

婚姻与收入——中国男性婚姻溢价来源研究

赵留彦 黄茜 赵岩

作者:

赵留彦, 北京大学经济学院

电话: 18519115845

E-mail: zhly@pku.edu.cn

黄茜, 北京大学经济学院

电话: 18801392563

E-mail: huang_q@pku.edu.cn

赵岩, 北京大学软件与微电子学院金融信息与工程管理部

电话: 18519115845

E-mail: zhaoyan@ss.pku.edu.cn

英语标题: Marital Status and Earnings of male Chinese: A Study on the Source of Marriage Premium

Abstract: The degree and source of marriage premium in male Chinese are controversial. Using the panel data from the China Family Panel Studies (CFPS) database from 2014 to 2018, we examine the degree and generating mechanism of marriage premium in male Chinese. Our dataset has a unique advantage in identifying the mechanisms by which marriage premiums are generated as it is able to compare the changes of individual marital status and income over time. Our results show that male Chinese enjoy a significant marriage premium of more than 20%. However, the source of the marriage premium is not the marriage itself. Compared with single men, married men have already enjoyed a significant wage premium before their marriage. Therefore, the marriage premium is entirely selective, reflecting the return on unobservable qualities that affect both income and marriage.

Keywords: Marriage premium; Productivity effects; Marriage selection effects

JEL: J12, J24, N30

婚姻与收入——中国男性婚姻溢价来源研究

摘要：本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）数据库 2014-2018 年的面板数据，检验了我国男性婚姻溢价的程度及其生成机制。由于能够比较个体收入和婚姻状态随时间的变化情况，我们的数据在识别婚姻溢价生成机制方面具有独特优势。计量结果表明，我国男性存在高达 20% 以上的显著婚姻溢价。不过，婚姻溢价的根源并非婚姻本身，相比单身者而言，结婚者早在婚前就已经享有了显著且程度相近的工资溢价。这种溢价完全来自于选择性效应，反映的是同时影响收入和婚姻的不可观测特质所带来的回报。

关键词：婚姻溢价；生产率假说；选择性假说

一、引言

大量的文献注意到已婚男性的工资显著高于单身男性，这种工资差异在控制了教育、年龄、工作经验等多方面变量后依然显著，这被称为男性的婚姻溢价（Marriage Premium）。国外的经验研究表明，已婚男性平均享有高达 10%-30% 的婚姻溢价（例如，Hill, 1979; Bartlett 和 Callahan, 1984; Korenman 和 Neumark, 1991）。婚姻溢价是劳动经济学家关注的一个重要问题，它对劳动力市场中的性别工资差距有重要影响。如果男性相比女性享有更高的婚姻溢价，这便会进一步加大性别工资差距。¹ 例如，Neumark（1988）认为美国男性的婚姻溢价约占性别工资歧视的三分之一。婚姻溢价形成机制的研究还有助于深入认识个体的婚姻选择行为和工资决定因素，以及近年来一些常见的社会现象，比如晚婚、离婚率上升、已婚女性劳动参与率提高等。

文献中关于男性婚姻溢价现象的解释大体可分为两种：生产率假说和选择性假说。生产率假说认为，由于丈夫相比妻子在就业市场中具有比较优势，所以婚后的家庭分工中丈夫能够在工作中投入更多时间和精力（妻子承担更多家务），这将加快其人力资本的积累。换言之，婚姻通过提升男性生产率而提高男性工资，婚姻和工资溢价之间表现为因果关系。选择性假说则认为，并非男性婚后拥有更高的生产率，而是本来生产率较高的男性更容易结婚。婚姻市场中的女性和劳动力市场中的雇主一样，会青睐具有某些不可观测的特质（例如聪明、勤奋、忠诚）的男性。拥有这些特质既会提升他们的工资，也会增加他们结婚的概率并维持婚姻时间，从而男性结婚概率和收入呈现正相关。这种情况下，个体之间的工资差异本质上反映的是这些特质——而不是婚姻本身——带来的回报。

¹ 尽管男性婚姻溢价几乎是共识，但关于女性是否享有婚姻溢价则并无定论。有研究甚至认为女性会遭受婚姻诅咒——即已婚女性的工资反而低于单身女性（Waldfoegel, 1997; Juhn 和 McCue, 2016）。

国外研究从多角度检验了生产率假说和选择性假说，不过没有得到一致的认识。不少实证证据支持生产率假说。例如，Kenny（1983）认为婚姻溢价大部分来源于男性婚后投入了更多的人力资本。Korenman 和 Neumark（1991）认为婚姻溢价中只有很小的比例能够通过选择性假说来解释。Daniel（1992）以及 Chun 和 Lee（2001）发现男性的婚姻溢价幅度随妻子工作时间的增加而下降，这是检验了生产率假说背后隐含的家庭分工理论，从而为生产率假说提供了支持。不过，也有很多文献提供了生产率假说的反面证据，或者支持选择性效应假说。例如，Loh（1996）发现婚姻溢价随妻子的工作时间增加而增大，自雇者中已婚男性的工资率甚至低于单身男性。Hersch 和 Stratton（2000）发现已婚和单身男性在家务上花费的时间无显著差异，家庭分工无法解释婚姻溢价。不少文献发现，当控制婚姻的选择性效应后，男性婚姻溢价很大程度上消失了，或者变得不再显著（例如，Jacobsen 和 Rayack, 1996; Nakosteen 和 Zimmer, 1987, 1997）。Ginther 和 Zavodny（2001）将“奉子成婚”视为自然实验（即认为奉子成婚情况下婚姻状态和选择性效应无关），发现此时并没有显著的婚姻溢价，所以婚姻溢价只是来源于选择性效应。Krashinsky（2004）采用双胞胎数据控制家庭背景等因素的影响，发现已婚男性在婚前就已经有较高的工资，而婚后工资并无显著增长。Cornwell 和 Rupert（1997）也发现在 1971-1980 年间结婚的男性早在 1971 年就已经享有婚姻溢价。尽管如此，也有研究认为选择性效应并无法解释婚姻溢价（Antonovics 和 Town, 2004）。²

与发达国家婚姻溢价现象的深入研究相比，关于我国婚姻溢价的研究文献较少。关于婚姻溢价程度的估计差别很大，其来源也没有一致看法。王智波和李长洪（2016）利用中国健康与营养调查数据库，发现男性婚姻溢价为 6.8%；袁国敏和熊海珠（2017）根据 2013 年中国社会综合调查数据，发现不同收入群体婚姻溢价差别较大，总体处于 1.1%-18.2%；林建浩等（2016）基于 CHIP2007 的城镇住户数据认为我国男性的平均婚姻溢价达到 25.3%。李雅楠、秦佳（2013）基于 2008 年农民工调查数据认为婚姻溢价高达 52%。至于婚姻溢价的来源，有研究者认为应主要通过生产率假说解释（林建浩等，2016；李雅楠和秦佳，2013），有研究者则认为生产率假说和选择性假说都无法解释我国的婚姻溢价，其真正来源是妻子的“相夫”效应，如妻子为丈夫提供信息、扩大社交网络等（王智波、李长洪，2016）。

当前关于我国男性婚姻溢价现象的研究还存在一些不足。第一，婚姻溢价程度的估计结果争议很大，低者接近于零，高者则达 50%以上。第二，以往研究中一般采用横截面数据，由于缺少时间序列维度数据，无法剔除不随时间变化的个体异质性影响，也无法从时间顺序上检验婚姻状态和收入增加的因果关系（生产率假说认为婚姻应先于收入

² 也有研究认为生产率假说和选择性假说都可在部分程度上解释婚姻溢价，例如，Gray（1997），Bardasi 和 Taylor（2008），Dalmia 等（2014）。

上升，而选择性效应假说则认为收入上升应先于婚姻），从而无法很好地识别婚姻溢价的具体原因。针对这些问题，我们使用一个新的数据库——中国家庭追踪调查（CFPS）——检验我国男性婚姻溢价的存在性及其生成机制。CFPS除了收集有2018年较大样本量的家庭数据之外，针对大量家庭还收集有2014-2018年完整的面板数据，这对于婚姻溢价生成机制的识别具有关键意义。此外，CFPS最近一次调查是2018年，而以往研究中使用的是较早的调查数据。考虑到近年来中国迅速的经济转型和社会变迁，数据的更新可能带来新的认识。

本文计量结果表明，我国男性存在显著的婚姻溢价，已婚男性的小时工资水平相比单身男性高出20%以上（控制特征变量前提下）。关于男性婚姻溢价的产生机制，我们的实证结果不支持生产率假说。我们发现婚姻溢价的根源并非婚姻本身，事实上，相比单身者而言，结婚者早在婚前就已经享有了显著且程度与婚后相近的工资溢价。我们认为婚姻溢价完全来自于选择性效应，反映的是那些同时影响收入和婚姻的不可观测特质所带来的回报。以下部分的结构安排：第二节介绍数据来源和变量处理方法，并进行数据的描述性统计。第三节和第四节分别实证检验了生产率假说和选择性假说；第五节是全文总结。

二、数据

（一）数据说明

本文的样本来自于中国家庭追踪调查（CFPS, China Family Panel Studies）数据库。CFPS是一项全国性的社会跟踪调查项目，由北京大学中国社会科学调查中心负责实施。2010年开始在全国25个省/市/自治区正式实施基线调查，此后每两年在全国范围内进行一次追踪调查，该项目收集了个人、家庭、社区三个层次的数据。³我们采用的横截面数据为CFPS 2018年个人问卷的调查结果。根据研究目的，仅保留了男性样本。在此基础上我们按照以下几条准则进一步对样本进行了筛选：第一，剔除工资、婚姻状态、教育程度、年龄等关键变量缺失者，以及工资处于极端区间（1%分位数以下及99%分位数以上）者。第二，为集中考虑青年/中年男性的婚姻效应，本文排除年幼者和年龄过大者，将样本控制在20-50岁年龄段。第三，样本中排除了婚姻状态为“离婚”、“丧偶”或“同居”的个体，因为对于他们而言，生产率假说和选择性效应的影响机制都不够明确。⁴经以上处理最终得到样本量为4004位，其中已婚男性3094位，占总样本的

³ CFPS基线样本覆盖人口约占全国总人口的95%，抽样采用内隐分层、与人口规模成比例的概率抽样方式。基线所有访问均采用计算机面访，后续的追踪调查则以面访为主、结合电访的混合调查模式，最大程度地保证了样本的追踪率。

⁴ 例如，丧偶的男性由于妻子的去世不再有家庭分工，但婚姻中积累的人力资本和结婚时的选择性效

77%；单身男性 910 位，占总样本的 23%。

本文写作时，2018 年的数据仅公开了个人问卷的调查结果，而家庭问卷尚未公开。不过，由于该数据库历年追踪调查中个人的 ID 相同，将数据集中男性的 ID 与 2016 年的家庭问卷中的 ID 匹配，便可以提取其妻子的 ID。这样我们便可以不必依赖 2018 年家庭问卷调查结果，而获取妻子的工作情况信息。我们的面板数据由 2014、2016、2018 年的数据构建。⁵ 具体方法为，利用 2018 年数据集中的 ID，匹配 2014、2016 年个人问卷中同样的 ID，匹配成功的个体便可得到其 2014 和 2016 年的数据，经过与 2018 年数据的类似处理，得到三个年度完整的面板数据。

（二）变量特征

表 1 是变量的描述性统计特征。已婚男性比单身男性的小时工资平均高出 20%，这初步反映出男性存在一定婚姻溢价。⁶ 不过对该数字的解释应十分谨慎，因为已婚男性和单身男性两组样本在年龄和工作经验等方面存在较大差异。平均而言已婚男性比单身男性年龄大 11 岁，工作年限则多 13 年。不过，已婚者的受教育程度明显低于单身者。仅有 13% 的已婚者拥有本科以上学历，而未婚者中该数字高达 23%。原因可能是高学历男性会更倾向于单身（至少因受教育时间长而结婚较晚），也可能是未婚者平均年龄较小，从而其学历受我国高校扩招政策影响较大——高校的大规模扩招发生在 2000 年之后。另外，已婚男性中签订雇佣合同的比例明显低于单身男性，这可能与受教育程度有较大关系。就所在地区、城乡类型、单位性质、单位规模等方面比较，已婚和未婚两组样本并无明显差异。

表 1. 变量的描述性统计特征

变量	说明	全样本	已婚者	未婚者
N	样本量	4004	3094	910
$\ln w^a$	小时工资（元）对数	2.67 (0.91)	2.72 (0.87)	2.52 (1.00)
D_{mar}	已婚： $D_{mar} = 1$	0.77 (0.42)	1	0
age	年龄	34.98 (8.58)	37.55 (7.69)	26.24 (4.90)
D_{edu}^j ^b	小学/初中： $D_{edu}^1 = 1$	0.47 (0.50)	0.51 (0.50)	0.31 (0.46)
	高中/中专/技校/职高： $D_{edu}^2 = 1$	0.20 (0.40)	0.19 (0.40)	0.22 (0.42)
	大专： $D_{edu}^3 = 1$	0.15 (0.36)	0.13 (0.34)	0.22 (0.42)
	本科及以上： $D_{edu}^4 = 1$	0.15 (0.36)	0.13 (0.34)	0.23 (0.42)

应仍然可能存在。离婚的男性不再有家庭分工，但上一次婚姻中却可能积累了一定的人力资本；抚养孩子的负担和义务也可能会激励离婚男性（相对一直单身的男性）更努力工作；离婚本身可能意味着前任妻子的负向选择。

⁵ 该数据库还有 2010 年和 2012 年的调查结果，不过这两次的问卷调查问题和后续年度有较大差别，本文研究所需要的一些关键变量并未在调查范围内，因此我们未采用前两次的调查结果。

⁶ 年度或月度工资很可能受到工作时长影响，从而对检验生产率假说造成干扰，小时工资能更好代表婚姻溢价现象。

exp^c	工作经验（年）	17.99 (10.45)	20.97 (9.49)	7.88 (6.44)
D_{east}^d	东部地区： $D_{east}=1$	0.40 (0.49)	0.39 (0.49)	0.43 (0.50)
D_{urban}	在城镇工作： $D_{urban}=1$	0.61 (0.49)	0.61 (0.49)	0.60 (0.49)
D_{hukou}	非农业户口： $D_{hukou}=1$	0.32 (0.47)	0.34 (0.47)	0.28 (0.45)
D_{cp}	中共党员： $D_{cp}=1$	0.12 (0.33)	0.14 (0.35)	0.07 (0.26)
D_{contr}	签订雇佣合同： $D_{contr}=1$	0.53 (0.50)	0.50 (0.50)	0.63 (0.48)
D_{org}^j ^e	国企/党政机关/事业单位： $D_{org}^1=1$	0.25 (0.43)	0.26 (0.44)	0.23 (0.42)
	私企/个体工商户： $D_{org}^2=1$	0.61 (0.49)	0.59 (0.49)	0.66 (0.47)
	外商/港澳台商企业： $D_{org}^3=1$	0.03 (0.17)	0.03 (0.16)	0.04 (0.20)
	个人/家庭： $D_{org}^4=1$	0.07 (0.26)	0.08 (0.28)	0.03 (0.17)
	非企业组织/行会/协会/居委会： $D_{org}^5=1$	0.02 (0.13)	0.02 (0.13)	0.02 (0.13)
D_{size}^j ^f	人数0-100： $D_{size}^1=1$	0.57 (0.50)	0.57 (0.50)	0.58 (0.50)
	人数100-1000： $D_{size}^2=1$	0.23 (0.42)	0.22 (0.42)	0.25 (0.43)
	人数1000-10000： $D_{size}^3=1$	0.07 (0.26)	0.07 (0.26)	0.08 (0.27)
	人数>10000： $D_{size}^4=1$	0.01 (0.11)	0.01 (0.10)	0.02 (0.15)
wwh	妻子每周工作时长（小时）	36.33 (28.58)	36.33 (28.58)	-
D_{wwh}^j	妻子每周工作时长哑变量 0小时： $D_{wwh}^0=1$	0.55 (0.50)	0.55 (0.50)	-
	0-28小时： $D_{wwh}^1=1$	0.08 (0.28)	0.08 (0.28)	
	28-56小时： $D_{wwh}^2=1$	0.25 (0.43)	0.25 (0.43)	
	56-84小时： $D_{wwh}^3=1$	0.11 (0.31)	0.11 (0.31)	
	>84小时： $D_{wwh}^4=1$	0.01 (0.10)	0.01 (0.10)	
hw	男性每周做家务的时间（小时）	7.09 (7.23)	7.45 (7.36)	5.86 (6.60)
$mdur$	已婚者的婚姻持续时间（年）	16.28 (7.38)	16.28 (7.38)	-

注：小括号中是标准差。除了以上变量之外，我们还定义一组代表工作所属行业的虚拟变量，问卷所列的农林牧渔业、采矿业、制造业、金融业、建筑业等 20 个行业分别对应 20 个虚拟变量 ($D_{ind}^1, D_{ind}^2, \dots, D_{ind}^{20}$)，当受访者的工作属于某个行业时，该行业对应的虚拟变量取值为 1，其他虚拟变量取值为 0。

^a 小时工资根据问卷采集的主要工作年收入除以每周工作时长再除以 50 得到（假设一年工作 50 周）。

^b D_{edu}^j 根据 2018 年调查时已完成的最高学历，例如，完成本科或以上学历的，定义 $D_{edu}^4=1$ ，否则 $D_{edu}^4=0$ ；未完成小学教育者定义为省略（基准）变量，即对于未完成小学教育者， $D_{edu}^0=1$ ，否则 $D_{edu}^0=0$ 。

^c 工作经验定义为受访者年龄减去接受教育年限再减去 6（学龄前年限）。

^d 如果受访者居住在东部地区（北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南），则 $D_{east}=1$ ，否则 $D_{east}=0$ 。

^e 单位不属于问卷所列任何范围的作为省略变量，即对于此类单位， $D_{org}^0=1$ ；否则 $D_{org}^0=0$ 。

^f 不适用的情况作为省略变量。

数据来源：中国家庭追踪调查数据库。

三、生产率假说检验

（一）婚姻溢价存在性检验

我们首先对样本中的男性收入进行如下回归，检验婚姻溢价存在性 (Mincer, 1974)：

$$\ln w_i = \alpha_1 + \beta_1 D_{mar,i} + \gamma_1 X_i + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

其中, $\ln w_i$ 是个体男性 i 的小时工资对数; $D_{mar,i}$ 是表示个体 i 婚姻状况的虚拟变量; X_i 是个体 i 的特征变量, β_1 和 γ_1 是相应的系数 (或系数向量); α_1 是常数项, ε_{1i} 是随机扰动项。婚姻溢价由 $D_{mar,i}$ 的系数反映——如果该系数为显著的正值, 则表明男性存在婚姻溢价。

表 2 第 (1) 列是方程 (1) 的 OLS 回归结果。解释变量中除了代表婚姻状态的虚拟变量之外, 还添加了一系列控制变量, 包括受教育程度、工作经验、所在地区、是否在城镇工作、户口性质、党员身份、工作单位特征和所属行业等。结果表明以小时工资衡量的婚姻溢价达到 21.4%, 且高度显著。⁷ 我们关于中国男性婚姻溢价程度的估计值, 大体处于以往使用不同数据库所得到的估计值的中间水平, 远高于王智波和李长洪 (2016) 的结果, 却大幅低于李雅楠和秦佳 (2013) 的结果。从代表受教育程度的虚拟变量来看, 教育对于提高工资具有非常明显的作用。以文盲/半文盲 (未完成小学教育者) 的收入为比较基准, 高中学历者收入平均提高 22%, 大专学历者的收入提高 46%, 本科及以上学历者的收入提高 81%。不过, 初中及小学学历则几乎起不到提升工资的作用。显然, 教育的效应并不是随着教育年限而线性增长的, 而是呈现出类似“指数化”增长的特点。工作年限的系数为显著的正值, 工作年限平方的系数则为显著的负值, 表明工作经验对工资有正向影响, 但边际效应递减。居住在东部地区、居住在城镇、拥有非农业户口、签订有雇佣合同、工作单位规模较大等因素都对工资有正向影响; 不过, 不同的工作单位性质、工作行业等对工资一般并无显著影响。

表 2. 婚姻溢价的生产率假说检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS: $\ln w_i$	Probit: $D_{mar,i}$					
$\ln w_i$							0.172** (0.069)
$D_{mar,i}$	0.214*** (0.041)	0.217*** (0.041)	0.212*** (0.041)	0.214*** (0.041)			
$D_{edu,i}^1$	0.087 (0.091)	0.088 (0.091)	0.089 (0.092)	0.053 (0.092)	-0.024 (0.120)	0.335 (0.390)	0.392 (0.820)
$D_{edu,i}^2$	0.217** (0.099)	0.218** (0.099)	0.219** (0.100)	0.186* (0.100)	0.066 (0.138)	0.538 (0.413)	0.635 (0.836)
$D_{edu,i}^3$	0.459*** (0.104)	0.461*** (0.104)	0.461*** (0.105)	0.430*** (0.105)	0.404*** (0.152)	0.803* (0.435)	1.145 (0.851)
$D_{edu,i}^4$	0.811*** (0.108)	0.813*** (0.109)	0.820*** (0.110)	0.792*** (0.109)	0.747*** (0.162)	1.253*** (0.451)	0.829 (0.863)
exp_i	0.047*** (0.006)	0.047*** (0.007)	0.048*** (0.007)	0.048*** (0.006)	0.043*** (0.015)	0.140*** (0.027)	0.206*** (0.043)
exp_i^2	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
$D_{east,i}$	0.217*** (0.027)	0.217*** (0.027)	0.214*** (0.027)	0.219*** (0.027)	0.262*** (0.040)	0.205* (0.117)	-0.140 (0.153)
$D_{urban,i}$	0.082*** (0.029)	0.082*** (0.029)	0.089*** (0.029)	0.081*** (0.029)	0.081* (0.044)	0.231** (0.116)	-0.162** (0.160)
$D_{hukou,i}$	0.077** (0.034)	0.077** (0.034)	0.074** (0.035)	0.073** (0.034)	0.088* (0.052)	-0.128 (0.136)	
$D_{cp,i}$	0.061 (0.043)	0.062 (0.043)	0.056 (0.044)	0.058 (0.043)	0.059 (0.063)	0.628** (0.297)	0.002 (0.243)

⁷ 如果在方程 (1) 中剔除所有控制变量, 仅将工资 w_i 直接对婚姻虚拟变量 $D_{mar,i}$ 回归, 也得到显著为正的系数 0.20, 与表 1 中加入控制变量后的系数估计值基本相同。

$D_{contr,i}$	0.167*** (0.032)	0.167*** (0.033)	0.168*** (0.033)	0.163*** (0.032)	0.141*** (0.047)	0.301** (0.133)	
wwh_i		-0.000 (0.001)					
$D_{wh,i}^1$			0.061 (0.056)				
$D_{wh,i}^2$			0.003 (0.036)				
$D_{wh,i}^3$			0.019 (0.050)				
$D_{wh,i}^4$			-0.147 (0.205)				
hw_i				-0.004** (0.002)			
$mdur_i$					-0.001 (0.005)		
$D_{tbmar,i}$						0.226** (0.115)	
<i>Cons</i>	1.575*** (0.219)	1.570*** (0.219)	1.559*** (0.231)	1.619*** (0.218)	2.049*** (0.336)	-1.506 (1.199)	-2.745 (1.156)
D_{org}^j	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
D_{size}^j	yes	yes	yes	yes	yes	yes	no
D_{ind}^j	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Obs.</i>	4004	4004	3976	3988	1712	403	403
R^2	0.210	0.210	0.211	0.211	0.212	0.265	0.134

注：小括号中是标准差，*，**和***分别表示在 10%，5%和 1%水平上显著。前六列均为 OLS 估计，被解释变量是工资水平 $\ln w_i$ ，第（7）列是关于婚姻状态 $D_{mar,i}$ 的 Probit 估计结果。
数据来源：见表 1。

（二）生产率假说检验

Becker（1981）认为婚姻可通过两种途径提升男性的生产率：第一，家庭生活中的分工使得男性能够投入更多时间到工作中；第二，由于男性通常在劳动力市场中更具有比较优势，婚姻将使女性更专注于家务而男性可以专注于积累工作相关的人力资本，这种分工会随夫妻双方在不同领域的人力资本积累进一步得到强化。如果增加的时间以及人力资本的积累会导致生产率的提升，进而导致工资的增加，那么已婚男性就会由于受益于专业化分工而得到工资溢价，这被称之为“生产率假说”。生产率假说尽管直观上很容易理解，检验的困难在于难以直接衡量个人生产率，因此对该假说的检验往往变为对其理论基础——家庭分工理论——的检验。从家庭分工理论促进生产率提高的逻辑出发，我们可以引申出四个可进行经验检验的推论。

推论一：妻子工作时长对丈夫工资应有负向影响

根据家庭分工理论，工作时间更少（或不工作）的妻子通常能在家庭生活中投入更多时间，这意味着家庭中妻子和丈夫之间更大程度的专业化分工。因此对于已婚男性而言，妻子的工作时间越长，其享有的婚姻溢价程度就越低。我们在方程（1）中新加入妻子的工作时长（ wwh_i ）作为解释变量：

$$\ln w_i = \alpha_2 + \beta_2 D_{mar,i} + \delta_2 wwh_i + \gamma_2 X_i + \varepsilon_{2i} \quad (2)$$

其中， wwh_i 代表个体 i 的妻子的每周工作小时数，如果其系数为显著的负值，则支持推论一。

不过，将妻子的具体工作时长作为解释变量也存在不足，因为问卷调查中妻子的工作小时数并非来自精确统计，仅是由丈夫估计，因此不可避免地存在不同程度的误差，这会导致其系数的估计有偏。另外，妻子不工作（已婚男性）和没有妻子（单身男性）两种情况下，妻子工作的时长变量均赋值为零，但这两种情况显然有本质区别：前者非常有利于家庭分工，而后者则完全没有家庭分工。因此，我们还将妻子的工作时长作为虚拟变量引入，重新估计方程：

$$\ln w_i = \alpha_3 + \beta_3 D_{mar,i} + \sum_{j=1}^4 \delta_3^j D_{wwh,i}^j + \gamma_3 X_i + \varepsilon_{3i} \quad (3)$$

其中， $D_{wwh,i}^j$ 是表示个体 i 妻子工作长时的虚拟变量， j 的增加代表工作时长递增（具体定义见表 1）。推论一预测 $D_{wwh,i}^j$ 的系数均为负值且绝对值随着 j 的增加而依次增大。⁸

模型（2）和（3）的 OLS 回归结果见表 2 第（2）-（3）列。与家庭分工理论的预测不同，无论 wwh_i 还是 $D_{wwh,i}^j$ 的系数估计值都接近于零，而且在统计上也不显著。这意味着妻子的工作时长对丈夫的工资并无显著影响。因此第一个推论未得到数据的支持。

推论二：已婚男性做家务的时长对工资应有负向影响

模型（2）和（3）中采用妻子工作时长（以及是否工作）作为衡量家庭分工程度的代理变量，这尽管有其直觉上的合理性，却可能导致内生性问题。这是因为：第一，丈夫工资越高，妻子越有可能选择工作时间较短、强度较小的工作（甚至不工作）。第二，妻子参加工作（或工作时间较长）尽管可能通过影响家庭分工来降低丈夫的生产率，但还可能通过某些途径提高丈夫的生产率。例如，妻子可以在工作中积累相关人力资本并为丈夫提供职业建议、帮助丈夫建立更广泛的社交网络等（王智波和李长洪，2016）。这两种相反的效应在一定程度上会互相抵消，导致妻子工作时长变量不显著，或者与家庭分工理论的预测不一致。所以我们还考虑采用丈夫做家务的时间来度量家庭分工程度。根据家庭分工理论，丈夫做家务的时间越多，在工作中投入的时间越少、人力资本积累越慢，这会降低其婚姻溢价。我们在方程（1）中加入丈夫做家务的时长作为解释变量，重新进行回归：

$$\ln w_i = \alpha_4 + \beta_4 D_{mar,i} + \delta_4 h w_i + \gamma_4 X_i + \varepsilon_{4i} \quad (4)$$

其中， $h w_i$ 代表丈夫做家务的时长，如果其系数显著为负值，则推论二成立。

方程（4）的估计结果见表 2 第（4）列。丈夫做家务的时间对工资有负面影响，但数值非常小——每周做家务平均时间减少一小时，工资会增长 0.4%。考虑到已婚男性每周做家务的平均时间仅为 7.45 小时，这个数值即使降至零工资也仅会增长 3%。更重要的是，当引入丈夫做家务的时间作为解释变量时，婚姻虚拟变量系数几乎没有变化，表明婚姻溢价现象仍然稳健。因此可以认为第二个推论也未得到数据的支持。

⁸ 妻子周工作小时数为 0 时 D_{wwh}^0 取值为 1，作为省略变量。该变量不出现在回归中以避免完全共线性。

推论三：婚姻持续时长对工资应有正向影响

由于人力资本积累是持续的过程，因此生产率假说预测婚姻溢价应随婚姻持续时间增长而增加。我们使用婚姻持续的时间替代方程（1）中婚姻状态：

$$\ln w_i = \alpha_5 + \beta_5 mdur_i + \gamma_5 X_i + \varepsilon_{5i} \quad (5)$$

其中， $mdur_i$ 代表婚姻已持续的年数。该回归中仅使用已婚男性作为样本，如果 $mdur_i$ 的系数为显著的正值，则推论三成立。方程（5）的估计结果见表2第（5）列，其中 $mdur_i$ 的系数并不显著，符号也与家庭分工理论的预测相反，所以该推论也未得到数据支持。

推论四：未来的结婚状态不对当前的工资产生影响

当前单身但未来几年内最终结婚的男性，与一直单身的男性相比，当前不应有工资溢价。否则便意味着婚姻溢价并非来自于婚姻本身所引起的生产率提高。我们考虑样本中2014年单身的男性，并对比他们2014年和2018年的婚姻状态。为此我们引入一个新的虚拟变量 D_{tbmar} ，2014年单身但2018年已婚的男性对应的该变量取值为1，2014年单身且2018年仍为单身的男性对应的虚拟变量取值为0。在2014年时点上，由于最终结婚的男性此时也为单身，即未来出现的家庭分工在2014年还未出现，故根据家庭分工理论，2014年该群体不应有显著的工资溢价。因此我们进行以下回归：

$$\ln w_i = \alpha_6 + \beta_6 D_{tbmar,i} + \gamma_6 X_i + \varepsilon_{6i} \quad (6)$$

推论四意味着 $\beta_6 = 0$ ；反之，若其显著为正值则说明结婚男性在婚前就拥有工资溢价，因而婚姻溢价并非由婚姻本身所引起。

反过来，我们也可以估计如下Probit模型以检验当前（ $t-1$ 期）工资对未来（ t 期）结婚状态的影响：

$$Pr(D_{mar,it} = 1 | \ln w_{it-1}, Y_{it}) = \Phi(c_1 + \lambda_1 \ln w_{it-1} + \theta_1 Y_{it}) \quad (7)$$

其中， Φ 是标准正态分布累积分布函数。估计该模型时，对于个体 i ，收入选用其2014年的数值，而婚姻状态及其他变量选用2018年的数值。根据生产率假说，当前工资不应影响未来婚姻状态， $\lambda_1 = 0$ ；反过来，如果我们发现2014年的收入对于2018年的婚姻状态有显著的正效应，则意味着工资高的男性未来更容易结婚，这将否定生产率假说。

为估计模型（6）和（7），我们首先匹配2014年和2018年的个人ID，选择两个年份中同时被调查，并且2014年未结婚的男性个体。数据库中满足条件且年龄处于20-50岁之间的男性共403人，其中145人在2018年已婚，而剩余258人2018年仍单身。我们使用这些观察估计方程（6）和（7），结果分别见表2第（6）和（7）列。方程（6）中 $D_{tbmar,i}$ 的系数显著为正值，表明那些最初（2014年）单身的男性中，在未来四年内（2018年之前）结婚者相比单身者，早在婚前就已经享有了显著的工资溢价。这个溢价的幅度高达22.6%，与表1中（1）-（4）列所呈现出的婚后的婚姻溢价（约为21.4%）基本相同。这意味着已婚男性的“婚姻溢价”的根源并非婚姻本身所带来的生产率效应。Probit

模型（7）的结果也表明，2014年时收入较高的男性，在未来四年内结婚的概率也显著更大。具体而言，2014年单身男性的收入（相对于平均收入）提高一个标准差，未来四年内结婚的概率将7.1%。⁹这也表明婚姻溢价很大程度上并非婚姻本身所带来。

概括起来，生产率假说的四个推论都未得到数据支持。我们发现妻子工作时长对丈夫工资并没有负向影响，丈夫做家务的时长对其自身工资也几乎没有负向影响，婚姻溢价并不会随着婚姻持续时间增长而提高。这些实证结果都不支持生产率假说。此外，我们还发现，收入较高的男性未来结婚的概率也较高，相比单身者而言，结婚者早在婚前就已经享有了显著的工资溢价，因此“婚姻溢价”的根源并非婚姻本身。

四、选择性假说检验

（一）选择性效应

如果婚姻溢价来自于选择性效应（即使部分程度上），那么以上关于对于婚姻溢价的估计方程便可能出现内生性问题。婚姻选择性的可能来源是，某些不可观测的因素可能会同时影响男性的工资和婚姻状况。例如，拥有某些不可观测的品质（如勤奋、聪明、忠诚等）会促使男性获得较高的工资，这些品质同时也有助于提高他们的结婚概率并维持婚姻状态的持续时间。由于是其他因素同时影响工资和结婚概率，而这些因素因为不可观测而无法作为解释变量，这可以看作是一种遗漏变量偏误。该偏误是导致计量中内生性问题的常见原因，会导致最小二乘估计给出的系数和标准差有偏且不一致。以下我们检验选择性效应是否存在时，重点考虑这种内生性问题。

检验选择性效应是否存在时，常用的是干预效应模型（Treatment Effects Model，例如见 Nakosteen 和 Zimmer，1987）。就我们的问题而言，干预效应模型包含两个潜在方程：

$$D_{mar,i}^* = c_2 + \lambda_2 \ln w_i + \theta_2 Y_i + u_i^* \quad (8)$$

$$\ln w_i = \alpha_9 + \beta_9 D_{mar,i} + \gamma_9 X_i + \varepsilon_{9i} \quad (9)$$

方程（8）中， $D_{mar,i}^*$ 是表示个体 i 结婚倾向的潜变量：如果该个体已婚（ $D_{mar,i} = 1$ ），则记 $D_{mar,i}^* \geq 0$ ；如果该个体为单身（ $D_{mar,i} = 0$ ），则记 $D_{mar,i}^* \leq 0$ 。 Y_i 是与婚姻状态有关的控制变量（向量）。方程（9）事实上便是方程（1）。模型中的内生性（选择性）常见的来源是两个方程中的误差项存在相关性，即 $Corr(u_i^*, \varepsilon_{1i}) \neq 0$ 。如果男性拥有某些特质会同时提高他们在劳动市场和婚姻市场的竞争力，而这些特质因不可观测而无法被控制变量 Y_i 和 X_i 所体现， u_i^* 和 ε_{1i} 的相关性便会出现。这可以被认为是男性不可观测的特

⁹ 估计 Probit 模型（7）所用的样本小时工资均值（对数）为 2.06，标准差 1.14。

质所导致的自选择偏误，将导致方程（9）的最小二乘法估计结果是有偏和无效的。此外，如果工资水平会影响结婚概率（ $\lambda_2 \neq 0$ ），即使 u_i^* 和 ε_{1i} 的不相关，也会导致最小二乘法估计结果的有偏和无效。

干预效应模型可以用 Heckman（1978）两步法估计。第一步，将方程（9）代入方程（8）得到：

$$D_{mar,i}^* = r^* Z_i - v_i^* \quad (10)$$

其中 $Z_i = (1, Y_i, X_i, D_{mar,i})'$ ， r^* 是相应的系数向量；扰动项 $v_i^* = u_i^* + \delta \varepsilon_i$ ，其中 v_i^* 服从均值为0，方差为 σ_v^{*2} 的正态分布。我们将方程（10）标准化：

$$D_{mar,i}^*/\sigma_v^* = r Z_i - v_i \quad (11)$$

其中， r 和 v_i 满足 $r = r^*/\sigma_v^*$ ， $v_i = v_i^*/\sigma_v^*$ ， v_i 服从标准正态分布。通过 Probit 估计方程（10），经方程（11）标准化，得到 Z_i 系数估计值 \hat{r} 。

第二步，根据上述 Probit 模型的系数估计值 \hat{r} ，我们为每一个样本计算逆米尔斯比率（Inverse Mills Ratio）。

$$im_i = D_{mar,i} * \hat{s}_i - (1 - D_{mar,i}) * \hat{s}_i * \frac{\hat{\Phi}_i}{1 - \hat{\Phi}_i} \quad (12)$$

其中， $\hat{s}_i = \hat{\phi}_i/\hat{\Phi}_i$ 。该比率的作用是为每一个样本计算出其样本选择偏差的估计值。¹⁰ 将 im_i 加入工资方程中（9）作为一个新增的解释变量：

$$\ln w_i = \alpha_{10} + \beta_{10} D_{mar,i} + \eta im_i + \gamma_{10} X_i + \varepsilon_{10i} \quad (13)$$

此时使用 OLS 估计得到的系数值将是真实值的一致估计量。我们特别关注新增的自变量 im_i 系数的显著性：如果该变量不显著，说明最初的回归方程（9）并不具有样本选择偏差，那么我们可以根据原来的系数来做出统计推断；如果该变量显著，则说明初始回归中存在明显的样本选择偏差，我们应当根据第二阶段方程里的回归（13）来做出统计推断。

干预效应模型（8）-（9）的识别要求至少有一个工具变量出现在 Y_i 但不出现在 X_i 中。我们将个体 i 所在省份适婚年龄的男女性别比（ GR_i ）引入 Y_i 中作为工具变量。这是

¹⁰ 方程（11）描述了选择性效应影响样本在组别间分配的过程：

$$Prob(D_{mar,i} = 1) = Prob(D_{mar,i}^* > 0) = Prob(v_i < r Z_i) = \Phi_i$$

其中， $\Phi_i = \Phi(r Z_i)$ ， Φ 是标准正态分布累积分布函数。对于已婚和单身个体 i ，分别有：

$$E(v_i | Z_i, D_{mar,i} = 1) = \frac{\phi_i}{\Phi_i}$$

和

$$E(v_i | Z_i, D_{mar,i} = 0) = -\frac{\phi_i}{1 - \Phi_i}$$

其中， $\phi_i = \phi(r Z_i)$ ， ϕ 是标准正态分布概率密度函数。定义 $s_i = \phi_i/\Phi_i$ ，可以得到：

$$E(v_i | Z_i) = D_{mar,i} * s_i - (1 - D_{mar,i}) * s_i * \frac{\Phi_i}{1 - \Phi_i}$$

因为，一个地区处于适婚年龄的男女性别比可衡量婚姻市场的匹配性，一定程度上影响男性个体 i 结婚的概率，却不直接影响男性的工资水平。为了保证 GR_i 的外生性，该变量采用的是 2010 年第六次全国人口普查的数值。由于其他变量均为 2018 年的数值，这里的 GR_i 定义为（2010 年时）10-50 岁区间的男女性别比。各省市的男女性别比数据来自于国务院人口普查办公室（2012）。

表 3 的（1）-（2）列为干预效应模型的估计结果。列（1）是干预效应模型中方程（10）的 Probit 估计结果。工作年限越长的男性结婚概率也越大，这是很自然的现象，因为工作年限与年龄高度相关。控制年龄因素前提下，教育程度较高以及东部地区的男性，结婚概率较大。不过，居住在城市或者农村——以及户口是城市或者农村——结婚的概率并无显著差别。个体 i 所在省市的适婚年龄段男女性别比 GR_i （用于衡量婚姻市场匹配性）的系数显著为负值，表明男女性别比越高，男性结婚的概率越低。这一结果符合预期，也表明 GR_i 是一个理想的工具变量。基于列（1）的参数估计，我们可以根据方程（12）计算每个样本计算逆米尔斯比率 im_i ，并将 im_i 作为解释变量之一估计工资决定方程（13），其结果在列（2）展示。其中 im_i 的系数为 0.22 并且高度显著，意味着初始回归（9）中存在明显的样本选择偏差问题——而且样本选择偏差所导致的已婚男性收入偏高的程度接近于表 1 中估计的婚姻溢价程度。此外，回归中加入变量 im_i 后，婚姻变量 $D_{mar,i}$ 的系数失去显著性（甚至符号逆反为负值）。换言之，当我们控制选择性效应后，婚姻溢价不复存在（甚至变成了负溢价，尽管这种负溢价缺乏统计显著性）。这一结果表明，中国男性的婚姻溢价尽管非常显著，但这种溢价并非婚姻本身所带来，而是完全由选择性效应所产生。

表 3. 选择性效应检验结果

	干预效应模型估计（Heckman 两步法）		固定效应
	(1) Probit: $D_{mar,i}$	(2) OLS: $\ln w_i$	(3) OLS: $\widetilde{\ln w}_i$
$D_{mar,i}$		-0.150 (0.137)	0.146 (0.167)
$D_{edu,i}^1$	0.339 (0.234)	0.053 (0.091)	0.793** (0.362)
$D_{edu,i}^2$	0.877*** (0.252)	0.208** (0.099)	1.237*** (0.429)
$D_{edu,i}^3$	1.457*** (0.259)	0.496*** (0.105)	2.136*** (0.514)
$D_{edu,i}^4$	1.427*** (0.266)	0.848*** (0.110)	2.428*** (0.578)
exp_i	0.317*** (0.014)	0.077*** (0.013)	0.193*** (0.038)
exp_i^2	-0.005*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.001)
$D_{east,i}$	0.173** (0.067)	0.221*** (0.027)	0.255 (0.242)
$D_{urban,i}$	0.071 (0.064)	0.089*** (0.029)	0.218 (0.141)
$D_{hukou,i}$	-0.064 (0.077)	0.070** (0.034)	-0.111 (0.153)
$D_{cp,i}$	0.103 (0.108)	0.066 (0.043)	-0.547* (0.279)

$D_{contr,i}$	-0.139* (0.073)	0.162*** (0.033)	0.106 (0.091)
D_{org}^j	yes	yes	yes
D_{size}^j	yes	yes	yes
D_{ind}^j	yes	yes	yes
GR_i	-0.048*** (0.009)		
im_i		0.219*** (0.078)	
$\tilde{D}_{mar,i}^*$			
$Cons$	2.153** (1.032)	1.566*** (0.218)	-0.900 (0.851)
$Obs.$	3993	3993	1071
R^2	.z	0.212	0.146

注：小括号中是标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。前两列是使用 Heckman 两步法对干预效应模型的估计，其中第（1）列是婚姻状态模型 Probit 估计结果，第（2）列是加入逆米尔斯比率 im_i 之后的收入方程 OLS 估计结果。第（3）列是固定效应模型 OLS 估计结果，需要特别说明的是该方程中被解释变量以及所有解释变量均经过去均值处理。

数据来源：见表 1。

（二）选择性效应来源

验证婚姻溢价来自于选择性效应之后，我们还可以尝试进一步解释这种选择性效应的具体形成原因。如前所述，男性会因为具有某些不可观测的特质而同时受到劳动力市场中雇主和婚姻市场中女性的青睐，这导致了男性收入和结婚概率正相关。这种情况下，个体男性之间的工资差异本质上反应的是这些特质（而不是婚姻本身）带来的回报。然而由于这些特质不可观测，在计量模型设定中很容易被忽略，从而导致人们将工资差异错误归因于婚姻状态。不可观测特质的效应一定程度上可以通过面板数据来识别。假设真实模型为：

$$\ln w_{it} = \alpha_{13} + \beta_{13} D_{mar,it} + \gamma_{13} X_{it} + \mu A_i + \epsilon_{it} \quad (14)$$

其中， $D_{mar,it}$ 是代表个体 i 在时期 t 婚姻状态的虚拟变量， X_{it} 是影响个体 i 工资的可观测特质（控制变量），而 A_i 是影响个体 i 工资的不可观测特质。如果 $D_{mar,it}$ 和 A_i 正相关而研究者在模型设定中忽略了 A_i ，那么 $D_{mar,it}$ 的系数将一定程度上体现 A_i 的效应，因此 $D_{mar,it}$ 系数将出现向上偏误，即系数估计值大于真实值。

如果不可观测特质 A_i 不随时间而改变（假设人的聪明、勤奋、忠诚等特点在几年内相对稳定是合理的），则这种自选择问题可以通过取变量与其均值离差形式进行修正，即是基于面板数据的固定效应模型估计。具体地，我们将方程（14）中的所有变量在时间维度上进行去均值处理，得到：

$$\widetilde{\ln w}_{it} = \beta_{13} \widetilde{D}_{mar,it} + \gamma_{13} \widetilde{X}_{it} + \epsilon_{it} \quad (15)$$

其中， \widetilde{x}_{it} 定义为变量 x_{it} 与其均值偏离： $\widetilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ 。如果婚姻溢价可以通过不可观测特质导致的选择性效应进行解释，那么我们预期该模型中 β 与零无显著差异。为计算变量在时间维度上的均值，我们通过 ID 匹配选择数据库中同时在 2014、2016、2018 年出

现的个体，共 1071 个观测。使用这些观测对于模型（15）的估计结果见表 3 第（3）列。此时婚姻状态的系数统计上不显著，意味着婚姻溢价可以一定程度上通过不可观测特质来解释。

五、结论

本文使用中国家庭追踪调查数据检验了我国男性婚姻溢价的存在性及其生成机制。我们的结果显示显著的婚姻溢价现象，在控制了一系列符合人力资本假说和工资决定理论的变量后，我国已婚男性的小时工资相较于单身男性仍高出 20% 以上。为了研究婚姻溢价的产生机制，我们重点检验了生产率假说和选择性假说这两个竞争性的假说。其中由生产率假说引申的多个推论无一得到我国数据的支持。事实上，相比单身者而言，结婚者早在婚前就已经享有了显著且与婚后程度相近的工资溢价。因此我们认为婚姻溢价的根源并非婚姻本身所引起的男性生产率的提高。选择性假说则得到了干预效应模型和固定效应模型结果的支持，即我国男性婚姻溢价现象的原因是个体不可观测的特质所引起的选择性效应。也就是说，男性会因为具有某些特质而同时受到劳动力市场中雇主和婚姻市场中女性的青睐，这便出现了男性收入和婚姻状态的相关性，但这种婚姻溢价并不是婚姻本身所带来的。

传统上人们认为婚姻状况是青年男子收入的一个重要决定因素，但本文的经验证据并不支持这一观点。这样婚姻对于青年男子人力资本积累的机制便值得深入讨论。这方面的研究将有助于进一步加深人们对于婚姻选择过程和收入决定理论的认识。婚姻本身并不会导致工资提升的结论或许与中国人的传统观念并不一致，不过婚姻选择性效应仍然可以激励男性在事业上的上进心。这可以解释大多数单身男性努力工作以提高自身在婚姻市场中的竞争力的行为。

参考文献

- Antonovics, K., and R. Town, "Are All the Good Men Married? Uncovering the Source of the Marital Wage Premium", *American Economic Review*, 2004, 94(2), 317-321
- Bardasi, E., and M. Taylor, "Marriage and Wages: A Test of the Specialization Hypothesis", *Economica*, 2008, 75(299), 569-591.
- Becker, G., *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press, 1981.
- Chun, H., and I. Lee, "Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection?" *Economic Inquiry*, 2001, 39(2), 307-319.
- Cornwell, C., and P. Rupert, "Unobservable Individual Effects, Marriage and the Earnings of

- Young Men.” *Economic Inquiry*, 1997, 35(2), 285-294.
- Dalmia, S., C. S. Kelly, and P. Sicilian, “Marriage and Men’s Earnings: Specialization and Cross-Productivity Effects”, *Eastern Economic Journal*, 2014, 1-14.
- Daniel, K., “Does Marriage Make Men More Productive?” NORC Discussion Paper, University of Chicago, 1992, 92-2.
- Gary, J., “The Fall in Men’s return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection?” *Journal of Human Resources*, 1997, 32(3), 481-504.
- Ginther, D., and M. Zavodny, “Is The Male Marriage Premium Due to Selection? The Effect of Shotgun Weddings on the Return to Marriage.” *Journal of Population Economics*, 2001, 14, 313-328.
- Heckman, J. J., “Dummy Endogenous Variables in Simultaneous Equation System.” *Econometrica*, 1978, 46(4), 931-959.
- Hersch, J., and L. S. Stratton, “Household Specialization and the Male Marriage Premium.” *Industrial and Labor Relations Review*, 2000, 54(1), 78-94.
- Jacobsen, J., and W. L. Rayack, “Do Men Whose Wives Work Really Earn Less?” *American Economic Review*, 86(2), 1996, 268-273.
- Kenny, L. W., “The Accumulation of Human Capital during Marriage by Males.” *Economic Inquiry*, 1983, 21(2), 223-231.
- Korenman, S., and D. Neumark, “Does Marriage Really Make Men More Productive?” *Journal of Human Resources*, 1991, 26(2), 282-307.
- Krashinsky, H. A., “Do Marital Status and Computer Usage Really Change the Wage Structure?”, *Journal of Human Resources*, 2004, 39(3), 774-791.
- Loh, “Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for White Males.” *Journal of Human Resources*, 1996, 31(3), 566-589.
- Mincer, J. A., “Schooling, Experience, and Earnings.” Columbia University Press, 1974.
- Nakosteen, R. A., and M. A. Zimmer, “Marital Status and Earnings of Young Men: A Model with Endogenous Selection”, *Journal of Human Resources*, 1987, 22(2), 248-268.
- Nakosteen, R. A., and M. A. Zimmer, “Men, Money, and Marriage: Are High Earners More Prone than Low Earners to Marry?” *Social Science Quarterly*, 1997, 78(1), 66-82.
- Neumark, D., “Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination.” *Journal of Human Resources*, 1988, 23(3), 279-295.
- 李雅楠 秦佳, 2013: 《我国男性的婚姻溢酬——基于内生选择性模型的分析》, 《南方人口》第 2 期。
- 林建浩 张兰 王美今, 2016: 《“贤内助”效应还是岳父效应? ——中国式婚姻溢酬机制的收入阶层异质性研究》, 《劳动经济研究》第 1 期。
- 王智波 李长洪, 2016: 《好男人都结婚了吗? ——探究我国男性工资婚姻溢价的形成机

制》，《经济学（季刊）》第 3 期。

袁国敏 熊海珠，2017：《“结婚”还是“单身”？——基于中国劳动力市场婚姻工资溢价效应研究》，《财经理论研究》第 5 期。

国务院人口普查办公室，《中国 2010 年人口普查资料》，中国统计出版社，2012。