

# “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

林建浩 张 兰 王美今\*

**内容提要** 本文基于CHIP2007调查的城镇住户数据对当代男性婚姻溢酬的存在性及其作用机制展开系统研究。在考虑变量内生性的基础上，基于均值模型的整体研究发现：第一，中国男性的平均婚姻溢酬达25.3%，这种溢酬并非来自婚姻状态的内生选择，而是源于婚姻本身。第二，婚姻溢酬的生产力假说得到证实，尤其是通过家庭的内部分工途径，婚姻通过提高男性生产力而提高薪酬；岳父资本对男性工资没有产生显著影响，社会资本假说未能得到支持。而着眼于不同收入阶层异质性的分位数回归则表明：不同收入阶层具有不同程度的婚姻溢酬，变动范围为10%~35%；婚姻溢酬的作用机制在不同收入阶层有不同的表现，低收入群体主要通过“贤内助”效应提高生产力，高收入群体则通过家庭分工获得生产力的提高。与基于均值模型的研究结论不同，分位数回归证实处于中等偏上收入的群体还能通过岳父资本获得婚姻溢酬。

**关键词** 婚姻溢酬 选择性假说 生产力假说 社会资本假说 收入阶层异质性

## 一 引言

成家立业是人生的两个归属；古人言“先成家后立业”，家已成，业何愁不立？然而当今社会，也有人认为最好先“立业”后“成家”，因为立业了才能给予家庭物质

\* 林建浩，中山大学岭南学院，电子邮箱：linjh3@mail.sysu.edu.cn；张兰，复旦大学经济学院，电子邮箱：1297916718@qq.com；王美今，中山大学岭南学院，电子邮箱：lnswmj@mail.sysu.edu.cn。

的保证。时代在发展,社会在变迁,一些传统观念相应发生了不同程度的转变,“先成家后立业”是否仍是当今青年的主流观点?2013年5月,上海市妇联和复旦大学社会性别发展与研究中心围绕此问题做了一项问卷调查。调查结果表明,62%的受访者认同“先成家后立业”的观点。总体上看,半数以上的受访者认为,不论男女,“成家”都是有利于“立业”的;但认为对男性有利的人数比例为64.46%,认为对女性有利的人数比例为53.72%;其中,男性认为婚姻对事业有很大帮助和一定帮助的比例达到73.8%,远超过女性(56.96%)<sup>①</sup>。

“成家立业”将事业和婚姻紧密联系在一起,成家真的有助于立业吗?劳动经济学家在许多国家都发现一个有趣的现象:在控制教育、年龄等影响因素之后,平均而言,已婚男性的工资收入会高于同等条件的未婚男性。这一现象被经济学家称为“婚姻溢酬”现象。自20世纪80年代以来,大量文献利用观测数据验证了婚姻溢酬的存在(Hill, 1979; Greenhalgh, 1980; Bartlett & Callahan, 1984),多数研究发现婚姻溢酬在10%~40%之间变动(Korenman & Neumark, 1991; Schoeni, 1995)。

要正确估计婚姻溢酬的大小,关键问题是如何识别婚姻与收入之间的因果关系。选择性假说认为拥有较高收入的男性群体往往具有责任感较强、能力较高的特质,这些特质恰恰是女性选择婚姻对象的考虑因素,这样的男性因而更容易结婚,婚姻溢酬只是婚姻选择性——高收入男性具有更高结婚可能性的反映,并不是婚姻带来的收益。迄今,部分文献支持该假说(Nakosteen & Zimmer, 1987; Jacobsen & Rayack, 1996)。同时,也有文献否定该假说(Korenman & Neumark, 1991; Chun & Lee, 2001)。如果选择性假说成立,那么对含有婚姻虚拟变量的工资方程用普通最小二乘法(OLS)估计会产生偏误,导致婚姻溢酬的估计不可靠。

婚姻溢酬的产生机制是另一个重要的研究议题,越来越多的学者关注该问题并提出了多个不同的理论假说。其中最具影响力的是Becker(1973, 1974, 1991)进行了奠基性研究的生产力假说,其出发点是家庭分工,认为不同性别在生产中的优势不同,男性更适合从事与市场生产相关的工作,而女性更适合从事与家庭生产相关的工作。因此,已婚男性可以从家庭性别分工中获益,更加专注于从事劳动力市场活动,从而获得人力资本的提高,同时提高自身收入。然而由于家庭分工指标难以直接测度,关于家庭分工对婚姻溢酬的影响效应,多数研究采用的是间接测度方法,即以妻子是否参与工作以及工作时间长度来考察家庭分工程度。根据生产力假说,如果家庭分工确

<sup>①</sup> 问卷结果可参见 <http://www.shwomen.org/renda/08women/llyj/desk/u1a1833840.html>。

实有利于男性生产力的提高，则妻子参与工作、工作时间越长会对男性收入产生不利影响。但关于家庭分工产生婚姻溢酬的问题目前并没有一致的研究结论，Gray（1997）发现妻子的工作时间与男性收入负相关，而Loh（1996）、Jacobsen & Rayack（1996）却没有发现支持生产力假说的证据。Hersch & Stratton（2000）直接利用男性花费在家务上的时间度量家庭分工，发现尽管结婚使男性花费在家务上的时间得以减少，但是控制男性家务时间对于男性收入没有明显影响，因此认为家庭劳动分工不是婚姻溢酬的主要来源。

生产力假说的另一个内容是婚姻对男性生产力的提升作用还可以通过“贤内助”效应来实现。高素质或者说高学历的妻子可以帮助丈夫更好地识别机会，提供决策支持，从而提高男性生产力。然而，对“贤内助”效应的验证也存在一个困难，即妻子的受教育程度与男性收入的正相关关系可能源于正向配对效应，就是说高能力的丈夫与高学历的妻子有更大的配对可能性。Goldin（1992）认为选择上大学的女性将来与同样受过大学教育的男性结婚的概率会更高，Weiss（1997）和Lam（1988）也发现存在正向的婚姻配对效应。显然，如果妻子的高学历与男性收入正相关主要来自正向配对效应，则生产力假说的“贤内助”效应不能成立。

婚姻除了对人力资本产生影响，也将对社会资本产生影响。因为在劳动力市场上，它能传递信息，帮助男性劳动者获得更好的工作机会和晋升机会（Granovetter，1995；Marsden & Hurlbert，1988），从而转化成产生婚姻溢酬的一个可能原因。Luke & Munshi（2006）以及Wang（2013）证实了这一效应的存在。

迄今对于婚姻溢酬存在性及其作用机制的研究几乎都采用基于均值的回归分析，其局限在于掩盖了不同收入群体的异质性。Jacobsen & Rayack（1996）的研究发现，妻子的工作参与对不同的男性劳动力群体产生了不同的影响：在管理人员样本中，妻子参与工作存在惩罚效应，而在非管理人员样本中却具有溢酬效应。但考察不同收入群体婚姻溢酬的这种异质性需要采用较为复杂的模型方法，目前研究成果并不多。Maasoumi et al.（2004，2009）使用随机占优以及分位数回归模型分析了婚姻溢酬如何随收入分布的变化而变化；Western et al.（2005）利用分位数回归模型分析了澳大利亚不同收入群体中婚姻溢酬的异质性。但这些研究局限于婚姻溢酬的大小是否随收入变化，并未研究婚姻溢酬机制的收入阶层异质性。

总的说来，国外对婚姻溢酬的研究虽有众多文献，但并未得到一致结论，“贤内助”效应的研究尤为不足；至于中国婚姻溢酬的研究，迄今仅有Wang（2013）以及李雅楠和秦佳（2013）基于均值回归方法验证了中国婚姻溢酬的存在性。进一

步考虑,主导中国式婚姻溢酬的机制是什么?婚姻溢酬在不同收入阶层如何变化?不同收入阶层的婚姻溢酬机制又有哪些差别?这些问题都还未展开研究。而且中国是一个关系型社会(Hwang, 1987; Yang, 1994; Bian, 1997),社会关系网络在日常生活中发挥了重要作用,结婚为配偶双方带来的社会资本的变化到底对婚姻溢酬产生了什么影响?虽然李义波和李慧玲(2010)通过个案研究发现岳父等社会关系对年轻人寻找工作起到关键作用;Wang(2013)利用特殊的社会关系——岳父资本,通过检验发现岳父的过世会使男性劳动力收入下降7%,但这些都不是在婚姻溢酬框架下的研究。

本文利用CHIP2007调查的城镇住户数据,从经济学的角度对中国的婚姻溢酬及其形成机制进行系统、深入的探讨。联系上述文献,本文在以下两个方面形成边际贡献:第一,在统一框架下检验中国婚姻溢酬的存在性,并对选择性假说、生产力假说的家庭分工效应以及“贤内助”效应、社会资本假说等进行逐一检验,以探求到底是什么机制主导中国式的婚姻溢酬。第二,利用分位数回归方法,考察婚姻溢酬在不同收入阶层的表现及其产生机制的差异。

本文结构安排如下:第二部分是数据来源与统计描述;第三部分和第四部分基于均值回归模型从整体上对婚姻溢酬的存在性及其产生机制进行实证分析;第五部分建立分位数回归模型深入考察在不同收入水平上婚姻溢酬的存在性及其产生机制的异质特征;第六部分作简要总结。

## 二 数据来源与统计描述

本研究的数据主要来自中国收入分配研究院CHIP2007调查的城镇住户样本。该城镇住户调查数据包括东部、中部和西部9个省份19个城市的5000个家庭住户和14683个个体成员,样本具有一定的全国代表性。样本提供了户主、配偶、子女、配偶父母等家庭成员的丰富信息,包括年龄、性别、受教育程度、产业、企业所有制情况、职业、工龄、月收入、家庭年收入等。

CHIP数据中,已婚男性与其配偶的数据是分开的,因此本文首先对数据进行配对。由于该调查仅提供户主的配偶及配偶父母的信息而其余家庭成员的配偶及配偶父母的信息缺失,因此只选择户主与其配偶进行配对而不考虑其他家庭成员。鉴于中国规定男性退休年龄为60周岁,法定结婚年龄为22周岁,本研究将样本限定为年龄为22~60岁且拥有工作及收入的男性;又因离婚和丧偶样本较少,故研究范围限于已婚

男性和未婚男性的收入状况的比较，已婚样本由初婚和再婚样本合并而成。同时，由于工资收入者与自我经营者的收入决定机制并不相同，且受数据本身的限制，本文仅针对工资收入者展开讨论。剔除缺失值之后，最终得到 2682 个已婚男性样本和 466 个未婚男性样本，比例分别为 85.2% 和 14.8%。

表 1 变量统计描述

	变量名	变量含义	全部样本	已婚样本	未婚样本
男性个人特征	wage	月平均工资(元)	2621 (2223)	2688 (2264)	2233 (1926)
	mlwage	工资对数	7.644 (0.663)	7.671 (0.665)	7.491 (0.634)
	mage	年龄(岁)	42 (9.951)	44.43 (8.334)	27 (4.443)
	mexpe	工作经验(年)	14.87 (11.36)	16.70 (11.21)	4.386 (4.360)
	mhealth	健康(“非常好、好、一般”为 1, “其他”为 0)	0.983 (0.131)	0.982 (0.134)	0.987 (0.113)
	mxiaoxue	小学学历(是为 1, 否为 0)	0.0219 (0.146)	0.0246 (0.155)	0.006 (0.080)
	mzhongxue	中学学历(是为 1, 否为 0)	0.527 (0.499)	0.558 (0.497)	0.345 (0.476)
	mdaxue	大专及以上学历(是为 1, 否为 0)	0.451 (0.498)	0.417 (0.493)	0.648 (0.478)
	mguoyou	国有部门(是为 1, 否为 0)	0.587 (0.493)	0.609 (0.488)	0.457 (0.499)
	mtrain	接受过培训(是为 1, 否为 0)	0.424 (0.494)	0.429 (0.495)	0.397 (0.490)
	mguanli	担任管理职位(是为 1, 否为 0)	0.095 (0.293)	0.106 (0.308)	0.0279 (0.165)
	mdongbu	东部地区(是为 1, 否为 0)	0.519 (0.500)	0.512 (0.500)	0.558 (0.497)
	mzhongbu	中部地区(是为 1, 否为 0)	0.293 (0.455)	0.299 (0.458)	0.253 (0.435)
	mxibu	西部地区(是为 1, 否为 0)	0.189 (0.391)	0.189 (0.391)	0.189 (0.392)
	Sexratio	各省性别比(%)	96.213 (4.431)	96.110 (4.385)	96.804 (4.649)

续表

	变量名	变量含义	全部样本	已婚样本	未婚样本
妻子特征	wxiaoxue	小学学历(是为1,否为0)		0.0365 (0.188)	
	wzhongxue	中学学历(是为1,否为0)		0.651 (0.477)	
	wdaxue	大专及以上学历(是为1,否为0)		0.312 (0.464)	
	wwork	妻子参与工作(参与为1,不参与为0)		0.663 (0.473)	
	wworkhour	工作时间(小时)		29.18 (21.42)	
	whuzhu	妻子为户主(是为1,否为0)		0.320 (0.466)	
	care	平常学龄前儿童主要由妻子照顾(是为1,否则为0)		0.0805 (0.272)	
家庭特征	nonlabor	家庭非劳动收入(元)		8266 (17287)	
	preschool	学龄前儿童数目(个)		0.180 (0.389)	
	inschool	在校子女数目(个)		0.554 (0.546)	
配偶父亲特征	fdie	岳父过世(过世为1,否则为0)		0.322 (0.674)	
	fguanlizhiwei	岳父担任管理职位(是为1,否为0)		0.06 (0.23)	
	N	样本数	3148	2682	466

注:表中数字为均值和标准差,其中括号内为标准差。

资料来源:根据CHIP2007调查城镇住户样本数据计算得到。

表1给出了主要变量的均值和标准差,前缀m和w分别代表男、女性变量。表中第4列为全部样本的统计描述,第5列、第6列分别为已婚男性样本和未婚男性样本的统计描述;已婚男性样本的统计描述中包含其配偶和家庭的相关变量。

男性个体的特征变量包括工资、工作经验、受教育程度及健康状况、是否在国

有部门工作、担任管理职位和地区等。其中，月平均工资由工资、奖金、津贴和实物贴现构成。结果显示，已婚男性的月平均工资高于未婚男性约 20.38%，前者的标准差也大于后者，表明其组内差异较大。调查问卷中设有“您从哪年开始从事当前这份主要工作”的选项，故工作经验的计算方法为调查年份 2008 年减去开始从事这份主要工作的时间，从表中可以看出已婚男性的工作经验远大于未婚男性。调查问卷中，受教育程度定义了 9 个类别：未上过学、扫盲班、小学毕业、初中毕业、高中毕业、中专、大专、大学、硕士及以上。考虑到教育回报可能具有非线性性质，因此本文没有使用单一的受教育年限变量衡量受教育水平，而是定义了三个虚拟变量来衡量受教育程度：其中未上过学、上过扫盲班以及小学毕业称为小学学历，初中毕业、高中毕业、中专毕业称为中学学历，大专、大学、硕士及以上称为大专及以上学历；被调查者的最高受教育程度为某种学历水平时取值为 1，否则为 0。从表 1 中可以看出，已婚和未婚样本在受教育程度上整体差别不大，但由于未婚样本平均年龄远低于已婚样本，未婚男性中拥有大专及以上学历的比例高于已婚男性。个体的健康状况为自评健康虚拟变量，调查问卷中回答“非常好、好、一般”的个体健康状况定义为 1，其他为 0。

国有部门为虚拟变量，调查问卷将单位性质分为 16 类，若单位性质为党政机关、国家企事业单位、国有独资企业、国有控股企业、国有合资企业，该变量取值为 1，否则为 0；已婚男性在国有部门工作的比例较未婚男性高。担任管理职位为虚拟变量，调查问卷将职业分为 8 类，职业为国家机关党群组织、企事业单位负责人时，该变量取值为 1；已婚男性担任管理职位的比例约为 10.6%，高于未婚男性的比例，其主要原因是未婚男性平均年龄较小。培训变量为虚拟变量，包括农业生产培训、非农业培训、企业内部培训等，参加培训取值为 1，否则为 0；该变量在两组样本中差异不大。性别比系各省的男女性别比，数据来源于 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据，该变量在已婚和未婚样本中差异不大。

除男性个体特征外，本文还关注男性的配偶特征。已婚女性拥有中学学历比例最高，其次为大专及以上学历，小学学历最少，与已婚男性没有明显差异。有 66.3% 的已婚女性参与工作，每周平均工作时间为 29.18 小时<sup>①</sup>。32% 的户主系妻子，“平常学龄前儿童主要由妻子照顾”为虚拟变量。至于已婚样本的家庭特征以及岳父特征，包括学龄前儿童数目、在校子女数目以及家庭的非劳动收入、岳父是否过世以及岳父是

① 配偶工作时间为主要职业工作时间加上第二职业（含家庭帮工）工作时间。

否担任管理职位；其中，家庭非劳动收入等于家庭年总收入减去工资收入，由经营性收入、财产性收入、转移性收入等构成。

### 三 婚姻溢酬存在性的验证

首先考察婚姻溢酬的存在性，以明瑟（Mincer）方程为基础设定实证模型。引入婚姻状态的男性工资收入模型可表示为：

$$\ln(wage)_i = X_i'\beta + M_i\delta + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， $\ln(wage)$  为男性的对数工资， $M$  为本文关注的婚姻状态虚拟变量，已婚取值为1，未婚取值为0；其系数 $\delta$ 是已婚相对于未婚的边际效应，若 $\delta$ 的估计值显著为正，表明结婚对已婚男性的工资产生正向影响，婚姻溢酬存在。 $X'$ 为婚姻以外影响工资的其他因素，包括受教育程度、工作经验、工作经验平方、年龄、是否参与培训、身体状况、是否在国有部门就业、地区、是否担任管理职位等。

对模型（1）进行普通最小二乘法（OLS）估计，可得到基础回归方程。但估计婚姻溢酬，必须考虑婚姻选择性导致的内生性问题。选择性假说认为，结婚与否并不是随机的，而是人们主动选择的结果；如果男性在婚姻选择中所具有的特性与其获得收入的能力正相关，则收入能力较高的男性更有可能结婚，这样，已婚男性的较高收入就不是婚姻本身带来的收益。由于影响收入的不可观测因素（如能力等）影响婚姻选择，此时婚姻变量存在内生性或称婚姻的自选择问题，普通最小二乘法的估计结果是有偏且不一致的；如果婚姻选择与影响收入的不可观测因素正向相关，则婚姻变量的系数即婚姻溢酬会被高估。因此，估计婚姻溢酬首先要考察婚姻状态是否具有选择性。根据可获数据的特征，现有文献通常利用固定效应模型（Korenman & Neumark, 1991；Stratton, 2002）、双胞胎数据（Antonovics & Town, 2004）、寻找工具变量以及内生转化模型等方法来控制婚姻变量可能存在的内生性（Chun & Lee, 2001）；直观看来，如果控制内生性后 $\delta$ 的估计结果与简单 OLS 回归结果差异较大，则说明选择性假说成立。

本文使用的是横截面数据，参照 Nakosteen & Zimmer（1987），采用处置效应（treatment effect）模型来纠正婚姻变量内生性带来的偏差。处置效应模型中，除了包含（1）式的明瑟工资决定方程外，还包括婚姻的选择方程：

$$M_i^* = Z_i'\gamma + v_i \quad (2)$$

$M_i^*$  是一个与婚姻选择相关，但无法观测的潜变量；它与婚姻变量的关系为，若

$M_i^* \geq 0$ ，则  $M_i = 1$ ，表示已婚；否则  $M_i = 0$ ，表示未婚。 $Z$  是影响婚姻选择的变量向量，包括方程（1）中影响男性工资收入的所有控制变量以及识别变量。根据识别条件，选择方程中至少含有一个与工资方程不同的变量，参照 Chun & Lee（2001），本文选取反映婚姻市场状况的变量“地区男女性别比”作为识别变量。性别比可以反映婚姻市场的供给状况，该指标越高，表明男性多于女性的状况越突出，男性找到合适配偶的机会将下降（South & Lloyd, 1992；Angrist, 2002）。如果婚姻是自选择的结果，则  $v_i$  与  $\varepsilon_i$  之间存在相关性，可利用 Wald 统计量进行这一检验。只有当检验结果不能拒绝相关系数为 0 的原假设，即婚姻变量不具有内生性时，使用普通最小二乘法估计明瑟模型才是合理的。对于婚姻是自选择结果的模型，需要采用赫克曼（Heckman）两步法，由（2）式计算调整项逆米尔斯比率，加入（1）式再进行估计，用来校正已婚男性工资模型的样本选择偏差。

下面是具体的计量分析结果。首先用普通最小二乘法（OLS）估计模型（1），结果列于表 2。由 OLS 回归结果可知，在控制其他变量的情况下，婚姻对男性工资产生显著正效应，说明中国婚姻溢价是存在的，溢价水平约为 25.3%，与国际研究结果相近。控制变量的估计结果与理论或直觉基本相符。工作经验与工资存在倒 U 型关系；受教育水平变量都在 1% 的水平上显著为正，以小学学历为参照，大专及以上学历比小学学历回报高 67.7%，中学学历比小学学历回报高 28.9%，说明教育回报是非线性的；参与培训、健康变量、国有部门以及担任管理职位都对工资有显著正向影响；以西部地区为参照，在其他条件不变的情况下，东部地区工资比西部地区高，而中部地区的工资和西部地区没有显著差异。

表 2 基于普通最小二乘法（OLS）估计的回归结果

变量	工资对数	变量	工资对数
婚姻	0.253 *** (0.04)	健康	0.305 *** (0.07)
工作经验	0.032 *** (0.00)	国有部门	0.062 *** (0.02)
工作经验平方	-0.001 *** (0.00)	担任管理职位	0.280 *** (0.03)
年龄	-0.010 *** (0.00)	东部地区	0.442 *** (0.03)

续表

变量	工资对数	变量	工资对数
中学学历	0.289 *** (0.07)	中部地区	-0.040 (0.03)
大专及以上学历	0.677 *** (0.07)	截距项	6.501 *** (0.12)
培训	0.048 ** (0.02)	观察值个数	3148
		R <sup>2</sup>	0.327

注：括号内为标准误；\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1。

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

前文已述若存在婚姻的自选择，那么普通最小二乘法的估计结果是有偏且不一致的。表3报告了使用处置效应模型的估计结果<sup>①</sup>。从表中可见，身体健康、担任管理职位的人更有可能结婚；东部地区的人结婚概率较其他地区大；以小学学历为参照组，中学和大专及以上学历会降低结婚的概率，但是系数并不显著，也即教育对结婚概率的影响不明显；性别比变量系数在1%水平上显著为负，说明性别比越高，男性在婚姻市场的地位越不利。

在控制了婚姻的自选择之后，本文关注的婚姻变量仍然在1%的水平上显著为正，婚姻溢酬从OLS估计的25.3%下降到22.1%。(1)式和(2)式残差相关系数的检验表明，我们不能拒绝相关系数为0的原假设；进一步做赫克曼(Heckman)两步骤估计，校正样本选择偏差的逆米尔斯比率并不显著。因此，我们认为：在本文的样本数据中，婚姻的自选择效应并不存在，故可拒绝选择性假说，这与Nakosteen & Zimmer(1987)以及Chun & Lee(2001)的结论一致。由于不存在婚姻变量的内生性问题，在工资方程中加入婚姻虚拟变量通过普通最小二乘法回归得到的婚姻溢酬估计结果是可靠的(Maddala, 1986)。

① 使用单一工资决定方程的假定是已婚和未婚男性工资决定方程只存在截距项差异，为了检验这一假定，本文通过在回归方程中加入婚姻变量与工资方程的其他变量的交叉项检验交叉项的联合显著性，估计结果显示交叉项并不联合显著。因此，以单一方程估计男性工资是稳健的。

表 3 处置效应模型回归结果

变量	工资对数(1)	婚姻(2)
婚姻	0.221 <sup>***</sup> (0.08)	
工作经验	0.033 <sup>***</sup> (0.00)	0.128 <sup>***</sup> (0.02)
工作经验平方	-0.001 <sup>***</sup> (0.00)	-0.005 <sup>***</sup> (0.00)
年龄	-0.009 <sup>***</sup> (0.00)	0.202 <sup>***</sup> (0.01)
中学学历	0.289 <sup>***</sup> (0.07)	-0.337 (0.51)
大专及以上学历	0.677 <sup>***</sup> (0.07)	-0.215 (0.51)
培训	0.048 <sup>**</sup> (0.02)	0.229 <sup>**</sup> (0.09)
健康	0.307 <sup>***</sup> (0.08)	0.829 <sup>**</sup> (0.32)
国有部门	0.062 <sup>***</sup> (0.02)	-0.103 (0.10)
担任管理职位	0.281 <sup>***</sup> (0.04)	0.349 <sup>*</sup> (0.19)
东部地区	0.442 <sup>***</sup> (0.03)	0.491 <sup>***</sup> (0.15)
中部地区	-0.039 (0.03)	0.270 <sup>*</sup> (0.15)
性别比		-0.048 <sup>***</sup> (0.01)
截距项	0.221 <sup>***</sup> (0.08)	
逆米尔斯比率	0.02 (0.04)	
残差相关系数为0的Wald检验统计值	0.29	
观察值个数	3148	3148

注：括号内为稳健标准误；\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

资料来源：根据CHIP2007调查城镇住户样本数据计算得到。

## 四 婚姻溢酬机制的实证分析与讨论

下面对生产力假说的家庭分工效应以及“贤内助”效应、社会资本假说等进行逐一检验,探求发挥主导作用的中国式婚姻溢酬机制。

### (一) 生产力假说之家庭分工效应

一个家庭中夫妻之间可能有所分工,通过夫妻的比较优势进行分工可能提升家庭的生产力。家庭分工是否为婚姻溢酬的成因?本文参照 Jacobsen & Rayack (1996) 以及 Chun & Lee (2001),以妻子参与工作以及工作时间作为家庭分工的代理变量。首先要指出的是,Chun & Lee (2001) 利用全样本探讨妻子参与工作对婚姻溢酬的影响,事实上是将妻子不参与工作的已婚男性与未婚男性归为同一组,其背后隐含着未参与工作的妻子对丈夫工资没有影响的假定,这不尽合理。本文参照陈建良和陈昱彰(2010)等文献的普遍做法,只针对已婚男性样本探讨婚姻溢酬来源。因此,本文将在模型(1)中分别加入妻子参与工作的虚拟变量、工作时间以及同时考虑二者,这样就形成了检验该假说的三个模型,可分别估计三种不同设定下妻子参与工作对丈夫收入的影响。

应指出的是,模型(1)的工资方程中加入妻子参与工作和工作时间的变量还可能成为另一种内生性的来源,因为妻子是否参与工作以及工作时间的长短是夫妻双方商议的结果,很大程度上取决于丈夫的收入水平。本文参照 Jacobsen & Rayack (1996) 的做法,首先分别估计妻子参与工作的概率以及工作时间的简约方程,并使用拟合值作为参与工作决策变量以及工作时间变量的工具变量来估计工资方程,进而通过豪斯曼(Hausman)检验判断是否存在内生性。若不存在内生性,则直接估计原来设定的包含参与工作决策变量和工作时间变量的工资方程;若具有内生性,则使用由简约方程得到的参与工作概率及工作时间的拟合值作为工具变量来估计工资方程。估计妻子参与工作的概率以及工作时间的简约方程中,参与工作的概率可使用类似(2)式的二元选择(probit)模型进行估计;但考察妻子工作时间的简约方程却可能是截断数据,因为家庭分工的前提是家庭的存在,只有对已婚男性才观测得到,此时应该使用受限因变量(tobit)模型进行估计。同时,如前所述,如果婚姻是内生选择造成的,估计妻子参与工作的概率则需要使用赫克曼(Heckman)模型控制内生选择项,才能保证估计的一致性。但由于前文婚姻溢酬存在性的检验中,我们通过处置效应模型的检验已拒绝了婚姻选择性假说,说明婚

姻溢酬来自婚姻本身。因此根据 Maddala (1986)，我们先利用普通最小二乘法回归检验婚姻溢酬机制的相关假说，接着再处理妻子工作时间的内生性问题来考察其稳健性。

表4是使用妻子参与工作以及工作时间两个变量代理家庭分工的估计结果。表中第一列只考虑妻子参与工作，其在1%的水平上显著为负，妻子参与工作的男性比同等条件下妻子不工作的男性工资低7.5%。第二列只考虑妻子工作时间的影响，其在1%水平上显著为负，妻子工作时间每延长1个小时，男性工资减少0.2%。第三列是二者同时考虑的估计结果，此时妻子参与工作系数为正，但是不显著，而工作时间的系数在1%水平上显著为负。妻子参与工作的系数为正，表明参与工作的妻子可以通过帮助丈夫拓展人力资本积累等方式对丈夫产生工作津贴效应，这与 Chun & Lee (2010) 提出的妻子工作津贴理论一致，其系数不显著又说明津贴效应不明显；工作时间的系数显著为负则说明妻子的工作时间延长对已婚男性工资产生显著惩罚效应。综合这三个检验模型，表明妻子参与工作会影响家庭分工从而影响丈夫工资收入，侧面验证了家庭分工效应的存在。

表4 妻子工作参与及工作时间效应（不考虑内生性）

变量	工资对数(1)	工资对数(2)	工资对数(3)
工作经验	0.027 *** (0.00)	0.027 *** (0.00)	0.027 *** (0.00)
工作经验平方	-0.000 *** (0.00)	-0.000 *** (0.00)	-0.000 *** (0.00)
年龄	-0.012 *** (0.00)	-0.013 *** (0.00)	-0.012 *** (0.00)
中学学历	0.284 *** (0.07)	0.284 *** (0.07)	0.284 *** (0.07)
大专及以上学历	0.689 *** (0.07)	0.685 *** (0.07)	0.683 *** (0.07)
培训	0.047 ** (0.02)	0.047 ** (0.02)	0.047 ** (0.02)
健康	0.358 *** (0.08)	0.363 *** (0.08)	0.362 *** (0.08)
国有部门	0.090 *** (0.02)	0.089 *** (0.02)	0.088 *** (0.02)

续表

变量	工资对数(1)	工资对数(2)	工资对数(3)
担任管理职位	0.284 *** (0.03)	0.281 *** (0.03)	0.281 *** (0.03)
东部地区	0.450 *** (0.03)	0.442 *** (0.03)	0.441 *** (0.03)
中部地区	-0.033 (0.03)	-0.037 (0.03)	-0.038 (0.03)
妻子参与工作	-0.075 *** (0.02)		0.034 (0.04)
妻子工作时间		-0.002 *** (0.00)	-0.003 *** (0.00)
截距项	6.875 *** (0.14)	6.920 *** (0.14)	6.909 *** (0.14)
观察值个数	2682	2682	2682
R <sup>2</sup>	0.340	0.343	0.343

注：括号内为标准误；\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

鉴于妻子参与工作及工作时间的决策可能受丈夫工资影响而产生内生性，本文以妻子参与工作以及工作时间变量为因变量分别建立二元选择（probit）模型和受限因变量（tobit）模型，再分别用这两个模型的拟合值作为工资方程中的工具变量进行工具变量法（IV）估计。

从表5两个模型的估计结果可以看出各个变量对妻子参与工作概率以及工作时间的的影响状况。户主在两个模型中都不显著。学龄前儿童数目以及在校子女数目均产生了正效应，但学龄前儿童数目变量的系数不显著，而在校子女数目变量的系数均在1%的水平上显著。在校子女数目系数显著为正可能有两方面的原因：其一，中国教育投资费用较高，在校学生学习投资大，中国家庭中母亲需通过工作赚钱用来支付教育投资；在校子女数目越多，家长负担越重，母亲参与工作的可能性越大、工作时间越长。其二，许多在校学生有住校的现象，母亲因而可以投入更多的时间到工作中。家庭非劳动收入显著降低妻子参与工作的概率，但对工作时间没有明显影响。妻子中学学历对二者均没有显著影响，妻子大专及以上学历会显著增加其参与工作的概率和工作时间，受教育程度越高的女性劳动参与率越高，这可能是由于

教育可以提高妻子在家中的谈判地位，也使她们更容易获得工作机会。中东部地区女性参与工作的概率较西部地区女性低，工作时间也较短，这可能与工作性质和工作环境有关。妻子的年龄变量表明女性参与工作的概率与年龄存在倒 U 型关系。男性变量某些系数的符号与其在男性工资方程的符号相反，说明男性工资与女性工作参与以及工作时间负相关。

进而参照 Jacobsen & Rayack (1996)，以二元选择 (probit) 模型的拟合值以及受限因变量 (tobit) 模型的拟合值作为工具变量估计男性工资方程，通过豪斯曼 (Hausman) 检验 (表 6)，所有的 p 值均大于 0.1，不能拒绝这两个变量外生的假设，因此表 4 的结论是稳健的，即以妻子参与工作以及工作时间为代理变量的家庭分工是婚姻溢酬的来源之一。

表 5 妻子参与工作 probit 估计与妻子工作时间 tobit 估计

变量	参与工作 probit(1)	工作时间 tobit(2)
平常学龄前儿童由妻子照顾最多	0.074 (0.14)	0.163 (2.52)
妻子为户主	0.031 (0.06)	0.460 (1.17)
家庭非劳动收入	-0.034 ** (0.02)	-0.504 (0.311)
学龄前儿童数目	0.166 (0.12)	3.164 (2.17)
在校子女数目	0.265 *** (0.08)	5.174 *** (1.50)
妻子健康	0.485 *** (0.16)	10.228 *** (3.30)
妻子中学学历	0.076 (0.15)	1.631 (3.14)
妻子大专及以上学历	0.991 *** (0.17)	11.407 *** (3.41)
东部地区	-0.180 * (0.10)	-6.997 *** (1.87)
中部地区	-0.273 ** (0.12)	-7.239 *** (2.28)

续表

变量	参与工作 probit(1)	工作时间 tobit(2)
妻子年龄	0.485 *** (0.04)	9.298 *** (0.70)
妻子年龄平方	-0.006 *** (0.00)	-0.120 *** (0.01)
男性年龄	-0.014 (0.01)	-0.148 (0.20)
男性工作经验	0.000 (0.00)	0.004 (0.01)
男性工作经验平方	-0.021 ** (0.01)	-0.593 *** (0.18)
男性中学学历	-0.046 (0.19)	-1.173 (3.70)
男性大专及以上学历	-0.138 (0.19)	-3.549 (3.86)
男性培训	0.077 (0.06)	1.298 (1.09)
男性健康	0.312 (0.21)	8.171 * (4.33)
男性在国有部门工作	0.026 (0.06)	-0.604 (1.18)
男性担任管理职位	-0.168 * (0.10)	-3.896 ** (1.79)
截距项	-8.269 *** (0.79)	-136.284 *** (14.70)
观察值个数	2682	2682

注：括号内为标准误；\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1。

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

表 6 Hausman 内生检验结果

检验变量	参与工作、工作时间	参与工作	工作时间
吴-豪斯曼 F 检验的 P 值 (Wu-Hausman F test P-value)	0.17567	0.46808	0.53641
杜宾-吴-豪斯曼卡方检验的 P 值 (Durbin-Wu-Hausman chi-sq test P-value)	0.17405	0.46680	0.53524

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

## (二) 生产力假说之“贤内助”效应

为了检验妻子受教育程度对丈夫收入的影响，在控制妻子工作变量的基础上，在工资方程中进一步加入妻子的受教育程度变量，估计结果见表7。

表7 加入妻子受教育程度的回归结果

变量	工资对数	变量	工资对数
工作经验	0.027 *** (0.00)	东部地区	(0.03) 0.443 ***
工作经验平方	-0.000 *** (0.00)	中部地区	(0.03) -0.032
年龄	-0.011 *** (0.00)	妻子参与工作	0.004 (0.04)
中学学历	0.258 *** (0.07)	妻子工作时间	-0.003 *** (0.00)
大专及以上学历	0.597 *** (0.07)	妻子中学学历	0.084 (0.06)
培训	0.044 ** (0.02)	妻子大专及以上学历	0.213 *** (0.06)
健康	0.372 *** (0.08)	截距项	6.801 *** (0.14)
国有部门	0.080 *** (0.02)	观察值个数	2682
担任管理职位	0.278 *** (0.03)	R <sup>2</sup>	0.349

注：括号内为标准误；\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

资料来源：根据CHIP2007调查城镇住户样本数据计算得到。

与表4的结果比较，其他变量的显著性和系数均没有明显变化，妻子的受教育程度以小学学历为参照，大专及以上学历可以显著提高男性工资收益，提高了21.3%；妻子拥有中学学历影响虽为正，但不显著。现有文献将妻子学历对丈夫工资收入的正向效应归结为两个主要途径：其一，拥有高学历的妻子人力资本较高，往往能够帮助丈夫识别机会，对丈夫的人力资本有一个很好的补充作用，即“贤内助”途径；其二是存在正向的配偶匹配效应，高学历女性更倾向于匹配高收入男性。目前尚没有良好的识别策略可以区分这两种途径。

为了确认是否存在正向配偶匹配效应，参照 Loh (1996)，本文估计了以妻子受教育程度为被解释变量的多项概率模型。具体而言是设定一个分类变量，妻子受教育程度为小学学历时取 1、为中学学历时取 2、为大专及以上学历时取 3；解释变量包括男性的工资对数、工作经验、工作经验平方、受教育程度、地区变量。估计结果如表 8 所示。可以看出，以妻子小学学历为参照组，妻子中学学历和妻子大专及以上学历的估计方程中，丈夫工资对数以及丈夫受教育程度的系数估计值均显著为正，说明正向配偶匹配现象的存在。

表 8 妻子受教育程度为因变量的多项概率模型

变量	妻子中学学历	妻子大专及以上学历
男性工资对数	0.366 * (0.20)	0.844 *** (0.22)
男性担任管理职位	-0.637 (0.41)	-0.607 (0.43)
东部地区	0.015 (0.30)	-0.338 (0.33)
中部地区	0.017 (0.31)	-0.123 (0.34)
男性中学学历	2.228 *** (0.30)	2.426 *** (0.64)
男性大专及以上学历	4.643 *** (0.77)	7.304 *** (0.95)
男性工作经验	0.019 (0.03)	0.102 *** (0.04)
男性工作经验平方	-0.001 (0.00)	-0.004 *** (0.00)
截距项	-2.125 (1.36)	-8.059 *** (1.60)
观察值个数	2682	2682

注：括号内为标准误；\*\*\* p < 0.01，\*\* p < 0.05，\* p < 0.1。

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

综合表 7 和表 8，由于正向配偶匹配效应的存在，本文基于均值回归的结果无法直接支持生产力假说的“贤内助”途径。

### (三) 社会资本假说

关于婚姻对社会资本产生的影响，本文参照文献所关注的岳父资本。根据数据特点，选取岳父过世以及岳父担任管理职位两个虚拟变量作为岳父资本的代理变量。一般而言，社会资本主要通过求职以及晋升两种途径对劳动者收入产生影响。岳父在党政企单位担任管理职位，掌握的资源一般而言比未担任管理职位的人多，往往可以利用自己手中的资源帮助女婿寻找工作以及获得晋升机会。岳父的去世使女婿失去可利用的岳父资源，甚至可能失去与岳父紧密关联的其他已有资源；通过观测岳父过世对男性工资的影响，可探究岳父资本的瓦解对劳动者的影响。为了检验岳父资本对收入的影响，在控制妻子工作以及受教育程度变量后，在工资方程中加入社会资本变量，估计结果见表9。

表9 加入社会资本变量估计结果

	工资对数(1)	工资对数(2)	工资对数(3)
工作经验	0.027 *** (0.00)	0.026 *** (0.00)	0.026 *** (0.00)
工作经验平方	-0.000 *** (0.00)	-0.000 *** (0.00)	-0.000 *** (0.00)
年龄	-0.011 *** (0.00)	-0.011 *** (0.00)	-0.011 *** (0.00)
中学学历	0.256 *** (0.07)	0.258 *** (0.07)	0.256 *** (0.07)
大专及以上学历	0.597 *** (0.07)	0.599 *** (0.07)	0.597 *** (0.07)
培训	0.044 ** (0.02)	0.044 ** (0.02)	0.044 ** (0.02)
健康	0.372 *** (0.08)	0.371 *** (0.08)	0.372 *** (0.08)
国有部门	0.082 *** (0.02)	0.081 *** (0.02)	0.082 *** (0.02)
担任管理职位	0.276 *** (0.03)	0.276 *** (0.03)	0.276 *** (0.03)
东部地区	0.444 *** (0.03)	0.445 *** (0.03)	0.444 *** (0.03)

续表

	工资对数(1)	工资对数(2)	工资对数(3)
中部地区	-0.031 (0.03)	-0.030 (0.03)	-0.031 (0.03)
妻子参与工作	0.003 (0.04)	0.003 (0.04)	0.003 (0.04)
妻子工作时间	-0.003 *** (0.00)	-0.003 *** (0.00)	-0.003 *** (0.00)
妻子中学学历	0.084 (0.06)	0.084 (0.06)	0.084 (0.06)
妻子大专及以上学历	0.210 *** (0.06)	0.209 *** (0.06)	0.210 *** (0.06)
岳父过世	-0.023 (0.02)		-0.023 (0.02)
岳父担任管理职位		0.012 (0.04)	0.011 (0.04)
截距项	6.799 *** (0.14)	6.795 *** (0.14)	6.799 *** (0.14)
观察值个数	2682	2682	2682
R <sup>2</sup>	0.349	0.349	0.349

注：括号内为标准误；\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1。

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

从表 9 看出，无论是单独考虑两个虚拟变量中的一个还是两个同时考虑，岳父过世变量的系数均为负，而担任管理职位变量的系数均为正，它们的符号均符合预期，但都不显著。

为考察这一结果的稳健性，本文从六个方面进行深入分析。第一，进行分地区的回归分析，估计结果显示岳父资本两个变量的系数均不显著。第二，考虑到部分男性对岳父去世可以预期并做出调整，参照 Wang (2013) 的做法，只对年龄在 45 岁以下的样本回归，结果同样不显著。第三，考虑到岳父资本的影响可能与体制相关，因此对男性在国有部门工作的分样本回归，结果仍不显著。第四，考虑社会资本的影响可能通过合同性质产生影响，对固定工、合同工、临时工分样本回归检验，结果均不显著。第五，本文还尝试加入岳母担任管理职位这一变量，结果同样不显著。最后，笔

者推测也有可能是随着市场化程度的加深，社会资本的作用减弱了；为了检验这一猜想，本文利用 2007 市场化指数（樊纲等，2011）中各地区市场化进程的得分数据，构造社会资本变量与市场化指数交叉项加入回归方程，该交叉项以及社会资本变量还是都不显著。

以上尝试说明，以岳父过世以及担任管理职位为代理变量的社会资本途径对已婚男性收入没有显著影响，这与 Wang（2013）使用岳父过世作为社会资本代理得出的结论不同。笔者猜测原因可能是 Wang（2013）的样本中没有区分自雇样本和工资收入样本，将其混合回归，而现实生活中，有“好岳父”的许多人往往在创业上能够取得巨大成功，学术界也有不少文献支持社会资本对创业的正向影响（Sanders & Nee, 1996；Yueh, 2009）。因此，婚姻带来的社会资本可能主要对自雇样本尤其是创业样本起作用；另外，岳父担任管理职位这一变量或许在岳父和女婿任职于相近或相同行业的样本中起作用。但受数据可得性的限制，本文无法对这两种猜想进行进一步的验证。

## 五 婚姻溢酬及其机制的收入阶层异质性

上述讨论是建立在均值回归的基础上，为总体平均情况。为考察婚姻溢酬在不同收入中的分布以及溢酬机制的异质性，我们进一步建立分位数模型进行分析。分位数回归对被解释变量的多个分位数（例如四分位、十分位、百分位等）建模，得到被解释变量条件分布相应的分位数方程；与传统的 OLS 估计得到的均值方程相比，这种方法不受极端值的影响，可以分析在被解释变量的某一分位点上，解释变量的变动对被解释变量的影响效应。

表 10 给出了标准条件分位数回归的结果。我们选取 0.1、0.25、0.5、0.75、0.9 这五个具有代表性的分位点，可以看出，本文关注的婚姻变量都在 1% 的水平上显著为正，表明在这 5 个分位点均存在显著的婚姻溢酬现象。再从分布来看，婚姻溢酬的大小随着分位点的变化先增大后减小，在这 5 个分位点中，0.5 分位点处婚姻溢酬达到最大值，为 28.3%，在 0.75 和 0.9 分位点虽然婚姻溢酬有所下降，但是仍高于 0.1 分位点处 19% 的婚姻溢酬。

表 10 标准分位数回归结果

变量	OLS 回归 结果(1)	0.1 分位点	0.25 分位点	0.5 分位点	0.75 分位点	0.9 分位点
		工资对数(2)	工资对数(3)	工资对数(4)	工资对数(5)	工资对数(6)
婚姻	0.253 *** (0.04)	0.190 *** (0.05)	0.268 *** (0.04)	0.283 *** (0.05)	0.261 *** (0.05)	0.241 *** (0.06)
工作经验	0.032 *** (0.00)	0.033 *** (0.00)	0.037 *** (0.00)	0.035 *** (0.00)	0.031 *** (0.00)	0.032 *** (0.01)
工作经验平方	-0.001 *** (0.00)					
年龄	-0.010 *** (0.00)	-0.008 *** (0.00)	-0.011 *** (0.00)	-0.010 *** (0.00)	-0.011 *** (0.00)	-0.009 *** (0.00)
中学学历	0.289 *** (0.07)	0.250 *** (0.10)	0.244 *** (0.08)	0.261 *** (0.09)	0.250 *** (0.09)	0.342 *** (0.10)
大专及以上学历	0.677 *** (0.07)	0.568 *** (0.10)	0.650 *** (0.08)	0.698 *** (0.10)	0.631 *** (0.09)	0.728 *** (0.10)
培训	0.048 ** (0.02)	0.079 *** (0.03)	0.081 *** (0.02)	0.063 ** (0.03)	0.048 * (0.03)	-0.048 (0.03)
健康	0.305 *** (0.07)	0.362 *** (0.11)	0.296 *** (0.08)	0.251 ** (0.10)	0.311 *** (0.09)	0.237 ** (0.11)
国有部门	0.062 *** (0.02)	0.081 ** (0.03)	0.072 *** (0.03)	0.084 *** (0.03)	0.051 * (0.03)	0.025 (0.03)
担任管理职位	0.280 *** (0.03)	0.237 *** (0.05)	0.254 *** (0.04)	0.282 *** (0.05)	0.303 *** (0.04)	0.309 *** (0.05)
东部地区	0.442 *** (0.03)	0.435 *** (0.04)	0.403 *** (0.03)	0.448 *** (0.04)	0.462 *** (0.03)	0.518 *** (0.04)
中部地区	-0.039 (0.03)	-0.004 (0.04)	-0.028 (0.03)	-0.044 (0.04)	-0.044 (0.04)	-0.029 (0.04)
截距项	6.501 *** (0.12)	5.836 *** (0.17)	6.186 *** (0.13)	6.514 *** (0.16)	6.919 *** (0.15)	7.175 *** (0.17)
观察值	3148	3148	3148	3148	3148	3148

注：括号内为标准误；\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1。

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

图 1 进一步给出了所有收入分位点的婚姻溢酬分布特征，随分位点的变化，婚姻溢酬先下降后上升，约在 0.6 分位点处达到最大值，之后逐渐下降；分位点越接近 1，婚姻溢酬越小，表明婚姻溢酬分布并不均匀，具有异质性，但均存在正的婚姻溢酬。从图中可以看出，婚姻溢酬的范围为 10% 到 35%，溢酬大小的范围与国际研究一致。

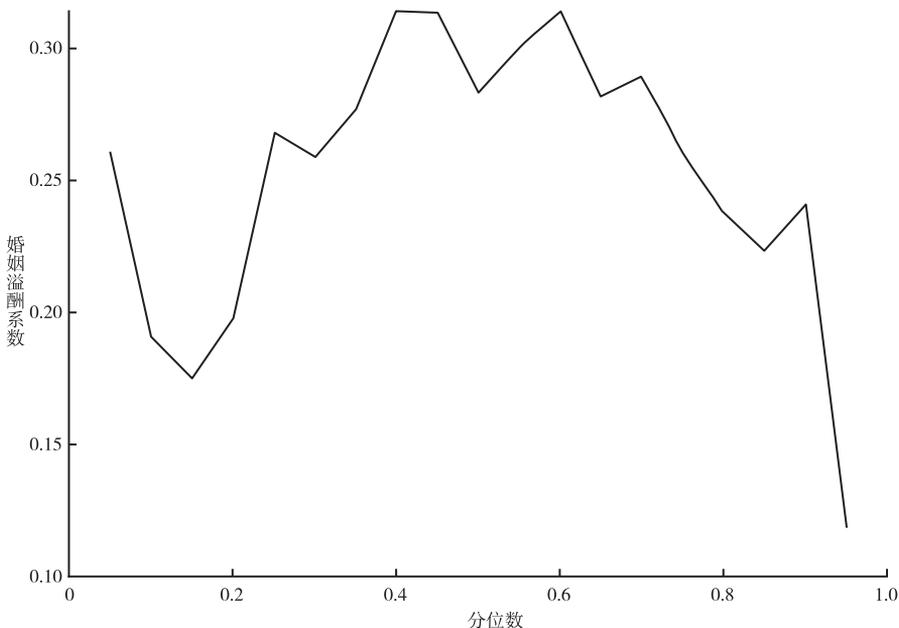


图 1 婚姻溢酬的分布

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

在确认各分位点婚姻溢酬的存在性后，下面将分析各分位点婚姻溢酬机制。虽然前文均值回归的结果已拒绝了选择性假说，但在分位数回归中，有必要考察选择性假说在某些分位点是否成立。若某一个分位点上婚姻变量为内生选择的结果，则标准的条件分位数回归不再适用，必须在分位数回归中控制婚姻选择效应。本文参照 Bosio (2009)、Buchinsky (2001)，在各分位点通过估计婚姻概率方程，计算逆米尔斯比率；在各分位点的回归中加入逆米尔斯比率的一次项及其二次项，并检验它们的联合显著性，以判断婚姻选择的内生性是否存在。表 11 为估计结果，联合显著性检验表明，除 0.25 分位点外，婚姻选择控制项及其平方项在其余各分位点均不能拒绝其为 0 的原假设，拒绝内生选择性假说。控制婚姻选择项后，各分位数婚姻溢酬仍显著为正。

表 11 控制婚姻选择的分位数回归

变量	0.1 分位点	0.25 分位点	0.5 分位点	0.75 分位点	0.9 分位点
	工资对数	工资对数	工资对数	工资对数	工资对数
婚姻	0.196 ** (0.09)	0.143 * (0.08)	0.143 * (0.09)	0.145 * (0.09)	0.282 *** (0.10)
工作经验	0.034 *** (0.01)	0.041 *** (0.00)	0.040 *** (0.01)	0.035 *** (0.00)	0.029 *** (0.01)
工作经验平方	-0.001 *** (0.00)				
年龄	-0.008 ** (0.00)	-0.007 *** (0.00)	-0.006 ** (0.00)	-0.008 *** (0.00)	-0.009 *** (0.00)
中学学历	0.257 *** (0.10)	0.224 *** (0.08)	0.251 *** (0.09)	0.255 *** (0.08)	0.356 *** (0.10)
大专及以上学历	0.579 *** (0.10)	0.638 *** (0.08)	0.696 *** (0.09)	0.636 *** (0.08)	0.738 *** (0.10)
培训	0.077 ** (0.03)	0.098 *** (0.02)	0.071 *** (0.03)	0.042 * (0.02)	-0.048 (0.03)
健康	0.366 *** (0.11)	0.295 *** (0.09)	0.259 *** (0.10)	0.294 *** (0.09)	0.234 ** (0.11)
国有部门	0.072 ** (0.03)	0.078 *** (0.03)	0.068 ** (0.03)	0.048 * (0.03)	0.025 (0.03)
担任管理职位	0.243 *** (0.05)	0.263 *** (0.04)	0.294 *** (0.04)	0.297 *** (0.04)	0.299 *** (0.05)
东部地区	0.429 *** (0.04)	0.406 *** (0.03)	0.448 *** (0.03)	0.464 *** (0.03)	0.528 *** (0.04)
中部地区	-0.007 (0.04)	-0.020 (0.03)	-0.053 (0.04)	-0.045 (0.04)	-0.016 (0.04)
逆米尔斯比率	0.000 (0.07)	0.108 * (0.06)	0.125 (0.07)	0.111 (0.06)	-0.038 (0.08)
逆米尔斯比率平方	0.032 (0.03)	0.043 ** (0.02)	0.031 (0.02)	0.025 (0.02)	0.022 (0.03)
截距项	5.806 *** (0.18)	6.102 *** (0.14)	6.432 *** (0.16)	6.885 *** (0.15)	7.148 *** (0.17)
观察值个数	3148	3148	3148	3148	3148

注：括号内为标准误；\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1。

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

上述检验表明除 0.25 分位点外，其余各分位点可基于标准分位数回归考察婚姻溢酬机制。而对于 0.25 分位点，则需要控制婚姻选择项。

从表 12 可以发现，虽然妻子参与工作的系数在 5 个分位点均不显著，但妻子工作时间的系数至少在 10% 的水平上显著为负，支持家庭分工假说。由图 2 发现，在高分位点妻子的工作时间对丈夫收入的惩罚效应较低分位点大，说明家庭分工效应在高分位点较低分位点显著。

除 0.1 分位点外，妻子拥有中学学历的系数在其余分位点均不显著，但是拥有大专及以上学历的系数除了 0.9 分位点外，在其余各分位点均显著为正。由图 3 可以看出，妻子拥有大专及以上学历在各分位点系数均为正，且低分位点较高分位点具有更大的正向效应。这可以验证在均值回归中提出的妻子受教育程度通过人力资源的补充、提供决策支持等方式产生“贤内助”作用的机制：如果只有正向配偶匹配效应发挥作用，则妻子受教育程度系数应随分位数上升而呈现上升趋势；但由图 3 可发现，由妻子受教育程度带来的收益在较低分位点达到最大值，因此可以推测受教育程度对婚姻溢酬的影响主要通过妻子为丈夫提供支持等方式得以实现，正向配偶匹配效应并未占主导。均值回归中无法验证生产力假说的“贤内助”途径是否成立，在分位数回归中这一机制得到了印证。

另一方面，前述社会资本效应在均值回归中不显著；而在分位数回归中，在 0.75 分位点，岳父过世以及担任管理职位这两个反映婚姻社会资本的变量均显著，且系数符号符合预期。笔者推测 0.75 分位点的这一显著社会资本效应可能是社会资本使用的选择性带来的，因为处于较低分位点的人群，在其他条件相同的情况下，收入较低，因而可能没有办法获得较好的社会资本资源。而处于最高分位数的人群，能力等不可观测因素相对而言起较大作用，可能自我选择较少利用社会资本。

表 12 婚姻溢酬机制的分位数回归

变量	OLS	0.1 分位点	0.25 分位点	0.5 分位点	0.75 分位点	0.9 分位点
工作经验	0.026 *** (0.00)	0.024 *** (0.01)	0.035 *** (0.00)	0.028 *** (0.00)	0.029 *** (0.00)	0.032 *** (0.01)
工作经验平方	-0.000 *** (0.00)	-0.000 *** (0.00)	-0.001 *** (0.00)	-0.000 *** (0.00)	-0.001 *** (0.00)	-0.001 *** (0.00)
年龄	-0.011 *** (0.00)	-0.009 *** (0.00)	-0.009 *** (0.00)	-0.013 *** (0.00)	-0.012 *** (0.00)	-0.009 *** (0.00)

续表

变量	OLS	0.1分位点	0.25分位点	0.5分位点	0.75分位点	0.9分位点
中学学历	0.256*** (0.07)	0.236** (0.11)	0.246*** (0.08)	0.148* (0.09)	0.203*** (0.07)	0.326*** (0.11)
大专及以上学历	0.597*** (0.07)	0.505*** (0.11)	0.606*** (0.09)	0.548*** (0.09)	0.559*** (0.07)	0.633*** (0.11)
培训	0.044** (0.02)	0.075** (0.03)	0.081*** (0.02)	0.052* (0.03)	0.030 (0.02)	-0.054 (0.04)
健康	0.372*** (0.08)	0.399*** (0.11)	0.382*** (0.09)	0.290*** (0.10)	0.302*** (0.08)	0.229* (0.13)
国有部门	0.082*** (0.02)	0.107*** (0.04)	0.089*** (0.03)	0.093*** (0.03)	0.082*** (0.02)	0.002 (0.04)
管理职位	0.276*** (0.03)	0.242*** (0.05)	0.258*** (0.04)	0.284*** (0.04)	0.314*** (0.04)	0.310*** (0.06)
东部地区	0.444*** (0.03)	0.436*** (0.04)	0.393*** (0.03)	0.441*** (0.04)	0.473*** (0.03)	0.506*** (0.05)
中部地区	-0.031 (0.03)	0.020 (0.05)	-0.028 (0.04)	-0.046 (0.04)	-0.025 (0.03)	-0.023 (0.05)
妻子参与工作	0.003 (0.04)	0.067 (0.06)	0.028 (0.05)	-0.007 (0.05)	-0.009 (0.04)	0.059 (0.06)
妻子工作时间	-0.003*** (0.00)	-0.00255* (0.00)	-0.003*** (0.00)	-0.00319*** (0.00)	-0.00330*** (0.00)	-0.00452*** (0.00)
妻子中学学历	0.084 (0.06)	0.176** (0.09)	0.073 (0.07)	0.117 (0.07)	0.069 (0.06)	0.059 (0.09)
妻子大专及以上学历	0.210*** (0.06)	0.340*** (0.10)	0.188** (0.08)	0.238*** (0.08)	0.155** (0.07)	0.178 (0.11)
岳父过世	-0.023 (0.02)	-0.003 (0.03)	-0.008 (0.03)	-0.055 (0.03)	-0.057** (0.02)	-0.014 (0.04)
岳父管理职位	0.011 (0.04)	-0.124* (0.07)	-0.027 (0.06)	0.056 (0.05)	0.074* (0.04)	-0.009 (0.07)
观察值个数	2682	2682	2682	2682	2682	2682
R <sup>2</sup>	0.349					

注：0.25分位点已控制婚姻选择效应；括号内为标准误；\*\*\* p < 0.01, \*\* p < 0.05, \* p < 0.1。

资料来源：根据CHIP2007调查城镇住户样本数据计算得到。

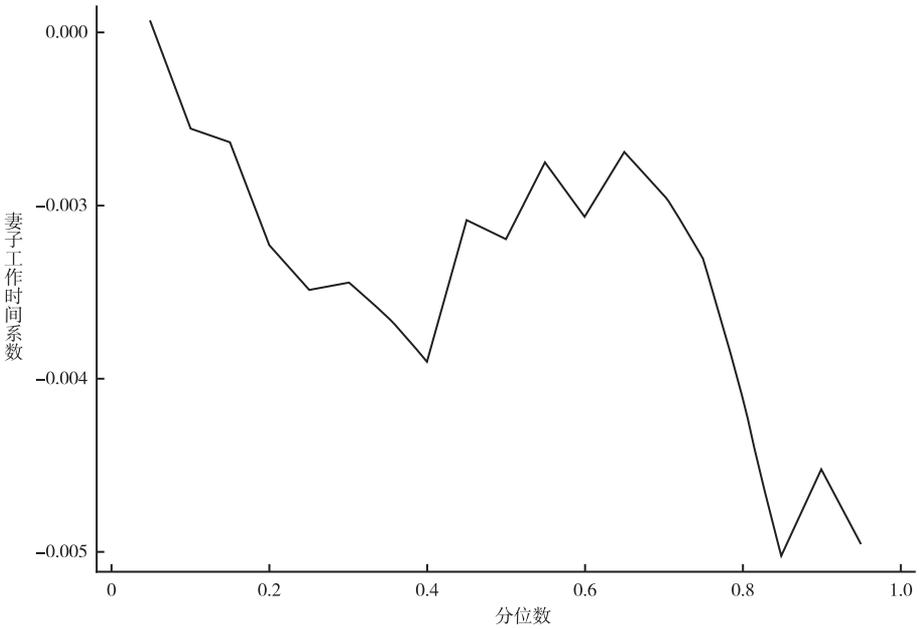


图2 妻子工作时间的惩罚效应变化

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

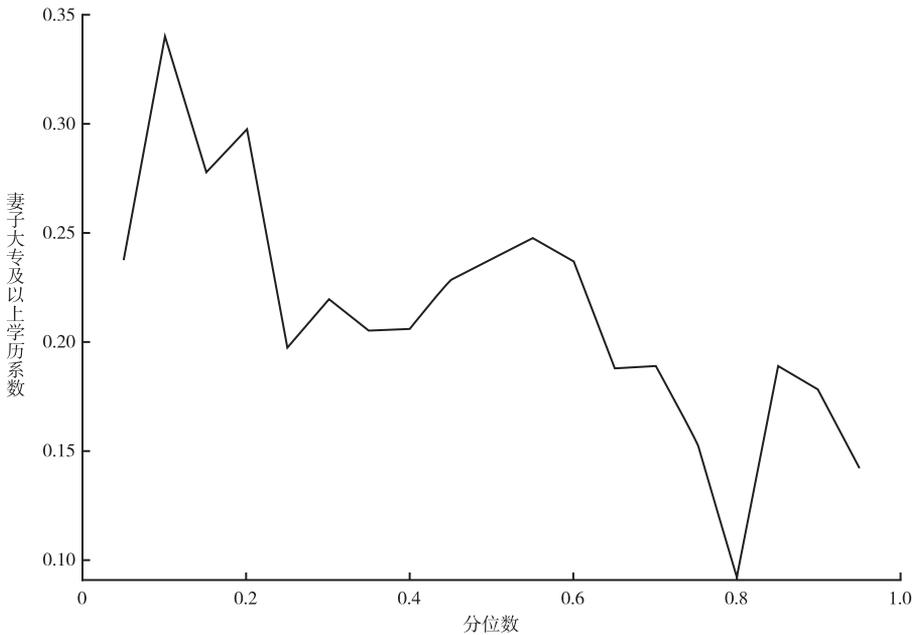


图3 妻子受教育程度效应变化

资料来源：根据 CHIP2007 调查城镇住户样本数据计算得到。

## 六 结论与讨论

本文利用 CHIP2007 调查的城镇住户数据,对当代中国男性的婚姻溢酬进行了系统研究,试图从经济学的角度回答成家是否有助于立业这一传统话题,得出的基本结论是:中国男性成家有助于立业,不同收入阶层均可享受到婚姻带来的好处,但机制各异。研究过程中,为保证结论的可靠性,本文考虑了婚姻状态的样本选择性以及妻子参与劳动力市场导致的内生性问题,使用赫克曼(Heckman)两步法和受限因变量(Tobit)截断模型进行估计,在此基础上的检验支持这两个变量的外生性。

首先,基于均值模型,在统一框架下对选择性假说、生产力假说的家庭分工效应以及“贤内助”效应、社会资本假说等进行逐一检验,探求发挥主导作用的中国式婚姻溢酬机制。结果发现:第一,中国存在婚姻溢酬现象,平均而言,男性婚姻溢酬达到约 25.3%,而且这种婚姻溢酬并非来自婚姻状态的内生选择,即观察到的婚姻溢酬现象源于婚姻本身。第二,婚姻溢酬机制的生产力假说得到支持,家庭分工以及配偶的“贤内助”效应是生产力假说得以成立的两个重要途径。第三,以岳父过世以及担任管理职位作为婚姻扩展社会资本的代理变量,结果显示岳父资本对男性工资没有产生显著影响,也就是说尚未有强有力的证据支持婚姻溢酬机制的社会资本假说。

其次,本文首次就中国的婚姻溢酬在不同收入阶层展开异质性讨论,利用分位数回归模型对不同收入阶层的婚姻溢酬以及婚姻溢酬机制进行检验。结果表明,不同收入阶层均享有显著的婚姻溢酬,但分布具有明显的差异,婚姻溢酬的变动范围为 10%~35%;不同阶层获得婚姻溢酬的机制也存在异质性,低收入群体主要通过“贤内助”效应提高生产力,高收入群体则通过家庭分工获得生产力的提高;与均值模型不同的是,在 0.75 分位点的收入阶层岳父资本对男性工资的显著影响得到了证实。

最后应该指出的是,本文发现的妻子参与劳动力市场存在对男性薪酬的惩罚效应,与中国台湾地区的相关研究结果(陈建良、陈昱彰,2010)截然相反;该文发现中国台湾地区传统的家庭分工效应不存在,反而是妻子参与劳动力市场能够有助于男性人力资本的累积和工资提高。由此产生的问题是:同一机制为什么会出现不同的效应?在越来越鼓励女性参与劳动力市场的现代社会又该如何调节其正面效应和惩罚效应?与此同时,由于数据的限制,本文未能考察岳父资本是否在自雇群体中有正向影

响，这可能是关系型社会中发挥社会网络作用的渠道。这些都是需要进一步深入研究的问题。

## 参考文献：

- 陈建良、陈昱彰 (2010), 《[中国] 台湾男性的婚姻溢酬：以内生性选择模型探讨》, 《经济研究》(中国台湾) 第2期, 第171-216页。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏 (2011), 《中国市场化指数：各地区市场化相对进程2011年报告》, 北京：经济科学出版社。
- 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, 第19-27页。
- 李义波、李慧玲 (2010), 《职位获得中的社会资本流动问题》, 《青年研究》第4期, 第14-56页。
- Antonovics, Kate & Robert Town (2004). Are All the Good Men Married? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium. *American Economic Review*, 94(2), 317-321.
- Angrist, Josh (2002). How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation. *Quarterly Journal of Economics*, 117(3), 997-1038.
- Bartlett, Robin & Charles Callahan (1984). Wage Determination and Marital Status: Another Look. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 23 (1), 90-96.
- Becker, Gary (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81 (4), 813-846.
- Becker, Gary (1974). A Theory of Marriage. In Theodore Schultz (ed.), *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 299-351.
- Becker, Gary (1991). *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bian, Yanjie (1997). Bringing Strong Ties Back In: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China. *American Sociological Review*, 62(3), 366-385.
- Bosio, Giulio (2009). Temporary Employment and Wage Gap with Permanent Jobs: Evidence from Quantile Regression. *MPRA Paper*, No. 16055.
- Buchinsky, Moshe (2001). Quantile Regression with Sample Selection: Estimating Women's

- Return to Education in the US. *Empirical Economics*, 26(1), 87 – 113.
- Chun, Hyunbae & Injae Lee (2001). Why Do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection? *Economic Inquiry*, 39(2), 307 – 319.
- Gray, Jeffrey (1997). The Fall in Men's Return to Marriage: Declining Productivity Effects or Changing Selection? *Journal of Human Resources*, 32 (3) , 481 – 504.
- Goldin, Claudia (1992). The Meaning of College in the Lives of American Women: The Past 100 Years. *NBER Working Paper*, No. 4099.
- Granovetter, Mark (1995). *Getting A Job: A Study of Contacts and Careers*. Chicago: University of Chicago Press.
- Greenhalgh, Christine (1980). Male-Female Wage Differentials in Great Britain: Is Marriage An Equal Opportunity? *The Economic Journal*, 90(360), 751 – 775.
- Hersch, Joni & Leslie Stratton (2000). Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium. *Industrial & Labor Relations Review*, 54(1), 78 – 94.
- Hill, Martha (1979). The Wage Effects of Marital Status and Children. *Journal of Human Resources*, 14 (4), 579 – 594.
- Hwang, Kwang-kuo (1987). Face and Favor: The Chinese Power Game. *American Journal of Sociology*, 94(2), 944 – 974.
- Jacobsen, Joyce & Wendy Rayack (1996). Do Men Whose Wives Work Really Earn Less? *American Economic Review*, 86(2), 268 – 273.
- Korenman, Sanders & David Neumark (1991). Does Marriage Really Make Men More Productive? *Journal of Human Resources*, 26(2), 282 – 307.
- Lam, David (1988). Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Implications. *Journal of Human Resources*, 23(4), 462 – 487.
- Loh, Seng (1996). Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for White Males. *Journal of Human Resources*, 31(3), 566 – 589.
- Luke, Nancy & Kaivan Munshi (2006). New Roles for Marriage in Urban Africa: Kinship Networks and the Labor Market in Kenya. *Review of Economics and Statistics*, 88(2), 264 – 282.
- Maddala, Gangadharrao (1986). *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Maasoumi, Esfandiar, Daniel Millimet & Dipanwita Sarkar (2004). A Distributional Analysis of the Return to Marriage. Unpublished Manuscript, Southern Methodist University.
- Maasoumi, Esfandiar, Daniel Millimet & Dipanwita Sarkar (2009). Who Benefits from Marriage? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 1 – 33.
- Marsden, Peter & Jeanne Hurlbert (1988). Social Resources and Mobility Outcomes: A Replication and Extension. *Social Forces*, 66(4), 1038 – 1059.
- Nakosteen, Robert & Michael Zimmer (1987). Marital Status and Earnings of Young Men: A Model with Endogenous Selection. *Journal of Human Resources*, 22(2), 248 – 268.
- Sanders, Jimy & Victor Nee (1996). Immigrant Self-Employment: The Family as Social Capital and the Value of Human Capital. *American Sociological Review*, 61(2), 231 – 249.
- Schoeni, Robert (1995). Marital Status and Earnings in Developed Countries. *Journal of Population Economics*, 8(4), 351 – 359.
- Stratton, Leslie (2002). Examining the Wage Differential for Married and Cohabiting Men. *Economic Inquiry*, 40(2), 199 – 212.
- South, Scott & Kim Lloyd (1992). Marriage Opportunities and Family Formation: Further Implications of Imbalanced Sex Ratios. *Journal of Marriage and the Family*, 54(2), 440 – 451.
- Wang, Shing-yi (2013). Marriage Networks, Nepotism, and Labor Market Outcomes in China. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(3), 91 – 112.
- Weiss, Yoram (1997). The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What Happens upon Divorce? In Mark Rosenzweig & Oded Stark (eds.), *Handbook of Population and Family Economics*. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, pp. 81 – 123.
- Western, Mark, Belinda Hewitt & Janeen Baxter (2005). Marriage and Money: Variations across the Earnings Distribution. *Australian Journal of Labour Economics*, 8(2), 163 – 179.
- Yang, Mayfair Mei-hui (1994). *Gifts, Favors, and Banquets: The Art of Social Relationships in China*. Ithaca: Cornell University Press.
- Yueh, Linda (2009). China's Entrepreneurs. *World Development*, 37(4), 778 – 786.

# “Good Wife” or “Good Father-in-law”? A Research on Chinese-style Marriage Premium Mechanism

Lin Jianhao<sup>1</sup>, Zhang Lan<sup>2</sup> & Wang Meijin<sup>1</sup>

(Lingnan College, Sun Yat-Sen University<sup>1</sup>;

School of Economics, Fudan University<sup>2</sup>)

**Abstract:** This paper uses data of CHIP 2007 urban household survey to analyze the existence and the mechanism of marriage premium systematically. The results based on the mean model show that, firstly, male marriage premium is about 25.3 percent on average. The marriage premium is due to the marriage itself but not endogenous selection. Secondly, the results are in favor of productivity hypothesis. Marriage can help improve male's productivity through household division. The father-in-law capital has no significant effect on male's wage, and therefore the social capital hypothesis cannot be supported. According to the quantile regression, marriage premium significantly exists in different wage quantiles. But the mechanism is different. Marriage benefits lower quantile mainly through spouse's education while benefits higher quantile through household division. Furthermore, quantile regression indicates that marriage can benefit the quantiles above the average through father-in-law capital, which is different from the findings of mean model.

**Keywords:** marriage premium, selection hypothesis, productivity hypothesis, social capital hypothesis, income class heterogeneity

**JEL Classification:** D85, J12, J31, O15

(责任编辑:周敏丹)