀赋, t_i^c 为劳动力投入到家庭部门中的子代照料时间,属于无酬劳动。 $t_i^e=(T_i-t_i^c)=(t_{ai}+t_{ri})$,是劳动力投入到市场部门的有酬劳动时间,具体包括农业劳动时间 t_{ri} 和非农劳动时间 t_{ai} 。 e_i 为父代对子代的教育投资, σ_i^E 为乡城学生流动所产生的流动成本^①,包括为获得城市中小学入学资格花费的成本、城乡之间的交通成本以及城市生活成本等。式(3)为农村家庭*i*面临的时间约束。

构造拉格朗日函数:

$$L = u(c_i) + \beta E_x v(h_i^e) + \bar{u}^\rho + \lambda_1 [\omega_i(T_i - t_i^c) - (c_i + e_i + \sigma_i^E)] + \lambda_2(T_i - t_i^c) \quad (4)$$

对式(4)求一阶导数并整理可得Kuhn-Tucker条件为:

$$\frac{\partial u}{\partial c} = \beta \frac{\partial v}{\partial e} = \lambda_1 \quad (5)$$

$$\beta \frac{\partial v}{\partial t^c} = \lambda_1 \omega_i + \lambda_2 \quad (6)$$

$$\lambda_1 [\omega_i(T_i - t_i^c) - (c_i + e_i + \sigma_i^E)] = 0 \quad (7)$$

$$\lambda_2(T_i - t_i^c) = 0 \quad (8)$$

$$\lambda_1 \geq 0, \lambda_2 \geq 0 \quad (9)$$

此时存在两种情况:

第一种情况: $\lambda_2 > 0$,则式(8)中 $T_i - t_i^c = 0$ 。这是一个角点解,意味着农村家庭的劳动力全部退出市场部门劳动,时间全部用于家庭部门的子代照料。

第二种情况: $\lambda_2 = 0$,则式(8)中 $T_i - t_i^c > 0$ 。在这种情况下,农村家庭的最优选择是将一部分劳动力配置于市场部门的有酬劳动,另一部分劳动力配置于家庭部门的无酬劳动。由于受到经济约束,农村家庭在现实中不太可能存在第一种情况。因此,接下来将讨论第二种情况下,乡城学生流动如何影响农村家庭的劳动供给决策。

在第二种情况下,即最优化均衡时,农村家庭当期消费、教育投资和子代照料的边际效用相等,最优化条件为:

$$\frac{\partial u}{\partial c} = \beta \frac{\partial v}{\partial e} = \frac{\beta}{\omega} \frac{\partial v}{\partial t^c} = \lambda_1 \quad (10)$$

根据边际效用递减规律,若子代照料时间投入所带来的效用增加,则农村家庭会相应增加子代照料时间,若教育投资所带来的效用增加,则农村家庭会相应增加教育支出。

2. 乡城学生流动影响劳动供给决策的传导机制

乡城学生流动之后,农村家庭产生额外子代照料需求和教育投资需求,由此通过经济约束和时间约束两条路径作用于劳动供给决策。

一方面,由于经济约束路径和时间约束路径对劳动供给数量的影响方向不同,因此乡城学生流动对劳动供给数量的影响在理论上不明确。首先,从乡城学生流动引致的经济约束来看,乡城学生流动导致教育投资增加,同时伴随着额外的流动成本,因此加剧了家庭收入压力。为了缓解经济压力,农村家庭倾向于增加有酬劳动供给数量。其次,从乡城学生流动引致的时间约束来看,乡城学生流动导致教育投资边际效用上升,从而农村家庭需要在子代照料与市场劳动之间重新平衡时间分

① 乡城劳动力流动也产生流动成本,本文的工资率 w_i 是扣除乡城劳动力流动成本之后的净工资率。

配。根据最优化条件,农村家庭将增加子代照料时间,从而减少有酬劳动供给数量。因此,从理论上讲,乡城学生流动对农村家庭劳动供给数量的影响可能为正,也可能为负,取决于经济约束和时间约束的相对强度。

另一方面,由于经济约束路径和时间约束路径都倾向于促进非农劳动参与,因此乡城学生流动对劳动供给结构的影响在理论上是促进非农劳动参与。首先,从乡城学生流动引致的经济约束来看,乡城学生流动导致教育投资增加,农村家庭从而倾向于减少农业生产性投资,并相应减少农业劳动供给,即促进非农劳动供给。其次,从乡城学生流动引致的时间约束来看,由于子代照料地点变更为城市地区,农村家庭倾向于减少城乡两地往返产生的时间浪费,这种对时间的优化分配促进了非农劳动供给。最后,为了减少乡城学生流动带来的亲子分离负效用,一些劳动力选择随迁至城市,进而参与非农劳动。因此,从理论上讲,乡城学生流动促进了农村家庭的非农劳动参与。

根据以上理论分析,提出如下研究假设:

假设 H₁:乡城学生流动对劳动供给数量的影响方向可能为正,也可能为负,对劳动供给结构的影响方向为促进非农劳动参与。

3. 市场劳动和家庭劳动主要承担者之间的分工调整机制

上述分析表明,乡城学生流动导致农村家庭子代照料需求和教育投资需求的双重增加。由于家庭总可用劳动时间是固定的,单独增加或减少有酬劳动供给数量均不足以应对乡城学生流动后的需求变化。那么,农村家庭应当如何应对?一个有效的应对策略是基于比较优势原则,重新调整家庭内部的分工机制。在农村家庭中,劳动力资源可划分为两类——市场劳动主要承担者(高技能劳动力)和家庭劳动主要承担者(低技能劳动力)。两类劳动力在市场部门的单位时间工资率不同,在家庭部门进行子代照料的边际效用则相同。因此,乡城学生流动后,农村家庭可以通过重新调整劳动力在家庭部门和市场部门之间的分工,以优化整体家庭收入。具体来说,市场劳动主要承担者倾向于增加有酬劳动时间,以提高家庭平均工资率,从而补偿增加的教育投资需求;家庭劳动主要承担者则倾向于减少有酬劳动时间,从而补偿增加的子代照料需求。

乡城学生流动后由农业劳动转向非农劳动的大多是家庭劳动主要承担者,而对市场劳动主要承担者的职业选择影响较小。首先,市场劳动主要承担者在职业选择上主要受到农业和非农部门相对收益的驱动,家庭劳动主要承担者则需要同时兼顾市场劳动和家庭劳动的双重责任,其职业选择也受到子代人力资本投资的利益驱动。其次,乡城学生流动改变了子女生活地点,从而家庭劳动地点与市场劳动地点发生冲突,家庭劳动主要承担者需要综合考虑有酬劳动和子代照料收益,在家庭照料和职业选择之间做出权衡取舍^[13]。因此,原本在农业劳动中具有比较优势的家庭劳动主要承担者,可能跟随子代迁入城市,以提供照料活动,成为所谓的“随迁父母”。在满足子女照料需求的同时,通过兼职等方式参与非农劳动,以补充家庭收入。

根据以上理论分析,提出如下研究假设:

假设 H₂:乡城学生流动影响农村家庭的劳动分工,其中家庭劳动主要承担者更可能退出市场部门劳动或增加非农劳动参与,市场劳动主要承担者更可能增加有酬劳动时间。

4. 不同情境下的差异化劳动供给决策

乡城学生流动在不同情境下面临的时间约束和经济约束强度不同,因此会对农村家庭的劳动供给决策产生差异化影响。考虑如下几个关键现实情境:

(1)不同就读阶段情境。流动儿童在不同就读阶段的照料需求和教育支出存在明显差异,因此农村家庭的劳动供给决策将随着学生从义务教育的低年级到高年级而发生调整。第一,小学1~3年级,经济约束和时间约束均较强,且时间约束强度高于经济约束强度。低龄阶段学生的自理能力较差,家庭普遍面临较高的子代照料需求。为应对这种需求,家庭劳动主要承担者通常选择随迁至城市,或是全职陪读并退出市场劳动,或是在陪读之余参与非农劳动。同时,市场劳动主要承担者通常增加有酬劳动时间来应对额外的教育支出。第二,小学4~6年级,经济约束和时间约束均较上一阶

段减弱。随着学生自理能力的增强,农村家庭的子代照料需求相应减轻。考虑到多数地区的小升初主要基于户籍划分学区,升学压力及由此产生的教育支出压力较低。因此,大多数农村家庭不会对劳动供给数量做出显著调整。在劳动供给结构上,一些家庭劳动主要承担者可能选择随迁至城市,同时从事非农劳动以维持家庭收入。第三,初中7~8年级,经济约束较强,时间约束较弱。由于可以通过寄宿方式实现乡城学生流动,子代照料需求几乎不对有酬劳动参与决策产生影响。但由于初中阶段面临较大升学压力,导致教育支出相应增加。因此,农村家庭通常会增加有酬劳动时间,并鼓励更多家庭成员参与非农劳动,以增加家庭收入。第四,初中9年级,经济约束和时间约束均较强。由于高中入学大多基于中考成绩择优选拔,家长普遍高度重视子女的中考表现。为了更好地履行照料和陪护职责,由乡城学生流动产生的子代照料需求达到顶峰。此时,家庭劳动主要承担者通常会选择随迁至城市全职陪读^[14]。同时,市场劳动主要承担者则会增加有酬劳动时间,以应对额外教育支出压力。

(2)不同流动范围情境。乡城学生流动范围极为重要地影响了农村家庭劳动力在家庭部门和市场部门之间的自由配置。在“以县为主”的义务教育管理体制下,县域内和跨县域流动所面临的经济约束明显不同。对于县域内流动而言,乡城学生流动后,劳动力可以在城市和农村两地之间频繁穿梭往返^[15],在城市为子女提供照料的同时,仍能参与农村地区的农业劳动。相比之下,跨县域流动则面临更大挑战。由于距离更远,劳动力在城乡两地的频繁自由流动难以实现,这通常迫使劳动力在城市或农村地区之间做出选择。在城市地区提供子代照料的劳动力或是选择完全退出市场部门劳动,或是选择在城市地区就近参与非农劳动。因此,跨县域流动对农村家庭劳动供给决策的影响应当强于县域内乡城学生流动。

(3)不同代际结构情境。中国家庭的代际关系相较西方家庭具有特殊性,主要表现在父母不仅对子代承担照料和教育职责,还常常承担对孙代的照料职责。“父—子”二代结构的农村家庭通常由父母和子女组成,劳动分工以夫妻分工为基础。“祖—父—子”三代结构的农村家庭通常由两代或者两代以上夫妻组成,除学生父母作为青壮年劳动力承担主要的市场部门劳动职责外,学生祖父母也作为老年劳动力或半劳动力,或是参与市场部门的有酬劳动、或是参与家庭部门的无酬劳动,劳动分工既包括夫妻分工也包括代际分工,劳动力资源更为充裕。因此,相较三代结构而言,二代结构家庭面临的经济约束和时间约束强度更大,乡城学生流动带来的劳动供给决策压力也更大。因此,乡城学生流动对二代结构农村家庭劳动供给决策的影响应当强于三代结构。

根据以上理论分析,提出如下研究假设:

假设H₃:不同就读阶段、流动范围和代际结构情境下,乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的影响存在显著差异。

二、研究设计

1. 数据来源

数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)中2012年、2014年和2018年的三期面板数据^①,并对原始数据进行如下步骤处理:①通过家庭库中的家庭编码和少儿库中的家庭编码进行匹配,获得带有少儿信息的家庭样本;②根据城乡代码和户籍信息,筛选出具有农村户籍并且家庭主要成员居住地址为农村社区的样本,将之界定为农村家庭样本,剔除其余样本;③筛选出家庭核心成员中包含义务教育阶段在校学生的样本,剔除其余样本;④通过成人库中的家庭编码和家庭库中的家庭编码进行匹配,获得以家庭成员个体为单位的样本;⑤将劳动力样本设定为16—64周岁的家庭成员,剔除其余样本;⑥筛选出成人问卷为长问卷的劳动力样本,剔除其余样本。最终数据包括13298个具有义务教育阶段在校学生的农村劳动力样本。

① 由于在CFPS2016年问卷调查中未涵盖义务教育阶段在校学生的就读地点信息,因此受到变量设置和研究问题的限制,本文未使用2016年调查数据。

2. 模型设定

本文采用双向固定效应面板模型作为基础模型,构建如下劳动供给方程:

$$Labor_{it} = \alpha + \beta Migrates_{it} + \lambda X_{it} + v_j + v_t + \mu_{it} \quad (11)$$

式(11)中,下标*i*标记了劳动力的样本编号,下标*t*标记了调查年份编号; $Labor_{it}$ 表示劳动力*i*的劳动供给决策; $Migrates_{it}$ 为虚拟变量,表示劳动力*i*所在家庭是否经历了乡城学生流动; X_{it} 为一系列控制变量; v_j 和 v_t 分别用于控制省份固定效应和年份固定效应; α 、 β 和 λ 为待估系数, μ_{it} 为随机误差项。

在基础模型中,有酬劳动参与决策和非农劳动参与决策为二值变量,通常采用Probit模型或Logit模型进行估计。但为了确保与后文工具变量模型的可比性,基础模型同样采用线性概率模型(linear probability model, LPM)进行估计。有酬劳动时间决策为连续变量,但对于未参与市场劳动的劳动力样本,其有酬劳动时间为0,因此呈现左删失特征。鉴于此,采用Tobit模型进行估计。

3. 变量选择

(1)被解释变量。被解释变量为劳动供给决策,特指在市场部门的有酬劳动供给决策。劳动供给分为市场部门的有酬劳动和家庭部门的无酬劳动两大类。如图1所示,对于农村家庭而言,首先要决定在市场部门的劳动供给数量,具体包括劳动供给广度(是否参与市场劳动)和劳动供给深度(市场劳动参与时间)两方面^[16]。对于参与市场劳动的家庭成员,接着需要决定其市场部门的劳动供给结构,即农业部门和非农部门的劳动分配^[17]。据此,本文从劳动供给数量和劳动供给结构两个维度,选取有酬劳动参与、有酬劳动时间和非农劳动参与三个具体指标,实证检验乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的影响。

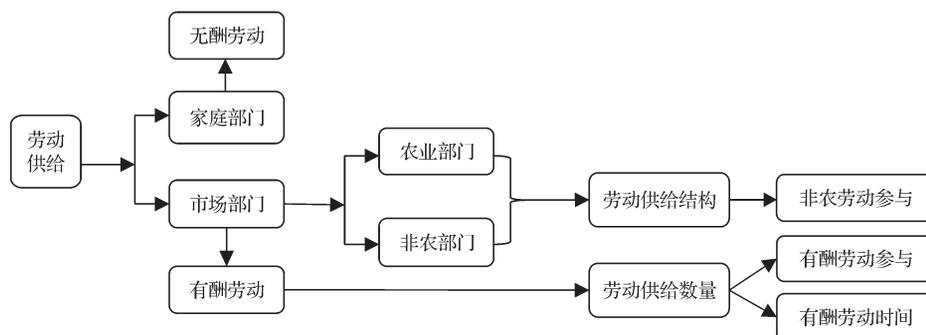


图1 农村家庭的劳动供给决策

①有酬劳动参与。结合Cahuc等^[18]和Herbst^[19]的定义方式,本文将目前有工作及处于摩擦性失业或暂时性离职状态的劳动力均定义为参与市场部门有酬劳动。其中,正在从事农业工作、挣工资工作、个体/私营经济活动、不拿工资为自家个体/私营经济活动帮工均属于目前有工作;从事农业工作但处于农闲季节、从事个体经营活动但处于生意淡季、受企业雇佣但处于临时放假或在职培训状态、正在找工作、如果有工作机会可以在两周内开始工作均属于摩擦性失业或暂时性离职。

②有酬劳动时间。本文将有酬劳动时间定义为农村家庭劳动力在市场部门的周均劳动时间。由于CFPS不同年度对劳动时间的问题设置存在差别,参考卢洪友等的统计方法,2012年的有酬劳动时间基于受访者从事的全部有酬劳动类型加总得到,2014年和2018年的有酬劳动时间基于受访者从事的主要工作类型得到^[20]。

③非农劳动参与。本文将农村家庭在市场部门的劳动供给结构分为农业部门劳动和非农部门劳动两类,并使用非农劳动参与作为代理指标。当主要工作为农业劳动时取值为0,主要工作为非农劳动时取值为1。

(2)核心解释变量。核心解释变量乡城学生流动通过问题“孩子就读的学校所在地”获得,选择“农村”赋值为0,选择“县城”“一般城市”或“省会城市”赋值为1。

(3)控制变量。借鉴已有研究,本文选取的控制变量包括以下几方面:①学生个体特征,包括学生性别、年龄和兄弟姐妹数。子代照料会直接减少劳动供给,而性别偏好、年龄阶段及子女数量则是影响照料时间的关键因素^[21-22]。②劳动力个体特征,包括劳动力性别、年龄、教育年限、健康状况,是直接影响个体劳动供给决策的关键因素^[9]。③家庭基本特征,包括耕地面积、生产性资产、非生产性资产、金融资产、非房贷金融负债。其中,家庭耕地面积、生产性资产与农业劳动供给直接相关^[23]。金融资产是家庭非劳动收入的代理变量,可以对劳动供给产生影响^[8]。非生产性资产和非房贷金融负债则是表征家庭储蓄和负债,也即家庭基本经济水平的变量,与劳动供给密切相关^[9]。④省份虚拟变量和年份虚拟变量。详细变量定义与描述性统计见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量	赋值或单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
有酬劳动参与	是=1;否=0	13298	0.8894	0.3137	0	1
有酬劳动时间	小时/周	12344	37.9071	29.9136	0	131
非农劳动参与	是=1;否=0	11201	0.3252	0.4685	0	1
乡城学生流动	县城/一般城市/省会城市=1;农村=0	13298	0.2121	0.4088	0	1
学生性别	男=1;女=0	13298	0.5365	0.4987	0	1
学生年龄	实际年龄	13298	10.6653	2.6300	5	17
学生兄弟姐妹数	实际兄弟姐妹人数	13298	1.0490	0.8600	0	8
劳动力性别	男=1;女=0	13298	0.4762	0.4995	0	1
劳动力年龄	岁	13298	41.7977	11.3964	16	64
劳动力教育年限	实际教育年限	13298	5.8442	4.5727	0	19
劳动力健康状况	不健康=5;一般=4;比较健康=3;很健康=2;非常健康=1	13270	2.9636	1.2436	1	5
耕地面积	实际人均耕地面积/亩	12745	2.7995	8.8636	0	250
生产性资本	万元	12665	0.3024	2.2451	0	100
非生产性资本	万元	12665	3.9101	8.5028	0	300
金融资产	万元	12691	0.5575	1.4613	0	30
非房贷金融负债	万元	12745	0.2617	0.9082	0	20

三、实证结果分析

1. 基准回归分析

使用Stata软件得到的基准回归结果见表2。在加入全部控制变量和固定效应的情况下,乡城学生流动在整体上导致农村家庭有酬劳动参与率下降2.87%,在1%的统计水平上显著;导致农村家庭有酬劳动时间增加0.5201小时/周,但不具有统计显著性;导致农村家庭非农劳动参与率提升9.59%,在1%的统计水平上显著^①。假说H₁得证。回归结果表明,乡城学生流动会显著降低农村家庭的有酬劳动参与率,但对有酬劳动时间没有产生显著影响,这看似矛盾的结果,背后反映的可能是家庭内部劳动分工的调整。具体而言,乡城学生流动对有酬劳动参与决策产生显著负向影响,意味着一部分农村家庭成员选择完全退出市场部门的有酬劳动,而全职从事家庭部门的子代照料等无酬劳动。与此同时,另一部分家庭成员则增加了在市场部门的有酬劳动时间,以确保家庭总体的有酬劳动时间保持稳定。此外,乡城学生流动还对农村家庭的非农劳动参与决策产生了显著正向影响,意味着参与市场部门劳动的家庭成员更倾向于在职业选择中参与非农劳动,而参与农业劳动的比例相对减少。这些结果突显了乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的复杂影响,从而导致劳动力的家庭分工调整和社会分工调整。

① 控制变量的方差膨胀因子均小于5,不存在多重共线性问题。限于篇幅,略去控制变量逐步回归的结果,结果具有较好的一致性。

2. 内生性处理

本文采用工具变量模型对遗漏变量和反向因果导致的内生性偏误进行检验和修正。参考尹志超等^[24]、喻开志等^[6]的研究,选取县域乡城学生流动率作为乡城学生流动的工具变量。由表3可知,乡城学生流动在整体上导致有酬劳动参与率下降7.75%,在1%的统计水平上显著;导致有酬劳动时间增加1.6571小时/周,但不具有统计显著性;导致非农劳动参与率提升11.28%,在1%的统计水平上显著。表明在解决了内生性问题后,基准结论仍然成立。

对于工具变量模型的有效性,以表3列(1)为例,内生性检验统计量为5.866,在5%的水平上显著,强烈拒绝核心解释变量与扰动项不相关的原假设,说明乡城学生流动为内生变量。第一阶段中县域乡城学生流动率的估计系数显著为正,表明农村家庭的乡城学生流动决策受到所在县域乡城学生流动率的明显影响,这与IV的“同群效应”相吻合。不可识别检验显示,Anderson canon. corr.LM统计量为1332.183,强烈拒绝不可识别的原假设。Cragg-Donald Wald F统计值远大于Stock-Yogo给出的临界值16.38,不存在弱工具变量问题。上述检验结果表明,本文选取的工具变量模型是合适且有效的。同时,如果不考虑乡城学生流动决策的内生性,那么乡城学生流动对劳动供给决策的估计结果是有偏的。因此,本文主要汇报基于工具变量模型得到的估计系数,并使用工具变量模型进行后文的实证分析。

表3 工具变量模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	有酬劳动参与 LPM-2SLS	有酬劳动时间 IV-Tobit	非农劳动参与 LPM-2SLS
乡城学生流动	-0.0775*** (0.0214)	1.6571 (2.4122)	0.1128*** (0.0309)
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
Constant	0.7256*** (0.0465)	35.8241*** (5.0815)	0.8261*** (0.0692)
观测值	11873	10985	10034
R ²	0.0397	—	0.2538
工具变量第一阶段估计系数	0.8657*** (0.0223)	0.8648*** (0.0234)	0.8669*** (0.0242)
第一阶段F值	71.45***	66.36***	87.67***
Anderson canon. corr. LM statistic	1332.183***	1218.329***	1138.983***
Cragg-Donald Wald F statistic	1495.620***	1365.443***	1279.833***
内生性检验统计量	5.866**	4.807**	14.335***
P	(0.0154)	(0.0291)	(0.0001)

3. 劳动分工调整机制分析

乡城学生流动后农村家庭的劳动供给调整是如何产生的?市场劳动主要承担者和家庭劳动主要承担者的家庭分工和社会分工将经历怎样的变化?为了进一步考察乡城学生流动对农村家庭劳动分工的影响,本节按照劳动力个体在家庭内部的收入排序,将家庭内部个人收入最高的劳动力划分为市场劳动主要承担者,将家庭中其余劳动力划分为家庭劳动主要承担者,采用分样本回归的方

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	有酬劳动参与 LPM	有酬劳动时间 Tobit	非农劳动参与 LPM
乡城学生流动	-0.0287*** (0.0072)	0.5201 (0.8046)	0.0959*** (0.0104)
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
Constant	0.7257*** (0.0465)	35.8175*** (5.0812)	0.8261*** (0.0693)
观测值	11873	10985	10034
R ²	0.0435	0.0133	0.2540

注:*,**,***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内为标准误,下表同。

式,探讨其中基于比较优势的劳动分工调整机制。

首先,由表4列(1)和列(2)可知,乡城学生流动对市场劳动主要承担者的有酬劳动参与决策影响不显著,但对家庭劳动主要承担者的有酬劳动参与决策产生显著负向影响。由表4列(3)和列(4)可知,乡城学生流动对市场劳动主要承担者的有酬劳动时间决策产生显著正向影响,但对家庭劳动主要承担者的有酬劳动时间决策影响不显著。可以得出结论,乡城学生流动导致农村家庭中市场劳动主要承担者和家庭劳动主要承担者分别通过增加有酬劳动时间和退出市场部门劳动来适应教育支出增加和子代照料需求上升的双重压力。其次,由表4列(5)和列(6)可知,乡城学生流动对家庭劳动主要承担者的非农劳动参与决策产生显著正向影响,对市场劳动主要承担者非农劳动参与决策的影响不显著。可以得出结论,乡城学生流动后,家庭劳动主要承担者的劳动供给结构发生调整,他们中的部分成员为继续满足子代照料需求,以陪读为目的向城流动,同时在陪读生活之余积极参与城市部门的非农劳动。这在一定程度上解释了乡城学生流动如何通过劳动分工调整机制对农村家庭的有酬劳动参与决策和有酬劳动时间决策产生不同的影响,并对农村家庭的非农劳动参与决策产生正向影响。假设 H_2 得证。

表4 对市场劳动和家庭劳动主要承担者的分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市场劳动主要承担者	家庭劳动主要承担者	市场劳动主要承担者	家庭劳动主要承担者	市场劳动主要承担者	家庭劳动主要承担者
	有酬劳动参与	有酬劳动参与	有酬劳动时间	有酬劳动时间	非农劳动参与	非农劳动参与
乡城学生流动	-0.0314 (0.0285)	-0.1045*** (0.0298)	6.7723* (3.7827)	-0.0505 (2.9986)	0.0823 (0.0517)	0.1356*** (0.0371)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Constant	0.9412*** (0.0601)	0.5968*** (0.0661)	59.9049*** (7.5714)	17.4162*** (6.3018)	0.8888*** (0.1086)	0.7728*** (0.0874)
观测值	4883	6990	4598	6706	4418	5616
R^2	0.0435	0.0331	—	—	0.2420	0.2533

注:列(1)~列(2)、列(5)~列(6)估计方法为LPM-2SLS模型,列(3)~列(4)估计方法为IV-Tobit模型。

4. 稳健性检验

(1)放松工具变量外生性假设。本节假设县域乡城学生流动率并非完全外生,可以对劳动供给决策产生直接影响,并引入Conley等提出的置信区间集合方法(union of confidence intervals, UCI)和近似于零方法(local to zero, LTZ),检验在工具变量非完全外生时估计结果的稳健性^[25]。表5 Panel A显示,基于UCI方法得到的乡城学生流动对有酬劳动参与决策影响的系数置信区间为[-0.1847, -0.0128],均为负值;对有酬劳动时间决策影响的系数置信区间为[-4.12834, 10.2612],既有正值也有负值;对非农劳动参与决策影响的系数置信区间为[0.0322, 0.1934],均为正值。表5 Panel B显示,基于LTZ方法得到的乡城学生流动对有酬劳动参与决策在5%的统计水平上具有显著负向影响;对有酬劳动时间决策具有正向影响,但不具有统计显著性;对非农劳动参与决策在1%的统计水平上具有显著正向影响。结果表明,即使放松工具变量的外生性假设,仍能得出与基准估计相同的结论。

(2)补充控制变量。考虑到户主是农村家庭劳动供给的核心决策者,村庄特征是影响农村家庭劳动供给的外部环境因素,本文进一步选取户主年龄和户主受教育程度作为户主基本特征,选取村庄地形和村庄与市场距离作为村庄基本特征,将其作为控制变量纳入回归。表6结果显示,回归结果与基准回归基本一致。

(3)更换模型设置。本文使用不完全可追踪面板数据进行工具变量模型估计,本质上是比较其他方面相似但乡城学生流动决策不同的农村家庭的劳动供给决策差异。更为理想的实证分析方法

表 5 稳健性检验:近乎外生工具变量的 UCI 和 LTZ 估计

Panel A UCI 估计方法	(1)	(2)	(3)
	有酬劳动参与	有酬劳动时间	非农劳动参与
先验区间	[-0.0475, 0.0475]	[-2.5293, 2.5293]	[-0.0165, 0.0165]
乡城学生流动	[-0.1847, -0.0128]	[-4.1283, 10.2612]	[0.0322, 0.1934]
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	12586	10985	10034
Panel B LTZ 估计方法	(1)	(2)	(3)
	有酬劳动参与	有酬劳动时间	非农劳动参与
乡城学生流动	-0.0775** (0.0361)	2.9249 (2.0668)	0.1128*** (0.0438)
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	12586	10985	10034

注:Panel A 先验区间的计算方法是将工具变量纳入基础模型(1),得出工具变量的估计系数为 δ ,进而定义对称先验区间 $[-\delta, \delta]$; Panel A 中乡城学生流动的处理效应区间是 95% 置信区间下的估计结果。

表 6 稳健性检验:补充控制变量

变量	有酬劳动参与		有酬劳动时间		非农劳动参与	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
乡城学生流动	-0.0771*** (0.0216)	-0.0509* (0.0275)	1.2977 (2.4350)	5.1343 (3.3263)	0.1059*** (0.0312)	0.0645* (0.0388)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
户主基本特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄基本特征	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Constant	0.6844*** (0.0667)	0.6803*** (0.0863)	34.4464*** (7.2622)	33.5395*** (10.1459)	0.8476*** (0.0991)	0.8354*** (0.0928)
观测值	11872	7664	10985	7288	10034	6463
R ²	0.0399	0.0369	—	—	0.2552	0.2263

注:列(1)~列(2)、列(5)~列(6)估计方法为 LPM-2SLS 模型,列(3)~列(4)估计方法为 IV-Tobit 模型。

是将 2012 年基期时点尚未发生乡城学生流动、2014 年或 2018 年调查时点发生乡城学生流动样本视为处理组,将调查期内始终未发生乡城学生流动的样本视为控制组,构建个体和时间双固定的双重差分模型展开实证分析。不过,符合上述条件的样本量相对较小。在 CFPS 数据中,仅有 975 个符合条件的三期完全可追踪样本,其中处理组和控制组分别有 149 个和 331 个。为了确保实证分析结果的可靠性,使用这部分数据进行 DID 和 PSM-DID 估计,与基准估计结果形成交互印证。由表 7 可知,DID 和 PSM-DID 估计仍能得出与基准估计相同的结论。

四、异质性分析

1. 就读阶段异质性

将就读阶段划分为小学 1~3 年级、小学 4~6 年级、初中 7~8 年级和初中 9 年级四个阶段,通过分样本回归以探究乡城学生流动在不同就读阶段对农村家庭劳动供给决策产生的差异化影响,具体估计结果如表 8、表 9 和表 10 所示。第一,由列(1)可知,小学 1~3 年级阶段,农村家庭主要通过部分劳

表7 稳健性检验:个体和时间双固定的DID和PSM-DID估计

变量	有酬劳动参与		有酬劳动时间		非农劳动参与	
	(1)DID	(2)PSM-DID	(3)DID	(4)PSM-DID	(5)DID	(6)PSM-DID
乡城学生流动	-0.1629*** (0.0222)	-0.1667*** (0.0222)	-3.4975 (2.2712)	-3.4158 (2.2970)	0.2837*** (0.0307)	0.2830*** (0.0311)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Constant	0.4105 (0.4530)	1.1988** (0.5120)	30.2561 (42.9949)	60.6944 (48.9341)	-0.2318 (0.6663)	-0.2159 (0.6710)
观测值	2828	2759	2626	2549	2531	2482
R ²	0.0392	0.0425	0.0287	0.0249	0.1674	0.1683

表8 乡城学生流动对有酬劳动参与的异质性影响(不同就读阶段)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	小学1~3年级 有酬劳动参与	小学4~6年级 有酬劳动参与	初中7~8年级 有酬劳动参与	初中9年级 有酬劳动参与
乡城学生流动	-0.0853*** (0.0299)	-0.0551 (0.0426)	-0.0451 (0.0523)	-0.2428*** (0.0929)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Constant	0.7847*** (0.0665)	0.5955*** (0.0815)	1.0891*** (0.1579)	0.8254*** (0.2480)
观测值	5728	4131	1607	402
R ²	0.0570	0.0442	0.0383	0.0844

注:估计方法为LPM-2SLS模型。

动力退出市场劳动、其余劳动力增加有酬劳动时间、更多劳动力参与非农部门劳动,来应对乡城学生流动所带来的劳动供给调整需求。第二,由列(2)可知,小学4~6年级阶段,农村家庭主要通过劳动供给数量不变、更多劳动力参与非农部门劳动,来应对乡城学生流动所带来的劳动供给调整需求。第三,由列(3)可知,初中7~8年级阶段,农村家庭主要通过有酬劳动供给决策不变、增加有酬劳动时间、更多劳动力参与非农部门劳动,来应对乡城学生流动所带来的劳动供给调整需求。第四,由列(4)可知,初中9年级阶段,农村家庭主要通过部分劳动力退出市场劳动、其余劳动力增加有酬劳动时间、劳动供给结构不变,来应对乡城学生流动所带来的劳动供给调整需求。以上结果与理论预期保持一致,揭示了乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策影响的周期性变化。总的来说,农村家庭的劳动供给决策在学生的不同就读阶段表现出显著的差异,这些差异反映了家庭在不同教育阶段面临的照料需求和经济压力的变化。

2. 流动范围异质性

通过对不同流动范围的农村家庭进行分样本回归,以探究县域内乡城学生流动和跨县城乡城学生流动对农村家庭的劳动供给决策产生的差异化影响。由表11可以看出,跨县城乡城学生流动对农村家庭有酬劳动参与和非农劳动参与的影响无论是在估计系数数值还是统计显著性方面均高于县域内乡城学生流动,且两组回归结果具有显著的组间差异。这种区别反映了地理距离对农村家庭劳动配置选择的重要影响。在当代交通条件和交通成本下,县域是劳动力兼顾城市部门子代照料、非农劳动以及农村部门农业劳动的合适范围,而跨越县域的自由流动则难以实现。因此,跨县城乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的影响比县域内的乡城学生流动更为显著。

3. 代际结构异质性

通过对不同代际结构的农村家庭进行分样本回归,以探究乡城学生流动对二代结构和三代结构

表 9 乡城学生流动对有酬劳动时间的异质性影响(不同就读阶段)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	小学1~3年级 有酬劳动时间	小学4~6年级 有酬劳动时间	初中7~8年级 有酬劳动时间	初中9年级 有酬劳动时间
乡城学生流动	-2.1631 (3.3409)	4.8380 (4.7749)	11.4262* (6.3022)	8.4926 (10.3589)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Constant	39.1529*** (7.0567)	32.1796*** (9.1625)	49.0542*** (18.5769)	25.1834 (27.9868)
观测值	5200	3856	1540	385

注:估计方法为IV-Tobit模型。

表 10 乡城学生流动对非农劳动参与的异质性影响(不同就读阶段)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	小学1~3年级 非农劳动参与	小学4~6年级 非农劳动参与	初中7~8年级 非农劳动参与	初中9年级 非农劳动参与
乡城学生流动	0.1088** (0.0430)	0.1526** (0.0612)	0.1255* (0.0754)	-0.1767 (0.1381)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Constant	0.9023*** (0.0951)	1.1109*** (0.1296)	0.0194 (0.2298)	-0.1651 (0.3642)
观测值	4774	3516	1405	336
R ²	0.2730	0.2590	0.2235	0.2479

注:估计方法为LPM-2SLS模型。

表 11 乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的异质性影响(不同流动范围)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	县域内流动 有酬劳动 参与	跨县域流动 有酬劳动 参与	县域内流动 有酬劳动 时间	跨县域流动 有酬劳动 时间	县域内流动 非农劳动 参与	跨县域流动 非农劳动 参与
乡城学生流动	-0.0729*** (0.0266)	-0.1966*** (0.0506)	2.2466 (3.0038)	-3.2018 (5.8379)	0.0809** (0.0377)	0.2369*** (0.0781)
组间差异	0.1237*** [0.0006]		5.4484*** [0.0657]			-0.1560*** [0.0009]
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Constant	0.7164*** (0.0507)	0.7261*** (0.0485)	35.6089*** (5.5933)	30.1988 (5.3482)	0.8486*** (0.0761)	0.8376*** (0.0728)
观测值	11097	9852	10255	9120	9405	8342
R ²	0.0394	0.0320	—	—	0.2500	0.2556

注:列(1)~列(2)、列(5)~列(6)估计方法为LPM-2SLS模型,列(3)~列(4)估计方法为IV-Tobit模型。“组间差异”是估计系数差值比较的T检验结果。

农村家庭的劳动供给决策产生的差异化影响。首先,由表12列(1)、列(3)和列(5)可知,二代结构的农村家庭主要通过有酬劳动参与决策不变、增加有酬劳动时间、劳动供给结构不变,来应对乡城学生流动所带来的劳动供给调整需求。由于劳动力数量较少,二代结构农村家庭面临的时间约束和经济

表12 乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的异质性影响(不同代际结构)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	二代结构 有酬劳动参与	三代结构 有酬劳动参与	二代结构 有酬劳动时间	三代结构 有酬劳动时间	二代结构 非农劳动参与	三代结构 非农劳动参与
乡城学生流动	0.0379 (0.0540)	-0.1105*** (0.0280)	12.2744* (7.3883)	0.4070 (3.1386)	-0.0549 (0.0883)	0.1474*** (0.0377)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Constant	0.8742*** (0.1148)	0.7701*** (0.0614)	29.7098* (15.2129)	43.6915*** (6.7316)	0.6007*** (0.1769)	0.7397*** (0.0867)
观测值	3583	5698	3385	5371	3130	4795
R ²	0.0485	0.0445	—	—	0.2044	0.2549

注:列(1)~列(2)、列(5)~列(6)估计方法为LPM-2SLS模型,列(3)~列(4)估计方法为IV-Tobit模型。

约束更强,劳动力退出市场劳动将对家庭收入产生较大影响,因此为保证家庭生产的可持续性,一般不会因乡城学生流动而全职陪读。同时,为了弥补家庭照料的缺失,夫妻双方倾向于通过增加有酬劳动时间提高家庭收入,为子女在城市就读提供更好的物质条件。其次,由表12列(2)、列(4)和列(6)可知,三代结构的农村家庭主要通过部分劳动力退出市场劳动、其余劳动力增加有酬劳动时间、更多劳动力参与非农部门劳动,来应对乡城学生流动所带来的劳动供给调整需求。由于家庭劳动力数量较为充沛,三代结构农村家庭面临的时间约束和经济约束较弱,家庭通常可以抽调一部分劳动力(一般为母亲或祖辈)前往城市地区负责照顾孩子的日常生活,并在陪读生活之余参与非农劳动,这种安排不会对家庭的有酬劳动时间,也即家庭生计情况产生明显的干扰。

五、结论与建议

1. 研究结论

通过构造农村家庭效用模型,结合时间分配理论和家庭分工理论从理论层面探究了乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的影响原理,并结合CFPS三期面板数据,从劳动供给数量和劳动供给结构两个维度,选取有酬劳动参与、有酬劳动时间和非农劳动参与三个具体指标进行实证检验,主要结论如下:

第一,乡城学生流动导致了农村家庭劳动供给决策的调整。劳动供给数量方面,乡城学生流动在整体上导致农村家庭的有酬劳动参与率下降7.75%,但对有酬劳动时间的影响不显著;劳动供给结构方面,乡城学生流动在整体上导致农村家庭的非农劳动参与率提升11.28%。

第二,农村家庭中市场劳动主要承担者和家庭劳动主要承担者之间的劳动分工调整是乡城学生流动影响劳动供给数量和劳动供给结构的作用机制。其中,市场劳动主要承担者和家庭劳动主要承担者分别通过增加有酬劳动时间(平均增加7.41小时/周)和退出市场部门劳动(参与率平均下降10.65%)适应乡城学生流动产生的教育支出增加和子代照料需求增加的双重压力。此外,乡城学生流动导致家庭劳动主要承担者的非农劳动参与率提高13.74%,表明家庭劳动主要承担者为继续满足子代照料需求,以陪读为目的向城流动,同时在陪读生活之余积极参与城市部门的非农劳动。

第三,乡城学生流动在不同就读阶段、流动范围和代际结构情境下对农村家庭的劳动供给决策产生了差异化影响。由于不同情境下农村家庭面临的经济约束和时间约束不同,乡城学生流动对农村家庭劳动供给决策的影响在9年义务教育阶段发生了周期性变化;县域外乡城学生流动对农村家庭的劳动供给决策的影响程度强于县域内乡城学生流动;二代结构农村家庭的劳动供给决策调整为有酬劳动参与决策不变、增加有酬劳动时间、劳动供给结构不变,三代结构农村家庭的劳动供给决策调整为部分劳动力退出市场劳动、其余劳动力增加有酬劳动时间、更多劳动力参与非农部门劳动。

2. 政策建议

第一,完善农业转移人口教育成本分摊机制。应关注农村家庭在乡城学生流动下由经济约束导致的劳动供给调整需求,加快农业转移人口获得城市户籍的过程,确保他们在城市享有与本地居民同等的公共教育服务,并通过提供经济支持减轻农业转移人口的教育支出负担。这需要政府、企业、社会组织等多方合作,共同为农业转移人口提供更好的教育支持和保障。其中,政府可以通过提供经济适用房、增加对流动儿童的奖学金和助学金等教育补贴来降低农村家庭的教育负担,企业可以通过为农民工子女提供免费的教育资源、提供教育培训等方式来承担一定的教育责任,社会组织可以通过捐赠、募捐等形式为流动儿童提供教育支持。

第二,完善农村陪读家长就业扶持政策。相关部门应关注农村陪读家长群体,并将其纳入公共服务视野,提供专门的职业培训和就业援助。首先,要为农村陪读家长提供就业培训,以提高其技能水平和就业竞争力,培训内容应当贴近城市部门的市场需求和产业发展方向,包括技能培训、职业规划和创业培训等;其次,建立完善的农村陪读家长就业服务体系,为他们提供求职咨询、岗位介绍、招聘推荐等服务,让他们充分了解到城市地区的就业机会和市场需求;最后,还应扩大就业岗位,一方面增加为农村陪读家庭提供的公共就业岗位和社会创业岗位的数量,另一方面鼓励企业为陪读家庭提供灵活的工作时间和地点,以帮助发生乡城学生流动的农村家庭优化劳动力在市场部门和家庭部门的时间分配。

第三,根据不同情境制定差异化帮扶政策。农村家庭在不同情境下发生乡城学生流动面临不同的挑战,因此政府应制定灵活的政策,以满足各种情境下的具体需求。针对经济约束较强的农村家庭,帮扶重点是提供经济援助,如提供助学贷款、提供培训和技能提升机会等。针对时间约束较强的农村家庭,帮扶重点加强普惠性托育服务,例如通过城市寄宿制中小学和课后托管服务,减轻家庭照料负担。

参 考 文 献

- [1] 赵思敏,芮旸,杨钰华.乡村学前和义务教育阶段学生跨尺度流动研究——基于陕西省淳化县的管窥[J].地理研究,2022,41(3):810-829.
- [2] 王若男,阮荣平,朱佳,等.中国农民子女进城就学决策的收入门槛效应研究[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2023,24(5):55-63.
- [3] HALFACREE K H, BOYLE P J. The challenge facing migration research: the case for a biographical approach[J]. Progress in human geography, 1993, 17(3): 333-348.
- [4] 管煜茹,董晓林.举家迁移农民工时间配置的逻辑、困境与突围——基于结构化理论的分析框架[J].农业经济问题,2022(9):118-128.
- [5] 陈芷凡.子女教育投入对女性劳动参与的影响研究[J].教育经济评论,2021,6(5):83-104.
- [6] 喻开志,王裕福,邹红.迁而不工:子女随迁与女性农民工劳动供给[J].统计研究,2022(3):1-16.
- [7] 李超,万海远,田志磊.为教育而流动——随迁子女教育政策改革对农民工流动的影响[J].财贸经济,2018,39(1):132-146.
- [8] 杜凤莲,杨鑫尚.子女升学对父母时间配置的影响[J].经济学动态,2021(8):81-100.
- [9] 李勇辉,沈波澜,李小琴.儿童照料方式对已婚流动女性就业的影响[J].人口与经济,2020(5):44-59.
- [10] 张良,徐翔.家庭照料影响劳动参与存在性别差异吗?[J].财经问题研究,2020(8):111-120.
- [11] 陈素琼,张广胜.城市农民工家庭化迁移模式变迁及其幸福效应——基于CGSS数据的追踪研究[J].农业技术经济,2017(8):67-80.
- [12] LAGAKOS D, MOBARAK A M, WAUGH M E. The welfare effects of encouraging rural-urban migration[J]. Econometrica, 2023, 91(3): 803-837.
- [13] 李勇辉,李小琴,陈华帅.流而不工、迁而再守——子女随迁对女性就业的影响研究[J].经济科学,2018(3):116-128.
- [14] 王伟同,周洪成,张妍彦.看不见的家庭教育投资:子女升学压力与母亲收入损失[J].经济研究,2021,56(9):73-89.
- [15] 白美妃.撑开在城乡之间的家——基础设施、时空经验与县城城乡关系再认识[J].社会学研究,2021,36(6):45-67,227.
- [16] HECKMAN J J. What has been learned about labor supply in the past twenty years?[J]. The American economic review, 1993, 83(2):116-121.
- [17] 裴劲松,矫萌.劳动供给与农村家庭多维相对贫困减贫[J].中国人口科学,2021(3):69-81,127-128.
- [18] CAHUC P, CARCILLO S, ZYLBERBERG A. Labor economics[M]. Cambridge, MA: MIT press, 2014.

- [19] HERBST C M. Universal child care, maternal employment, and children's long-run outcomes: evidence from the US lanham act of 1940[J]. *Journal of labor economics*, 2017, 35(2): 519-564.
- [20] 卢洪友, 余锦亮, 杜亦譔. 老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于CFPS微观数据的分析[J]. *财经研究*, 2017, 43(12): 4-16.
- [21] 赵海涛, 常进雄, 付卓婧. 家庭视角下农村居民非农劳动供给研究[J]. *世界经济文汇*, 2020(5): 53-71.
- [22] 孙妍, 林树明, 邢春冰. 迁移、男孩偏好与教育机会[J]. *经济学(季刊)*, 2020, 19(1): 189-208.
- [23] 吴清华, 周晓时, 李俊鹏. 非农经营收入与家庭农业劳动供给——基于家庭农场调查数据的实证分析[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2019(3): 61-70, 161.
- [24] 尹志超, 刘泰星, 张诚. 农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响[J]. *中国工业经济*, 2020(1): 24-42.
- [25] CONLEY T G, HANSEN C B, ROSSI P E. Plausibly exogenous[J]. *Review of economics and statistics*, 2012, 94(1): 260-272.

The Impact of Rural-to-Urban Student Mobility on Labor Supply Decisions in Rural Households

WANG Ruonan, RUAN Rongping, ZHENG Fengtian

Abstract Using three waves of panel data from the China Family Panel Studies, this study empirically tests the impact of rural-urban student mobility on labor supply decisions in rural households using time fixed effects panel model and instrumental variable model. The research finds that: 1) Rural-urban student mobility leads to a 7.75% decrease in the participation in paid labor among rural households, with no significant impact on time spent in paid labor, and results in an 11.28% increase in participation in non-agricultural labor. 2) Mechanism analysis shows that these results are due to adjustments in labor division within rural households, where the primary market labor contributors tend to increase their time in paid labor, while those mainly responsible for household labor tend to exit market sector labor or engage in non-agricultural labor in urban areas for the purpose of accompanying their children in education. 3) The impact of rural-urban student mobility on labor supply decisions varies across different stages of schooling, ranges of mobility, and generational structures. Based on these findings, targeted policy recommendations are proposed from three perspectives: sharing the educational costs of rural-urban migrant students, supporting employment for rural parents accompanying their children, and providing differentiated assistance in various contexts.

Key words compulsory education; rural-to-urban student mobility; rural households; labor supply

(责任编辑:王 薇)