

# 农村人口流动对离婚率的影响

莫玮俏 史晋川

**【摘要】**文章基于中国健康与营养调查(CHNS)6个调查时点的农村微观截面数据,利用 Probit 和 Logit 方法,从夫妻单方流动和共同流动两个方面分析农村人口流动对离婚率的影响。在城乡人口大规模流动的背景下,农村人口流动对离婚率存在正向影响。在夫妻共同流动的情况下,流动者再婚概率增加,离婚的可能性加大;而在夫妻单方流动的情况下,流动者还面临再婚搜寻成本降低和当前婚姻收益减小等状况,从而造成婚姻稳定性下降、离婚概率上升。研究结果显示,夫妻共同或单方流动都显著提高了离婚概率。可见,在城乡二元社会结构下,流动人口婚姻稳定性下降,由此造成的对家庭和社会的负面影响应引起全社会的高度关注。

**【关键词】**农村人口流动 夫妻单方流动 夫妻共同流动 离婚率

**【作者】**莫玮俏 浙江大学经济学院,博士研究生;史晋川 浙江大学经济学院,教授。

## 一、引言

近年来,中国农村离婚率出现快速上升的趋势,其中城乡人口流动是影响农村离婚率的重要因素之一。高梦滔(2011)利用村级层面的汇总数据分析发现,外出人口比例越大的村庄离婚率越高。杜凤莲(2010)基于个体微观数据发现,农村流动家庭的离婚概率大于非流动家庭,因而流动人口增加使农村离婚率升高。

从中国人口流动的情况看,农村人口主要流向城市。国家统计局抽样调查数据显示,2013年农村外出人口达1.67亿,其中流入地级及以上城市的外出农民工比重为64.7%,流入小城镇及其他地区的比重为35.3%。农村人口流动起初以夫妻单方流动为主,即一方流动(一般为男性),另一方留守农村。直至最近几年,这一流动方式出现了新的变化。《2013年中国流动人口发展报告》指出,中国人口流动正在由个体流动向家庭化迁移转变,特别是不断增加的新生代人口的流动更是呈现明显的家庭化趋势,夫妻单方流动和共同流动已成为农村人口流动的两种最主要方式。而对于夫妻单方流动和共同流动如何影响离婚率,已有文献尚未给出明确的结论。鉴于此,本文将分别从夫妻单方流动和共同流动对离婚率的影响进行分析。

从个体层面看,影响离婚率的因素包括婚姻收益、离婚阻力和婚姻替代。其中,影响婚姻收益的因素有家庭成员外部工资、非工资收入等(Manser等,1980;McElroy等,1981),影响离婚阻力的因素有法律制度、社会规范或文化习俗等(Peters,1976),影响再婚收益的因素则有再婚市场性别比例、再婚成本等(Lehrer,1996)。婚姻收益、离婚阻力越大,离婚率越低;再婚收益越大,离婚率越高。已有研究显示,总体上人口流动反映社会变动,社会变动会弱化成员间规范的共识,造成社会失范,同时社会形成匿名和非人格化的人际交往,削弱了个人对离婚的负面体验(Glenn等,1984;Glenn等,1985),因此,人口流动率越高的地区离婚率越高。在个体层面上, Frank等(2005)针对墨西哥移民的研究发现,若夫妻一方或双方迁移形成分居,必然造成婚姻收益和情感交流减少,从而增大个人的离婚概率。杜凤莲(2010)研究发现,流动家庭的离婚概率大于非流动家庭,表明人口流动对个体离婚概率具有正向影响。汪国华(2007)利用个案分析发现,在工业化和城市化过程中,流动人口由于处在一个社会约束力明显减弱的陌生人社会中,离婚概率有所增大。迟书君(2007)基于深圳市暂住人口家庭状况调查的分析指出,两地分居的夫妻感情深厚程度明显低于生活在一起的夫妻,而且婚姻的失败感也增加。目前,伴随着中国人口大规模流动现象,人口流动方式趋于多样化,而现有文献缺少对人口流动方式与离婚概率关系的研究。基于此,本文在分别考虑夫妻单方流动和夫妻共同流动的情况下,从个体层面进一步分析人口流动对离婚率的影响。

## 二、理论分析与研究假设

根据婚姻经济学理论,人们总是在当前婚姻和再婚之间进行比较与选择,当再婚收益超过当前婚姻收益,选择离婚是有利的。因此,再婚收益增大或当前婚姻收益减小都会使离婚概率增大。在婚姻市场中,个人质量越高越容易结婚,但由于存在信息不对称,公众对个人质量的判断需要借助于个人行为所发送的信号,例如,是否离过婚。一个离婚者的预期再婚概率为  $F(x_j)=p(x_j)R(l)+[1-p(x_j)]R(h)$ 。其中  $x_j$  表示某种社会类型,  $p(x_j)$  表示在给定社会类型下,离婚者被认为是低质量者( $l$ )的概率,  $[1-p(x_j)]$  表示离婚者被认为是高质量者( $h$ )的概率。  $R(l)$ 、 $R(h)$  分别表示低质量者和高质量者再婚成功的概率,  $R(l)<R(h)$  表示低质量者再婚成功的概率小于高质量者。  $x_j=x_1$  表示婚姻规范强的社会,  $x_j=x_2$  表示婚姻规范弱的社会。在婚姻规范强的社会,公众对离婚者接受程度低,认为其是低质量者的概率较大。在婚姻规范弱的社会,公众对离婚者接受程度高,认为其是低质量者的概率较小,即  $p(x_1)>p(x_2)$ , 于是  $F(x_1)<F(x_2)$ 。也就是说,在婚姻规范强的社会,一个离婚者的再婚概率比在婚姻规范弱的社会里更小,离婚代价更大,因而离婚率更低。如果个人从婚姻规范强的社会进入婚姻规范弱的社会,再婚的概率增大,则再婚收益增加,离婚概率就会升高。从中国农村人口流动特征看,农村人口主要流向城镇地区,即从婚姻规范强的社会流入婚姻规范弱的社会,无论是夫妻单方流动还是共同流动,流动者再婚概率的增加会增大流动者离婚的可能性。

另外,婚姻搜寻成本也是影响再婚收益的重要因素。搜寻成本越高,再婚收益越小,离婚的可能性就越低。而搜寻成本与搜寻阻力相关,阻力越大,成本越大,阻力越小,成本越

小。搜寻阻力主要来自配偶或家庭成员的监督或破坏。从这个角度讲,在夫妻单方流动的情况下,流动者的搜寻阻力减小,降低了其再婚搜寻成本,从而增大离婚的可能性。最后,从当前的婚姻收益来看,夫妻共处时的规模经济、家庭公共产品和情感交流是婚姻收益的重要内容。当夫妻分离时,这部分收益减少会降低婚姻的吸引力和稳定性。

综上所述,在夫妻共同流动的情况下,流动者面临再婚概率增大,再婚收益增加的影响;而在夫妻单方流动的情况下,流动者受再婚概率增加、再婚搜寻成本降低和当前婚姻收益减小的多重影响。基于上述分析,本研究假设:夫妻共同流动和夫妻单方流动对离婚概率都存在正向影响,且夫妻单方流动对离婚概率的影响更大。

### 三、数据来源与模型建立

本文数据来自中国健康与营养调查(CHNS),调查点包括黑龙江、辽宁、山东、河南、江苏、湖北、湖南、贵州和广西9个省份,覆盖东、中、西三大地区。目前已发布了1989~2011年共9次调查数据。CHNS是动态跟踪调查,在新的调查期会对前一期及前几期调查过的住户进行再次调查。每个调查对象具有唯一的身份编号,将相邻两个调查期的样本通过编号进行匹配,可得到同一个观测对象相邻两期的信息<sup>①</sup>。本文使用1993~2011年的数据,并选出1993~2009年6次调查时点的所有在婚夫妻数据,构成研究样本。通过观测对象的唯一编号将该样本第 $t-1$ 期和第 $t$ 期的信息进行匹配,形成一个新的横截面数据,以观察第 $t-1$ 期夫妻流动状况对第 $t$ 期的婚姻状况的影响。

#### (一) 变量定义和模型设定

本文根据受访者的户籍登记地信息与现居住地信息(即调查所在地)是否一致来划分流动人口与非流动人口,户籍登记地与现居住地不一致的界定为流动人口,户籍登记地与现居住地一致的为非流动人口。据此,先将“52周岁以下妇女调查表”中的已婚女性分为流动女性与非流动女性,再根据“18周岁以上成人调查表”中已婚女性丈夫的信息,判断其丈夫的流动情况,最后根据“妇女调查表”中“丈夫是否在家居住”这个问题的回答情况判断家庭流动类型。若夫妻均为流动人口且居住在一起,视为夫妻共同流动家庭;若夫妻均为流动人口,但未居住在一起,或夫妻中只有一方是流动人口,视为夫妻单方流动家庭<sup>②</sup>;若夫妻均为非流动人口,视为非流动家庭。在此分类基础上,分别将夫妻单方流动家庭和夫妻共同流动家庭的离婚率与非流动家庭的离婚率进行比较,可以得出夫妻单方流动和共同流动各自

① 使用相邻两期的信息是由于单独一期的信息不完全。若受访者为在婚状态,受访者与配偶的信息都可知,有关键解释变量但没有被解释变量;若受访者为离婚状态,受访者信息可知,其原来配偶信息不可知,即有被解释变量但没有关键解释变量。

② 需要说明的是,本文定义的夫妻单方流动家庭不仅包含夫妻中只有一方流动的情况,也包括夫妻均流动,但是分别流动到不同地方的情况。因为在后一种情况下,夫妻也处于分离状态,面临婚姻质量下降和配偶监督缺失。

对离婚率的影响。

本研究设定的原始方程为： $Divorce_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1S_{i,t-1}+\alpha_2T_{i,t-1}+\beta X_{i,t}+\varepsilon_{i,t}$ ，其中， $Divorce_{i,t}$  为被解释变量，表示第  $i$  对夫妻在第  $t$  期的婚姻决策， $Divorce_{i,t}=1$  表示离婚， $Divorce_{i,t}=0$  表示未离婚（包括在婚、丧偶、分居）。 $S_{i,t-1}$  和  $T_{i,t-1}$  表示第  $i$  对夫妻在第  $t-1$  期的流动状况， $S_{i,t-1}=1$  表示单方流动， $T_{i,t-1}=1$  表示共同流动， $S_{i,t-1}=T_{i,t-1}=0$  表示非流动。 $X_{i,t}$  表示可能影响离婚率和流动的因素，包括女性年龄、受教育程度，夫妻年龄和受教育水平的差距，丈夫就业状况和收入，子女数量等。 $\varepsilon_{i,t}$  是随机误差项， $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta$  是待估参数，其中  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  的估计结果是本文所关心的。离婚率方程为： $P(Divorce_{i,t}=1)=P(Divorce_{i,t}>0)=P[\varepsilon_{i,t}>-(\alpha_0+\alpha_1S_{i,t-1}+\alpha_2T_{i,t-1}+\beta X_{i,t})]$ ，可以采用线性概率模型(LMP)、对数单位模型(Logit)和概率单位模型(Probit)来估计。由于 LMP 模型的预测值可能大于 1 或小于 0，即超出了离婚概率属于  $[0, 1]$  的范围，因而本文采用 Logit 模型和 Probit 模型进行估计，二者的区别在于 Logit 模型假定随机误差项服从逻辑分布，Probit 模型假定随机误差项服从标准正态分布。

### (二) 农村人口流动和离婚率特征

图反映了 1997~2011 年 6 个调查时点的农村人口离婚率和流动率趋势，离婚家庭比例 = (离婚家庭户数  $\times$  100%)  $\div$  家庭总户数；流动家庭比例 = (流动家庭户数  $\times$  100%)  $\div$  家庭总户数；总的流动家庭比例等于单方流动家庭比例与共同流动家庭比例之和。从图中可以看出，农村流动家庭比例不断上升，其中单方流动家庭和夫妻共同流动家庭所占比例均逐年增加，单方流动家庭所占比例大于共同流动家庭，这与中国现实情况相符。在城乡二元体制结构下，高工资吸引着越来越多的农村劳动者流向城市，但农村户籍者很难享受到与城市居民一样的就业、居住和社会保障待遇，因而农村家庭还是以男性外出，女性留守农村居多。另外，在夫妻共同流动样本中，流入城镇地区的家庭约占 4/5，流入农村的家庭占 1/5<sup>①</sup>，农村人口流动以乡—城流动为主，只有小部分是乡—乡流动。图还显示，农村人口离婚率从 1997 年的 0.34% 提高到 2011 年的 1.37%，总体呈上升趋势。

表 1 列出了  $t-1$  期不同类型家庭在  $t$  期的离婚率。将 1993 年记为第 0 期，1997、2000、2004、2006、2009、2011 年依次记为 1~6 期，每一期的农村家庭类型包括非流动家庭、夫妻单方流动家庭和共同流动家庭，统计出各类家庭在下一个调查期的家庭解体比例（即离婚率），这样可以比较三类家庭离婚率的大小。从表 1 的统计结果看，不同类型家庭的离婚率基本上随时间呈上升趋势，且夫妻单方流动和共同流动家庭的离婚率高于非流动家庭。利用  $t$  值检验每个调查时期离婚率的两两差异，结果显示，夫妻单方流动家庭和非流动家庭离婚率之差都大于 0，并且在多数时期显著；夫妻共同流动家庭和非流动家庭的离婚率之差除  $t=1$  期之外均大于 0，但仅在  $t=4$  期显著；夫妻单方流动家庭和共同流动家庭的离婚率

① 夫妻共同流动时可以通过居住地和户籍登记地判断属于乡—城流动还是乡—乡流动，而在夫妻单方流动情况下，由于没有记录丈夫的流入地信息，因而无法统计出夫妻单方流动样本中的乡—城流动比例和乡—乡流动比例。

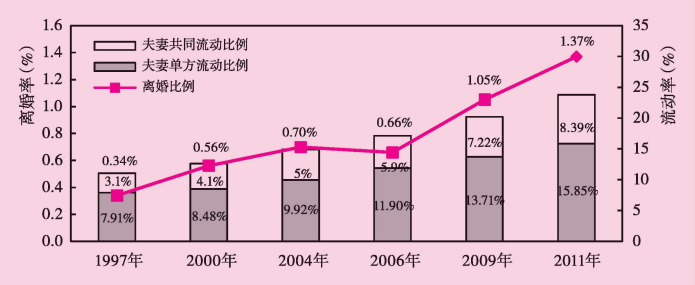


图 农村人口流动率与离婚率趋势

本中“乡—城”流动家庭的离婚率大于“乡—乡”流动家庭离婚率,说明相比“乡—乡”流动,“乡—城”流动使流动者再婚概率增加,再婚收益增大,从而离婚可能性也随之增大<sup>①</sup>。

(三) 样本描述性统计

进一步验证夫妻单方流动和共同流动对离婚率的影响,在实证上还需控制其他影响离婚率和流动的因素。本文从农村户籍已婚妇女调查表 and 对应住户表、成人表中选取可能影响人口流动和离婚率的主要变量,构造了一个截面数据。表2列出了总样本(1997~2011年6个调查期数据)和子样本(2006~2011年3个调查期数据)下各变量的均值和方差。从表2可以看出,总样本中农村非流动家庭占83.1%,夫妻单方流动家庭占11.3%,共同流动家庭占5.6%。非流动家庭离婚率为0.5%,单方流动的家庭离婚率为1.8%,共同流动家庭离婚率为1.4%。单方流动家庭和共同流动家庭的离婚率均大于非流动家庭。“夫妻年龄差距”由丈夫年龄减去妻子年龄得到,夫妻受教育年限的差距也如此计算。描述性统计结果显示,女性平均年龄为44岁、平均受教育年限为5.17年,丈夫就业率为80%,年均收入为11 692元,

表 1 t-1 期不同类型家庭在 t 期的离婚率

	t-1 期非流动		t-1 期单方流动		t-1 期共同流动		单方流动与	共同流动与	单方流动与共
	样本	t 期离婚率 (%)	样本	t 期离婚率 (%)	样本	t 期离婚率 (%)	非流动离婚率之差	非流动离婚率之差	同流动离婚率之差
t=1	2108	0.28	181	1.10	74	0.00	0.82*	-0.28	1.10
t=2	2034	0.34	197	1.02	97	1.03	0.68	0.69	-0.01
t=3	1207	0.50	141	1.42	71	1.41	0.92	0.91	0.01
t=4	1759	0.45	239	1.68	127	1.57	1.23**	1.12*	0.11
t=5	1511	0.68	261	2.20	125	1.47	1.52**	0.79	0.73
t=6	1890	0.96	392	2.30	196	1.93	1.34**	0.97	0.37
合计	10509	0.53	1411	1.78	690	1.40	1.25***	0.87***	0.38

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1%水平上显著。

① 由于夫妻共同流入农村家庭的样本量太小,不足以用来比较和分析“乡—城”流动和“乡—乡”流动对离婚率的影响,有待未来进一步深入研究。本文只重点关注夫妻单方流动和共同流动对离婚率的影响。

表 2 各变量的主要统计值

	总样本(1997~2011 年 6 个年份)			子样本(2006~2011 年 3 个年份)		
	样本	平均值	方差	样本	平均值	方差
非流动(S=T=0)	12667	0.831	0.372	6501	0.788	0.404
非流动家庭离婚率	10509	0.005	0.073	5122	0.007	0.084
夫妻单方流动(S=1)	12667	0.113	0.317	6501	0.139	0.346
夫妻单方流动家庭离婚率	1411	0.018	0.140	892	0.021	0.152
夫妻共同流动(T=1)	12667	0.056	0.231	6501	0.073	0.259
夫妻共同流动家庭离婚率	690	0.014	0.127	472	0.017	0.144
女性年龄	11738	44.250	10.030	6010	45.970	9.860
女性受教育程度	10870	5.170	3.880	5770	5.750	4.110
丈夫有无工作(有 =1,无 =0)	11733	0.800	0.390	5779	0.750	0.430
丈夫年收入(元)	9846	11692	22526	4600	18940	30746
子女数量	12667	1.520	1.230	6499	1.360	1.260
夫妻年龄差距	11678	1.400	3.460	6009	1.340	3.290
夫妻受教育年限差距	10045	1.060	4.410	5139	0.760	4.660

家庭平均子女数量 1.5 个,夫妻平均年龄差距和受教育年限差距分别为 1.4 岁和 1 年。在子样本中,非流动家庭占 78.8%,相比总样本有所下降,单方流动家庭和共同流动家庭分别占 13.9%和 7.3%,均有所增加。三类家庭的离婚率分别为 0.7%、2.1%、1.7%,均有上升,夫妻单方流动家庭和共同流动家庭离婚率依然大于非流动家庭。从其他变量来看,女性平均年龄为 46 岁、平均受教育年限为 5.75 年,丈夫就业率为 75%、年均收入为 18 940 元,家庭平均子女数量 1.36 个,夫妻平均年龄和受教育年限的差距分别为 1.34 岁和 0.76 年。与总样本相比,子样本中女性年龄、受教育年限、丈夫年收入有所增加,而丈夫就业率、平均子女数量、夫妻年龄和受教育年限的差距有所缩小。

#### 四、实证结果

本文先基于总样本,分别采用 Probit 和 Logit 的回归方法检验夫妻单方流动和共同流动对离婚率的影响。表 3 给出了总样本离婚率的 Probit 和 Logit 的估计结果,其中,模型 1~4 是逐渐增加变量的 Probit 回归结果,模型 5~6 是 Logit 回归结果。从表 3 关键变量的估计结果来看,模型 1 显示,单方流动项系数为 0.0131,共同流动项系数为 0.0098,且分别在 1%和 5%水平上显著,说明与非流动家庭相比,夫妻单方流动家庭的离婚概率提高了 0.0131,共同流动家庭的离婚概率提高了 0.0098,夫妻单方流动和共同流动都使婚姻稳定性下降。模型 2 在模型 1 的基础上加入时间变量后,单方流动项系数减小为 0.0108,共同流动项系数减小为 0.0076,但仍分别在 1%和 10%水平上显著,这说明,夫妻单方流动和共同流动对离婚率的正向效应不受时间变量影响。模型 3 继续加入夫妻个体特征变量,单方流动项和共同流动项系数分别减小为 0.0082 和 0.0053,单方流动项系数相比模型 1 明显变小,说明

表 3 夫妻单方流动、共同流动对离婚率的影响(总样本)

	Probit				Logit	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
单方流动	0.0131***	0.0108***	0.0082**	0.0087**	0.0132***	0.0076**
共同流动	0.0098**	0.0076*	0.0053**	0.0052*	0.0100**	0.0051*
时间		0.0013***	0.0001	0.0001		0.0002
女性年龄			0.0001***	0.0001**		0.0001**
女性教育程度			0.0001	0.0001		0.0001
丈夫有工作			-0.0020	-0.0023		-0.0014
丈夫年收入			6.E-09*	5.E-09		5.E-09
子女数量			-0.00004	-0.0001		-0.0001
夫妻年龄差距			-0.00004	-0.00004		-0.00004
夫妻教育差距			0.00002	0.00002		0.00002
样本量	12588	12588	8539	6757	12588	6757
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0237	0.0362	0.2502	0.2780	0.0237	0.2786

注:所有系数均为边际效应值;\*,\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。模型 4 和模型 6 控制了省份虚拟变量,因篇幅限制,没有列出分省的回归结果。

量,单方流动项和共同流动项系数相比模型 3 变化不大,说明夫妻单方流动和共同流动对离婚率的正向效应不受省份变量影响。上述结果均在 Probit 模型下得到,该模型假设随机误差项服从正态分布,若随机误差项服从逻辑分布,应采用 Logit 模型。在逐渐增加变量的情况下,利用 Logit 方法对离婚率方程进行回归,所得结果与 Probit 的回归结果基本一致(见表 3 模型 5~6)。利用总样本的回归分析表明,夫妻单方流动和共同流动都不利于婚姻稳定。从夫妻单方和共同流动对离婚率影响的比较来看,夫妻单方流动使离婚概率增加了 0.0076~0.0087,共同流动使离婚概率增加了 0.0051~0.0053,前者对离婚概率的影响略大于后者。这是由于在夫妻单方流动的情况下,流动者受再婚概率增加、再婚搜寻成本降低和当前婚姻收益减小的多重影响,因而离婚率升高的幅度更大。但可能是样本量偏小的原因,回归结果表明人口流动方式对离婚率没有显著影响。这一问题还有待未来收集更多样本进行研究。

由表 3 可知,模型 2 中时间变量系数显著为正,但在加入其他控制变量后,时间变量不显著,说明离婚率有随时间上升的趋势,但这种效应不具有稳健性。而女性年龄对离婚率具有显著正效应,女性年龄每增加 1 岁,离婚概率上升 0.0001。一种可能的解释是,随着女性年龄增大,被丈夫“嫌弃”的可能性上升,从而使“被动”离婚的概率增加。女性受教育年限、丈夫是否有工作、家庭子女数量、夫妻的年龄和教育差距对离婚率几乎没有影响<sup>①</sup>,而丈夫收入只有在模型 3 中显著。此外,理论上,子女数量对婚姻具有较强的约束,子女数量越多,

若遗漏了这些变量,夫妻单方流动对离婚率的正向效应将被高估,模型中应对这些变量加以控制。此时,单方流动项和共同流动项依然显著为正,说明在控制了有关变量后,夫妻单方流动和共同流动对离婚率依然具有显著的正向效应。模型 4 继续加入省份虚拟变

① 已有研究表明,女性受教育程度提高会增大女性离婚的可能,但在这里教育的作用没有体现出来,究其原因可能是农村女性受传统思想文化观念影响所致。

离婚率越低。但这里家庭子女数量对离婚率的影响不明显,这一方面可能是由于在农村地区子女性别对婚姻关系的影响更为重要,比如,儿子的数量有利于婚姻稳定,而女儿的数量对婚姻稳定性作用可能是反向的;另一方面离婚可能与子女年龄有关,未成年子女对婚姻的约束较强,而成年子女对婚姻的约束力则减弱。

为了获得更加稳健的结论,本文同时还利用子样本数据(2006、2009、2011年3个调查期数据)进一步检验了夫妻单方流动和共同流动对离婚率的影响,部分回归结果如表4模型7~11所示。从关键变量的估计结果来看,单方流动项和共同流动项系数都显著为正,单方

表 4 夫妻单方流动、共同流动对离婚率的影响(子样本)

	Probit			Logit	
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11
单方流动	0.0151***	0.0142***	0.0092*	0.0152***	0.0086*
共同流动	0.0114**	0.0106*	0.0080**	0.0116**	0.0075*
时间		0.0024**	0.0004		0.0004
女性年龄			0.0001**		0.0001**
女性受教育程度			0.0001*		0.0001*
丈夫有工作			-0.0010		-0.0006
丈夫年收入			7.E-09		5.E-09
子女数量			-0.0002		-0.0001
夫妻年龄差距			-0.00001		-0.00005
夫妻教育差距			0.00004		0.00004
样本量	6480	6480	4190	6480	4190
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0221	0.0267	0.2733	0.0221	0.2540

注:所有系数均为边际效应值;\*,\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

流动对离婚概率的正向影响为 0.0086~0.0092,共同流动对离婚概率的正向影响为 0.0075~0.008。这与表 3 的估计结果基本一致,说明夫妻单方流动和共同流动都提高了离婚率,且夫妻单方流动对离婚率的影响略大于共同流动。就其他变量估计结果来看,除了女性年龄变量外,女性受教育年限对离婚率产生了显著影响,女性受教育程度增加,则离婚率上升。这在某种程度上说明,近年来农村女性的传统婚姻观念有所淡化,教育对女性离婚的影响开始显现出来。

本文实证分析的结果表明,在农村人口流动过程中,夫妻单方流动和共同流动都降低了婚姻稳定性,符合本文研究假设。事实上,改革开放以来,城市工业化发展催生了对劳动力的大量需求,而农村剩余劳动力恰能满足这一需求,城乡之间的这种“推拉”机制促使农村劳动力持续不断流向城市。农村人口流入城市后,可预期到的离婚行为的社会惩罚降低了,即再婚概率增加,离婚可能性增大。而在夫妻单方流动情况下,夫妻分离导致流动者当前婚姻收益减小和再婚搜寻成本降低也使婚姻变得更加不稳定。

### 五、结 语

本文基于中国健康与营养调查农村微观数据,考察了夫妻单方流动和共同流动对离婚

率的影响,结果表明,夫妻单方流动和共同流动均对离婚率有正向影响。由于城市社会对离婚行为的接受程度更高,农村人口在流动的情形下,预期到离婚行为的社会惩罚降低,即再婚概率增加,从而导致离婚率升高。在夫妻分居的情况下,由于婚姻规模经济、家庭公共产品和情感交流减少,以及来自配偶对再婚搜寻的监督阻碍减小等原因都会使夫妻单方流动家庭的离婚概率增加。随着中国农村人口流动日益年轻化、流动方式日趋多样化、家庭化,对农村流动人口的分析已不能停留在整体层面,需要分情况进行深入讨论。

事实上,婚姻问题不仅是家庭内部行为,也会对转型发展过程中的社会稳定产生重大影响。近年来,城市农民工婚外情、组成临时夫妻等现象日益增多,对和谐社会的建设产生了较大的负面效应。而受城乡二元社会结构影响,在相当长时期内,还会有大量农村流动人口处于夫妻分离状态,在没有配偶陪伴、监督的情况下,又受到越来越多的婚姻替代资源诱惑,流动者的婚姻稳定性堪忧。从长期看,人口流动还会造成农村人口减少和性别失调,造成农村婚姻市场失衡,从而带来更多的社会问题。因此,流动人口的婚姻家庭问题应引起全社会的高度关注。

#### 参考文献:

1. 迟书君(2007):《深圳流动人口婚姻家庭状况调查报告(之二)——深圳流动人口的家庭关系》,《青年研究》,第5期。
2. 杜凤莲(2010):《中国城乡劳动力流动对婚姻稳定性的影响》,《经济社会体制比较》,第5期。
3. 高梦滔(2011):《农村离婚率与外出就业:基于中国2003~2009年村庄面板数据的研究》,《世界经济》,第10期。
4. 汪国华(2007):《从熟人社会到陌生人社会:城市离婚率趋高的社会学透视》,《北京科技大学学报(社会科学版)》,第1期。
5. Glenn N.D. and Shelton B.A.(1985), Regional Difference in Divorce in the United States. *Journal of Marriage and Family*. 47(3), 641-652.
6. Glenn N.D. and M. Supancic (1984), The Social and Demographic Correlates of Divorce and Separation in the U.S.: An Update and Reconsideration. *Journal of Marriage and the Family*. 46:563-576.
7. John F. Peters(1976), Divorce in Canada: A Demographic Profile. *Journal of Comparative Family Studies*. 1(2), 333-349.
8. Lehrer E.L.(1996), Religion as a Determinant of Marital Fertility. *Journal of Population Economics*. 9:173-196.
9. Manser M. and Brown M.(1980), Marriage and Household Decision-making: A Bargaining Analysis. *International Economic Review*. 21, 31-44.
10. McElroy M.B. and Horney M.J.(1981), Nash-Bargained Household Decisions. *International Economic Review*. 22:333-350.
11. Reanne Frank and Elizabeth Wildsmith(2005), The Grass Widows of Mexico: Migration and Union Dissolution in a Binational Context. *Social Forces*. 83(3):919-947.

(责任编辑:李玉柱)