

独生子女更不愿劳动力转移吗?

胡永远 唐浩 柳璐

(南京财经大学公共管理学院,江苏南京210023)

摘要: 独生子女的劳动力转移行为是当前中国劳动力区域配置过程中的一个独有特征。通过建立父母照护假设下的家庭效用最大化模型,合理修正传统劳动力转移理论前提,并利用 CLDS2016 数据库进行经验研究,试图理解独生子女因素对劳动力转移的影响及其机理。研究发现,独生子女因素对劳动力转移具有显著负效应。“双亲照护”不仅对独生子女的劳动力转移产生直接的显著负影响,而且与独生子女变量的交互项显著为负,对劳动力转移具有显著为负的中介效应。因此,对独生子女家庭及父母照护进行社会支持,不仅符合社会保障和公平标准,而且可能符合经济效率标准;政府需要加快社会保障制度改革和支持力度,提高老年机构照护和社会照护水平,缓解个体的劳动力转移成本。

关键词: 独生子女; 父母照护; 社会照护; 劳动力转移

中图分类号: C922 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2022)01-0011-11

一、引言

中国的劳动力区域转移不仅能够提高个人收入,切断低收入的代际传递^[1],而且能够有效提高劳动力配置效率,促进经济发展^[2];尤其在当前产业结构转型背景下,提高劳动力转移配置效率也是供给侧结构性改革的重要内容之一。然而,当前中国劳动力市场既面临劳动年龄人口、就业人口双下降,也面临人户分离人口、流动人口双下降现象。国家统计局数据显示,2018年全国人户分离人口2.86亿人,比上年末减少450万人。其中流动人口2.41亿人,比上年末减少378万人^①。也就是说,无论是劳动力供给还是劳动力转移,数量均出现了“逆转向下”现象。

当前劳动力转移受阻的一个重要因素,可能是中国特有的独生子女家庭结构及家庭老人照护问题。自1980年中国实行计划生育政策以来,独生子女已成为一个数量庞大的群体;第一代独生子女的父母年龄普遍进入60~70岁,之前尚未暴露的老人照护问题日益严峻,独生子女需要独自承担家庭老人照护责任,因此可能偏向于不愿离开父母进行劳动力转移。然而,已有的经验研究很少,也不支持这一直觉假设;传统劳动力迁移理论没有涉及独生子女劳动力转移的机会成本;新人口迁移理论、工作—家庭冲突理论虽然涉及劳动力转移的家庭成本,却没有涉及独生子女因素。因此,面对独生子女的劳动力转移问题,我们尚需从理论上进一步检验:独生子女如何做出劳动力转移决策? 独生

收稿日期:2021-09-19; 修回日期:2021-12-02

基金项目: 国家社会科学基金后期资助项目“大学生就业的理论、实证与政策研究”(17FJY012); 江苏高校哲学社会科学重点项目“独生子女的劳动力区域转移决策行为及实证研究”(2017ZDIXM066)

作者简介: 胡永远(1963—),男,湖南邵阳人,经济学博士,南京财经大学公共管理学院教授,研究方向为人力资本投资理论; 唐浩(1996—),男,江苏扬州人,南京财经大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为劳动经济学; 柳璐(1990—),女,河南郑州人,南京财经大学公共管理学院硕士研究生,研究方向为劳动经济学。

①《劳动就业人口近60年首次下降,企业面临工资高招人难问题》21世纪经济报道,2019年1月22日。

子女家庭是否存在更为严重的老人照护与劳动力转移冲突? 政府政策又该如何应对? 本文将立足老龄化背景和中国特殊时期的独生子女家庭特征,合理修正传统的劳动力转移理论前提,建立父母照护假设下的家庭效用最大化模型并进行经验验证,试图理解独生子女因素对劳动力转移的负影响及其机理,为政府的相关政策提供理论依据。

二、文献评述

本文所指“劳动力转移”是成年劳动力的区域迁移变动。它既包括具有户籍变动特征的“劳动力迁移”,也包括无户籍变动的居住地变动,这一定义比较符合中国大量存在的“暂时性迁移”特征;但它不含居住地不变的“劳动力流动”,也不包括同城、同单位内的工作流动。因此,总体来看,“劳动力转移”的外延介于经典“劳动力迁移”与“劳动力流动”之间。

关于独生子女的劳动力转移问题,最早的表述来自著名社会学家边燕杰^[3]教授1986年发表在《中国社会科学》上的文章。该文指出,由于需要考虑“独生子女父母进入老年以后的家庭生活问题”,家庭“会与子女尽可能近居,不让子女到远地婚居,以便联系互相照顾”。但独生子女父母“不愿孩子离开家庭到外地工作,这将妨碍人才的合理布局、正常流动”。此后,他本人和学术界没有对该问题展开进一步的论证。

梳理关于劳动力转移、独生子女相关文献,理论界主要进行了三个方面的研究。

第一,经典的劳动力迁移理论认为,劳动力转移决策取决于收益与成本比较。从劳动力转移的收益看,劳动力转移的动力为迁入地与迁出地之间的预期收入差距,如刘易斯(Lewis)模型、拉尼斯—费景汉(Ranis-Fei)模型、托达罗(Todaro)模型、人口迁移的“推”“拉”理论^[4]等。从劳动力转移的成本看,新人口迁移理论将家庭风险成本最小化作为劳动力迁移的目标^[5-7];其次是心理学领域的“工作—家庭冲突”理论,将“家庭角色”作为“工作”的机会成本看待,如带来了人的心理焦虑、痛苦等^[8]。显然,经典迁移理论适用于人口年龄年轻化社会,但却不符合当前全球普遍老龄化的时代,因为忽视了老人照护这一因素。

第二,“老人照护”是否成为劳动力转移的机会成本,取决于动态生命周期和经济发展阶段。随着老龄化到来,“老人照护”(Caregiving)概念,包括“父母照护”(或非正式照护,指子女对父母的照护。这里忽视老人配偶照护)和机构、社会照护(或正式照护),进入了理论视野。20世纪80年代以来,学者们开始关注父母照护与子女就业是否冲突的研究^[9-11]。研究发现了三个显著特征:一是父母照护是否成为子女“工作”的机会成本,取决于动态生命周期,即低龄老人照护不会引起工作冲突^[12-14],而高龄老人照护则与子女就业显著负相关^[15-16]。二是父母照护与子女“就业”是否存在冲突可能取决于不同国别或经济发展阶段。在经济发达国家,对老人的正式照护或机构、社会照护,是父母照护的有效替代;而在发展中国家,没有相对完善的社会保障制度,老人照护处于由子女负责的阶段,对劳动就业具有显著负效应^[17-21]。三是父母照护同时也是子女“劳动力转移”的机会成本。尽管有学者认为,劳动力迁移是一种应对家庭经济风险的策略,可以为老人照护提供经济支持,但大量学者承认劳动力迁移加剧了迁出地的老龄化问题,给非正式的养老体系造成了压力^[22],如农村劳动力外出务工与留守老人生活照料之间存在显著冲突^[23-25]。

第三,“父母照护”是不是独生子女劳动力转移的更大机会成本,存在理论与经验研究的不一致。一种理论观点认为,当前中国的“子女数量”对老人照护有相当显著的责任分担作用,反过来说,子女数量越少,老人照护责任更大^[17]。但另一种观点却认为,子女数量对老年人照护没有影响,因为老人照护主要由配偶完成,还有社会机构的正式照护^[26]。而在已有的经验研究中,较少结果是成年独生子女更倾向于离开父母进行劳动力区域转移。如肖富群^[27]发现,独生子女变量对市外、省外就业具有显著正效应。之所以出现这种理论与经验的背反现象,可能的原因是父母处于不同年龄阶段,独生子女的父母照护责任不同。当年龄偏小时,成年独生子女更倾向于离开父母居住^[28-29];“随着年龄的增大,独生子女父母逐渐进入老年阶段,独生子女和非独生子女当前的这种就业地点差异可能会发生反向的改变”^[27]。因此,独生子女的劳动力转移行为可能存在一个时间动态上的变化路径,越到后

期,父母照护的成本越大^[17]。

总体来看,已有研究表明,劳动力转移是个体或家庭最优化决策的结果。传统迁移理论主要关注预期收入最大化,比较适合人口年龄年轻化社会;工作—家庭冲突理论揭示了工作、就业的机会成本,将家庭与工作平衡放在重要位置,尤其适合老龄化社会需要“父母照护”这一严峻现实。但是,这些研究均没有涉及中国特殊的独生子女家庭这一前提。此外,对独生子女问题的研究,目前还停留在独生子女的心理及个人日常生活方式方面^[30],少量涉及独生子女劳动力转移^[27]。由于样本低的问题,未证实独生子女对劳动力转移的负效应,出现了理论与经验的背反。本文的贡献在于:第一,通过建立父母照护假设下的家庭效用最大化模型,理论推演了独生子女的父母照护对劳动力转移成本具有“门槛效应”;第二,采用样本年龄更适当的数据库,验证了独生子女变量对劳动力转移具有显著负影响,而且这种负效应通过与父母照护的交互关系进行了传递。

三、理论框架与模型设定

中国的独生子女家庭是一个独特的人口现象。1980年中国开始实施计划生育政策,其中,城市居民严格实行独生子女政策,同时,北京、天津、上海、重庆、江苏、四川六省市的农村汉族居民也一律实行独生子女政策^[27]。从独生子女规模来看,2010年全国独生子女的总量已达到1.45亿左右^[31]。由于中国的社会保障制度还没有发展到由社会机构来承担主要照护责任这个阶段,因此,基于代际利他主义、责任、习俗、规范、互惠等原因^[16],独生子女是承担父母照护责任的主体^[32]。

我们假设:独生子女的父母照护存在一个动态的生命周期,即独生子女父母处于“低龄”(特指不需要子女照护)时不仅不需赡养而且可得到支持,而当父母“高龄”(特指需要子女照护)则必须承担更多责任。根据已有研究,父母照护是否成为子女“工作”的机会成本,取决于动态生命周期,因此,我们也可以类似推断,独生子女对父母照护存在父母年龄的“门槛”值,即跨过父母年龄的“门槛”后,父母照护将成为独生子女劳动力区域转移的机会成本。当前,20世纪80、90年代出生的独生子女正处于劳动年龄阶段,其父母年龄已进入60~70岁,父母照护与劳动力转移的矛盾会有一个逐步凸显过程。

(一) 理论模型

假设:(1)家庭需要通过劳动力转移获得更高收入,同时也要考虑承担父母照护的责任;(2)如果没有劳动力转移,那么父母照护可以在工作间隙完成,不需要成本;(3)父母照护成本可以由子女数量进行分担。那么,家庭可能面临劳动力转移与家庭老人照护的冲突,或者说,父母照护就是子女劳动力转移带来的成本;不存在其他劳动力转移成本。独生子女因劳动力具有唯一性,要独自担当父母照护成本,因此可以预期,劳动力转移的概率将降低。下面我们用一个最优化效用函数模型来表述。

现假设存在城市和农村, μ 代表城市(转入地), r 代表农村(转出地);假定每个家庭将成员分为两类:成年子女劳动力人数为 N ,非劳动力(老人)人数为 N_0 ,非劳动力(老人)的年龄 G 为门槛值特征标量($G > 0$ 则需要照护, $G \leq 0$ 则不需要),家庭所有的收入都来源于家中成年子女即劳动力,劳动力转移的概率为 P 。假定城市的人均收入高于农村,即 $Y_u > Y_r$,那么每个家庭为了使预期效用最大化,决定是否转移劳动力比例 P 。另一方面,劳动力转移具有机会成本,即父母照护成本,这一成本须由没有转移的劳动力分担。

因此,我们以Phan and Coxhead^[33]的省际劳动力转移模型为基础,构建一个风险中性的家庭效用函数:

$$U = \text{Max} \left[P \times N \times Y_u + (1 - P) N \times Y_r - \left[\frac{N_0 \times G}{(1 - P) N} \right]^\sigma D^r \right] \quad (1)$$

其中, D 是迁出、迁入两个地区间的距离。假设 $\sigma > 0$ 和 $r > 0$ 。 $\sigma > 0$ 意味着照顾老人的成本递增, $r > 0$ 表示转移的距离会增加劳动力转移成本。

与传统迁移模型不同的是,我们上面的模型增加了一项劳动力转移的机会成本——父母照护成

本,即 $C = \left[\frac{N_o \times G}{(1-P)N} \right]^\sigma D^r$; 与 Phan and Coxhead^[33] 模型的另一个不同是,他们的成本方程是劳动力转移距离、转移概率、未转移概率的指数函数;而我们这里的关键假设是:存在父母照护成本 $N_o \times G$,由老人人数与其年龄的乘积构成,人数、年龄越大则成本越高;而且照护成本由剩余成年子女分担,即 $\left(\frac{N_o \times G}{(1-P)N} \right)$,不存在老人配偶照护和社会机构照护。这一假设比较符合高龄老人情形和社会养老不发达情形;这一假设也意味着独生子女家庭需要承担更多的父母照护责任。

就效用函数 U 对 P 求导,得到最优化一阶条件:

$$P = 1 - \frac{\sigma^{\frac{1}{\sigma+1}} (N_o \times G)^{\frac{\sigma}{\sigma+1}} \times D^{\frac{r}{\sigma+1}}}{N \times (Y_u - Y_r)^{\frac{1}{\sigma+1}}} \quad (2)$$

这就是子女劳动力转移的最优行为方程。显然,由比较静态分析得出: $\frac{\partial P}{\partial (Y_u - Y_r)} > 0$ 。

这就是传统迁移理论解释的收入差距导致迁移。

同时有: $\frac{\partial P}{\partial N_o} < 0$; $\frac{\partial P}{\partial G} < 0$; $\frac{\partial P}{\partial D} < 0$; $\frac{\partial P}{\partial N} > 0$;

即父母照护、老人年龄、转移距离都不利于劳动力转移;而劳动力数量越大,转移概率越大。

现在我们考虑特殊情形:假定父母照护的成本是线性的,从而有 $\sigma = 1$ 。这样,劳动力转移成本函数是递增函数($\sigma + r > 1$)。这也符合传统成本函数特性。最优化一阶条件可简化为:

$$P = 1 - \frac{(N_o \times G)^{\frac{1}{2}} \times D^{\frac{r}{2}}}{N \times (Y_u - Y_r)^{\frac{1}{2}}} \quad (3)$$

通过比较静态分析发现,上式中父母照护成本 $N_o \times G$ 等变量,对劳动力转移概率有以下重要影响:

(1) 假如 $N_o \times G \rightarrow 0$,即无须进行父母照护。那么,劳动力转移概率主要取决于分母中的收入差距 $(Y_u - Y_r)$ 。这就是传统劳动力迁移理论的预期。这符合成年子女父母处于“低龄”时期情形,也适合于完全由社会机构照护的情形。

(2) 假如 N_o , G 或 D 大到足够可以抵消收入差距 $(Y_u - Y_r)$,以致上式右边的项 $\left[\frac{(N_o \times G)^{\frac{1}{2}} \times D^{\frac{r}{2}}}{N \times (Y_u - Y_r)^{\frac{1}{2}}} \right]$ 等于 1,那么,劳动力转移概率趋于 0。这符合成年子女的父母处于“高龄”时期情形。

(3) 假如劳动力数量 N 等于 1,也就是独生子女家庭,那么,若其他条件不变,劳动力转移概率将成比例下降。

(4) $\frac{\partial P}{\partial N_o \partial N} > 0$,即父母照护与子女数量的交互项对劳动力转移产生正影响。反推之,当父母照护且子女数量越少(极端情形是独生子女)时,其交互项对劳动力转移的效应为负。

因此,本文的家庭效用最大化模型不仅可以解释传统的劳动力迁移理论,同时又考虑到劳动力转移的机会成本和劳动力数量,并且得到三个新的推论:一是独生子女因素将减少劳动力转移概率;二是独生子女对父母照护存在父母年龄的“门槛”值,即跨过父母年龄的“门槛”后,父母照护将成为独生子女劳动力区域转移的机会成本;三是父母照护与独生子女的交互项对劳动力转移产生负影响。

(二) 经验识别策略

1. 为了识别独生子女变量对劳动力转移的因果关系,在基准模型的构建方面,同时采用 Logit 模型和线性概率模型(LPM)给出估计。劳动力转移的条件概率可表示为:

$$P(y = 1) = f(\alpha_0 + \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \dots + \alpha_k X_k) \quad (4)$$

其中 P 表示条件概率 $y = 1$ 表示劳动力转移 X_i 表示影响劳动力转移的特征变量 α 表示回归系数。

2. 验证独生子女是否通过父母照护这一中介效应,对劳动力转移产生负影响。

3. 考虑到独生子女家庭生育决策的内生性,选择“计划生育政策”作为“独生子女”变量的工具变量进行估计。

(三) 数据来源与变量生成

本文选择中山大学中国劳动力动态调查(CLDS) 2016 年的数据作为经验证据。该数据详细调查了中国劳动力的转移情况,故而贴合本研究需要。我们选择了 16~60 岁的劳动力样本,并剔除了在读学生数据,剩余总计 11 839 个样本。

因变量为“劳动力转移”。根据问卷中问题“请问您自 14 岁以来,您是否有过跨县市迁移经历?”,生成“是否发生过劳动力转移”的虚拟变量。核心解释变量是“独生子女”虚拟变量,根据“您有几位兄弟姐妹?”确定。影响劳动力转移的控制变量,包括父母照护、年龄变量、是否已婚、普通话水平、长相、是否有失业保险、男性、是否在体制内工作、个人年收入对数、受教育年限、健康状况及区域变量。

变量选取中需要说明两点:第一,由于数据中没有直接体现父母需要照护的变量,故我们根据“父母是否健在”来生成“父母照护”的变量。具体来说,我们将“父母照护”细分为“单亲照护”和“双亲照护”两个二元虚拟变量。其中,若父母二人只有一人健在设为“单亲照护”;若父母都健在则设为“双亲照护”。这是因为只要父母有人健在,那么必然会对子女产生或多或少的照护需求,且双亲都健在势必比单亲健在对子女的照护需求要求更高,因此需要加以细分;而父母都不在世时,则对于子女的照护需求将随之消失,因此用“父母是否健在”来代表“父母照护”的虚拟变量有一定合理性。第二,依据本文模型的推论,独生子女对父母照护存在父母年龄的“门槛”值,并且不同时期出生的个体也拥有不同的流动性动机及条件。因此,我们根据样本平均年龄 45 岁构建了年龄的二元虚拟变量 ($average = 1$),当个体大于 45 岁时,取“1”,小于等于 45 岁时,取“0”。

各变量的生成及定义见表 1。

表 1 变量及定义

类型	变量名	变量含义	变量定义
被解释变量	<i>transfer</i>	劳动力转移	离散变量,14 岁后发生劳动力跨县市转移 = 1,未发生 = 0
解释变量	<i>only</i>	独生子女	离散变量,是独生子女 = 1,不是 = 0
	<i>singlecare</i>	单亲照护	离散变量,父母至少一人健在 = 1,否则 = 0
	<i>doublecare</i>	双亲照护	离散变量,父母两人健在 = 1,否则 = 0
	<i>beauty</i>	长相	有序变量,1~10,数值越高,长相越好
	<i>lan</i>	普通话水平	有序变量,1~5,数值越高,普通话水平越好
	<i>nowhukou</i>	农业户口	离散变量,农业户口 = 1,非农户口 = 0
控制变量	<i>male</i>	男性	离散变量,男性 = 1,女性 = 0
	<i>lnincome</i>	年收入对数	连续变量,个人年收入对数
	<i>system</i>	体制内工作	离散变量,在国家党政机关、人民团体、军队、国有/集体事业单位、国有企业、集体企业、村委会等自治组织工作 = 1,否则 = 0
	<i>marry</i>	已婚	离散变量,初婚、再婚、离异、丧偶 = 1,其他 = 0
	<i>edu</i>	受教育年限	连续变量,受教育年限
	<i>health</i>	健康程度	有序变量,1~5,数值越高,健康水平越好
	<i>unemployment</i>	失业保险	离散变量,有失业保险 = 1,否则 = 0
地区特征变量	<i>east</i>	东部	离散变量,东部地区 = 1,否则 = 0
	<i>west</i>	西部	离散变量,西部地区 = 1,否则 = 0
	<i>middle</i>	中部	离散变量,中部地区 = 1,否则 = 0

四、经验结果

(一) 描述性统计分析

总样本为 11 839; 独生子女样本量为 729, 其中, 农业户口样本 320, 非农业户口样本 409。不论城镇还是农村, 非独生子女都占有更大比例, 但城镇独生子女占比 10.1%, 农村只有 3.8%。独生子女占样本总体比例小且城乡分布差异大的原因, 一是由于受到计划生育政策干预的是 1980 年以后出生人群, 且这些人群受到 1999 年高校扩招的影响, 有大量的独生子女仍在接受教育, 并未进入劳动力市场; 二是城镇实行了更为严格、全面的独生子女政策。

表 2 是对独生子女与非独生子女的个人特征变量的描述性统计。从总体来看, 非独生子女的劳动力转移比例为 24%, 独生子女的劳动力转移比例仅为 18%, 明显低于非独生子女。进一步分析发现: (1) 非独生子女“单亲照护”的负担重于独生子女, 而独生子女“双亲照护”的负担则重于非独生子女; (2) 个人特征变量方面, 独生子女的受教育年限、收入水平、体制内工作概率、失业保险拥有率、健康水平、相貌水平、普通话水平均高于非独生子女, 但已婚的概率却略低于非独生子女。

表 2 描述性统计分析

变量	独生子女				非独生子女			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
劳动力转移	0.18	0.38	0	1	0.24	0.43	0	1
单亲照护	0.16	0.36	0	1	0.30	0.46	0	1
双亲照护	0.55	0.50	0	1	0.36	0.48	0	1
长相	6.71	1.61	1	10	6.36	1.51	1	10
普通话水平	3.99	1.16	1	5	3.45	1.22	1	5
农业户口	0.44	0.50	0	1	0.75	0.43	0	1
男性	0.47	0.50	0	1	0.36	0.48	0	1
年龄	40.17	11.57	16	60	46.12	9.66	16	60
年收入对数	7.18	4.86	0	14.00	6.75	4.62	0	14.51
体制内工作	0.24	0.43	0	1	0.10	0.30	0	1
已婚	0.88	0.33	0	1	0.97	0.16	0	1
受教育年限	10.69	4.80	0	23	8.21	3.97	0	19
健康程度	3.79	0.99	1	5	3.56	1.00	1	5
失业保险	0.27	0.44	0	1	0.11	0.32	0	1
东部	0.51	0.50	0	1	0.52	0.50	0	1
西部	0.25	0.43	0	1	0.31	0.46	0	1
中部	0.24	0.43	0	1	0.17	0.37	0	1

(二) 基准模型估计结果

首先, 我们分别采用线性概率模型(LPM)和 Logit 模型对全样本、农业户籍和非农业户籍进行估计, 结果见表 3。表 3 前三列是 OLS 估计 LPM 的结果, 后三列是 Logit 模型估计的各解释变量的平均边际效应。可以看出, 两种估计方法的结果差异不大, 独生子女变量及主要控制变量均通过了显著性检验。

模型中核心解释变量“独生子女”(only = 1)对劳动力转移产生了显著负影响。以 OLS 估计为例, 对总体样本而言, 独生子女劳动力转移概率减少 12%; 农业户口样本的独生子女劳动力转移概率减少 8.6%; 非农业户口独生子女减少 14%。符合理论预期。主要控制变量基本符合理论预期。

但是, “单亲照护”和“双亲照护”变量并未对劳动力转移产生负向影响。可能的原因是: 第一, 样

本平均年龄约为 45 岁,即使父母健在也还未对子女产生较大的照护需求;第二,非独生子女占样本的绝大多数,他们不必始终在父母身边进行照护从而放弃劳动力转移。那么父母照护是否对独生子女和非独生子女的劳动力转移存在异质性影响呢?同时父母照护变量是否与独生子女变量之间存在交互效应?下面将进行检验。

表 3 独生子女对劳动力转移的影响估计

变量	OLS			Logit		
	全样本	农业户口	非农业户口	全样本	农业户口	非农业户口
<i>only</i>	-0.120*** (0.0149)	-0.0862*** (0.0194)	-0.140*** (0.0228)	-0.132*** (0.0176)	-0.101*** (0.0260)	-0.152*** (0.0267)
<i>singlecare</i>	0.0134 (0.00937)	0.00887 (0.0103)	0.0253 (0.0211)	0.0171* (0.0102)	0.0120 (0.0114)	0.0279 (0.0216)
<i>doublecare</i>	0.0209** (0.0104)	0.0254** (0.0117)	0.0131 (0.0219)	0.0228** (0.0107)	0.0260** (0.0120)	0.0165 (0.0226)
<i>average</i>	-0.0845*** (0.00925)	-0.0917*** (0.0105)	-0.0656*** (0.0196)	-0.0778*** (0.00894)	-0.0840*** (0.0101)	-0.0624*** (0.0191)
<i>marry</i>	-0.106*** (0.0238)	-0.138*** (0.0291)	-0.0437 (0.0402)	-0.0846*** (0.0188)	-0.103*** (0.0221)	-0.0425 (0.0369)
<i>beauty</i>	-0.0189*** (0.00253)	-0.0192*** (0.00283)	-0.0159*** (0.00556)	-0.0191*** (0.00260)	-0.0193*** (0.00288)	-0.0159*** (0.00567)
<i>lan</i>	0.0447*** (0.00341)	0.0470*** (0.00373)	0.0133 (0.00939)	0.0472*** (0.00383)	0.0480*** (0.00409)	0.0140 (0.00991)
<i>male</i>	-0.0289*** (0.00823)	-0.0353*** (0.00935)	-0.00965 (0.0170)	-0.0284*** (0.00837)	-0.0343*** (0.00964)	-0.00937 (0.0170)
<i>edu</i>	0.00477*** (0.00112)	0.00192 (0.00128)	0.0112*** (0.00272)	0.00519*** (0.00120)	0.00176 (0.00139)	0.0120*** (0.00278)
<i>lnincome</i>	0.00495*** (0.000898)	0.00572*** (0.00102)	0.00543*** (0.00197)	0.00483*** (0.000900)	0.00565*** (0.00103)	0.00527*** (0.00195)
<i>system</i>	-0.0675*** (0.0149)	-0.0519** (0.0243)	-0.0840*** (0.0210)	-0.0565*** (0.0136)	-0.0397* (0.0219)	-0.0814*** (0.0208)
<i>health</i>	-0.0144*** (0.00386)	-0.0100** (0.00423)	-0.0328*** (0.00899)	-0.0143*** (0.00400)	-0.00975** (0.00442)	-0.0330*** (0.00885)
<i>unemployment</i>	0.0845*** (0.0156)	0.162*** (0.0262)	0.0360* (0.0207)	0.0589*** (0.0125)	0.0966*** (0.0180)	0.0319 (0.0201)
<i>west</i>	-0.0989*** (0.00867)	-0.102*** (0.00970)	-0.0826*** (0.0186)	-0.0999*** (0.00907)	-0.104*** (0.0104)	-0.0821*** (0.0187)
<i>middle</i>	-0.111*** (0.0101)	-0.121*** (0.0116)	-0.0816*** (0.0201)	-0.108*** (0.0109)	-0.118*** (0.0128)	-0.0822*** (0.0212)
样本量	11 839	8 638	3 201	11 839	8 638	3 201
R ²	0.082	0.100	0.046	0.077	0.096	0.040

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;括号内为稳健标准误。

(三) 独生子女劳动力转移的进一步检验

首先,本文理论模型的推论二认为,独生子女对父母照护存在父母年龄的“门槛”值,即跨过父母年龄的“门槛”后,父母照护将成为独生子女劳动力区域转移的机会成本。表 3 中的 *average* 变量是样本年龄均值的二元变量,系数显著为负,据此,我们推测,当样本中父母年龄较大时,会对独生子女的劳动力转移产生负影响。由于样本中父母年龄的数据较为残缺,本文利用样本中子女的年龄进行划分。由于所取样本的平均年龄为 45 岁且最大年龄为 60 岁,本文在 45 岁的基础上,上调样本年龄至

51~60 岁年龄段。结果发现,独生子女的双亲照护对其发生劳动力转移产生显著负影响,为 -11.3%,这证实了本文理论模型的推论二。

其次,本文理论模型的推论三认为,父母照护与独生子女的交互项对劳动力转移的影响为负。为了检验这一推论,我们加入独生子女与单亲照护和双亲照护的交互项(*onlysingle* 和 *onlydouble*) 来检验交互效应。表 4 中第二列 OLS 估计结果验证了交互效应的存在。“独生子女”与“双亲照护”的交互项(*onlydouble*) 对劳动力转移的负效应达到 11.1%,而此时“独生子女”变量对于劳动力转移的直接负效应从 12% 下降至 6.22%。这表明,独生子女不愿意发生劳动力转移很大程度上是由于需要担负双亲照护责任而导致。而“单亲照护”与“独生子女”的交互项(*onlysingle*) 不显著。

(四) 独生子女劳动力转移的内生性处理

想要准确识别独生子女与劳动力转移之间的因果关系,必须要处理独生子女家庭生育决策的内生性^[34]。具体到本文计量模型中,内生性主要的来源是遗漏变量,即存在着同时影响家庭生育决策和子代劳动力转移的不可观测因素,如头胎子女的能力、家庭初始禀赋、父母对子女性别的偏好、父母的社会地位等,这些都会导致我们无法得到独生子女对劳动力转移回归的一致估计。因而我们试图去寻找一个工具变量来解决模型中核心解释变量的内生性问题。

一个可行的策略是选择“计划生育政策”作为“独生子女”变量的工具变量。其理由是:第一,工具变量应该和模型中内生解释变量存在因果关系^[35],而计划生育政策导致了大量独生子女家庭的出现,因而满足强相关性假设;第二,计划生育政策对于个体家庭来说是外生强制施加的,其中一部分家庭由于受计划生育政策的强制安排而只能生育一胎,而这样的安排可以看作是“和随机分配一样好”,因而满足了独立性假设;第三,计划生育政策只能通过迫使家庭生育一胎子代这一唯一路径来影响子代的劳动力转移,其本身并不会直接影响家庭子代的劳动力转移行为,故满足排他性约束。

因此我们借鉴了刘亚飞和胡静^[36]的做法,利用计划生育政策作为外生冲击,构造了受政策干预的虚拟变量作为独生子女的工具变量。具体做法如下:首先,由于 1980 年开始的计划生育政策主要针对的是城镇户口的人群,因而可以根据问卷中“您父亲的户口类型”来识别父亲是否城镇户口,我们利用“非农户口”和“居民户口(之前是非农户口)”两个选项来确定。其次,需要保证拥有城镇户口的父亲大概率受到了政策的干预,但由于没有父亲结婚的年份和兄弟姐妹的出生

表 4 劳动力转移的交互效应检验: OLS

变量	基准模型	加入独生子女与单亲照护和双亲照护的交互项
<i>only</i>	-0.120*** (0.0149)	-0.0622*** (0.0215)
<i>singlecare</i>	0.0134 (0.00937)	0.0142 (0.00956)
<i>doublecare</i>	0.0209** (0.0104)	0.0278*** (0.0106)
<i>onlysingle</i>		0.00508 (0.0452)
<i>onlydouble</i>		-0.111*** (0.0303)
控制变量	是	是
样本量	11 839	11 839
R ²	0.082	0.083

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;括号内为稳健标准误。

表 5 独生子女与劳动力转移: IV

变量	2SLS		IVProbit	
	第一阶段 <i>only</i>	第二阶段 <i>transfer</i>	第一阶段 <i>only</i>	第二阶段 <i>transfer</i>
<i>fahutime</i>	0.2127*** (0.0101)		0.2127*** (0.0101)	
<i>only</i>		-0.4473*** (0.0852)		-0.2247*** (0.0175)
控制变量	是	是	是	是
样本量	11 839	11 839	11 839	11 839
R ²	0.087	0.049	0.087	0.074

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;括号内为稳健标准误;控制变量与表 3 基准模型一致。

年份,故将1980年时40岁以下拥有城镇户口的父亲看作会受到计划生育政策强制干预的人群,进而生成两者的交互项即“1980年时40岁以下的拥有城镇户口的父亲($fahutime = 1$)”作为独生子女的工具变量。

我们利用工具变量分别进行了2SLS估计和IVProbit估计。首先在表3线性概率模型的基础上进行了2SLS的IV估计,估计结果如表5前两列所示,并同时计算了Cragg-Donald Wald F统计量和Durbin-Wu-Hausman统计量。Cragg-Donald Wald F统计量达到444.149,拒绝了弱工具变量的原假设。Durbin-Wu-Hausman统计量对应的 p 值小于0.0001,也说明了独生子女是内生解释变量。2SLS第一阶段采用OLS估计,结果显著为正,满足了工具变量与内生解释变量之间的相关性假设;第二阶段结果显示,在使用了 $fahutime$ 作为工具变量后,独生子女仍然对劳动力转移呈负向显著影响,此时独生子女对劳动力转移的效应为-36%,从而验证了我们的假说,即独生子女变量会对劳动力转移产生较大的负向影响。

为了进一步检验工具变量的合理性,再采用IVProbit进行MLE估计,并计算了估计的平均处理效应。IVProbit的平均处理效应估计结果如表5后两列所示,结论仍然成立。

(六) 结果讨论

上述结果符合独生子女父母照护具有动态生命周期的理论预期。虽然少有文献直接研究独生子女与劳动力转移的关系,但我们可以从已有研究关于独生子女与父母居住、独生子女的外出就业关系等,来对比我们的实证结果。从父母照护的动态生命周期视角看,如果年龄偏小,如肖富群^[26]的样本年龄21岁,宋健和黄菲^[28]的样本年龄20~34岁,那么独生子女父母需要照护更少,独生子女会离开父母居住;反之,如果样本年龄偏大,如蒋承和赵晓军^[18]的样本年龄48岁,马焱和李龙^[19]的样本年龄41~43岁,范红丽和陈璐^[20]的样本年龄45~53岁,则父母照护对子女就业有显著负影响。本文的样本平均年龄约45岁,处于年龄中段,证实了独生子女对劳动力转移的直接负效应,也证实了独生子女通过父母照护传递的间接负效应,这与相关学者关于父母照护对劳动就业具有显著负效应^[18-21]的结论具有一致性。

五、结论与启示

中国30余年的计划生育政策导致了特有的独生子女人口特征。随着第一代独生子女的父母年龄增大,社会将面临逐渐严重的老年照护与区域劳动力资源配置矛盾。本文通过建立家庭效用最大化模型,合理修正了传统的劳动力转移理论前提,并通过经验研究,试图理解独生子女是否对劳动力转移造成负效应,以及通过何种途径影响劳动力转移。

本研究得到以下结论:第一,独生子女变量对劳动力转移具有直接负效应。无论是理论推演,还是实证的结果都表明,独生子女变量对劳动力转移有显著负影响;解决了模型中独生子女变量的内生性后,负向影响依然显著成立。第二,独生子女的父母照护是阻碍其劳动力转移的重要因素。尽管总样本的父母照护并未对个体劳动力转移产生负向影响,但51~60岁年龄段独生子女的“双亲照护”对其劳动力转移产生了显著负影响;而且独生子女与“双亲照护”的交互项对劳动力转移具有显著负效应。

本研究可以得到两个重要启示:第一,“独生子女”和“父母照护”特征已经成为当前劳动力转移的重要成本因素。第二,引申的政策启示是,如果政府对独生子女家庭及其父母照护进行社会支持,不仅符合社会保障和公平标准,也可能促进独生子女的劳动力转移,符合经济效率标准。因此,基本的政策方向是,通过加快社会保障制度改革和政府支持力度,提高机构照护、社会照护水平,来降低个体的劳动力转移成本。具体来说,可以实施相应的“补”和“增”两类支持性政策,即一方面,对独生子女父母要“有效补偿”,如老人照护的政策支持;另一方面对成年独生子女“增加待遇”,如父母护理假等,促进独生子女的劳动力转移。

参考文献:

- [1]孙三百,黄薇,洪俊杰. 劳动力自由迁移为何如此重要?——基于代际收入流动的视角[J]. 经济研究, 2012(5): 147-159.
- [2]谭海鸣,姚余栋,郭树强,等. 老龄化、人口迁移、金融杠杆与经济长周期[J]. 经济研究, 2016(2): 69-81+96.
- [3]边燕杰. 试析我国独生子女家庭生活方式的基本特征[J]. 中国社会科学, 1986(1): 91-106.
- [4]LEE E S. A theory of migration[J]. Demography, 1966, 3(1): 47-57.
- [5]张晓青. 国际人口迁移理论述评[J]. 人口学刊, 2001(3): 41-45.
- [6]高双. 我国农村剩余劳动力转移及其成本研究[D]. 长春: 吉林大学, 2010.
- [7]朱晶,李天祥,李琳. 迁移成本、工资上升与刘易斯转折点——一个对刘易斯转折点分析框架的再探讨[J]. 农业经济问题, 2011(9): 8-17+110.
- [8]GREENHAUS J H, BEUTELL N J. Sources of conflict between work and family roles[J]. Academy of management review, 1985, 10(1): 76-88.
- [9]SOLDO B J, MYLLYLUOMA J. Caregivers who live with dependent elderly[J]. Gerontologist, 1983, 23(6): 605-611.
- [10]STONE R I, SHORT P F. The competing demands for employment and informal caregiving to disabled elderly[J]. Medical care, 1990, 28(6): 513-526.
- [11]ETTNER S L. The opportunity costs of elder care[J]. Journal of human resources, 1996, 31(1): 189-205.
- [12]LEIGH A. Informal care and labor market participation[J]. Labour economics, 2009, 17(1): 140-149.
- [13]MICHAUD P, HEITMUELLER A, NAZAROV Z. A dynamic analysis of informal care and employment in England[J]. Labour economics, 2010, 17(3): 455-465.
- [14]HOUTVEN C H V, COE N B, SKIRA M M. The effect of informal care on work and wages[J]. Journal of health economics, 2013, 32(1): 240-252.
- [15]MUURINEN J M. The economics of informal care: labor market effects in the national hospice study[J]. Medical care, 1986, 24(11): 1007-1017.
- [16]FEVANG E, KVERNDOKK S, RØED K. Labor supply in the terminal stages of lone parents' lives[J]. Journal of population economics, 2012, 25(4): 1399-1422.
- [17]郭志刚,张恺悌. 对子女数在老年人家庭供养中作用的再检验——兼评老年经济供给“填补”理论[J]. 人口研究, 1996(2): 7-15.
- [18]蒋承,赵晓军. 中国老年照料的机会成本研究[J]. 管理世界, 2009(10): 80-87.
- [19]马焱,李龙. 照料老年父母对城镇已婚中青年女性就业的影响[J]. 人口与经济, 2014(2): 39-47.
- [20]范红丽,陈璐. 替代效应还是收入效应?——家庭老年照料对女性劳动参与率的影响[J]. 人口与经济, 2015(1): 91-98.
- [21]陈璐,范红丽,赵娜,等. 家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究[J]. 经济研究, 2016(3): 176-189.
- [22]贺聪志,叶敬忠. 农村劳动力外出务工对留守老人生活照料的影响研究[J]. 农业经济问题, 2010(3): 46-53+111.
- [23]杜鹏,丁志宏,李全棉,等. 农村子女外出务工对留守老人的影响[J]. 人口研究, 2004(6): 44-52.
- [24]张文娟,李树茁. 子女的代际支持行为对农村老年人生活满意度的影响研究[J]. 人口研究, 2005(5): 73-80.
- [25]凌迎兵,李懂文. 人口老龄化与城乡收入差距——基于2002—2018年31个省(市、自治区)面板数据的分析[J]. 南京财经大学学报, 2020(5): 15-25.
- [26]夏传玲,麻凤利. 子女数对家庭养老功能的影响[J]. 人口研究, 1995(1): 10-16.
- [27]肖富群. 农村青年独生子女的就业特征——基于江苏、四川两省的调查数据[J]. 中国青年研究, 2011(12): 58-64.
- [28]风笑天. 城市独生子女与父母的居住关系[J]. 学海, 2009(5): 24-30.

- [29]宋健,黄菲. 中国第一代独生子女与其父母的代际互动——与非独生子女的比较研究[J]. 人口研究 2011(3): 3-16.
- [30]风笑天. 中国独生子女研究: 回顾与前瞻[J]. 江海学刊 2002(5): 90-99 + 207.
- [31]王广州. 独生子女死亡总量及变化趋势研究[J]. 中国人口科学 2013(1): 57-65 + 127.
- [32]陶涛,刘雯莉. 独生子女与非独生子女家庭老年人养老意愿及其影响因素研究[J]. 人口学刊 2019(4): 72-83.
- [33]PHAN D, COXHEAD I. Inter-provincial migration and inequality during Vietnam's transition[J]. Journal of development economics 2009 91(1): 100-112.
- [34]秦雪征,庄晨,杨汝岱. 计划生育对子女教育水平的影响——来自中国的微观证据[J]. 经济学(季刊) 2018(3): 897-922.
- [35]安格里斯特,皮施克. 精通计量: 从原因到结果的探寻之旅[M]. 郎金焕,译. 上海: 格致出版社 2019.
- [36]刘亚飞,胡静. 多子一定多福吗: 子女数量与母亲健康[J]. 南方人口 2016(6): 69-78.

(责任编辑: 陈春; 英文校对: 葛秋颖)

Are Only Children More Reluctant to Labor Mobility?

HU Yongyuan, TANG Hao, LIU Lu

(School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: Labor mobility behavior in one-child families is a unique issue within China's regional distribution of labor force. Using CLDS2016 data, based on the family utility maximization model under the assumption of caring for parents, this paper attempts to modify traditional labor transfer theory and to understand the influences and mechanisms of the one-child variable on labor mobility. "Biparental care" not only has a significant direct negative effect on the labor mobility of the one-child but also has a significant negative interaction term with the one-child variable, which has a significant negative mediating effect on the labor mobility. Therefore, social support for the care of one-child families is not only necessary for social security and equity, but also may be in line with the economic efficiency principle. It is concluded that in order to alleviate the cost of individual labor mobility, it is necessary to accelerate the reform of the social security system, promote the degree of government support, and improve the level of institutional care and social care.

Key words: only child; parents care; social care; labor mobility