

# 城市进口扩张对中国个体婚姻决策的影响

李丹 孙楚仁

**摘要：**利用中国家庭收入调查数据，本文详细考察了城市进口扩张对个体婚姻决策的影响。结果表明城市进口扩张显著降低了个体结婚的发生比，该结果在改变被解释变量和解释变量的测度方式、变换估计样本、改变估计方法后仍然保持稳健。分样本检验的结果表明，进口扩张会促使高就业率的、东部地区的个体，女性、初婚年龄段、高学历、高收入和非农个体更大程度地降低结婚几率、减少结婚行为；从经济发展水平较高的国家进口、进口高质量产品会对个体婚姻表现产生更大的负向影响。机制分析的结果证实了城市进口扩张有效提高了女性就业和收入水平、促进了个体受教育水平提升，并改变了个体的婚姻观念，使得对婚姻的需求下降，从而造成结婚率的下降。

**关键词：**进口扩张；婚姻；婚姻观念

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 11-0142-16

## 引言

进口会通过倒逼效应、创造效应、互补效应和资源配置效应等对国家经济发展产生显著的促进作用。自2001年加入世界贸易组织以来，中国货物进口规模不断扩大。2001年，中国是世界第六大进口国，在2009年上升至第二位；2009—2022年间，中国连续14年成为全球第二大进口市场。进口贸易的快速发展极大地推动了经济增长，经济社会的巨大变迁带来了个体观念及行为的转变，深刻地影响了个体婚姻行为。众多因素的叠加使得当下中国的结婚率逐年走低、初婚年龄不断提高、离婚率逐年上升。2022年我国办理结婚登记683.3万对，再创历史新低，相比于顶峰时期的2013年，结婚人数下降了近一半。与不断下降的结婚率相对应的是初婚年龄持续提高，从1990年到2020年，我国平均初婚年龄从21.4岁增长至28.7岁，提高了7岁之多，大量适婚群体选择晚婚甚至不婚。此外，离婚率增速

[收稿日期] 2023-04-22

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’区域价值链构建与中国产业转型升级研究”(18ZDA039)；国家自然科学基金青年项目“产业链自主可控下中间投入的结构调整路径及其经济环境效应分析”(72203182)；教育部人文社会科学研究青年基金项目“双重价值链数字化转型的实现路径与减排效应研究”(22YJC910002)

[作者信息] 李丹：西华大学经济学院讲师；孙楚仁（通讯作者）：广东外语外贸大学经济贸易学院教授，电子信箱 sunchuren@foxmail.com

明显,从2000年的1‰增至2016年的3‰。离结比从1990年的8.41%增长至2020年的53.29%。相比于结婚人数,离婚人数增长得更快,当代年轻人对婚姻的需求大幅降低。持续下降的结婚水平带来的直接效应便是生育的推迟、减少,这使得劳动力成本逐年上涨,人口数量红利消失,在未来很长一段时期内都将对中国经济社会的发展产生重要影响。在全球经济深度融合、中国经济双向循环的背景下,进口贸易是国内经济发展的重要推动力,会通过就业、收入等利得分配对个体及其家庭的经济环境变迁带来重要影响,从而影响个体婚姻决策。本文将通过城市进口扩张对中国个体婚姻决策的影响进行考察,厘清进口贸易开放影响个体婚姻决策的方向及渠道,为贸易政策以及人口政策的制定提供实证参考。

本文利用中国家庭收入调查数据,结合中国海关进出口数据、BACI数据、GeoDist数据和世界发展指标等,采用外国对本国城市的出口供给来测度本国城市的进口扩张,深入探究了城市进口对个体婚姻决策的影响。结果发现,城市进口扩张显著降低了个体结婚的发生比,从而造成结婚行为的减少。分样本检验的结果表明,城市进口扩张会促使就业率高的、处于东部城市的个体以及女性、处于初婚年龄段个体、高学历、高收入和非农个体更大程度地降低结婚几率、减少结婚行为。此外,从经济发展水平较高的国家进口、进口高质量产品会对城市中个体的婚姻表现产生更大的负向影响。最后,本文探讨了进口扩张引致个体结婚几率下降的潜在机制,发现进口扩张会通过提升女性经济实力、提高个体受教育水平、改变个体性别认知观念等渠道影响个体结婚决策。

本文可能存在以下几方面的边际贡献。第一,本文是少有的考察中国城市进口扩张与个体婚姻决策关系的文献。现有研究主要集中于贸易自由化对宏观层面结婚率的影响,本文则试图分析中国城市层面的进口扩张对本国居民婚姻行为的影响,这不仅有助于深入理解国际贸易发展对个体及其家庭造成的社会层面的影响,也从外部出口供给对经济社会的影响的角度为个体婚姻行为的变化提供了解释途径。第二,本文采用世界各国对中国各城市的外生出口供给作为城市进口扩张的测度指标,有效避免了直接采用进口贸易额测度的进口变动与个体婚姻决策之间的内生性问题。第三,本文提出并实证检验了城市进口扩张导致个体结婚几率降低、结婚行为减少的内在渠道,指出城市进口扩张有效促进了女性经济境况的改善、带来个体受教育水平的提升以及个体婚姻观念的转变,使得个体对婚姻的需求下降。

## 一、文献综述和假说提出

### (一) 文献综述

与本文相关的研究主要涉及两类,一是婚姻行为的影响因素研究,二是贸易开放与婚姻问题的相关研究。

Becker (1973)<sup>[1]</sup> 采用成本—收益法对个体婚姻行为进行了理论分析,并指出婚姻行为的经济理论基于两个前提:一是婚姻是自愿行为,个体是理性经济人,只有当结婚的收益大于成本时个体才会选择结婚。婚姻的收益主要包括互补性收益(分工和规模收益)、孩子带来的收益、两性的情感等,成本主要包括婚配对

象的搜寻成本、婚姻存续期间的维系成本等。二是存在一个婚姻市场，个体需要根据自己的市场（工资、收入等）和非市场特征（相貌、身高等）寻找自身的最优匹配，从而使婚姻市场达到均衡。在实证研究上，众多学者就影响婚姻成本和收益的因素进行了分析，主要包括就业和收入、教育、性别观念等个体因素以及经济发展水平、性别比、城镇化等宏观因素。基于传统男主外女主内的分工模式，大多数研究认为男性较高的收入水平会提高婚姻的收益从而提高结婚率，相反女性较高的收入水平会降低互补性收益从而降低结婚率（Keeley, 1979<sup>[2]</sup>；Jensen, 2012<sup>[3]</sup>）。受教育水平是影响个体婚姻决策的另一个重要因素，会通过推迟结婚时点、提高经济潜力、改变婚姻观念等影响个体婚姻行为（吴要武和刘倩，2014<sup>[4]</sup>；朱州和赵国昌，2019<sup>[5]</sup>）。通常认为女性受教育水平的提高会导致其推迟结婚年龄、减少结婚行为，男性受教育水平的提升对其婚姻行为的影响则存在较大的不确定性。性别认知观念主要是指个体对于男主外女主内、家庭中丈夫收入应多于妻子等观念的认同度，研究表明性别认知观念也会显著影响个体婚姻行为（Bertrand et al., 2015<sup>[6]</sup>；续继和黄娅娜，2018<sup>[7]</sup>；方颖等，2021<sup>[8]</sup>）。此外，宏观层面的市场化和经济发展水平（Zhou, 2019）<sup>[9]</sup>、房价（於嘉和谢宇，2013）<sup>[10]</sup>、性别比（于潇等，2018）<sup>[11]</sup>、城镇化（宋月萍等，2012）<sup>[12]</sup>、互联网及社交媒体的普及（刘铠豪等，2022）<sup>[13]</sup>、机器人的使用（Anelli et al., 2021）<sup>[14]</sup>等均会影响婚姻形成。

第二类文献从劳动力市场产出角度考察了贸易开放与婚姻之间的关系，在宏观层面主要分析了贸易冲击对国家（地区）结婚水平的影响（Braga, 2018<sup>[15]</sup>；Kis-Katos et al., 2018<sup>[16]</sup>；Dorn and Hanson, 2019<sup>[17]</sup>）。在微观层面更加关注贸易开放对个体婚姻决策的影响。Keller 和 Utar（2022）<sup>[18]</sup>考察了来自中国的进口竞争对丹麦劳动力结婚、生育、离婚行为的影响，结果发现，来自中国的进口竞争降低了丹麦劳动力市场的就业机会，使得该地区人民更加偏好家庭，从而婚育率提高。Giuntella 等（2022）<sup>[19]</sup>考察了全球化对德国劳动力市场、生育和婚姻的影响，指出来自东欧的进口竞争加剧会导致劳动力市场产出下降，但却对婚姻状况没有显著影响。上述微观层面的研究对本文具有重要的启发意义，但本文与其在具体研究对象、数据、识别和估计方法以及结论等方面又有所不同。与本文更为接近的是刘灿雷等（2022）<sup>[20]</sup>和刘铠豪等（2022）对中国婚育问题的研究。刘灿雷等（2022）基于中国人口普查1%抽样调查数据的研究结果表明，出口增长会通过促进女性就业进而提高其从事家庭活动的机会成本，最终导致其推迟结婚。刘铠豪等（2022）基于城镇住户调查数据和中国人口普查1%抽样调查数据的分析结果表明，关税削减冲击引致的男性工作回报率下降会导致女性结婚意愿下降。他们的研究均从城市层面出发、以年轻女性为考察样本，分别考察了出口增长和进口贸易自由化对婚姻的影响，在研究视角、数据、估计方法等方面与本文均存在明显差异。

## （二）本文假说

首先，进口扩张会带来个体劳动力市场产出的变化，直接影响个体婚姻决策。一方面，进口贸易自由化会通过创造效应（康继军和郑维伟，2021）<sup>[21]</sup>、资源配置

效应 (Lu and Yu, 2015<sup>[22]</sup>; 杜艳等, 2016<sup>[23]</sup>)、技术溢出效应 (陈雯和苗双有, 2016)<sup>[24]</sup>、成本节约效应 (邓军和王丽娟, 2020)<sup>[25]</sup> 等促进一国经济增长和产业结构升级, 直接带来整体就业机会以及收入水平的提升。另一方面, 进口扩张加剧了市场竞争, 根据竞争抑制歧视理论, 这会使得企业对女性劳动力的需求增加 (Becker, 1957)<sup>[26]</sup>, 同时进口扩张还促进了非正规就业等灵活就业形式的发展 (胡翠等, 2019)<sup>[27]</sup> 以及产业结构的服务化 (肖挺和黄先明, 2021)<sup>[28]</sup>, 也使得对女性劳动力的需求增加, 从而更大程度地促进了女性就业和收入水平的提升。进一步地, 个体经济境况, 尤其是女性经济境况的改善, 会使得婚姻的净收益下降, 结婚行为减少。具体地, 经济境况的普遍改善会使得婚姻的量化成本如恋爱约会支出、彩礼支出、婚房支出等水涨船高, 女性经济实力的提升也拔高了其结婚的机会成本, 从而造成婚姻成本的上升; 女性经济实力的提升会使得基于男主外女主内分工模式下的规模收益下降, 从而造成婚姻的收益下降。婚姻成本的上涨以及收益的下降最终使得结婚意愿下降、结婚行为减少。

其次, 进口扩张会影响个体教育投资决策, 个体受教育水平的变化也会影响其婚姻决策。进口扩张引致的技术溢出效应、竞争效应等促进了研发创新 (田巍和余森杰, 2014<sup>[29]</sup>; 陈雯和苗双有, 2016; 林薛栋等, 2017<sup>[30]</sup>; 王立勇和纪尧, 2022<sup>[31]</sup>) 以及产品质量升级 (汪建新, 2014<sup>[32]</sup>; 盛斌和毛其淋, 2017<sup>[33]</sup>; 樊海潮等, 2022<sup>[34]</sup>), 显著提高了就业的技能门槛 (罗军, 2021)<sup>[35]</sup>, 市场对高技能劳动力的需求不断增长, 就业结构的技能偏向型趋势将促使劳动力进行人力资本投资, 造成受教育水平提升 (赵灿和刘启仁, 2019<sup>[36]</sup>; 王明益和张中意, 2022<sup>[37]</sup>)。一方面, 受教育年限的延长将直接推迟个体从学生到妻子或丈夫身份转变的时间节点, 缩短择偶窗口期; 另一方面, 教育能够有效提升个体的潜在经济实力。此外, 教育过程影响并塑造着个体的婚姻观念, 高学历个体的自主意识更强, 更不容易被传统婚姻观念所束缚。即进口扩张引致的受教育水平提升会通过推迟婚姻节点、增强经济潜力、改变婚姻观念进而使得结婚水平下降。

最后, 进口扩张会带来个体婚姻观念转变进而影响其结婚决策。一方面, 进口扩张不仅意味着进口产品、服务的增长, 也暗含着对国外先进管理经验、规则制度等方面的学习, 这有效促进了本国市场化水平的提升。市场化冲击激活了人们的物质观、消费观, 个体更加看重对社会价值的追求, 使得传统的婚姻观念和行为发生了根本性改变 (陈讯, 2014<sup>[38]</sup>; 刘铠豪等, 2022)。另一方面, 进口贸易的发展带动了本国互联网、电视网络、社交媒体等的发展和普及, 通讯方式的更迭推动了社会交往模式的变迁, 不仅改变了传统的区域性婚姻圈, 形成了全国性乃至全球性的婚姻市场, 也在塑造和引导社会价值观念方面发挥了重要作用 (陈卫民等, 2021)<sup>[39]</sup>。此外, 进口贸易的繁荣还加深了国家间的思想文化交流, 促进了国内婚恋观念的转变, 个体的自主意识不断强化, 传统的成家立业、男主外女主内的思想逐渐淡化, 适龄群体对婚姻的需求不断降低。图 1 直观展示了上述进口扩张对个体婚姻决策的影响机制。

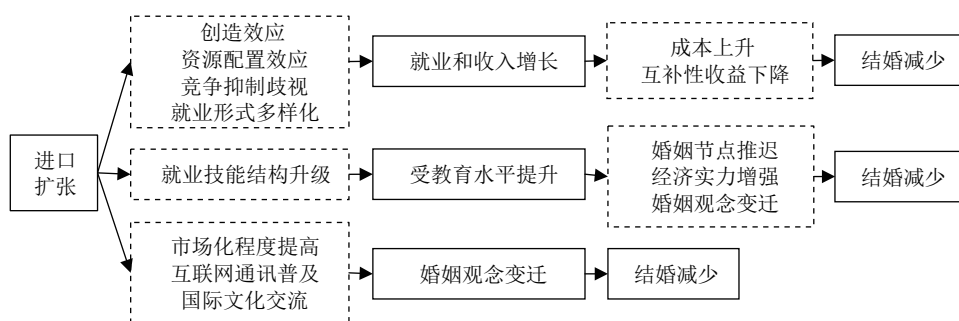


图1 进口扩张对婚姻的影响机制

基于以上论述，本文提出如下假说。

假说1：城市进口扩张会抑制个体结婚行为。

假说2：城市进口扩张会通过促进就业和收入增长、提高受教育水平、改变婚姻观念等渠道抑制婚姻行为。

## 二、计量模型、指标和数据

### （一）计量方程设定

本文采用 Logit 离散选择模型进行估计，设定计量方程如下：

$$\ln \left[ \frac{P(\text{maritalstatus}_{cti} = 1 | X_i)}{P(\text{maritalstatus}_{cti} = 0 | X_i)} \right] = \beta_0 + \beta_1 \text{incityimpd}_{ct} + \gamma X + \mu_c + \gamma_t + \varepsilon_{cti} \quad (1)$$

$$P(\text{maritalstatus}_{cti} = 1 | X_i) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 \text{incityimpd}_{ct} + \gamma X + \mu_c + \gamma_t + \varepsilon_{cti}}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 \text{incityimpd}_{ct} + \gamma X + \mu_c + \gamma_t + \varepsilon_{cti}}} \quad (2)$$

其中，下标  $c$ 、 $t$ 、 $i$  分别代表城市、年份和个体。 $\text{maritalstatus}_{cti}$  表示个体婚姻状况。 $\text{incityimpd}_{ct}$  为采用外国对本国城市的出口供给测度出的城市进口扩张程度。 $X$  为控制变量。 $\mu_c$  和  $\gamma_t$  为城市固定效应和年份固定效应，以控制不随时间变化的城市特征以及时间趋势项的影响。 $\varepsilon_{cti}$  为误差项。

### （二）变量和指标

#### 1. 个体婚姻状况

本文利用中国家庭收入调查数据，先将各年份个体婚姻状态的含义进行统一，再删除离异、丧偶样本，仅保留单身、未婚同居和已婚样本，最后依据个体是否已婚，将其婚姻状态定义为一个虚拟变量：0 表示未婚（包括单身和未婚同居），1 表示已婚（仅包括已婚）。本文根据个体婚姻状况计算了城市已婚群体份额，发现从 1999 年到 2013 年，城市已婚群体的份额从 88.95% 下降到了 86.14%。

#### 2. 城市进口扩张

采用城市进口额测度的进口扩张可能会存在遗漏变量和反向因果问题，导致无法准确估计城市进口扩张对个体婚姻表现的影响。为此，本文采用外国对本国城市的出口供给来测度本国城市的进口扩张程度（Crozet et al., 2018）<sup>[40]</sup>。

城市进口扩张的测算主要有以下两个步骤。首先,本文计算国家  $o$  第  $t$  年在产品  $k$  上的出口供给  $S_{okt}$ 。根据 Allen 等 (2020)<sup>[41]</sup>, 国家  $o$  在第  $t$  年出口产品  $k$  到国家  $d$  的出口额  $EX_{odkt}$  受到两国当年在该产品上的贸易成本  $\Phi_{odkt}$ 、国家  $o$  第  $t$  年在产品  $k$  上的供给能力  $S_{okt}$  以及国家  $d$  第  $t$  年在产品  $k$  上的进口需求  $M_{dkt}$  的影响,同时也受到其他各种随机冲击  $\Xi_{odkt}$  的影响,即:

$$EX_{odkt} = \Xi_{odkt} \Phi_{odkt} S_{okt} M_{dkt} \quad (3)$$

对上式两端取对数:

$$\ln EX_{odkt} = \ln \Phi_{odkt} + \ln S_{okt} + \ln M_{dkt} + \ln \Xi_{odkt} \quad (4)$$

根据现有文献,两国第  $t$  年在该产品上的贸易成本  $\Phi_{odkt}$  一般来说与两国的距离  $dist_{od}$ 、是否接壤  $contig_{od}$ 、是否是共同语言  $lang_{od}$ 、是否是共同法系  $law_{od}$ 、是否签订区域或双边贸易协定  $RTA_{od}$ 、是否有共同殖民宗主国  $col_{od}$ 、关税  $tariff_{odkt}$  等因素有关,也与国家  $o$ 、国家  $d$ 、产品  $k$ 、年份  $t$  的固定特征有关,由此得到:

$$\begin{aligned} \ln \Phi_{odkt} = & \beta_1 \ln dist_{od} + \beta_2 contig_{od} + \beta_3 lang_{od} + \beta_4 law_{od} + \beta_5 RTA_{od} + \beta_6 col_{od} \\ & + \beta_7 \ln tariff_{odkt} + \alpha_o + \chi_d + \delta_k + \eta_t + \mu_{odkt}, \end{aligned} \quad (5)$$

其中,  $\mu_{odkt}$  为影响两国贸易成本的其他随机因素。

国家  $o$  第  $t$  年在产品  $k$  上的供给能力  $S_{okt}$  一般来说与该国在该产品上的生产率、禀赋(包括资本、劳动力、能源、资源等)、产品发展程度(第一、第二、第三产业的占比  $indu_{o1t}$ 、 $indu_{o2t}$  和  $indu_{o3t}$ )等有关,也与国家  $o$ 、产品  $k$ 、年份  $t$  的固定特征  $\varphi_o$ 、 $\kappa_k$  和  $t_t$  有关。本文采用一国的人均实际国内生产总值  $perAGDP_{ot}$  来代理生产率和禀赋,有:

$$\ln S_{okt} = \gamma_0 \ln perAGDP_{ot} + \gamma_1 indu_{o1t} + \gamma_2 indu_{o2t} + \varphi_o + \kappa_k + t_t + \nu_{okt} \quad (6)$$

其中,  $\nu_{okt}$  为影响供给能力  $S_{okt}$  的其他随机因素。

国家  $d$  第  $t$  年在产品  $k$  上的进口需求  $M_{dkt}$  一般来说与该国的总人口  $pop_{dt}$ 、城市化水平  $urban_{dt}$  以及国家  $d$ 、产品  $k$ 、年份  $t$  的固定特征  $\bar{\omega}_d$ 、 $\theta_k$  和  $\varphi_t$  有关,即:

$$\ln M_{dkt} = \lambda_1 \ln pop_{dt} + \lambda_2 urban_{dt} + \bar{\omega}_d + \theta_k + \varphi_t + \pi_{dkt} \quad (7)$$

其中,  $\pi_{dkt}$  为影响进口需求  $M_{dkt}$  的其他随机因素。

把式(5)、式(6)、式(7)代入式(4),有:

$$\begin{aligned} \ln EX_{odkt} = & \beta_1 \ln dist_{od} + \beta_2 contig_{od} + \beta_3 lang_{od} + \beta_4 law_{od} + \beta_5 RTA_{od} + \beta_6 col_{od} + \beta_7 \ln tariff_{odkt} \\ & + \gamma_0 \ln perAGDP_{ot} + \gamma_1 indu_{o1t} + \gamma_2 indu_{o2t} + \lambda_1 \ln pop_{dt} + \lambda_2 urban_{dt} \\ & + \sigma_o + \zeta_d + \tau_k + v_t + \varepsilon_{odkt} \end{aligned} \quad (8)$$

其中,  $\varepsilon_{odkt} = \mu_{odkt} + \nu_{okt} + \pi_{dkt} + \ln \Xi_{odkt}$ ,  $\sigma_o$ 、 $\zeta_d$ 、 $\tau_k$  和  $v_t$  分别吸收了国家  $o$ 、国家  $d$ 、产品  $k$ 、年份  $t$  的固定特征。

通过估计上述方程,本文可以得到所有系数,并计算得到:①国家  $o$  第  $t$  年在产品  $k$  上的供给能力  $S_{okt}$ , ②国家  $d$  第  $t$  年在产品  $k$  上的进口需求  $M_{dkt}$ 。

其次,利用上述国家  $o$  第  $t$  年在产品  $k$  上的供给能力  $S_{okt}$  计算第  $t$  年地区  $c$  的进口扩张  $cityimpd_{ct}$ :

$$cityimpd_{ct} = \sum_{ok} \frac{imp_{cokt_0}}{\sum_{ok} imp_{cokt_0}} S_{okt} \quad (9)$$

其中,  $imp_{cokt_0}$  为第  $t_0$  年地区  $c$  从国家  $o$  进口产品  $k$  (HS2 位数产品) 的进口额。选取 1996 年为基年, 即  $t_0 = 1996$ <sup>①</sup>。对上式中的  $cityimpd_{ct}$  取对数即可得到本文的核心解释变量。

根据标准引力模型, 外国对本国的出口供给 ( $S_{okt}$ ) 主要由外国的生产率、禀赋、产业结构等决定, 与本国无直接关联 (式 (6))。进一步, 中国某城市的进口 ( $cityimpd_{ct}$ ) 取决于贸易伙伴国在该产品上的出口供给能力和该地区初始的进口结构 (式 (9))。因此, 采用外国出口供给和本国初始进口结构计算的城市进口扩张反映了与本地经济、技术或社会变化无关的外部冲击对本地进口的影响, 即它是一个外生变量。但同时, 城市进口扩张有效反映了贸易伙伴国的经济形势变化和供给变化对本地区进口的影响, 它的增长很大程度上意味着本国的进口也会增加, 即二者是显著正相关的。图 2 刻画的城市进口扩张与城市进口额之间的正相关关系也证实了这一点。基于以上逻辑, 采用外国出口供给能力和本国初始进口结构计算的城市进口扩张来衡量本国城市的进口发展程度是可靠的, 并且可以有效规避内生性问题。

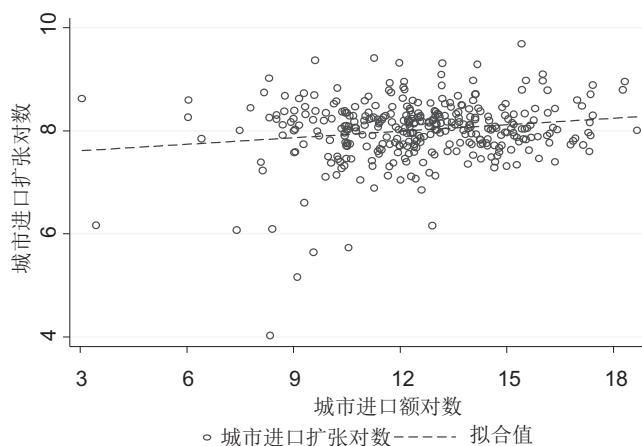


图 2 城市进口扩张与进口额的相关关系

### 3. 控制变量

本文主要控制了个体和地区层面的部分可观测变量。个体层面主要包括: 年龄 ( $age$ ) 及其平方项、性别 ( $sex$ )、民族 ( $minority$ )、户籍 ( $surveytype$ )、受教育年限 ( $educationyears$ ), 上述变量均来自中国家庭收入调查数据。城市层面包括: 经济发展水平 ( $\lnpergdp$ , 采用人均国内生产总值来衡量, 并取对数)、产业结构 ( $indstr\_employ$ , 采用第三产业与第二产业就业人数之比来衡量)、就业水平 ( $emprate$ , 采用就业人口占总人口的比重来衡量) 和人口密度 ( $\lnpopden$ , 采用每平方公里的人数来衡量, 并取对数), 上述变量来自于《中国城市统计年鉴》。省份层面包括: 性别比 ( $sexratio\_p$ )、房价水平 ( $\lnresidprice\_p$ , 采用住宅商品房的平均销售价格来衡量, 并取对数)、居民消费价格指数 ( $cpi\_p$ )、交通发展水平

<sup>①</sup>选取 1996 年作为基年是因为这是本文可获得最早的海关数据。同时, 1996 年早于样本初始年份 (1999 年), 可以较好地反映城市前期的进口结构。

(*railway\_p*, 采用铁路营业里程(万公里)来衡量), 上述变量来自于《中国统计年鉴》。表1为各主要变量的描述性统计结果。

表1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>maritalstatus</i>	111 078	0.86	0.35	0	1.00
<i>lncityimpd</i>	111 078	8.07	0.56	4.03	9.68
<i>age</i>	111 078	39.02	10.66	20	60
<i>sex</i>	111 078	0.52	0.50	0	1
<i>educationyears</i>	93 673	9.42	3.39	0	35
<i>minority</i>	111 078	0.03	0.17	0	1
<i>surveytype</i>	111 078	1.78	0.63	1	3
<i>lnpergdp</i>	109 769	10.46	0.88	8.19	13.05
<i>indstr_employ</i>	109 769	1.14	0.60	0.22	5.31
<i>emprate</i>	109 482	0.21	0.12	0.03	0.92
<i>lnpopden</i>	109 769	6.95	0.73	4.32	8.57
<i>sexratio_p</i>	111 078	103.16	2.98	95.07	110.84
<i>lnresidprice_p</i>	111 078	8.03	0.55	6.81	9.04
<i>cpi_p</i>	111 078	102.99	2.65	96.90	107
<i>railway_p</i>	111 078	0.29	0.10	0.09	0.51

### (三) 数据来源

本文主要采用了中国家庭收入调查数据(Chinese Household Income Project, CHIP)来测算个体婚姻状态及相关的个体变量,样本期间为1999年、2002年、2007年、2008年和2013年。考虑到被解释变量为个体婚姻状况,本文仅保留法定婚龄以上的、有家庭—事业抉择的劳动个体样本进行研究,即仅采纳20—55岁女性和22—60岁男性样本。本文采用了中国海关进出口数据、BACI双边贸易流数据、GeoDist双边距离数据以及世界发展指标(World Development Indicator, WDI)来计算外国对本国城市的出口供给,用以衡量本国城市的进口扩张程度。控制变量主要来源于《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。稳健性检验和机制分析部分还使用到了中国综合社会调查数据(Chinese General Social Survey, CGSS)和中国人口普查1%随机抽样数据(IPUMS)。

## 三、实证结果分析

### (一) 基准估计结果

表2展示了基准模型的估计结果。所有估计中均控制了城市固定效应和年份固定效应,为加强估计结果的稳健性,采用逐步加入控制变量的方法进行估计。根据表2,核心解释变量系数均显著为负,个体结婚行为与城市进口扩张负相关。就第(4)列的估计系数来看,在其他因素保持不变的情形下,城市进口每提高一个单位,个体结婚的发生比将减少81.95%,即城市进口扩张会导致个体选择结婚的几率下降,结婚行为减少。



图3直观展示了城市层面已婚群体份额与进口扩张之间的负相关关系，再次印证了城市进口扩张会使得个体结婚几率变小，从而使得城市已婚群体份额下降。

表2 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lncityimpd</i>	-0.167** (-2.428)	-0.221** (-2.066)	-0.231** (-2.087)	-0.199* (-1.766)
<i>age</i>		1.038**** (84.165)	1.035**** (83.428)	1.035**** (83.395)
<i>agesq</i>		-0.011**** (-67.787)	-0.011**** (-67.224)	-0.011**** (-67.206)
<i>sex</i>		-1.049**** (-35.782)	-1.052**** (-35.657)	-1.052**** (-35.652)
<i>minority</i>		0.001 (0.014)	-0.003 (-0.028)	0.001 (0.013)
<i>surveytype</i>		0.130**** (5.417)	0.129**** (5.390)	0.130**** (5.405)
<i>educationyears</i>		-0.105**** (-18.875)	-0.106**** (-18.985)	-0.106**** (-18.974)
<i>lnpergdp</i>			0.015 (0.079)	0.034 (0.174)
<i>indstr_employ</i>			0.231*** (2.984)	0.228*** (2.801)
<i>emprate</i>			0.861** (2.301)	0.778* (1.891)
<i>lnpopden</i>			-0.107 (-1.292)	-0.067 (-0.787)
<i>sexratio_p</i>				0.013 (0.942)
<i>lnresidprice_p</i>				0.544** (2.013)
<i>cpi_p</i>				0.109** (2.075)
<i>railway_p</i>				2.097* (1.681)
<i>_cons</i>	4.114**** (7.260)	-15.013**** (-16.499)	-14.588**** (-7.285)	-32.248**** (-5.088)
年份固定效应	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y
样本量	111 078	93 673	92 078	92 078

注：括号内为t统计量，\*\*\*\*、\*\*\*、\*\*和\*分别表示回归系数在0.1%、1%、5%和10%的水平上显著，下表同。

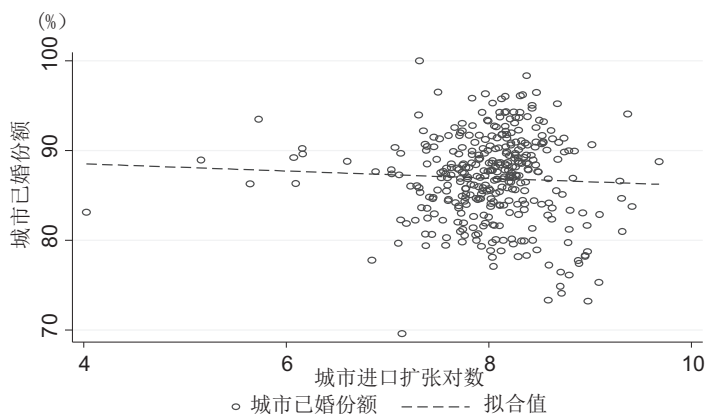


图3 城市已婚份额与进口扩张的相关关系

## (二) 稳健性检验

为了确保基准估计结果的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。(1) 变换被解释变量。在家本位的传统下,婚姻表现不佳更多地体现为推迟结婚,于是本文利用CGSS数据评估了省份进口扩张( $\lnprovimpd$ )对个人初次结婚年龄的影响。(2) 改变解释变量的测度方式。采用城市进口额(取对数, $\lnimport$ )来测度进口扩张,并且考虑到潜在的内生性问题,利用城市进口扩张作为城市进口额的工具变量,采用工具变量法进行估计。(3) 变换估计样本。①采用育龄期个体样本,即仅保留22—45岁的男性和20—36岁的女性样本(Keller and Utar, 2022)。②剔除流动人口样本(刘灿雷等, 2022),因为流动人口的婚姻观念和行为同时受流出地和流入地的文化的影响。(4) 改变估计方法。①采用Probit模型进行再估计。②采用差分估计(刘灿雷等, 2022)。利用1990年和2000年的IPUMS数据,计算各个城市在两个年度的已婚群体份额,取2000年城市已婚群体份额与1990年城市已婚群体份额的差值作为被解释变量,并计算各个城市在两个年度的城市进口扩张,取2000年城市进口扩张与1990年城市进口扩张的差值为核心解释变量( $d\lncityimpd$ )。表3报告了估计结果:所有核心解释变量的系数均符合预期,证实了城市进口扩张会使得个体结婚的发生比下降,基准结果稳健,假说1成立。

表3 稳健性检验

变量	初婚年龄	进口额-IV	育龄期样本	剔除流动人口	Probit估计	差分估计
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\lnprovimpd$	0.367* (1.749)					
$\lnimport$		-0.443* (-1.951)				
$\lncityimpd$			-0.197* (-1.662)	-0.363*** (-3.056)	-0.121** (-1.978)	
$d\lncityimpd$						-0.007**** (-3.451)
$\_cons$	33.519**** (3.630)	-9.088* (-1.684)	-37.374**** (-5.633)	-25.727**** (-3.514)	-16.207**** (-4.766)	0.542**** (5.450)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	—
城市固定效应	—	Y	Y	Y	Y	—
省份固定效应	Y	—	—	—	—	—
样本量	26 663	92 078	51 396	80 094	92 078	230

## (三) 分样本检验

考虑到城市间的特征差异、进口来源国和进口产品的差异以及个体间的特征差异,本节就此进行分样本检验。

### 1. 基于城市特征进行分样本检验

(1) 根据城市区位将样本划分为东部和中西部地区。各地区资源禀赋以及政府政策的差异造就了各区域间各不相同的发展模式和发展水平,这既影响着进口贸易,也影响着个体就业、收入等经济变量以及教育、观念等社会变量。(2) 根据

城市就业水平将样本分为就业率较低和就业率较高的城市。就业是个体获得收入的主要途径,深刻影响着个体的经济社会境况。

## 2. 基于进口来源国经济发展水平和进口产品质量进行分样本检验

(1) 根据进口来源国的经济发展水平进行分类<sup>①</sup>。进口来源国的经济发展水平很大程度上决定了本国进口的产品种类和质量,从经济发展水平较高的国家进口通常会产生更大的技术溢出效应,更大程度地影响国内经济发展和劳动力需求。(2) 根据进口产品质量进行分类<sup>②</sup>。一般来说,高质量产品的技术含量较高,技术或资金等方面的限制会使得其国内生产的成本较高,因而进口高质量产品能够更有效地节约成本;同时,进口高质量产品会通过技术溢出效应、学习效应等促进国内生产力发展,即进口高质量产品会对国内经济发展和劳动力市场产生更大的影响。

根据表4,城市进口扩张会使得就业率较高的以及东部城市的个体更多地降低结婚几率,从经济发展水平较高的国家进口、进口高质量产品会对城市中的个体婚姻表现产生更大的负向影响。

表4 分样本检验 (1)

变量	城市区位		就业水平		进口来源国经济发展水平		进口产品质量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	东	中西	低	高	低	高	低	高
<i>lncityimpd</i>	-0.353** (-2.074)	0.160 (0.899)	-0.131 (-0.653)	-0.313* (-1.753)	0.078*** (2.620)	-0.185* (-1.688)	0.447 (1.575)	-0.849**** (-4.516)
<i>_cons</i>	-48.401*** (-2.659)	-27.413*** (-3.073)	-21.923 (-1.432)	-42.640**** (-5.177)	-39.801**** (-5.806)	-32.389**** (-5.112)	-69.656**** (-6.263)	-22.600** (-2.057)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	41 674	50 404	42 101	49 950	81 154	91 736	47 196	44 862

## 3. 基于个体特征进行分样本检验

(1) 按照性别将样本分为男性和女性。男性和女性进行婚姻决策时所关注的因素不同,且城市进口扩张对其在就业、收入、教育等方面的影响不一致。(2) 按照个体是否处于初婚年龄段将样本分为低年龄组和高年龄组样本,前者为初婚年龄段个体,即20—34岁女性和22—36岁男性,后者为35—55岁女性和37—60岁男性(孙炜红和谭远发,2015)<sup>[42]</sup>。通常认为年轻个体更少受传统文化规制的影响,具有较高的婚姻自主权。(3) 根据受教育水平将样本分为低学历个体和高学历个体,前者指初中及以下学历,后者指高中及以上学历。受教育年限直接决定了个体身份转变的时点,且会对个体收入以及婚姻观念产生较大影响。

<sup>①</sup>利用WDI数据,以人均GDP的中位数将各国分为经济发达和经济欠发达国家,并分别计算了来自经济发达国家的城市进口扩张指标和来自经济欠发达国家的城市进口扩张指标。

<sup>②</sup>本文采用技术复杂度来衡量产品质量。

(4) 按照个体收入水平将样本分为低收入和高收入个体。婚姻存在典型的风险削弱功能, 低收入者更有可能通过结婚来获得生活资料, 反之, 高收入者更具婚姻自主权, 可能导致结婚意愿降低。(5) 根据户籍将样本分为非农户口和农业户口个体。非农个体更多从事市场活动, 平均而言经济境况更佳、婚姻观念也更开放。

根据表 5, 所有核心解释变量的估计系数基本为负, 再次证实了本文的基准估计结果。从系数值来看, 进口扩张会促使女性、初婚年龄段、高学历、高收入和非农个体更大程度地降低结婚几率。

表 5 分样本检验 (II)

变量	性别		年龄		受教育水平		收入		户籍	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	男	女	低	高	低	高	低	高	非农	农业
<i>lncityimpd</i>	-0.125 (-0.905)	-0.374 ** (-2.317)	-0.203 * (-1.645)	-0.598 (-1.120)	0.170 (1.116)	-0.481 ** (-2.540)	-0.108 (-0.439)	-0.530 ** (-1.983)	-0.553 ** (-2.017)	-0.027 (-0.135)
<i>_cons</i>	-27.339 **** (-3.685)	-27.222 *** (-3.125)	-41.325 **** (-5.927)	7.624 (0.326)	-36.975 **** (-3.563)	-24.400 *** (-2.670)	-16.051 (-1.346)	-30.198 ** (-2.236)	-32.465 *** (-2.804)	-38.042 *** (-3.219)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	56 802	52 680	36 091	47 195	54 645	37 371	39 271	31 855	33 877	42 362

#### 四、机制检验

本文认为城市进口扩张将会通过提高就业和收入水平、促进教育投资、改变个体性别认知观念使得个体结婚意愿下降, 结婚行为减少, 对此本文将利用 CHIP 数据以及 CGSS 数据对其进行实证检验。

##### 1. 城市进口扩张有效促进了就业和收入增长, 尤其对于女性而言

一方面, 进口扩张会通过创造效应、资源配置效应等带来一国整体就业和收入水平的提升。另一方面, 由于竞争抑制歧视效应、女性就业更具灵活性以及产业结构服务化趋势, 进口扩张会带来女性就业和收入水平更大幅度的提升。利用 CHIP 数据, 本文先是刻画了两性个体就业水平并证实了其城市进口扩张的正相关关系。紧接着, 本文实证检验了城市进口扩张对个体收入水平的影响, 结果见表 6 第 (1) — (3) 列。显然, 城市进口扩张促进了个体就业和收入增长, 且对女性劳动力的促进作用更大。女性群体经济实力的相对提升可能会导致婚姻的互补性收益下降、成本上升, 从而减少结婚行为。利用 CHIP 数据, 本文检验了两性个体收入水平 (*lnincome*) 与其婚姻行为的相关关系, 根据表 6 第 (4) 列和第 (5) 列, 男性收入增长会促使其结婚的发生比提高, 而女性收入增长则会使得其结婚的发生比下降。综合上述结果, 城市进口扩张会带来两性个体就业和收入增长, 且女性个体的增长幅度更大。进一步地, 女性群体经济实力的提升会使得婚姻的净收益下降、婚

姻的自主权提高，最终使得结婚行为减少。

## 2. 城市进口扩张促进了个体受教育水平的提升

进口会带来技术溢出效应、倒逼效应等，使得劳动力的技能门槛提高，从而促使个体增加教育投资。利用CHIP数据和CGSS数据，本文实证检验了个体受教育水平与进口扩张的相关关系，根据表6第(6)列和第(7)列，二者呈显著正相关，表明进口扩张会促使个体增加教育投资，从而提高受教育水平。受教育水平的提升会对个体婚姻决策产生多重影响。一方面，受教育年限的延长直接缩短了个体择偶的窗口期，使得结婚行为推迟或减少。另一方面，教育有助于提高个体技能，增强其潜在经济实力，女性群体经济实力的提升可能会导致其结婚行为减少。此外，教育还会通过观念影响个体婚姻决策。即女性受教育水平的提升很大程度上会导致其结婚意愿下降，而对于男性则是不确定的，因而，受教育水平的提升可能会造成总体上结婚的发生比下降。

表6 机制检验

变量	进口扩张与收入增长					进口扩张与教育投资		进口扩张与性别观念	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	收入	男性收入	女性收入	男性婚姻状况	女性婚姻状况	CHIP数据	CGSS数据	干得好不如嫁得好	均摊家务
<i>lncityimpd</i>	0.530**** (7.580)	0.419**** (4.948)	0.694**** (5.971)			0.269**** (3.387)			
<i>lnincome</i>				0.075**** (6.526)	-0.076**** (-6.272)			0.016**** (3.491)	0.008 (1.598)
<i>lnprovimpd</i>							0.305** (2.474)		
<i>lnprovimpd</i>								0.395* (1.855)	0.767**** (3.365)
<i>_cons</i>	4.651**** (4.498)	3.533*** (2.906)	6.954**** (3.953)	-31.346**** (-3.367)	-50.321**** (-4.405)	13.658**** (10.114)	10.162**** (4.409)	25.293** (2.514)	26.662** (2.530)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
城市固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y	—	—	—
省份固定效应	—	—	—	—	—	—	Y	Y	Y
样本量	68 019	38 581	29 438	40 506	30 740	87 162	58 576	26 492	26 536

## 3. 城市进口扩张促进了个体性别认知观念转变

进口扩张促进了国内市场化水平的提升、互联网及社交媒体的普及、国外文化思潮的涌入，逐渐形成了开放包容的文化观念。新时代个体不再局限于男主外女主内的传统规制，女性也可以追求事业、男性也需要兼顾家庭。利用CGSS数据，本文考察了城市进口扩张对个体家庭观的影响，主要是个体对两性在家庭中承担角色的看法所带来的影响。具体地，本文考察了以下两个问题：①您是否同意干得好不如嫁得好？0同意，1不同意；②您是否同意夫妻应该均等分摊家务？0不同意，1同意。考虑到观念变迁的长期性和进口扩张影响的时滞性，本文取省份进口扩张的滞后期作为核心解释变量(*lnprovimpd*)。根据表6第(8)列和第(9)列，核心解释变量系数均显著为正，表明进口扩张使得“干得好不如嫁得好”等观念遭

到越来越多人的反对,“夫妻应该均等分摊家务”等观念越来越被人接受。男主外女主内的传统观念逐渐被打破,越来越多的个体认同女性也可以追求事业、男性也需要参与家庭劳动。经济境况的改善、受教育水平的提升以及性别观念的变迁使得个体能够根据自身意愿进行家庭—事业抉择,婚姻的重要性逐渐下降。因此,本文所提出的机制有效,假说2成立。

## 五、结 论

以婚姻关系为基础的家庭是构成社会的重要组成单元,婚姻的维系不仅关系到个人幸福、家庭和谐,也与社会稳定、经济持续发展息息相关。本文利用中国家庭收入调查数据详细考察了城市进口扩张对个体婚姻决策的影响及其作用机制。结果表明:第一,城市进口扩张显著降低了个体结婚几率。第二,城市进口扩张会促使就业水平更高的、东部地区的个体以及女性、初婚年龄段、高学历、高收入和非农个体更大程度地降低结婚概率;从经济发展水平较高的国家进口、进口高质量产品会对个体婚姻表现产生更大的负向影响。第三,机制分析的结果表明城市进口扩张显著提升了女性经济实力、提高了个体受教育水平、改变了个体婚姻观念,进而对婚姻的需求降低。

持续走低的结婚率在婚内生育的传统下必然会带来生育率的降低,从而引发老龄化加剧、劳动力规模萎缩等一系列后果。因此,有必要对其进行合理适度的引导。首先,在男主外女主内的分工模式下,城市进口扩张引致的女性收入水平提升会使得互补性收益下降,阻碍婚姻形成。因此,在保证女性经济社会地位持续提升的前提下,要引导个体增强结婚意愿,势必需要松动男主外女主内的分工模式,只有当分工模式被改变时,个体收入的提升才能有效降低其经济压力,促进婚姻形成。其次,要不断强化教育对婚姻的正向作用,一是要重视教育的过程,加强教育对个体综合素质、社会关系、眼界等方面的提升作用;二是要重视教育的产出,构建知识型社会,提高教育投资的经济收益。同时,要缓解受教育年限延长的不利影响,一是要减少对大龄男女青年的歧视,延长个体的择偶窗口期;二是要加大对晚婚晚育的接受度,并通过科学降低高龄产妇的生育风险。最后,物质生活水平的提升使得婚姻的经济收益相对缩小,人们对婚姻的需求更多的是一种精神的寄托和情感的追求,提升婚姻质量和幸福感已然成为吸引当代年轻人迈入婚姻殿堂的重要因素。因此,要更加重视个体非市场特征,如眼界和综合素质等对婚姻质量的提升效应;同时,还应倡导家务分工合理化,以提高婚姻的满意度和幸福感。

## [参考文献]

- [1] BECKER G S. A Theory of Marriage: Part I [J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81 (4): 813-846.
- [2] KEELEY M C. An Analysis of the Age Pattern of First Marriage [J]. *International Economic Review*, 1979, 20 (2): 527-544.
- [3] JENSEN R. Do Labor Market Opportunities Affect Young Women's Work and Family Decisions? Experimental Evidence from India [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (2): 753-792.

- [4] 吴要武, 刘倩. 高校扩招对婚姻市场的影响: 剩女? 剩男? [J]. 经济学 (季刊), 2014 (1): 5-30.
- [5] 朱州, 赵国昌. 上大学会多大程度上推迟初婚年龄? ——基于 IV-Tobit 模型的估计 [J]. 人口学刊, 2019 (2): 5-16.
- [6] BERTRAND M, KAMENICA E, PAN J. Gender Identity and Relative Income within Households [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2015, 130 (2): 571-614.
- [7] 续继, 黄娅娜. 性别认同与家庭中的婚姻及劳动表现 [J]. 经济研究, 2018 (4): 136-150.
- [8] 方颖, 蓝嘉俊, 杨阳. 性别身份认同对女性劳动供给和家庭收入结构的影响——教育与城乡差异的视角 [J]. 经济学 (季刊), 2021 (5): 1711-1730.
- [9] ZHOU Y. Economic Resources, Cultural Matching, and the Rural-Urban Boundary in China's Marriage Market [J]. Journal of Marriage and Family, 2019, 81 (3): 567-583.
- [10] 於嘉, 谢宇. 社会变迁与初婚影响因素的变化 [J]. 社会学研究, 2013 (4): 1-25.
- [11] 于潇, 祝颖润, 梅丽. 中国男性婚姻挤压趋势研究 [J]. 中国人口科学, 2018 (2): 78-88.
- [12] 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.
- [13] 刘铠豪, 王雪芳, 佟家栋. 贸易自由化与婚姻: 来自中国的证据 [J]. 经济学报, 2022 (1): 182-257.
- [14] ANELLI M, GIUNTELLA O, STELLA L. Robots, Marriageable Men, Family, and Fertility [R]. CESifo Working Paper, 2021, No. 9378.
- [15] BRAGA B. The Effects of Unilateral Trade Liberalization on Marriage and Fertility Choices: Evidence from Brazil [C]. PAA (Population Association of America) 2018 Annual Meeting, 2018.
- [16] KIS-KATOS K, PIETERS J, SPARROW R. Globalization and Social Change: Gender-specific Effects of Trade Liberalization in Indonesia [J]. IMF Economic Review, 2018, 66 (4): 763-793.
- [17] DORN D, HANSON G. When Work Disappears: Manufacturing Decline and the Falling Marriage Market Value of Young Men [J]. American Economic Review: Insights, 2019, 1 (2): 161-178.
- [18] KELLER W, UTAR H. Globalization, Gender, and the Family [J]. The Review of Economic Studies, 2022, 89 (6): 3381-3409.
- [19] GIUNTELLA O, ROTUNNO L, STELLA L. Globalization, Fertility and Marital Behavior in A Lowest-low Fertility Setting [R]. NBER Working Paper, 2022, No. 30119.
- [20] 刘灿雷, 高超, 王永进. “开放”与“解放”? ——基于中国出口增长与女性婚育表现的实证考察 [J]. 财贸经济, 2022 (2): 146-160.
- [21] 康继军, 郑维伟. 中国内陆型自贸区的贸易创造效应: 扩大进口还是刺激出口 [J]. 国际贸易问题, 2021 (2): 16-31.
- [22] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7 (4): 221-253.
- [23] 杜艳, 周茂, 李雨浓. 贸易自由化能否提高中国制造业企业资源再配置效率——基于中国加入 WTO 的倍差法分析 [J]. 国际贸易问题, 2016 (9): 38-49.
- [24] 陈雯, 苗双有. 中间品贸易自由化与中国制造业企业生产技术选择 [J]. 经济研究, 2016 (8): 72-85.
- [25] 邓军, 王丽娟. 贸易自由化、中间产品贸易与工资——基于中国微观企业数据的经验研究 [J]. 当代财经, 2020 (7): 100-111.
- [26] BECKER G S. The Economics of Discrimination [M]. The University of Chicago Press, 1957.
- [27] 胡翠, 纪珽, 陈勇兵. 贸易自由化与非正规就业——基于 CHNS 数据的实证分析 [J]. 南开经济研究, 2019 (2): 3-24.
- [28] 肖挺, 黄先明. 贸易自由化与中国制造企业服务化 [J]. 当代财经, 2021 (1): 112-123.
- [29] 田巍, 余淼杰. 中间品贸易自由化和企业研发: 基于中国数据的经验分析 [J]. 世界经济, 2014, 37 (6): 90-112.
- [30] 林薛栋, 魏浩, 李飏. 进口贸易自由化与中国的企业创新——来自中国制造业企业的证据 [J]. 国际贸易问题, 2017 (2): 97-106.
- [31] 王立勇, 纪尧. 贸易自由化、研发促进与全要素生产率增长 [J]. 经济研究, 2022, 57 (11): 48-64.

- [32] 汪建新. 贸易自由化、质量差距与地区出口产品质量升级 [J]. 国际贸易问题, 2014 (10): 3-13.
- [33] 盛斌, 毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度 [J]. 世界经济, 2017, 40 (12): 52-75.
- [34] 樊海潮, 黄文静, 吴彩云. 贸易自由化与企业内的产品质量调整 [J]. 中国工业经济, 2022 (1): 93-112.
- [35] 罗军. 生产性服务进口优化了制造业就业结构吗——来自服务贸易自由化政策的实证检验 [J]. 山西财经大学学报, 2021, 43 (9): 57-69.
- [36] 赵灿, 刘啟仁. 进口自由化有利于企业人力资本优化吗? ——自中国微观企业的证据 [J]. 经济科学, 2019 (6): 43-55.
- [37] 王明益, 张中意. 进口贸易自由化与企业就业技能结构升级 [J]. 经济学动态, 2022 (4): 103-122.
- [38] 陈讯. 婚姻价值的变革 [M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2014.
- [39] 陈卫民, 万佳乐, 李超伟. 互联网使用对离婚风险的影响 [J]. 中国人口科学, 2021 (4): 61-73.
- [40] CROZET M, HERING L, PONCET S. Looking for the Bright Side of the China Syndrome: Rising Export Opportunities and Life Satisfaction in China [R]. CEPII Working Paper, 2018.
- [41] ALLEN T, ARKOLAKIS C, TAKAHASHI Y. Universal Gravity [J]. Journal of Political Economy, 2020, 128 (2): 393-433.
- [42] 孙炜红, 谭远发. 1989—2030年中国人口婚姻挤压研究 [J]. 青年研究, 2015 (5): 78-84.

## The Influence of Urban Import Expansion on Individual Marriage Decisions in China

LI Dan SUN Churen

**Abstract:** Using data from Chinese Household Income Project, this paper extensively examines the impact of urban import expansion on individual marriage decisions. The results indicate that urban import expansion significantly decreases the likelihood of individuals getting married. This finding remains robust after altering measurement methods of explanatory and explained variables, changing estimation samples, and modifying estimation methods. Sub-sample tests reveal that import expansion prompts individuals with high employment rates in eastern regions, females, within first marriage age, highly educated individuals, high-income earners, and non-agricultural workers to decrease their likelihood and frequency of marriage. Importing from countries with higher economic development and importing high-quality products also exerts a more significantly negative impact on individual marriage behavior. Mechanism analysis confirms that urban import expansion effectively increases female employment and income levels, promotes individual educational attainment, and alters individual perspectives on marriage, reducing the demand for marriage and consequently lowering marriage rates.

**Keywords:** Import Expansion; Marriage; Marriage Perspectives

(责任编辑 白光)