

# 劳动力流动与村庄离婚率\*

刘彬彬<sup>1</sup> 崔菲菲<sup>2</sup> 史清华<sup>1</sup>

**摘要:** 本文基于全国农村固定观察点村级跟踪调查数据分析了 2003~2015 年劳动力流动对中国村庄离婚率的影响。考虑到村庄离婚率为受限被解释变量, 为了得到一致估计, 本文分别构建了 Tobit 模型和两部模型进行比较分析。结果表明, 劳动力流动特别是劳动力流出会显著提高村庄离婚率; 相比于劳动力流出到村外县内, 流出到县外省内劳动力的比例越高, 村庄离婚率越低; 村庄离婚率有明显的地域差异, 东北地区、西部地区村庄离婚率显著高于中部地区; 另外, 村庄人均纯收入、纯务农户数占比、高中及以上学历劳动力占比、性别比等因素对村庄离婚率的影响不容忽视。因此, 城镇化背景下农村劳动力流动导致村庄离婚率上升及由此可能对家庭和社会产生的负面影响值得关注。

**关键词:** 农村劳动力流动 流动空间距离 村庄粗离婚率

**中图分类号:** F328 **文献标识码:** A

## 一、引言

改革开放以来, 中国发生了历史上最大规模的城乡劳动力流动, 以劳动力由农村向城市单向流动、个人流动而非家庭整体流动为主要特征<sup>①</sup>。国家统计局统计数据显示, 自 2008 年全球金融危机发生以来, 外出农民工占全国农民工总数<sup>②</sup>的比例一直维持在 60%以上<sup>③</sup>。伴随着劳动力的频繁流动, 近年来

---

\*本文研究得到国家自然科学基金项目“城镇化背景下劳动力转移与村庄秩序问题研究”(编号: 71773076)、“中国农村贫困成分的识别、分解及其改变的路径研究”(编号: 71673186)、“农村要素市场改革对中国经济增长的影响研究”(编号: 71603154)以及上海国际金融与经济研究院的资助与支持。感谢“第十五届长三角三农研究生论坛”上何军教授与《中国农村经济》《中国农村观察》首届“三农论坛”上商春荣教授、朱红根教授的点评, 感谢匿名审稿人的修改意见, 感谢全国农村固定观察点的支持, 同时, 本文作者文责自负。本文通讯作者: 史清华。

<sup>①</sup>根据《2012 年全国农民工监测调查报告》中提供的数据计算发现, 在 2011 年外出农民工中, “举家外出”者所占比例为 20.66%。参见《2012 年全国农民工监测调查报告》, [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201305/t20130527\\_12978.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201305/t20130527_12978.html)。

<sup>②</sup>年度农民工数量包括年内在本乡镇以外从事非农产业 6 个月及以上的外出农民工和在本乡镇内从事非农产业 6 个月及以上的本地农民工两部分。

<sup>③</sup>2008~2016 年外出农民工占全部农民工的比例分别为 62.29%、63.25%、63.31%、62.75%、62.21%、61.76%、61.40%、60.85%和 60.11%。参见《国民经济和社会发展统计公报》(2008~2016 年, 历年), <http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/ndtjgb/>。

中国离婚率也呈上升趋势。民政部发布的《民政事业发展统计公报（2003~2009，历年）》和《社会发展统计公报（2010~2015，历年）》<sup>①</sup>显示，依法办理离婚手续的数量从2010年的267.80万对上升至2015年的384.10万对，5年上升幅度高达43.43%；粗离婚率<sup>②</sup>从2003年的1.05‰上升至2015年的2.79‰，增加了1.74个百分点。构建和谐社会是当前社会主义现代化建设的一项重要议题，达成社会和谐状态的重要前提是家庭稳定，而婚姻稳定又是家庭稳定的重要组成部分。因此，在城镇化进程中，研究和分析离婚率上升的原因，特别是劳动力流动对离婚率的影响具有重要意义。

纵观国内外研究，学者们主要从以下三个方面探讨了劳动力流动引发离婚的途径。首先，劳动力流动导致已婚家庭功能缺失，降低婚姻质量。在城乡二元经济结构下，为了谋求更高的收入和更好的发展机会，越来越多的农村劳动力选择外出务工，并且农村已婚劳动力的流动多以夫妻单方（一般为男性）、在家庭和工作地之间的来回流动为主。一方面，大量已婚劳动力的单方流动使夫妻长期两地分居，夫妻间由于缺乏沟通和交流，久而久之感情就会疏远，婚姻质量下降，导致离婚率上升（叶文振、徐安琪，1999；Frank and Wildsmith, 2005；Caarls and Mazzucato, 2015）。Foner（1999）还发现，即使夫妻一起外出流动，两性受到影响的内容和程度都会有所不同，这也会增加夫妻之间的摩擦。另一方面，农村大量已婚青壮年男性劳动力外出务工导致家庭功能缺失，留守妇女需要独立承担孩子的生活和教育、老人的赡养等家庭责任，巨大的生活压力和精神压力易使她们产生负面情绪，导致婚姻质量下降，从而影响婚姻稳定性（许传新，2010）。同时，农村外出务工者也面临很大的生活压力和精神压力，这种压力同样会导致夫妻关系紧张，影响婚姻质量，进而导致婚姻破裂（Boyle et al., 2008；Frank and Wildsmith, 2005）。

其次，劳动力流动打破婚姻匹配均衡，改变婚姻的成本与收益。劳动力流动会提升外出劳动者的人力资本和相对收入水平，导致配偶间人力资本水平和收入差距扩大，进而打破原有婚姻的匹配均衡，影响婚姻的稳定性（Furtado et al., 2013；马忠东、石智雷，2017）。许传新（2010）通过对西部地区24个行政村千余名农村妇女的研究发现，由于丈夫外出，夫妻继续社会化的环境、机制、过程和结果不同，导致夫妻人格特质差异扩大，对婚姻的稳定性造成负面影响。从婚姻成本来看，婚姻搜寻成本是影响再婚收益的重要因素，再婚的搜寻成本越高，收益越小，离婚的可能性就越低（莫玮俏、史晋川，2015）。杜凤莲（2010）指出，因为城市人口比较密集，从农村到城市的夫妻单方流动会降低再婚的搜寻成本，并且居住和工作场所变化会增加已婚流动者的预期收益方差，增加夫妻离婚的可能性。从婚姻收益来看，夫妻共处带来的家庭规模效应、家庭公共产品和情感交流是婚姻收益的重要内容（Lehrer, 1996）。而夫妻单方流动会降低婚姻带来的规模效应以及共享家庭公共产品带来的收益，从而降低婚姻的期望收益，增加离婚的风险（杜凤莲，2010）。

第三，劳动力流动影响流动者的价值观，瓦解社会规范。一方面，流动劳动力到了一个新的地方，为了融入当地社会，他们会逐渐学习当地的习俗、文化和生活方式，这会对其原有的婚姻观和家庭观

<sup>①</sup>参见 <http://www.mca.gov.cn/article/sj/tjgb/>。

<sup>②</sup>粗离婚率为某一期间离婚件数与该期间平均人口之比。详细的解释见第二部分第二节对变量的说明。

等产生冲击 (Hirsch, 1999)。马忠东、石智雷 (2017) 研究发现, 相比于婚前流动, 婚后流动对流动者婚姻观的影响更大, 他们以流动后的生活方式和价值观去重新审视流动前选择的婚姻对象时, 很容易得出不一样的认识, 甚至是对原有配偶产生不满。另一方面, 由于农村已婚劳动力的流动多以男性单方流动为主, 留守妇女可以自主决定家庭生产经营活动和对外社交, 这种参与权和支配权导致农村妇女的独立意识和自主意识不断增强, 意识的转变使其更敢于产生离婚的念头 (许传新, 2010)。另外, Glenn and Shelton (1985) 认为, 劳动力流动使人们从熟人社会进入到陌生人社会, 形成匿名和非人格化的人际交往, 弱化了成员间对于规范的共识, 造成社会行为失范。随着社会规范约束力的降低, 婚姻稳定性也随之降低。

结合以上研究结果, 本文认为, 人口流动率越高的地方, 离婚率也越高。离婚率的升高必然会引发一系列社会矛盾, 比如代际失调、家庭教育缺失、留守子女抚养和老人赡养等问题。受城乡二元社会结构的影响, 在相当长的时期内, 中国还会有大量农村流动劳动力处于夫妻分离的状态, 因此, 深刻了解农村劳动力流动对农村离婚率的影响具有重要意义。本文拟利用 2003~2015 年全国农村固定观察点村级数据, 探究农村劳动力流动对村庄离婚率的影响, 同时考察影响村庄离婚率的其他因素。

本文结构安排如下: 第二部分介绍研究方法 with 变量选取; 第三部分运用面板 Tobit 模型和两部模型的方法, 从流向和流动空间距离两个方面分析劳动力流动对村庄粗离婚率的影响; 第四部分对回归结果进行稳健性检验; 第五部分归纳本文的主要结论和研究不足。

## 二、数据来源、变量选取和模型设定

### (一) 数据来源

本文所使用的数据来源于全国农村固定观察点。农村固定观察点是 1984 年经中共中央书记处批准建立的, 目前由中央政策研究室和农业农村部具体组织实施。该项调查从 1986 年开始, 除 1992 年和 1994 年因故未进行外, 至今已连续跟踪长达 30 年 (1986~2017 年), 覆盖了全国 31 个省 (区、市), 每年涉及 300 个左右<sup>①</sup>观察村。调查内容包括行政村的经济、人口、劳动力、土地、基础设施、村级财务、社会发展等 10 个方面。

对婚姻指标的观察始于 2003 年, 因此本文采用的数据为 2003~2015 年除西藏<sup>②</sup>外的 30 个省 (区、市) 的全部观察村。进一步对变量的异常值和缺失值处理之后, 最终得到实证分析所使用的观察值 3555 个, 该数据为非平衡面板数据。文中最终使用的历年观察村的数量、观察村户数及观察村人口如表 1 所示。从观察村户数的变化趋势可以看出, 2003 年村均 496.52 户, 经过波动式增长, 于 2015 年达到、至 2015 年的 2293.54 人, 增加了 24.76%, 年均村庄人口为 2140.58 人。观察村农户数和人口数不断增

<sup>①</sup>300 个左右的村是指观察点开办以来实际观察到的村庄数量, 但具体到每一年, 由于观察村的调整, 观察数量有所不同。例如 1986~1991 年观察村数量是 276 个, 1993~1997 年为 290 个左右, 1998~2003 年为 310 个左右, 2004~2017 年维持在 320 个左右。

<sup>②</sup>由于西藏可利用的村级观察值非常有限, 故删除西藏的观察值。下同。

长是多种因素共同作用的结果，其中，新农村建设进程中的自然村落被合并是一个重要因素。

表1 观察村数量、观察村户数和观察村人口基本情况

	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年
观察村数量(个)	275	272	283	275	260	273	277
观察村户数(户/村)	496.52	503.87	549.16	539.91	562.85	576.53	619.42
观察村人口(人/村)	1838.42	1863.71	2015.32	1992.76	2073.85	2082.91	2241.97
	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	均值
观察村数量(个)	276	259	265	288	286	266	273.46
观察村户数(户/村)	627.45	642.79	626.72	639.57	661.26	646.23	591.74
观察村人口(人/村)	2242.36	2310.19	2245.81	2285.44	2341.32	2293.54	2140.58

注：表1中所列的观察村数量是对数据处理后，实际分析使用的观察村数量。

## (二) 变量说明与描述性统计

1. 离婚率。离婚率是本文关注的主要被解释变量，对于这个变量，笔者借鉴了《人口学辞典》<sup>①</sup>和《常用人口统计公式手册》<sup>②</sup>定义的粗离婚率，即某一期间离婚件数与该期间平均人口之比。但是该指标在反映离婚率水平时受人口结构的影响较大。根据粗离婚率的定义，村庄粗离婚率的计算如下所示：村庄粗离婚率=(村庄离婚件数/村庄年平均人口数)×1000‰，其中，村庄年平均人口数=(年初常住人口数+年末常住人口数)/2(高梦滔，2011)。

对离婚率的度量，除了粗离婚率以外，常用的指标还包括一般离婚率。一般离婚率指某一年离婚总件数除以该年末已婚夫妇总对数，该项指标在一定程度上克服了人口结构的影响(曾毅、吴德清，1995;李雨潼、杨竹，2011)。因此，为方便与以往研究的比较，在基础回归部分本文使用村庄粗离婚率作为被解释变量，而在稳健性检验部分使用村庄一般离婚率<sup>③</sup>作为被解释变量。

2. 劳动力流动对村庄离婚率影响的变量选择。具体包括以下变量：

(1) 核心解释变量——劳动力流动状况。根据劳动力的流向，本文利用以下指标衡量劳动力流动状况：①流动劳动力占比，指外出和外来劳动力之和与村庄年平均人口数之比；②流入劳动力占比，指外来劳动力人数与村庄年平均人口数之比；③流出劳动力占比，指外出劳动力人数与村庄年平均人口数之比。考虑到劳动力流动的空间距离可能对离婚率产生异质性的影响，本文将流出劳动力进一步细分为3类：①村外县内，指流出到村庄外但仍在本县内务工的劳动力与流出劳动力之比；②县外省内，指流出到本县外且还在本省内务工的劳动力与流出劳动力之比；③省外(包括境外)，指流出到其他省份或者流出到境外务工的劳动力与流出劳动力之比。

(2) 控制变量。与高梦滔(2011)、鲁建坤等(2015)类似，本文还控制了影响村庄离婚率的其他变量，包括：

<sup>①</sup>刘铮，1986：《人口学辞典》，北京：人民出版社。

<sup>②</sup>翟振武、刘爽、段成荣，1993：《常用人口统计公式手册》，北京：中国人口出版社。

<sup>③</sup>村庄一般离婚率的具体说明及计算公式见本文第四部分。

①村庄经济水平和产业结构。经济发展往往伴随着离婚率水平的变化(鲁建坤等, 2015)。本文利用村庄人均纯收入(对数)来衡量村庄经济水平。一般而言, 村庄务农人口比例越高, 村庄开放程度越低, 婚姻观越保守, 价值观越趋同, 社会凝聚力越强, 村庄离婚率越低。本文采用纯务农户数占比, 即村庄纯务农户数与村庄年末总户数之比, 来反映村庄的产业结构。

②村庄劳动力受教育程度。研究表明, 受教育水平对离婚率有着重要影响, 一方面, 受教育水平的提高有助于人们克服对婚姻失败的消极认知, 降低离婚的外部压力; 另一方面, 教育对于婚姻关系的维系有一定的调节作用。因此, 教育对离婚率的影响方向并不明确(Becker et al., 1977)。本文选用初中学历劳动力占比(初中学历劳动力人口数与年末劳动力总数之比)和高中及以上学历劳动力占比(高中及以上学历劳动力人口数与年末劳动力总数之比)来衡量村庄劳动力受教育水平。

③村庄人口结构。性别比对婚姻的稳定性起着重要作用。一方面, 男女性别失衡导致的婚姻挤压, 冲击现有的婚姻, 导致婚姻破裂(倪晓锋, 2008; 李树苗等, 2006); 另一方面, 大量待婚男性的存在, 会提升现有婚姻中女性的地位, 使传统婚姻中的诸多生活矛盾得以缓解, 现有的婚姻匹配更为稳定(马忠东、石智雷, 2017)。也有研究表明, 性别比与离婚率之间的关系并不确定, 随着研究地区的不同结论也不一致, 如在美国性别比与离婚率呈正相关关系, 在瑞士两者却表现为负相关关系(Lester, 1999)。因此, 本文在模型中加入了性别比变量, 即村庄年末常住人口中男性人口数除以女性人口数。

子女不仅是夫妻对婚姻的重要投资(Becker et al., 1977), 也可以增进夫妻间的感情(Waite and Lillard, 1991)。Cherlin(1977)研究发现, 家庭中有学龄前儿童会降低夫妻分居或离婚的概率, 但如果孩子已经进入学龄阶段, 这种作用便会大大下降。因此, 本文引入0~6岁儿童占比(0~6岁人口数与村庄年平均人口数之比)<sup>①</sup>和7~17岁成员占比(7~17岁人口数与村庄年平均人口数之比)来度量家庭子女构成情况。另外, 根据相关文献, 本文还引入育龄妇女占比, 即村庄育龄妇女数量与女性数量之比(高梦滔, 2011)。

④其他非经济因素。这些变量包括参加新农合户数占比、人均手机部数、人均手机部数和是否2009年及以后的交互项。参加新农合户数占比指参加新农合户数与村庄年末总户数之比, 该指标反映了村庄平均医疗保障水平。一些研究表明互联网的普及对离婚率有显著的正向影响(李晓敏, 2014), 也有研究指出离婚率的上升与互联网的普及没有必然的关系(Kendall, 2011)。考虑到人均手机部数在一定程度上反映了村庄互联网的普及程度, 本文引入人均手机部数。同时, 考虑到2009年前后智能手机才开始普及, 在加入人均手机部数的同时, 也加入了人均手机部数和是否2009年及以后的交互项, 记为人均手机部数×D(2009)。

3. 变量的描述性统计。本文变量的描述性统计如表2所示。2003~2015年期间村庄粗离婚率和村庄一般离婚率的均值分别为0.68%和0.89%。流出劳动力占比在观察期间的均值为16.83%, 流出劳动力中平均有30.43%选择出县但依然留在省内工作, 选择出省或者出境的比例为31.33%。流入劳动力

<sup>①</sup>村级问卷并未涉及“0~6岁儿童占比”指标, 本文中该指标数据是根据“农户调查表”中“家庭成员的构成及就业情况”计算得出。

占比的均值为 5.06%，约为流出劳动力占比的 1/3。

从村庄经济水平和产业结构可以发现，观察期间村庄人均纯收入的均值为 7222.87 元，纯务农户数占比为 44.50%，表明观察村有近一半的家庭仅以农业为生。由村庄劳动力受教育程度可知，初中学历的劳动力人数最多，占比为 47.74%；高中及以上学历劳动力的比例仅为 15.97%。这说明，在观察村中，劳动力的文化程度集中在初中及以下。进一步考察村庄人口结构可以发现，观察村性别比的均值为 104.67，育龄妇女占比的均值为 45.72%，0~6 岁儿童占比和 7~17 岁成员占比的均值分别为 5.82% 和 16.16%。从参加新农合户数占比可知，观察期间村庄新农合普及率高达 72.86%，大多数村庄已经完成新农合的全覆盖。人均手机部数均值为 0.37 部。

表 2 变量的描述性统计

类别	变量	均值	标准差	最小值	最大值
婚姻状况	村庄粗离婚率 (‰)	0.68	1.13	0	12.97
	村庄一般离婚率 (‰)	0.89	1.55	0	21.72
劳动力流动状况	流动劳动力占比 (%)	21.89	15.70	0.18	109.29
	流出劳动力占比 (%)	16.83	10.53	0.17	55.97
	其中：县外省内 <sup>a</sup> (%)	30.43	19.74	0	100
	省外 <sup>a</sup> (%)	31.33	26.63	0	100
	流入劳动力占比 (%)	5.06	12.84	0	69.67
村庄经济水平和产业结构	村庄人均纯收入 (元)	7222.87	3866.85	2657.68	14400
	纯务农户数占比 (%)	44.50	31.94	0	100
村庄劳动力受教育程度	初中学历劳动力占比 <sup>b</sup> (%)	47.74	16.08	0	96.76
	高中及以上学历劳动力占比 <sup>b</sup> (%)	15.97	11.36	0	96.34
村庄人口结构	性别比 (女性=100)	104.67	10.68	82.11	143.28
	育龄妇女占比 (%)	45.72	11.55	16.72	75.77
	0~6 岁儿童占比 (%)	5.82	2.96	0.57	15.27
	7~17 岁成员占比 (%)	16.16	7.70	3.95	43.58
其他非经济因素	参加新农合户数占比 (%)	72.86	39.85	0	100
	人均手机部数 (部)	0.37	0.26	0	1.55

注：a 对照组为村外县内；

b 对照组为小学学历及文盲劳动力占比。

### (三) 村庄粗离婚率和劳动力流动趋势

图 1 描绘了 2003~2015 年村庄粗离婚率和劳动力流动的变化状况。观察期间村庄的粗离婚率呈现“V”型变化趋势，2003 年村庄粗离婚率均值为 0.65‰，2006 年下降至 0.50‰，随后经过小幅度波动，于 2015 年上升至 0.92‰。村庄粗离婚率虽然呈波动式上升趋势，但明显低于全国平均水平（2003~

2015年中国粗离婚率的均值为1.91%<sup>①</sup>)。由于城乡二元结构的影响,城乡之间经济社会发展水平差异巨大,相比于城市,农村地区信息相对封闭,婚姻观更为保守,价值观趋同且社会聚合力较强,“好人不离婚,离婚不正规”以及“从一而终”的传统伦理文化在农村地区改变得相对较慢(徐安琪、叶文振,2002)。

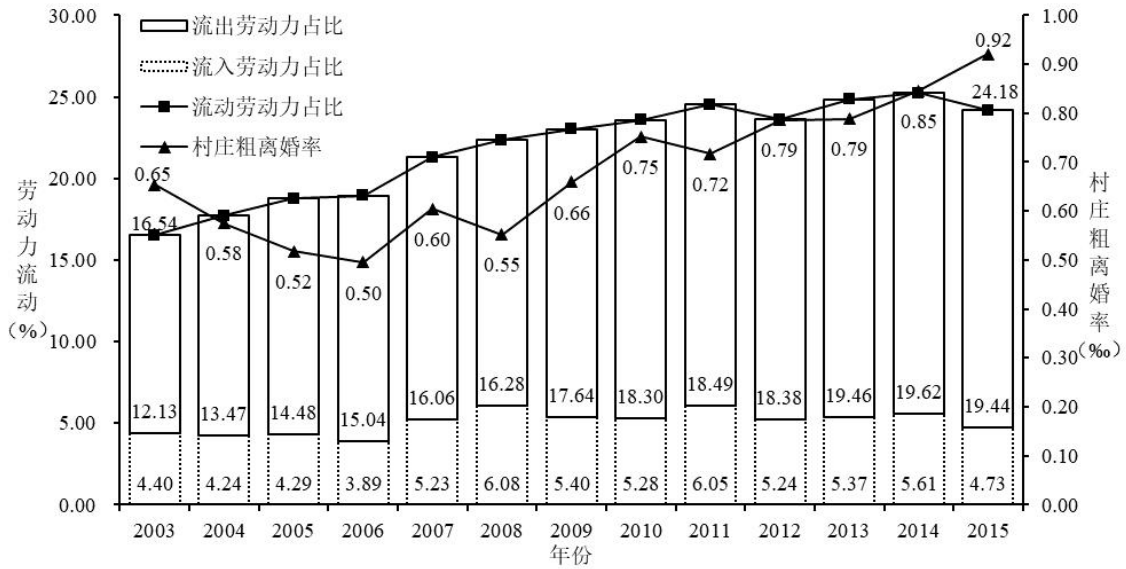


图1 村庄粗离婚率与劳动力流动

流出劳动力占比在2003~2015年期间呈现稳步上升趋势,从2003年的12.13%平稳上升至2015年的19.44%。与流出劳动力占比相比,流入劳动力占比在这13年间有所波动,但变化不大,从2003年的4.40%上升至2015年的4.73%。流出劳动力占比与流入劳动力占比之间的差距逐步拉大,由2003年的7.73个百分点扩大到2015年的14.71个百分点。

#### (四) 模型设定

1. 面板 Tobit 模型。与一般的面板模型相比,由于本文研究中被解释变量的数据是典型的审查数据(censored data),不服从正态分布(具体分布如图2所示),如果直接采用固定效应模型,将会得到不一致的估计量(Wooldridge, 2002)。如果运用截断数据模型(truncated regression)估计,需将被解释变量取值为零的观测值删除,导致大量样本信息损失。因此,本文采用面板 Tobit 模型。

假设村庄中存在不可观测的个体效应,则回归模型设置如下:

$$Divorce_{ijt}^* = \alpha + \beta \times Ld_{ijt} + \gamma \times V_{ijt} + F_t + \mu_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

<sup>①</sup>2003~2015年中国粗离婚率分别为1.05‰、1.28‰、1.37‰、1.46‰、1.59‰、1.71‰、1.85‰、2.00‰、2.13‰、2.29‰、2.58‰、2.67‰、2.79‰。参见民政部:《社会服务发展统计公报》(2010~2015年,历年),<http://www.mca.gov.cn/article/sj/tjgb/>。

$$Divorce_{ijt} = \max(0, Divorce_{ijt}^*) \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中,  $Divorce_{ijt}$  表示第  $t$  年  $j$  省  $i$  村的离婚率, 是实际观测到的被解释变量。 $Divorce_{ijt}^*$  是不可观测的潜变量。当  $Divorce_{ijt}^* \leq 0$  时,  $Divorce_{ijt} = 0$ ; 当  $Divorce_{ijt}^* > 0$  时,  $Divorce_{ijt} = Divorce_{ijt}^*$ 。核心解释变量  $Ld_{ijt}$  为第  $t$  年  $j$  省  $i$  村劳动力流动状况, 包括流动劳动力占比、流出劳动力占比 (其中根据劳动力流出的空间距离又细分为村外县内、县外省内和省外三类) 和流入劳动力占比。 $V_{ijt}$  为控制变量, 主要包括村庄经济水平 (村庄人均纯收入 (对数)) 和产业结构 (纯务农户数占比), 村庄劳动力受教育程度 (初中学历劳动力占比、高中及以上学历劳动力占比), 村庄人口结构 (性别比、育龄妇女占比、0~6 岁儿童占比、7~17 岁成员占比), 其他非经济因素 (参加新农合户数占比、人均手机部数、人均手机部数  $\times D$  (2009))。 $\mu_{ij}$  为个体效应,  $F_t$  为时间固定效应,  $\varepsilon_{ijt}$  为随机扰动性。 $\alpha$  为截距项,  $\beta$  和  $\gamma$  表示相应的回归系数。

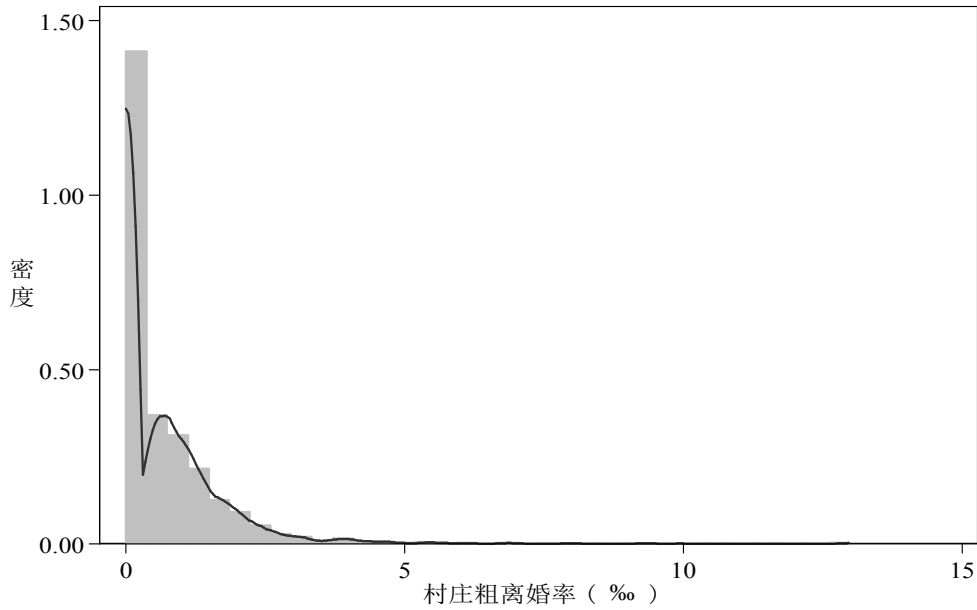


图2 村庄粗离婚率的核密度图

由于 Tobit 模型的估计系数刻画的是解释变量与潜变量之间的关系, 没有明确的经济含义。为了考察解释变量对实际观测到的被解释变量的影响, 需计算 Tobit 模型中解释变量的边际效应, 即在控制所有其他解释变量的条件下, 某一解释变量变化 1 个单位对实际观测到的被解释变量条件均值的影响。边际效应的计算公式表示如下:

$$\frac{\partial E[Divorce_{ijt} | X]}{\partial x_w} = \omega \times \text{Prob}(Divorce_{ijt}^* > 0) \quad (3)$$

(3) 式中,  $X$  表示所有解释变量,  $x_w$  代表某一具体的解释变量,  $\omega$  代表  $x_w$  的回归系数,



$\text{Prob}(\text{Divorce}_{ijt}^* > 0)$  表示潜变量  $\text{Divorce}_{ijt}^*$  出现在可观测范围  $(0, +\infty)$  的概率。

2.两部模型。除面板 Tobit 模型以外,另一种研究受限被解释变量问题的有效方法是两部模型。两部模型与 Tobit 模型有很多的相似之处(周华林、李雪松,2012),比较这两个模型对数据的拟合效果可通过比较它们的对数似然值来确定,模型的对数似然值越大,其对数据的拟合效果越好(Cameron and Trevedi, 2009)。两部模型中第一部模型利用所有观察值进行面板 Probit 估计,第二部模型则利用村庄粗离婚率大于零的观察值进行面板固定效应估计。第一部模型考察解释变量对村庄出现离婚事件概率的影响(临界效应);第二部模型考察在村庄出现离婚事件的前提下,解释变量对村庄离婚率的影响(水平效应)。两部模型的估计假设两个部分是相互独立的。

第一部模型:

$$P_{ijt} = 1(\delta + b \times Ld_{ijt} + \theta \times V_{ijt} + F_t + \psi_{ij} + \varphi_{ijt}) \quad (4)$$

(4) 式中,被解释变量  $P_{ijt}$  为 0-1 变量,当村庄离婚率大于 0 时,  $P_{ijt}=1$ ,反之,  $P_{ijt}=0$ 。 $Ld_{ijt}$ 、 $V_{ijt}$  是影响村庄是否有离婚事件的变量,与上文一致,  $F_t$  和  $\psi_{ij}$  分别表示时间固定效应和个体固定效应,  $\varphi_{ijt}$  为随机扰动项。由于回归系数  $b$  和  $\theta$  没有明确的经济含义,需要进一步求解其边际效应:

$$\frac{\partial P(P_{ijt} = 1 | X)}{\partial x_k} = \Phi(\delta + b \times Ld_{ijt} + \theta \times V_{ijt} + F_t + \psi_{ij} + \varphi_{ijt}) \times b_k \quad (5)$$

(5) 式中  $Ld_{ijt}$ 、 $V_{ijt}$ 、 $F_t$ 、 $\psi_{ij}$  和  $\varphi_{ijt}$  代表的含义与上文一致,  $\delta$  为截距项,  $b$ 、 $\theta$  和  $b_k$  分别代表  $Ld_{ijt}$ 、 $V_{ijt}$  和  $x_k$  的回归系数。(5) 式边际效应的含义是:解释变量  $x_k$  变动 1 个单位,村庄出现离婚事件的概率如何变化。

第二部模型:

$$E(\text{Divorce}_{ijt} | P_{ijt} = 1) = \lambda + \tau \times Ld_{ijt} + \upsilon \times V_{ijt} + F_t + \psi_{ij} + \eta_{ijt} \quad (6)$$

(6) 式中  $Ld_{ijt}$ 、 $V_{ijt}$ 、 $F_t$  和  $\psi_{ij}$  代表的含义与上文一致,  $\eta_{ijt}$  表示随机扰动项,  $\lambda$  为截距项,回归系数  $\tau$  和  $\upsilon$  反映的是解释变量对村庄离婚率条件期望的影响。

### 三、计量分析结果与讨论

#### (一) 劳动力流动对村庄粗离婚率的影响

表 3 分别汇报了面板 Tobit 模型、两部模型的估计结果。为了便于比较,我们还列出了固定效应模型的估计结果。两部模型的对数似然值是第一部模型和第二部模型对数似然值的加总,即  $(-2060.657) + (-2532.467) = -4593.124$ , 面板 Tobit 模型的对数似然值为  $-4598.359$ 。由此可知,虽然两部模型对数据的拟合稍好些,但与面板 Tobit 模型几乎无差异。因此,本文主要根据面板 Tobit 模型回归结果进行分析。面板 Tobit 模型的 LR 检验结果显示,模型在 1% 的显著性水平上拒绝原假设 ( $\sigma_\mu = 0$ ),即认为个体之间存在显著的异质性,所以此处选用随机效应面板 Tobit 模型。  $\rho$

( $\rho = \sigma_{\mu}^2 / (\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\epsilon}^2)$ ) 值为 0.301, 意味着在总的残差变动中, 个体变动所占比例为 30.1%。

流动劳动力占比的回归系数在 5% 的统计水平上显著为正, 说明流动劳动力占比的上升, 会在一定程度上提高村庄粗离婚率。从边际效应来看, 流动劳动力占比每增加 10 个百分点, 村庄粗离婚率提高 0.037%。劳动力流动对村庄粗离婚率的影响机制可能是, 劳动力流动导致夫妻长期分居或影响夫妻原有的价值观, 进而打破原有婚姻匹配的均衡状态, 提高了村庄离婚率。

在村庄经济水平和产业结构估计结果中, 村庄人均纯收入 (对数) 通过了 10% 水平的显著性检验, 系数为 0.254, 边际效应为 0.122, 说明村庄人均纯收入 (对数) 每增加 1%, 村庄粗离婚率提高 0.122%。这意味着经济越发达的村庄离婚率越高, 与预期一致。可能的原因是, 人均收入水平的提升往往伴随着社会结构的转变和市场分工的深化, 使传统社会中由家庭提供的产品或者服务转而可以由市场来提供, 从而降低了已婚生活和单身生活的效用差距, 进而提高了村庄离婚率。

纯务农户数占比在 10% 的统计水平上显著, 回归系数和边际效应分别为 -0.357 和 -0.172。这说明, 村庄以务农为生的家庭比例越大, 村庄可能越封闭越传统, 村民的生活方式和价值观受工业化、城镇化的影响越小, 村庄离婚率也就越低。

由村庄劳动力受教育程度估计结果可知, 高中及以上学历劳动力占比对村庄粗离婚率有显著的正向影响, 该变量在 10% 统计水平上显著。从边际效应来看, 高中及以上学历劳动力占比每增加 10 个百分点, 村庄粗离婚率提高 0.052%。这说明, 相比于小学学历及文盲的劳动力, 高中及以上学历的劳动力占比越高, 村庄离婚率也越高。这是因为随着劳动力受教育水平的提高, 个人的自主性、独立性及偏好的变异性也会增强, 这部分人更可能追求自己认为的幸福, 由此导致了他们突破原本可能不幸福的婚姻。另一方面, 受教育程度的普遍提高, 使得人们对婚姻自由平等的观念有更好的理解和包容, 由此形成了更加宽容的社会环境, 这也为离婚率上升提供了客观的社会条件。

由村庄人口结构估计结果可知: 性别比对村庄粗离婚率有显著的负向影响, 该变量在 10% 统计水平上显著, 回归系数和边际效应分别为 -0.829 和 -0.399。这存在两方面可能的原因: 一方面, 村庄男性人数增加会在一定程度上提升村庄女性的地位, 女性地位的上升有助于婚姻稳定, 使得村庄离婚率下降; 另一方面, 由于男女对婚姻认知程度的差异, 女性可能对婚姻及生活的严谨程度比男性要高, 因此性别比越高, 村庄离婚率越低。而育龄妇女占比、0~6 岁儿童占比和 7~17 岁成员占比均不显著。

由其他非经济因素可知, 人均手机部数、人均手机部数与 D (2009) 的交叉项均未通过显著性检验。原因可能是, 仅使用人均手机拥有数这个指标, 还不能完全反映村庄互联网的普及程度。同时, 参加新农户数占比也未通过显著性检验。

表3 流动劳动力占比对村庄粗离婚率影响的估计结果

类别	变量	被解释变量: 村庄粗离婚率				固定效应模型 系数估计值
		面板 Tobit 模型		两部模型		
		系数估计值	边际效应	第一部模型 边际效应	第二部模型系 数估计值	
劳动力流	流动劳动力占比	0.759**	0.365**	0.173	1.177**	0.590*

劳动力流动与村庄离婚率

动		(0.341)	(0.164)	(0.259)	(0.485)	(0.312)
村庄经济 水平和产 业结构	村庄人均纯收入 (对数)	0.254* (0.153)	0.122* (0.074)	0.180** (0.087)	-0.098 (0.132)	0.043 (0.091)
	纯务农户数占比	-0.357* (0.185)	-0.172* (0.090)	-0.175 (0.115)	-0.201 (0.219)	-0.280** (0.130)
村庄劳动 力受教育 程度	初中学历劳动力 占比 <sup>a</sup>	0.155 (0.355)	0.075 (0.171)	0.338 (0.225)	-0.158 (0.500)	0.035 (0.354)
	高中及以上学历 劳动力占比 <sup>a</sup>	1.073* (0.582)	0.517* (0.280)	0.611* (0.315)	0.126 (0.512)	0.477 (0.395)
村庄人口 结构	性别比	-0.829* (0.490)	-0.399* (0.238)	-0.512** (0.261)	-0.507 (0.522)	-0.503 (0.337)
	育龄妇女占比	0.184 (0.445)	0.089 (0.215)	-0.026 (0.242)	0.167 (0.388)	-0.110 (0.270)
	0~6岁儿童占比	2.705 (1.744)	1.303 (0.842)	0.884 (1.024)	1.084 (1.541)	1.322 (1.114)
	7~17岁成员占比	0.458 (0.721)	0.221 (0.348)	0.216 (0.430)	-0.015 (1.452)	0.385 (0.679)
其他非经 济因素	参加新农合户数 占比	0.039 (0.135)	0.019 (0.065)	0.078 (0.092)	-0.139 (0.124)	-0.038 (0.076)
	人均手机部数	0.303 (0.383)	0.146 (0.184)	0.273 (0.293)	-0.095 (0.430)	-0.053 (0.263)
	人均手机部数×D (2009)	-0.123 (0.415)	-0.059 (0.200)	-0.182 (0.273)	0.163 (0.425)	0.106 (0.266)
地区差异	东部地区 <sup>b</sup>	0.115 (0.173)	0.055 (0.084)	— —	— —	— —
	西部地区 <sup>b</sup>	0.422*** (0.162)	0.203** (0.079)	— —	— —	— —
	东北地区 <sup>b</sup>	0.796*** (0.207)	0.384*** (0.101)	— —	— —	— —
个体固定效应	—	—	已控制	已控制	已控制	
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	
常数项	-2.116 (1.439)	— —	-1.262 (0.791)	2.629** (1.280)	0.694 (0.903)	
$\sigma_{\mu}$	1.028*** (0.079)		—	—	—	
$\sigma_e$	1.564*** (0.078)		—	—	—	
$\rho$	0.301		—	—	—	
对数似然值	-4598.359		-2060.657	-2532.467	—	
LR 检验	467.805***		—	—	—	
$\chi^2$	467.805***		—	—	—	

劳动力流动与村庄离婚率

p 值	0.000	—	—	—
R <sup>2</sup>	—	—	0.031	0.021
观察值数	3555	3555	1831	3555

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上通过了显著性检验；面板 Tobit 模型估计结果括号中的数值是自助标准误差（自助抽样 50 次），两部模型和固定效应模型估计结果括号中的数值是稳健标准误差。

a 对照组为小学学历及文盲劳动力占比；

b 对照组为中部地区。

比较地区差异可以发现，西部地区和东北地区的村庄粗离婚率显著地高于中部地区，回归系数分别为 0.422 和 0.796，边际效应分别为 0.203 和 0.384，均通过了 1%水平的显著性检验。从数据来看，西部地区表现出较高的村庄粗离婚率，其中最高的省份包括新疆、重庆、甘肃、四川<sup>①</sup>。新疆村庄粗离婚率较高可能是受该地区宗教信仰<sup>②</sup>的影响，而重庆、甘肃和四川等地区较高的村庄粗离婚率与劳动力流动<sup>③</sup>密不可分。东北地区村庄粗离婚率高的原因可能是，东北三省作为老重工业基地，城镇化水平<sup>④</sup>、人口文化素质<sup>⑤</sup>和人口流动性都较高，并且该地区少数民族较多，不同文化相互交融，相对包容、开放的社会氛围和文化环境，增加了离婚的风险，导致村庄离婚率偏高。这一结论与李雨潼、杨竹（2011）和 Zeng and Wu（2000）的研究结论相似。

两部模型的估计结果显示，在第一部模型中，村庄人均纯收入（对数）和高中及以上学历劳动力占比分别通过了 5%和 10%水平的显著性检验，边际效应分别为 0.180 和 0.611，说明村庄人均纯收入（对数）和高中及以上学历劳动力占比分别增加 1%和 10 个百分点，村庄出现离婚事件的概率分别增

<sup>①</sup>2003~2015 年，西部地区中村庄粗离婚率最高的四个省份分别为新疆、重庆、四川和甘肃，在中国 30 个省份中分别排名（由高到低）第 1、第 2、第 6 和第 9（根据 2003~2015 年全国农村固定观察点调查数据整理）。

<sup>②</sup>2003~2015 年，新疆观察村信仰伊斯兰教、耶稣教、佛教及其他宗教的人数占村庄年平均人口数的比例均值为 48.02%，在中国 30 个省份中排名（由高到低）第 1，远高于同期全国平均水平（8.00%）（根据 2003~2015 年全国农村固定观察点调查数据整理）。

<sup>③</sup>2003~2015 年，重庆、甘肃、四川的流动劳动力占比分别为 27.26%、24.39%和 23.92%，在中国 30 个省份中分别排名（由高到低）第 7、第 11 和第 12（根据 2003~2015 年全国农村固定观察点调查数据整理）。

<sup>④</sup>2010 年，黑龙江、吉林和辽宁三省的城镇化水平分别为 55.66%、53.36%和 62.15%，均高于全国城镇化水平（50.27%），在中国 31 个省份中分别排名（由高到低）第 9、第 11 和第 5。三省乡村人口中非农业户口人口占比分别为 9.03%、6.96%和 8.42%，也远高于全国平均水平（4.32%）。数据来源：《第六次全国人口普查数据》，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/6rp/indexch.htm>。

<sup>⑤</sup>2010 年，黑龙江、吉林和辽宁三省未上过学的农村人口占比分别为 3.33%、3.31%和 3.69%，远低于全国平均水平（7.25%），在中国 31 个省份中分别排名（由高到低）第 30、第 31 和第 28；而接受过 9 年义务教育的农村人口占比分别为 90.03%、88.90%和 88.46%，远高于全国平均水平（82.97%），在中国 31 个省份中分别排名（由高到低）第 1、第 3 和第 2。数据来源：《第六次全国人口普查数据》，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/rkpc/6rp/indexch.htm>。

加 0.180%和 0.061%。性别比通过了 5%水平的显著性检验，边际效应为-0.512，说明性别比每增加 10 个百分点，村庄出现离婚事件的概率降低 0.051%。在第二部模型中，流动劳动力占比的系数为 1.177，通过了 5%水平的显著性检验，说明流动劳动力占比每增加 10 个百分点，村庄粗离婚率水平增加 0.118%。这意味着，村庄人均纯收入（对数）、高中及以上学历劳动力占比和性别比是影响村庄离婚事件出现与否的重要因素；而村庄离婚率水平高低的决定因素之一是流动劳动力占比，即流动劳动力占比越高，村庄粗离婚率水平越高。

(二) 流出劳动力、流入劳动力对村庄粗离婚率的影响

为了深入探讨流出劳动力的流向对村庄粗离婚率的具体影响，本文进一步将主要解释变量流动劳动力占比细分为流出劳动力占比和流入劳动力占比，其余控制变量不变，使用的方法是面板 Tobit 模型和两部模型，面板 Tobit 模型和两部模型的对数似然值分别为-4597.921 和-4590.679，说明这两个模型对数据的拟合效果几乎无差异。为了方便比较，表 4 也列出了固定效应模型的估计结果。

表 4 流出/流入劳动力占比对村庄粗离婚率影响的估计结果

类别	变量	被解释变量：村庄粗离婚率				固定效应模型 系数估计值
		面板 Tobit 模型		两部模型		
		系数估计值	边际效应	第一部模型 边际效应	第二部模型 系数估计值	
劳动力 流动	流出劳动力占比	1.099** (0.547)	0.530** (0.263)	-0.024 (0.338)	1.962* (1.026)	0.941 (0.593)
	流入劳动力占比	0.551 (0.369)	0.266 (0.178)	0.314 (0.363)	0.714 (0.534)	0.338 (0.424)
村庄经 济水平 和产 业结 构	村庄人均纯收入 (对数)	0.263** (0.133)	0.127** (0.063)	0.172* (0.090)	-0.097 (0.131)	0.042 (0.091)
	纯务农户数占比	-0.349* (0.181)	-0.168* (0.086)	-0.181 (0.115)	-0.160 (0.219)	-0.267** (0.132)
村庄劳 动力受 教育程 度	初中学历劳动力占 比 <sup>a</sup>	0.163 (0.385)	0.078 (0.185)	0.332 (0.226)	-0.125 (0.505)	0.049 (0.359)
	高中及以上学历劳 动力占比 <sup>a</sup>	1.118*** (0.383)	0.539*** (0.184)	0.581* (0.315)	0.173 (0.500)	0.504 (0.390)
村庄人 口结 构	性别比	-0.853* (0.484)	-0.411* (0.235)	-0.497* (0.263)	-0.522 (0.524)	-0.508 (0.339)
	育龄妇女占比	0.185 (0.400)	0.089 (0.193)	-0.027 (0.242)	0.199 (0.392)	-0.102 (0.273)
	0~6 岁儿童占比	2.647 (1.913)	1.276 (0.925)	0.933 (1.034)	1.161 (1.549)	1.333 (1.113)
	7~17 岁成员占比	0.442 (0.671)	0.213 (0.325)	0.230 (0.429)	-0.056 (1.440)	0.382 (0.674)
其他非	参加新农合户数占	0.032	0.016	0.081	-0.164	-0.047

劳动力流动与村庄离婚率

经济因素	比	(0.144)	(0.069)	(0.092)	(0.128)	(0.078)
	人均手机部数	0.296	0.143	0.271	-0.139	-0.069
		(0.445)	(0.214)	(0.294)	(0.414)	(0.257)
	人均手机部数×D (2009)	-0.120	-0.058	-0.179	0.195	0.114
		(0.473)	(0.228)	(0.275)	(0.419)	(0.263)
地区差异	东部地区 <sup>b</sup>	0.149	0.072	—	—	—
		(0.170)	(0.082)	—	—	—
	西部地区 <sup>b</sup>	0.435**	0.210**	—	—	—
		(0.173)	(0.081)	—	—	—
	东北地区 <sup>b</sup>	0.825***	0.398***	—	—	—
		(0.189)	(0.090)	—	—	—
个体固定效应		—	—	已控制	已控制	已控制
年份固定效应		已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项		-2.224*	—	-1.192	2.515**	0.650
		(1.165)	—	(0.814)	(1.237)	(0.905)
$\sigma_{\mu}$		1.026*** (0.075)		—	—	—
$\sigma_e$		1.564*** (0.102)		—	—	—
$\rho$		0.301		—	—	—
对数似然值		-4597.921		-2060.362	-2530.317	—
LR 检验						
$\chi^2$		464.708***		—	—	—
p 值		0.000		—	0.034	0.022
R <sup>2</sup>		—		3555	1831	3555
观察值数		3555		—	—	—

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上通过了显著性检验；面板 Tobit 模型估计结果括号中的数值是自助标准误差（自助抽样 50 次），两部模型和固定效应模型估计结果括号中的数值是稳健标准误差。

a 对照组为小学学历及文盲劳动力占比；

b 对照组为中部地区。

由表 4 面板 Tobit 模型的估计结果可知，在控制了村庄经济水平和产业结构、村庄劳动力受教育程度和村庄人口结构等变量后，流出劳动力占比对村庄粗离婚率有显著的正向影响，该变量在 5%统计水平上显著，回归系数和边际效应分别为 1.099 和 0.530，而流入劳动力占比未通过显著性检验。这说明，在流动劳动力中，劳动力流出是导致村庄粗离婚率上升的主要因素。流出使得劳动力从一个相对封闭的熟人小环境走进一个相对开放且陌生的大环境，其婚姻观和生活观都会发生变化，再加上夫妻长期两地分居、情感孤独、婚姻替代资源增加等，容易造成婚外恋问题进而提高了村庄粗离婚率。其他变量的显著性和系数符号与表 3 中的结果类似，不再赘述。

从两部模型的回归结果依然可以发现，村庄人均纯收入（对数）、高中及以上学历劳动力占比和性别比是影响村庄离婚事件出现与否的重要因素，而流动劳动力中，流出劳动力占比的提高会导致村庄

粗离婚率水平上升。

从表 3 和表 4 的固定效应模型估计结果来看，虽然固定效应模型的估计系数不是一致估计量，且系数大小无法与面板 Tobit 模型和两部模型的估计结果直接进行比较，但主要解释变量的显著性和系数没有显著差别，说明本文的估计结果相对稳健。

### （三）流动距离对村庄粗离婚率的影响

劳动力外出在一定程度上改变了其离婚阻力和婚姻替代，而且随着流动空间距离的不同，其表现也不同（马忠东、石智雷，2017）。本文进一步探讨了流出劳动力流动的空间距离对村庄粗离婚率的影响，将流出劳动力划分为村外县内、县外省内和省外三种类型，并将村外县内作为对照组，使用方法和模型中的其他控制变量均与上文一致，具体估计结果如表 5 所示。

由面板 Tobit 模型的估计结果可知，流出劳动力占比对村庄粗离婚率有显著的正向影响，在 10% 统计水平上显著，边际效应为 0.518。县外省内对村庄粗离婚率有显著的负向影响，在 10% 统计水平上显著，边际效应为 -0.259，说明相比于流出到村外县内而言，流出到县外省内的劳动力比例每增加 10 个百分点，村庄粗离婚率降低 0.026%。省外未通过显著性检验，系数为负。那么，为什么劳动力流出到村外县内会提高离婚风险，而流出到县外省内会降低离婚风险呢？其原因可能是，流出到村外县内的劳动力所面临的新的文化环境与原有的差距较少，其与当地居民的交流和互动较多，从而增加离婚风险。随着流动距离的增加，文化差距拉大，流出劳动力反而更不容易与原有配偶离婚。因此，劳动力流出到县外省内的比例越高，村庄粗离婚率越低。这与马忠东、石智雷（2017）的结论有一定的相似。

村庄人均纯收入（对数）、高中及以上学历劳动力占比、性别比等控制变量的系数方向和显著性与前文基本一致，具体的解释也与前文类似，这里不再赘述。

表 5 流出劳动力流动距离对村庄粗离婚率影响的估计结果

类别	变量	被解释变量：村庄粗离婚率			
		面板 Tobit 模型		两部模型	
		系数估计值	边际效应	第一部模型 边际效应	第二部模型 系数估计值
劳动力流动及流动空间	流出劳动力占比	1.075*	0.518*	-0.066	1.961*
		(0.561)	(0.270)	(0.346)	(1.057)
	其中：县外省内 <sup>a</sup>	-0.539**	-0.259*	-0.291*	0.077
		(0.274)	(0.134)	(0.171)	(0.288)
	省外 <sup>a</sup>	-0.278	-0.134	-0.102	-0.216
		(0.230)	(0.110)	(0.147)	(0.280)
	流入劳动力占比	0.518	0.249	0.302	0.702
		(0.386)	(0.185)	(0.362)	(0.538)
村庄经济水平和产业结构	村庄人均纯收入（对数）	0.233	0.112	0.161*	-0.097
		(0.159)	(0.076)	(0.090)	(0.130)

劳动力流动与村庄离婚率

	纯务农户数占比	-0.344** (0.164)	-0.166** (0.079)	-0.179 (0.115)	-0.143 (0.223)
村庄劳动力受教育程度	初中学历劳动力占比 <sup>b</sup>	0.129 (0.422)	0.062 (0.203)	0.320 (0.225)	-0.140 (0.507)
	高中及以上学历劳动力占比 <sup>b</sup>	1.108** (0.476)	0.533** (0.232)	0.575* (0.316)	0.157 (0.498)
村庄人口结构	性别比	-0.841* (0.447)	-0.405* (0.215)	-0.491* (0.261)	-0.547 (0.521)
	育龄妇女占比	0.185 (0.398)	0.089 (0.191)	-0.027 (0.242)	0.204 (0.393)
	0~6岁儿童占比	2.778* (1.687)	1.337* (0.800)	0.990 (1.029)	1.108 (1.559)
	7~17岁成员占比	0.527 (0.708)	0.254 (0.341)	0.275 (0.429)	-0.113 (1.453)
其他非经济因素	参加新农合户数占比	0.037 (0.126)	0.018 (0.061)	0.085 (0.092)	-0.168 (0.129)
	人均手机部数	0.282 (0.476)	0.136 (0.229)	0.285 (0.293)	-0.157 (0.420)
	人均手机部数×D (2009)	-0.103 (0.440)	-0.050 (0.212)	-0.187 (0.272)	0.210 (0.422)
地区差异	东部地区 <sup>c</sup>	0.146 (0.200)	0.070 (0.096)	— —	— —
	西部地区 <sup>c</sup>	0.423*** (0.151)	0.204*** (0.073)	— —	— —
	东北地区 <sup>c</sup>	0.839*** (0.230)	0.404*** (0.112)	— —	— —
个体固定效应		—	—	已控制	已控制
年份固定效应		已控制	已控制	已控制	已控制
常数项		-1.742 (1.273)	— —	-0.987 (0.828)	2.597** (1.245)
$\sigma_\mu$		1.021*** (0.066)		—	—
$\sigma_e$		1.563*** (0.085)		—	—
$\rho$		0.299		—	—
对数似然值		-4595.284		-2058.679	-2529.693
LR 检验		462.315***		—	—
$\chi^2$		0.000		—	—
p 值		—		—	—
R <sup>2</sup>		—		—	0.034



观察值数	3555	3555	1831
------	------	------	------

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上通过了显著性检验；面板 Tobit 模型估计结果括号中的数值是自助标准误差（自助抽样 50 次），两部模型和固定效应模型估计结果括号中的数值是稳健标准误差；限于篇幅，个体固定效应和年份固定效应的估计结果予以省略。

- a 对照组为村外县内；
- b 对照组为小学学历及文盲劳动力占比；
- c 对照组为中部地区。

#### 四、稳健性检验

由于粗离婚率受人口结构影响较大，本文尝试使用其他离婚率指标作为被解释变量，对第三部分的主要回归结果进行稳健性检验。事实上，村庄年平均人口中，除了一部分适婚年龄人口和在婚人口以外，还包括儿童和青少年。因此，为了在一定程度上克服人口结构的影响，本文将村庄粗离婚率中的分母“村庄年平均人口数”，用“村庄年平均人口数-村庄 0~6 岁人口数-村庄 7~17 岁人口数”来替代，将新的被解释变量命名为村庄一般离婚率。相应的面板 Tobit 模型估计结果如表 6 所示。

面板 Tobit 模型（1）估计结果显示，在控制了村庄经济水平和产业结构、村庄劳动力受教育程度、村庄人口结构及其他变量的基础上，流动劳动力占比对村庄一般离婚率有显著的正向影响，该变量在 5%的统计水平上显著，边际效应为 0.513，与表 3 中的面板 Tobit 模型的估计结果基本一致。

进一步将流动劳动力占比细分为流出劳动力占比和流入劳动力占比，估计结果如面板 Tobit 模型（2）所示。流出劳动力占比在 5%的统计水平上显著，回归系数和边际效应分别为 1.674 和 0.794。这意味着，在流动劳动力中，流出劳动力是引发村庄离婚率上升的主要因素，与前文得出的结论一致。其他控制变量的显著性和系数符号也与表 4 中的面板 Tobit 估计结果基本一致。

最后将流出劳动力流动的空间距离纳入模型，估计结果如面板 Tobit 模型（3）所示。在控制了其他变量的条件下，流出劳动力占比对村庄一般离婚率有显著的正向影响，该变量在 5%的统计水平上显著，边际效应为 0.780；县外省内在 5%的统计水平上显著，边际效应为-0.331；省外未通过显著性检验，但系数为负。这说明，相比于劳动力流出到村外县内，流出到县外省内劳动力的比例越高，村庄一般离婚率越低。这些结果均与表 5 中的面板 Tobit 模型估计结果一致，说明本文回归结果较为稳健。

表 6 劳动力流动对村庄一般离婚率影响的估计结果

类别	变量	被解释变量：村庄一般离婚率					
		面板 Tobit 模型（1）		面板 Tobit 模型（2）		面板 Tobit 模型（3）	
		系数估计值	边际效应	系数估计值	边际效应	系数估计值	边际效应
劳动力流动及流动空	流动劳动力占比	1.082** (0.471)	0.513** (0.223)	—	—	—	—
	流出劳动力占比	—	—	1.674**	0.794**	1.646**	0.780**

劳动力流动与村庄离婚率

间		—	—	(0.661)	(0.315)	(0.664)	(0.315)
	其中：县外省内 <sup>a</sup>	—	—	—	—	-0.698**	-0.331**
		—	—	—	—	(0.334)	(0.158)
	省外 <sup>a</sup>	—	—	—	—	-0.362	-0.171
		—	—	—	—	(0.287)	(0.136)
	流入劳动力占比	—	—	0.722	0.343	0.679	0.322
		—	—	(0.531)	(0.252)	(0.530)	(0.251)
村庄经济水平和产业结构	村庄人均纯收入(对数)	0.341**	0.161**	0.358**	0.170**	0.318*	0.151*
		(0.156)	(0.075)	(0.173)	(0.082)	(0.173)	(0.082)
	纯务农户数占比	-0.506**	-0.240**	-0.493**	-0.234**	-0.485**	-0.230**
		(0.224)	(0.105)	(0.237)	(0.113)	(0.237)	(0.113)
村庄劳动力受教育程度	初中学历劳动力占比 <sup>b</sup>	0.199	0.094	0.212	0.101	0.168	0.079
		(0.556)	(0.263)	(0.418)	(0.198)	(0.418)	(0.198)
	高中及以上学历劳动力占比 <sup>b</sup>	1.406**	0.667**	1.485**	0.705**	1.473**	0.698**
		(0.674)	(0.317)	(0.578)	(0.274)	(0.577)	(0.274)
村庄人口结构	性别比(女性=100)	-1.329*	-0.630*	-1.370**	-0.650**	-1.354**	-0.642**
		(0.723)	(0.341)	(0.553)	(0.263)	(0.552)	(0.262)
	育龄妇女占比	0.269	0.128	0.270	0.128	0.269	0.128
		(0.621)	(0.294)	(0.498)	(0.236)	(0.498)	(0.236)
	0~6岁儿童占比	5.738***	2.720***	5.632***	2.672***	5.802***	2.749***
		(2.183)	(1.042)	(1.908)	(0.908)	(1.908)	(0.907)
	7~17岁成员占比	2.649**	1.256**	2.620***	1.243***	2.731***	1.294***
		(1.336)	(0.632)	(0.832)	(0.396)	(0.834)	(0.397)
其他非经济因素	参加新农户数占比	0.043	0.020	0.031	0.015	0.038	0.018
		(0.179)	(0.085)	(0.187)	(0.089)	(0.187)	(0.089)
	人均手机部数	0.518	0.245	0.506	0.240	0.487	0.231
		(0.624)	(0.296)	(0.578)	(0.274)	(0.578)	(0.274)
	人均手机部数×D(2009)	-0.249	-0.118	-0.245	-0.116	-0.222	-0.105
		(0.658)	(0.312)	(0.576)	(0.273)	(0.576)	(0.273)
地区差异	东部地区 <sup>c</sup>	0.148	0.070	0.207	0.098	0.202	0.096
		(0.222)	(0.105)	(0.255)	(0.121)	(0.262)	(0.124)
	西部地区 <sup>c</sup>	0.567**	0.269**	0.591**	0.280**	0.575**	0.272**
		(0.232)	(0.110)	(0.236)	(0.112)	(0.237)	(0.112)
	东北地区 <sup>c</sup>	1.115***	0.528***	1.165***	0.553***	1.183***	0.560***
		(0.244)	(0.115)	(0.314)	(0.150)	(0.316)	(0.151)
年份固定效应		已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项		-3.127*	—	-3.316**	—	-2.689*	—
		(1.665)	—	(1.599)	—	(1.625)	—

劳动力流动与村庄离婚率

$\sigma_{\mu}$	1.384*** (0.110)	1.381*** (0.078)	1.375*** (0.078)
$\sigma_e$	2.146*** (0.120)	2.145*** (0.039)	2.144*** (0.039)
$\rho$	0.294	0.293	0.291
对数似然值	-5161.860	-5161.151	-5158.775
LR 检验			
$\chi^2$	446.890***	444.172***	441.960***
p 值	0.000	0.000	0.000
观察值数	3555	3555	3555

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上通过了显著性检验；括号中的数值是自助标准误差（自助抽样 50 次）。

- a 对照组为村外县内；
- b 对照组为小学学历及文盲劳动力占比；
- c 对照组为中部地区。

## 五、结论与不足

### （一）结论

本文基于全国农村固定观察点的村级数据，考察了劳动力流动对农村离婚率的影响。实证分析结果表明：第一，在城镇化进程中，随着村庄流动劳动力占比的增加，农村离婚率显著上升。在流动劳动力中，劳动力流出是导致村庄离婚率上升的主要因素，而劳动力流入对村庄离婚率没有显著影响。其原因可能是，农村劳动力的流出方向主要是城市，而流入农村的劳动力基本上也是村民。农村劳动力流入城市，他们接触到与农村截然不同的社会、经济和文化环境，巨大的环境变化容易改变流动者的价值观，打破婚姻匹配均衡，导致离婚率上升。相反，劳动力流入村庄对村庄离婚率没有显著影响。第二，进一步研究发现，相比于流出到村外县内的劳动力而言，流出到县外省内的劳动力比例越高，村庄离婚率越低，流出到省外对村庄离婚率没有显著影响。这说明流动距离在村外县内时，流动的劳动力与当地居民在文化、习俗和语言上差异相对较少，互动交流较多，这样的流动会降低搜寻新配偶的成本，提高离婚风险。随着流动距离增加，文化差距也随之拉大，村庄离婚率反而会降低。

观察控制变量估计结果发现，村庄人均纯收入（对数）、高中及以上学历劳动力占比和性别比对村庄离婚率有显著的正向影响，纯务农户数占比对村庄离婚率有显著的负向影响。另外，相比于中部地区，西部地区和东北地区的村庄离婚率更高。

事实上，婚姻问题不仅是家庭内部问题，也会对社会稳定产生重大影响。农村离婚率升高会引发一系列社会矛盾，比如代际失调、家庭教育缺失、留守子女抚养和老人赡养等。相关部门应该正视城镇化进程中农村离婚率上升的趋势，将增强家庭功能、保护儿童健康成长及老年人赡养等服务纳入政策建设中，缓解由离婚带来的个体、家庭及社会层面的伤害。另一方面，比起缓解离婚带来的问题，避免不必要的离婚、提高婚姻质量显得更为重要，因此，加快户籍制度改革，促进劳动力自由流动有助于家庭和谐与稳定。

## （二）不足

首先，内生性问题。本文采用面板 Tobit 模型和两部模型解决了由审查数据带来的问题，但是，可能还存在一些内生性问题未得到解决。造成内生性问题的主要原因包括测量误差、遗漏变量及互为因果，本文主要考虑后两种情形造成的内生性问题。第一，遗漏变量问题。为了降低遗漏变量的影响，本文在模型设定时参考相关文献，尽量将影响村庄离婚率的众多因素纳入控制变量，但由于数据可得性等方面的限制，不可避免地还存在其他同时影响村庄离婚率和劳动力流动的遗漏变量，比如村庄交通便利性。交通便利性越好的村庄，劳动力外出的可能性也越高，同时便利的交通条件也提高了外出劳动力回家探望的便捷性，进而增加其与配偶团聚的频率与时间，有助于维护和增进家庭感情，从而降低离婚的风险。因此，遗漏村庄交通便利性变量在一定程度上可能会低估流动劳动力占比与流出劳动力占比对村庄粗离婚率的影响。第二，互为因果问题。实际上，村庄离婚率升高也可能加剧劳动力流出。对于该种原因引起的内生性问题，其偏误的方向很难被清晰地预测，因为无法事前获知离婚率和劳动力流出之间的相互影响程度。

其次，数据可得性问题。要想深刻和科学地研究劳动力流动对离婚率的影响，需要进一步考虑其他一些重要控制变量，如流入或流出劳动力的性别状况、夫妻双方是否一同流出等。但是，由于本文采用的是村级层面的数据，受原调查指标设计的局限，无法获得上述指标的数据。同样由于指标受限，本文没有深入考察不同年龄段、不同收入水平及不同受教育程度群体离婚率的变动。

## 参考文献

1. 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。
2. 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。
3. 李树茁、姜全保、伊莎贝尔·阿塔尼、费尔德曼, 2006: 《中国的男孩偏好和婚姻挤压——初婚与再婚市场的综合分析》, 《人口与经济》第4期。
4. 李晓敏, 2014: 《互联网普及对离婚率的影响》, 《中国人口科学》第3期。
5. 李雨潼、杨竹, 2011: 《东北地区离婚率特征分析及原因思考》, 《人口学刊》第3期。
6. 鲁建坤、范良聪、罗卫东, 2015: 《大众传媒对婚姻稳定性的影响研究》, 《人口研究》第2期。
7. 马忠东、石智雷, 2017: 《流动过程影响婚姻稳定性研究》, 《人口研究》第1期。
8. 莫玮俏、史晋川, 2015: 《农村人口流动对离婚率的影响》, 《中国人口科学》第5期。
9. 倪晓锋, 2008: 《中国大陆婚姻状况变迁及婚姻挤压问题分析》, 《南方人口》第1期。
10. 徐安琪、叶文振, 2002: 《中国婚姻研究报告》, 北京: 中国社会科学出版社。
11. 许传新, 2010: 《西部农村留守妇女婚姻稳定性及其影响因素分析》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期。
12. 叶文振、徐安琪, 1999: 《中国婚姻的稳定性及其影响因素》, 《中国人口科学》第6期。
13. 曾毅、吴德清, 1995: 《八十年代以来我国离婚水平与年龄分布的变动趋势》, 《中国社会科学》第6期。
14. 周华林、李雪松, 2012: 《Tobit模型估计方法与应用》, 《经济学动态》第5期。

15. Becker, G. S., E. M. Landes, and R. T. Michael, 1977, "An Economic Analysis of Marital Instability", *Journal of Political Economy*, 85(6): 1141-1187.
16. Boyle, P. J., H. Kulu, T. Cooke, V. Gayle, and C. H. Mulder, 2008, "Moving and Union Dissolution", *Demography*, 45(1): 209-222.
17. Carls, K., and V. Mazzucato, 2015, "Does International Migration Lead to Divorce? Ghanaian Couples in Ghana and Abroad", *Population*, 70(1): 127-1150.
18. Cameron, A. C., and P. K. Trivedi, 2009, *Microeconometrics Using Stata*, College Station, Texas: Stata Press.
19. Cherlin, A., 1977, "The Effect of Children on Marital Dissolution", *Demography*, 14(3): 265-272.
20. Foner, N., 1999, "Immigrant Women and Work in New York City, Then and Now", *Journal of American Ethnic History*, 18(3): 95-113.
21. Frank, R., and E. Wildsmith, 2005, "The Grass Widows of Mexico: Migration and Union Dissolution in a Binational Context", *Social Forces*, 83(3): 919-947.
22. Furtado, D., M. Marcen, and A. Sevilla, 2013, "Does Culture Affect Divorce? Evidence from European Immigrants in the United States", *Demography*, 50(3): 1013-1038.
23. Glenn, N. D., and B. A. Shelton, 1985, "Regional Differences in Divorce in the United States", *Journal of Marriage and Family*, 47(3): 641-652.
24. Hirsch, J. S., 1999, "En el Norte la Mujer Manda: Gender, Generation, and Geography in a Mexican Transnational Community", *American Behavioral Scientist*, 42(9): 1332-1349.
25. Kendall, T. D., 2011, "The Relationship between Internet Access and Divorce Rate", *Journal of Family and Economic Issues*, 32(3): 449-460.
26. Lehrer, E. L., 1996, "The Determinants of Marital Stability: A Comparative Analysis of First and Higher-order Marriages", *Research in Population Economics*, 8(8): 91-121.
27. Lester, D., 1999, "Regional Differences in Divorce Rates: A Preliminary Study", *Journal of Divorce and Remarriage*, 30(3): 121-124.
28. Waite, L. J., and L. A. Lillard, 1991, "Children and Marital Disruption", *American Journal of Sociology*, 96(4): 930-953.
29. Wooldridge, J., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: The MIT Press.
30. Zeng, Y., and D. Wu, 2000, "Regional Analysis of Divorce in China since 1980", *Demography*, 37(2): 215-219.

(作者单位: <sup>1</sup>上海交通大学安泰经济与管理学院;

<sup>2</sup>北京师范大学商学院)

(责任编辑: 午 言)

## Labor Mobility and Rural Divorce Rate

Liu Binbin Cui Feifei Shi Qinghua

**Abstract:** Using tracking survey data of China's Rural Fixed Observation Points from 2003 to 2015, this article investigates the effect of labor mobility on rural divorce rate from two aspects, namely, the composition and space distance of labor mobility. The study finds that labor mobility, especially labor outflow, can significantly hurt rural family marriage stability and increase the divorce rate. Moreover, the shorter distance the labor outflow, the higher the divorce rate in villages. With the increase in flow distance, the divorce rate in villages decreases. It also finds variations in the divorce rate in rural areas in different regions. Compared with the central region of China, the divorce rates in the northeast and western regions are significantly higher. In addition, factors such as per capita net income, the proportion of pure agricultural households, the proportion of labor force with a high school or above diploma and the sex ratio, cannot be ignored. Therefore, in the process of urbanization and labor migration, the increase in rural divorce rate and other negative effects on rural families and society are worthy of further consideration.

**Key Words:** Rural Labor Mobility; Space Distance of Labor Mobility; Crude Divorce Rate in Village