

工业机器人应用如何影响年轻人婚育行为？

徐 刚 韩林松 王睿霆 李 磊*

内容提要 现有研究聚焦于工业机器人应用对劳动力市场的影响，而相对忽略了其他社会经济后果。本文将自动化技术引入家庭集体模型，理论分析了自动化技术应用通过缩小性别工资差距，降低女性的结婚和生育意愿的机制。基于国际机器人联盟数据和人口普查以及人口抽样调查数据，本文实证发现，工业机器人应用显著提高了年轻人的结婚年龄和离婚率，但减少了生育子女数量。这一结论在控制贸易的影响、更换样本等稳健检验下均成立。机制分析表明，工业机器人应用相对提高了女性的劳动参与率和工资收入，同时增加了子女养育成本。进一步分析发现，随着女性相对经济地位提升，工业机器人应用对女孩出生率的负面影响更小，因此有助于缓解中国长期以来的性别失衡现象。在产业智能化和人口负增长的双重背景下，本文提出，推动职业教育高质量发展和增强就业灵活性，能够有效缓解工业机器人应用对婚育行为的负面影响。

关键词 机器人渗透度 性别收入差异 生育率 离婚率

一 引言

工业机器人等高端智能装备在制造领域得到了广泛的应用。根据国际机器人联合会（International Federation of Robotics，以下简称 IFR）公布的数据，截至 2021

* 徐刚，南开大学跨国公司研究中心、南开大学经济行为与政策模拟实验室，电子邮箱：gangxu@nankai.edu.cn；韩林松（通讯作者），香港中文大学（深圳）经管学院，电子邮箱：linushan@163.com；王睿霆，西南财经大学财政税务学院，电子邮箱：rtingwang@gmail.com；李磊，南开大学跨国公司研究中心、南开大学经济行为与政策模拟实验室，电子邮箱：nklilei@nankai.edu.cn。本文得到教育部人文社会科学研究青年基金项目（项目编号：21YJC790132）和国家自然科学基金青年科学基金项目（项目编号：72103103）的资助。

年，中国已成为全球拥有工业机器人最多的国家。充分运用智能技术，提高制造业竞争能力已成为广泛共识。党的二十大报告强调推动制造业高端化、智能化、绿色化发展，构建新一代信息技术、人工智能、生物技术、新能源、新材料、高端装备、绿色环保等一批新的增长引擎。此外，在百年未有之大变局下，掌握人工智能、工业机器人技术一方面对推动制造业向自动化、智能化转型升级意义重大，另一方面也有助于中国积极应对人口老龄化带来的挑战，不断增强制造业的国际竞争力。

现有研究主要关注工业机器人应用对劳动力市场的影响。Acemoglu & Restrepo (2020) 指出机器人普及对于就业的影响存在两重效应，一是替代效应；二是生产率效应，机器人使用提高了生产效率，从而降低了行业生产成本，并通过这一渠道提高了所有行业对非自动化任务的劳动力需求。来自发达国家的经验证据表明，工业机器人使用对劳动力市场总体上呈现负面影响，降低了劳动参与率和工资水平 (Acemoglu & Restrepo, 2020; Dauth et al., 2021)。但是，国内学界对于究竟是“机器换人”，还是“就业创造”，尚未达成共识。大部分研究发现机器人应用对就业总体上产生了负面影响 (Giuntella & Wang, 2019; 王永钦、董雯, 2020; 闫雪凌等, 2020; 王晓娟等, 2022)。而李磊等 (2021) 则是利用工业企业数据实证发现，机器人使用增加了企业的劳动力需求。同样，郑丽琳和刘东升 (2023) 基于跨国数据发现，机器人应用对于就业的互补效应占据主导。此外，陈媛媛等 (2022) 还指出工业机器人应用对地区总就业率没有显著影响。

然而，工业机器人普及带来的社会经济后果并不局限于劳动力市场，还延伸到了经济社会生活的诸多方面，尤其对结婚和生育行为带来了深刻影响。一方面，自动化技术应用对于性别劳动分工的影响会传导到婚姻市场。根据家庭分工理论 (Becker, 1973, 1981)，男女双方在家庭内外劳动分工中的比较优势是影响婚姻关系价值的重要因素。自动化技术通过替代部分以男性为主的低技能职位，相对提高女性的劳动参与和收入，进而改变家庭内的性别角色分配和决策权。这在作用机制上不同于目前大量文献关注到的医疗卫生技术对生育条件的直接改善 (Albanesi & Olivetti, 2016)。另一方面，自动化技术对婚育行为的影响具有长期性。已有研究发现，短期的经济衰退 (Matysiak et al., 2021) 和贸易冲击 (Autor et al., 2019) 是导致发达国家生育率呈现出“顺周期性”特点的重要原因。但与暂时性因素不同的是，工业自动化技术对于制造业生产方式产生了革命性影响，其造成的经济不确定性在本质上是长期而持续性的，会在相当长时期内影响部分工人群体的就业前景。

近年来，中国人口生育率和结婚率的持续下降已经成为政府和社会各界关注的焦点，由此引发的劳动力短缺、人口红利消失等社会经济问题愈发凸显，并将在长期制约中国经济的转型和高质量发展（何冬梅、刘鹏，2020）。尤其是在后疫情时代，中国人口正式进入负增长时代，老龄化、少子化、不婚化三大趋势加速到来^①。那么，工业机器人为代表的自动化技术潮流是否会进一步加剧中国低生育率和低结婚率趋势？在党的二十大提出“优化人口发展战略”的背景下，对这一问题的探讨有助于预判中国未来的人口格局，建立生育支持政策体系。但在现有文献中，特别是研究中国相关问题的文献中，关于工业机器人应用影响的研究几乎全部聚焦于劳动力市场，忽略了其他更为深远的社会经济后果，更鲜有文献讨论工业机器人应用对结婚和生育行为的影响。

本文首先基于一个包含生产和家庭的两部门模型，从理论上分析了工业机器人普及对婚育行为的微观机制。这一模型在基于任务（task-based）生产函数的基础上（Acemoglu & Restrepo, 2018），假定男性的工资收入同时来自脑力劳动和体力劳动，而女性的工资仅依靠脑力劳动。其核心发现是，自动化技术应用通过提升脑力-体力劳动工资比，缩小了男女性别工资差异，并最终降低了女性的结婚和生育意愿。其次，本文利用国际机器人联盟（IFR）数据及2005-2015年人口普查和人口抽样调查数据，将国家-行业层面的工业机器人数据分解到地区层面，以测度县级层面的工业机器人渗透度。在此基础上，本文运用工具变量法估计了机器人应用对于年轻人群体婚育行为的影响。结果表明，工业机器人应用提高了离婚率，并降低了女性的生育意愿。从数量上看，地区机器人渗透度每增加1倍，年轻人结婚时间将推迟约11天，每千人中离婚人数增加8人，每千名年轻女性的子女数量减少19人。

进一步结合中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，以下简称CFPS）微观数据，本文对理论分析中的关键作用机制进行了经验验证。机制分析发现，工业机器人应用提高了女性的相对劳动参与率和相对经济地位、缩小了性别收入差距，同时增加了子女抚养成本，尤其是男孩的抚养成本。此外，为全面识别工业机器人应用对中国人口结构的整体和长期影响，本文还就工业机器人应用对出生人口的性别差异影响

^① 根据国家统计局数据，2020年出生人口比2019年下降265万，降幅为18%，2021年出生人口1062万，创1949年以来新低。2013-2020年中国结婚登记对数从1347万对的历史高点持续下滑至813万对，2021年为764.3万对，创1986年以来新低。1987-2020年中国离婚登记对数从58万对攀升至373万对。

进行讨论。结果表明, 尽管机器人总体降低了生育率, 但对生育男孩的负面影响大于生育女孩, 这意味着工业机器人普及有助于改善中国长期以来的性别失衡现象。

本文的边际贡献在于: 第一, 在研究视角方面, 不同于目前国内绝大部分研究关注机器人应用对劳动力市场的直接影响, 本文仅将劳动收入看作中间变量, 以年轻人的婚育行为作为切入点, 拓展分析自动化技术冲击的社会经济后果。从国际比较来看, 本文也是首篇使用发展中国家数据来研究机器人应用对婚育行为影响的论文。第二, 在理论贡献方面, 本文将自动化技术引入家庭集体模型, 拓展了传统的婚育行为分析框架, 厘清了自动化技术对婚育决策影响的微观经济机制。这一模型为分析新兴生产技术进步对婚育行为的影响提供了十分有益的参考。第三, 在实证研究方面, 尽管国内大多数文献以 IFR 数据为基础构建地区层面机器人渗透度, 但其构造依据和实际预测效果仍缺乏深入探讨。本文首次利用海关数据对不同构造方式下机器人渗透度指标的合理性进行验证。在工具变量的选择上, 本文提出使用德国的工业机器人应用水平来构造工具变量, 为识别工业机器人应用与社会经济现象之间的因果关系提供了更好的实证研究工具。

本文余下部分内容安排如下: 第二部分从理论上分析工业机器人应用对婚育决策的影响, 提出研究假说。第三部分介绍本文的主要数据来源、核心解释变量构造方式以及计量模型设定。第四至六部分对本文的理论假说和影响机制进行实证检验, 同时进一步探讨工业机器人应用对不同群体的差异性影响。第七部分是结论和政策建议。

二 理论分析

(一) 生产部门

首先, 本文基于性别工资差异模型 (Galor & Weil, 1993), 将劳动划分为脑力劳动 (L_m) 和体力劳动 (L_p)。两种劳动具体的区别在于脑力劳动是和资本相结合的劳动 ($Y_m = K^\beta L_m^{1-\beta}$), 而体力劳动则不依靠资本, 仅依靠劳动自身 ($Y_p = L_p$)。男性的工资收入同时来自脑力劳动和体力劳动 ($w_b = w_m + w_p$), 而女性的工资仅依靠脑力劳动 (w_m)。以上区分方法已经被广泛应用在研究性别收入差异问题的文献中 (de la Croix & Doepke, 2003)。

其次, 为刻画自动化进程, 本模型引入基于任务 (task-based) 生产函数 (Acemoglu & Restrepo, 2018)。具体来讲, 本文假设全社会有无数个生产任务分布在 0 到 1 这个连续

区间上。在区间 $[0, \alpha]$ 上的任务都是脑力劳动，而在区间 $[\alpha, 1]$ 上都是体力劳动。自动化技术应用主要体现在脑力劳动的任务数量不断上升，即 α 的增加。社会总产出用包括体力劳动和脑力劳动的 CES 生产函数来表示，即：

$$Y = \left[\left(\int_0^\alpha \eta(i)^{\sigma-1} di \right)^{\frac{1}{\sigma}} Y_m^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \left(\int_\alpha^1 \gamma(i)^{\sigma-1} di \right)^{\frac{1}{\sigma}} Y_p^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中， σ 为脑力劳动和体力劳动之间的固定替代弹性， $\eta(i)$ 为第 i 个脑力劳动任务的生产率， $\gamma(i)$ 为第 i 个体力劳动任务的生产率。采用 Acemoglu & Restrepo (2018) 的设定， $\gamma(i)/\eta(i)$ 随着 i 的增加而增加，即 i 越大，体力劳动生产效率就越高。

由于本模型并不考虑资本市场均衡以及资本量的变化对就业市场的影响，因此假定资本数量 K 以及资本成本 R 为外生变量。那么，代表性企业利润最大化问题是：

$$\max_{L_m, L_p} \pi = Y - RK - w_m L_m - w_p L_p \quad (2)$$

求解均衡工资水平，并对 α 进行比较静态分析，可以得到^①：

$$\frac{\partial(w_b^*/w_m^*)}{\partial\alpha} = \frac{\partial[1 + (w_p^*/w_m^*)]}{\partial\alpha} < 0 \quad (3)$$

根据式 (3)，本文提出如下假说：

假说 1：自动化技术应用通过提升脑力 - 体力劳动工资比，缩小了男女性别工资差异。

(二) 家庭部门

在家庭部门中，本模型主要考虑结婚和单身两种情况。单身的情况下，劳动者不会考虑子女数量的问题；在结婚的情况下则会考虑子女数量。在两个阶段男性和女性的工资率均为 w_b 和 w_m 。

参考家庭集体模型 (collective model) 的分析思路 (Chiappori, 1992)，首先考虑第二阶段结婚时包括夫妻双方的家庭最优化问题：

$$\begin{aligned} \max_{l_m, c_m, l_b, c_b, n} H &= \delta(\ln l_m + \ln c_m) + (1 - \delta)(\ln l_b + \ln c_b) + \psi \ln n \\ \text{s. t.} \quad c_m + c_b + w_m l_m + w_b l_b &= w_m(1 - \varphi n) + w_b \end{aligned} \quad (4)$$

其中， H 代表家庭的总效用， δ 和 $1 - \delta$ 分别代表妻子和丈夫在家庭内部的议价能力，本文假定议价能力为外生变量。 l_m 和 l_b 分别代表妻子和丈夫的休闲时间， c_m 和 c_b 分别代表妻子和丈夫的消费，消费品的价格设置为 1。 n 是子女的数量， ψ 代表家庭对

^① 因篇幅所限，完整的数学推导过程备索。

子女的偏好。本文假设个体总时间为 1，丈夫的时间包括了休闲和工作的时间，而妻子除了休闲和工作还要照顾子女， φ 代表妻子照顾每个子女的时间。

求解最优化问题，并结合式 (3)，可以得到比较静态分析结果：

$$\frac{\partial n^*}{\partial \alpha} = \frac{\partial [(w_b^*/w_m^*) + 1]}{\partial \alpha} < 0 \quad (5)$$

式 (5) 的经济学含义在于：随着自动化技术应用，女性经济地位上升，这一方面提高了家庭总收入，另一方面也增加了女性育儿行为的机会成本。但总体来看，育儿机会成本增加产生的子女数量减少效应，大于家庭总收入增加带来的对子女数量需求增加效应，最终导致子女数量总体下降^①。基于此，本文提出如下研究假说：

假说 2：自动化技术应用通过缩小性别工资差距，降低了女性的生育意愿。

其次，考虑在第一阶段的结婚行为决策。在本模型中，是否要结婚主要取决于单身时和结婚时的效用比较。由于单身时不需要考虑育儿问题，女性只需考虑自身的消费和闲暇。单身女性的效用最大化问题是：

$$\begin{aligned} \max_{c_m, l_m} \quad & u = \ln c_m + \ln l_m \\ \text{s. t.} \quad & c_m + w_m l_m = w_m \end{aligned} \quad (6)$$

结合单身女性的均衡效用水平 (u_s^*) 和已婚女性的均衡效用水平 (u_m^*)，可以得到结婚状态和单身状态的效用差异 (Δu)。令 $x = w_b^*/w_m^* = 1 + (w_p^*/w_m^*) > 1$ ，可以得到比较静态分析结果：

$$\frac{d\Delta u}{d\alpha} = \frac{\partial \Delta u}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial \alpha} = \left[\delta \frac{x-1}{x(x+1)} + \frac{\psi}{x+1} \right] \frac{\partial x}{\partial \alpha} < 0 \quad (7)$$

在给定 δ 和 ψ 时，存在 α ，使得当 $\alpha > \alpha^*$ 时， $\Delta u < 0$ ，即女性单身时的效用大于结婚时的效用。

式 (7) 蕴含了家庭分工理论 (Becker, 1973, 1981) 的基本思想：在一个家庭中，夫妻中的一方专业化从事家庭外的工作，另一方专业化从事家务劳动，双方可以通过婚姻关系中的交换，实现总效用的增加。通常来说，男性在家庭外的工作上具有比较优势，女性在家务劳动上具有比较优势，从而形成了传统“男主外，女主内”的家庭分工模式。但是，随着自动化技术应用，性别工资差异逐渐缩小，导致女性从事

① 性别收入差异与生育率的正相关性，也得到了经验证据的支撑。例如，Schaller (2016) 基于美国的数据发现，男性就业条件的改善显著增加了生育率，而女性就业条件的改善则显著降低了生育率。

家务劳动的机会成本增加，男女传统分工的比较优势不断减弱。因此，相较于单身，婚姻关系带来的效用增益也会相应减少。基于此，本文提出如下研究假说：

假说3：自动化技术通过缩小性别工资差异，缩减了结婚状态和单身状态的效用差距。

三 数据、变量和模型设定

（一）机器人渗透度

本文使用的产业机器人数据来自国际机器人联合会（IFR），该组织提供了“国家-产业-年度”层面的机器人存量数据，这也是目前世界范围内最权威的机器人统计数据。由于IFR原始数据是行业层面的加总数据，目前研究主要借鉴“巴蒂克工具变量”的思想（Bartik, 1991），将行业层面的机器人数量的影响分解到更为细致的地区层面（Giuntella & Wang, 2019; Acemoglu & Restrepo, 2020; 陈媛媛等, 2022）或者企业层面（王永钦、董雯, 2020）。参考王晓娟等（2022）的做法，本文构造测度县级层面“机器人渗透度”的指标，具体测度方法如下：

$$exposure_{ct} = \sum_{s \in S} l_{cst} \left(\frac{R_{st}}{L_{st}} \right) \quad (8)$$

其中， l_{cst} 是 t 年 c 县 s 产业的就业人数占比， R_{st} 是 s 产业 t 年的机器人总数， L_{st} 是 t 年全国 s 产业的总就业人数（千人）， R_{st}/L_{st} 即为 s 产业中每千个工人中产业机器人数量。本文将IFR数据的行业分类与中国行业划分进行匹配，最终包括18个产业^①。全国和县级层面的分产业就业人数都基于2005年、2015年全国1%人口抽样调查数据和2010年人口普查数据计算得出。

值得说明的是，式（8）中县级层面的就业结构（ l_{cst} ）和行业就业总数（ L_{st} ）并

① 其中制造业共有12个部门（三位数行业代码）的机器人运营存量数据：食品和饮料，纺织品，木材和家具，造纸，塑料和化学品，玻璃和陶瓷，基本金属，金属制品，金属机械，电子产品，汽车和其他车辆，以及其他制造业。在制造业之外，机器人存量数据有6个部门（两位数行业代码），分别为农林渔业，矿业，公用事业，建造，教育、研究和发展，和其他非制造业。需要说明的是，参考Giuntella & Wang（2019）的做法，本文将汽车行业和其他车辆行业合为一个行业。这是因为2005年人口抽样调查数据将这两个行业列为一个行业，因此无法区分汽车行业的工人和其他交通工具（例如船舶、火车和飞机）行业的工人。

没有使用固定年份的数据作为基准^①，而是根据当年的就业结构来进行加权。这意味着本文机器人渗透度指标的变动既包括行业层面机器人数量的增加，也有来自地区就业结构的变化。

这一选择主要基于两方面考虑：一是从预测的精确性来看，“巴蒂克工具变量”的本质思想是根据地区就业结构特征，将全国 - 产业层面的冲击分解到地区 - 产业层面。Blanchard & Lawrence (1992) 指出这一做法实际上假设了同一产业内的地区与国家层面的就业变化相同。因此，使用当年的地区就业结构来分解无疑能更加准确刻画产业层面机器人存量变化的实时影响^②。

二是从合理性来看，将固定年份就业结构作为基准的做法几乎都出现在针对发达国家的相关研究 (Acemoglu & Restrepo, 2020)，而在类似中国的发展中国家，并不满足使用这一方法的前提条件。这是因为发达国家经济产业结构已相对成熟，长期相对稳定，从而利用滞后年份的就业结构来分解机器人增加的影响不会出现严重的测量偏差。但对于中国而言，在改革开放 40 年经济高速增长的背景下，产业结构发生了天翻地覆的变化。在类似研究中，如果使用 2000 年就业结构来预测 2010 年、2015 年机器人应用的影响，则要求中国各地区 2015 年和 2000 年的就业结构没有实质性变化。当然，这是一个十分严格的假定，至少没有将中国加入世界贸易组织后的变化考虑在内。

基于中国的工业机器人采购十分依赖进口的事实^③，本文进一步利用工业机器人进口数据来检验不同构造方法下的机器人渗透度变量的实际预测效果。借鉴李磊等 (2021)、Fan et al. (2021) 的思路，本文利用 2005 年、2010 年、2015 年海关数据库计算了地级市层面的工业机器人进口总金额 (对数)，并以此对城市层面的机器人渗透度进行面板数据回归分析^④。在表 1 中，第 (1) 列使用逐年调整就业结构的测度方法，

① 例如，陈媛媛等 (2022) 使用 2000 年的就业结构，而王永钦和董雯 (2020) 选择 2010 年的就业结构。

② Blanchard & Lawrence (1992) 是早期推广使用“巴蒂克工具变量”的重要文献，采用了类似本文的逐年调整的地区产业结构作为权重。

③ 根据 IFR 历年发布的《世界机器人报告》(World Robotics)，2016 - 2020 年中国新增工业机器人的进口占比分别为：72%，78%，73%，71%，73%。

④ 这里具体包括的进口商品有：多功能工业机器人 (编码 84795010)、多功能工业机器人以外的其他工业机器人 (编码 84795090)。此外，需要说明的是，虽然这里最理想的是使用县级的机器人进口数据进行验证，但海关数据中的进口企业代码只能判断出地级市层面的地理位置信息。鉴于此，本文利用式 (8) 测算了地级市层面的机器人渗透度，并进行表 1 中的回归分析。

即式 (8) 定义的城市机器人渗透度，而第 (2) 列和第 (3) 列则分别以 2000 年和 2010 年为基期的就业结构来构造历年的机器人渗透度。结果发现，使用当年就业结构构造的机器人渗透度与地区机器人进口活动具有强相关性，这为本文核心解释变量的合理性提供了有力的经验支撑。相反，使用基准年份测度的变量并不具备统计上的显著性，这意味着以往常用的指标可能存在较为严重的测量误差，不能真实反映地区机器人实际使用状况。

表 1 不同测量方法的预测效果

	工业机器人进口总金额		
	(1) 每年调整	(2) 2000 年基期	(3) 2010 年基期
机器人渗透度	0.071 *** (0.024)	0.239 (0.156)	0.122 (0.075)
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
观测值	972	1017	598

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为城市层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据以及海关数据计算得到。

(二) 模型设定和变量定义

为检验地区层面工业机器人应用对年轻人婚育行为的影响，本文设定如下基准回归模型：

$$Y_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\text{exposure}_{ct}) + \beta X_{ct} + \gamma_c + \eta_t + \varepsilon_{ct} \quad (9)$$

其中， Y_{ct} 为 c 县 t 年的县级层面婚育结果变量。由于本文主要关注年轻人的婚育行为，参照 Autor et al. (2019) 的做法，本文选择 20 ~ 40 岁年龄段样本来进行相应的婚育变量构建^①。在婚姻关系方面，本文选择了初婚年龄和离婚率作为因变量，以区分婚姻前和婚姻后行为；在生育行为方面，本文从广延边际 (extensive margin) 和集约边际 (intensive margin) 角度，分别选取女性是否生育和生育子女数量作为因变量。核心解

① 本文与 Autor et al. (2019) 不同之处在于，本文选择了 20 岁作为样本年龄段的起点，而非通常意义上的 18 岁。这主要是由于中国女性的法定最低结婚年龄为 20 岁，而美国的大多数州为 18 岁。此外，本文后续的稳健性检验结果表明，本文的核心实证结论对样本年龄段的选择并不敏感。

释变量是式 (8) 定义的县级机器人渗透度的对数 $\ln(exposure_{ct})$ ，其直观含义为 c 县 t 年由行业就业结构进行加权的每千名劳动者拥有工业机器人数量的对数。 X_{ct} 是县层面的一系列控制变量，包括社会人口特征（老龄化程度、民族多样性），人力资本水平（大学生占比），产业结构以及经济发展水平。区别于以往研究中的长差分（long difference）设定（陈媛媛等，2022），本文使用面板数据的一个优势是，可以控制县级层面的时间固定效应，以排除不随个体变化的时间趋势或共同冲击的影响。 ε_{ct} 为随机误差项，本文均使用县级层面聚类的稳健标准误，以允许方差-协方差矩阵在县级层面潜在的序列相关性。主要变量的定义和描述性统计结果详见表 2。

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	变量定义	数据来源	均值	标准差	观测值
初婚年龄	20~40 岁群体初婚平均年龄	2005 年、2015 年 1% 人口抽样调查；2010 年人口普查	23.154	1.041	4177
离婚率	20~40 岁群体每千人离婚人数		34.048	113.692	6731
是否生育	20~40 岁女性每千人有生育经历人数		876.143	142.864	6731
子女数量	20~40 岁女性每千人子女数量		1413.323	395.520	6725
机器人渗透度	详见式 (8)	IFR；人口普查	1.121	2.300	6731
机器人渗透度 (IV)	详见式 (10)		31.215	32.341	6692
老龄化程度	65 岁以上老人数/总人数		0.138	0.040	6731
民族多样性	少数民族人数/总人数		0.140	0.275	6731
人力资本水平	大学以上学历人数/总人数		0.091	0.085	6731
产业结构	农业部门就业人数占比		0.559	0.283	6731
经济发展水平	县级灯光平均亮度	CNRDS 数据库	1.907	5.515	6731

资料来源：作者整理得到。

(三) 因果识别策略

本文的研究目的是识别工业机器人应用与年轻人婚育行为的因果关系。如果使用普通最小二乘法对式 (9) 进行参数估计，则至少面临三个潜在的内生性威胁：一是尽管基准回归模型中包含了较为丰富的控制变量，但仍然可能遗漏了既与地区机器人渗透度相关，又能够影响年轻人婚育行为的变量，导致遗漏变量偏误；二是核心解释变量（机器人渗透度）的测度方法本质上是一种间接测度方式，可能存在测量偏差，这会导致基准估计系数存在向零的偏误，从而低估了机器人普及的真实影响；三是双向因果问题，即在低生育率的人口结构下，由于青壮年劳动力缺乏，生产者会更多地主

动采用机器人替代工人，这与本文所关心的因果关系恰好相反。例如，Acemoglu & Restrepo (2022) 基于跨国数据发现，人口老龄化造成从事手工生产任务的中年工人短缺，从而加快了产业自动化进程。

为缓解潜在的内生性问题，本文借鉴 Acemoglu & Restrepo (2020) 的思路，利用工业机器人应用水平处于国际前沿的国家同时期各产业人均机器人拥有量来构造工具变量，以识别机器人渗透度对婚育行为的因果关系。但在工具变量的构造方式上，尤其是在国家选择方面，国内文献尚未形成共识。目前有代表性的选择可以归为两类：一是使用美国机器人数量来构造工具变量（孔高文等，2020；王永钦、董雯，2020；王晓娟等，2022），二是使用部分欧洲国家机器人数量的均值（Giuntella & Wang, 2019；杨飞、范从来，2020；陈媛媛等，2022）。虽然上述研究均发现工具变量在统计上具有显著的相关性，但本文认为美国或部分欧洲国家机器人存量的增加对中国不具有事实上的影响。图 1 展示了 2005 - 2015 年间中国工业机器人前五进口来源国的进口金额占比。

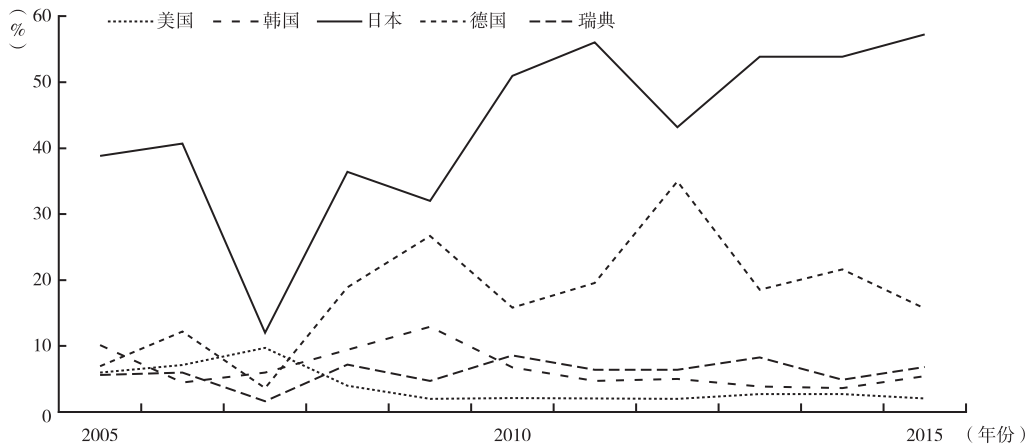


图 1 机器人主要进口来源国占比

资料来源：根据 2005 - 2015 年 IFR 数据计算得到。

从图 1 可以看出，日本和德国是中国最主要的机器人进口来源国家，这两国的进口比重大幅领先其他国家。同时来自美国的工业机器人占比常年在 3% 左右，这意味着美国机器人应用技术的进步对中国的影响十分有限，因此不宜将美国的机器人数据用来构造工具变量。一个自然的想法是，既然日本是中国最大的机器人进口来源国，同时其机器人制造水平也处于国际领先水准，可以利用日本的机器人存量作为外生性来

源构造工具变量。但日本作为一个外向型经济体，生产大量机器人用于出口，其国内应用场景和规模有限，从而 IFR 统计的机器人存量统计数据并不能很好反映日本机器人实际应用水平。图 2 将中日美德四国的机器人存量进行对比，发现日本在样本期内机器人存量不断下降，而美国和德国则表现出与中国类似的增加趋势。如果使用日本相关数据来构造工具变量，并不满足工具变量的相关性要求。

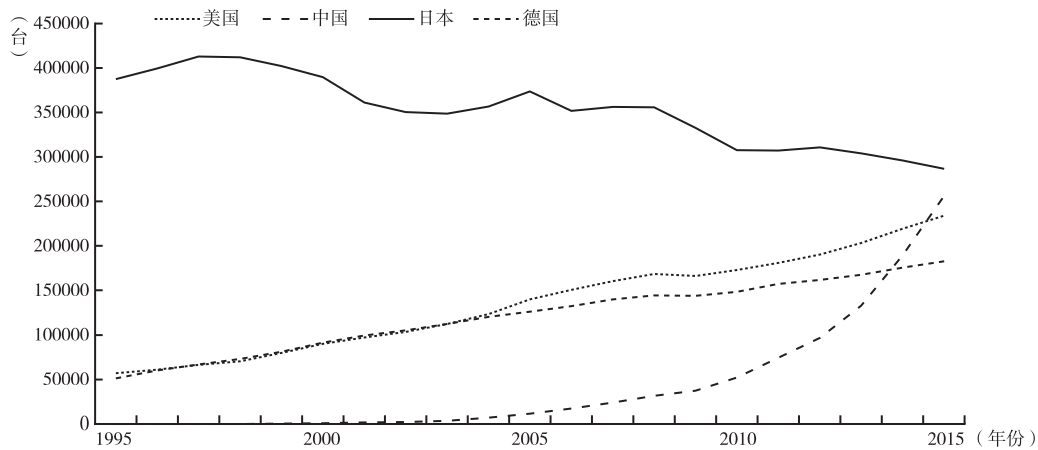


图 2 四国工业机器人存量

资料来源：根据 2005 - 2015 年 IFR 数据计算得到。

因此，本文最终选择德国行业层面工业机器人的使用数据来构造工具变量，同时这也可以被看作外生的自动化技术进步带来的影响。工具变量的构造如下：

$$exposure_{ct}^{IV} = \sum_{s \in S} l_{cst}^{CN} \left(\frac{R_{st}^{GER}}{L_{st}^{GER}} \right) \quad (10)$$

与式 (8) 的区别在于， R_{st}^{GER} 是德国 s 产业 t 年的机器人库存总数， L_{st}^{GER} 则是相应产业的总就业人数（千人），其他符号相同。德国行业层面机器人数据来自 IFR，德国历年分产业就业数据来自经济合作与发展组织（OECD）数据库。采用德国工业机器人数据构造工具变量的合理性在于：一是，如图 2 所示，在样本期内中国机器人存量水平趋势与德国比较接近，同时德国作为中国第二大进口国，机器人制造水平的提升能对中国产生实质的影响，满足相关性假设；二是，德国的工业机器人应用水平处于全球领先地位，其各行业机器人应用水平对中国婚育市场的影响主要反映技术进步带来的影响，而与其他影响中国机器人应用的国内因素无关，从而满足工具变量的排他性约束。

四 基准实证结果

（一）基准结果

作为基础参照，表3的Panel A首先使用普通最小二乘法（OLS）对式（9）进行估计^①。第（1）列至第（4）列结果表明，工业机器人应用水平与初婚年龄和离婚率正相关，但与女性的生育意愿负相关，符合本文的理论预期。表3的Panel B展示了简约式回归的结果，发现工具变量与离婚率正相关，但与女性是否生育和生育数量负相关。由于工具变量满足外生性条件，简约式回归结果反映了工具变量对因变量的直接因果效应，即可以被看作外生的行业层面自动化技术进步对中国年轻人婚育行为的直接影响。同时，简约式回归中工具变量估计系数的符号符合预期，说明了本文选取的工具变量在影响方向上与理论预测一致，具有较为优良的性质。

为识别中国工业机器人应用对年轻人婚育行为的因果关系，表3的Panel C以德国人均机器人拥有量为基础构造的机器人渗透度作为中国各地区机器人渗透度的工具变量，运用两阶段最小二乘法（2SLS）对基准模型进行估计。首先是婚姻行为方面，第（1）列至第（2）列估计结果表明，工业机器人应用水平显著提升了地区的初婚年龄和离婚率。从经济显著性来看，地区机器人渗透度每增加1倍，初次结婚年龄提高0.029岁（约11天），每千人中离婚人数增加约8人。这说明理论假说3关于机器人应用降低婚姻关系价值的影响，既体现在延后初次结婚时间，也体现在已有婚育关系中。机器人应用通过提升女性在婚姻关系中议价能力，拓展了女性结束婚姻关系后可实现的最大效用，增加了离婚的“威胁点”（Lundberg & Pollak, 1996），因此社会离婚率和结婚年龄普遍上升。

其次是女性生育行为方面，本文从广延边际和集约边际角度，分别选取女性是否生育和生育子女数量作为因变量。第（3）列至第（4）列估计结果显示，工业机器人应用不仅显著降低了女性的初次生育意愿，也降低了女性生育子女的绝对数量。从经济显著性来看，地区机器人渗透度每增加1倍，每千名女性生育的子女数量将减少约19人。这在实证上验证了理论假说2，说明工业机器人应用是导致中国生育率不断走低的重要因素之一。此外，所有工具变量估计的Kleibergen-

^① 因篇幅所限，表3的完整结果备索。

Paap rk Wald F 统计量均大于经验临界值 19.93，说明不存在明显的弱工具变量问题^①。

表 3 基准结果

	(1) 初婚年龄	(2) 离婚率	(3) 是否生育	(4) 子女数量
Panel A: OLS 估计				
机器人渗透度	0.013 (0.015)	4.616 *** (1.741)	-5.739 *** (2.072)	-5.939 (4.064)
观测值	3118	6731	6731	6721
Panel B: 简约式估计				
机器人渗透度	0.010 (0.012)	6.264 *** (1.651)	-6.618 *** (2.100)	-29.670 *** (4.042)
观测值	4840	7911	7911	7902
Panel C: 工具变量估计				
机器人渗透度	0.029 * (0.017)	8.579 *** (2.021)	-7.594 *** (2.450)	-19.748 *** (5.239)
观测值	3058	6676	6676	6666
K-P F 值	648.168	1856.716	1856.716	1843.091
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制	控制

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为县级层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据以及 IFR 数据计算得到。

(二) 稳健性检验

在基准模型设定的基础上，本文继续从排除其他混淆因素、样本选择、更换工具变量以及使用地级市层面数据构造变量四个方面对主要结论进行稳健性检验，并继续使用工具变量进行两阶段最小二乘估计。具体结果参见表 4。

1. 就业结构变化

如前文所述，核心解释变量机器人渗透度的构造，是使用当年的而非固定年份的

^① 因篇幅所限，工具变量估计的一阶段结果备索。工具变量估计的一阶段结果表明，工具变量的估计系数在 1% 的水平上显著，并且模型的 F 值为 411.646。

就业结构对人均机器人存量进行加权，这意味着机器人渗透度变量的变化一方面来自人均机器人存量的增加，另一方面是地区就业结构的变化。为排除地区就业结构变化的影响，Panel A 将所有 18 个就业结构权重全部纳入回归模型，发现机器人渗透度的估计系数依然保持显著，系数符号与基准结果保持一致。这说明本文实证结果主要由人均工业机器人存量增加所驱动，而非地区就业结构变化导致。

2. 对外贸易、资本深化和信息技术进步

首先，在样本期内，中国大量的工业机器人仍然需要通过进口获取，从而地区机器人渗透度可能只是对外贸易参与程度的体现。其次，工业机器人作为一种特殊的产业资本，其使用数量的增加可能仅反映了资本深化的过程。最后，工业机器人的应用与现代信息通讯技术紧密相连，而资本偏向性技术进步本身会降低对劳动力的需求，因此基准回归结果可能展现的是其他技术进步的影响。在 Panel B 中，本文以地级市层面的外商实际投资额、固定资产净值年平均余额和互联网宽带接入率^①，分别作为对外贸易、资本深化和信息技术的代理变量，放入基准回归模型中，结果依然保持稳健。

表 4 稳健性检验

	(1) 初婚年龄	(2) 离婚率	(3) 是否生育	(4) 孩子数量
Panel A: 控制就业结构				
机器人渗透度	0.032 * (0.019)	10.387 *** (2.411)	-9.257 *** (2.884)	-23.679 *** (6.239)
观测值	3058	6676	6676	6666
Panel B: 控制对外贸易、资本深化和信息技术				
机器人渗透度	0.033 * (0.018)	3.829 *** (1.106)	-1.910 (1.444)	-30.287 *** (5.056)
观测值	2790	5708	5708	5705
Panel C: 更换样本年龄区间				
机器人渗透度	0.032 ** (0.014)	8.527 *** (2.036)	-7.159 *** (2.269)	-11.138 * (5.995)

① 当然，这里最为理想的做法是寻找县级层面的相应代理变量，但县级统计年鉴中的相应数据，尤其是 2005 年的数据，缺失十分严重，因此本文退而采用地级市的数据。外商实际投资额、固定资产净值年平均余额和互联网宽带接入率来自历年《中国城市统计年鉴》。此外，本文还使用地区生产总值指数对外商实际投资额和固定资产净值年平均余额进行了价格平减。

续表

	(1) 初婚年龄	(2) 离婚率	(3) 是否生育	(4) 孩子数量
观测值	3058	6676	6676	6672
Panel D: 排除少数民族地区				
机器人渗透度	0.028 * (0.016)	9.032 *** (2.124)	-8.244 *** (2.563)	-19.149 *** (5.513)
观测值	2956	6315	6315	6305
Panel E: 平衡面板数据				
机器人渗透度	0.033 * (0.017)	4.421 *** (1.202)	-3.410 * (1.904)	-37.900 *** (5.810)
观测值	2972	4458	4458	4456
Panel F: 更换工具变量				
机器人渗透度	0.030 * (0.016)	6.819 *** (1.729)	-5.477 ** (2.149)	-20.798 *** (4.743)
观测值	3058	6676	6676	6666
Panel G: 地级市层面数据				
机器人渗透度	0.041 (0.029)	7.841 ** (3.635)	-10.254 ** (4.658)	-72.414 *** (14.432)
观测值	560	926	926	926
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制	控制

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；括号内为稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据、IFR 数据以及《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

3. 更换年龄区间

本文主要关注年轻人的婚育行为，加之中国法定最低结婚年龄为女性 20 岁和男性 22 岁，因此基准回归使用了 20~40 岁年龄段群体的婚育结果变量。但从生理的角度来看，育龄妇女年龄范围为 15~49 岁。出于稳健性考虑，Panel C 使用 15~49 岁群体数据来计算相应的婚育结果变量，并进行回归，结果仍然十分稳健。

4. 其他样本选择

少数民族自治县（旗）具有独特的社会风俗习惯，在执行计划生育等婚育政策上具有相当程度的灵活性，市场力量在婚育决策中的影响较小。文化和政策地位上的差异导致少数民族地区的数据极有可能作为极端值出现，不能反映一般情形。因

此，不同于基准回归的样本包含所有县级行政单位，Panel D 将少数民族地区从样本中删去后进行估计。Panel E 使用平衡面板数据进行回归，以排除历年抽样数据中观测值进入和退出的影响。可以看出，更换样本后的结果仍然与表 3 十分相近。

5. 更换工具变量

在因果识别策略部分，本文从事实上的相关性和外生性两个方面详细阐述了使用德国机器人数据来构造工具变量的依据。但是鉴于已有文章大多使用美国的工业机器人数量和就业结构来构造工具变量，本文也汇报了使用美国数据来构造工具变量的回归结果。Panel F 的结果与表 3 的基准结果十分类似。这主要是由于样本期内美国工业机器人数量的变化趋势和德国大体一致（参见图 2），从而使用两个国家数据构造的工具变量所提供的外生性变化差异不大。

6. 地级市层面数据

为充分利用数据来呈现微观主体间的差异，同时提供更大的样本量，本文主要在县级层面进行了变量构造和相应的回归分析。但是，县级层面的人口流动，例如职住分离等现象，将会导致核心解释变量产生测量误差，进而对本文计量模型的系数估计构成内生性威胁。作为稳健性检验，本文在更高一级的行政单位——地级市层面计算了所有变量，并保持使用式（9）的设定进行回归分析。Panel G 中估计系数的符号方向和显著性水平依然保持稳健。

五 机制分析

本文的理论分析结果表明，工业机器人应用通过缩小性别收入差距，降低了女性的结婚和生育意愿。本部分首先从劳动参与差异和劳动收入差异来直接检验性别收入差距机制；此外，作为一种间接的机制检验，本文还将分析工业机器人应用对子女抚养成本的影响。

（一）劳动参与差异

在理论分析中，自动化技术应用直接体现在不断拓展脑力劳动的任务区间，同时减少体力劳动任务（即 a 增加）。在本文的研究情景下，这一过程直接体现为女性劳动参与率的相对上升。首先，本文基于人口普查数据，检验工业机器人应用在宏观层面对于男女劳动参与的影响。本文将问卷中“在工作”或“在职休假、在职学习培训、临时停工或季节性歇业”状态定义为在业状态，计算了县级层面 20~40 岁群体的劳动参与率，发现男性的平均劳动参与率高于女性。表 5 第（1）列至第（2）列的工具变

量估计结果发现，工业机器人应用对男性的劳动参与率影响不明显，但显著提升了女性的劳动参与率。由于前两列的统计显著性并不是十分强，在第（3）列中，本文将女性劳动参与率除以男性劳动参与率，以此作为被解释变量，更加正式地验证了这一性别差异。

其次，本文还利用 2016 年 CFPS 成人数据考察工业机器人应用对个体层面的劳动时间的影响。第（4）列结果表明，工业机器人应用整体上降低了个体工作时间，符合“机器换人”的特征。第（5）列至第（6）列结果显示，工业机器人应用显著降低了男性的工作时间。根据本文使用的 2016 年 CFPS 成人数据，20~40 岁男性的每周平均工作时间为 53 小时，而女性为 49 小时。因此，工业机器人应用缩小了男女在工作时间上的差异。Dauth et al.(2021) 基于德国的经验证据指出，工业机器人应用主要减少了制造业岗位，但增加了服务业就业机会。结合男性就业相对集中在制造业部门，而女性则集中在服务业的特点，工业机器人应用倾向于降低男性的劳动参与，但增加了女性的劳动参与和工作机会。

表 5 机制检验：劳动参与差异

	(1) 男性劳动 参与率	(2) 女性劳动 参与率	(3) 女/男劳动 参与率比	(4) 工作时间	(5) 男性工时	(6) 女性工时
机器人渗透度	0.000 (0.001)	0.001* (0.001)	0.030* (0.015)	-0.553 (0.406)	-1.263** (0.497)	0.313 (0.502)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.050	0.269	0.402	0.001	0.004	-0.001
观测值	6676	6671	6665	4903	2664	2236

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为县级层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据、IFR 数据以及 2016 年 CFPS 数据计算得到。

（二）劳动收入差异

前面部分的结果表明，工业机器人普及相对增加了女性劳动参与和经济活动机会，但这是否能够最终反映在收入水平上，还需要进一步检验。由于 2010 年和 2015 年人口普查数据缺乏收入信息，本文将 2015 年的县级层面机器人渗透度变量与 2016 年 CFPS 成人数据相匹配，在实证上检验这一机制。本文将式（9）中的因变量更换为调查个体

的工资性收入，同时与基准模型一致，只使用 20 ~ 40 岁样本，并保留所有县级层面控制变量，以控制地区层面发展差异^①。此外，本文还进一步控制了部分重要个体特征，包括受教育年限、年龄、户口类型、党员身份、身体和心理健康状况，以缓解个体层面的遗漏变量偏差，同时提高模型的拟合水平。

表 6 汇报了全样本和分样本的工具变量回归结果。第 (1) 列表明机器人渗透度与工资收入总体上呈现正相关关系，且在统计上显著。结合表 5 中的结果，本文的发现与李磊等 (2021) 一致，即机器人使用整体上增加了就业机会、促进了劳动者工资的提升。不同于来自发达国家的经验证据，这表明样本期内中国仍处在工业机器人使用的红利时期。第 (2) 列至第 (3) 列根据性别来划分子样本进行回归，发现工业机器人对劳动力市场的冲击存在明显的性别差异，对女性工资收入的提升作用大于男性，且在统计上显著。根据本文使用的 2016 年 CFPS 成人数据，20 ~ 40 岁男性的年平均工资收入为 40300 元，而女性为 30612 元，因此工业机器人应用可以有效缩小男女工资差异。从国际比较来看，工业机器人冲击的性别差异普遍存在，尤其是基于美国数据的研究，较为一致地发现工业机器人应用更不利于男性工资增加 (Acemoglu & Restrepo, 2020)。本文的实证结果还对应了经典的“家庭内部分工理论” (Becker, 1973, 1981)，即工业机器人应用是通过改善女性的绝对收入水平，而非恶化男性的绝对经济地位，来提升女性相对于男性的经济地位，进而作用于婚育行为。至此，本文的理论假说 1 得到了经验验证。

表 6 机制检验：性别收入差异

	(1) 全样本	(2) 男性	(3) 女性
机器人渗透度	2.086* (1.103)	2.043 (1.473)	2.854*** (0.956)
县级控制变量	控制	控制	控制
个体控制变量	控制	控制	控制

① 需要说明的是，在本文的机制分析部分，由于数据限制，无法使用面板数据进行实证分析。如前文所述，本文的核心解释变量测算和基准结果是基于 2005 年、2010 年、2015 年的人口普查和人口抽样调查数据，而 CFPS 数据是从 2010 年起每隔一年调查一次，因此无法准确匹配或同时滞后匹配出至少两期的面板数据。同时，为最大程度缓解横截面数据可能存在的遗漏变量问题，本部分保留了基准模型中的所有县级层面控制变量，还额外控制了丰富的个体特征和家庭层面特征。

续表

	(1) 全样本	(2) 男性	(3) 女性
调整的 R ²	0.132	0.139	0.157
观测值	3560	1926	1634

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为县级层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据、IFR 数据以及 2016 年 CFPS 数据计算得到。

(三) 子女抚养成本

前两部分的结果表明，工业机器人应用相对提高了成年女性的劳动参与和经济地位。此外，在现实中，工业机器人冲击的性别异质性还可能体现在后代的养育投入上。具体而言，在机器人渗透度高的地区，家庭需要对后代，尤其是男孩，进行更多的人力资本投资，以提高子女在未来劳动力市场的竞争力。然而，子女抚养成本的增加可能会进一步导致生育率下降。作为一种间接的机制检验，本文还将分析工业机器人应用对子女抚养成本的影响。

参考 Wang & Cheng (2021) 的做法，本文基于 2016 年 CFPS 儿童数据库和家庭数据库，以儿童数据库中每个孩子的教育总支出作为抚养成本的代理变量^①，考察机器人渗透度对子女抚养成本的影响。这里同样使用两阶段最小二乘法对式 (9) 进行估计，保留所有县级层面的控制变量以控制区域发展差异，同时还额外控制了儿童年龄、上学阶段、是否就读公立学校、家庭人均收入、家庭人数。表 7 的第 (1) 列显示，机器人渗透度的增加显著提升了家庭对子女的教育投入。第 (2) 列至第 (3) 列的分样本回归表明，机器人应用对于男孩人力资本投资的增加效应大于女孩。其经济含义是，工业机器人应用水平的提升将不断增加养育子女家庭的经济压力，尤其是对于生育男孩的家庭。这一结果也是机器人对劳动力市场的性别差异性冲击的间接体现：相较于女孩，男孩未来面临的“机器换人”压力更大。因此，具有理性预期的家长将更多增加当前对于男孩的教育投入，以提高子女在未来劳动力市场的竞争力。

① CFPS 收集三大类教育支出的信息，包括校内教育支出（即学费、课本费、交通费、伙食费、住宿费和杂费支出）、校外教育支出（即课外辅导、请家教的费用）和其他与教育相关的支出（如文具费、教育软件及硬件费、课外活动费等）；每个孩子的教育总支出是这三类支出的总和。

表7 机制检验：子女抚养成本

	(1) 全样本	(2) 男孩	(3) 女孩
机器人渗透度	0.194 ** (0.089)	0.192 * (0.100)	0.173 * (0.094)
县级控制变量	控制	控制	控制
个体控制变量	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.184	0.248	0.117
观测值	2882	1568	1314

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为县级层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据、IFR 数据以及 2016 年 CFPS 数据计算得到。

六 进一步讨论

（一）人口性别结构

女性人口短缺、性别比失衡的现象，在中国乃至亚洲历史上长期存在（Sen, 2002）。第七次人口普查数据显示，中国总人口性别比（以女性为 100，男性对女性的比例）为 105.07，与第六次全国人口普查基本持平，依然呈现出男多女少的基本人口格局。已有研究主要从社会风俗、医疗卫生技术以及计划生育政策的角度探讨了性别失衡的原因（Li et al., 2011），但鲜有文章讨论类似以工业机器人为代表的新兴生产技术会如何影响人口性别结构。

表 8 将基准回归中女性生育的孩子数量进一步细分为男孩数量和女孩数量。首先，工具变量估计结果表明，工业机器人应用对男孩和女孩的生育数量均为负向影响，再次验证了工业机器人的普及降低了人口生育率这一基本结论。其次，工业机器人应用仅显著降低了男孩数量，但对女孩数量的影响不显著。同时，第（1）列的估计系数大约是第（2）列的 3 倍，因此工业机器人普及对于生育男孩的负面影响大于生育女孩。结合本文机制分析的实证结果，这一现象可以归因于：工业机器人应用提升了女性的相对经济地位，从而增加了居民抚养女孩的意愿。本文的分析思路和实证结果与 Qian (2008) 十分类似。Qian (2008) 利用历史数据发现，茶叶价格上升通过提升女性相对收入，增加了女婴存活率。从经济后果来看，本文的结果意味着工业机器人普及可以相对增加女性出生人数，从而在长期来看有助于改善中国人口性别失衡现象。

表 8 子女性别结构

	(1) 男孩数量	(2) 女孩数量	(3) 女孩数量占比
机器人渗透度	-17.482 *** (3.612)	-5.682 (3.607)	0.005 *** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.646	0.023	0.192
观测值	6671	6675	6671

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为县级层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据以及 IFR 数据计算得到。

（二）职业技能培训和就业灵活性

本部分在基准回归结果的基础上，从地区职业技能培训发展水平和产业就业灵活性两个方面来进行异质性分析，进而为缓解工业机器人应用对婚育行为的不利影响提供相应的政策启示。首先，劳动力市场的不确定性是造成婚姻关系不稳定、生育意愿低的重要根源。在“机器换人”的浪潮下，良好的职业教育培训有助于劳动者快速学习新技能，实现平稳的职业转换。本文采用中等职业教育学校的师生比来衡量地区职业技能培训水平，并以该指标的中位数将样本划分为职业技能培训高水平地区和低水平地区，进行分样本回归。表 9 的 Panel A 显示，相较于职业技能培训低水平地区，工业机器人应用对职业技能培训高水平地区的婚育行为的负面影响更小。这一结果的政策含义是，加强地方职业技能培训不仅能直接帮助劳动者应对“机器换人”的风险，还能间接影响劳动者的婚育行为，缓解工业机器人应用带来的“晚婚少育”现象。

其次，婚育成本过高的现实限制是女性婚育意愿低迷的主要原因。尤其是女性的生育行为会显著降低女性的劳动参与和事业前景，形成“生育惩罚”现象（杨凡、何雨辰，2022）。从产业特征来看，第三产业能够提供更为灵活的就业方式，从而降低职场女性照顾家庭的机会成本。本文采用第三产业占 GDP 的比重来衡量地区第三产业发展水平，并以该指标的中位数将样本划分为第三产业发展高水平地区和低水平地区，进行分样本回归。表 9 的 Panel B 显示，相较于第三产业发展低水平地区，工业机器人应用对第三产业发展高水平地区的婚育行为的负面影响更小。

表 9 职业培训和就业灵活性

	初婚年龄		离婚率		是否生育		子女数量	
	(1) 高	(2) 低	(3) 高	(4) 低	(5) 高	(6) 低	(7) 高	(8) 低
Panel A: 职业技能培训								
机器人渗透度	0.024 (0.030)	0.007 (0.028)	1.119 (1.141)	6.650*** (2.256)	-0.483 (2.376)	-2.623 (3.155)	-27.372*** (7.232)	-37.247*** (7.795)
观测值	996	1290	2371	2345	2371	2345	2368	2345
Panel B: 就业灵活性								
机器人渗透度	0.036 (0.026)	0.021 (0.025)	1.845* (1.074)	6.975*** (1.978)	0.898 (2.333)	-5.573** (2.309)	-17.351*** (5.734)	-43.599*** (7.867)
观测值	1578	1314	3126	2831	3126	2831	3125	2830

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为县级层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据、IFR 数据和《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

（三）初婚年龄和离婚率的性别差异

在理论分析部分，本文提出工业机器人应用主要通过提高女性的相对经济地位，进而作用于婚育行为。本部分分别计算了男性和女性的初婚年龄和离婚率，以对婚育结果变量进行正式的异质性检验，详细结果参见表 10。首先，工业机器人应用显著提高了女性的初婚年龄，但对男性没有显著影响。这表明本文基准回归中关于初婚年龄的结果主要是由女性群体驱动，验证了本文的理论逻辑。其次，工业机器人应用对离婚率的影响并没有呈现出性别异质性。其原因在于：不同于结婚年龄会受到个体进入婚姻市场时间的影响，离婚是已有婚姻关系中男女双方共同行为的结果，从而使用聚合数据呈现出来的实证结果不会有明显的性别差异。当然，本文期待未来出现更细致的微观数据，以正式检验男女双方在离婚意愿上的差异。

表 10 初婚年龄和离婚率的性别差异

	(1) 男性初婚年龄	(2) 女性初婚年龄	(3) 男性离婚率	(4) 女性离婚率
机器人渗透度	0.021 (0.021)	0.038* (0.021)	8.313*** (2.070)	8.300*** (2.090)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
县级固定效应	控制	控制	控制	控制

续表

	(1) 男性初婚年龄	(2) 女性初婚年龄	(3) 男性离婚率	(4) 女性离婚率
调整的 R ²	0.092	0.132	0.552	0.612
观测值	3056	3058	6671	6676

注：***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著；括号内为县级层面聚类稳健标准误。

资料来源：根据 2005 年、2010 年和 2015 年人口普查和人口抽样调查数据以及 IFR 数据计算得到。

七 结论与政策启示

在中国制造业加速转型升级、逐步迈向“中国智造”背景下，伴随着人工智能技术的飞速发展，机器人以一种势不可挡的趋势渗透至经济社会的各个领域，影响着人们的生活。以往文献大多聚焦于工业机器人对于劳动力市场的直接影响，忽略了其他影响更为深远的社会经济后果。本文首先基于家庭集体模型，将自动化技术纳入婚育分析框架，指出自动化技术通过缩小性别工资差异，降低了婚姻关系价值和生育意愿。本文的实证结果表明，地区机器人渗透度每增 1 倍，年轻人结婚时间将推迟约 11 天，每千人中的离婚人数将增加约 8 人，每千名女性的子女数量减少约 19 人。进一步结合微观调查数据进行机制分析发现，工业机器人应用提高了女性的相对劳动参与、相对经济地位，缩小了性别收入差距，同时增加了子女抚养成本，尤其是男孩的抚养成本。此外，尽管机器人总体降低了生育率，但对生育男孩的负面影响大于生育女孩，这意味着机器人普及有助于改善中国长期以来的性别失衡现象。

需要说明的是，本文实证研究部分使用的是 2005 - 2015 年的人口普查和人口抽样调查数据，而中国工业机器人的使用在 2008 年之后呈现出快速上升趋势，样本期内中国工业机器人应用水平处于起步和快速发展时期。在更长时期，随着工业机器人应用规模的不断扩大，常规和简单重复工作被工业机器人替代将势不可挡，社会的人力资本结构会做出适应性调整，男女相对经济地位也在不断变化之中，对婚育行为、人口结构的长期影响将更为明显，这需要未来使用更多最新的微观数据来进行实证检验。本文为理解自动化技术发展对中国年轻人婚育的影响提供了理论基础和实证依据，并具有明确的政策启示。

第一，彻底放开生育政策限制，积极应对技术变迁带来的挑战。党的十八大以来，中国严格的“独生子女”政策逐步调整为较为宽松的“全面二孩”和“三孩”政策，

但全面二孩政策不及预期，生育堆积效应已消退。本文的一个核心结论是，以工业机器人为代表的自动化技术大规模普及，是造成当前低生育率局面的重要原因。技术进步的潮流不可阻挡，会加剧当前结婚率和生育率下降趋势，因此中国应以更积极的姿态面对低生育率挑战，破除妨碍生育的制度性因素，进一步完善女性就业权益保障，加快构建生育成本在国家、企业、家庭之间合理有效的分担机制，以更好地适应人口形势新变化和推动高质量发展的新要求。

第二，推动职业教育高质量发展，提高劳动者就业灵活性。劳动力市场的不确定性是造成婚姻关系不稳定、生育意愿低的重要根源。本文的实证结果表明，推动职业教育高质量发展能够有效缓解工业机器人应用对婚育行为的不利影响。因此，政府应针对劳动密集型行业和技术密集型行业的不同替代特性，大力加强对失业人员职业技能培训，全面提升劳动者就业创业能力，从根本上提高劳动者对不断变化的劳动力市场的适应能力，才能避免在日益进步的科技浪潮中被取代。此外，工业机器人应用不可避免会在短期内造成一部分劳动力失业，地方政府还应因地制宜，完善对失业劳动者的基本生活保障。面对自动化技术的冲击，职能部门需要进一步完善灵活就业保障机制，增加失业保险覆盖的群体和覆盖面，尤其加强对于从事简单重复工作劳动者的关怀，以缓解短期就业替代效应造成的社会矛盾。

参考文献：

- 陈媛媛、张竞、周亚虹（2022），《机器人与劳动力的空间配置》，《经济研究》第1期，第172-188页。
- 何冬梅、刘鹏（2020），《人口老龄化、制造业转型升级与经济高质量发展——基于中介效应模型》，《经济与管理研究》第1期，第3-20页。
- 孔高文、刘莎莎、孔东民（2020），《机器人与就业——基于行业与地区异质性的探索性分析》，《中国工业经济》第8期，第80-98页。
- 李磊、王小霞、包群（2021），《机器人的就业效应：机制与中国经验》，《管理世界》第9期，第104-119页。
- 王晓娟、朱喜安、王颖（2022），《工业机器人应用对制造业就业的影响效应研究》，《数量经济技术经济研究》第4期，第88-106页。
- 王永钦、董雯（2020），《机器人的兴起如何影响中国劳动力市场？——来自制造业上

- 市公司的证据》，《经济研究》第 10 期，第 159 - 175 页。
- 闫雪凌、朱博楷、马超 (2020)，《工业机器人使用与制造业就业：来自中国的证据》，《统计研究》第 1 期，第 74 - 87 页。
- 杨凡、何雨辰 (2022)，《中国女性劳动供给中的“母职惩罚”》，《人口研究》第 5 期，第 63 - 77 页。
- 杨飞、范从来 (2020)，《产业智能化是否有利于中国益贫式发展？》，《经济研究》第 5 期，第 150 - 165 页。
- 郑丽琳、刘东升 (2023)，《机器人应用与劳动力就业：替代还是互补？——基于 22 个经济体数据的经验分析》，《统计研究》第 3 期，第 126 - 138 页。
- Acemoglu, Daron & Pascual Restrepo (2018). Modeling Automation. *NBER Working Paper*, No. 24321.
- Acemoglu, Daron & Pascual Restrepo (2020). Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets. *Journal of Political Economy*, 128 (6), 2188 - 2244.
- Acemoglu, Daron & Pascual Restrepo (2022). Demographics and Automation. *The Review of Economic Studies*, 89 (1), 1 - 44.
- Albanesi, Stefania & Claudia Olivetti (2016). Gender Roles and Medical Progress. *Journal of Political Economy*, 124 (3), 650 - 695.
- Autor, David, David Dorn & Gordon Hanson (2019). When Work Disappears: Manufacturing Decline and the Falling Marriage Market Value of Young Men. *The American Economic Review: Insights*, 1 (2), 161 - 178.
- Bartik, Timothy (1991). *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* Michigan: W. E. Upjohn Institute for Employment Research Press.
- Becker, Gary (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81 (4), 813 - 846.
- Becker, Gary (1981). *A Treatise on the Family (First Edition)*. Cambridge: Harvard University Press.
- Blanchard, Olivier & Lawrence Katz (1992). Regional Evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1 - 75.
- Chiappori, Pierre (1992). Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*, 100 (3), 437 - 467.
- Dauth, Wolfgang, Sebastian Findeisen, Jens Suedekum & Nicole Woessner (2021). The

- Adjustment of Labor Markets to Robots. *Journal of the European Economic Association*, 19 (6), 3104 – 3153.
- de la Croix, David & Matthias Doepke (2003). Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters. *The American Economic Review*, 93 (4), 1091 – 1113.
- Fan, Haichao, Yichuan Hu & Lixin Tang (2021). Labor Costs and the Adoption of Robots in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 186, 608 – 631.
- Galor, Oded & David Weil (1993). The Gender Gap, Fertility, and Growth. *NBER Working Paper*, No. 4550.
- Giuntella, Osea & Tianyi Wang (2019). Is an Army of Robots Marching on Chinese Jobs? *IZA Discussion Paper*, No. 12281.
- Li, Hongbin, Junjian Yi & Junsen Zhang (2011). Estimating the Effect of the One-child Policy on the Sex Ratio Imbalance in China: Identification Based on the Difference-in-differences. *Demography*, 48 (4), 1535 – 1557.
- Lundberg, Shelly & Robert Pollak (1996). Bargaining and Distribution in Marriage. *Journal of Economic Perspectives*, 10 (4), 139 – 158.
- Matysiak, Anna, Tomáš Sobotka & Daniele Vignoli (2021). The Great Recession and Fertility in Europe: A Sub-national Analysis. *European Journal of Population*, 37 (1), 29 – 64.
- Qian, Nancy (2008). Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance. *The Quarterly Journal of Economics*, 123 (3), 1251 – 1285.
- Schaller, Jessamyn (2016). Booms, Busts, and Fertility: Testing the Becker Model Using Gender-specific Labor Demand. *The Journal of Human Resources*, 51 (1), 1 – 29.
- Sen, Amartya (2002). More than 100 Million Women Are Missing. In Ngaire Naffine (ed.), *Gender and Justice*. Abingdon: Routledge Press, pp. 219 – 222.
- Wang, Haining & Zhiming Cheng (2021). Mama Loves You: The Gender Wage Gap and Expenditure on Children's Education in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 188, 1015 – 1034.

How Does the Adoption of Industrial Robots Affect Young People's Marriage and Fertility?

Xu Gang^{1,2}, Han Linsong³, Wang Ruiting⁴ & Li Lei^{1,2}

(Center for Transnationals' Studies, Nankai University¹;

Laboratory for Economic Behaviors and Policy Simulation, Nankai University²;

School of Management and Economics, The Chinese University of Hong Kong, Shenzhen³;

School of Public Finance and Taxation, Southwestern University of Finance and Economics⁴)

Abstract: Focusing mainly on the labor market, existing studies have relatively ignored the impact of industrial robot adoption on other socioeconomic aspects. This paper introduces automation into a family collective model, and we find that robot adoption reduces women's willingness to marry and have children by narrowing gender income gap. Based on the International Federation of Robotics (IFR) data and the census data of China, this paper finds that the adoption of industrial robots significantly increases the age of marriage and the likelihood of divorce but reduces fertility. These conclusions are still held under various robust tests such as controlling for the impact of trade and changing samples. Mechanism analysis shows that the adoption of industrial robots has increased women's labor participation rate and wage income, therefore it has increased the cost of child-rearing. Additional analysis reveals that with the improvement of women's relative economic status, the adoption of industrial robots has a small impact on encouraging the birth of girls, thus alleviating the long-standing gender imbalance in China. As the development of industries moves toward intelligence-oriented and China's population starts negative growth, this paper proposes that promoting a high-quality development of vocational education and enhancing employment flexibility can effectively alleviate the negative impact of industrial robot adoption on marriage and fertility.

Keywords: robot penetration, gender income gap, fertility, divorce rate

JEL Classification: J12, J13, O33

(责任编辑: 封永刚)