

工业机器人、劳动力市场差异与婚姻决策

潘丽群 闫曰奇 李 静*

内容提要 劳动者的就业状况和收入水平是影响婚姻决策的重要因素。工业机器人的广泛应用冲击了就业和收入，深刻影响了劳动力市场。本文基于工业机器人数据和微观个体调查数据，探讨了工业机器人应用对婚姻市场的影响及其机制。研究表明，工业机器人应用降低了女性的结婚意愿，推迟了男性和女性的初婚年龄。该结论在内生性处理及稳健性检验下依然成立。机制分析发现，工业机器人应用使得男性就业稳定性变差、女性获得更高的收入溢价，从而使男性在婚姻市场上的经济地位和议价能力相对降低，女性相对提高，婚姻决策随之改变。进一步研究发现，工业机器人应用主要使得 20~34 岁的女性结婚意愿降低、高中及以下学历的男性和各教育分组女性初婚年龄推迟。对于已婚群体而言，工业机器人应用能够提高女性的婚姻满意度。

关键词 工业机器人 就业与收入 性别差异 婚姻决策

一 引言

根据国际机器人联盟（IFR）发布的历年世界工业机器人统计公报，中国自 2013 年以来，机器人安装量一直稳居世界前列，是世界上最大的工业机器人交易市场。工业机器人作为第四次工业革命中出现的新技术，其广泛应用对劳动力就业与收入的影响是国内外学者重点探讨的主题（王军、常红，2021；Acemoglu & Restrepo，2020），

* 潘丽群，广州大学经济与统计学院，电子邮箱：liqun_pan@gzhu.edu.cn；闫曰奇，新疆财经大学经济学院，电子邮箱：3578977692@qq.com；李静（通讯作者），厦门大学宏观经济研究中心，电子邮箱：lj-bingo@xmu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目（批准号：72003052）、国家社会科学基金一般项目（批准号：22BJL062）、福建省自然科学基金项目（批准号：2023J01031）的资助。

但关于工业机器人应用对劳动力就业和收入的冲击如何影响劳动者婚姻决策的研究却相对较少。当前中国面临严峻的老龄化和少子化问题，初婚年龄推迟和离婚率攀升也是中国建设社会主义现代化强国所要面对的社会难题。图 1 反映了 2013 - 2019 年间，随着中国工业机器人应用的不断增加，结婚登记数逐渐减少，离婚登记数逐渐增加。这三者的趋势关系表明，工业机器人应用可能对婚姻决策产生影响。充分了解新技术革命对婚姻决策的可能影响及其机制，对解决上述难题具有重要的现实意义和政策价值。

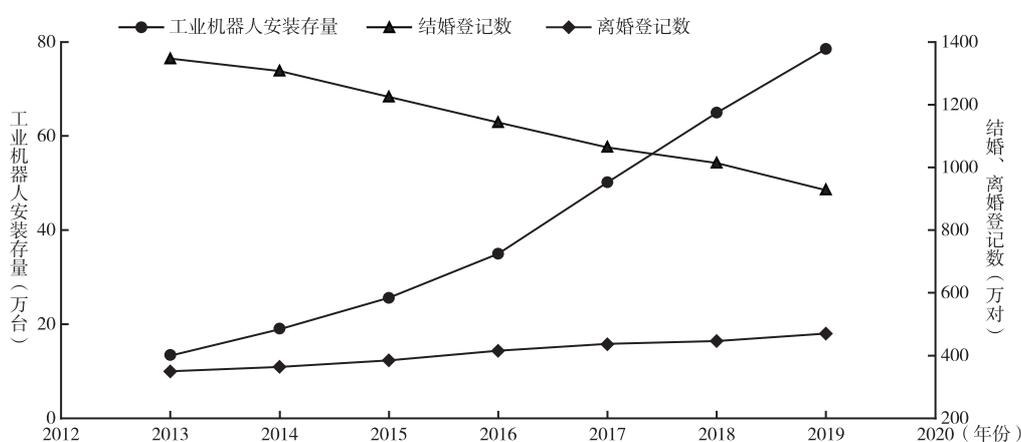


图 1 工业机器人应用与结婚、离婚登记情况的变化

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据和历年《中国统计年鉴》数据计算得到。

婚姻决策（是否结婚、何时结婚）作为人生历程中最重要的抉择之一，不仅是适婚人口的感情抉择，也是基于成本—收益分析的经济抉择（赵文哲等，2019；Becker，1973）。现有国内外关于婚姻决策影响因素的研究颇多，除婚姻观念外，总体上可归类为婚姻成本和婚姻收益两类。婚姻成本主要包括房价、彩礼、互联网使用等（魏下海、万江滔，2020；许敏波等，2024）；婚姻收益主要包括受教育程度、流动经历、女性经济地位等（潘丽群等，2021；Field & Ambrus，2008；Sweeney，2002）。由于劳动者的个体特征等方面存在差异，工业机器人应用对劳动力就业和收入的影响存在异质性（王军、常红，2021；Acemoglu & Restrepo，2020），这会影响到劳动者在婚姻市场上的经济地位和议价能力，从而影响婚姻决策。因此，讨论工业机器人应用如何影响微观个体的婚姻决策并分析其背后的影响机制十分必要。工业机器人应用是否会对婚姻决策产生影响？该影响是否存在性别差异？其影响机制是什么？本

文试图回答这些问题。

相比于以往文献，本文的边际贡献主要包括两方面。第一，探讨了工业机器人应用对个体婚姻决策的影响，为理解近年来中国结婚率持续下降和离婚率不断上升的现象提供了新的视角。第二，考虑了工业机器人应用对劳动力就业与收入影响的性别差异，并讨论了这种性别差异在个体婚姻决策中的作用机制，为婚姻决策的经济地位竞争提供了中国的证据。

本文余下部分安排如下：第二部分基于文献综述提出本文的研究假设，第三部分介绍本文使用的数据、计量模型设定及变量说明，第四、五部分分别通过实证研究分析工业机器人应用对微观个体婚姻决策的影响及其影响机制，第六部分进一步分析工业机器人应用对异质性微观个体的婚姻决策及婚姻满意度的影响，第七部分是研究结论与政策启示。

二 文献综述与研究假设

（一）婚姻决策的影响因素

根据国内外学者的相关研究，影响婚姻决策（是否结婚、何时结婚）的因素可归类为婚姻成本、婚姻收益以及婚姻观念三类。在婚姻成本方面，主要包括房价、彩礼、互联网使用等因素。国外学者主要从宏观层面探讨了房价与结婚率的关系，多数研究认为住房价格上涨必定带来结婚成本的上升，进而在一定程度上降低了人们对结婚的需求（Akers, 1967; Bowmaker & Emerson, 2015）。国内学者则从微观层面探讨了房价对婚姻决策的影响。例如，刘金山和杜林（2024）发现，房价上涨推迟了适婚人口的平均初婚年龄，并且对女性的初婚推迟效应影响更大。许敏波等（2024）利用全国人口普查和 1% 人口抽样调查数据发现，房价上涨显著提高了城镇居民的未婚比例，推迟了初婚年龄。由于当前中国男女性别结构失衡问题持续存在（2005 - 2018 年，中国男女比例均值为 1.04:1），中青年人口组更容易产生男性婚姻挤压现象（吴昌南、王进，2021）。适婚男性要想竞争获得合意的配偶，就不得不向女方家庭支付更多彩礼，如礼金、住房等（魏下海、万江滔，2020），从而增加了男性结婚成本，迫使适婚男性推迟初婚年龄。此外，国内外学者普遍认为婚前互联网使用行为可以降低婚姻匹配的信息搜索成本，提高男女双方在婚姻市场找到合意配偶的概率，使得婚姻关系更稳定。但婚后使用互联网会增加寻找更合意伴侣的可能性，不利于原有婚姻关系的稳定（Bellou, 2014; Murray, 2020）。

在婚姻收益方面，主要包括受教育程度、流动经历、女性经济地位等因素。自 20 世纪末以来，中国男性和女性的平均受教育年限不断增加，男女双方在劳动力市场上一方面可获得相应的教育回报，单身生活有了可靠的收入支撑，从而降低了结婚的预期收益；另一方面，教育时间的延长推迟了男女双方进入劳动力市场与婚姻市场的时间，导致更多的“剩男”和“剩女”存在（吴要武、刘倩，2015；Sweeney，2002）。此外，潘丽群等（2021）的研究表明，女性相对男性通过流动可以获得更多的就业机会和收入。随着经济独立性和社会地位的提高，女性对婚姻的预期收益下降，从而降低了缔结婚姻的意愿（Becker，1974；Field & Ambrus，2008）。

在婚姻观念方面，由于经济发展水平、教育水平、城市化水平等的提高，传统的“男大当婚、女大当嫁”“为了孩子而忍耐”的婚姻观念逐渐淡化，“独立、平等、幸福”的现代婚姻价值观念日益得到人们的推崇，导致了我国适婚人口初婚年龄不断推迟、“单身主义”盛行的社会现状（陈卫、张凤飞，2022）。

综上所述，适婚男女双方基于婚姻成本与收益的综合考量做出婚姻决策，适婚男女双方在劳动力市场上的就业与收入直接决定了其在婚姻市场上的竞争力。工业机器人应用作为新技术进步的典型代表，深刻影响着劳动力的就业和收入。

（二）工业机器人应用对婚姻决策的影响及机制

近年来，工业机器人应用作为有偏技术进步的代表，通过替代效应和创造效应对劳动力市场产生深刻影响（王军、常红，2021；Acemoglu & Restrepo，2020）。从劳动力需求层面来看，为缓解劳动成本上升压力，企业引进机器设备替代从事简单重复性生产活动的劳动力，减少了对体力劳动的需求（孙早、韩颖，2022）。在短期劳动供给不变的情况下，这降低了体力劳动的均衡工资，即工业机器人应用的替代效应。但随着工业机器人应用量的增加，也催生出如机器设备检修员等需消耗脑力的新岗位，增加了对认知劳动的需求（魏下海等，2018），提高了认知劳动、非常规劳动的工资（李静等，2023），即工业机器人应用的创造效应。然而，工业机器人应用对劳动力就业和收入的影响可能存在性别差异。Welch（2000）构造了“大脑—肌肉”两要素模型，将劳动技能分为具有大脑密集型特征的认知技能与具有肌肉密集型特征的体力技能。男性的平均体力技能明显高于女性，而在平均认知技能上低于女性。因此，工业机器人应用可能会降低市场对男性的需求，导致男性就业稳定性变差，并推高认知劳动的相对价格（许健等，2022）。由于女性相对男性更愿意从事认知密集型劳动（邢春冰等，2014），女性可以获得更高的收入溢价。可见，工业机器人应用对劳动力就业和收入的影响存在性别差异，从而可能影响婚姻市场上男女双方的相对经济地位和议价能力，

进而影响婚姻决策。

受传统文化观念如“男怕入错行、女怕嫁错郎”影响，相较于女性，男性在婚姻市场上的议价能力大多受其经济实力的约束（刘金山、杜林，2024）。在劳动力市场中越成功（工作稳定与收入高）的男性也更容易在婚姻市场中找到合意的配偶。近 20 年来，随着思想观念的解放，越来越多的女性从传统家务劳动角色中走出来，进入劳动力市场。从事有报酬劳动的女性就业份额上升，平均工资水平也得到了提高（魏下海等，2018）。这不仅提高了女性的经济独立性，也提升了女性在婚姻市场上的经济地位和议价能力。随着女性经济独立性和议价能力的提高，女性对于婚姻决策的认知随之发生改变，她们从婚姻中获得的期望收益不断减少，最终导致结婚意愿降低，初婚年龄推迟（席艳乐等，2023；Becker，1974；Lindstrom et al.，2022）。

综上所述，工业机器人应用对劳动力就业和收入的影响存在性别差异，可能表现为：男性的就业稳定性变差，女性获得更高的收入溢价。这种性别差异可能会改变婚姻市场上男女婚配双方的相对经济地位和议价能力，即随着工业机器人应用，男性的经济地位和议价能力降低，女性的经济地位和议价能力提高。这种经济地位和议价能力的变化直接影响了未婚男性和女性的婚姻决策：女性缔结婚姻的意愿降低，男性和女性的初婚年龄推迟。据此，本文提出假设 1：工业机器人应用降低了女性缔结婚姻的意愿，并推迟了男性和女性的初婚年龄；机制假设 2：工业机器人应用使男性的就业稳定性变差，女性获得更高的收入溢价。

三 数据、模型与变量设定

（一）数据来源

本文使用的数据包括微观个体调查数据、工业机器人应用数据以及地级市统计数据。微观个体调查数据来自 2016 年和 2018 年中山大学社会科学调查中心组织的中国劳动力动态调查（CLDS）。CLDS 数据提供了所在调查地区的行政区划代码，有助于准确识别调查对象所在城市，便于与城市层面的数据合并。本文使用的工业机器人应用数据来自国际机器人联盟（IFR）数据库。该数据库目前拥有按“国家 - 年度 - 行业”汇总的工业机器人存量、当年新增安装量数据，涵盖了中国和美国 1999 - 2019 年六大类行业（包括农、林、牧、渔业，采矿业，制造业，电力、热力、燃气及水生产和供应业，建筑业，教育）的机器人数据。本文使用的地级市统计数据均来自相应年度的省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》。

(二) 计量模型

本文探究工业机器人应用如何影响微观个体的婚姻决策，分别设计基准回归模型与潜在机制分析模型。在基准回归中，为检验工业机器人应用对微观个体婚姻决策的影响，设定计量模型（1）和模型（2）：

$$Mar_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Robot_{j,t-2} + X_i + Z_j + \lambda_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

$$FMarage_{i,j,fmt} = \alpha_0 + \alpha_2 Robot_{j,fmt-2} + X_i + Z_j + \lambda_{fmt} + \varepsilon_{i,j,fmt} \quad (2)$$

其中，下标 i 表示微观个体； j 表示微观个体所处城市； t 表示时间； fmt 表示初婚年份； Mar 表示有无婚配； $FMarage$ 表示初婚年龄。考虑到滞后效应， $Robot_{j,t-2}$ 和 $Robot_{j,fmt-2}$ 分别表示滞后二期城市层面、滞后二期初婚年份城市层面的工业机器人密度。 X_i 表示人口特征变量； Z_j 表示城市特征变量； λ_t 和 λ_{fmt} 分别表示时间和初婚年份的虚拟变量。 $\varepsilon_{i,j,t}$ 和 $\varepsilon_{i,j,fmt}$ 表示随机扰动项。

在机制分析中，为检验工业机器人应用对微观个体就业和收入的影响机制，基于扩展的明瑟工资收入方程，设定计量模型（3）：

$$W_{i,j,t} = \beta_0 + \beta_1 Robot_{j,t-2} + X_i + Z_j + \lambda_t + \varepsilon_{i,j,t} \quad (3)$$

其中， $W_{i,j,t}$ 分别用工作稳定性（*Workstability*）和年总收入对数（*Lincome*）来考察微观个体的就业和收入状况，其他变量含义同上。

(三) 变量设定

1. 被解释变量

本文的被解释变量包括有无婚配（*Mar*）和初婚年龄（*FMarage*）。对于有无婚配（*Mar*），本文借鉴当前大多数学者的做法（潘丽群等，2021；吴要武、刘倩，2015），将初婚、再婚、同居定义为有婚配1，将未婚、离异、丧偶定义为无婚配0。对于初婚年龄（*FMarage*），将初婚年份减去出生年份进行衡量。由于异常值的存在，本文仅保留初婚年龄为20~50岁的调查群体。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是城市层面的工业机器人密度。由于 IFR 数据仅提供到行业层面，因此本文借鉴既有文献的通行做法，使用巴蒂克（Bartik）工具变量法计算城市层面的工业机器人密度（许健等，2022；Acemoglu & Restrepo，2020）。首先，本文将 IFR 与第二次全国经济普查主要数据公报（第一号）中单位从业人员的行业进行匹配；其次，以2008年为基准年份计算各地级市各行业机器人密度的权重；最后，将各行业加总求和计算各地级市的工业机器人密度。计算公式如式（4）：

$$Robot_{j,t} = \sum_{s=1}^S \frac{employ_{s,j,t=2008}}{employ_{j,t=2008}} \times \frac{Robot_{s,t}}{employ_{s,t=2008}} \quad (4)$$

其中， S 表示各行业的集合； $employ_{s,j,t=2008}$ 是城市 j 的行业 s 在 2008 年的就业人数； $employ_{j,t=2008}$ 是城市 j 在 2008 年全部行业的就业人数； $employ_{s,t=2008}$ 是全国 2008 年行业 s 的就业人数； $Robot_{s,t}$ 是全国 t 年行业 s 的工业机器人存量。

3. 机制变量

本文的机制变量包括工作稳定性 (*Workstability*) 和年总收入对数 (*Lincome*)。针对工作稳定性 (*Workstability*)，本文借鉴张艳华和沈琴琴 (2013)、朱斌 (2022) 的做法，采用两种指标来衡量：一是用劳动者工作任期来衡量，根据调查年份减去目前或最近这份工作开始年份计算得到，并剔除异常值；二是采用劳动者的劳动合同属性来衡量，如果劳动者未签订合同或签订短期合同视为工作不稳定，已签合同且是无固定期限劳动合同视为工作稳定。针对年总收入对数 (*Lincome*)，本文使用微观个体上一年的总收入取对数来衡量，并剔除极端值。

4. 控制变量

本文的控制变量共分为三类：一是人口特征变量，包括性别 (*Gender*，女性为 1，男性为 0)、受教育程度 (*Education*，未受过教育 = 0，小学 = 6，初中 = 9，高中 = 12，大学 = 16，硕士 = 19，博士 = 22)、健康状况 (*Health*，非常健康、健康、一般为 1，比较不健康、非常不健康为 0)、年龄 (*Age*) 及平方项、主观社会地位 (*Status*，主观认为自己目前所在的社会层次，10 分代表最顶层，1 分代表最底层)、兄弟姐妹数量 (*Sibling*)；二是城市特征变量，包括全市层面的第三产业占比 (*Industry*，单位为%)、住房平均价格 (*Houseprice*，单位为万元/平方米)；三是各类虚拟变量，包括行业虚拟变量、城市虚拟变量、地区虚拟变量、时间虚拟变量。考虑到有无婚配和初婚年龄两个被解释变量受到的影响因素不同，本文选取的控制变量和虚拟变量有所差异。表 1 汇报了主要变量的含义及相关描述性统计。

表 1 主要变量的含义及描述性统计

变量	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Mar</i>	有无婚配	5063	0.842	0.365	0	1
<i>FMarage</i>	初婚年龄	956	26.025	4.049	20	48
<i>Robot</i>	工业机器人密度	8734	6.321	3.964	0.703	19.137
<i>Lincome</i>	年总收入对数	8734	10.030	1.144	2.485	12.206

续表

变量	含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Workstability</i>	工作稳定性（任期）	4430	12.957	11.011	0	40
<i>Workstability</i>	工作稳定性（合同）	2083	0.207	0.405	0	1
<i>Gender</i>	性别	8734	0.430	0.495	0	1
<i>Education</i>	受教育程度	8734	7.302	5.500	0	22
<i>Health</i>	健康状况	8734	0.888	0.315	0	1
<i>Age</i>	年龄	8734	44.345	11.339	20	65
<i>Status</i>	主观社会地位	8734	4.425	1.705	1	10
<i>Sibling</i>	兄弟姐妹数量	5063	2.220	1.589	0	6
<i>Industry</i>	第三产业占比	8734	46.415	9.448	26.120	80.980
<i>Houseprice</i>	住房平均价格	5063	0.777	0.697	0.258	5.544

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016年和2018年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

四 基准分析

（一）基准回归结果与分析

表2基于Logit模型汇报了工业机器人应用对微观个体有无婚配影响的基准回归结果。表2第（1）列的全样本回归结果显示，在控制个体特征、城市特征及虚拟变量后，工业机器人应用对劳动者有无婚配的影响并不显著。表2第（2）列和第（3）列分别为使用男性样本和女性样本的回归结果，结果显示工业机器人应用对男性有无婚配无显著影响，但对女性的婚配状况产生显著的负向影响。这表明在其他条件不变的情况下，随着城市工业机器人密度的提高，女性倾向选择不婚配的状态，从而验证假设1。

采用工业机器人应用与性别虚拟变量交乘的方法后，表2第（4）列交互项（ $Robot \times Gender$ ）的回归系数表明，工业机器人应用对婚配状况的影响存在性别差异，且工业机器人应用对女性婚配状况的负面影响更大。

表2 有无婚配的基准回归结果

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	-0.009 (-0.680)	0.010 (0.598)	-0.038* (-1.856)	0.011 (0.652)

续表

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别	0.553 *** (5.613)			0.828 *** (4.855)
工业机器人密度 × 性别				-0.045 ** (-2.022)
受教育程度	-0.031 *** (-3.101)	-0.012 (-0.992)	-0.055 *** (-3.122)	-0.032 *** (-3.130)
健康	0.287 (1.345)	0.277 (1.032)	0.499 (1.378)	0.288 (1.343)
年龄	0.832 *** (15.570)	0.774 *** (10.827)	1.021 *** (12.085)	0.834 *** (15.614)
年龄的平方	-0.010 *** (-13.210)	-0.009 *** (-8.908)	-0.013 *** (-10.857)	-0.010 *** (-13.257)
主观社会地位	0.021 (0.672)	0.024 (0.613)	0.012 (0.228)	0.022 (0.699)
兄弟姐妹数量	0.281 *** (6.528)	0.146 *** (2.751)	0.474 *** (6.619)	0.281 *** (6.547)
第三产业占比	-0.002 (-0.313)	0.007 (0.791)	-0.014 (-1.254)	-0.002 (-0.245)
住房平均价格	-0.189 ** (-2.016)	-0.204 * (-1.750)	-0.153 (-0.984)	-0.197 ** (-2.108)
常数项	-14.533 *** (-15.000)	-14.602 *** (-10.891)	-15.601 *** (-10.460)	-14.729 *** (-15.157)
行业	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
观测值	5063	2635	2428	5063
伪 R ²	0.294	0.267	0.372	0.295

注：*** 表示 $p < 0.01$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，* 表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

表 3 基于普通最小二乘（OLS）模型汇报了工业机器人应用对微观个体初婚年龄影响的基准回归结果。表 3 第（1）列表明，在其他条件不变的情况下，工业机器人应用

对初婚年龄产生正向影响，且在 1% 的显著性水平下显著。这意味着，工业机器人应用会推迟初婚年龄。表 3 第 (2) 列和第 (3) 列分别为使用男性样本和女性样本的回归结果，结果显示工业机器人应用对男性和女性初婚年龄均产生显著的正向影响，从而验证假设 1。采用工业机器人应用与性别虚拟变量交乘的方法后，表 3 第 (4) 列的交互项 (*Robot* × *Gender*) 的回归系数为正但不显著，意味着工业机器人应用对初婚年龄的影响不存在显著的性别差异。

表 3 初婚年龄的基准回归结果

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	0.231 *** (3.654)	0.215 ** (2.177)	0.252 ** (2.526)	0.194 ** (2.360)
性别	-1.748 *** (-6.619)			-1.898 *** (-6.061)
工业机器人密度 × 性别				0.083 (0.824)
受教育程度	0.019 (0.629)	0.046 (0.966)	0.012 (0.221)	0.018 (0.605)
兄弟姐妹数量	0.370 *** (2.966)	0.447 ** (2.227)	0.232 (1.118)	0.371 *** (2.977)
常数项	29.863 *** (19.190)	29.493 *** (14.124)	27.669 *** (10.275)	29.944 *** (19.141)
行业	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
观测值	956	519	437	956
R ²	0.365	0.440	0.416	0.366

注：*** 表示 $p < 0.01$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，* 表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

(二) 内生性处理

在探讨工业机器人密度对微观个体婚配状况的影响时，最大的内生性问题可能来自城市层面的遗漏变量，比如城市的人均经济发展水平、城市规模、生活成本等。这些变量可能既影响城市的工业机器人密度，又影响微观个体的婚姻决策。为减少潜在内生性问题的影响，本文借鉴魏下海等 (2020)、Acemoglu & Restrepo (2020) 的方

法，以最主要的机器人进口来源国（美国）对中国各城市的机器人覆盖度作为工具变量，并重新估计基准回归。原因在于：一方面，美国的机器人应用水平虽领先于中国，但其同期发展趋势与中国接近，且中国机器人进口有相当大比例依赖于美国，因此美国的机器人应用情况和对中国的出口将会直接影响中国的机器人密度，满足工具变量的相关性要求。另一方面，美国的机器人密度不会直接影响到中国微观个体的婚姻决策，满足工具变量的外生性要求。借鉴许健等（2022）的思路，工具变量的计算过程如式（5）所示：

$$IVRobot_{j,t} = \sum_{s=1}^S \frac{employ_{s,j,t=2008}}{employ_{j,t=2008}} \times \frac{USRobot_{s,t}}{employ_{s,t=2008}} \quad (5)$$

其中， $USRobot_{s,t}$ 是美国 t 年行业 s 的工业机器人存量，其他变量含义同式（4）。表 4 使用 IVProbit 模型汇报了工业机器人应用对微观个体有无婚配影响的回归结果。从总体上看， $IVRobot$ 和 $IVRobot \times Gender$ 的第一阶段回归估计值均显著为正，F 值远大于 10，证实了该工具变量的有效性。表 4 第（1）列的回归结果显示，在控制了个体特征、城市特征以及虚拟变量后，工具变量估计法得到的工业机器人应用对有无婚配的回归系数仍不显著。分性别来看，由表 4 第（2）列和第（3）列结果表明，工业机器人应用对男性有无婚配无显著影响，但对女性有无婚配存在显著的负向影响，再次验证了假设 1。表 4 第（4）列的交互项（ $Robot \times Gender$ ）的回归系数表明，相比于男性，工业机器人应用对女性有无婚配的负向影响更大，即工业机器人应用对女性结婚意愿的冲击更大。

探讨工业机器人密度对微观个体初婚年龄的影响时，最大的内生性问题可能来自初婚年份层面的遗漏变量，比如 2008 年的全球金融危机等因素既可能影响中国城市的工业机器人密度，又可能影响微观个体的初婚年龄。为减少潜在内生性问题的影响，本文同样选取同期美国对中国各城市的机器人覆盖度作为工具变量，对基准回归进行重新估计。

表 4 有无婚配的工具变量法回归结果

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	-0.003 (-0.432)	0.008 (0.819)	-0.024** (-1.971)	0.009 (0.879)
性别	0.317*** (5.926)			0.486*** (4.787)

续表

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度 × 性别				-0.028 ** (-1.971)
受教育程度	-0.015 *** (-2.862)	-0.005 (-0.720)	-0.029 *** (-3.337)	-0.016 *** (-2.915)
健康	0.141 (1.303)	0.136 (0.965)	0.245 (1.386)	0.142 (1.317)
年龄	0.483 *** (17.175)	0.455 *** (12.033)	0.585 *** (12.835)	0.484 *** (17.203)
年龄的平方	-0.006 *** (-14.869)	-0.005 *** (-10.081)	-0.007 *** (-11.649)	-0.006 *** (-14.900)
主观社会地位	0.011 (0.724)	0.012 (0.600)	0.006 (0.258)	0.012 (0.781)
兄弟姐妹数量	0.141 *** (6.992)	0.072 *** (2.725)	0.250 *** (7.452)	0.141 *** (6.999)
第三产业占比	-0.001 (-0.284)	0.004 (0.796)	-0.007 (-1.253)	-0.001 (-0.203)
住房平均价格	-0.114 ** (-2.238)	-0.114 (-1.630)	-0.093 (-1.147)	-0.119 ** (-2.332)
常数项	-8.438 *** (-16.154)	-8.547 *** (-11.975)	-9.001 *** (-11.021)	-8.557 *** (-16.243)
行业	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
观测值	5063	2635	2428	5063
第一阶段回归				
<i>IVRobot</i>	0.939 ***	0.938 ***	0.939 ***	0.939 ***
<i>IVRobot × Gender</i>				0.995 ***
F 值	8626.550	4709.790	4249.890	8305.510

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

表 5 汇报了工业机器人应用对微观个体初婚年龄影响的工具变量法回归结果。总体来看，*IVRobot* 和 *IVRobot × Gender* 的第一阶段回归估计值均显著为正，F 值远大于

10, 证实了该工具变量的有效性。表 5 第 (1) 列表明, 考虑了内生性问题后, 在其他条件不变的情况下, 工业机器人应用对初婚年龄产生正向影响, 且在 1% 的显著性水平下显著。这意味着, 工业机器人应用会推迟劳动者的初婚年龄。分性别来看, 由表 5 第 (2) 列和第 (3) 列可知, 工业机器人应用对男性和女性初婚年龄均产生显著的正向影响, 再次验证假设 1。

表 5 初婚年龄的工具变量法回归结果

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	0.220 *** (3.607)	0.199 ** (2.235)	0.270 *** (3.280)	0.186 ** (2.402)
性别	-1.749 *** (-7.341)			-1.889 *** (-6.417)
工业机器人密度 × 性别				0.077 (0.783)
受教育程度	0.019 (0.706)	0.046 (1.170)	0.011 (0.255)	0.019 (0.682)
兄弟姐妹数量	0.369 *** (3.274)	0.447 *** (2.688)	0.234 (1.376)	0.370 *** (3.287)
常数项	29.871 *** (21.262)	29.500 *** (17.040)	27.663 *** (12.562)	29.946 *** (21.211)
行业	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
观测值	956	519	437	956
第一阶段回归				
<i>IVRobot</i>	1.186 ***	1.196 ***	1.198 ***	1.182 ***
<i>IVRobot × Gender</i>				0.761 ***
F 值	1403.380	546.680	1003.780	720.650

注: *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$; 括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源: 根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省 (自治区、直辖市) 统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

(三) 稳健性检验

本文的稳健性检验采用两种方式展开: 一是利用 2008 - 2019 年省级宏观面板数据检验工业机器人应用对婚姻状况的影响; 二是参考胡晟明等 (2021)、许健等 (2022) 的做法, 采用工业机器人年度安装量替换核心解释变量工业机器人存量。

1. 宏观数据再检验

表6为使用固定效应（FE）模型、随机效应（RE）模型、混合OLS回归（POLS）得到的工业机器人应用对婚姻状况影响的省级面板数据回归结果。由工业机器人应用的估计系数可知，在其他控制变量不变的情况下，随着工业机器人应用的增加，结婚对数和结婚率均显著下降，从而在宏观层面上验证了假设1。

表6 宏观数据再检验回归结果

	结婚对数	结婚对数	结婚对数	结婚率
	FE	POLS	RE	RE
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度（省级层面）	-0.447 *** (-5.435)	-0.537 *** (-6.465)	-0.627 *** (-6.569)	-0.034 ** (-2.088)
人均可支配收入	-0.000 (-0.084)	-0.001 *** (-7.866)	-0.000 (-1.326)	-3.052 (-0.468)
离婚对数	-0.385 ** (-2.183)	1.972 *** (11.911)	0.258 (1.328)	0.069 *** (2.581)
大专以上学历女性数	-0.001 (-1.242)	-0.000 (-0.240)	-0.001 (-0.728)	-0.000 ** (-2.421)
城镇女性从业数	0.035 *** (3.628)	0.097 *** (10.732)	0.067 *** (6.432)	0.000 (0.245)
性别比	0.056 (0.550)	0.327 * (1.819)	0.067 (0.554)	-0.017 (-0.751)
房价增长率	1.066 (0.262)	2.618 (0.360)	-1.522 (-0.310)	-1.364 (-1.466)
常数项	29.022 ** (2.575)	-17.794 (-0.862)	22.262 (1.633)	15.986 ** (2.089)
年份	控制	未控制	控制	控制
观测值	360	360	360	300
R ²	0.519	0.798	0.453	0.535

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健t或z统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

2. 替换核心解释变量

替换核心解释变量后，表7汇报了工业机器人应用对微观个体有无婚配影响的Logit回归结果。由表7第（1）列可知，在控制了个体特征、城市特征以及虚拟变量后，工业机器人应用对有无婚配的影响仍不显著，与基准回归结果保持一致。分性别

来看,由表 7 第 (2) 列和第 (3) 列可知,工业机器人应用对女性有无婚配产生显著的负向影响,但对男性有无婚配无显著影响,再次验证假设 1。表 7 第 (4) 列交互项 ($Robot \times Gender$) 的回归系数显著为负,意味着相比于男性,工业机器人应用对女性婚配产生了更为显著的负向影响,说明工业机器人应用对女性缔结婚姻意愿的负面影响更大。

表 7 替换核心解释变量:有无婚配的 Logit 回归结果

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人年度安装量	-0.037 (-0.824)	0.031 (0.532)	-0.145 ** (-1.988)	0.032 (0.544)
性别	0.553 *** (5.612)			0.843 *** (4.631)
工业机器人年度安装量 × 性别				-0.159 * (-1.932)
受教育程度	-0.031 *** (-3.111)	-0.012 (-0.995)	-0.055 *** (-3.139)	-0.032 *** (-3.147)
健康	0.288 (1.347)	0.276 (1.028)	0.501 (1.385)	0.287 (1.338)
年龄	0.831 *** (15.568)	0.774 *** (10.827)	1.021 *** (12.084)	0.834 *** (15.612)
年龄的平方	-0.010 *** (-13.209)	-0.009 *** (-8.908)	-0.013 *** (-10.857)	-0.010 *** (-13.253)
主观社会地位	0.021 (0.673)	0.024 (0.615)	0.012 (0.227)	0.022 (0.700)
兄弟姐妹数量	0.281 *** (6.530)	0.146 *** (2.752)	0.473 *** (6.621)	0.282 *** (6.551)
第三产业占比	-0.002 (-0.323)	0.007 (0.772)	-0.014 (-1.248)	-0.002 (-0.268)
住房平均价格	-0.188 ** (-2.008)	-0.201 * (-1.730)	-0.154 (-0.989)	-0.195 ** (-2.089)
常数项	-14.510 *** (-14.959)	-14.596 *** (-10.881)	-15.559 *** (-10.419)	-14.700 *** (-15.127)
行业	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
观测值	5063	2635	2428	5063
伪 R ²	0.294	0.267	0.372	0.295

注:***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$; 括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源:根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省(自治区、直辖市)统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

表8汇报了工业机器人应用对微观个体初婚年龄影响的OLS回归结果。由表8第(1)列可知,在其他条件不变的情况下,工业机器人应用对初婚年龄产生正向影响,并且在1%的显著性水平下显著,即工业机器人的应用会推迟初婚年龄,与基准研究结论保持一致。分性别看,表8第(2)列和第(3)列显示,工业机器人应用对男性和女性的初婚年龄均产生显著的正向影响,再次验证假设1。

表8 替换核心解释变量:初婚年龄的OLS回归结果

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人年度安装量	0.698 *** (3.112)	0.641 * (1.832)	0.821 ** (2.408)	0.578 ** (2.012)
性别	-1.753 *** (-6.625)			-1.919 *** (-5.913)
工业机器人年度安装量×性别				0.279 (0.807)
受教育程度	0.020 (0.659)	0.046 (0.981)	0.012 (0.227)	0.019 (0.631)
兄弟姐妹数量	0.366 *** (2.918)	0.451 ** (2.239)	0.223 (1.073)	0.366 *** (2.919)
常数项	29.841 *** (19.196)	29.447 *** (14.168)	27.626 *** (10.244)	29.931 *** (19.165)
行业	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
观测值	956	519	437	956
R ²	0.363	0.439	0.415	0.364

注:***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$;括号内为系数的稳健t或z统计值。

资料来源:根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016年和2018年中国劳动力动态调查数据、各省(自治区、直辖市)统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

五 潜在机制分析

(一) 就业稳定性机制

表9汇报了工业机器人应用对男性和女性就业稳定性(工作任期)影响的OLS回归结果。表9第(1)列显示,控制了个体特征、城市特征以及虚拟变量后,工业机器人应用对就业稳定性的影响并不显著。由表9第(2)列和第(3)列分性别回

归结果可见，工业机器人应用对男性就业稳定性产生显著的负向影响，但对女性就业稳定性不存在显著影响，验证了假设 2。表 9 第（4）列交互项（*Robot × Gender*）的回归系数显著为正，表明相比于男性，工业机器人应用对女性就业稳定性有更为显著的正向影响，即工业机器人应用对就业稳定性的影响存在性别差异，更能促进提升女性就业稳定性。

表 9 就业稳定性机制回归结果：工作任期

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	-0.026 (-0.831)	-0.077* (-1.707)	0.042 (0.963)	-0.072 (-1.629)
性别	-1.087*** (-4.282)			-1.740*** (-3.700)
工业机器人密度 × 性别				0.097* (1.669)
受教育程度	0.050** (1.965)	-0.003 (-0.098)	0.108*** (3.021)	0.049* (1.954)
健康	0.285 (0.522)	0.825 (1.077)	-0.198 (-0.254)	0.283 (0.519)
年龄	-0.089 (-0.694)	-0.071 (-0.416)	-0.125 (-0.645)	-0.092 (-0.714)
年龄的平方	0.009*** (5.149)	0.009*** (3.898)	0.009*** (3.481)	0.009*** (5.170)
主观社会地位	0.316*** (4.216)	0.222** (2.172)	0.378*** (3.393)	0.314*** (4.177)
第三产业占比	-0.033** (-2.550)	-0.036* (-1.952)	-0.029 (-1.565)	-0.033** (-2.553)
常数项	8.504*** (3.716)	7.641** (2.487)	8.501** (2.461)	8.877*** (3.870)
行业	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
观测值	4430	2340	2090	4430
R ²	0.464	0.447	0.494	0.465

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

表 10 汇报了工业机器人应用对男性和女性就业稳定性（劳动合同）影响的 Logit 回归结果。表 10 第（1）列显示，在控制了个体特征、城市特征以及虚拟变量后，工业机器人应用对就业稳定性的影响显著为负。分性别来看，由表 10 第（2）列和第（3）列可知，工业机器人应用对男性就业稳定性产生显著的负向影响，但对女性影响不显著，再次验证了机制假设 2。第（4）列的交互项系数不显著，表明工业机器人应用对以劳动合同为代表的就业稳定性存在性别差异，但该机制在劳动合同的其他控制变量不存在显著性别差异的假设下是不稳定的。

表 10 就业稳定性机制回归结果：劳动合同

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	-0.038 ** (-2.22)	-0.037 * (-1.65)	-0.034 (-1.29)	-0.040 * (-1.86)
性别	-0.278 ** (-2.22)			-0.312 (-1.32)
工业机器人密度 × 性别				0.005 (0.17)
受教育程度	0.058 *** (4.94)	0.057 *** (3.95)	0.056 *** (2.66)	0.058 *** (4.94)
健康	-0.215 (-0.85)	-0.385 (-1.24)	0.073 (0.14)	-0.214 (-0.84)
年龄	0.225 *** (4.57)	0.273 *** (4.08)	0.215 *** (2.66)	0.225 *** (4.57)
年龄的平方	-0.002 *** (-3.57)	-0.003 *** (-3.32)	-0.002 ** (-2.08)	-0.002 *** (-3.57)
主观社会地位	0.100 *** (2.90)	0.068 (1.59)	0.182 *** (2.91)	0.100 *** (2.89)
第三产业占比	-0.001 (-0.21)	0.008 (1.20)	-0.013 (-1.62)	-0.001 (-0.20)
常数项	-7.204 *** (-6.00)	-8.096 *** (-5.00)	-7.340 *** (-4.15)	-7.189 *** (-5.97)
行业	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
观测值	2083	1143	940	2083
伪 R ²	0.090	0.101	0.089	0.090

注：*** 表示 $p < 0.01$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，* 表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

(二) 工资收入机制

表 11 汇报了工业机器人应用对男性和女性工资收入影响的 OLS 回归结果。由表 11 第 (1) 列可知, 在控制了个体特征、城市特征以及虚拟变量后, 工业机器人应用对就业收入产生显著的正向影响, 说明工业机器人应用促进了就业收入的提高, 其他控制变量的回归估计均与预期相符。分性别来看, 由表 11 第 (2) 列和第 (3) 列可知, 工业机器人应用对男性和女性就业收入均产生显著的正向影响, 且对女性就业收入的正向影响更大, 验证了机制假设 2。表 11 第 (4) 列交互项 (*Robot* × *Gender*) 的回归系数显著为正, 意味着相比于男性, 工业机器人应用对女性就业收入的正向影响更大, 说明工业机器人对劳动力就业收入的影响存在性别差异, 即在工业机器人应用进程中, 女性的就业收入获益更大。

表 11 工资收入机制回归结果

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	0.011 *** (3.763)	0.008 ** (2.102)	0.016 *** (3.283)	0.007 * (1.911)
性别	-0.366 *** (-16.207)			-0.432 *** (-10.699)
工业机器人密度 × 性别				0.010 * (1.926)
受教育程度	0.019 *** (8.815)	0.018 *** (6.399)	0.020 *** (6.032)	0.019 *** (8.838)
健康	0.334 *** (8.602)	0.396 *** (8.024)	0.254 *** (4.095)	0.334 *** (8.606)
年龄	0.091 *** (13.057)	0.094 *** (10.856)	0.085 *** (7.276)	0.091 *** (13.067)
年龄的平方	-0.001 *** (-14.472)	-0.001 *** (-12.196)	-0.001 *** (-7.828)	-0.001 *** (-14.483)
主观社会地位	0.070 *** (11.276)	0.080 *** (10.290)	0.056 *** (5.446)	0.070 *** (11.246)
第三产业占比	0.008 *** (7.250)	0.008 *** (5.651)	0.008 *** (4.669)	0.008 *** (7.221)
常数项	6.943 *** (43.036)	6.858 *** (33.581)	6.726 *** (26.012)	6.974 *** (43.131)

续表

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
行业	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
观测值	8734	4976	3758	8735
R ²	0.297	0.313	0.259	0.297

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

六 进一步分析

（一）异质性分析

表 12 分年龄段汇报了工业机器人应用对微观个体有无婚配影响的 Logit 回归结果。表 12 第（1）列和第（2）列的回归结果显示，在控制了个体特征、城市特征以及虚拟变量后，工业机器人应用对任何年龄段男性有无婚配影响均不显著。表 12 第（3）列和第（4）列的结果显示，工业机器人应用对 20~34 岁年龄段女性有无婚配产生了负向影响，且在 10% 的显著性水平下显著，但对 35~50 岁的女性有无婚配无显著影响。这说明工业机器人应用主要对 20~34 岁年龄段女性的婚姻意愿产生负面冲击。可能原因是这个年龄段的女性获得了较高的收入溢价，从而提高了其在婚姻市场上的相对经济地位和议价能力，降低了其在婚姻中的期望净收益，进而降低了缔结婚姻的意愿。

表 12 有无婚配的异质性回归结果

	男性样本		女性样本	
	20~34 岁	35~50 岁	20~34 岁	35~50 岁
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	-0.023 (-1.083)	0.042 (1.551)	-0.046* (-1.831)	-0.007 (-0.193)
受教育程度	-0.038** (-2.411)	0.010 (0.540)	-0.088*** (-4.385)	-0.005 (-0.196)
健康	0.271 (0.623)	0.125 (0.390)	0.901 (1.482)	0.048 (0.102)

续表

	男性样本		女性样本	
	20~34 岁	35~50 岁	20~34 岁	35~50 岁
	(1)	(2)	(3)	(4)
主观社会地位	0.048 (1.137)	0.019 (0.285)	-0.023 (-0.408)	0.128 (1.412)
兄弟姐妹数量	0.187*** (2.721)	0.153** (2.263)	0.457*** (5.280)	0.440*** (3.680)
第三产业占比	-0.158 (-0.959)	0.009 (0.649)	-0.118 (-0.638)	-0.039** (-2.043)
住房平均价格	0.001 (0.115)	0.101 (0.475)	-0.005 (-0.388)	0.129 (0.489)
常数项	0.600 (0.906)	1.452* (1.934)	2.130** (2.407)	4.147*** (3.607)
行业	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
观测值	932	1601	904	1496
伪 R ²	0.043	0.022	0.172	0.149

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

表 13 分受教育程度汇报了工业机器人应用对微观个体初婚年龄影响的 OLS 回归结果。表 13 第 (1) 列和第 (2) 列的回归结果显示，在其他条件不变的情况下，工业机器人应用对高中及以下学历的男性初婚年龄产生显著的正向影响，但对高中以上学历的男性初婚年龄影响不显著，表明工业机器人应用主要影响高中及以下学历男性的初婚年龄。可能的原因在于高中及以下学历的男性多从事体力工作，更容易被工业机器人替代，从而无法获得稳定的工作，在婚姻市场上的经济地位和议价能力相对较低，推迟了初婚年龄。表 13 第 (3) 列和第 (4) 列的回归结果显示，在其他条件不变的情况下，工业机器人应用对任何受教育程度的女性初婚年龄均产生显著的正向影响，表明各受教育程度组的女性受工业机器人应用的影响均会推迟初婚年龄，但高中及以下学历的女性受影响更大，原因可能在于工业机器人应用发挥的岗位创造效应使得女性（尤其是高中学历及以下）更容易找到合适的脑力工作，收入增加，从而在婚姻市场上的经济地位和议价能力相对提高，推迟了初婚年龄。

表 13 初婚年龄的异质性回归结果

	男性样本		女性样本	
	高中学历及以下	高中学历以上	高中学历及以下	高中学历以上
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	0.209* (1.668)	0.110 (0.441)	0.423** (2.082)	0.369** (2.362)
兄弟姐妹数量	0.491 (1.467)	0.501 (1.388)	-0.163 (-0.459)	0.719*** (3.005)
常数项	35.214*** (5.256)	26.212*** (11.323)	21.221*** (16.705)	23.573*** (8.352)
行业	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
观测值	299	220	229	208
R ²	0.589	0.396	0.641	0.434

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

（二）拓展性分析

婚姻决策的结果可以用婚姻满意度来衡量（袁晓燕，2017；Becker，1974）。前文分析了工业机器人应用对微观个体婚姻决策的影响，那么工业机器人应用是否会对微观个体的婚姻满意度产生影响？表 14 运用 OLogit 模型汇报了工业机器人应用对微观个体婚姻满意度影响的拓展性回归结果^①。表 14 第（1）列回归结果表明，控制个体特征、城市特征以及虚拟变量后，工业机器人应用对婚姻满意度的影响并不显著。分性别来看，表 14 第（2）列和第（3）列回归结果显示，工业机器人应用对女性婚姻满意度产生了显著的正向影响，但对男性婚姻满意度无显著影响，说明随着工业机器人的广泛应用，女性的婚姻满意度得到提高。表 14 第（4）列交互项（*Robot × Gender*）的回归系数显著为正，说明工业机器人应用对婚姻满意度的影响存在性别差异，女性的婚姻满意度受工业机器人应用的正向影响更大。原因可能在于工业机器人应用使得女性在劳动力市场上获得较高的收入溢价，从而提高了女性在婚姻市场上的相对经济地位和议价能力，女性在缔结婚姻的过程中寻找更合意配偶的可能性增加，在婚后自主决策的能力也明显提升，婚姻满意度相应提高。

① CLDS 2018 中关于个体婚姻满意度的问题为：“总体来说，您对您的婚姻状况感到满意吗？”，答案选项为 1~5 之间的整数，“1”表示非常不满意，“5”表示非常满意，“99998”表示不适用。本文在数据分析过程中剔除了“不适用”选项。

表 14 婚姻满意度的拓展性回归结果

	全样本	男性样本	女性样本	全样本
	(1)	(2)	(3)	(4)
工业机器人密度	0.007 (0.770)	-0.009 (-0.771)	0.024* (1.834)	-0.006 (-0.492)
性别	-0.279*** (-4.047)			-0.480*** (-3.394)
工业机器人密度 × 性别				0.026* (1.663)
受教育程度	0.036*** (5.389)	0.043*** (4.633)	0.028*** (2.871)	0.036*** (5.413)
健康	0.043 (0.291)	-0.187 (-0.863)	0.270 (1.344)	0.040 (0.274)
年龄	0.052 (1.129)	0.075 (1.081)	0.026 (0.402)	0.051 (1.092)
年龄的平方	-0.001 (-0.906)	-0.001 (-0.930)	-0.000 (-0.238)	-0.001 (-0.868)
主观社会地位	0.148*** (6.712)	0.121*** (3.953)	0.186*** (5.828)	0.147*** (6.670)
第三产业占比	0.004 (0.984)	0.006 (0.964)	0.003 (0.444)	0.004 (0.988)
行业	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制
观测值	3281	1661	1620	3281
伪 R ²	0.019	0.018	0.022	0.019

注：***表示 $p < 0.01$ ，**表示 $p < 0.05$ ，*表示 $p < 0.1$ ；括号内为系数的稳健 t 或 z 统计值。

资料来源：根据国际机器人联盟工业机器人数据、2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据、各省（自治区、直辖市）统计年鉴和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

七 研究结论与政策启示

本文通过梳理有关婚姻决策的影响因素及工业机器人应用对男性和女性就业与收入影响的文献，在理论层面分析了工业机器人应用对微观个体婚姻决策的影响及其机

制，并利用 2016 年和 2018 年两期 CLDS 微观调查数据以及 IFR 数据，对这种影响及机制进行了实证分析。研究表明：工业机器人应用降低了女性缔结婚姻的意愿，并且使男性和女性的初婚年龄推迟，该结论在考虑潜在内生性问题及稳健性检验下依然成立。潜在机制分析发现，工业机器人应用使男性就业稳定性变差、女性获得更高的收入溢价，从而使男性在婚姻市场上的经济地位和议价能力相对降低，而女性的经济地位和议价能力相对提高，进而影响未婚男性和女性的婚姻决策。进一步分析发现，按年龄分组来看，工业机器人应用主要降低了 20~34 岁女性的结婚意愿，对男性和其他年龄组女性无显著影响；按学历分组来看，工业机器人应用对高中以上学历男性的初婚年龄无显著影响，但显著增加了高中及以下学历男性和各教育分组女性初婚年龄。对于已婚群体而言，工业机器人应用提高了女性的婚姻满意度，但对男性的婚姻满意度无显著影响。

基于以上研究，本文提出如下政策启示。第一，由于工业机器人应用的替代效应相对减少了劳动力市场对男性的需求，导致男性就业稳定性变差，使得男性的相对经济地位和议价能力降低。为此，应完善地区层面的就业帮扶体系，搭建就业招聘平台，开展就业技能培训，保障就业人员的工作稳定性，使男性和女性在劳动力市场上都获得公平的待遇，发挥各自的比较优势，提高经济的运行效率，实现经济与社会的可持续发展。第二，由于工业机器人应用改变了婚姻市场上男女双方的相对经济地位和议价能力，导致女性缔结婚姻的意愿降低、劳动者的初婚年龄推迟。为此，应积极倡导男女平等、互帮互助的新式婚姻价值观念，淡化唯经济地位衡量的择偶标准，提高女性在婚姻中的期望净收益，从而增加男女双方缔结婚姻的意愿。这不仅有利于实现个人福利的最大化，也有助于实现家庭与社会的和谐稳定。

参考文献：

- 陈卫、张凤飞（2022），《中国人口的初婚推迟趋势与特征》，《人口研究》第 4 期，第 14-26 页。
- 胡晟明、王林辉、朱利莹（2021），《工业机器人应用存在人力资本提升效应吗？》，《财经研究》第 6 期，第 61-75 页。
- 李静、闫曰奇、潘丽群（2023），《人工智能、劳动力任务类型与城市规模工资溢价》，《财经研究》第 12 期，第 62-76 页。

- 刘金山、杜林 (2024), 《房价上涨是否推迟了初婚年龄? ——基于 CGSS 数据的实证分析》, 《北京航空航天大学学报 (社会科学版)》第 1 期, 第 108 - 116 页。
- 潘丽群、李静、张少华 (2021), 《流动经历、流入城市与流动人口的婚姻推迟》, 《经济学动态》第 8 期, 第 65 - 80 页。
- 孙早、韩颖 (2022), 《人工智能会加剧性别工资差距吗? ——基于我国工业部门的经验研究》, 《统计研究》第 3 期, 第 102 - 116 页。
- 王军、常红 (2021), 《人工智能对劳动力市场影响研究进展》, 《经济学动态》第 8 期, 第 146 - 160 页。
- 魏下海、曹晖、吴春秀 (2018), 《生产线升级与企业内性别工资差距的收敛》, 《经济研究》第 2 期, 第 156 - 169 页。
- 魏下海、万江滔 (2020), 《人口性别结构与家庭资产选择: 性别失衡的视角》, 《经济评论》第 5 期, 第 152 - 164 页。
- 魏下海、张沛康、杜宇洪 (2020), 《机器人如何重塑城市劳动力市场: 移民工作任务的视角》, 《经济学动态》第 10 期, 第 92 - 109 页。
- 吴昌南、王进 (2021), 《中国人口性别结构失衡、婚姻挤压与房价》, 《当代财经》第 5 期, 第 17 - 27 页。
- 吴要武、刘倩 (2015), 《高校扩招对婚姻市场的影响: 剩女? 剩男?》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 5 - 30 页。
- 席艳乐、刘益冰、尹媛媛 (2023), 《家庭内部议价能力研究进展》, 《经济学动态》第 1 期, 第 144 - 160 页。
- 邢春冰、贾淑艳、李实 (2014), 《技术进步、教育回报与中国城镇地区的性别工资差距》, 《劳动经济研究》第 3 期, 第 42 - 62 页。
- 许健、季康先、刘晓亭、夏炎 (2022), 《工业机器人应用、性别工资差距与共同富裕》, 《数量经济技术经济研究》第 9 期, 第 134 - 156 页。
- 许敏波、曾梦、房慧 (2024), 《房价上涨对城镇居民初婚推迟的影响》, 《劳动经济研究》第 3 期, 第 64 - 86 页。
- 袁晓燕 (2017), 《众里寻他!? ——一个基于婚姻匹配理论的综述》, 《南方经济》第 2 期, 第 87 - 101 页。
- 张艳华、沈琴琴 (2013), 《农民工就业稳定性及其影响因素——基于 4 个城市调查基础上的实证研究》, 《管理世界》第 3 期, 第 176 - 177 页。
- 赵文哲、刘思嘉、史宇鹏 (2019), 《干得好不如嫁得好? ——房价变动与居民婚姻观

- 念研究》，《金融研究》第9期，第94-111页。
- 朱斌（2022），《稳定化与结构化——新制度主义视角下的中国劳动力市场变化（2006-2017）》，《社会学研究》第2期，第1-22页。
- Acemoglu, Daron & Pascual Restrepo (2020) . Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. *Journal of Political Economy*, 128 (6), 2188 - 2244.
- Akers, Donald (1967) . On Measuring the Marriage Squeeze. *Demography*, 4 (2), 907 - 924.
- Becker, Gary (1973) . A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81 (4), 813 - 846.
- Becker, Gary (1974) . A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy*, 82 (2, Part 2), S11 - S26.
- Bellou, Andriana (2014) . The Impact of Internet Diffusion on Marriage Rates: Evidence from the Broadband Market. *Journal of Population Economics*, 28 (2), 265 - 297.
- Bowmaker, Simon & Patrick Emerson (2015) . Bricks, Mortar, and Wedding Bells: Does the Cost of Housing Affect the Marriage Rate in the US? *Eastern Economic Journal*, 41 (3), 411 - 429.
- Field, Erica & Attila Ambrus (2008) . Early Marriage, Age of Menarche, and Female Schooling Attainment in Bangladesh. *Journal of Political Economy*, 116 (5), 881 - 930.
- Lindstrom, David, Ida Sahlu, Tefera Belachew & Mulusew Gerbaba (2022) . Life Expectations in Early Adolescence and the Timing of First Sex and Marriage: Evidence from a Longitudinal Survey in Ethiopia. *Reproductive Health*, 19 (Suppl 1), 196.
- Murray, Sheena (2020) . How Broadband and Cell Phone Access Have Impacted Marriage and Divorce in the US. *Review of Economics of the Household*, 18 (2), 431 - 459.
- Sweeney, Megan (2002) . Two Decades of Family Change: The Shifting Economic Foundations of Marriage. *American Sociological Review*, 67 (1), 132 - 147.
- Welch, Finis (2000) . Growth in Women's Relative Wages and in Inequality among Men: One Phenomenon or Two? *American Economic Review*, 90 (2), 444 - 449.

Industrial Robots, Labor Market Differences, and Marriage Decisions

Pan Liqun¹, Yan Yueqi² & Li Jing³

(School of Economics and Statistics, Guangzhou University¹;

School of Economics, Xinjiang University of Finance & Economics²;

Center for Macroeconomic Research, Xiamen University³)

Abstract: Workers' job status and income levels play an important role in marriage decisions. The rise of industrial robots has shaken up jobs and incomes, profoundly affecting the labor market. This study dives into how industrial robots influence the marriage market using data from robot applications and individual surveys. Our findings show that the rise of industrial robots makes women less eager to get married, pushing back the age of first marriage for both men and women. This conclusion holds up under endogeneity treatment and robustness checks. Analysis reveals that industrial robots lead to less job stability for men and higher incomes for women. This shifts the economic power in the marriage market—men's bargaining power drops while women's rises, changing how marriage decisions are made. Further research shows that women aged between 20 and 34 are particularly less inclined to marry because of industrial robots. The industrial robots also push back the first marriage age for men with a high school education or less, and for women across all education levels. For those already married, industrial robots can boost marital happiness for women.

Keywords: industrial robots, employment and income, gender differences, marriage decisions

JEL Classification: J12, J16, O33

(责任编辑: 王 俊)