

流动模式对流动人口收入影响的性别差异

徐 慷,田林楠

(南京大学社会学院,江苏南京 210023)

摘 要:在流动模式家庭化趋势不断加强的现实面前,对流动人口收入及其性别差异的研究仍忽视流动模式的作用。利用2012年全国流动人口动态监测调查上海市的数据,探讨了流动模式对流动人口收入影响的性别差异。研究发现:在“男主外、女主内”性别分工观念的作用下,相较于独自流动,非独自流动有助于男性流动人口收入的提高,却会导致女性流动人口收入的降低。数据结果还表明:“男主外、女主内”这一传统性别分工观念在实践中的实现程度与女性流动人口是与丈夫一起流动还是与丈夫及孩子一起流动密切相关。

关键词:流动人口;流动模式;收入;性别差异

中图分类号:C921

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2016)01-0065-06

一、问题的提出

改革开放以来,我国重新开启了大规模人口流动与迁移,流动人口数量从1982年仅占人口总数2.97%的3 000万,增长到2012年的2.36亿,这相当于每6个人中就有一个是流动人口^[1]。流动人口数量的急剧增长也伴随着流动模式的转变。1990年“四普”数据显示,我国流动人口只有7.44%是生活在纯粹由外来人口构成的家庭户中^[2],这意味着20世纪80年代人口流动还是以单独流动为主;及至90年代,流动模式家庭化的趋势变得十分明显,周皓对比“四普”和“五普”数据发现,十年间户主与配偶均为流动人口的比例由7.44%提高到46.06%^[3],到2011年在婚流动人口中有85.2%是夫妻一起流动^[4]。与此同时,中国妇女社会地位调查第二期(2000)和第三期(2010)的数据表明,“男主外、女主内”的性别观念出现了回潮^[5]。在非独自流动成为主流的情况下,与男性一起进入劳动力市场的女性,面对回潮的传统性别观念以及配偶相较于自己更为传统的性别分工观念^[6],将如何处理家务与工作之间的张力,而这又会对不同性别流动人口的收入产生怎样的影响?笔者着力于回答流动模式对流动人口收入的影响的性别差异。这一方面

是对劳动力市场甚至整个当代中国性别关系和性别角色观念的一种透视,另一方面也有利于从性别关系这一角度拓展对流动人口收入影响因素的理解。

二、理论框架与研究假设

已有研究基本没有涉及这一具体论题,研究者或者关注流动模式的变化即流动的家庭化趋势(或者称作“夫妻共同流动比例”、“举家外出比例”、“家属随同”等等),或者关注农民工群体的收入性别差异,很少将两者联系起来。而在对流动人口以及农民工收入影响因素的分析中,有关流动的变量也基本只涉及是否流动(或有无随迁经历)^[7]和流动次数^[8]。也就是说,流动模式在有关流动人口的收入及其性别差异的研究中,仍未作为一个独立变量纳入分析或者说流动模式没有成为思考和解释的角度。我国流动人口不仅数量急剧增长,流动的家庭化趋势也不断增强,在这样的背景下,现有研究仍然不把流动模式纳入对流动人口收入及其性别差异的研究中,这在某种程度上是对现实的忽视。

另一方面,从理论逻辑上讲,这种忽略也是难以成立的。性别角色观念影响着两性对社会角色分工、性别关系模式的认同以及受此影响的性别分工实践,在流动人口中,性别角色观念也因此会对两性

收稿日期:2015-05-07

基金项目:江苏高校哲学社会科学研究重大项目(2012ZDAXM012)

作者简介:徐慷(1963—),女,江苏南京人,副教授,博士,从事人口社会学和人口统计学研究。

在劳动力市场中的决策和选择产生影响,并进而影响两性的收入。性别角色观念对人口的这种影响的中介便是流动模式:一个独自流动的女性人口与一个和丈夫(或者和丈夫及孩子)一起流动的女性人口在劳动力市场中的行动逻辑会有很大差异,独自流动者只需面对市场并用市场逻辑决策,而非独自流动者需要面对市场及家庭,其决策除了市场逻辑之外还受到性别角色观念的影响。简而言之,在特定的性别观念的影响下,流动模式不同,流动人口在实践中便可能生成不同的行动逻辑。因此,流动人口的性别收入差异影响因素除了以往研究中所强调的人力资本、性别歧视、市场化程度等,还有一个重要变量即性别角色观念,而这一观念便体现在流动模式对流动人口收入影响的性别差异之中。以往研究对此的忽略在很大程度上正是因为没有意识到流动模式是性别角色观念发挥作用的重要中介。就此而言,本文也是对流动人口收入性别差异研究中流动作用模式的空白进行补充和探索。

市场主导、体制约束以及父权自身延续的需要,使得父权制在持续的大规模流动中从解构中重构,进而得以延续和重建,其表现之一便是一起流动在外的夫妻中即使妻子的收入更高,“一家之主”仍是丈夫,“男主外、女主内”的性别分工模式仍是主导^[9]。刘爱玉等的研究也表明,整体上中国男女两性的性别观念仍未从“男主外、女主内”的传统状态完全过渡到现代状态^[6]。在这种性别观念的影响下,非独自流动的女性人口因为要更多地照顾家庭,因此无法将全部精力投入到劳动力市场中,这既降低了其人力资本值也降低了自身对劳动回报的期待。而非独自流动的男性则因为妻子在日常生活方面的支持,提高了其在劳动力市场中的人力资本值(如健康状况更好、每天工作时间更长等)。已有的研究也表明因为女性农民工在流动中要兼顾工作和家庭,因此,对女性来说,已婚会对工作产生负面影响^[10]。据此,提出如下假设:

假设 1:流动模式对流动人口的收入有着显著影响,但这种影响因性别不同而不同。

假设 2:在女性流动人口中,相较于独自流动者,非独自流动者收入更低。

假设 3:在男性流动人口中,相较于独自流动者,非独自流动者收入更高。

三、数据、变量与方法

1. 数据来源

本研究所采用的数据来自原国家计生委 2012 年进行的全国流动人口动态监测调查。该调查每年

开展一次,按照随机原则在全国 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团抽取样本点,抽样总体为在流入地居住一个月以上,且非本区(县、市)户口的 15—59 周岁(即 1952 年 6 月至 1997 年 5 月间出生)的流动人口,需要注意的是抽样总体中不包括调查时在车站、码头、机场、旅馆、医院等地点的流入人口。抽样方法为分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样的混合。2012 年调查全国总样本量为 15.9 万人,其中上海为 1.5 万人,最终有效问卷为 14 056 份,问卷有效回收率约为 93.71%。

2. 变量选择

(1)因变量。本研究的因变量为流动人口的个人月收入,按照学界的惯常做法,对收入取对数值,以便使其接近正态分布。

(2)自变量。本研究的核心自变量是流动模式,特指流动结果,不涉及流动过程,具体而言是指流动人口是否有家庭成员在流入地与其共同居住,可分为 4 类:独自流动、仅夫妻一起流动、仅夫妻和孩子一起流动、其他类型(这一类型比例只有 8%,但是其内部所包含的类别极其复杂,包括和夫妻外加父母、夫妻孩子外加父母等等,总之是三代亲属的各种排列组合,难以详细分类)。另一个核心自变量就是性别,将性别处理成虚拟变量,其中女性=1,男性=0。

(3)控制变量。由于以收入为因变量,因此控制变量应该包括能够影响收入的各个维度的变量。Gerber 总结了解释收入的 3 个路径:新古典经济学、制度理论和结构分析^[11]。其具体所指对应到流动人口可以归结为:包括人力资本要素(新古典经济学)、制度对个人的区别对待(制度理论),以及结构所造成的部门、组织和职业间的差异(结构分析)。因此,控制变量设置也按照以上 3 个维度进行。具体来说,控制变量包括:①人力资本维度:年龄、工龄^①(操作化为调查进行的年份与初次流动的年份的差值)、教育年限(根据教育程度来进行换算)以及每周工作时间和就业身份(包括雇员、雇主、自营劳动者和家庭帮工,以家庭帮工为参照组);②制度维度的控制变量包括:户口性质(包括农业户口和非农户口,以农业户口作为参照组)^②、是否持有有效暂住证(以“否”为参照组);③结构维度的控制变量:职业性别隔离,根据学界通常的做法,用职业女

^①根据刘林平等^[7]的观点,在涉及农民工或流动人口时,人力资本变量应同时纳入年龄和工龄,因为两者的变化并不一定一致。

^②因为本文的研究对象为流动人口,其统计口径为“离开户籍地时间长度为 1 个月、空间范围为跨越区(县、县级市)、没有相应的户口变动的流入人口”,并不等于农民工群体,所以包括非农户籍者。

性比例进行操作化;以上因变量、自变量和控制变量的描述统计及性别差异详见表 1。

表 1 变量均值及两性差异

变量	所有样本	男性样本	女性样本	差异 ^a
月收入(元)	3 892. 17	4 297. 84	3 419. 78	878. 06***
月收入(自然对数)	8. 06	8. 15	7. 94	0. 21***
流动模式				
独自流动	0. 26	0. 27	0. 25	0. 02*
仅夫妻两人流动	0. 27	0. 26	0. 28	-0. 02**
仅夫妻与子女一起流动	0. 39	0. 40	0. 38	0. 02*
其他模式	0. 08	0. 08	0. 09	-0. 02*
年龄(岁)	34. 17	34. 96	33. 23	1. 73***
工龄(年)	8. 53	9. 17	7. 81	1. 36***
教育年限(年)	10. 32	10. 41	10. 22	0. 19***
每周工作时间(小时)	55. 17	55. 62	54. 65	0. 97***
就业身份				
雇员	0. 70	0. 68	0. 72	-0. 04***
雇主	0. 08	0. 09	0. 07	0. 02***
自营劳动者	0. 21	0. 22	0. 19	0. 03***
家庭帮工	0. 01	0. 01	0. 03	-0. 02***
户籍性质(非农=1)	0. 24	0. 22	0. 26	-0. 04***
是否持有有效暂住证(是=1)	0. 96	0. 96	0. 96	0
职业的性别隔离(职业的女性比例)	0. 44	0. 40	0. 50	-0. 10***

注:a 差异即为某变量男性样本的数值与相应女性样本的数值的差,对于定序变量而言,数值是指取值所占比例。
* p<0. 05(双尾 T-test 检验,下同);** p<0. 01;*** p<0. 001。

3. 统计模型与分析策略

数据分析由两部分组成:第一部分是描述统计分析,主要是比较男性流动人口和女性流动人口在收入以及流动模式等变量上的差异,统计方法是检验。第二部分运用最小二乘法多元线性回归模型估计流动模式对收入的影响,模型分为全部样本、男性样本和女性样本,以此来检验流动模式对收入影响是否有性别差异。此外,为了直观地检测和验证是否存在性别差异,另外进行了加入性别和流动模式的交互项^①的回归计算。

四、结果与分析

1. 收入、流动模式及其他变量的性别差异

由表 1 可见,男女两性在月平均收入方面存在显著差异,女性流动人口的月平均收入比男性少 878 元,是男性月平均收入的 80%左右(3 419. 78/4 297. 84=0. 795 6)。在核心自变量流动模式方面,独自流动的男性比女性高 2%,这种差异在 0. 05 的水平上显著,在“仅与妻子和孩子一起流动”这一类型中男性也要高于女性,而在“仅夫妻两人流动”和“其他模式”这两种类型中,女性则显著地多于男

性。在影响收入的各变量方面,男性流动人口在工龄、教育年限、就业身份(男性在雇主和自营劳动者这两类分布较女性更多、女性在雇员和家庭帮工这两类分布较男性更多)等人力资本要素方面较女性都要更占优势;在制度性变量方面,女性属于非农户籍的比例要稍高于男性,而在是否持有有效暂住证方面则没有性别差异;但是在作为结构变量的职业性别隔离方面,女性流动人口所从事的职业女性比例显著偏高,而根据以往的研究,某一职业中的女性比例越高,其收入就相对越低^[12]。

2. 流动模式对收入的影响及其性别差异

在探讨流动模式对收入影响及其性别差异之前,先简要描述其他各控制变量对收入的影响。模型 1 显示,除了核心自变量流动模式,所纳入模型的各要素基本都对流动人口的收入有着显著影响。其中年龄和工龄对收入的影响呈一条“倒 U 型”曲线,即在控制其他变量不变的情况下,随着年龄(工龄)的增加,收入也相应增长,但达到一定峰值之后,收入会随着年龄(工龄)的增加而减少。对于年龄变量而言这一峰值或转折点约为 38 岁,对于工龄而言这一峰值或转折点约为 16 年。每周工作时间对收入虽然有显著正向影响,但十分微弱。女性身份对收入有负面影响;相较于家庭帮工,作为雇主和自营劳动者的收入更高;在控制其他变量不变的情况下,教育年限每增加一年,收入将会增加 6. 3%(($e^{0.0615}-1$)·100%),非农户口流动人口的收入比农业户口流动人口的收入高 19. 3%(($e^{0.1768}-1$)·100%),持有有效暂住证者比没有有效暂住证者收入高 2. 6%(($e^{0.0260}-1$)·100%),职业性别比每增加一个单位(对于职业性别比而言一个单位就是 100%,也即从 0 增加到 100%)收入将会减少 23. 1%(($1-e^{0.2623}$)·100%)。总之,对于流动人口而言,男性年龄和工龄分别接近 37 岁和 17 年、就业身份为雇主或自营劳动者、处在职业性别比低的职业中、户口为非农、持有有效暂住证者收入更高。那么,为什么只有核心自变量流动模式对收入完全没有影响呢?流动模式对流动人口的收入真的没有影响吗?

模型 2 和模型 3 提供了答案。以女性流动人口

①需要说明的是,交互项中流动模式操作化为“独立流动”和“非独立流动”两类,因为如果以原先的四分类(独自流动、仅夫妻两人流动、仅夫妻与孩子一起流动、其他模式)与性别做交互项,其解释是非常复杂难懂的;另一方面,假设的逻辑是因为“男主外、女主内”的性别观念的存在,当与其他人一起流动时,女性会因为家务而影响其在劳动力市场中的竞争力,而现在的二分类仍然符合这一分析思路(此时非独立流动主要包括“仅夫妻两人流动”、“仅夫妻与孩子一起流动”,以及数量极少的夫妻加父母、夫妻孩子加父母等等类型),并且更为直观。

为样本的模型 2 中,相对于独自流动,“仅夫妻两人流动”和“仅夫妻两人与孩子一起流动”都对收入有着十分显著的负面效应;以男性流动人口为样本的模型 3 中,相对于独自流动,“仅夫妻两人与孩子一起流动”对收入有着显著的正面效应。由此,可以认为,流动模式对流动人口收入的影响是因性别而异的,而且这种影响正好相反,即对男性流动人口而言与妻子及孩子一起流动有助于收入的增加,而对女性流动人口来说则会降低收入,而在所有样本中这种相反的效应互相抵消,因此最终的系数并不显著。具体来看,在女性流动人口中,与独自流动相比,与丈夫一起流动会导致收入降低 8% 左右($(1 - e^{-0.0828}) \cdot 100\%$),与丈夫及孩子一起流动会导致收入降低 10% 左右($(1 - e^{-0.1062}) \cdot 100\%$);在男性流动人口中,与独自流动相比,与妻子及孩子一起流动,收入会增加 11% 左右($(e^{0.1031} - 1) \cdot 100\%$)。所以,假设 1 即“流动模式对流动人口的收入有着显著影响,但这种影响因性别不同而不同”基本被证实。

为了更直观地检验流动模式对流动人口收入的影响的性别差异,建立了加入性别和流动模式(如在“统计模型和分析策略”小节中所述,此时流动模式分为“独自流动”和“非独自流动”两类)交互项的模型 4。数据显示,性别、流动模式及其交互项均对收入有着十分显著的影响,这表明流动模式对收入的影响确实是因性别而不同的。具体来说,性别变量的系数表明,如果控制其他变量不变,在独自流动的流动人口中,女性比男性少赚 4.5% ($(1 - e^{-0.0456}) \cdot 100\%$);流动模式的系数表明,控制其他变量不变,在男性流动人口中,非独自流动者比独自流动者多赚 6.4% ($(e^{0.0621} - 1) \cdot 100\%$);性别 * 流动模式变量的系数表明,在控制其他变量不变的情况下,在女性流动人口中,非独自流动者比独自流动者少赚 8.4% ($(1 - e^{(-0.1495 + 0.0621)}) \cdot 100\%$);以及在非独自流动的流动人口中,女性比男性少赚 17.7% ($(1 - e^{(-0.1495 + 0.0456)}) \cdot 100\%$)。这一数据表明,相较于独自流动,非独自流动对男性流动人口的收入有积极影响,而对女性则有消极影响,这一结果与假设 2 和假设 3 基本一致。并且,还可以发现,当两性同为独自流动时,女性只比男性少赚 4.5%,而当两性同为非独自流动时,这一数值急剧上升到了 17.7%,非独自流动对女性收入产生强烈的负面效应。

值得注意的是,在男性样本中,相对于独自流动,与妻子一起流动对收入虽然有着正面的影响,但这种影响并不显著,但与妻子和孩子一起流动则会使其收入比独自流动时增加 11%。原因可能是当只

有夫妻一起流动时,妻子虽然也会在照顾丈夫等家务上投入一定的精力和体力而导致其收入降低,但这种照顾可能是有限的、并不足以显著地提高丈夫在劳动力市场上的竞争力;但是如果孩子与夫妻一起流动,妻子因为孩子而在家务上的投入会比与单独丈夫一起流动时大得多,丈夫在某种程度上因为一起流动的孩子而获得更多的照顾,从而提高了其在劳动力市场中的竞争力。与独自流动相比,和丈夫一起流动的女性收入会降低 6.7%,一旦和丈夫及孩子一起流动这一数值就上升到 9.9%,这也反证前述推论:当孩子一起流动时,女性流动人口会在家务中投入更多的精力和体力,导致其在劳动力市场中的投入减少,也使作为父亲的男性流动人口获益。但是作为妻子的流动女性虽然也在家务中投入一定精力,但更多的是内外兼顾,作为丈夫的流动男性从中的获益也因此少于作为父亲的男性流动人口。总之,这一“意外”发现表明,在流动人口中,“男主外、女主内”不论是作为观念还是实践虽然仍然成立,但是这种性别分工观念及实践在“夫妻及孩子一起流动”的家庭中比在“仅夫妻一起流动”的家庭中更为明显。或许可以就此推论,“男主外、女主内”的在生活中的实现程度与家中是否有孩子需要照顾密切相关。

为进一步检验这一推论,建立模型 5。如果推论成立,那么对于夫妻和孩子一起流动的家庭而言,需要照顾孩子的母亲必然要比不需要照顾孩子的母亲在家务中投入更多的精力和体力,从而在更大程度上降低其收入。相应地,孩子有需要照顾一起流动的家庭中的父亲也因此获得更多的照顾,从而比不需要照顾孩子的家庭中的父亲收入更高。因此,在模型 5 中,以“仅夫妻和孩子一起流动”的流动人口作为样本,引入一个新的核心自变量“是否有未成年子女一起流动”用来测量家中是否有孩子需要照顾(“是”意味着一起流动的孩子需要照顾,“否”则意味着一起流动的孩子不需要照顾),并生成这一变量与性别变量的交互项。结果表明,在子女不需要照顾的家庭中,母亲收入比父亲低 14% 左右($(1 - e^{(-0.1451)}) \cdot 100\%$),而如果家中有需要照顾的未成年孩子,母亲的收入则要比父亲低 24% 左右($(1 - e^{(-0.1451 - 0.1266)}) \cdot 100\%$);对于父亲而言,如果家中有需要照顾的孩子,那么其收入要比孩子不需要照顾的父亲增加 10% 左右($(e^{0.0949} - 1) \cdot 100\%$),对于母亲而言,则是降低 3% 左右($(1 - e^{(-0.0948 - 0.1266)}) \cdot 100\%$)。因此,数据结果与推论基本一致。

表 2 估计收入影响因素的 OLS 模型			
变量	模型 1 所有样本	模型 2 女性样本	模型 3 男性样本
性别(女=1)	-0.156*** (0.009 4)	—	—
流动模式 ^a			
仅夫妻两人流动	-0.019 6 (0.013 4)	-0.082 8*** (0.018 7)	0.037 1 (0.019 1)
仅夫妻两人与孩子一起流动	0.006 8 (0.013 2)	-0.106 2*** (0.018 9)	0.103 1*** (0.018 3)
其他模式	-0.001 7(0.018 0)	-0.026 3(0.024 7)	0.013 0(0.018 3)
年龄	0.048 7*** (0.004 0)	0.037 0*** (0.006 1)	0.054 3*** (0.005 4)
年龄平方	-0.000 6*** (0.000 1)	-0.000 5*** (0.000 1)	-0.000 7*** (0.000 1)
教育年限	0.061 5*** (0.001 7)	0.062 8*** (0.002 4)	0.059 3*** (0.002 6)
工龄	0.015 1*** (0.002 3)	0.016 0*** (0.003 5)	0.015 2*** (0.003 1)
工龄平方	-0.000 5*** (0.000 1)	-0.000 4*** (0.000 1)	-0.000 5*** (0.000 1)
每周工作时间	0.000 6* (0.000 3)	0.001 2** (0.000 4)	0.000 1 (0.000 4)
就业身份 ^b			
雇员	-0.079 8* (0.036 9)	-0.125 4** (0.040 2)	0.121 1(0.085 2)
雇主	0.451 6*** (0.039 6)	0.361 3*** (0.046 4)	0.678 2*** (0.087 3)
自营劳动者	0.088 9* (0.037 7)	0.059 0 (0.042 5)	0.274 9*** (0.086 0)
户口性质(非农户口=1)	0.176 8*** (0.012 5)	0.186 3*** (0.017 1)	0.169 8*** (0.018 0)
是否持有暂住证(是=1)	0.026 0*** (0.022 2)	0.066 5* (0.030 7)	-0.006 1(0.031 6)
职业性别隔离(职业女性比)	-0.262 3*** (0.020 4)	-0.267 5*** (0.119 6)	-0.270 1*** (0.039 2)
常数项	6.572*** (0.083 6)	6.608*** (0.080 6)	6.335*** (0.130 5)
观察值	12 496	5 795	6 701
决定系数	0.302 8	0.305 0	0.272 4

注:a 参照群体为“独自流动”b 参照群体为“家庭帮工”。
 * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001;括号里的数字为标准误。

表 3 估计收入影响因素的 OLS 模型(加入交互项)		
变量	模型 4 所有样本	模型 5 仅夫妻和子女一起流动的样本
性别(女=1)	-0.045 6** (0.017 6)	-0.145 1*** (0.034 4)
流动模式(非独自流动=1)	0.062 1*** (0.014 7)	
性别*流动模式	-0.149 5*** (0.020 2)	
是否有未成年子女一起流动(是=1)		0.094 8** (0.031 0)
性别*是否有未成年子女一起流动		-0.126 6*** (0.037 7)
年龄	0.049 2*** (0.003 9)	0.037 5*** (0.008 9)
年龄平方	-0.000 7*** (0.000 1)	-0.000 5*** (0.000 1)
教育年限	0.060 7*** (0.001 7)	0.062 2*** (0.003 0)
工龄	0.016 1*** (0.002 3)	0.0102* (0.004 3)
工龄平方	-0.000 5*** (0.000 1)	-0.000 3(0.000 2)
每周工作时间	0.000 6*** (0.000 3)	0.000 1(0.000 5)
就业身份 ^a		
雇员	-0.084 1* (0.036 8)	-0.067 9(0.060 9)
雇主	0.449 7*** (0.039 5)	0.507 6*** (0.064 1)
自营劳动者	0.084 9* (0.037 7)	0.150 6* (0.062 0)
户口性质(非农户口=1)	0.178 4*** (0.012 4)	0.211 8*** (0.022 4)
是否持有暂住证(是=1)	0.029 2(0.022 1)	0.081 6(0.055 4)
职业性别隔离(职业女性比)	-0.262 9*** (0.021 1)	-0.227 7*** (0.051 9)
常数项	6.528*** (0.081 9)	6.683*** (0.186 9)
观察值	12 496	4 872
决定系数	0.305 5	0.320 2

注:a 参照群体为“家庭帮工”。
 * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001;括号里的数字为标准误。

五、结 语

本研究显示流动模式对流动人口收入的影响在所有样本中是不显著的,但在男性样本和女性样本中有着显著的但也是相反的影响。具体说,对于男性来说,与独自流动相比,与夫妻及孩子一起流动会增加其收入;但在女性流动人口中,则正好相反,与独自流动相比,与丈夫或与丈夫及孩子一起流动都会降低其收入。加入了交互项的模型也说明非独自流动对男性和女性流动人口收入的影响正好相反,对前者是正向的,对后者是负向的。

虽然对国际移民的研究以及国内对流动人口的研究都表明流动本身能够在一定程度上促进性别平等^[13-14],但正如性别角色理论所阐释的,家务劳动的性别分工是社会性地建构并嵌入到文化结构中的一套稳定而有力的性别分工观念的产物,是夫妻性别关系的符号性表现,这种性别分工的文化模式对于现实情境的变化有很强的滞后性^[15],因此,虽然流动增进了性别平等,也在一定程度上提高了丈夫参与家务劳动的比例,但流动家庭中的家务分工模式并未根本改变,女性仍然承担高出男性数倍的家务劳动^[13]。不仅如此,虽然女性移民比男性移民在流入地掌握更多的资源,但女性移民在经济地位提高的情况下仍然极力维持儒家性别等级观念和传统家庭体系的结构与神圣性^{[14]109}。因此对于流动女性而言,生活和工作地理位置的迁移并不能使其摆脱传统的性别关系意识形态,她仍然需要牺牲投入到劳动力市场中的时间来从事家务劳动,而这将降低其收入^[16]。

在男性样本中,相较于独自流动,“仅夫妻与孩子一起流动”显著地增加其收入,而“仅夫妻两人一起”并不能显著地增加其收入,将这一发现和“与独自流动相比,与丈夫一起流动的女性流动人口收入会降低6.7%,但是一旦与丈夫及孩子一起流动就会降低9.9%”这一发现联系起来,认为在女性日益挣脱家庭的枷锁而进入劳动力市场的背景下,“男主外、女主内”这一传统性别分工观念在实践中的实现程度取决于女性是否要履行自己作为母亲的角色。而相较于一起流动的孩子已经成年不需要照顾的父亲和母亲,一旦一起流动的孩子还未成年需要照顾,父亲和母亲的收入会分别增加10%和减少3%的发现则进一步论证了这一推论。

从流动模式出发,可以进一步探讨性别分工观念在流动人口中运行的具体机制,也即“男主外、女主内”这一模式在“仅夫妻两人一起流动”和“仅夫妻和孩子一起流动”两类人群中的实现程度是否有

区别,如果进一步的实证证据和初步发现一致,那么就可以认定随着性别观念的现代化转型,作为妻子的女性与作为丈夫的男性在性别分工中日趋平等,但是作为母亲的女性与作为父亲的男性仍然处在“男主外、女主内”(或者更准确地说“父主外、母主内”)的强烈影响之下,这对于理解急剧社会变迁背景中的性别关系是一个极为有益的视角。

参考文献:

- [1] 中华人民共和国国家卫生和计划生育委员会.《中国流动人口发展报告 2013》内容概要[EB/OL].[2013-09-10][2015-06-16].<http://www.moh.gov.cn/ldrks/s7847/201309/12e8cf0459de42c981c59e827b87a27c.shtml>.
- [2] 于学军.中国流动人口的特征、需求和公共政策思考[J].开放导报,2005(6):20-23.
- [3] 周皓.中国人口迁移的家庭化趋势及影响因素分析[J].人口研究,2004,28(6):60-69.
- [4] 国家卫生和计划生育委员会流动人口司.中国流动人口发展报告(2012)[R].北京:中国人口出版社,2012:196.
- [5] 顾辉.国家、市场、社会和家庭交织影响下性别观念的回归[J].社会科学辑刊,2014(3):33-40.
- [6] 刘爱玉,佟新.性别观念现状及其影响因素:基于第三期全国妇女地位调查[J].中国社会科学,2014(2):116-129.
- [7] 王毅杰,卢楠.农民工随迁子女与城市居民收入差距研究[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2015,17(8):35-41.
- [8] 刘林平,张春泥.农民工工资:人力资本、社会资本、企业制度还是社会环境[J].社会学研究,2007(6):114-137.
- [9] 金一虹.流动的父权[J].中国社会科学,2010(4):151-165.
- [10] 吕晓兰,姚先国.农民工职业流动类型与收入效应的性别差异分析[J].经济学家,2013(6):57-68.
- [11] GERBERT P. Getting paid: wage arrears and stratification in Russia[J]. American Journal of Sociology, 2006, 111(6):5-11.
- [12] 吴愈晓,吴晓刚.城镇的职业性别隔离与收入分层[J].社会学研究,2009(4):88-111.
- [13] 张传红.乡村流动对夫妻家庭性别分工的影响研究[J].中国农业大学学报(社会科学版),2010,27(3):95-101.
- [14] KIBRIA N. Family tightrope: The changing lives of vietnamese americans[M].Princeton,NJ: Princeton University Press,1993.
- [15] 刘爱玉,佟新,付伟.双薪家庭的家务性别分工:经济依赖、性别观念或情感表达[J].社会,2015(2):109-136.
- [16] 熊筱燕,敬少丽.女性经济参与和教育投入:社会性别理论视角[J].社会科学家,2015(10):55-59.