

城市规模与中国城镇适龄青年 个体结婚概率^{*}

范红忠 李名良

【摘要】文章基于 2002 和 2007 年中国农村和城市居民家庭收入分配调查(CHIP)微观数据,实证分析了城市规模对中国适龄青年结婚概率的影响。结果发现,城市规模扩大对中国城镇适龄青年结婚概率有显著的负面影响,2007 年城市规模增大 1%,中国城镇适龄青年结婚概率下降 0.105 个百分点。城市规模对中国城镇男性适龄青年结婚概率的影响强度大于女性,2007 年城市规模增大 1%,女性结婚概率下降 0.098 个百分点,而男性结婚概率下降 0.146 个百分点。城市规模对适龄青年结婚概率的影响强度有随时间增大的趋势。

【关键词】城市规模 结婚概率 Probit 模型

【作者】范红忠 华中科技大学经济学院,教授;李名良 华中科技大学经济学院,博士研究生。

一、引言

近年来,中国大城市适龄青年^①“结婚难”问题有逐渐加剧的趋势,也引发了一些社会热点问题:如大龄单身青年增多、人口老龄化、生育率下降等。这些问题在北京、上海等特大城市尤为突出。

目前,关于中国城镇适龄青年结婚率的研究较少,关于城市规模与城镇适龄青年结婚率之间关系的研究更少。任强和郑维东(1998)、王宗萍(2003)研究中国男女比例失调对男性未婚率的影响,发现男女比例失调导致难以找到结婚对象的男性被动选择单身。禹静等(2012)、江涛(2013)研究中国城镇男性工资差距对女性结婚年龄的影响,发现男性工资差距扩大是中国城镇女性推迟结婚的重要原因之一。Meng 等(2014)研究农村女性劳动力向城镇迁移对农村男性结婚率的影响,发现农村女性劳动力向城镇迁移加剧了农村婚姻市场男

* 本文为国家社科基金项目“城镇间的真实差距与我国城镇化研究”(编号:13BJL056)的阶段性成果。

① 婚姻法规定女性结婚年龄不得早于 20 周岁,男性结婚年龄不得早于 22 周岁,中国民间也有“三十而立”的传统说法,据此,本文对适龄青年的定义是:女性 20~30 岁,男性 22~32 岁,对大龄单身青年的定义是:女性 31 岁以上和男性 33 岁以上的未婚者。

女比例失调,降低了农村男性结婚率。一些研究涉及了婚姻市场、婚姻挤压、婚配特征等问题,如吴要武和刘倩(2014)研究高校扩招对中国婚姻市场的影响,发现接受过高等教育的青年平均结婚年龄偏大;姜全保等(2013)研究中国婚姻市场的挤压问题,发现人口的年龄结构是影响青年结婚率的重要因素;高颖和张秀兰(2011)研究了近年来北京市居民的婚配特征,发现城市中高学历高要求的女性承受更大的婚配压力。这些研究从不同侧面加深了对中国居民婚姻问题的理解和认识。还有学者研究了发达国家结婚率下降问题,例如,Goldin 等(2002)发现避孕药的广泛使用降低了等待婚姻的成本,Gould 等(2003)发现男性工资不均等增加了女性婚姻市场的搜索收益,Greenwood 等(2008)发现家务劳动技术的进步使保持单身的成本下降,Regalia 等(2010)发现工资的性别差距缩小使女性经济更加独立,Santos 等(2011)发现劳动市场波动增加了婚姻内消费承诺成本。这些研究在一定程度上揭示了发达国家结婚率下降的原因,但均未涉及城市规模与适龄青年结婚率的关系。

在研究的理论视角上,现有研究通常从劳动经济学(工资的性别差距、劳动市场波动)、人口结构(男女比例失调、年龄结构)、技术进步(避孕药的使用、家务劳动技术的进步)等视角来研究婚姻问题,而本文从城市经济学这一新的视角来研究婚姻问题。城市规模是一个宏观变量,政府的城镇化政策对城市规模这一宏观变量具有直接的决定性影响。例如,偏向由于城市的倾斜性投资政策或公共服务资源分配政策将促使大城市更大、小城市更小。由于城市规模直接受政策影响这一属性,使城市规模对适龄青年婚姻影响的研究具有一定的政策含义和现实意义。

中国正处于快速城镇化进程中,未来十多年里数以亿计的农村人口将转移到城镇,城市规模对城镇适龄青年结婚率的影响是中国面临的一个重大现实问题。本文选择城市规模对适龄青年结婚概率^①的影响进行实证研究,对中国的快速城镇化实践具有特别重要的现实意义。

本文旨在应用微观数据进行实证研究,揭示城市规模对中国适龄青年结婚概率的影响。在实践上,这一研究不仅有助于理解中国大城市适龄青年“结婚难”问题的成因,也有助于推进中国城镇化的健康发展;在理论上,这一研究丰富了城市经济学和婚姻经济学的研究视野和研究领域。

二、计量模型与数据来源

(一) 计量模型

Becker(1973)构建一个经济学框架分析婚姻问题,认为结婚是婚姻市场上个人的理性

^① 微观上中国城镇青年在适龄阶段的个体结婚概率越高,宏观上的中国城镇适龄青年总体结婚率也越高,即微观上的个体结婚概率决定了宏观上的总体结婚率,例如,如果某市代表性适龄青年个体结婚概率为80%,在个体独立决策的条件下,则该市总体适龄青年结婚率也为80%。为了表述简洁,下文中将“中国城镇青年在适龄阶段个体结婚概率”写为“中国城镇适龄青年结婚概率”。

选择,如果预期从婚姻中获得的净收益大于保持单身的收益,个人将选择结婚,否则将选择不结婚。净收益由婚姻获得的收益和结婚的成本两方面决定,婚姻的收益减去婚姻的成本等于婚姻的净收益。婚姻获得的收益包括家庭内部劳动分工收益、生活物品的家庭规模经济效应、与家人共享闲暇带来的快乐等(Stevenson等,2007)。结婚主要有两种成本:(1)结婚意味着一种消费承诺(Santos等,2011),婚姻所需要的消费成本主要包括住房成本和子女抚养成本等;(2)在寻找适婚对象过程中所付出的时间和信息成本(Becker,1974)。此外,暂时保持单身也有其好处,主要包括保持单身可以集中精力于职业的发展,也可以继续在婚姻市场寻找异性,以提高匹配质量,找到更高质量的结婚对象(Drewianka,2003),这可以视为婚姻的机会成本。

根据上述婚姻经济学理论,个人的婚姻状况可以用二分变量进行界定,个人选择结婚为1,否则为0,影响结婚成本、结婚收益,以及保持单身预期收益的一些变量将影响个体选择结婚的概率,也即个人婚姻状况为1的概率。借鉴Gould等(2003)、Yu等(2013)的研究方法,将本文的实证模型设定为:

$$\Pr(Marry=1)=G(\beta_0+\beta_1 Lnsiz e+\gamma X+\varepsilon)$$

式中,因变量 *Marry* 为婚姻状况虚拟变量,未婚为0,否则为1。*Lnsiz e* 为城市常住人口规模的自然对数。*X* 包括一组控制变量:(1)*Lnincome* 为年工资收入的自然对数。(2)*Gender* 为性别虚拟变量,男性为1,女性为0。(3)*Age1*、*Age2*、*Age3* 分别表示23~25岁、26~28岁、29岁及以上年龄组,以23岁以下为参照组。(4)*Edu1*、*Edu2*、*Edu3* 分别表示受教育程度为高中及中专、大学专科、大学本科及以上,以初中及以下学历为参照组。(5)*Ethnic* 为民族虚拟变量,少数民族为1,汉族为0。(6)*Sratio* 为样本所在城市的总人口性别比。(7)*Lnfloat* 为城市流动人口规模的自然对数。

(二) 数据来源

本文采用2002和2007年中国农村和城市居民家庭收入分配调查(CHIP)微观数据,其中2002年城镇居民^①调查覆盖12个省份,包括69个市和县的20632个城镇居民样本;2007年调查范围包括9个省份,18个城市的14683个样本。为了研究适龄青年结婚概率问题,本文选取的样本为女性20~30岁,男性22~32岁,同时删除了在校上学和没有报告工资收入的样本。2002年调查的婚姻状况包括未婚、已婚、离婚、丧偶和其他5个选项,样本量分别为842、914、3、4和3,共1766个。2007年的调查中,婚姻状况包括未婚、已婚、再婚、离婚、寡居和同居6个选项,删除3个没有回答婚姻状况的样本,每个选项的统计结果分别为733、780、0、8、1和6,共1528个^②。2007年城市规模用第六次人口普查的常住人口数据推算。由于中国第六次人口普查数据为2010年11月的城市规模,而CHIP2007调查时间为

① 97%的被调查者为城镇户籍人口。

② 2002年北京样本量最大有125个,兴县最小有8个,城市规模与样本量的相关系数为0.78;2007年上海样本量最大有184个,乐山最小有25个,城市规模与样本量的相关系数为0.83。

2008 年 3 月份,为了统一时间,根据每个城市常住人口年均变化率^①,推算出 2007 年年底城市常住人口规模,并取自然对数得到 $\ln size$ 。与此类似,2002 年的各城市常住人口由第五次人口普查数据推算。

表 1 变量描述性统计

变 量	CHIP2002 样本(N=1766)				CHIP2007 样本(N=1528)			
	均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
婚姻状况虚拟变量	0.523	0.500	0	1	0.520	0.500	0	1
城市人口规模对数	4.829	1.531	1.426	7.086	6.462	0.804	4.590	7.610
流动人口规模对数	2.767	1.230	-1.197	5.669	4.668	1.052	1.571	6.559
年工资收入对数	8.911	0.848	2.708	11.983	10.020	0.676	3.180	13.490
性别虚拟变量	0.555	0.497	0	1	0.550	0.498	0	1
民族虚拟变量	0.050	0.219	0	1	0.009	0.092	0	1
性别比	1.060	0.039	0.943	1.147	1.071	0.051	0.940	1.180

资料来源:CHIP2002 和 CHIP2007。

(三) 变量的描述性分析

CHIP2002 数据包含了个体年总工资收入,而 CHIP2007 数据只有被调查者月平均工资收入,为了使两者统一,将 CHIP2007 调查样本的月平均工资收入乘以 12 得到年总工资收入并取自然对数。2002 年平均值为 8.91,而 2007 年上升为 10.02(见表 1)。在 4 个年龄组中,平均年龄越大的年龄组已婚比率越高,2002 年 26~28 岁年龄组和 29 岁及以上年龄组的已婚比率分别为 52.63%和 84.01%,2007 年下降为 51%和 81.84%(见表 2)。

表 2 被调查者年龄、受教育程度分布及已婚比例变动情况

	CHIP2002 样本(N=1766)		CHIP2007 样本(N=1528)	
	百分比	已婚比例	百分比	已婚比例
年龄组				
20~22 岁	18.46	8.90	19.70	10.91
23~25 岁	30.24	18.25	30.17	21.18
26~28 岁	31.88	52.63	35.93	51.00
29 岁及以上	19.42	84.01	14.20	81.84
受教育程度				
初中及以下	11.89	42.39	8.25	40.19
高中及中专	40.09	45.48	29.32	53.27
大学专科	31.09	48.01	33.77	43.24
本科及以上	16.93	41.70	28.66	45.04

三、实证结果与分析

(一) 普通 Probit 模型的回归结果

表 3 给出了普通 Probit 模型回归结果。表 3 中全部样本回归结果显示,城市规模增大

^① 本文使用各地区第六次人口普查报告中提供的 2000~2010 年的年均常住人口增长率。

表 3 城市规模与中国城镇适龄青年的结婚概率(普通 Probit 回归结果)

自变量	2002 年			2007 年		
	全部	女性	男性	全部	女性	男性
城市规模	-0.036*** (0.010)	-0.028** (0.012)	-0.042*** (0.013)	-0.062*** (0.017)	-0.049*** (0.05)	-0.080*** (0.017)
流动人口规模	-0.014*** (0.003)	-0.010** (0.004)	-0.015** (0.006)	-0.030*** (0.006)	-0.026** (0.009)	-0.040*** (0.007)
年工资收入	0.035** (0.013)	0.013 (0.016)	0.054*** (0.017)	0.061*** (0.018)	0.035 (0.025)	0.084*** (0.024)
性别	-0.153*** (0.021)			-0.168*** (0.020)		
年龄组						
23~25 岁	0.164*** (0.046)	0.144** (0.052)	0.167** (0.084)	0.109** (0.044)	0.087** (0.038)	0.218*** (0.074)
26~28 岁	0.425*** (0.038)	0.431*** (0.037)	0.366*** (0.075)	0.319*** (0.039)	0.309*** (0.051)	0.384*** (0.070)
29 岁及以上	0.688*** (0.032)	0.645*** (0.036)	0.658*** (0.067)	0.602*** (0.035)	0.524*** (0.051)	0.686*** (0.064)
受教育程度						
高中及中专	-0.079** (0.032)	-0.083* (0.050)	-0.077** (0.0374)	-0.104** (0.045)	-0.213** (0.089)	-0.159** (0.057)
大学专科	-0.122*** (0.033)	-0.128*** (0.046)	-0.089** (0.040)	-0.221*** (0.044)	-0.353*** (0.085)	-0.164** (0.056)
本科及以上	-0.183*** (0.039)	-0.258*** (0.059)	-0.102** (0.045)	-0.240*** (0.045)	-0.398*** (0.085)	-0.153** (0.056)
民族	-0.021 (0.058)	-0.077 (0.084)	-0.046 (0.065)	0.173* (0.129)	0.024 (0.158)	
性别比	-0.044 (0.296)	0.016 (0.408)	-0.325 (0.356)	-0.214 (0.231)	0.085 (0.236)	-0.372 (0.429)
样本量	1766	785	981	1528	688	840
Pseudo R ²	0.387	0.402	0.411	0.310	0.273	0.386

注:(1)表 3 给出的是各自变量对因变量影响的边际效应,括号内数据为标准误。(2)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

文化娱乐场所来认识潜在结婚对象,提高结婚概率(Gautier 等,2010)。其次,某些沿海城市在对外开放时,可能也较多地受到“重视男女各自的经济独立性、试婚、同居但不结婚”西方文化影响,对外开放导致的经济增长吸引外了更多外来人口,而西方文化影响了适龄青年结婚概率。以上既影响城市规模,又影响适龄青年结婚概率的城市特性很难统计,如果遗漏这些变量可能产生内生性问题。Wald 检验也表明普通 Probit 模型存在内生性问题,因此,本文将采用工具变量 Probit 模型,对回归分析结果进行深入研究。

1%,中国城镇适龄青年结婚概率在 2002 年下降 0.036 个百分点,在 2007 年下降 0.062 个百分点,并且均在 1%水平上显著。从表 3 还可以看出,城市规模对适龄青年结婚概率的影响有随时间增大的趋势,而且城市规模对男性青年结婚概率的影响大于女性。

遗漏一些城市特征变量可能导致上述普通 Probit 模型存在较严重内生性问题。首先,如果一个城市拥有更多的公园和影剧院等设施,该城市对外来人口更有吸引力,该城市的规模可能因此而扩大,同时该城市单身青年也因为有更多的

（二）采用工具变量 Probit 模型 (IVProbit) 的分析结果

本文采用 1982 年第三次全国人口普查的城市人口规模为工具变量,是因为 1982 年城市人口规模具有严格的外生性。首先,1958~1984 年,中国地区间人口流动受到严格限制,20 多年后的 2002 年或 2007 年的城市文化娱乐设施,对 1982 年城市人口没有影响。其次,1982 年以后的改革开放政策,以及随后沿海和内陆城市受到的不同程度的西方文化冲击,对 1982 年城市人口数量也没有影响。

表 4 给出了采用工具变量 Probit 模型(IVProbit)的回归结果。在第一阶段回归中,1982 年城市人口规模的回归系数均大于 0.6,2002 年 R^2 在 0.8 以上,2007 年接近 0.6,因此不存在弱工具变量问题。表 4 模型 1 和模型 3 分别是采用 2002 年和 2007 年全部样本的回归结果,表 4 模型 2 和模

表 4 城市规模与中国城镇适龄青年的结婚概率(IVProbit 回归结果)

自变量	2002 年		2007 年			
	模型 1 全部	模型 2 全部	模型 3 全部	模型 4 全部	模型 5 女性	模型 6 男性
第一阶段						
1982 年城市规模	0.766*** (0.011)	0.703*** (0.014)	0.614*** (0.015)	0.654*** (0.015)	0.607*** (0.022)	0.617*** (0.012)
R^2	0.820	0.821	0.591	0.607	0.589	0.592
第二阶段						
城市规模	-0.075*** (0.012)	-0.062*** (0.016)	-0.105*** (0.016)	-0.085*** (0.017)	-0.098*** (0.024)	-0.146*** (0.022)
流动人口规模		-0.033*** (0.008)		-0.034*** (0.006)		
年工资收入	0.030** (0.013)	0.036** (0.016)	0.062** (0.018)	0.066*** (0.019)	0.045* (0.025)	0.077*** (0.023)
性别	-0.156*** (0.021)	-0.152*** (0.021)	-0.170*** (0.020)	-0.169*** (0.022)		
年龄组						
23~25 岁	0.161*** (0.047)	0.165*** (0.046)	0.099** (0.044)	0.107** (0.046)	0.158*** (0.050)	0.198** (0.073)
26~28 岁	0.438*** (0.039)	0.426*** (0.038)	0.303*** (0.040)	0.311*** (0.040)	0.279*** (0.054)	0.368*** (0.069)
29 岁及以上	0.694*** (0.034)	0.682*** (0.033)	0.569*** (0.038)	0.590*** (0.034)	0.474*** (0.056)	0.663*** (0.063)
受教育程度						
高中及中专	-0.086*** (0.033)	-0.081** (0.033)	-0.096** (0.046)	-0.100** (0.045)	-0.200** (0.091)	-0.113** (0.058)
大学专科	-0.127*** (0.034)	-0.123*** (0.034)	-0.222*** (0.044)	-0.219*** (0.044)	-0.355*** (0.086)	-0.162*** (0.056)
本科及以上	-0.180*** (0.039)	-0.180*** (0.039)	-0.228*** (0.045)	-0.235*** (0.047)	-0.383*** (0.087)	-0.145** (0.057)
民族	-0.033 (0.057)	-0.019 (0.058)	0.199* (0.114)	0.167* (0.125)	0.039 (0.125)	
性别比	-0.061 (0.310)	-0.080 (0.306)	-0.171 (0.212)	-0.184 (0.234)	0.432 (0.331)	-0.181 (0.278)

注:(1)为了节省篇幅,对第一阶段的估计结果,表 4 仅报告了工具变量的回归系数,对第二阶段的估计结果,表 4 给出了各自变量对因变量影响的边际效应,括号内数据为标准误。(2)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

型 4 分别是在模型 1 和模型 3 的基础上进一步控制城市流动人口规模的回归结果。对比表 3 和表 4 的回归结果可知,与采用普通 Probit 模型相比,采用 IVProbit 模型的回归结果基本结论不变,但城市规模回归系数的绝对值要高一些,这是因为采用普通 Probit 模型时,城市规模变量具有内生性,其回归结果受到一定的影响,所以本文下面将主要考察 IVProbit 模型的回归结果。

表 4 模型 1~4 的结果表明,在模型中控制城市流动人口规模,城市规模的回归系数略有下降,但基本结论不变。这表明是否控制城市流动人口规模不影响回归结果的稳健性和本文的基本结论。在模型中控制城市流动人口规模,城市规模的回归系数的含义是指,在城市流动人口规模不变的条件下,城市规模变化 1%所引起的适龄青年结婚概率的变化。但是由于城市流动人口是中国城市总体人口规模扩大的重要来源,假设城市流动人口规模不变的条件下考察城市规模对适龄青年结婚概率的影响,并不符合中国城市发展的现实,因此,在下面的分析中,我们将主要考虑不控制城市流动人口规模的回归结果。

根据表 4 模型 1 和模型 3,2002 年城市规模增大 1%,适龄青年结婚概率下降 0.075 个百分点,2007 年城市规模增大 1%,适龄青年结婚概率下降 0.105 个百分点。这意味着 2007 年,城市规模扩大 1 倍,适龄青年结婚概率将下降 10.5 个百分点。造成这一结果主要原因是,随着城市规模的增大,包括住房和子女抚养成本在内的婚姻成本迅速提高,并进一步造成结婚的净收益下降。2015 年北京、上海、广州、深圳等一线城市的房价每平方米数万元,有的甚至高达十几万元,而中小城市的房价每平方米只有 2 000~4 000 元。

对比表 4 模型 3 和模型 1 可以发现,与 2002 年相比,2007 年城市规模对适龄青年结婚概率的影响强度有所增大,换言之,城市规模对适龄青年结婚概率的影响强度有随时间增大的趋势,与表 3 的结果一致。这可能是由于在中国不同规模城市的适龄青年之间,婚姻收益和成本的差异随时间发生了重要变化。第一,大、中、小城市适龄青年结婚成本的差距逐渐扩大。2004 年中国正式实施商业用地公开招标、拍卖和挂牌出让以来,大、小城市的房价差距迅速扩大,例如,北京商品房平均销售价格从 2002 年的 4 746 元/平方米上涨到 2007 年的 11 553 元/平方米^①。第二,大、中、小城市男女青年保持单身的预期收益的差距逐渐扩大。中国大城市与小城市发展不平衡,北京等大城市人均 GDP 已达到富裕国家水平,但小城市发展相对滞后。2013 年,北京、上海、天津的人均 GDP 分别为 154 323 元、159 934 元、156 446 元,而小城市宜春和商丘人均 GDP 仅为 17 163 元和 16 711 元^②。大城市的快速发展为男女青年提供了更多的职业发展机会,但也拉大了大城市与小城市男女青年暂时保持单身预期收益的差距。第三,大、中、小城市男女青年的结婚收益在发生变化。相对于小城

① 2002、2007 年北京商品房平均销售价格来源于国家统计局数据中主要城市数据。

② 数据来源于《2014 年中国城市统计年鉴》。

市,近年来在大、中城市随着女性劳动参与率的提高,“男主外、女主内”的传统家庭劳动分工模式受到的冲击更大,结婚后家庭内部劳动分工获得的收益相对更小;此外,大、中城市男女青年生活工作节奏变得更为紧张,结婚后从闲暇共享中获得的收益也可能变得更少。

表4模型5和模型6分别是对2007年女性和男性样本的回归结果。对比两者同样可以发现城市规模对男性结婚概率的影响强度大于女性。从表4可以看出,在2007年城市规模增大1%,女性适龄青年的结婚概率下降0.098个百分点,而男性适龄青年的结婚概率下降0.146个百分点。其原因可能在于中国男、女适龄青年结婚的收益和成本有重要差异。首先,中国城镇男、女青年暂时保持单身的预期收益有很大差别。从客观生理因素来看,女性生育能力在30岁以后开始下降(Broekmans等,2009),再加上其他社会因素,中国的女性年龄超过30岁就可能较难找到合适的结婚对象。但是,事业成功的单身男性,即使年龄超过50岁,在婚姻市场上依然具有较强的竞争力。其次,中国城镇男、女青年在结婚成本上所承担的责任也有较大差异。城市规模扩大引起住房和子女抚养成本的上升,对男性青年结婚影响更大。尽管随着城市规模扩大,“男主外、女主内”的传统受到更大的冲击,但在住房、子女抚养等婚姻、家庭消费承诺成本上,男性承担主要责任的习俗在中国仍没有太大改变。

表4中控制变量的估计结果与理论预期基本一致。在全样本回归中,性别虚拟变量的估计系数显著为负。男性年收入的估计系数显著为正,女性的估计结果不稳定,表明收入对结婚概率的影响存在性别差异。年龄对结婚概率的影响有非线性特征,与小于23岁的个体相比,其他3个虚拟变量估计系数均显著为正,并随着年龄的增大而增大。受教育程度的估计系数表明,受教育程度越高结婚概率越低。在本文的实证结果中,民族虚拟变量的估计系数不显著性。性别比系数不显著,这可能与中国各城市男女性别比相差不大有关。

(三) 稳健性分析

为了考察上述结论的稳健性,本文使用其他指标度量城市规模,进行稳健性检验(见表5)。

用市辖区人口数量来度量中国城市规模是一种常用方法,但是,中国不同城市市辖区的城市化程度并不完全相同,作为稳健性分析,本文用《中国城市统计年鉴》的“年末总人口”和“非农业人口”来衡量城市规模,并进行工具变量回归。在以“年末总人口”度量城市规模时,2002和2007年的估计结果表明,城市规模扩大1%,

表5 稳健性分析:城市规模采用其他指标(IVProbit回归结果)

自变量	2002年			2007年		
	全部	女性	男性	全部	女性	男性
城市年末总人口	-0.103***	-0.088***	-0.119***	-0.139***	-0.121***	-0.140***
人口规模	(0.014)	(0.010)	(0.019)	(0.073)	(0.056)	(0.022)
城市非农业人口	-0.087***	-0.073***	-0.102***	-0.124***	-0.106***	-0.126***
人口规模	(0.016)	(0.024)	(0.016)	(0.016)	(0.024)	(0.019)

注:(1)全部、女性和男性回归分别包含了表3模型1、模型5和模型6的全部控制变量,为节省篇幅其回归结果没有报告。(2)这里仅给出了城市规模对因变量影响的边际效应,括号内数据为标准误。(3)*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

中国城镇适龄青年结婚概率分别下降 0.103 个百分点和 0.139 个百分点;分性别来看,2002 年城市规模扩大 1%,中国城镇女性适龄青年结婚概率下降 0.088 个百分点,男性下降 0.119 个百分点,2007 年的估计结果也与此类似。可见以年末总人口或非农业人口度量城市规模不影响本文的结论。

四、结论与政策建议

中国适龄青年结婚率迅速下降,由此引发的“剩男剩女”问题既牵动亿万家庭的福祉,又影响中国人口结构的合理演变与经济社会的持续健康发展。本文基于微观数据 CHIP2002 和 2007 进行实证研究,得出以下结论。

第一,城市规模扩大对中国城镇适龄青年结婚概率有显著的负面影响,城市规模越大,中国城镇适龄青年结婚概率越小。计量分析表明在其他条件不变情况下,2007 年城市规模扩大 1 倍,适龄青年结婚概率将下降 10.5 个百分点。从理论上讲,这可能是由于城市规模越大婚姻成本越高,结婚的净收益越低。例如,在中国,住房几乎是结婚的必需品,与中小城市相比,大城市房价更高,同时大城市抚养子女的成本也明显高于中小城市。

第二,城市规模扩大对适龄青年结婚概率的影响强度有随时间增大的趋势。这可能反映了不同规模城市的适龄青年之间,结婚成本和收益的差异随时间发生变化。2004 年实施商业用地公开招标、拍卖和挂牌出让以来,大小城市之间的房价差距迅速扩大,不同规模城市的适龄青年结婚的成本差距也随之不断拉大。近年来,中国大、小城市发展明显不协调,大城市提供了更多的就业和发展机会,在大城市暂时保持单身有着更大的预期收益。

第三,城市规模对男性适龄青年结婚概率的影响强度大于女性。这可能是由于中国城镇男、女适龄青年结婚的收益和成本有很大差异。在习俗上,中国青年结婚所需要的住房一般是男性提供,婚后子女抚养成本也主要由男性承担,城市规模扩大导致结婚成本的提高,对男性结婚成本的影响更大;由于生理原因,男性暂时保持单身以取得职业上成功在未来婚姻市场上获得的预期收益比女性更大。

上述研究结论表明,中国城市持续膨胀可能是中国城镇适龄青年结婚概率下降的重要原因。为了提高中国城镇适龄青年结婚率,缓解日益严重的“结婚难”问题,本研究建议采取以下 4 点措施:(1)推行保障性住房建设,将经济基础较弱的新婚夫妇纳入其服务范围,缓解适龄青年结婚住房压力;(2)加大对托儿所、中小学等教育服务机构的支持力度,在保证教育质量的同时有效降低城镇家庭培养子女的成本;(3)推动社会对城镇未婚适龄青年的关爱,定期举办相亲类活动,提高婚姻市场搜索效率;(4)加强“和谐家庭”文化建设,引导建立新的家庭分工模式,提高婚姻的预期收益,使婚姻对城镇适龄青年更有吸引力。与此同时,应加快中小城市基础设施建设,实现基本公共服务均等化,通过优惠政策吸引产业和人口向中小城市聚集,使中小城市与大城市协调发展。

参考文献:

1. 高颖、张秀兰(2011):《北京市近年婚配状况的特征及分析》,《中国人口科学》,第6期。
2. 江涛(2013):《收入差距推迟婚姻吗?——理论与经验证据》,《经济评论》,第2期。
3. 姜全保等(2013):《中国婚姻挤压问题研究》,《中国人口科学》,第5期。
4. 任强、郑维东(1998):《婚姻市场挤压的决定因素》,《人口学刊》,第5期。
5. 王宗萍(2003):《透视出生性别比偏高现象》,《人口研究》,第5期。
6. 吴要武、刘倩(2014):《高校扩招对婚姻市场的影响:剩女? 剩男? 》,《经济学(季刊)》,第1期。
7. 禹静等(2012):《收入差距与城镇女性的婚姻选择》,《南方经济》,第9期。
8. Becker G.S.(1973), A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*. 81(4):813-846.
9. Becker G.S.(1974), A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy*. 82(2):11-26.
10. Broekmans F.J., Soules M.R. and Fauser B.C.(2009), Ovarian Aging: Mechanisms and Clinical Consequences. *Endocrine Reviews*. 30(5):465-493.
11. Drewianka S.(2003), Estimating Social Effects in Matching Markets: Externalities in Spousal Search. *The Review of Economics and Statistics*. 85(2):409-423.
12. Goldin C. and Katz L.(2002), The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women's Career and Marriage Decisions. *Journal of Political Economy*. 110(4):730-770.
13. Gould E. and Paserman M.D.(2003), Waiting for Mr. Right: Rising Inequality and Declining Marriage Rates. *Journal of Urban Economics*. 53(2):257-281.
14. Greenwood J. and Guner N.(2008), Marriage and Divorce Since World War II: Analyzing the Role of Technological Progress on the Formation of Households. *NBER Macroeconomics Annual*. 23(1), 231-276.
15. Gautier Pieter A., Svarer Michael and Teulings Coen N.(2010), Marriage and the City: Search Frictions and Sorting of Singles. *Journal of Urban Economics*. 67(2):206-218.
16. Meng Lei and Kent Zhao(2014), Bride Drain: Rising Female Migration and Declining Marriage Rates in Rural China. Wang Yanan Institute for Studies in Economics Working Papers.
17. Oppenheimer V. K.(1988), A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*. 94(3):563-591.
18. Regalia F., Jose-Victor Rios-Rull, Jacob S.(2010), What Accounts for the Increase in the number of Single Households?. Paper provided by Society for Economic Dynamics in its series 2010 Meeting Papers with number 995.
19. Stevenson Betsey and Wolfers Justin(2007), Marriage and Divorce: Changes and Their Driving Forces. *Journal of Economic Perspectives*. 21(2):27-52.
20. Santos Cezar and Weiss David(2011), Why Not Settle Down Already: A Quantitative Analysis of the Delay in Marriage. Paper provided by Society for Economic Dynamics in its series 2011 Meeting Papers with number 921.
21. Yu Jia and Xie Yu (2013), Changes in the Determinants of Marriage Entry in Post-Reform Urban China. University of Michigan, Population Studies Center Research Report 13-802.

(责任编辑:李玉柱)