

“女大难嫁”还是“男大难婚” ——婚姻匹配的男女差异与“剩男剩女”的代价

章逸然¹, 章 颺², 胡凤英²

(1. 中国人民大学经济学院, 北京 100872; 2. 铜陵学院 思政部, 安徽 铜陵 244000)

摘要: 使用 CGSS 2010-2012 研究我国目前存在的婚姻匹配困难问题, 结果发现: 男性成为“剩男”的可能性比女性成为“剩女”高约 2.37 个百分点; 工作、收入和地区因素对于男性和女性的婚姻匹配都有显著影响, 高等教育对女性的婚姻匹配困难作用有所减弱; RIF 分解的结果表明系数效应是导致婚姻匹配市场上性别差异的主要原因, 而非男女在禀赋上的差别; 初步探究原因, 性别比这一相对外生的因素贡献了系数效应的 87.97%; 婚姻匹配困难对人们的幸福感产生了负向影响, 应用 LSA 估价法求得, “剩男”的代价为 71294-80579 元/年, “剩女”的代价为 91532-103375 元/年。“剩男剩女”是需要从本质上加以解决的重要社会问题。

关键词: “剩男剩女”; RIF 分解; LSA

中图分类号: C92-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149(2015)05-0013-12

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2015.05.002

Leftover Women or Leftover Men: The Difference of Marriage Match and the Price of Leftover

ZHANG Yiran¹, ZHANG Biao², HU Fengying²

(1. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2. The Department of Ideological and Political Theory Course Teaching Research, Tongling University, Tongling 244000, China)

Abstract: Using CGSS 2010-2012 cross-section data, this paper explores the difficulty of marriage match existing in China, we find that marriage match of man is more difficult than women, the possibility of leftover for man is 2.37% higher than for woman; work, income and area are factors that may affect the marriage match of men and women, and the effect that higher education on women's marriage match is smaller than before; through RIF decomposition, we find the coefficient effect is the main reason of the gender difference in the market of marriage; preliminarily explore the reasons, we add the sex ratio which is relatively exogenous, into the function, we find that the

收稿日期: 2015-01-18; 修订日期: 2015-05-19

作者简介: 章逸然, 中国人民大学经济学院硕士研究生; 章颺, 铜陵学院思政部副教授; 胡凤英, 铜陵学院思政部副教授。

contribution of sex ratio to coefficient effect is 87.97%. The difficulty of marriage match has larger effect on the happiness. Estimation through LSA show the price of leftover to women is 71294 - 80579 RMB per year, and the price of leftover to men is 91532 - 103375 RMB per year. Leftover is a serious problem that needs to be solved essentially

Keywords: leftover; RIF decomposition; LSA

“北京的九月最美，因为白天像八月，晚上像十月，就像三十岁的女人，既有二十岁的脸蛋，又有四十岁女人的智慧……婚姻是爱情的坟墓，不结婚就是死无葬身之地。”

——《咱们结婚吧》

一、引言

改革开放以来，经济发展对社会的方方面面都产生了深刻的影响，在这样一个社会转型的过程中，青年男女的婚恋观也发生着巨大的变化。传统观念中的“男大当婚，女大当嫁”似乎早已变成了在大都市生活中的“男大难婚”与“女大难嫁”，“晚婚”、“剩男剩女”现象充斥平面媒体和网络媒体，“婚姻匹配困难”这一现象引发社会关注，从我国15岁以上人群的未婚率来看^①，如图1所示，在2002-2012年这十年间呈上升的趋势，由2002年的22.90%上升到2012年的23.38%，不过分性别来看，男性的未婚率要明显高于女性，两者相差约5个百分点。

“剩男剩女”现象背后隐藏了诸多社会隐忧，虽然媒体艺术对这一问题有所夸张，但不可否认，婚姻家庭的确是社会的基本单位，婚姻、家庭对于社会的意义来自方方面面：大量未婚男性的存在对社会治安会产生不良影响，容易诱发犯罪^[1]；从婚姻承诺与社会文化理论角度看，婚姻所影响的外界环境与个人幸福感有重要联系^[2]。

本文基于对中国综合社会调查（CGSS）2010-2012的分析，探讨男性和女性在是否存在婚姻匹配困难上的差别——究竟是“男大难婚”还是“女大难嫁”，以及同种要素禀赋在两性婚姻匹配中的不同作用；在此基础上的RIF分解具体分析了每种要素在两者之间婚姻状况差别中的贡献占比；更为重要的是婚姻市场上是否“被剩下”将影响个人的福利，通过将婚姻状况加入幸福感方程，运用LSA估价法，我们对“剩男剩女”这一身份进行货币价值的估计，“剩男剩女”的代价对于理解我国目前的婚姻推迟影响有重要意义。

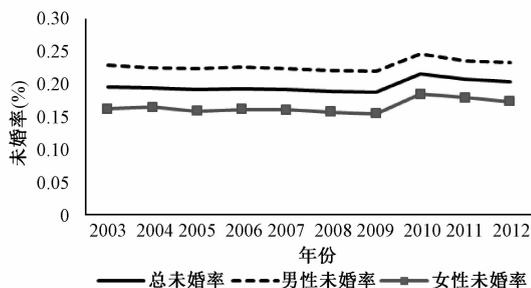


图1 2002-2012年我国15岁以上未婚率

二、文献综述

第一次工业革命以来，婚姻家庭就接受着来自经济社会发展的挑战^[3]，婚姻问题多在社会学、心理学中被广泛讨论，贝克尔（Becker）^[4-6]首次将经济学的成本-收益分析方法引入其中，他认为结婚的收益在于拥有和抚养自己的孩子，获得两性之间的满足等，而结婚的成本则包含了法律费用、

① 数据来源：2002-2012年的《国家统计局年鉴》与《中国人口统计年鉴》；15岁以上人群未婚率=15岁以上未婚人口总数/15岁以上人口总数；关于我国人口婚姻状况，年鉴上一般都是统计15岁以上人口状况。

伴侣搜寻成本等,当净收益为正时,理性经济人将选择结婚而非单身,贝克尔强调了两大影响婚姻净收益的因素——收入(财产性收入和工资率)、个人特征(相貌、智慧、受教育程度等)。基于家庭经济学的理论基础,迈克尔(Michael)较早地采用实证方法对婚姻推迟问题进行研究,他基于Survey of Economic Opportunity 1967年的数据,使用Tobit模型回归表明,工资率对男性的初婚年龄有负向影响,对女性的初婚年龄有正向影响,教育以及生活在大城市对两性结婚年龄都有负向影响,不过其对女性推迟婚姻的影响大于男性,年龄对两性初婚年龄影响系数均为正值,绝对收入对于男性和女性的婚姻决策存在异质性^[7];进一步地,有学者强调了相对收入在婚姻决策中的作用^[8]。从传统来说,女性的受教育水平一般低于男性,但随着社会的进步,女性的受教育程度不断提高,通过对孟加拉等6国数据的OLS回归发现,受教育程度提高,女性的结婚年龄推迟,而受教育程度对于男性结婚年龄则产生负向作用^[9],不过这种作用在不同种族人群中具有异质性,对美国的研究发现教育推迟了白人女性的婚姻,但会增加黑人女性结婚的可能性^[10]。

工业革命带来的婚恋模式变化,在改革不断深入的中国近年来也悄然发生。婚姻挤压、男性在婚姻上面面对较大压力^[11-12]、女性婚姻匹配困难^[13]成为我国现代年轻人婚恋变化的几大特征。我国男女比例严重失衡也导致了单身男女匹配受阻,1995-2009年省级数据的联立方程回归结果表明性别比与男性未婚人口比例显著正相关,性别比上升是导致男性婚姻匹配困难的重要原因^[14],有学者预测未来中国婚姻市场每年有10%-15%的男性过剩人口,将会达到120万人^[15]。与男性在婚姻市场上面临着较大的压力相比,高学历、高收入女性的婚姻匹配困难现象也很严重,女性受教育程度的提高、婚育观念的变化以及逐渐增长的经济压力会对女性婚姻决策产生深刻影响^[13],工作女性的经济独立会使得其结婚可能性减小^[4],女性的高学历与高收入往往会给男性带来过大压力^[16]。不仅大城镇,农村地区以及农民工的婚恋困难也成为不小的问题,随着人口流动性的增大,新生代农民工的初婚年龄普遍推迟^[17],除了性别比失衡,婚姻市场上对于男性的过高期望和要求等对农村贫困男性的婚姻困境有更大的贡献^[18],长期处于流动中,在城市滞留时间的延长会推迟农村女性的初婚年龄^[19]。

以往研究多从宏观的性别比失衡、收入差距加大^[14]等角度加以研究,然而婚姻决策毕竟是一个微观个体的成本收益决策过程,婚姻市场上的匹配困难在我国缺乏基于微观个体角度的定量研究,从个人择偶观念、人力资本、收入等方面的研究往往侧重于社会学的分析以及经济学上的描述性统计;同时,虽然有基于内生家庭谈判力模型来分析当前婚姻匹配中梯度匹配与结构性失衡并存的现象^[20],但是一方面是学界对“男大难婚”的探讨,另一方面是媒体对于“剩女”的渲染,究竟两性之间在婚姻匹配上的困难哪个更大,影响因素分别是什么,每种影响因素究竟有多重要,尚需厘清。更为重要的是,这样的婚姻匹配困难在物质条件丰裕的今天,对于人们的福利状况、幸福水平产生了怎样的影响,影响有多大,也需要定量的分析。

三、数据与研究设计

1. 数据来源与指标选取

本文所使用的数据来自于中国人民大学和香港科技大学调查中心联合完成的中国综合社会调查项目(CGSS)^①。

① 该项目目前为止共进行过7次大型调查——2003、2005、2006、2008、2010、2011和2012年。考虑到问卷问题的一致性,本文选取最近3期的调查数据CGSS 2010-2012组成混合截面数据。共有29168个样本,其中17500个来自城市,其余来自于农村。

以往关于婚姻推迟研究中多采用初婚年龄作为被解释变量^[7]，本文研究的问题是婚姻匹配中各种禀赋在男、女性之间的差异作用，所以本文将是否是“剩男剩女”作为被解释变量。“剩男剩女”作为新兴词汇，其界定虽然没有被学术界正式定义，但在平面媒体以及网络上有较为一致的认识^{①[21]}，2007年，教育部公布了171个汉语新词汇，其中对“剩女”的解释为“已经过了社会一般所认为的适婚年龄，但是仍然未结婚的女性，广义上是指27岁或以上的单身女性”，而对于“剩男”，普遍上认为其年龄界限为30岁以上还未结婚。考虑到本文的社会现实性，我们采用以上定义，认为女性27岁以上未婚者为“剩女”，男性30岁以上未婚者为“剩男”。

关于婚姻决策的影响因素，按照加里·贝克尔^[4-6]家庭经济学中的基本理论分析，一般来说收入和人力资本，即受教育水平是最为重要的两大因素，其后也被广泛研究，在对我国男女择偶观念、婚姻决策的影响因素研究中，城乡因素、受教育程度以及职业^[22]；生理特征（年龄、身高）、社会条件（受教育水平、职业、收入、居住地、家庭状况等）、心理条件（智力、兴趣爱好、能力等）曾被纳入考量^[23-24]，而当代青年男女对待社会婚恋道德环境的心理也曾被研究^[22]。

综合以往研究和我国综合社会调查2010-2012年的调查问卷，本文将是否成为“剩男剩女”的影响因素划分为以下几个方面：①个人基本状况，包括被访者的性别、年龄、受教育程度、健康状况、工作、政治身份；②经济状况，包括个人的年收入以及房产；③社交网络；④地域特征，城乡男女在婚姻的决策上可能会存在差异，同时我国也存在地域上的差异，因此我们设置城市变量以及地区变量；⑤家庭特征，这里本文考察被访者自评14岁时家庭所处社会的阶层，同时母亲对于子女会产生很大影响，将母亲受教育程度作为家庭教育对子女影响的代理变量加以考虑。本文还将研究婚姻匹配困难的货币价值，幸福感方程中幸福感根据问卷划分为很不幸福、较不幸福、一般、较幸福和很幸福五个等级代表。

2. 研究设计

(1) 基本回归模型和RIF分解。基于贝克尔家庭经济学在婚姻匹配方面的基本理论模型，以及以往文献对我国男女婚姻匹配困难的研究，我们将基本模型设定如下：

$$left_i = \beta_0 + \beta_1 sex_i + \beta_2 bas_i + \beta_3 weal_i + \beta_4 soci_i + \beta_5 loca_i + \beta_6 fam_i + yea + u_i \quad (1)$$

其中 $left_i$ 表示第 i 个个体是否为“剩男”（30岁以上的男性且未婚）或者“剩女”（27岁以上的女性且未婚）。 sex_i 表示第 i 个个体的性别， bas_i 、 $weal_i$ 、 $soci_i$ 、 $loca_i$ 以及 fam_i 分别表示第 i 个个体的基本状况、经济状况、社会交往状况、地域特征和家庭特征。由于本文采用混合截面数据，故在模型中还年份的固定效应加以控制。

模型（1） sex 的系数将反映当下男女婚姻匹配中究竟谁更困难，进一步地，通过对模型（1）男性和女性的分别回归，可以深入描述相同禀赋对于两性婚姻匹配的不同作用。不过每种禀赋对于两性婚姻匹配困难差异的贡献还需要运用分解方法加以分析。

我们将采取RIF分解方法，RIF分解是基于OB分解的一种改进。传统的OB分解法最初由布林德（Blinder）^[25]和瓦哈卡（Oaxaca）^[26]在分析工资的性别差异的时候提出来的，简称OB分解。本文研究男性和女性个体在婚姻匹配困难上的差异，婚姻匹配是否存在困难，是否是“剩男剩女”的线性函数如下：

① <http://news.sina.com.cn/c/2014-08-01/081230614622.shtml>, http://baike.baidu.com/link?url=m1Is9q1g6ZHLFDqcDz-yIZUXJ5WFioLQHCUhFNRCOxYEjeN61a0Y2Xsnpap_pbJoWkAVCFdNuXGZ_QHIVVHY-K, http://baike.baidu.com/link?url=FCJXgHhBT_8g9EBYKwLpvZL1olgyy3DnbuOGm91oHssTcOpayetV6QUmJqDfrhNYrKOvW2u145E5ASEAqkB4Aa，其中总结了国内外媒体对于“剩男剩女”的普遍认识，一般来说女性27岁以上还未婚，被称为“剩女”；男性30岁以上还未婚，被称为“剩男”。

$$left_i = X\beta_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$i = \text{male or femal}$, 分别以下标 m 和 f 表示。其中 X 是表示男性和女性在婚姻市场上所具有的禀赋变量矩阵, 如果 $E(\varepsilon_i | X) = 0$, 则两性间的婚姻匹配困难的差异可写作如下:

$$\Delta = E(left_m | X_i = X_m) - E(left_f | X_i = X_f) = X_m\beta_m - X_f\beta_f = X_m\beta_m - X_m\beta_f + X_m\beta_f - X_f\beta_f,$$

所以:

$$\Delta = X_m(\beta_m - \beta_f) + (X_m - X_f)\beta_f \quad (3)$$

在公式 (3) 中, 等式右边第一项为两者差异不可被解释的部分, 代表了单纯由性别差异带来的婚姻市场上匹配困难程度的差异, 一般被称为系数效应; 第二项则代表了男女各方面禀赋对于总体差异的贡献, 被称为禀赋效应。在 OB 分解的基础上, 尼科尔 (Nicole) 等提出了回归再中心化影响函数方法 (recentered influence function, RIF)^[27]。利用这种方法, 可以在线性条件假设下, 具体研究第 K 个回归因子在系数效应和禀赋效应中的贡献。

(2) 基于幸福感方程的估价模型。将幸福感作为福利的一种衡量, 我们进一步研究婚姻问题对于居民福利的影响。基于幸福感方程, 计算环境、社会关系网络等这一类非市场化物品与收入的边际替代率^[28-29], 从而估计其边际支付意愿 (willingness to pay, WTP), 这便是 LSA 估价方法。根据模型 (1) 所选取变量, 我们设幸福感方程为:

$$Happy_i = \beta_0 + \beta_1 left_i + \beta_2 \ln income_i + \beta_3 X + yea + prov + u_i \quad (4)$$

其中, $left$ 是表示受访者是否“剩男剩女”, $\ln income$ 表示个人年收入对数, X 则是模型 (1) 中所有控制变量的集合, yea 和 $prov$ 分别代表控制了年份和省份的固定效应。

定价原理非常简单, 即在理性人追求效用最大化假设下, 婚姻匹配困难减少所带来的边际效用等于收入增加带来的边际效用。因此, 令 MU_i 表示收入增加对幸福的边际效用, MU_l 表示婚姻匹配困难增加带来的边际效用。在最优条件下有 $MU_\Delta | income | = | MU_l \Delta left |$ 。令 $\partial H / \partial income$ 和 $\partial H / \partial left$ 分别表示收入和婚姻匹配是否困难对幸福的边际效应, 那么收入与婚姻匹配困难的边际替代率如下, 即所谓的“剩男剩女”的代价。

$$MRS = - \frac{\Delta income}{\Delta left} = \frac{\partial H / \partial left}{\partial H / \partial income} \quad (5)$$

四、数据描述

表 1 显示了所有变量的描述性统计, 从表 1 中可以看出, 男性的受访者占研究总样本的 61.1%, “剩男剩女”在 30 岁以上的男性和 27 岁以上的女性人群中总占比为 2.2%, 其中 30 岁以上男性中未婚人口占 30 岁以上男性总人数 (“剩男”占比) 的 2.4%, 而 27 岁以上的女性未婚人口占 27 岁以上女性总人数 (“剩女”占比) 的 1.3%, 女性总体上面临的婚姻匹配困难相对较小。而男性在受教育程度、健康状况、工作、房产等禀赋上, 平均说来要强于女性, 那么男性和女性之间在婚姻匹配困难上的差别究竟有多少是两者禀赋上的差别所致, 又有多少是单纯男、女的性别差异所致呢? 相同类型的禀赋在男女的婚姻匹配中又有何不同作用呢? 这需要计量方法的回归加以解释。

与此同时, 除了研究中对男女性婚姻匹配困难的关注, 有趣的是“女博士”与“黄金圣斗士”、“白富美”与“高帅富”的嫁娶, 这些热点词汇所反映出来的关于男女婚姻匹配的问题在综合性调查的数据中又有何种表现呢?

如图 2 所示, “剩女”的比例在受过高等教育群体中有一个显著的提高, 对于“女博士”们的婚

姻担忧并非空穴来风，但是这样的情况是否完全是女性自身人力资本提高导致的还需要进一步的实证加以探究。

表1 主要变量描述性统计

变量	变量解释	总样本		男性		女性	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
“剩男剩女”	是否为“剩男剩女”，是=1	0.022	0.146	0.024	0.154	0.013	0.114
性别	男性=1	0.611	0.487	—	—	—	—
年龄	年龄	51.591	13.713	52.058	13.316	50.005	13.815
受教育程度	未接受教育、小学、初中、高中、大学、研究生及以上分别用1-6表示	2.967	1.228	3.099	1.163	2.830	1.303
健康	不健康-很健康为1-5	3.417	1.122	3.575	1.072	3.387	1.115
工作	有工作=1	0.700	0.458	0.754	0.430	0.664	0.472
政治身份	党员=1	0.148	0.355	0.209	0.406	0.076	0.265
房产	家庭拥有的房产数	1.110	0.547	1.128	0.554	1.091	0.527
年收入对数	年收入对数	9.334	1.188	9.535	1.156	9.096	1.196
社交网络	与亲朋好友交往频率，划分为1-10，数值越大频率越大	6.117	2.130	6.259	2.124	6.000	2.106
城市	城市样本=1	1.412	0.492	1.423	0.494	1.391	0.488
所属地区	东部、中部、西部，分别用1-3表示	1.790	0.777	1.796	0.772	1.788	0.788
家庭社会阶层	1-10十个等级，1代表最底层，10代表最高层	2.882	1.830	2.786	1.766	3.032	1.889
家庭教育	母亲受教育程度，用1-6表示	1.505	0.852	1.473	0.821	1.559	0.896
幸福感	不幸福-很幸福五个等级	3.795	0.863	3.802	0.838	3.803	0.874

“高帅富”、“白富美”们也是这几年来人们追求的对象，图3我们分别用核密度估计图和条形图来展现这一情况。

如图3所示，成功婚姻匹配的男性与“剩男”在身高的均值上并没有太大差别，但是方差上略小。问卷缺乏对相貌的主观评价，但是身材匀称是“帅”的一个很重要前提条件，通过BMI指数^①划分男生的身材——“偏瘦”、“适中”和“偏胖”，从这三类人群的“剩男”占比来看，偏瘦的男生中“剩男”比例较高，不过考虑到外貌因素在问卷中没有直接的衡量，所以本文未将身高、体重因素加入回归方程。

从收入的角度来说，很显然非“剩男”的平均水平高于“剩男”，可见在市场经济条件下，人们的婚姻择偶还是很侧重于物质条件。那么高收入的女性呢，与之相反，“剩女”作为职业中的女强人，其收入平均水平也高于非“剩女”。

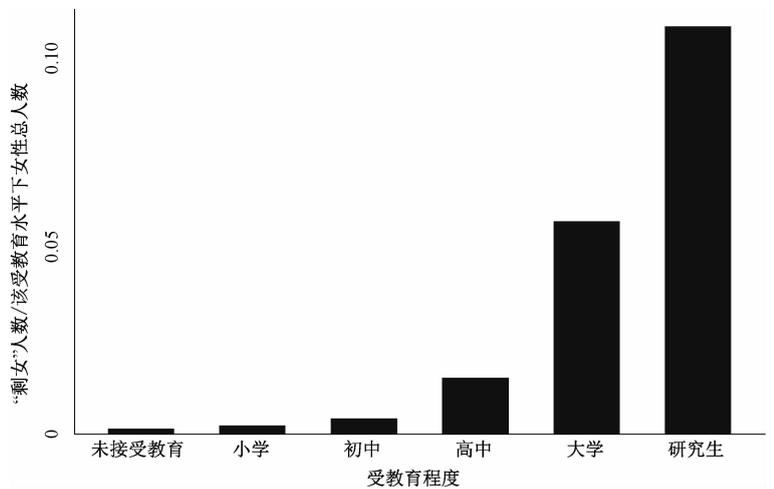


图2 各受教育程度下“剩女”人数占女性总人数比重

① BMI指数（即身体质量指数，简称体质指数，又称体重，英文为Body Mass Index，简称BMI），是用体重公斤数除以身高米数平方得出的数字，是目前国际上常用的衡量人体胖瘦程度，体质指数（BMI）= 体重（kg）÷ 身高²（m），成人的BMI数值：过轻：低于18.5，正常：18.5-24.99，过重：25-28，肥胖：28-32，非常肥胖：高于32，这里我们划分为低于18.5，较瘦；18.5-24.99适中，大于24.99，即偏胖。具体参见：<http://baike.baidu.com/link?url=BU1o1Fn36jeyvHBZN4JNdHfaAIdJ8-TWQ-081iRtSLuflQjzarFnmRr1SCZ1iuEysHQAUoYSEUfJiaYWjTwAq>

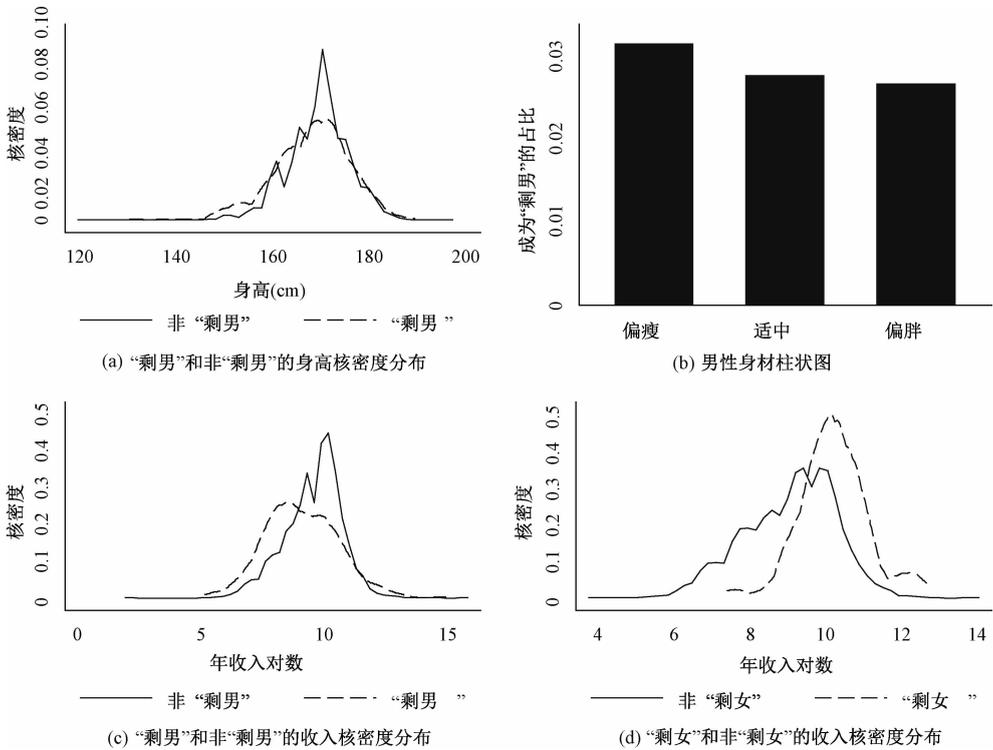


图3 “高帅富”和“白富美”的婚姻匹配情况

五、实证：“女大难嫁”还是“男大难婚”及其福利分析

1. “女大难嫁”还是“男大难婚”？

表2是对模型(1)的OLS、Probit以及Logit估计。我们选择了CGSS样本中男性大于等于30岁,女性大于等于27岁的样本,对其是否成为“剩男剩女”的影响因素进行分析。

表2的第一列将性别作为一个哑变量带入回归方程,结果发现,男性的婚姻匹配困难程度大于女性,男性成为“剩男”的可能性比女性成为“剩女”的可能性高约2.37个百分点。

进一步地通过对男性和女性的分别回归,研究相同的禀赋在婚姻匹配市场上男、女的差异性。以OLS系数为例,表2的第二和第三列是对于男性和女性的婚姻匹配困难的分别回归。从表2的回归结果来看,受教育水平对男性和女性的婚姻匹配困难程度的影响存在异质性:受教育程度的提高会降低男性成为“剩男”的可能性,且受高中及以下教育相对于未接受过教育对婚姻匹配困难的降低作用较为显著。但对于女性来说,接受高中及以下教育会减小婚姻匹配困难度,但是接受高等教育的女性其成为“剩女”的可能性会增大,这也与以往的研究较为符合,不过这一结果在Probit和Logit回归中虽然系数正负较为一致,但是却在0.1的水平上没有通过显著性检验,这与近几年来,随着女性的受教育程度普遍提高,高学历女性已不鲜见有一定关系。在工作和经济状况方面,有工作的人成为“剩男剩女”的可能性更小,但有工作对男性的婚姻匹配困难的减小作用更大。房产是财富的一个代理变量^[30],随着房价的上涨,独生子女家庭的增多以及现代婚姻观念的改善,买房似乎并不是男方负全部责任,家庭房产数量的增多对于男女成为“剩男剩女”的可能性都有减小作用。传统上来说,男性承担了更多“养家”的任务,正如回归中所展现的,收入越多的男性婚姻匹配困难越小,但收入对女性没有显著影响。我国地区之间存在巨大差距,平均来说,中部男性成为“剩男”的可能性

比东部小0.66个百分点,西部男性则比东部小0.95个百分点。同样中西部女性成为“剩女”的可能性也比东部女性小。我国东部人口密集度较大,也是人才资源和各方面压力较为集中的地区,婚姻市场匹配也存在着更大的竞争性。此外,男性的身体条件更好、拥有党员身份以及良好的社交网络有助于降低其婚姻匹配的困难性。而女性拥有党员身份、家庭阶层较高也有助于降低她们婚姻匹配的困难性。

表2 “男大难婚”还是“女大难嫁”基本回归

变量	OLS_ 总体	OLS_ 男	OLS_ 女	Probit_ 男	Probit_ 女	Logit_ 男	Logit_ 女
性别	0.0237 *** (0.0027)	—	—	—	—	—	—
年龄	-0.0012 *** (0.0001)	-0.0018 *** (0.0002)	-0.0008 *** (0.0001)	-0.0307 *** (0.0037)	-0.0370 *** (0.0059)	-0.0705 *** (0.0083)	-0.0891 *** (0.0154)
小学教育	-0.0079 ** (0.0037)	-0.0225 ** (0.0092)	-0.0068 *** (0.0019)	-0.3139 *** (0.1116)	-0.2470 (0.3033)	-0.7265 *** (0.2477)	-0.5772 (0.8697)
初中教育	-0.0179 *** (0.0039)	-0.0378 *** (0.0091)	-0.0105 *** (0.0028)	-0.6291 *** (0.1233)	-0.2267 (0.2842)	-1.4107 *** (0.2790)	-0.4784 (0.8292)
高中教育	-0.0067 (0.0045)	-0.0276 *** (0.0095)	0.0014 (0.0046)	-0.4459 *** (0.1323)	0.2293 (0.2803)	-0.9687 *** (0.3011)	0.6305 (0.8093)
大学教育	0.0095 * (0.0056)	-0.0177 * (0.0101)	0.0242 *** (0.0073)	-0.1948 (0.1511)	0.3813 (0.2932)	-0.4423 (0.3396)	0.8864 (0.8303)
研究生及以上	0.0132 (0.0260)	-0.0312 (0.0318)	0.0411 (0.0411)	-0.2248 (0.4282)	0.3098 (0.4095)	-0.4936 (0.9604)	0.7325 (1.0095)
健康	-0.0022 ** (0.0011)	-0.0032 * (0.0017)	-0.0012 (0.0011)	-0.0449 (0.0308)	-0.0697 (0.0467)	-0.1049 (0.0698)	-0.1192 (0.1153)
工作	-0.0219 *** (0.0034)	-0.0356 *** (0.0060)	-0.0068 ** (0.0028)	-0.4836 *** (0.0866)	-0.3392 *** (0.1093)	-1.1251 *** (0.1904)	-0.6411 ** (0.2551)
政治身份	-0.0179 *** (0.0028)	-0.0152 *** (0.0029)	-0.0120 * (0.0063)	-0.5762 *** (0.1235)	-0.1918 (0.1573)	-1.3868 *** (0.3324)	-0.3590 (0.3438)
房产	-0.0077 *** (0.0019)	-0.0065 ** (0.0026)	-0.0079 *** (0.0028)	-0.1903 *** (0.0714)	-0.2350 *** (0.0851)	-0.4072 ** (0.1683)	-0.4952 ** (0.2048)
年收入对数	-0.0057 *** (0.0014)	-0.0115 *** (0.0023)	0.0008 (0.0013)	-0.1904 *** (0.0399)	0.0840 (0.0580)	-0.4344 *** (0.0826)	0.1862 (0.1437)
社交网络	-0.0009 * (0.0005)	-0.0015 * (0.0009)	0.0002 (0.0005)	-0.0336 * (0.0176)	0.0023 (0.0227)	-0.0709 * (0.0409)	0.0006 (0.0524)
是否来自城市	-0.0024 (0.0023)	-0.0055 (0.0036)	0.0011 (0.0021)	-0.1329 * (0.0771)	0.1917 (0.1589)	-0.3113 * (0.1730)	0.5950 (0.4499)
是否中部	-0.0092 *** (0.0024)	-0.0066 * (0.0038)	-0.0112 *** (0.0029)	-0.0942 (0.0726)	-0.2668 ** (0.1103)	-0.2365 (0.1655)	-0.6122 ** (0.2729)
是否西部	-0.0132 *** (0.0027)	-0.0095 ** (0.0044)	-0.0165 *** (0.0025)	-0.1817 ** (0.0891)	-0.9259 *** (0.2537)	-0.4188 ** (0.1998)	-2.3694 *** (0.7344)
家庭阶层	-0.0005 (0.0006)	0.0002 (0.0009)	-0.0013 * (0.0007)	0.0129 (0.0184)	-0.0270 (0.0264)	0.0184 (0.0410)	-0.0459 (0.0602)
家庭教育程度	控制						
年份	控制						
观测值	16832	8965	7867	8964	7865	8964	7865
R方/伪R方	0.0307	0.0361	0.0471	0.1403	0.2559	0.1409	0.2572

注:括号中为稳健性标准误差;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

Probit回归以及Logit回归的结果与OLS较为一致,总体来说,男性相对于女性面临着更大的婚姻匹配压力,受教育程度、工作、政治身份、收入以及所处地区是影响男性婚姻匹配困难较大且较为显著的因素;而对女性来说婚姻匹配困难则受教育程度、工作、房产以及所处地区的影响。受教育程度对于男性和女性在婚配市场上的作用不同。

2. 婚姻匹配困难影响因素的男女差异及其机制分析——RIF 分解分析

下面我们通过分解分析, 进一步解构我国婚姻市场上男女差异的原因, 深入探究“男大更难婚”中禀赋效应和价格效应的贡献, 以及各种因素的占比。

通过分解^①, 我们发现在婚姻匹配困难的男女差异中禀赋效应的系数为 -0.0195 , 价格效应系数为 0.0306 , 通过计算其与总效应的比值, 禀赋效应占比为 -175.68% , 价格效应占比为 275.68% , 价格效应远远大于禀赋效应, 且禀赋效应为负。也就是说, 男女在婚姻市场上面临的不同的匹配压力主要是由两者本身的性别差异歧视带来的, 而非两者在禀赋上差异带来的, 即如果男性和女性在各种要素上的条件完全相同, 男性在婚姻市场上更难得到匹配的原因在于性别本身(详见表3)。

具体分析禀赋效应和价格效应中各要素的贡献占比, 发现禀赋效应中工作和收入是占比较大的两个因素, 占到了禀赋效应的约 42% , 可见物质因素在当前社会的择偶选择中, 排除感情等不可量化的因素, 是人们主要考虑的因素。

不过禀赋效应与价格效应如此之大的差异在分解中确实鲜见, 那么是什么因素导致了婚姻匹配困难上的性别歧视, 不少研究认为男女性别比失衡是造成婚姻市场挤压、男性婚姻匹配困难的重要原因^[12], 进一步, 我们在回归中加入各省份的男女性别比^②, 来初步探讨男女性别比这一较为外生的因素是否带来了婚姻市场上的性别歧视。

首先, 我们在模型(1)中加入男女性别比, 用原有数据匹配各个省份2010-2012年的性别比, OLS的回归结果发现^③, 性别比对男性婚姻匹配困难有显著正向影响, 但是对女性没有显著影响, 即在性别比失衡更严重的地区, 男性成为“剩男”的可能性会显著的增加, 但对女性成为“剩女”的可能性却没有显著影响。将性别比加入分解中, 分解之后的总效应系数为 0.0106 , 其中禀赋效应系数为 -0.0196 , 占 -185.29% , 价格效应为 0.0302 , 占 285.29% 。其中价格效应中各要素对总效应贡献如表4所示, 价格效应本身为正, 而性别比对其的贡献达到了 87.97% , 可见性别比是造成了婚姻匹配市场男女歧视的重要因素。除了性别比失衡之外, 也有很多文献认为男女本身在社会就被赋予

表3 对婚姻匹配困难的男女差异 RIF 分解

变量	系数	占比 (%)	P 值
总效应	0.0111		
禀赋效应	-0.0195	-175.68	0.0000
年龄	-0.0035	18.15	0.0000
受教育程度	-0.0036	18.51	0.0000
健康	-0.0006	3.14	0.0530
工作	-0.0032	16.52	0.0000
政治身份	-0.0020	10.30	0.0010
房产	-0.0002	1.24	0.0490
年收入对数	-0.0050	25.76	0.0000
社交网络	-0.0004	1.97	0.0840
城市	0.0002	-0.93	0.1930
所属地区	-0.0001	0.47	0.4300
家庭社会阶层	0.0000	0.19	0.8740
家庭教育	-0.0011	5.54	0.0010
年份	0.0002	-0.85	0.0700
价格效应	0.0306	275.68	0.0000
年龄	-0.0475	-154.90	0.0000
受教育程度	-0.0218	-71.07	0.0010
健康	-0.0069	-22.49	0.3260
工作	-0.0192	-62.51	0.0000
政治身份	-0.0002	-0.77	0.6460
房产	0.0016	5.10	0.7090
年收入对数	-0.1110	-362.39	0.0000
社交网络	-0.0100	-32.48	0.1140
城市	-0.0040	-13.18	0.2120
所属地区	0.0031	10.19	0.2180
家庭社会阶层	0.0043	14.01	0.2440
家庭教育	0.0016	5.17	0.3960
年份	0.0026	8.33	0.2470

① 在 Oaxaca 分解的基础上, 罗伯特 (Robert) 将分解拓展到 Probit 和 Logit 的回归基础上进行^[31]。这里我们以 Probit 和 Logit 基础上的分解结果来对 RIF 分解进行稳健性检验, 结果为对于男性, 系数效应占比为 314.74% 和 327.85% , 而对于女性, 系数效应占比为 141.67% 和 143.00% 。即“男大更难婚”的原因更多是来自于女女性本身面临的歧视, 而非两者禀赋上的差异。RIF 分解结果稳健。

② 男女性别比数据来源于 2011-2013 年《中国统计年鉴》, 本研究中男女性别比 = 该省男性总数 / 该省女性总数。

③ 性别比对于男性的系数为 0.0012 , 在 5% 的显著水平上显著; 对于女性的系数为 0.0008 , 不显著。

了不同的责任和期望^[18]。不过这里本文仅做出了初步的探究,表4 加入外生变量性别比后 RIF 分解中需要更加深入的研究。

各要素对价格效应的贡献占比 %	
变量	贡献百分比
性别比	87.97
年龄	-166.39
受教育程度	-69.52
健康	-25.46
工作	-61.81
政治身份	-0.51
房产	6.24
年收入对数	-370.58
社交网络	-34.79
城市	-11.98
所属地区	8.06
家庭社会阶层	16.16
家庭教育	4.77
年份	7.83

3. “剩男剩女”的代价——基于幸福感方程的福利分析

在现实中,更为重要的问题是婚姻匹配困难问题对人们的福利产生了什么样的影响。根据前面的幸福感方程模型(4),我们分别对男、女性婚姻匹配困难对幸福感的影响进行了回归分析^①,结果如表5所示。从 OLS 的结果来看,成为“剩男”会使得男性的幸福感减少 0.42;成为“剩女”会使女性的幸福感减少 0.31。这个影响系数甚至超过了收入对男女性幸福感的影响,可见能否顺利找到婚姻匹配对象,组成家庭,对个人的幸福有着极为重要的意义。

表5 婚姻匹配困难对男性和女性幸福感的影响

变量	OLS_男	OLS_女	有序 Probit_男	有序 Probit_女	有序 Logit_男	有序 Logit_女
“剩男剩女”	-0.4200*** (0.0690)	-0.3067*** (0.0785)	-0.5121*** (0.0827)	-0.4289*** (0.0960)	-0.9043*** (0.1452)	-0.7712*** (0.1697)
收入	0.1188*** (0.0108)	0.0764*** (0.0122)	0.1614*** (0.0152)	0.0981*** (0.0162)	0.2891*** (0.0271)	0.1701*** (0.0288)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	8946	7852	8946	7852	8946	7852
R方	0.1431	0.1225	0.0677	0.0580	0.0688	0.0599

注:其他控制变量同表2,括号中为稳健标准误差,***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

那么“剩男剩女”的代价究竟有多大?根据方程(5),借鉴阿瑞克(Arik)的方法^[28],当幸福感模型方程(4)中使用年收入对数替代收入水平时,可计算男性和女性为不成为“剩男剩女”的平均支付意愿(willingness to pay: WTP)为 $-Y * \frac{\beta}{\lambda}$ 。据此,我们计算“剩男剩女”的代价,以对男性的 OLS 回归为例,给定计算平均支付意愿是样本平均收入为 22792 元时,由上述公式计算得出“剩男的代价” = $(0.4200/0.1188) * 22792 = 80579$ 元。这说明为了保持幸福感不变,男性愿意为不成为“剩男”而每年支付 80579 元;而对于女性,给定计算平均支付意愿是样本平均收入为 22801 元时,由上述公式计算得出“剩女的代价” = $(0.3067/0.0764) * 22801 = 91532$ 元。这说明为了保持幸福感不变,女性愿意为不成为“剩女”而每年支付 91532 元。可见婚姻匹配对于女性的货币价值更大。

综合有序 Probit 和有序 Logit 回归的结果,“剩男的代价”为 71294 - 80579 元/年;“剩女”的代价为 91532 - 103375 元/年。具体结果如表 6。

平均支付意愿	OLS	有序 Probit	有序 Logit
“剩男”	80579	72317	71294
“剩女”	91532	99688	103375

六、主要结论与政策建议

本文使用 CGSS 2010 - 2012 混合截面的数据,通过分析得出如下发现。

① 艾达(Ada)和保罗(Paul)发现当幸福感是一个序数表示方式时,OLS 线性回归和有序 Probit 及有序 Logit 模型得出的系数估计结果大致相当^[32]。

第一,男性成为“剩男”的可能性比女性成为“剩女”的可能性高约2.37个百分点,“男大难婚”难于“女大难嫁”。

第二,在分别对男女婚姻匹配影响因素的回归中,工作、收入以及所处地区对于男性和女性的婚姻匹配都有显著的较大影响,受教育程度有利于减小男性的婚姻匹配困难,高等教育会增加女性婚姻匹配困难,不过这个效应并不稳健显著。随着独生子女的增多、房价上涨,拥有房产的数量已不仅影响男性婚姻匹配,也影响着女性的婚姻匹配。

第三,通过RIF分解发现,“男大更难婚”这种在婚姻匹配市场上的性别差异主要由系数效应贡献,而非基于人力资本等禀赋上的差异。在禀赋效应中,收入和工作这两个物质经济性因素是贡献最大的两个因素;进一步探究男女性在婚姻匹配市场上单纯的歧视效应的原因,我们发现男女比例失衡越严重,男性所面临的婚姻挤压就越大,而对女性却没有影响。加入性别比后的分解分析显示,性别比贡献了系数效应的87.97%,不过这种歧视也可能来自于社会对男女性不同的分工、责任赋予和期望等。

第四,基于幸福感方程,婚姻匹配困难对男性和女性幸福感的负向影响程度,显著地超过了收入对其的影响,应用LSA估价法,“剩男的代价”为71294-80579元/年,而“剩女”的代价为91532-103375元/年。

基于以上结论,旨在解决我国现在“剩男剩女”问题,减小婚姻匹配难度,促进社会和谐,一方面,要引导青年男女正确的婚恋观,目前在高校尚缺乏对大学生婚恋观进行正确引导的课程设置及心理辅导窗口,需要有针对性的关怀平台的建立;另一方面,更为重要的是,从本文的研究结论来看,根本上影响我国婚姻市场匹配困难,尤其是“男大难婚”的原因是男女性别差异本身,所以要从根本上关注男性和女性的非禀赋性差别,如性别比这种宏观的性别环境,调节我国较为严重的性别比例;此外,随着社会的发展、人力资本累积的增加,对于男性和女性的社会责任和社会期待的理念也应有及时的更新,通过媒体舆论的途径宣传正确的性别观念也十分重要。

“婚姻是爱情的坟墓,不结婚就是死无葬身之地”,这是曾经红极一时的电视剧《咱们结婚吧》中的经典台词,虽然些许应用了夸张的手法,但是,隐藏在城市快节奏物质生活下的婚姻问题对于个人的幸福感确实有着很大的影响,甚至超过了收入的影响,“剩男剩女”的代价其实不仅在于“剩男剩女”们的自身,其对社会整体福利都会产生影响,且关乎社会的稳定、和谐,需要重视。

参考文献:

- [1] 刘中一. 大龄未婚男性与农村社会稳定——出生性别比升高的社会后果预测性分析之一 [J]. 青少年犯罪问题, 2005 (5): 17-22.
- [2] 池丽萍. 婚姻会使人幸福吗: 实证结果和理论解释 [J]. 首都师范大学学报(社会科学版), 2014 (1): 136-144.
- [3] 叶文振. 当代中国婚姻问题的经济学思考 [J]. 人口研究, 1997 (6): 11-17.
- [4] BECKER G S. A theory of marriage: part I [J]. The Journal of Political Economy, 1973, 81 (4): 813-846.
- [5] BECKER G S. A theory of marriage [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1974: 301-308.
- [6] BECKER G S. A treatise on the family [M]. Cambridge MA: Harvard University Press, 1981: 135-179.
- [7] MICHAEL C K. The economic of family formation [J]. Economic Inquiry, 1977, 15 (2): 238-250.
- [8] SHELLY L, ROBERT A P. The American family and family economics [J]. Journal of Economic Perspectives, 2007, 21 (2): 3-36.
- [9] AGNES R Q, KELLY H. Marriage in transition: evidence on age education and assets from six developing countries [R]. Policy Research Division Working Papers, No. 183, 2003.
- [10] BENNETT N G, DAVID E B, PATRICIA H C. The divergence of black and white marriage patterns [J]. American Journal of Sociology, 1989, 95 (3): 692-722.

- [11] 陈正伟. 中国初婚年龄性别匹配模型及其应用 [J]. 统计与决策, 2010 (3): 4-8.
- [12] WEI Shangjin, ZHANG Xiaobo. The competitive saving motive: evidence from rising sex ratios and savings rates in China [J]. Journal of Political Economy, 2011, 119 (3): 511-564.
- [13] 赵智伟. 影响我国女性初婚年龄变动的因素 [J]. 人口与经济, 2009 (S1): 32-35.
- [14] 江涛. 中国性别结构失衡、搜寻匹配与婚姻推迟——一项基于经济学的解释及其验证 [J]. 人文杂志, 2013 (10): 48-54.
- [15] 李树茁, 姜全保, 伊莎贝尔·阿塔尼, 费尔德曼. 中国的男孩偏好和婚姻挤压——初婚与再婚市场的综合分析 [J]. 人口与经济, 2006 (4): 1-8.
- [16] PETER S, L De MARTHA. Chinese men want wives who are easier to control: how China's high-flying single women are rejected because male suitors are intimidated by their successes [EB/OL]. [2013-02-28]. <http://www.dailymail.co.uk/femail/article-2285865/Chinese-men-want-wives-easier-control-How-Chinas-high-flying-single-women-rejected-male-suitors-intimidated-successes.html>.
- [17] 宋月萍, 张龙龙, 段成荣. 传统, 冲击与嬗变——新生代农民工婚育行为探析 [J]. 人口与经济, 2012 (6): 8-15.
- [18] 韦艳, 张力. 农村大龄未婚男性的婚姻困境: 基于性别不平等视角的认识 [J]. 人口研究, 2011 (5): 58-70.
- [19] 靳小怡, 彭希哲, 李树茁. 社会网络与社会融合对农村流动妇女初婚的影响——来自上海浦东的调查发现 [J]. 人口与经济, 2005 (5): 53-58.
- [20] 沈新风. 内生家庭谈判力与婚姻匹配 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (4): 1235-1249.
- [21] 朱磊. 当代社会“剩男剩女”现象形成的原因探析 [J]. 青年探索, 2014 (4): 74-78.
- [22] 刘爽, 郭志刚. 北京市大龄未婚问题的研究 [J]. 人口与经济, 1999 (4): 14-20.
- [23] 韩荣炜. 两性择偶标准的差异研究 [J]. 西北人口, 2002 (1): 42-44.
- [24] 张艳霞. “80后”青年择偶中的条件匹配——对620则征婚广告的分析 [J]. 中国青年研究, 2013 (5): 79-83.
- [25] BLINDER A S. Wage discrimination: reduced form and structural estimates [J]. Journal of Human Resources, 1973, 8 (4): 436-455.
- [26] OAXACA R. Male-female wage differentials in urban labor markets [J]. International Economic Review, 1973, 14 (3): 693-709.
- [27] NICOLE F, LEMIEUX T, FIRPO S. Decomposition methods in economics [J]. Handbook of Labor Economics, 2011 (4): 1-102.
- [28] ARIK L. Valuing public goods using happiness data: the case of air quality [J]. Journal of Public Economics, 2012, 96 (9): 869-880.
- [29] JUNCAL C, FERNANDO P D G. Environment and happiness: new evidence for Spain [J]. Social Indicators Research, 2013, 112 (3): 549-567.
- [30] 沈坤荣, 谢勇. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究 [J]. 金融研究, 2012 (3): 1-13.
- [31] ROBERT F. An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models [J]. Journal of Economic and Social Measurement, 2005, 30 (4): 305-316.
- [32] ADA F-I-C, PAUL F. How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? [J]. The Economic Journal, 2004, 114 (497): 641-659.

[责任编辑 武玉, 方志]