

我国已婚流动女性就业状况及性别差异影响因素研究

庞丽华 罗雅楠*

(北京大学人口研究所, 北京 100871)

[摘要] 根据国家人口计生委2012年北京市流动人口动态监测调查数据, 利用Probit回归分析方法, 在控制了人口特征变量后, 从人力资本、社会资本和照料活动三个层面出发, 对我国已婚流动女性就业状况及性别差异的影响因素进行分析。结果表明, 有将近四成的已婚流动女性处于非就业状态, 人力资本和照料子女对已婚流动女性就业状况都有显著影响, 社会资本和随迁长辈人数对其的影响存在年龄分布差异; 导致我国已婚流动女性在14~29岁组时出现较大就业性别差异主要是由于受到年龄、户口类型的限制和社会资本的影响, 而45~59岁组出现较大就业性别差异主要由于家庭支持功能的弱化。

[关键词] 已婚流动女性; 就业状况; 性别差异; 照料活动

[中图分类号] C92-05 [文献标识码] A [文章编号] 1004-1613 (2015) 01-0070-11

一、引言

随着劳动力市场竞争日益激烈, 女性比男性承受着更巨大的就业压力。与城市人口相比, 农村妇女作为社会中的边缘的、外来的、“他者”的特殊群体, 其所进入的是性别和户口分割的二元劳动力市场(杰华, 2006), 由于其专业技能知识和信息等获得方面都较城镇女性更为困难, 使得她们成为这一弱势群体中的弱势部分(王俊秋, 2009)。从性别差异上看, 女性流动人口的就业状况较男性存在较大的性别差异, 特别是随着社会经济转型导致妇女在家庭责任和工作要求之间冲突严重(阮曾媛琪, 2001), 女性流动人口劳动参与率较男性流动人口低了近20个百分点(刘晓昀等, 2003)。从其就业的稳定性来看, 女性流动人口劳动力在整个生命周期中就业稳定性的波动要大于男性流动人口, 如图1所示, 相对于已婚流动男性人口来说, 已婚女性流动人口就业率在14~39岁和45~50岁之间出现了明显波动, 性别就业率之差在这两个年龄段陡增, 已婚女性劳动力失业现象随年龄层次变化分布不同。面对如此庞大的女性流动人口群体, 其能

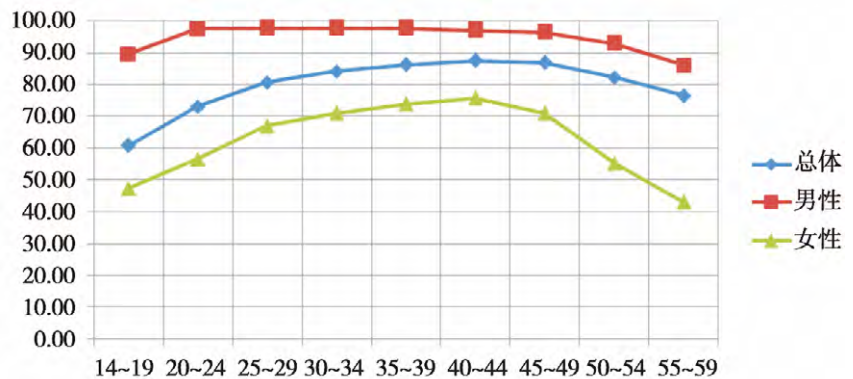


图1 已婚流动人口就业率变化趋势图

* [收稿日期] 2014-08-16

[作者简介] 庞丽华(1970-), 女, 北京大学人口研究所副教授; 罗雅楠, 女, 北京大学人口研究所, 硕士研究生

否立足城市是紧密关乎劳动力市场稳定的关键。此外，找到释放女性流动人口待业劳动力的途径，在一定程度上能起到缓解我国劳动力短缺、“民工荒”和“用工难”等问题。

大量研究表明，迁移流动和婚姻家庭对女性流动人口的经济活动有着重要影响。首先，迁移流动一定程度上对女性就业带来很大影响（Taylor, 2006），文化程度低、社会资本非本地化等原因使得农村女性流动人口的就业状况处于不利地位。一方面，在我国二元劳动力市场存在的大背景下，大部分迁流后的女性流动人口只能进入到劳动密集型和简单小规模生产和服务活动等次级劳动力市场，处于劳动力市场、职业分布底层的就业现状带给她们的是低收入、缺乏劳动力保障、甚至失业的后果；另一方面，由于我国农村女性流动人口一般具有社会资本非本地化，其社会网络关系弱，获取知识、信息途径较少等特点，因此，农村女性流动人口在职业搜寻和再就业的过程中受到多重阻碍；此外，从女性农民工社会资本来看，其社会资本质量较低，社会网络具有同质性强、异质性差的特点（刘传江等，2004），有限的社会圈子、负面的网络取向都促使了农村女性流动人口处在就业弱势的地位；同质性较强的地缘关系和社会网络虽然有利于流动人口在劳动力市场上的讨价还价，但无形中却增大了其在劳动力市场上的区域分割和性别分隔，使得农村女性流动人口被限制在了狭窄的职业范围之内（杰华，2006）。其次，从婚姻家庭来看，婚姻家庭对农村流动女性人口意味着“一个基本的断裂”：离开原出生地、家庭，丧失大部分原有的家庭支持和社会支持，甚至丧失了“自主性”，需要承担起新的责任和任务。婚育与家庭往往使得农村流动女性被迫放弃自我发展的机遇，而以家庭效益最大化为生活目标（杰华，2006）。一方面，由于女性流动人口必须承担“母亲”和“妻子”社会角色的职责，已婚流动人口必须承担起照顾孩子、丈夫和承担繁重的家务劳动等无酬劳动，这些原因都迫使她们需要在平衡工作与家庭之间进行艰难抉择（杨素雯，2010）；另一方面，农村流动女性的家庭支持水平在迁流过程中下降了。迁移流动前，育龄妇女在育儿及照料幼儿方面都可以从父母和亲戚那里得到社会支持，然而流向城市后传统的家庭网络功能弱化了，随之而来的是松散的家庭网络和角色紧张等问题，加之高昂的托儿费用和随迁子女入学壁垒等原因（杰华，2006），为实现家庭福利最大化，放弃工作常常成为流动女性的首要选择；此外，女性因生育造成职业中断，被认为削弱了女性的人力资本价值，也成为女性被劳动力市场排斥的重要因素之一。

从研究现状来看，西方学者对女性劳动供给的影响因素已有较为完整系统的理论基础和实证框架，而以我国已婚流动人口为劳动供给对象的研究比较少；从研究内容来看，主要集中在对人力资本、社会资本、社会支持和家庭分工等影响因素对女性流动人口劳动供给的探讨上；从研究方法来看，对流动女性就业问题大多数研究都采用定性方法。因此，本文试图以我国已婚流动人口为研究对象，运用定量方法从分年龄、分性别的角度，对某一固定年龄段流动女性的就业行为进行研究，从理论上探讨对女性流动人口劳动力供给的影响因素和流动人口就业状况存在的性别差异，为补充完善流动人口理论，构建稳定劳动力市场、推进“人的城镇化”提供参考借鉴。具体而言，本文研究内容主要为：（1）我国农村已婚流动女性劳动供给的现状与男性流动人口的对比；（2）我国农村已婚流动女性劳动供给的影响因素；（3）我国农村已婚女性流动人口所出现的“中年失业”现象的原因探索（分年龄层的对比）；（4）如何采取合理措施改善农村已婚流动女性的就业状况。

二、研究设计

(一) 数据来源

本研究采用 2012 年国家人口和计划生育委员会组织的“流动人口动态监测调查”数据。该调查于 2012 年 5 月进行,按照多分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样方法,在 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团随机抽取样本点。该调查覆盖 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团的 410 个地、县级单位,包括 3200 个乡镇(镇、街道),6400 个村、居委会(调查小区),每个村、居委会调查 20 名流动人口。在村居委会内,以个人作为抽样单位,一个家庭调查一名 16~59 岁的在流入地居住 1 个月以上、跨县(区、市)流动人口,其中配偶或子女为本地户籍人口的流动人口不在调查范围之内。调查实际涉及劳动年龄流动人口 12.8 万人,涉及家庭成员 30.2 万人。本次调查结果对全国和绝大多数省(区、市)具有较好的代表性。

(二) 研究设计

本文以 14~59 岁的已婚流动女性作为研究对象,并尝试围绕“人力资本”、“社会资本”和“照料活动”三个核心要素来探究其对已婚流动女性就业状况和性别差异在年龄上的分布特征的影响。首先,根据流动女性就业率波动状况将样本按照 14~29 岁、30~44 岁和 45~59 岁三个年龄段划分,来对已婚流动女性就业状况年龄差异做出解释;其次,与同年龄组已婚男性作比较,进一步探究已婚流动女性就业中存在的“性别鸿沟”。本文分别对 14~29 岁、30~44 岁和 45~59 岁分性别设定模型,模型 1~6 分别是 14~29 岁、30~44 岁和 45~59 岁中男性和女性已婚流动人口就业影响因素的 Probit 模型。基于上述分析和认识,本文提出该研究的分析框架(图 2)和研究假设:



图 2 分析框架图

假设 1：已婚女性流动人口的人力资本影响其从业状态，且是导致其出现性别年龄差异的主要原因；

假设 2：已婚女性流动人口的社会资本影响其从业时间和从业状态，且是导致其出现性别年龄差异的主要原因；

假设 3：已婚女性流动人口的非市场“无酬”劳动影响其从业时间和从业状态，且是导致其出现性别年龄差异的主要原因；

假设 4：已婚女性流动人口的工资收入影响其从业时间和从业状态，且是导致其出现性别年龄差异的主要原因。

（三）变量测量

模型中因变量是否就业的测量采用调查问卷中“您在本地的就业状态是什么？”来测度，共包含：就业、失业、无业、操持家务和退休五个选项，本研究在剔除退休变量之后，将“就业”以外的其他选项合并为一项“非就业”。

模型中自变量包括照料活动、人力资本和社会资本三个维度变量。首先，照料活动以“6岁以下随迁子女数”和“随迁长辈数量”两个变量测量，其中，将选项“与被访者关系”是父母、公婆/岳父母和（外）祖父母合并为随迁长辈并统计其个数。其次，人力资本维度变量包括受教育程度和收入两个变量，本文使用 Heckman 两步法估计收入变量，并设置工资方程： $Wage = \beta_0 + \beta_1 Edu + \beta_2 Association + \beta_3 Enteryear + \beta_4 Leaveyear + \rho\lambda$ ，其中，Wage 是工资，Edu 是受教育程度，Association 是社会交往，Enteryear 是流入本地时间，Leaveyear 是离开户籍地时间，其余字母均为待估参数。最后，社会资本维度变量包括流入本地时间长、首次离开户籍地时间长、社会交往、流动类型和随迁人数，其中，本文将与“同乡（户口在本地）”和“其他本地人”合并为“与本地人交往”，将与“同乡（户口在老家）”、“其他外地人”和“很少与人来往”合并为“其他”项。

（四）研究方法

上述理论及结果论及了人口特征变量、人力资本、社会资本和照料活动四组特征变量对已婚流动女性就业状况的影响。本文试图采用 Probit 模型来观察不同年龄组女性流动人口的就业状况的影响因素，并对比男性已婚流动人口得出就业状况性别差异原因所在。本研究全部系数的估计和模型检验均采用 Stata11.0 软件完成。

三、结果分析

（一）样本描述

表 1 结果显示，年龄组在 14~29 岁的已婚女性流动人口有 64.13% 处于就业状态，30~44 岁的已婚女性流动人口中有超过七成的女性处于就业状态，45~59 岁的有 66.93% 的女性是就业状态；超过八成的已婚女性流动人口户口类型都为农业户口。从人力资本角度来看，随着年龄的增大，流入本地时间在 3 年以上的人数和离开户籍地 10 年及以上的人口比例上升；处于越低年龄组的已婚流动女性其受教育程度要高于处于越高年龄组的已婚流动女性。从社会资本角度来看，三个年龄组的已婚流动人口拥有暂住证的比例均约六成；省外迁移流动的已婚女性比例要大；处于较高年龄组的已婚流动女性主要与本地人进行社会交往的比例大。此外，表 2 结果显示，已婚女性流

动人口的随迁人数的每户平均数为 2.383 人, 最大随迁人数为 9 人, 最小为 0 人; 随迁长辈人数最大为 5 人, 最小为 0 人, 平均每户人数为 0.065 人; 6 岁以下孩子随迁人数最大为 6 人, 最小为 0 人, 平均每户人数为 0.935 人; 月收入 (使用 Heckman 两步法估计后的月收入) 平均值为 3043.515 元, 最小值为 100 元, 最大值为 98000 元。

(二) 已婚女性流动人口就业状况影响因素分析

表 3 呈现了不同年龄组下的已婚流动人口分性别的 Probit 模型估计结果, 从各模型的卡方值可以看出各模型在整体上显著。首先, 在比较各年龄组中不同性别已婚流动人口就业影响因素中可以发现:

第一, 对比模型 1 和模型 2 可以发现, 14~29 岁年龄组的已婚女性流动人口就业状况的影响因素中:

(1) 从人口特征变量来看, 首先, 相对于男性已婚流动人口来说, 该年龄阶段的已婚女性流动人口就业机会的获得更容易受到年龄的影响。模型 1 显示, 该年龄组阶段的已婚流动男性就业

概率受到年龄变化的影响并不显著, 然而, 对已婚流动女性来说, 年龄的增加对其就业状况有显著积极的促进作用, 这可能是因为 14~29 岁该阶段已婚男性较女性而言占有更多人力资本而导致的。相对于男性而言, 一方面, 已婚女性流动人口的性别能力较低, 其自身体能因素导致她们不能像男性流动人口一样从事繁重的体力劳动, 这一现状在 14~29 岁青壮年时期尤为突出, 处在该年龄段的已婚流动男性较女性而言, 可以从事更多资历阅历要求不高的工作, 故年龄对该年龄段男性的影响没有对女性影响大; 另一方面, 处在 14~29 岁的女性流动人口其人力资本在 14~29 岁上的年龄分布差异相比男性而言较为突出, 由于流动女性受教育程度普遍低于流动男性, 特别是

表 1 2012 年中国女性已婚流动人口动态监测调查概况 (N=56990)
(分类变量)

变量	14~29	30~44	45~59	合计	百分比
<u>就业状况</u>					
就业 (=1)	64.13	73.28	66.93	39716	69.69
非就业 (=0)	35.87	26.72	33.07	17274	30.31
<u>人口特征</u>					
<u>户口类型:</u>					
农村 (=1)	86.21	85.64	86.62	48964	85.92
城镇 (=0)	13.79	14.36	13.38	8026	14.08
<u>人力资本</u>					
<u>流入本地时间</u>					
3 年以上 (=1)	32.20	54.88	60.07	27344	47.98
3 年及以下 (=0)	67.80	45.12	39.93	29646	52.02
<u>离开户籍地</u>					
10 年及以上 (=0)	17.59	42.58	47.66	19899	34.92
10 年以下 (=1)	82.41	57.42	52.34	37091	65.08
<u>受教育程度</u>					
小学及以下 (=1)	8.56	26.22	45.13	12696	22.07
高中及以下 (=2)	58.17	55.12	43.72	31358	55.02
中专及以上 (=3)	33.27	18.65	11.15	12938	22.70
<u>社会资本</u>					
<u>暂住证</u>					
有 (=1)	64.11	68.98	63.03	38083	66.82
其他 (=0)	35.89	31.02	36.97	18907	33.18
<u>流动类型</u>					
省外迁移 (=1)	57.19	56.87	56.09	24565	43.10
省内迁移 (=0)	42.81	43.13	43.91	32425	56.90
<u>社会交往</u>					
与本地人 (=1)	37.11	39.79	41.49	22272	39.08
非本地人 (=0)	62.89	60.21	58.51	34718	60.92

我国已婚流动女性就业状况及性别差异影响因素研究

在 14~29 岁这个阶段，已婚女性必须靠阅历的增长来提高其所储备的知识技能、人力资本和社会资本，而该年龄阶段男性流动人口对年龄增加所带来的阅历、资历和技能的改变依赖性较小，其人力资本在 14~29 岁上的年龄分布差异表现不突出，故女性就业更容易受到年龄的影响。其次，拥有城镇户口的较持有非城镇户口的女性流动人口就业概率大，一方面是由于就业市场上对于非城镇户口的区别对待而导致，另一方面还可能因为持城镇户口的流动人口拥有的社会资源更加丰

表 2 2012 年中国女性已婚流动人口动态监测调查概况 (N=56990) (连续变量)

变量	均值	最小值	最大值
<u>照料活动</u>			
随迁长辈数	0.065	0	5
6岁以下数	0.935	0	6
<u>人力资本</u>			
月收入 (估计)	3043.515	100	98000
<u>社会资本</u>			
随迁人数	2.383	0	9

表 3 已婚流动人口就业状况影响因素分析表

变量	14~29 岁		30~44 岁		45~59 岁	
	14-29 岁男性 (模型 1)	14-29 岁女性 (模型 2)	30-44 岁男性 (模型 3)	30-44 岁女性 (模型 4)	45-59 岁男性 (模型 5)	45-59 岁女性 (模型 6)
<u>人口特征</u>						
年龄	0.015	0.314***	-0.022***	0.174***	0.004	0.198
年龄平方	-0.007	-0.005***	0.010**	-0.003***	-0.047***	-0.002**
户口类型 (城镇)	0.186**	-0.092**	0.105**	-0.026	0.002*	-0.042
<u>人力资本</u>						
受教育程度	0.190***	0.170***	0.152***	0.110***	0.272***	0.189***
收入	-0.000	-0.000***	-0.000**	-0.000***	-0.000***	-0.000***
<u>社会资本</u>						
流入本地时间 (3 年及以下)	-0.025	0.105***	-0.042	-0.037**	-0.105**	-0.078**
离开户籍地 (10 年以下)	0.010	0.215***	0.124***	0.125***	0.309***	0.169***
暂住证 (无)	0.074	0.228***	0.124***	0.207***	0.154***	0.181***
随迁人数	0.474**	-0.037	0.055**	0.016	0.021	-0.019
流动类型 (省内迁移)	-0.037	0.156***	0.044	0.149***	0.105**	0.230***
社会交往 (非本地人)	-0.059	0.085***	-0.043	-0.009	-0.085**	-0.032
<u>照料活动</u>						
6 岁以下子女数	-0.370***	-0.235***	0.017	-0.179***	-0.327***	-0.286***
随迁长辈人数	-0.583***	0.068	0.075***	0.065**	-0.115	-0.105
<u>控制因素</u>						
省级因素	省级因素	省级因素	省级因素	省级因素	省级因素	省级因素
常数项	0.844**	4.408***	1.903***	-3.507***	2.266***	-3.896
卡方值	73.18***	1342.94***	268.28***	1305.81***	355.4***	111.15***

注：括号内为参照组；* $P < 0.05$ ；** $P < 0.01$ ；*** $P < 0.001$

富，能够获得城镇户口的流动人口，自身人力资本更高，从而拥有更多获得就业机会的能力；然而，已婚的男性流动人口的情况却恰好相反，处于该年龄段的非城镇户口男性流动人口就业概率

较城镇户口男性流动人口就业概率大，这可能是因为处于该年龄段的农村户口男性流动人口更容易接受社会层次较低的工作，而拥有城镇户口的流动男性人口经济情况不那么窘迫，就业的意愿和就业目标较高，较农村户口男性流动人口更加不容易在迁流到新地点之后寻找到工作。出现这一性别差异的原因可能是那些农村户口男性流动人口所能够接受的低层次的工作大多数是体力劳动，而这些体力劳动中的大部分工作恰巧是已婚女性流动人不能够胜任的，因此在户口类型对就业概率的影响上女性和男性在该年龄段表现出相反关系。

(2) 从人力资本变量组来看，该变量组对就业概率的影响方向并无性别差异。首先，受教育程度高可以提高已婚女性流动人口的就业概率，对比模型 1 和模型 2 可发现，这一结论也与人力资本理论相一致，雇佣者是以利益最大化为目标组织生产的，因此其在雇佣劳动力的选择上倾向于雇佣生产效率较高、受教育水平较高等人力资本较高的劳动力，从而获得长期的价值回报以及较高的投资收益，因此受教育程度高的流动人口拥有更好的就业机会；其次，收入越低则就业概率高，但是该影响是微小的；这可能是因为收入越高的工作，其对求职者所要求的人力资本等条件更高，故就业机会较收入低的工作难获得，另一方面，我国二元劳动力市场存在的大背景下，大部分迁流后的女性流动人口只能进入到劳动密集型和简单小规模生产和服务活动等次级劳动力市场，处在劳动力市场的末端，缺乏劳动力保障体系作为后盾，因而对于那些收入较高、竞争较为激烈的工作来说，流迁已婚人口因教育程度普遍偏低、自身专业技能缺乏等原因，竞争能力处于弱势地位，因而更容易被排斥在收入高、劳动环境好、待遇好、福利优越的劳动力市场之外。

(3) 从社会资本变量组来看，该变量组对就业概率影响的性别差异比较显著。首先，流入本地时间在 3 年以上的已婚女性就业概率显著高于流入本地时间在 3 年以下的就业概率，距离第一次离开户籍地时间越长者，其就业概率越大，拥有暂住证可以显著提高女性流动人口就业概率，平时主要与本地人交往的已婚女性流动人口有助于提高其就业概率；这是因为，社会网络的建立使迁移者在迁流过程中建立起亲缘、地缘和友缘等社会关系，起到降低迁移者迁移成本、分散风险和增加迁移收益的效果，社会资本越本地化的已婚流动女性，社会网络关系越强，其获取知识、信息途径就越多，那么其在职业搜寻和再就业的过程中就更加容易。另外，模型显示，省外迁移的已婚流动女性要比省内迁移的就业概率大，这可能是因为，大多数流动人口的流动方向都是从工作机会较小的地方向经济较为发达工作机会较多的地方流动，并且能够进行跨省流动的已婚流动女性其无论在人力资本和社会网络方面都会优于只具备省内迁移能力的流动人口。另外，当迁移距离拉大时，出于生计等原因其更容易接受社会层次较低的工作，其职业选择范围会远大于迁移距离小的流动人口，因而更好就业。然而，对于已婚流动男性人口来说，以上这些影响因素对就业概率的影响并不显著，这可能是由于该年龄阶段男性流动人口能够接收的职业范围较女性大，所以其对社会资本的依赖较女性小，故社会资本变量只对 14~29 岁年龄组的女性流动人口就业概率有显著影响。其次，与其他社会资本变量不同的是，随着随迁人数的升高可以提高已婚男性流动人口就业概率，而这一变量对已婚女性流动人口并无显著影响；这可能是因为随迁人数在一定程度上代表家庭支持变量，当已婚男性流动人口家庭中随迁人数较高时，其所获得来自家庭网络的家务分担、照料活动等生活支持和精神支持较高，故更有利于其就业；然而，对已婚女性流动人口来说，由于我国固化的社会性别意识强化了两性在家庭和社会中的不同分工，女性流

动人口在流迁过程中必须承担“母亲”和“妻子”社会角色的职责，和照顾孩子、丈夫和承担繁重的家务劳动等无酬劳动，女性流动人口是作为对男性进行家庭支持的一部分而存在的，而无法享受男性所带来的劳务分工等家庭支持，从而导致这一性别差异所在。

(4) 从照料活动变量组来看，首先，无论是已婚流动女性还是男性，随迁子女中6岁以下子女数量增多，有降低就业概率的显著作用；这是因为在该年龄组流动人口流迁过程中，无论是男性还是女性都必须承担“父母”社会角色的职责，照顾孩子等繁重的家务劳动等无酬劳动迫使他们需要在平衡工作与家庭之间进行艰难抉择；此外，高额的托儿费用与家庭微薄的收入也可能使得流动人口放弃工作而选择机会成本较高的照料孩童等无酬劳动。其次，从随迁长辈人数这个变量来看，随迁长辈人数的增加会降低已婚男性流动人口的就业概率，但该变量对已婚流动女性没有显著影响；这可能是因为在举家迁移过程中，年龄组内家中老年人的主要负担是由青年男性承担的，一方面，由于要赡养随迁老人，男性流动人口必须寻求薪资收入更高的工作，在就业市场上本身就处于劣势地位的流动人口，其获得薪酬收入较高的工作机会较小，因而就业概率较低；另一方面可能在于（对公婆和父母进行分类）公婆和父母对儿子或女婿的期望值要高于对女儿或儿媳的期望值，他们希望儿子或女婿能够有较高的社会地位和社会声望，因而对于那些举家迁移、随迁长辈较多家庭中的已婚流动男性来说，来自家庭的压力迫使其必须放弃那些社会层次较低的工作，来寻找一些人力资本需求较高的工作，这对于本身就处于弱势地位的已婚流动男性来说，就业机会就在无形当中减少了很多，对于女性流动人口来自家庭的这方面压力会小很多，另外，处于14~29岁年龄段的流动人口其长辈平均年龄不会很大，流动女性不需要在照料长辈的无酬劳动上投入大量时间和精力，因而这一变量对已婚女性流动人口就业概率的影响不显著。

第二，对比模型3和模型4可以发现，30~44岁年龄组的已婚女性流动人口就业状况的影响因素中：

(1) 从人口特征变量来看，首先，年龄对已婚流动人口就业概率的影响方向存在性别差异，随着年龄的增长，男性流动人口的就业概率会下降，而女性会升高。这可能是因为，随着年龄的增长，对从事体力劳动的男性流动人口而言其身体机能逐渐衰退，从而一部分体力劳动男性被迫退出缺乏劳动力保障的次级劳动力市场；相比较而言，女性流动人口从事高强度体力劳动的比例较少。随着年龄增长，女性所掌握的人力资本和社会资本增加，从而就业概率增加。其次，从户口类型变量来看，持农村户口男性流动人口其就业概率大于持城镇户口的男性流动人口（与14~29岁组情况一致）；但户口类型对30~44岁组女性就业概率的影响不显著。

(2) 从人力资本变量组来看，受教育程度增加和低收入者拥有较高的就业概率，这与14~29岁组所得结论相同。

(3) 从社会资本变量组来看，首先，流入本地时间高于3年以上的已婚流动女性就业概率较小，这与14~29岁变量组影响方向相反，一方面可能是，对于那些人力资本水平不高的已婚流动女性来说，早期流入本地的已婚女性因为具备更高的社会资本，其对职业工作的期望值较高，更希望进入到层次较高的岗位，而流迁到本地的已婚女性流动人口迫于生计，其对职业的期望值不高，更容易接受社会层次水平低但就业机会多的职业，因而就业概率较大；另一方面可能是，对

于那些拥有更高的人力资本的已婚流动女性来说,选择在30~44岁迁流的流动人口,比那些早年流动到该地区的人口在就业市场上更具备竞争优势,所以反而是流迁到本地时间较少的已婚女性就业概率较高。其次,距首次离开户籍地时间在10年以上的已婚流动人口比10年以下的流动人口就业概率更大,并且在影响方向上没有性别差异,这是因为离开户籍地时间越长的流动人口具备的人力资本和社会网络更高,在就业市场上具备更高的竞争能力。此外,有无暂住证对于已婚流动人口的就业也没有性别差异,拥有暂住证其就业概率更大。另外,该年龄组中随迁人数和流动类型变量对就业概率的影响与14~29岁年龄组已婚流动人口的性别差异影响显著性和影响方向一致,在此不做赘述。最后,和14~29岁组相比,社会交往的主要时间是否与本地人这一变量对已婚流动女性的影响在该年龄组的影响不显著。

(4)从照料活动变量来看,首先,6岁以下子女数增加会降低该年龄组已婚流动女性的就业概率,而对已婚流动男性的影响并不显著。这是因为,处于该年龄段的已婚流动女性,较青年女性而言,更容易受到我国固化的社会性别意识的影响,两性在家庭和社会中的不同分工更加明显,女性流动人口必须承担“母亲”和“妻子”社会角色的职责,已婚流动人口必须承担起照顾孩子等无酬劳动,女性作为家务劳动的主要承担者,与从市场上获得的工资水平相比,当照料孩子的影子价格更高时,女性会选择放弃就业在家照料孩子。其次,随迁长辈人数增加对该年龄组已婚流动人口的就业概率有提高的作用,对于长辈的照料时间并没有影响到已婚女性流动人口的就业概率;此时,随迁长辈人数这个变量不再作为照料活动变量出现,而是作为社会资本变量存在,当随迁长辈人数增加时,流迁过程中的家庭支持水平升高了,已婚流动女性和男性在育儿照料幼儿方面都可以从父母和亲戚那里得到社会支持,从而呈现积极作用。

第三,对比模型5和模型6可以发现,45~59岁年龄组的已婚女性流动人口就业状况的影响因素中:

(1)从人口特征变量来看,首先,和其他年龄组相比,年龄对男性和女性就业概率的显著性消失,只有年龄平方的负向影响,这可能是由于就业市场对年龄越大的中年人群抱有歧视态度所致;此外,该年龄组的已婚流动人口无论在社会资本还是人力资本上的年龄分布的差异较其他年龄组减弱,因而年龄对流动人口的影响就不显著了。其次,户口类型对该年龄组男性的流动人口的影响较其他年龄组显著性减小,对女性影响不显著。

(2)从人力资本变量来看,与其他年龄组影响方向及影响显著性相一致。

(3)从社会资本变量来看,流入本地时间越短的流动人口就业概率越大,这与30~44岁年龄组中已婚女性流动人口的影响方向相一致;首次离开户籍地时长和是否拥有暂住证的影响方向和影响显著度也与30~44岁年龄组相同;与其他年龄组不同的是,随迁人数对男性流动人口的影响显著性消失,流动类型和社会交往变量对男性流动人口影响变得显著;这可能是由于该年龄段大部分男性由于身体机能退化等原因,不能够从事人力资本和社会资本要求低的体力劳动工作,此时,社会资本对男性的影响作用也就增大了;对流迁女性来说,有无暂住证、随迁人数、流动类型和社会交往变量的影响方向都与30~44岁相同。

(4)从照料活动变量来看,6岁以下子女数对流动人口就业概率的影响与14~29岁组相一致;随迁长辈人数对于流迁人口的影响显著性在该年龄组消失,这说明对老年人的照料对于流动人口就业概率的影响并不明显。

四、结论与讨论

本文利用 2012 年北京流动人口动态监测调查数据,分析了人力资本、社会资本和照料活动三个核心要素对已婚流动女性就业状况和性别差异在年龄上的分布特征的影响。研究发现,有约四成的已婚流动女性处于失业状态,并且这些流动女性其就业状况在年龄分布上存在异质性。其中,14~29 岁和 45~59 岁两个年龄段上已婚流动女性和男性相比,就业差异在这两个年龄段陡增,已婚女性劳动力失业现象随年龄层次变化分布不同。首先,14~29 岁已婚流动女性较男性就业概率影响因素的主要区别在于,流动女性更易受到年龄、户口类型的限制和社会资本的影响,从而导致该年龄段流动人口性别差异较大。其次,相比 14~29 岁年龄组人口,30~44 岁年龄组的已婚流动人口就业率性别差距缩小的原因可能是,对于男性而言,年龄削减了男性人口的就业概率,并且该年龄组男性更容易受到社会资本中流动时间和有无暂住证变量的影响;对女性而言,女性就业概率受到户口类型和社会交往的影响减弱,随迁长辈人数对就业概率的贡献作用显著,从而降低了该年龄组的就业的性别差异。此外,影响该年龄组就业状况出现性别差异的原因主要是,控制变量中的户口类型、社会资本变量中的流入本地时间、随迁人数的多少、流动类型以及照料活动变量中的 6 岁以下子女人数。最后,相比 30~44 岁年龄组已婚流动人口而言,45~59 岁年龄组的已婚流动人口就业率性别差距增大的原因可能是,随迁长辈所提供的家庭支持较 30~44 岁年龄组人口弱,随着流迁已婚女性人口迈入中老年群体(45~59 岁)时,其长辈迈入到高龄阶段,丧失了部分为其分担家务劳动、照料孩童和提供精神支持等家庭支持作用,其所面临的家庭网络功能弱化,这随之而来松散的家庭网络和角色紧张等问题,以及高昂的托儿费用和随迁子女入学壁垒等背后带来的放弃工作照料儿女或孙辈等原因,都使得该年龄组的已婚流动女性为实现家庭福利最大化,选择退出劳动力市场,从而造成就业性别差距的拉大与就业率的下降。在看待“流动人口城市化”问题以及制定有关流动人口就业调控与服务政策时,应该逐渐减弱户口壁垒和随迁子女入学壁垒给流动人口带来的障碍,此外,还应该在政策上加强对托儿机构的价格调控以及对劳动力市场的社会保障体系的完善,从而提高已婚女性流动人口的劳动供给水平,促进女性流动人口社会经济地位、释放潜在就业人口,以缓解目前我国劳动力结构性短缺问题,为构建稳定劳动力和推进“人的城镇化”做出贡献。

本文从人力资本、社会资本和照料活动三个层面,对已婚女性流动人口就业的影响因素和性别差异进行了较详细的理论探讨和实证分析。本文的研究存在以下几方面的局限性:第一,由于缺乏队列数据,本文仅基于横截面数据进行了研究,而已婚女性流动人口的就业状况是会随时间的变化发生改变,故本文结论很难对已婚流动的就业状况影响因素的发展态势进行预测。第二,本文所采用的 2012 年流动人口动态监测调查数据的调查对象仅为 15~59 岁的劳动年龄人口,其他年龄组的已婚女性流动人口的没有被包括进来,他们其中的已婚女性流动人口就业状况可能会与此年龄段人口不同。第三,由于数据和资料的限制,分析模型的自变量仍有一定遗漏,例如,丈夫职业、就业培训和托儿费用等变量无法被纳入到分析模型中。因此在下一步的研究中,笔者希望进一步更新数据改进统计方法,以弥补上述不足之处。

[参 考 文 献]

- [1] 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[M].北京:中国人口出版社,2013年7月:62-63;66-74.
- [2] 沈文捷.她们嫁个城市——城市外来农村媳妇生活状况透视[M].上海:学林出版社,2007年11月:144-195.

- [3] 杰华(澳). 都市里的农家女——性别、流动与社会变迁[M]. 江苏:人民出版社,2006.4:121-134.
- [4] 阮曾媛琪(英). 中国就业妇女社会支持网络研究——“扎根理论”研究方法的应用[M]. 北京:北京大学出版社,2002.2:62-201.
- [5] 王忠. 性别经济学[M]. 北京:科学出版社,2011:18-19.
- [6] 李强.“双重迁移”女性的就业决策和工资收入的影响因素分析——基于北京市农民工的调查[J]. 中国人口科学,2010(5).
- [7] 潘振飞,黄爱先.当前农村已婚妇女外出就业动因的社会学分析——以潘村的个案研究为例[J]. 妇女研究论丛,2005(2).
- [8] 姚先国,谭岚. 家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析[J], 经济研究,2005(7).
- [9] 王姮,董晓媛. 农村贫困地区家庭幼儿照料对女性非农就业的影响[J].人口与发展,2010(3).
- [10] 丁赛,董晓媛,李实. 经济转型下的中国城镇女性就业、收入及其对家庭收入不平等的影响[J].经济学,2007(4).
- [11] Pezzin L E, Schone B S. The Allocation of Resources in Intergenerational Households: Adult Children and Their Elderly Parents[J]. The American Economic Review, 1997:80(2).
- [12] Ashenfelter O, Heckman J. The Estimation of Income and Substitution Effects on a Model of Family Labor Supply [J]. Econometrica, 1974: 42(1).
- [13] Manser M, Brown M. Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis[J]. International Economic Review; 1980: 21(1).
- [14] Chiappori P A. Collective Labor Supply and Welfare[J]. Journal of political economy; 1992: 100(3).
- [15] McElroy M B. The Empirical Content of Nash-Bargained Household Behavior [J]. Journal of Human Resources; 1990: 25(4).
- [16] Ribar D C. Child Care and the Labor Supply of Married Women[J]. Journal of Human Resources; 1992: 27(1).
- [17] Heckman J J, MaCurdy T E. A Life Cycle Model of Female Labor Supply [J]. The Review of Economic Studies; 1980: 47(1).
- [18] 陈义平. 广东妇女就业状况分析[J].南方人口,2002(3).
- [19] 陈日新,高建秀.“社会变迁中的妇女”国际学术研讨会在上海召开[J].南方人口,1995(3).
- [20] 韩常先. 当代中国在业妇女状况与角色冲突[J].南方人口,21994(1).
- [21] 郑桂珍,陈月新. 中港妇女状况之比较[J].南方人口,1992(1).

Research on the Status of Employment of the Married Female Migrants and the Gender's Effects on Migrant's Employment

PANG Li-hua, LUO Ya-nan

Population Research Institute of Peking University, Beijing 100871

Abstract: Based on the dynamic monitoring survey of floating population of Beijing in 2012 by NPFPC (National Population and Family Planning Commission of China), this paper analyzes the employment status of married female migrants and the gender influence on migrant's employment by controlling the demographic characteristics. The results show that there are almost 40% married female migrants in the status of unemployment. Social capital and caring for children have significant influences on married female migrants' employment while the influence of social capital and the elders migrated with them have age distribution difference. The great gender difference of employment in 14~29 age group is affected by age, type of Hukou and social capital while the gender differences in employment for the age group of 45-59 is caused by the weakening family supportfunction.

Key words: Married Female Migrants; Employment Status; Gender Difference; Caring Activities