

农村女性的社会流动： 基于婚姻匹配的认识*

韦 艳 蔡文祯

【内容摘要】对婚姻匹配的考察有助于理解社会流动的多元维度和机制。文章利用中国社会综合调查(CGSS 2006)数据,通过Probit模型和二分类内生性概率回归模型实证分析了农村女性的婚姻匹配变化和影响因素。研究结果显示,农村女性的向上社会流动渠道依然狭窄,婚姻在上向的社会流动中仅发挥有限功能;由于家庭可利用资源匮乏,“后致因素”较“先赋因素”对农村女性上迁婚姻的机会更具显著效应;以户口农转非衡量的社会流动对以上迁婚姻衡量的社会流动有积极作用,父亲或本人具有城市户口者在社会流动上具有相对优势,但这种相对优势有随着户口类型的社会经济意义的改变而逐步弱化的倾向;文章的研究还显示,上迁婚姻的社会流动含义随着时代的变化而不同。

【关键词】农村女性;婚姻匹配;社会流动;户籍转变

【作者简介】韦艳,西安财经学院人口与发展研究所教授,西安:710061;蔡文祯,台湾中央研究院经济研究所研究员,台北:11529。

Social Mobility of Females in Rural China: An Assortative Mating Perspective

Yan Wei Wen-Jen Tsay

Abstract: Multi-dimensions and various mechanism of social mobility can be understood by an analysis of the role of assortative mating. Based on the data of China General Social Survey in 2006 (CGSS 2006) and by employing the Probit model as well as the Binary Endogenous Regressor Probit model, this paper explores changes in features and affecting factors of assortative mating of rural females over time. This paper has come up with several profound findings. First, for rural females, marriage produces very limited effects on their upward social mobility. Second, achieved factors generate more remarkable effects on the hypergamy opportunity compared with birth-ascribed factors. Third, hukou conversion from the rural to urban status, an indication of social mobility, impacts positively on the possibility of hypergamy. Fourth, the influence of the urban hukou on social mobility has been gradually weakened with changes in socioeconomic meanings of the hukou categories. This paper also demonstrates that the conceptual and practical meanings of social mobility by hypergamy vary under different historical backgrounds.

Keywords: Rural Females; Assortative Mating; Social Mobility; Hukou Conversion

Authors: Wei Yan is Professor and Director, Institute for Population and Development Studies, Xi'an University of Finance and Economics; and Wen-Jen Tsay is Research Fellow, Institute of Economics, Academia Sinica. Email: weiyang365@163.com

* 本研究受国家社会科学基金项目“婚姻迁移模式对农村女性发展的影响研究”(项目号:13BRK025)资助。

婚姻匹配是考察社会分层、社会流动不可忽视的一个重要切入点。社会流动的研究关注社会不平等结构的变化状况,婚姻模式反映特定社会经济环境下,一个社会阶层进行自我建构、复制和再生产的过程,婚姻匹配是衡量特定社会阶层封闭性(或开放性)的重要指标之一(Ultee and Luijckx, 1990; Kalmijn, 1991; 李煜, 2011)。婚姻交换理论(Edwards, 1969)和择偶梯度理论(Burchinal, 1964)认为,婚姻通过种族、教育、职业等方面的配对,为社会阶层的稳定提供支持,成为阶层延续和变化的主要机制。对于处于底层的农村女性而言,婚姻被看作是上向社会流动的最重要渠道。对农村女性婚姻匹配的考察有助于理解社会流动的多元维度和机制。

1 问题的提出

中国社会传统的父系制度所产生的社会性别不平等,赋予男性主导垄断而女性从属依附的社会角色。根深蒂固的社会歧视造成女性的发展在现实中普遍缺乏与男性平等的社会空间。由于资源更为匮乏,底层女性的社会流动渠道更窄、障碍更多,“上迁婚姻”往往被视为有助于实现社会经济地位改变的有限途径(Croll, 1981; Watson and Ebrey, 1991; Fan and Huang, 1998)。这种婚姻模式顺应男主外女主内的性别等级和分工。

传统文化加上长期的城乡差别,导致农村女性成为中国社会底层的重要代表。改革开放以来农村女性的社会流动受到了不少关注(例如,职业转换的社会流动即“打工妹”的研究)。但婚姻对这个弱势群体社会经济地位改善作用的定量研究,迄今为止仍不多见。具体而言,这个群体“上迁婚姻”的机会有多大、受哪些因素影响,目前还缺乏有可靠数据支持的论证。本文利用中国综合社会调查数据(CGSS2006),通过 Probit 模型和二分类内生性概率回归模型(Binary Endogenous Regressor Probit, 后文简化为 BERP)的比较分析,对上述问题提供我们的实证认知。

2 婚姻匹配下的社会流动及影响因素

婚姻的社会流动功能通过婚姻匹配来体现。婚姻匹配考虑社会经济资源通过婚姻市场的交换,也考虑社会经济地位的代际传递。在性别分工更为传统的社会中,女性更倾向于上迁婚姻(即寻找教育和社会经济程度较高的配偶),而男性正好相反(Kalmijn, 1998)。中国社会一直存在的父系家族制度和社会性别不平等,使得农村女性处于社会阶层底层,通过婚姻实现向上流动,依然是农村女性社会流动的主要渠道(Croll, 1981; Watson and Ebrey, 1991)。国外研究倾向从种族、年龄、宗教、教育、职业等维度对婚姻匹配程度和趋势进行分析(Kalmijn, 1998; Schwartz et al., 2005)。国内同类研究关注改革开放以来教育、职业、工作单位和户口类型的匹配变化,发现“同类婚”始终处于婚姻主流模式的地位,且其地位随着经济社会发展有加强趋势,意味着从婚姻匹配的角度看,现阶段婚姻对社会流动的积极作用仍不显著(Xu et al., 2000; 张翼, 2003; 李煜, 2008, 2011)。

婚姻作为社会流动的功能,受到“先赋因素”、“后致因素”和“时代背景”的复杂影响。“先赋因素”泛指那些可以自动获得、不受个人意志支配而改变的因素,如,父母户口类型^①、本民族成分等,这些因素主要建立在血缘、继承的基础上。与之相对的是“后致因素”,即那些非先天决定、有望通过个人努力而改变的因素。例如,教育程度、职业、本人户籍类型等。“先赋因素”和“后致因素”对“上迁婚姻”的相对重要程度,学界已有很多讨论,形成了一些有参考价值的观点。例如, Kalmijn (1991) 分析了“先赋因素”和“后致因素”对婚姻匹配的影响,发现随着时代的变迁“先赋因素”的影响力下降而“后致因素”的影响增强。有关中国婚姻匹配的研究也得出类似的结论(张翼, 2003; 李煜、陆新超, 2008; 李煜, 2008, 2011; 齐亚强、牛建林, 2012)。

^① 1998年以前的户籍政策规定新生婴儿的户口类型必须跟随母亲的户口类型,1998年后实行婴儿落户随母随父自愿的政策。

中国国情下,户口类型对婚姻和社会流动的作用值得特别重视。首先,由于农业户口和非农业户口捆绑着不同的发展机会和福利,附着着权利和价值的户口类型本身就是社会经济地位的一个明显标志,户口籍地管理也造成资源配置和利益分配的地域结构性差别^①。其次,户口类型的改变受到国家和地方政策的控制,并不随着工作地和居住地的改变自动改变,从福利低的地区到福利高的地区落户受到更加严格的控制(陆益龙,2003;Chan and Buckingham,2008)。再有,城乡二元与城乡户籍迁移限制导致城乡通婚困难,形成城乡相对隔离的“内婚制”,农村女性的婚姻市场被局限于社会经济发展相对落后的农村(Fan and Huang,1998;齐亚强、牛建林,2012)。这意味着,农村女性在多大程度上能够克服“同类婚”的桎梏,需要认识户口类型的影响。

由于城乡发展的差别和城市户口附着着比农村户口更多的受国家保障的权益,“农转非”被视为向上的社会流动。户口流动受到诸多限制,对于底层的农村女性实现户籍转变的渠道狭窄且机会非常有限。虽然中国户籍制度有不断地微调改革,但农村人口户籍类型转变非常困难(Chan and Zhang,1999)。每年农转非的配额被中央政府控制在非农业人口的0.15%到0.2%之间(陆益龙,2003;Chan and Buckingham,2008)。有研究指出,农村户籍的男性在教育、入党等方面比女性更具有相对优势,但农村户口转城市户口中,女性比例较高(Goldstein et al.,2000;Wu and Treiman,2007),据此推断,农村女性更有可能通过婚姻获得城市户口从而实现向上流动。

无论是“先赋因素”或“后致因素”,在社会流动中的作用均不能脱离时代背景去理解,因为社会流动是在一个宏观、动态的政治经济环境下运行,生长在不同时代的队列群体会具有迥然不同的地位获得模式或路径(Zhou,2004)。中国农村女性的社会流动不仅仅取决于先赋和后致因素,而且也受着社会政策变迁的影响,不仅仅包括户籍制度变迁,而且包括影响社会流动的国家政策变动。在发达国家起主导作用的先赋因素和后致因素,在中国往往要依附于制度与结构的因素发挥作用(陆学艺,2004)。陆学艺(2004)将影响中国社会流动的进程归为5个阶段:第一阶段:1949~1956年,社会主义改造在这一阶段完成,中国社会阶级阶层关系重塑;第二阶段:1957~1965年,文化大革命登上历史舞台,二元户籍制度开始显露雏形;第三阶段:1966~1977年,文化大革命退出历史舞台,社会成员流动呈混乱状态;第四阶段:1978~1991年,改革开放开始实施,经济体制转型和社会体制转轨;第五阶段:1992年至今,社会阶层结构被重塑。这些阶段和户籍制度的进程息息相关,不同时期户籍制度对迁移控制的松紧程度不同,依附在城市户口之上的利益多寡也不等量(Chan and Zhang,1999)。然而随着时代变迁,非农户口的获得相对越来越容易,因而户口流动的选择性下降了,所以必然导致户口身份的“贬值”(郑冰岛、吴晓刚,2013),从而影响着农村女性的制度流动和婚姻流动。

综上所述,现有研究从不同维度分析了婚姻匹配态势和特征,但是已有婚姻匹配的研究大多是将整个已婚人群作为研究样本,总体的变动趋势可能掩盖了不同子群体变动,已有研究忽视了婚姻匹配的性别差异、城乡差异研究,对于农村女性婚姻匹配研究匮乏。同时,大多数研究只是调查时点夫妻或是父母的社会经济比较(张翼,2003;李煜,2008),少部分研究利用初婚时点数据匹配(齐亚强、牛建林,2012),但这些婚姻匹配研究均是对现状和趋势进行的描述分析,婚姻匹配受何种因素影响研究很

^① 确切而言,中国的户口类型包含了两个相互关联的分类属性:一是户口所在地,指一个人常住户口登记地,最常见类别是城市户口或农村户口。二是户口类别,通常分为非农业户口和农业户口两大类,这种分类被用来确定一个人获得特定权利的资格(例如,计划经济时期由国家供应的商品粮和改革开放后的农村土地使用权)。随着户口制度的改革,有些地方现在已经取消了非农业户口和农业户口的分类。由于上述两种分类属性的存在,城市既有非农业户口,也有农业户口(Chan and Zhang,1999)。同样,非农业户口人口既可能居住在城市,也可能居住在农村,真正意义上的城市人是指城市非农业户口拥有者,农民是指农村农业户口的群体。由于这些细微差别并不至于实质性地影响后面的分析,方便起见,以下把农村农业户口简称为农村户口,城市非农业户口简称为城市户口。

少涉及。

具体到农村女性婚姻匹配和流动的研究,现有研究仅仅从单一方向研究婚姻与户口的关系,认为农村女性通过婚姻来获取“农转非”实现社会流动(Goldstein et al., 2000; Wu and Treiman, 2007)。但是对于女性婚前已经实现“农转非”这种社会流动的后果,是否会对婚姻匹配产生影响的效用研究还很少见。并且,已有对于“农转非”后果的讨论主要集中于经济收入和职业流动的积极影响(郑冰岛、吴晓刚,2013)、或是提高了健康状况和生活满意度的方面(Zhang and Trienman, 2013),但是户口身份转变对于农村女性婚姻匹配的向上流动是否起作用还有待研究。

为了尽量弥补已有研究的不足,本文力图通过全国性的抽样调查数据,利用较为合理的模型和方法对已有关于农村社会流动的两种渠道:户籍身份转变和婚姻匹配的影响因素,以及户籍身份转变(第一次社会流动)对于上迁婚姻(第二次社会流动)的影响的相关研究进行丰富和补充。通过综合分析先赋因素、后致因素和时代因素对农村社会流动的影响,深入剖析农村女性社会流动的主要渠道、影响因素和时代变迁特征,为丰富农村女性社会流动和变迁研究提供实证依据。

3 数据来源和研究方法

3.1 数据来源

本研究依据的数据来自中国人民大学社会学系和香港科技大学社会调查中心合作的2006年度全国综合社会调查(CGSS 2006),调查范围覆盖除青海、宁夏、西藏以外的所有大陆省区,有效样本总量为10151个,信息包括被访者的年龄、配偶的年龄、初婚时间、父母户口类型、初婚时夫妻双方的户口类型、职业、职称、职务、单位类型、单位性质、单位级别、家庭收入等,信息覆盖的时间尺度横跨超越半个世纪。CGSS(2006)是目前为止包含婚姻信息最丰富的全国性抽样调查数据,数位学者已经利用该数据从不同视角进行过婚姻配对的研究(例如,李煜,2011;齐亚强、牛建林,2012)。

本文所关心的是考察户籍类型转变事件(第一次社会流动)对农村女性婚姻匹配(第二次社会流动)的影响,我们要考察有着同样背景的一批人,在经历了不同事件后的影响,因此本文删除未婚人口和再婚人口,而且仅选取初始户口类型均为农村户口的女性(初始户口以她18岁时母亲农村身份来判定,由于户籍所在地和身份是根据一个人的母亲的户籍状况确定的,这一点直到1998年颁布的一项新政策才得以改变(Chan and Zhang, 1999)。因此从母亲的户籍状况可以基本确定孩子出生时的初始户口),最后纳入本文分析的样本共2667人。这些样本中部分女性初婚前已经转变了农村户口身份^①。样本本人和其家庭的社会经济状态信息,有助于分析户口转变对婚姻匹配的影响。

3.2 研究方法

3.2.1 变量的测度

本研究关注农村女性通过婚姻获得社会流动的机会以及“先赋因素”、“后致因素”和“时代背景”的相对影响。基于上节的讨论,我们通过户口类型转变(从农村户口转变为城市户口)和“上迁婚姻”来考察社会流动。已有对于上迁婚姻的研究主要是将夫妻不同的社会经济维度进行比较,由于教育和职业相对容易获得,上迁婚姻主要集中于夫妻和家庭的教育、职业的比较。而从经济维度对婚姻匹配进行研究还非常少见,基于CGSS(2006)提供了初婚时的个人和家庭经济状况,本文将从经济 and 户籍维度对上迁婚姻进行测度。

“上迁婚姻”通过3种类型的婚姻匹配来衡量:包括丈夫是否来自更富裕的家庭,丈夫是否比妻子更富有,丈夫是否拥有城市户口。这3类匹配含盖了婚姻的经济和社会维度。

^① 初婚前户口类型与初始户口类型是两个有差别的概念,初始户口类型指出生时随母或随父落下的户口性质。本文样本的初始户口类型同为农村,但初婚前户口类型有的保持农村户口,有的(14.8%)已经是转变为城市户口。

根据已有的理论认识和考虑数据获得的可行性,影响“上迁婚姻”的“先赋因素”包括父亲的户口类型、本民族成分;“后致因素”有根据受教育年限划分的教育程度;“时代背景”通过样本的出生队列来反映。

3.2.2 模型选择

本文的3个因变量是通过3种类型的婚姻匹配来测度是否发生上迁婚姻,这些因变量均为二分类变量,在这种情况下一般研究都会使用 Probit 模型来研究这样的问题。当模型中的解释变量与随机扰动项不相关时,Probit 模型是合适的。但在本文的研究中,上迁婚姻除了受到户口类型转换等因素的影响之外,还会受到诸多未能观测到的变量影响,如个人特性、能力或是家庭赋权等,这些因素也与户口类型转换相关。可是这些因素会因未观测到或不可观测而被遗漏掉,变成了婚配模型残差项的一部分,从而导致婚配模型设定上可能存在因忽略重要解释变量而出现内生性问题。所以统计建模中需要选取能够恰当处理这种内生性问题的方法,而不能采用常规的 Probit 模型,否则得到的体现户口类型转换对上迁婚姻影响的回归参数估计将会有偏差。

本文选择的分析样本是初始户口为农村的女性样本,这些样本在初婚前有的实现了农转非,有的依然保持农村户籍。这批拥有同样初始户籍的女性有着相似的成长环境,在经历了不同户口类型转换的事件,其婚姻匹配也许会显示差异。即第一次的社会流动(婚前成功转换了农村户口)可能影响其后的社会流动(“上迁婚姻”)的机会。

基于以上两点的考虑,本文将使用 BERP 模型来处理这里存在的内生性问题,从而得到户口类型转换对婚姻匹配影响的更合理估计,以便能够更细化、更真实地了解婚姻和社会流动受制于哪些因素^①。我们以“18岁时家庭藏书量”间接代表初婚时家庭经济状况^②,在 BERP 模型中被作为工具变量使用以考察这个变量对户口类型转变和婚姻匹配的直接和间接影响。

Probit 模型:

本文的婚姻匹配分析中农村女性是否有“上迁婚姻”,这些变量均为二分类变量,一般的分析都会采用 Probit 模型,本文也利用此模型作为参照比较模型,分别对农村女性的经济维度和社会维度的婚姻匹配影响因素进行分析,简言之,如果丈夫来自更富裕的家庭,或丈夫比妻子更富有,或丈夫拥有城市户口则观察值为 $y = 1$,其具体定义为:

$$y = 1 \quad \text{if } y^* > 0 \\ y = 0 \quad \text{if } y^* \leq 0$$

其中 y^* 是不可观察的变数,具体定义为:

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k + \varepsilon \quad (1)$$

ε 在 Probit 分析下设定为标准正态分布, β_0 代表回归方程截距, X_1, X_2, \cdots, X_k 表示模型中所涉及先赋因素、后致因素和时代因素等变量, $\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_k$ 为与各个变量相应的模型回归系数。

BERP 模型:

本文利用 BERP 模型来控制内生性问题,因为农村女性户口身份即受到先赋和后致因素的影响,同时户口身份也和其他因素一起会对女性婚姻向上流动产生影响。本文利用此模型考察农村女性经济维度和社会维度的向上婚姻流动的影响。具体公式如式(2)所示:

$$y_1 = I[x_1^T \beta_1 + \alpha_1 y_2 + u_1 > 0],$$

^① 有关 BERP 模型克服“内生性”的有效性以及模型计算的技术细节,参见 Tsay and Ke(2009)。

^② 家庭的藏书量是一个家庭文化积淀和社会经济累积的过程,基于 CGSS(2006) 问卷数据的可获得性和后文的显著检验,“18 岁时家庭藏书量”能够较好地代表初婚时女性家庭的社会经济情况。

$$y_2 = I[z_2^T \delta_2 + v_2 > 0] \quad (2)$$

y_1 代表婚姻匹配的经济维度和社会维度,如果丈夫来自更富裕的家庭,或丈夫比妻子更富有,或丈夫拥有城市户口则 $y_1 = 1$ 。 y_2 代表农村女性的户口身份,如果女性在初婚前转户口则 $y_2 = 1$ 。 (u_1, v_2) 独立于 x_1, z_2 。这里 $I(\cdot)$ 是指标函数,如果括号内的陈述是正确的取值为 1 否则为 0。对于给定的值 x_1 , 可以利用 BERP 模型很容易计算出重要的平均处理效应。 v_2 代表农村女性未被观测到的个人和家庭能力。由于这些未观测到的能力可能与 u_1 的值相关,当分析户口身份对婚姻向上流动的影响时,不能简单地把农村女性户口作为外生变量。

ρ 是 u_1 和 v_2 之间的协方差, (u_1, v_2) 服从联合标准正态分布即 $\begin{pmatrix} u_1 \\ v_2 \end{pmatrix} \sim N\left(0, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$, 当 $\rho = 0$ 时,

y_2 是外生变量,此时可以利用 Probit 估计模型。测试假设 $\rho = 0$ 对于确定 y_2 是否为外生变量非常必要,从而确定使用 BERP 的必要性。由于 BERP 模型从方法上有效改进了 Probit 模型的估计偏差,也可借助工具变量发掘出 Probit 模型可能遗漏的信息,从而所得结果更丰富、可信程度更高。

4 婚姻匹配与社会流动的实证考察

4.1 农村女性社会流动的渠道:婚姻匹配和户籍身份转变描述性分析

表 1 是与农村女性有关的各个变量随出生队列变化的描述性信息。从分布和趋势来看,虽然“上迁婚姻”一直被期待且事实上存在,但只占婚姻总量的很少份额。以经济维度考察的“上迁婚姻”随时间有轻微上升,嫁往富裕婆家和收入更高的丈夫的比例分别从 14% 和 10% 上升到 16% 和 15%;而以社会维度衡量的“上迁婚姻”(嫁向城市的比例)则在波动中下降,这个结果背后隐含农村女性通过婚姻渠道而获得的向上社会流动会遭遇诸多“路障”。

表 1 变量的描述性统计信息

Table 2 Summary Statistics of Variables

变 量	出生队列			
	1950 年之前	1950 ~ 1959 年	1960 ~ 1969 年	1970 年以后
“上迁婚姻”比例				
婆家收入更高	0.131 (0.338)	0.146 (0.354)	0.166 (0.373)	0.160 (0.367)
丈夫收入更高	0.104 (0.305)	0.105 (0.307)	0.136 (0.343)	0.149 (0.356)
丈夫拥有城市户口	0.398 (0.490)	0.221 (0.415)	0.174 (0.379)	0.226 (0.418)
先赋和后致综合因素				
婚前户口“农转城”	0.227 (0.420)	0.114 (0.318)	0.114 (0.318)	0.165 (0.371)
先赋因素				
父亲城市户口	0.052 (0.222)	0.061 (0.240)	0.080 (0.271)	0.087 (0.282)
汉族	0.980 (0.139)	0.964 (0.186)	0.961 (0.195)	0.949 (0.220)
后致因素				
教育程度 ⁽¹⁾				
低	0.785 (0.411)	0.719 (0.450)	0.506 (0.500)	0.347 (0.476)

续前表

变 量	出生队列			
	1950 年之前	1950 ~ 1959 年	1960 ~ 1969 年	1970 年以后
中	0.148 (0.356)	0.182 (0.386)	0.377 (0.485)	0.452 (0.498)
高	0.067 (0.250)	0.099 (0.298)	0.117 (0.321)	0.202 (0.402)
工具变量				
初婚时家庭经济状况 ⁽²⁾				
低	0.686 (0.465)	0.665 (0.472)	0.604 (0.489)	0.502 (0.500)
中	0.217 (0.413)	0.221 (0.415)	0.263 (0.440)	0.299 (0.458)
高	0.096 (0.295)	0.114 (0.318)	0.133 (0.340)	0.199 (0.399)
样本数(N = 2667 人)	405	588	788	886

注:(1)教育程度按照接受教育年限的长短分为低、中、高3种类别,其中“低”定义为受教育年限少于6年,“中”为7~9年,“高”为10年以上。(2)基于数据的局限,这一变量以“18岁时家庭藏书量”作为替代划分出低、中、高3种类型,其中“低”定义为无家庭藏书,“中”定义为家庭藏书量1~9本,“高”定义为家庭藏书超过10本。(3)括号内数字是变量的标准差。

不仅仅是“上迁婚姻”,社会流动的另一通道(农村户口转为城市户口)也不宽畅。整体上,少于1/4的样本在初婚前可以成功转变其农村户口的身份,最高的年代,比例只有22%,低时仅为11.4%。这个结果符合户口“农转非”多年来受到严格控制、农村女性户籍转变机会有限的现实,也符合中国城市化水平偏低的实际。长期以来,每年“农转非”的配额被控制在非农业人口的0.15%~0.20%之间(陆益龙,2003;Chan and Buckingham,2008)。迄今为止,户籍人口城市化率只有35%(丁栋,2013)。

表1还反映了中国农村女性的基本情况:绝大部分父母都是农村户口(父亲是城市户口的比例不足10%);只有20%左右的人接受过高中或以上的教育;汉族的比例占了95%;大部分人的家庭并不富有。

农村女性初婚前户籍身份与丈夫的社会经济信息交叉比对显示出户口类型转变的效用:第一次的社会流动有助于第二次的社会流动。表2反映了,农村女性的户口转换会对以社会维度衡量的“上迁婚姻”产生积极影响,婚前拥有城市户口的农村原籍女性嫁给拥有城市户口的丈夫的可能性大幅度提高(从11.9%提升到90.4%);而以经济维度衡量的“上迁婚姻”也有轻微上升趋势。表2还反映了城乡婚姻市场相对隔离和城乡通婚的性别差异,只有12%农业户口的女性能嫁到城市;而农村女性一旦获得了城市户口之后,嫁给农村户口的丈夫的可能性极低(不足1%)。

表2 农村女性户籍身份与丈夫社会经济特征分布

Table 2 Husband's Social and Economic Well-being by Wife's Hukou Status

	初婚前为农村户口	初婚前为城市户口
丈夫拥有城市户口		
是	0.119	0.904
否	0.881	0.096
丈夫收入更高		
是	0.127	0.139
否	0.813	0.861
婆家收入更高		
是	0.150	0.180
否	0.850	0.820

4.2 农村女性社会流动的影响因素

表3提供了普通的Probit模型(未控制变量的内生性)和BERP模型(控制了变量的内生性)的回归结果比较。在BERP模型中,我们允许公式(2)中的 Z_2 包含外生变量 x_1 和其他作为工具变量的外生变量。女性“18岁时家庭藏书量”作为工具变量,该变量可以解释女性如何接受更好的教育,但不能直接影响她的婚配,因此该变量在公式(2)中第一个方程式中被剔除。而且该变量在影响女性农转非时拥有非常显著的作用(见表3),即使我们控制了女性的教育程度、父亲的户口性质以及其他变量后,工具变量的影响依然显著。由此可知,该工具变量可以描述一些未观测到的家庭能力,而这些家庭能力并未被已有观测变量捕捉。

表3的分析结果有利于更客观地认识农村女性社会流动(户口“农转城”和“上迁婚姻”)各类影响因素的共同作用。表中的(1)、(2)和(3)列给出了一般Probit模型的回归结果;表中(4~1)至(6~2)列给出了BERP的回归结果,其中(4~1)、(5~1)和(6~1)列给出了三类“上迁婚姻”的影响因素的回归结果;(4~2)、(5~2)和(6~2)列是在3类“上迁婚姻”中相应“农转城”影响因素的回归结果,以控制女性户口转变的内生性。

对表3结果的讨论,首先必须考虑前文提及的“内生性”问题。从统计上而言,遗漏重要解释变量会导致普通的Probit模型产生有偏的回归估计结果。对比显示,BERP模型的回归结果会改变、甚至逆转Probit模型的发现。例如,根据Probit模型的估计结果,婚前户口“农转城”并不能帮助农村女性嫁给经济条件更好的丈夫和婆家,但在控制了户口转变的“内生性”后,原来不显著的负向影响转变为显著的正向影响。这种结果反差出现在多个变量中,说明在解释定量分析的统计结果时,不能忽视变量“内生性”的估计偏差效应。(变量“内生性”的影响还可以从统计参数 ρ 的估计得到更多反映,在BERP模型中,所有因变量的 ρ 估计都非常显著,说明把女性户口类型作为外生变量的Probit模型在分析婚姻匹配及其影响因素时,所得结果具有一定的误导性。 ρ 的符号会因为 y_1 的选择而发生变化。例如,如果 y_1 代表女性嫁给有钱的婆家,则 u_1 将会捕捉到她对于这样上迁婚姻的偏好特征。在这样的情况下,我们可以相信一个能力较强的女性(或是有较强的赚钱能力,也即正向的 v_2),她嫁给富有婆家的需求不高(也即负向的 u_1),这时 ρ 可能就为负值。另一方面,如果 y_1 代表嫁给城市男性,有着未观测到的较高能力的女性(即正向 v_2),也许更向往城市的生活(正向的 u_1),这时 ρ 可能为正值)。通过对 ρ 的方向(正值或负值)进一步识别,一些由于资料的局限而未被纳入当前模型的自变量会对因变量产生潜在影响。由于BERP模型从方法上有效改进了Probit模型的估计偏差,也可借助工具变量发掘出Probit模型可能遗漏的信息,所得结果更丰富、可信程度更高,以下的分析和讨论,将基于BERP模型的结果。

从控制了变量的“内生性”结果来看,作为“后致变量”和“先赋变量”的综合因素-初婚前户口类型-对“上迁婚姻”的影响非常重要。虽然城市户口不是决定“上迁婚姻”的唯一因素,但农村女性初婚前具有城市户口时,明显增加了所有维度的“上迁婚姻”的机会。户籍身份转变对婚姻模式影响的估计结果显示^①,嫁给收入更高家庭的平均效应为22.41%,嫁给收入更高的丈夫的平均效应为15.57%,嫁给城市户口丈夫的平均处理效应为40.85%。这说明,虽然初始户籍同样是农村户口,把农村户口转变为城市户口的女性比那些不能或没有转户口者,不同维度的“上迁婚姻”的成功几率分别高出了22.41%,15.57%和40.85%。如果在特定的年代,农村户口转变为城市户口可以视为一种成功的社会流动的话,这意味着,第一次流动会对其后的社会流动会产生积极效应。这个结果与研究

^① 通过公式 $\Phi(\bar{x}_1^T \hat{\alpha} + \beta)$ 可以计算出该变量平均处理效应(average treatment effect),也就是自变量对“户口农转城”对“上迁婚姻”和“同类婚姻”的边际影响,其中 \bar{x}_1 表示样本 x_1 平均值, $\hat{\alpha}$ 和 β 是BERP模型估计的最大似然系数。

户籍转变对职业和收入的流动的结论相似(Wu and Treiman, 2004、2007)。

表 3 农村女性“上迁婚姻”影响因素的估计结果
Table 3 Model Estimations of Hypergamy of Rural Females

变量	Probit 模型			BERP 模型					
	婆家收入 更高	丈夫收入 更高	城市丈夫	婆家收入更高	丈夫收入更高	丈夫收入更高	城市丈夫	城市丈夫	城市丈夫
	(1)	(2)	(3)	(4~1)	(4~2)	(5~1)	(5~2)	(6~1)	(6~2)
婚前户口农转城(否) 是	-0.053 (0.095)	-0.107 (0.100)	2.298 *** (0.104)	0.746 ** (0.341)		0.593 (0.362)		1.187 * (0.645)	
父亲户口(农村) 城市户口	0.473 ** (0.107)	0.278 ** (0.115)	-0.081 (0.129)	0.188 (0.157)	1.132 *** (0.103)	0.038 (0.165)	1.133 ** (0.103)	0.309 (0.245)	1.137 (0.102)
民族成份(少数民族) 汉族	0.044 (0.157)	0.242 (0.178)	-0.185 (0.167)	0.061 (0.153)	-0.236 (0.171)	0.257 (0.177)	-0.222 (0.172)	-0.216 (0.161)	-0.249 (0.169)
教育程度(低)									
中	0.186 *** (0.070)	0.100 (0.074)	0.595 *** (0.080)	0.136 * (0.070)	0.432 *** (0.087)	0.060 (0.074)	0.441 *** (0.087)	0.661 *** (0.082)	0.484 *** (0.089)
高	0.159 (0.101)	0.249 ** (0.102)	0.830 *** (0.108)	-0.129 (0.145)	1.428 *** (0.100)	-0.003 (0.014)	1.434 *** (0.100)	1.194 *** (0.203)	1.490 *** (0.104)
出生队列(1970年以后)									
1950年以前	-0.026 (0.096)	-0.147 (0.104)	0.938 *** (0.106)	-0.127 (0.103)	0.837 *** (0.104)	-0.232 ** (0.108)	0.843 *** (0.105)	1.051 ** (0.109)	0.862 *** (0.106)
1950~1959	0.018 (0.086)	-0.160 * (0.090)	0.449 *** (0.096)	0.008 (0.089)	0.178 * (0.099)	-0.167 * (0.089)	0.178 * (0.101)	0.450 *** (0.094)	0.200 ** (0.101)
1960~1969	0.050 (0.075)	-0.038 (0.076)	0.020 (0.091)	0.057 (0.075)	-0.015 (0.083)	-0.031 (0.078)	-0.019 (0.090)	0.004 (0.100)	-0.033 (0.089)
常数项	-1.196 *** (0.161)	-1.380 *** (0.182)	-1.586 *** (0.183)	-1.210 *** (0.156)	-1.738 *** (0.182)	-1.395 *** (0.176)	-1.753 *** (0.184)	-1.492 *** (0.186)	-1.734 *** (0.180)
p				-0.430 ** (0.158)		-0.378 ** (0.180)		0.506 ** (0.244)	
Log likelihood	-1130.33	-1011.11	-889.57	-1973.48		-1854.82		-1732.77	
初婚时家庭经济状况(低)									
中					0.263 *** (0.080)		0.267 *** (0.080)		0.205 ** (0.088)
高					0.388 *** (0.095)		0.362 *** (0.095)		0.205 *** (0.079)

注:(1)变量列中括号内文字/数字表示参照项;(2)回归结果中括号内的数字是标准误;(3)*** P<0.001, ** P<0.01, * P<0.05。

BERP 模型的结果显示,“先赋因素”对不同的社会流动产生不同的影响。父亲的城市户口会加大农村女性获得户口“农转城”的机会,但帮助她们实现“上迁婚姻”的作用并不直接。“民族成份”无论是对户口“农转城”或“上迁婚姻”,影响都不明显。换言之,对于低层而言,父亲的城市户口成为子女能够获得更好社会位置的最大资源。始于上世纪 50 年代末至 80 年代末退出历史舞台延续数十年的户口“农转非”子女顶替政策(王爱云,2009),在一定历史阶段的确为户口类型的代际流动、农村底层跻身城市提供了一种较低门槛的制度可能。

样本中父亲是城市户口的比例不足 10%,也意味着只有一少部分幸运儿能够循此途径进入城市。这类“户口代际相关”的受惠对象虽不普遍,从另一个侧面反映出社会流动中客观存在的制度不平等。但是,家庭背景不能完全决定“上迁婚姻”的几率,预示着“后致因素”在左右婚姻匹配中可能具有更为重要的地位。

改小号 exp

表中数字

底

表3结果显示,“后致变量”之一的教育程度,对不同的社会流动发挥积极但不完全相同的作用。教育水平越高的女性越容易实现农村户口转变为城市户口,也越容易嫁入城市。然而教育水平在婚姻匹配上的影响不一。中等程度的教育水平可以帮助女性嫁到收入更高的家庭,但是过高的教育水平(高中及以上)并没有增加女性嫁给收入更高的丈夫的机会。参考国外相关研究(例如,Smits et al,1998;Ultee and Luijkx,1990),一个假设性的解释是,教育程度越高的女性具有更好的人力资本,经济独立能力相对越强,面对婚配时关注的维度多元化,寻求收入更高的配偶的愿望并非十分强烈。解读女性教育水平与以经济维度测量的“上迁婚姻”的复杂关系,有待更加深入、具体的后续研究。

时代背景对婚姻匹配和社会流动的影响,可以通过比较不同出生队列的变量统计参数来认识。统计结果显示,出生队列靠前的女性获得以经济维度衡量的“上迁婚姻”的几率更低。观察性的解释是这些女性的成家时间大多数在改革开放前,当时无论是个人或地区的收入差距都相对较为平均,择偶考虑更注重制度因素能够带来的潜在连锁效应(例如,城市户口产生的系列利益)而非简单的收入对比(徐安琪,2000)。这表明,在计划经济时代,城市户口是获取体制内资源的重要前提,城市生活是社会地位的重要标尺。不少研究指出,改革开放前由于体制因素对个人生活的强力控制,婚姻配对更讲究政治上或体制上的门当户对(李煜和徐安琪,2004)。而改革开放后,婚配标准与市场导向下的“物质主义”接轨,经济因素被奉为婚姻关系的中心。统计分析结果还显示,出生队列靠后的女性相比出生队列靠前者,改变农村户口、嫁去城市的几率越低。这种变化契合随着城乡差别有所缩小、城市户口含金量萎缩、农村户口附带的经济利益增加,城市户口和城市生活的吸引力逐步下降的趋势,这表明随着城乡二元结构的改变,农村户口转变为城市户口、农民进城作为上向社会流动的重要标志的观念不断被弱化。

5 结论与讨论

本文从婚姻匹配的角度,利用全国性的抽样调查数据,通过有效控制变量之间相互作用的回归模型定量地诠释以农村女性为代表的社会底层获取社会流动的机会和影响因素。本文的理论基础是,婚姻匹配从社会意义上看是家庭资源再配置和阶层流动的重要途径,被涉及制度维度和社会维度的多个“先赋”和“后致”因素支配,同时受到宏观层面特定的社会经济环境的干预,通过婚配模式错综交集地影响着个体层面社会经济地位的固化或转变。在传统社会,婚姻往往被视为女性改善社会经济地位的重要工具。现代社会提倡和推广社会性别平等,大大拓展了妇女流动的空间和途径。但现实中,仍有不少资源贫乏的底层女性寄望于通过婚姻实现上向流动。

实证分析显示:(1)农村女性的上向社会流动渠道依然狭窄,只有很小比例的人能够获得城市户口和实现某种意义上的“上迁婚姻”,即使社会和个人的预期强烈,婚姻在社会流动上仅发挥有限功能;(2)户籍制度无论在宏观、家庭或个人层面都对女性社会流动起着举足轻重的影响,父亲或本人具有城市户口者在社会流动上具有相对优势,但这种相对优势有随着户口类型的社会经济意义的改变而逐步弱化的倾向;(3)由于可被利用的家庭资源匮乏,“后致因素”较“先赋因素”总体而言对农村女性社会流动的机会更具决定作用。

本文的实证发现说明,如同在职业、教育、收入等方面,户籍制度在婚姻上也设置着社会流动的鸿沟。对于可控资源本身就极其有限的社会结构中的底层,户籍身份在很大程度上锁定了他们在婚姻市场中的地位,在起点上影响其“上迁婚姻”的机会。同时,户籍类型配备的制度或经济利益决定了上向社会流动的定义和途径。今后随着农村户口和城市户口含金程度的逆转,把户口“非农化”和嫁往城市视为上向社会流动或者不再合适,本文的研究发现或许成为对特定时代社会产物的总结,但这并不意味着婚姻的社会流动功能可以免受制度障碍的困扰。只要户口类型坚守着利益依附,社会经济不平等的地区差别仍然存在,婚姻匹配依旧涉及利益再配置。

本文研究也存在一些局限性,首先,由于数据的可获得性,本文未对近年来的婚姻匹配进行分析来探讨农村女性社会流动的变化和影响。2006年CGSS数据是目前最完整的进行婚姻匹配研究的数据,CGSS数据每年调查的内容均有变化,随后几次的调查均未包含完整的初婚时夫妻个人和家庭的社会经济信息;其次,未对丈夫城市户口进行分层考虑。城市户口有级别之分,直辖市级别和乡镇级别差异还是巨大的,把各种城镇户口都归为一类无疑抹杀了这种差异。农村女性嫁给不同级别的城镇户口的婚姻模式应该存在差异,将是本文未来可能研究的方向;最后,婚姻匹配与社会流动的后果研究并未深入探讨,婚姻匹配视角下的社会流动模式变动对农村女性个人和家庭发展,以及区域社会经济发展的影响都将是下一步研究努力的方向。

感谢:

非常感谢复旦大学社会发展与公共政策学院张力教授的讨论和建议。

参考文献/References:

- 1 李煜. 婚姻的教育匹配: 50 年来的变迁. 中国人口科学, 2008; 3: 73 - 79
Li Yu. 2008. Trends in Educational Assortative Marriage: 1949 - 2000. *Chinese Journal of Population Science* 3: 73 - 39.
- 2 李煜. 婚姻匹配的变迁: 社会开放性的视角. 社会学研究, 2011; 4: 122 - 136
Li Yu. 2011. Trends of Status Homogamy in China: A Dual-trait Analysis. *Sociological Studies* 4: 122 - 136.
- 3 李煜, 陆新超. 择偶配对的同质性与变迁—自致性与先赋性的匹配. 青年研究, 2008; 6: 27 - 33
Li Yu, Lu Xinchao. 2008. Homogamy and Transition of Mating Selection: Ascribed and Achieved Matching. *Youth Studies* 6: 27 - 33.
- 4 李煜, 徐安琪. 择偶模式和性别偏好研究—西方理论和本土经验资料的解释. 青年研究, 2004; 10: 1 - 11
Li Yu, Xu Anqi. 2004. Study on Mating Pattern and Gender Preference: Explanation of Western Theories and Local Experiences. *Youth Studies* 10: 1 - 11.
- 5 齐亚强, 牛建林. 新中国成立以来我国婚姻匹配模式的变迁. 社会学研究, 2012; 1: 106 - 129
Qi Yaqing, Niu Jianlin. 2012. The Evolution of Assortative Mating Patterns in the Process of China's Modernization. *Sociological Studies* 1: 106 - 129.
- 6 陆学艺. 当代中国社会流动. 北京: 社会科学文献出版社, 2004
Lu Xueyi. 2004. *Social Mobility in Contemporary China*. Beijing: Social Sciences Documentation Publishing House.
- 7 陆益龙. 户籍制度: 控制与社会差别. 北京: 商务印书馆, 2003.
Lu, Yilong, 2003. *The Household Registration System: Control and Social Differentiation*. Beijing: The Commercial Press.
- 8 徐安琪. 择偶标准: 五十年变迁及其原因分析. 社会学研究, 2000; 6: 18 - 30
Xu Anqi. 2000. Mating Preference: Transition and Its Determinants during Past 50 Years. *Sociological Studies* 6: 18 - 30.
- 9 王爱云. 试析中华人民共和国历史上的子女顶替就业制度. 中共党史研究, 2009; 6: 44 - 53
Wang Aiyun. 2009. A Tentative Analysis of the System of the Offspring Filling Up a Job Vacancy Left by the Parent in the History of the PRC. *Journal of Chinese Communist Party History Studies* 6: 44 - 53.
- 10 张翼. 中国阶层内婚制的延续. 中国人口科学, 2003; 4: 39 - 47
Zhang Yi. 2003. Evolution of Intra-class Endogamy in China. *Chinese Journal of Population Science* 4: 39 - 47.
- 11 郑冰岛, 吴晓刚. 户口、“农转非”与中国城市居民中的收入不平等. 社会学研究, 2013; 1: 160 - 181.
Zheng Bingdao, Wu Xiaogang. 2013. The Household Registration System and Income Inequality in Urban China. *Sociological Studies* 1: 160 - 181.
- 12 丁栋. 中国城市户籍人口不足 35%, 专家提醒警惕伪城镇化. 中国新闻网, 2013 - 07 - 05, <http://www.chinanews.com/gn/2013/07-05/5010062.shtml> Ding Dong. 2013. Population with Urban Hukou Less Than 35%, Experts Remind the Vigilance of False Urbanization. Chinanews, July 5, <http://www.chinanews.com/gn/2013/>

- 07 05/5010062. shtml
- 13 Burchinal, Lee G. 1964. The Premarital Dyad and Love Involvement. *Handbook of Marriage and the Family*: 623 - 674.
 - 14 Chan, Kam Wing, and Li Zhang. 1999. The Hukou System and Rural-urban Migration in China: Processes and Changes. *The China Quarterly* 160:818 - 855.
 - 15 Chan, Kam Wing and Will Buckingham. 2008. Is China Abolishing the Hukou System? *The China Quarterly* 195: 582 - 606.
 - 16 Croll, Elisabeth. 1981. *The Politics of Marriage in Contemporary China*. Cambridge : Cambridge University Press.
 - 17 Edwards, John N. 1969. Familial Behavior as Social Exchange. *Journal of Marriage and the Family* 3: 518 - 526.
 - 18 Fan, Cindy C. and Youqin Huang. 1998. Waves of Rural Brides: Female Marriage Migration in China. *Annals of the Association of American Geographers* 2: 227 - 251.
 - 19 Goldstein, Sidney, Zai Liang, and Alice Goldstein. 2000. Migration, Gender, and Labor Force in Hubei Province, 1985—1990. In Entwisle, Barbara, and Gail E. Henderson (Eds.), *Re-drawing Boundaries: Work, Households, and Gender in China*: 214 - 230. Berkeley: University of California Press.
 - 20 Kalmijn, Matthijs. 1991. Status Homogamy in the United States. *American Journal of Sociology* 2: 496 - 523.
 - 21 Kalmijn, Matthijs. 1998. Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends. *Annual Review of Sociology* 24: 395 - 421.
 - 22 Schwartz, Christine R. and Robert D. Mare. 2005. Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003. *Demography* 42: 621 - 646.
 - 23 Smits Jeroen, Ultee Wout, Lammers Jan. 1998. Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-level Explanatory Variables. *American Sociological Review* 2: 264 - 285.
 - 24 Tsay, Wen-Jen and Peng-Hsuan Ke. 2009. A Simple Approximation for Bivariate Normal Integral Based on Error Function and Its Application on Probit Model with Binary Endogenous Regressor. IEAS Working Paper, 2009-A011.
 - 25 Wu, Xiaogan and Donad J. Treiman. 2004. The Household Registration System and Social Stratification in China, 1955—1996. *Demography* 41(2): 363 - 384.
 - 26 Wu, Xiaogan and Donad J. Treiman. 2007. Inequality and Equality under Chinese Socialism: The Hukou System and Intergenerational Occupational Mobility. *American Journal of Sociology* 2: 415 - 445.
 - 27 Ultee, Wout C. and Ruud Luijkx. 1990. Educational Heterogamy and Father-to-Son Occupational Mobility in 23 Industrial Nations. *European Sociological Review* 6:125 - 49.
 - 28 Watson, Rubie S. and Patricia Buckley Ebrey. 1991. *Marriage and Inequality in Chinese Society*. Berkeley: University of California Press.
 - 29 Xu, Xiaohe, Jianjun Ji and Yuk-Ying Tung. 2000. Social and Political Assortative Mating in Urban China. *Journal of Family Issues* 21: 47 - 77.
 - 30 Zhang Zhuoni, Treiman Donad J. 2013. Social Origins, Hukou Conversion, and the Wellbeing of Urban Residents in Contemporary China. *Social Science Research* 42: 71 - 89.
 - 31 Zhou Xueguang. 2004. *The State and Life Chances in Urban China: Redistribution and Stratification, 1949—1994*. Cambridge : Cambridge University Press.

(责任编辑:石 玲 收稿时间:2014 - 04)