

收入冲击、婚姻满意度和夫妻议价

马 超 程令国 闫雪凌*

内容提要 婚姻满意度一直是婚姻经济学和家庭经济学的重要议题，但关于收入与婚姻满意度之间因果关系的研究较为缺乏。本文使用中国家庭追踪调查（CFPS）2014 年数据，利用中国农村老年人 60 岁后才有资格领取新农养老金这一自然实验所带来的外生收入冲击，采用断点回归设计考察了收入冲击对婚姻满意度的因果效应。结果显示，收入增加将显著促进中老年人的婚姻满意度，该结论在一系列稳健性检验下仍然成立。机制分析显示，收入提升婚姻满意度并非是通过扩大家庭的整体预算约束引起的，而是由于获得养老金的一方提升了其在婚姻关系中的议价能力。

关键词 收入 婚姻满意度 新农保 断点回归方法 议价能力

一 引言

婚姻满意度是衡量居民生活质量的一项重要指标，对人们的生活幸福感起着关键作用（Karney & Bradbury, 1995；Twenge et al., 2003；Chapman & Guven, 2010；张会平, 2013）。一直以来，收入的提高能否增加婚姻满意度是人们关心的重要议题，并在

* 马超，东南大学公共卫生学院，电子邮箱：machao@seu.edu.cn；程令国，南京大学商学院，电子邮箱：chenglingguo@gmail.com；闫雪凌，四川大学经济学院，电子邮箱：yxl@scu.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金青年项目“新型农村社会养老保险制度对农村居民养老模式与养老质量的影响研究”（项目号：13CJY028）、教育部人文社会科学规划项目“新型农村社会养老保险的劳动供给效应研究”（项目号：17YJA790016），以及东南大学至善学者计划（项目号：2242019R40049）的支持。作者感谢在耶鲁大学实证方法双周研讨会、香樟经济学论坛获得的建议，以及耶鲁大学陈希助理教授、耶鲁大学乐嘉骅博士、南京大学曲兆鹏副教授的指导与帮助，文责自负。

学界引起广泛关注。有研究发现，收入与婚姻满意度存在显著的正向关系（Dakin & Wampler, 2008；申顺芬、林明鲜，2013）。也有研究发现，收入越高婚姻满意度越低（徐安琪、叶文振，1998）。但这些文献样本量较小且方法简单，其结果不能完全代表两者间的因果关系。随着 Becker（1973，1974）将新古典经济学方法运用到对婚姻的分析中，越来越多的经济学家开始研究婚姻问题（雷晓燕等，2014；郭婷、秦雪征，2016；林建浩等，2016；王智波、李长洪，2016；吴要武、刘倩，2014；Huang et al., 2012；Huang, 2015）。然而，专门研究收入与婚姻满意度之间关系的经济学文献还很少。Tao（2005）利用中国台湾家庭面板数据的研究发现，随着收入的提高，婚姻幸福感也会提高，并趋于稳定。Elmslie & Tebaldi（2014）利用美国社会调查数据分析婚姻满意度的决定因素，发现收入与婚姻满意度之间存在正向关系。

上述文献虽然采用了各具代表性的大样本数据进行实证研究，但其有关收入与婚姻满意度的结论均来源于简单的回归分析，存在内生性问题。首先是反向因果问题。林建浩等（2016）、王智波和李长洪（2016）发现，妻子的“相夫”作用和“贤内助”效应有助于男性的收入增加，和睦的夫妻关系有助于事业成功，这解释了收入与婚姻满意度的正向相关关系。第二是遗漏变量问题。现有研究在回归中可能遗漏了诸如性格、品行等个体特征，通常诚实守信、有责任感的人更有可能拥有美满的家庭和成功的事业，而遗漏这些变量可能会干扰到回归结果。

本研究采用中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）2014 年数据，利用中国农村老年人 60 岁后才有资格领取新农养老金这一政策所带来的外生收入冲击，以 60 岁作为断点进行断点回归分析，从而规避内生性问题。本研究是首次对“收入能否提高婚姻满意度”进行的因果推断，这是本文的第一项边际贡献。本文发现，收入的增加能够显著提高中老年人的婚姻满意度。按照 Becker（1973，1974）的新古典婚姻经济学理论，在预算约束下，个体通过婚姻实现效用最大化，收入的提高扩大了家庭整体的预算约束，从而提升夫妻的婚姻效用。另一种解释来源于家庭内部的夫妻议价理论。Duflo（2003）指出，Becker（1973，1974）把每个家庭成员与整个家庭的效用函数和预算约束视为相同，家庭的最优决策也就是每个家庭成员个人的最优决策。这种假设忽略了家庭内部不同成员之间效用函数的差异，从而忽视了夫妻间可能存在的议价行为（齐良书，2008）。

为克服这一缺陷，Lundberg & Pollak（1993）将博弈论引入婚姻经济学，并假设夫妻有着不同的效用函数。Lundberg & Pollak（1994）进一步强调了非合作博弈，夫妻双方通过议价达到个人效用最大化。这一点也被很多研究所证实（Doss，2013）。通常，

议价能力可以用相对收入、财产等因素来衡量 (Chen & Park, 2016)。由此, Lundberg & Pollak (1994) 的婚姻议价模型, 即一方收入的提高会增加婚内议价能力从而增加其个人效用, 就解释了为什么收入冲击可以促进婚姻满意度的提高。

本文的实证结果显示, 对中国农村老人的婚姻满意度而言, 后一种解释更有说服力。因此, 本研究也为婚姻议价这一支文献提供了经验证据。从婚姻议价的实证文献来看, 在识别上主要存在两大难题。第一个难题在于议价结果指标的选取。由于偏好无法观测, 大多数研究使用消费作为议价结果, 但消费通常是家庭层面的, 很难区分某项消费是丈夫的还是妻子的。一些研究试图通过特殊的消费来刻画议价结果, 并得出存在夫妻议价的结论, 但这些议价结果变量的选取及其测量或多或少存在一些问题 (Pan, 2009; Chen & Park, 2016)。Pan (2009) 用给本方父母的转移支付作为议价结果, 发现劳动参与高的一方给本方父母更多转移支付。Chen & Park (2016) 用本人的医疗消费支出作为议价结果, 发现收入增加能显著提高本人的医疗消费。但问题在于, 给父母的转移支付和本人的医疗消费都涉及“需要”。例如, 男方的父母体弱多病而女方父母身体健康, 因此, 更多向男方父母转移支付可能并不一定是双方议价的结果, 即便在回归中控制一些“需要”变量也很难穷尽所有应该控制的“需要”因素。此外, Lundberg & Pollak (1993) 强调夫妻议价与一般博弈模型不同, 夫妻议价存在强烈的利他性。本文认为, 婚姻满意度是议价结果变量的一个很好补充, 因为无论是一方议价能力强从而可以占有更多资源或按照自己的偏好进行家庭消费, 还是出于需要和利他性进行某种消费, 归根到底都会让自己更满意。

第二个难题在于议价能力的内生性。现有研究通常采用相对收入作为议价能力的代理变量, 相对收入有很强的内生性。本文采用断点回归设计, 用是否有资格获得新农保作为收入的外生冲击, 以规避议价能力的内生性。本研究佐证了 Lundberg & Pollak (1993) 基于博弈论的婚姻模型, 也为婚姻议价这支文献提供了来自中国中老年夫妻的证据, 这是本文的第二个边际贡献。关于新农保政策效果的研究较多 (程杰, 2014; Ning et al., 2016; 程令国等, 2013; 陈华帅、曾毅, 2013; 张川川、陈斌开, 2014; Chen et al., 2018; Huang & Zhang, 2016; Cheng et al., 2018)。本文为新农保的政策效果评估提供了关于婚姻满意度方面的经验结论, 这是本文的第三个边际贡献。

二 背景、方法和数据

(一) 新农保制度背景

中国于 2009 年开始试点推行新型农村社会养老保险 (简称“新农保”)。中央政府

规定，年满 16 周岁、非在校学生、未参加城镇养老保险的农村居民均可参加新农保^①。筹资采用个人缴费、集体补助以及政府补贴相结合的方式。从养老金支付结构来看，养老金账户分为基础养老金和个人账户两部分。60 岁以上的农村居民只要其符合条件的子女参保缴费，就可以自动获得每人每月最低标准为 55 元的基础养老金。很多省份将每人每月 55 元设为最低给付标准，有些相对富裕的地区，如北京和天津，将最低标准设为 150 ~ 360 元（Chen et al., 2019）。

对于缴费农村居民而言，达到 60 岁后，除领取基础养老金外，还可以领取个人账户养老金（其中，45 岁以下居民需缴满 15 年）。在缴费上，参保个体可自由选择缴费档次，多缴多得。同时，有些地方政府对参保人的个人账户给予至少 30 元的补贴，并对参加高档次保险的参保人进行奖励，多缴多补。新农保使得 60 岁左右两侧获得养老金的概率有一个明显的跳跃（如图 1），这给我们提供了一个很好的自然实验。由于各地政策差异，有少部分 60 岁以下农村居民拿到了养老金，且有部分超过 60 岁的农村居民没能获得养老金。因此，本文利用年龄作为驱动变量（running variable）进行模糊断点回归（Fuzzy Regression Design, FRD）。

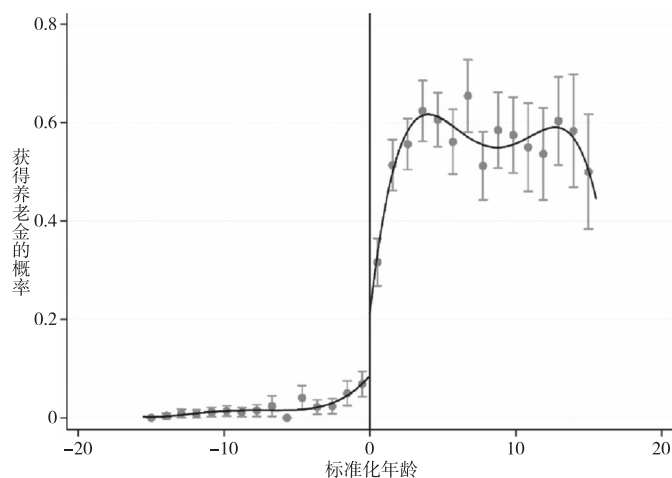


图 1 年龄与新农保养老金领取

注：标准化年龄 0 点为 60.25 岁，图中每个箱体（bin）的圆点为获得养老金的概率，圆点上的竖线为 95% 置信区间，连接各点的平滑曲线为默认的 4 次多项式拟合线。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

① 来自中央人民政府网《国务院关于开展新型农村社会养老保险试点的指导意见》（国发〔2009〕32 号），http://www.gov.cn/zhengce/content/2009-09/04/content_7280.htm。

(二) 识别策略

具体而言, 令 X 代表驱动变量, 即年龄; c 代表断点 (cutoff), 本文将 c 设为 60.25 岁^①; 令 T 代表是否有资格领取养老金 (eligibility), 若 $c \geq 60.25$, T 取 1, 反之取 0; 令 D 代表是否获得了养老金, 获得养老金 D 取 1, 反之, D 取 0。 D 与 T 高度相关, 但不相等, 所以符合模糊断点的设计。令 Y 代表结果变量, 即婚姻满意度。 Y_1 表示个体获得养老金的潜在婚姻满意度, Y_0 表示个体没有获得养老金的潜在婚姻满意度。因此, Y 可以在经典反事实框架下写成式 (1)。

$$Y = Y_1 D + Y_0 (1 - D) = Y_0 + (Y_1 - Y_0) D \quad (1)$$

收入对婚姻满意度的因果效应可以写成式 (2)。

$$\tau = Y_{11} - Y_{00} = E[Y_1 | X] - E[Y_0 | X] = \lim_{x \rightarrow c^+} E[Y | X] - \lim_{x \rightarrow c^-} E[Y | X] \quad (2)$$

$\lim_{x \rightarrow c^+} E[Y | X]$ 和 $\lim_{x \rightarrow c^-} E[Y | X]$ 分别表示 X 从左右两侧趋近断点处时 Y 的极限取值, 二者之差就是因果效应。在满足“连续性假设”的前提下, 有 $\lim_{x \rightarrow c^+} E[Y_0 | X] = \lim_{x \rightarrow c^-} E[Y_0 | X]$, 因此, 因果效应可以用 Wald 估计写成式 (3)。

$$\tau = \frac{\lim_{x \rightarrow c^+} E[Y | X] - \lim_{x \rightarrow c^-} E[Y | X]}{\lim_{x \rightarrow c^+} E[D | X] - \lim_{x \rightarrow c^-} E[D | X]} \quad (3)$$

本文采用 Calonico et al. (2014)、Calonico et al. (2018) 提出的方法进行估计, 可以用式 (4) 估计式 (3) 的分子部分,

$$\tilde{\tau}_{num}(h) = e_0' \tilde{\beta}_{Y+,p}(h) - e_0' \tilde{\beta}_{Y-,p}(h) \quad (4)$$

其中, $e_0' \tilde{\beta}_{Y+,p}(h)$ 和 $e_0' \tilde{\beta}_{Y-,p}(h)$ 通过式 (5) 进行定义。

$$\tilde{\theta}_{Y+,p}(h) = \arg \min_{\beta_-, \beta_+, \gamma} \sum_{i=1}^n (Y_i - r_{-,p}(X_i - c) \beta_- - r_{+,p}(X_i - c) \beta_+ - Z_i' \gamma)^2 K_h(X_i - c) \quad (5)$$

$K_h(u)$ 是核函数, 带宽为 h 。 $\tilde{\theta}_{Y+,p}(h) = [\tilde{\beta}_{Y-,p}(h)', \tilde{\beta}_{Y+,p}(h)', \tilde{\gamma}_{Y,p}(h)']'$, $\beta_-, \beta_+ \in \mathbb{R}^{p+1}$, $\gamma \in \mathbb{R}^d$, $r_{-,p}(x) = 1 (u < 0) (1, x, \dots, x^p)'$, $r_{+,p}(x) = 1 (u \geq 0) (1, x, \dots, x^p)'$, e_0 是第一个位置为 1 其他位置均为 0 的 $(p+1)$ 维矩阵。 Z 是前定变量。如果取三角核函数, 并且阶次 p 取 1, 则上式就是个标准的 RD 局部线性回归。把式 (5) 中的 Y 替换为 D , 就可以得到式 (3) 的分母, 并进一步估计模糊断点的处理效应。

至于最优带宽的选取, Calonico et al. (2018) 提出通过最小均方误的思想, 即 MSE

① 如果把断点设为 60.1 岁、60.3 岁, 结果不变。

$[\tilde{\tau}(h)] \approx h^{2p+2}B + \frac{1}{nh}V$ (B 代表偏倚, V 代表方差), 使得在最优带宽下尽可能减少偏倚和不精确, 以达到可信性和有效性的平衡。带宽越小, 越靠近断点, 可信性越强, 但由于样本量变少, 降低了有效性; 反之则反是。此外, 该方法还允许断点两侧可以有不同的最优带宽。这种最新的估计方法比传统 RD 估计更加稳健和灵活^①。

断点回归设计的基本前提是“连续性假设”, 即当个体不能精确操纵驱动变量时, 断点处前定变量 Z 和不可观测变量 V 的联合概率密度 $\Pr[Z=z, V=v | X=c]$ 是连续的, 那么断点附近就可以认为是一个局部随机实验。由于 V 不可观测, 因此对该假设的检验主要有两种思路。一是检验各前定变量 Z 在断点处是否连续; 二是通过观察驱动变量的分布情况, 检验人们是否操纵了年龄 (Lee & Lemieux, 2010)。本文将对此进行检验。此外, 本文还进行了一系列稳健性检验, 以保证断点回归结果真实可信。

利用新农保年龄界限进行模糊断点回归, 是学界寻找外生收入冲击的一种常见手段。本文采用这一思路进行实证研究是由于以下原因。首先, 相比于传统的识别方法, 断点回归依赖的假设更平和, 并且该假设可以检验, 因此, 结论更可信 (Lee & Lemieux, 2010)。其次, 本文使用的样本中, 扣除养老金的家庭人均收入为 9788.692 元, 获得新农保群体的平均养老金金额为 1822.116 元, 新农保收入占家庭人均收入的 18.6%。因此, 从新农保的力度上看, 这是一笔较强的收入冲击。第三, 新农保自试点以来, 发展十分迅速。2009 年参保人数仅为 7227.3 万, 占农村总人口的 10.2%; 2010 年参保人数上升到 10276.8 万, 占农村总人口的 15.5%; 2012 年底, 中央政府决定在全国所有行政区提前全面推行新农保制度, 当年参保人数达到 4.6 亿, 已基本实现全覆盖 (张晔等, 2016)。这保证了本文所采用的 2014 年截面数据有很好的第一阶段 (如图 1)。

(三) 数据

本文数据来源于中国家庭追踪调查 (Chinese Family Panel Studies, CFPS), CFPS 为每两年一期的追踪调查。数据的收集和发布由北京大学中国社会科学调查中心和美国密歇根大学调查研究中心等机构合作完成, 目前已发布了 2010 年、2012 年和 2014 年三期调查数据。CFPS 数据样本量大、代表性好, 涵盖了个人及家庭丰富的人口学、社会经济地位、医疗健康、家庭生活等变量。本文采用了 CFPS 2014 年截面数据, 与此前几期的数据不同, CFPS2014 年数据包含了婚姻满意度的信息。此外, 断点回归设计由于是局部随机, 截面数据足以识别出因果效应, 无须依赖面板数据。

^① 该方法参考 Calonico et al. (2014)、Calonico et al. (2018)、Calonico et al. (2017)。

根据主题及识别策略的要求,本文仅保留农村已婚样本,并剔除“婚姻满意度”有缺失值的个体。由于CFPS只对45岁及以上的居民询问有关新农保的问题,因此,本文截取了45~75岁的农村已婚样本^①。被解释变量为“婚姻满意度”,取值为1、2、3、4、5,数值越大代表满意度越高^②。其他主要变量的描述信息如表1所示。在45~75岁的基准样本中,断点右侧婚姻满意度的均值为4.488,左侧为4.427,二者之差在1%水平上显著。断点两侧样本的其他主要变量也都存在显著差异(1%水平上显著),断点左侧年龄小的群体受教育水平更高、收入更高、更健康。因此,仅比较断点两侧全部样本的婚姻满意度难以揭示因果效应。如果我们把样本范围限制在断点两侧各5年,两个群体的特征接近了很多,断点右侧群体的婚姻满意度还是显著好于断点左侧(5%水平上显著)。不过,描述统计只能给出样本的大致信息,至于收入是否促进婚姻满意度的提高,后文采用模糊断点回归进行严格分析。

表1 主要变量的描述统计

变量	均值 (标准差)	均值 (标准差)	均值 (标准差)	均值 (标准差)
年龄范围	[60.25, 75]	[45, 60.25]	[60.25, 65.25]	[55.25, 60.25]
婚姻满意度	4.488 (0.874)	4.427*** (0.969)	4.477 (0.873)	4.394** (1.004)
性别(男=1,女=0)	0.534 (0.499)	0.489*** (0.500)	0.511 (0.500)	0.510 (0.500)
受教育程度	1.567 (0.790)	2.131*** (1.025)	1.564 (0.809)	2.026*** (1.104)
自评健康	2.473 (1.253)	2.850*** (1.274)	2.546 (1.272)	2.635** (1.270)
家庭人均收入(扣除养老金)	8247.274 (8752.697)	10738.860*** (10082.620)	8872.694 (9212.328)	9313.594 (8597.238)
样本量	3003	6007	1570	1653

注:年龄范围的单位为岁;受教育程度:文盲=1,小学=2,初中=3,高中或中专=4,大专及以上=5;自评健康:不健康=1,一般=2,比较健康=3,很健康=4,非常健康=5;考虑到这些变量的赋值虽然是离散的,但均值越大代表状态越好,出于简便,这里仅汇报它们的均值也足以反映出变量信息;这种处理方式也方便用于检验后文的“连续性假设”;* p<0.1,** p<0.05,*** p<0.01。

资料来源:根据CFPS2014年数据计算得到。

- ① 右侧截取到75岁,主要由于75岁与45岁关于断点对称。如果右侧截取到80岁、85岁,或者不设限制一直取到最大值104岁,结果基本一致。由于断点回归是加权的“局部”处理效应,最终进行因果推断的只是带宽内的局部样本,而且本文还采用各种不同带宽进行了稳健性分析。因此,基准样本对年龄如何截取,对本文结论不会产生影响。
- ② 为了捕捉更多的婚姻满意度信息,在后文回归分析中,我们把1~5作为连续变量处理。这样处理的一个缺陷在于5个刻度可能不是等距的,如果我们把婚姻满意度转换成0、1变量(把4、5赋值为1,把1、2、3赋值为0),结论不变。

三 实证分析

(一) 收入与婚姻满意度

本文首先用婚姻满意度对断点虚拟变量进行 OLS 回归，这可以反映出断点两侧在婚姻满意度上是否存有显著差异，并考察婚姻满意度的影响因素，结果如表 2 所示。不过，这些控制变量并不是本研究的重点。此外，在断点回归方法中，控制变量并不影响估计的一致性，仅可以提高估计精度。因此，本文不再对控制变量进行详细阐述。表 2 第 (1) 列用了 45~75 岁的样本，发现大于等于 60.25 岁显著促进了婚姻满意度。第 (2) 列至第 (4) 列分别采用了断点两侧各 5 年、10 年、2.655 年（最小均方误差下的带宽）的子样本，结果差别不大，依旧显示一旦年龄到了断点右侧就可以显著提升婚姻满意度。更直观的结果见图 2，断点两侧的婚姻满意度有个明显的跳跃。再联系图 1 断点两侧获得养老金概率的跳跃，可以说明正向的收入冲击可以提升婚姻满意度。

表 2 年龄对婚姻满意度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
带宽	15 年	5 年	10 年	2.655 年
大于等于 60.25 岁(参照组: 小于 60.25 岁)	0.057*** (0.022)	0.086** (0.035)	0.066** (0.027)	0.092* (0.048)
男性(参照组: 女性)	0.157*** (0.021)	0.132*** (0.035)	0.169*** (0.026)	0.118** (0.048)
小学(参照组: 文盲)	-0.019 (0.026)	-0.072 (0.046)	-0.061* (0.034)	-0.090 (0.066)
初中(参照组: 文盲)	-0.007 (0.028)	-0.037 (0.049)	-0.014 (0.036)	-0.074 (0.069)
高中或中专(参照组: 文盲)	-0.008 (0.041)	0.158** (0.066)	0.033 (0.049)	0.114 (0.101)
大专及以上(参照组: 文盲)	-0.100 (0.144)	0.475*** (0.170)	0.118 (0.203)	0.469** (0.199)
对数家庭人均收入(扣除养老金收入)	0.013 (0.010)	0.032** (0.016)	0.017 (0.012)	0.033 (0.023)
县哑变量	控制	控制	控制	控制
截距项	4.773*** (0.117)	3.360*** (0.853)	3.549*** (0.370)	0.561** (0.247)
样本量	9010	3207	5729	1743

注：括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；2.655 年为最小均方误差带宽；第(1)列用了 45~75 岁的样本进行 OLS 回归；第(2)列和第(3)列分别采用了断点两侧各 5 年、10 年的子样本进行 OLS 回归；为了和后文断点回归方法对应，第(4)列采用了断点两侧各 2.655 年（最小均方误差下的带宽）的子样本进行回归。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

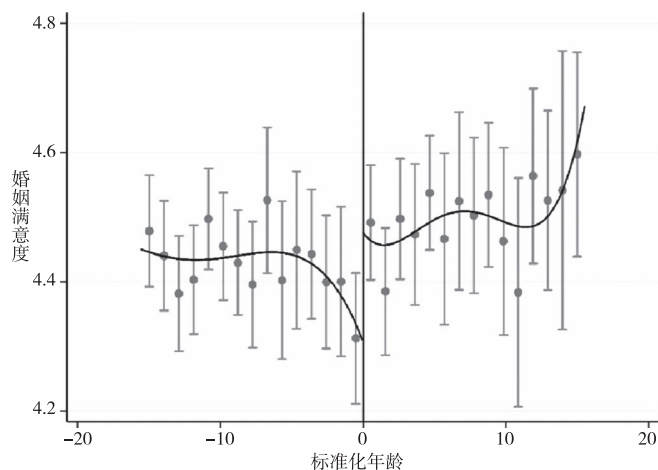


图 2 年龄与婚姻满意度

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

本文按照 Calonico et al. (2014)、Calonico et al. (2018) 进行断点回归估计，首先求出最优带宽，然后在最优带宽下进行估计，因此这是一种平衡了可信性和有效性后的结果。估计结果如表 3 所示，最优带宽为 2.655 年，断点左侧进入带宽的样本为 888 个，右侧样本为 923 个。断点回归的处理效应为 1.645，虽然仅通过了 10% 的显著性检验，但 p 值为 0.054，非常接近 5% 的显著性水平。这表明，新农保带来的收入冲击可以显著提升婚姻满意度，这是本文的基准结果。此外，第一阶段结果在 1% 水平上显著，弱工具变量检验 Cragg-Donald 统计量为 772.55，远大于 10% 偏误下的临界值 16.38。这表明，年龄断点可以成为“是否领取养老金的工具变量”，这也与图 1 所展示的一致。

表 3 断点回归估计结果

	(1)	(2)
	第一阶段	婚姻满意度
是否获得养老金	0.131 *** (0.037)	1.645 * (0.857)
带宽		2.655
样本量		888; 923

注：括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量；这里采用了默认的最小均方误差带宽；第（1）列为工具变量（是否大于 60.25 岁）的第一阶段结果；第（2）列为断点回归主结果，即是否获得养老金对婚姻满意度的影响；样本量 888 和 923 分别为断点两侧进入带宽的样本。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

（二）稳健性检验

1. 对断点回归的连续性假设进行检验

如前文所述，断点回归结论的可靠性来自于连续性假设，通常有两种检验思路。第一，检验各前定变量在断点处是否连续。如表 4 所示，是否结婚^①、性别、受教育水平、对数家庭人均收入（扣除养老金）在断点处均无显著跳跃，因此，协变量在断点处连续性良好。

表 4 连续性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否结婚	男性	受教育水平	对数家庭人均收入(扣除养老金)
获得养老金	0.152 (0.212)	-0.051 (0.236)	0.031 (0.790)	0.978 (0.759)
带宽	2.646	3.499	2.361	2.756
样本量	985; 1019	1342; 1265	895; 936	1045; 1076

注：括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量；这里采用了默认的最小均方误差带宽；第（1）列至第（4）列分别以是否结婚、是否是男性、受教育水平、扣除养老金后的对数家庭人均收入为因变量，以 60.25 岁作为断点进行断点回归。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

第二种检验连续性假设的思路是观察驱动变量的分布情况，检验人们是否完全操纵了年龄。如果断点处存在数据堆积，那么断点回归结果就会存在问题（Shigeoka, 2014）。如图 3 所示，年龄在 60 岁左右基本平均分布，没有人为操纵的痕迹。结合上述两点可见，断点回归的连续性前提得以满足。

2. 采用不同的带宽和阶数进行回归

Calonico et al. (2017) 提出的新估计方法的一大好处就在于，可以允许断点两侧有不同的最优带宽，因此，本文使用不同的带宽对模型进行检验。如表 5 第（1）列所示，左右侧最优带宽分别为 4.839 年、2.027 年，此时获得养老金对婚姻满意度有显著的正向促进作用，该结果与表 3 的基准回归结果非常近似。同时，本文还设置 5 年和 10 年作为带宽进行估计，如表 5 第（2）列和第（3）列所示，结果依旧显示收入可以提升婚姻满意度。

^① 由于只有已婚个体才汇报婚姻满意度，本文样本限定为农村已婚居民。为了考察断点处的结婚率是否存在跳跃，本文将样本放宽为农村居民，包括未婚居民。

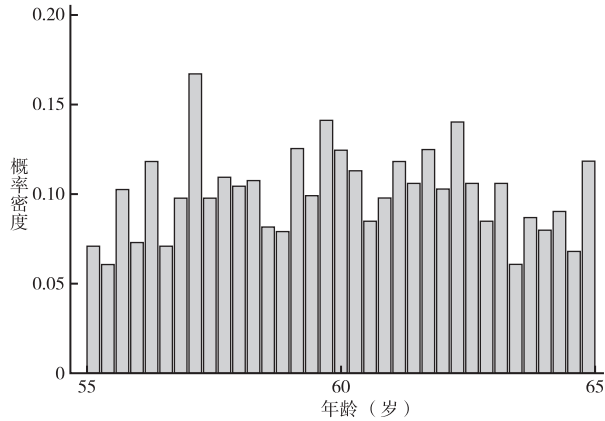


图 3 年龄分布直方图

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

表 5 不同带宽下的估计结果

	被解释变量：婚姻满意度					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
获得养老金	1.996* (1.078)	0.603** (0.318)	0.290** (0.147)	2.513# (1.577)	1.882* (1.142)	0.650* (0.363)
带宽	4.839; 2.027	5	10	5.272; 4.089	5	10
阶数	1	1	1	2	2	2
样本量	1620; 710	1636; 1546	3391; 2472	1702; 1303	1634; 1546	3391; 2472

注：括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，# $p < 0.11$ 边缘显著；协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量；第（1）列至第（3）列分别为最优带宽、5 年带宽、10 年带宽且阶数为 1 的断点回归结果；第（4）列至第（6）列分别为最优带宽、5 年带宽、10 年带宽且阶数为 2 的断点回归结果。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

本文将阶数增加为 2 次进行估计，结果如表 5 的第（4）列至第（6）列所示，显著性略有下降，基本都在 10% 水平上支持收入对婚姻满意度的正向作用。在阶数的选取上，Gelman & Imbens (2014) 指出，以往从 1 次项一直试到 n 次项的做法不可取，最多试到 2 次项。因此，本文不再进行阶数 2 次以上的回归^①。通过比较各列的系数，我们还发现

① 由于以下原因，高阶数结果不可信。首先，高阶多项式下的权重存在问题，远离断点的样本本应该权重接近 0，但可能会在高阶情况下权重偏离 0，且会随阶数的不同而发生大幅度变化。第二，高阶多项式的估计结果对阶数选择高度敏感。第三，基于高阶多项式的置信区间偏窄从而会过度拒绝原假设。因此，高阶的统计推断往往不可信。事实上，在 Gelman & Imbens (2014) 工作论文出来后，学界基本遵从了他们的建议，2015 - 2016 年发表在 The American Economic Review 的 6 篇采用 RD 进行实证的论文，5 篇阶数都只是 1 次或 2 次。

同等阶数的情况下，带宽越小，系数越大。因为越靠近断点，效应会越大，也会让因果效应更加可信，但会因样本量的减少而精度下降。这体现了断点回归可信性与有效性之间的权衡取舍，也符合断点回归的一般规律（Lee & Lemieux, 2010）。

3. 安慰剂检验

我们对本文进行一个安慰剂检验，思路如下：如果本文之前的逻辑成立，那么断点应该只存在于获得新农保概率有跳跃的地方，如 60.1 岁、60.25 岁、60.3 岁等，如果换个离 60 岁远一点的地方做断点，结果应该都不显著。如果显著了，说明有别的机制影响了婚姻满意度，而不是因为养老金的收入冲击。如表 6 所示，本文以 56 岁、57 岁、58 岁、59 岁、62 岁、63 岁、64 岁分别作为“伪断点”进行回归，结果均不显著。

表 6 伪断点下的安慰剂检验

	被解释变量：婚姻满意度						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
获得养老金	0.256 (2.306)	1.274 (2.705)	0.667 (3.431)	0.806 (12.401)	-0.434 (0.587)	-3.677 (4.659)	25.033 (355.380)
断点(岁)	59	58	57	56	62	63	64
带宽	2.369	3.371	1.742	3.057	1.841	3.362	2.758
样本量	796; 857	1016; 1162	484; 618	712; 1026	616; 593	1194; 866	881; 669

注：括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量；采用了默认的最小均方误差带宽；第（1）列至第（7）列分别为以 59 岁、58 岁、57 岁、56 岁、62 岁、63 岁、64 岁作为断点进行的断点回归估计结果。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

4. 有关新农保政策的讨论

上述稳健性检验均是从断点回归技术角度而言的“规定动作”，本文还需要对新农保制度本身可能对结果的干扰进行讨论。第一，由于新农保制度可以预期，因此，家庭可以根据预期进行平滑，这样可能会部分抵消掉获得养老金的收入效应。如果这种效应存在的话，本文断点回归估计的应该只是养老金效果的下限。在有预期的情况下仍然能够得到显著结果，这只会加强本文的结论。第二，目前在中国农村并没有其他以 60 岁作为分界的政策（Chen, 2016），因此，可以基本判定，60 岁这个断点产生的效应主要是新农保带来的收入冲击。

5. 对养老金“挤出效应”的讨论

养老金的获得可能会降低劳动供给，从而减少收入。程杰（2014）利用成都农村住户调查数据的研究发现，养老保险制度降低了劳动参与率与劳动供给时间。不过，

在采用不同数据或不同方法的情况下,新农保对劳动供给影响的结论并不统一。Ning et al. (2016) 利用中国健康与养老追踪调查数据,并没有发现新农保会减少劳动供给,反而发现获得新农保会增加劳动时间。本文分别以“工作状态”和“每周工作小时数”作为因变量进行断点回归,结果如表7第(1)列和第(2)列所示,虽然新农保对劳动供给和劳动时间有负向作用,但作用并不显著。此外,我们还从劳动供给的相反面,即闲暇时间,去进一步验证。本文用每天睡眠时间和每周看电视时间作为因变量进行回归,结果如表7第(3)列和第(4)列所示,系数不显著。因此,劳动供给对养老金收入的“挤出效应”不大。

造成“挤出效应”的另一大原因可能在于,中老年人获得养老金后,子女对他们的转移支付会减少。程令国等(2013)发现,从经济来源上看,老年人获得养老金后其主要经济收入来自子女的概率显著下降,不过具体代际间转移支付的金额并不显著,即“新农保对养老模式的影响仍然是有限的”。张川川和陈斌开(2014)得出了类似的结论,即获得养老金的农村老年人获得转移支付的概率也显著下降,不过,对于已经获得转移支付的老年人来说,并未发现养老金对转移支付数额存在显著影响。社会养老对家庭养老有一定程度的替代,但效果有限。因此,从金额上看,代际转移支付的减少并不会造成“收入冲击”的消失。即便按照现有文献代际转移“挤出效应”的上限来看,子女转移支付的减少占养老金的62.4%(陈华帅、曾毅,2013)。按前文所述,新农保收入占家庭人均收入的18.6%,即便挤出了62.4%,老年人增加的收入仍可达到家庭人均收入的7.0%。因此,断点处依然存在一个很好的正向收入冲击。

老年人获得养老金后,除了子女可能会减少对其转移支付外,其他社会捐赠可能也会相应减少,这些都能挤出养老金。本文用扣除养老金收入外的净家庭人均转移性支出作为因变量进行断点回归,结果如表7第(5)列显示,系数为正。这说明,获得养老金确实会让净转移支出增加,不过系数非常不显著,也就是说这个“挤出效应”的作用并不大^①。

上述两段分别从“劳动供给”和“转移支付”角度讨论养老金的“挤出效应”,

① 子女对父母的转移支付可能还与居住安排有关。程令国等(2013)发现,如果获得养老金会让老年人由跟子女合住转变为分开居住,子女对老年人的转移支付反而会增加。Chen et al. (2018)证实了获得新农保会让老年人更倾向于跟子女分开居住。不过,Huang & Zhang (2016)用全国数据并没有发现新农保会改变居住方式。本文分别以“家庭同灶吃饭人数”和“每周与家人一起吃饭次数”作为因变量进行回归,如表7第(6)列和第(7)列所示,结果并不显著,即居住方式对本文结论影响也不大。

归根到底是为了说明“新农保是可以增加收入的”。此外，我们又专门对收入本身进行了考量。Huang & Zhang (2016) 发现，新农保可以显著提高家庭收入。其实从表 4 第 (4) 列就可以看出，在扣除了养老金之后，家庭人均收入在断点处不存在跳跃。如果“挤出效应”很大的话，那么，系数应该是负的显著才对。这里我们又加上了养老金收入，重新进行了估计，结果如表 7 第 (8) 列所示，系数在 10% 水平上显著为正，进一步验证了“新农保是可以增加收入的”。除上文阐述了“挤出效应不大”之外，我们认为即便存在挤出效应，养老金的效应被低估了，这只会加强本文结论。综上所述，养老金“挤出效应”并不会影响到本文结论。

表 7 对养老金挤出效应的讨论

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	工作状态	周工作时间 (小时)	每日睡眠时间 (小时)	每周看电视 时间(小时)	对数净家庭 人均转移性支出 (扣除养老金)	同灶吃饭 人数	每周跟家 人吃饭次数	对数家庭 人均收入
获得养老金	-0.008 (0.134)	-5.028 (10.073)	0.184 (1.645)	6.859 (7.706)	0.304 (0.697)	-0.031 (1.894)	-0.611 (0.852)	1.416* (0.848)
带宽	4.550	4.494	2.321	2.603	3.432	2.567	2.979	2.592
样本量	1543; 1408	1503; 1374	641; 632	1697; 1615	1297; 1239	860; 896	988; 1011	985; 1019

注：工作状态：参加工作 = 1，无工作 = 0；括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量；采用了默认的最小均方误差带宽；第 (1) 列至第 (8) 列分别为以工作状态、周工作时间、每日睡眠时间、每周看电视时间、对数净家庭人均转移性支出、同灶吃饭人数、每周跟家人吃饭次数、对数家庭人均收入作为因变量，以 60.25 岁作为断点进行的断点回归估计结果。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

(三) 异质性分析

上文通过一系列稳健性分析，发现正向的收入冲击确实可以显著提高婚姻满意度。我们又进一步划分子样本以考察收入效应的异质性，从而得到更为细致的结论。如果这些异质性分析能得到符合直觉的结论，那么这又可以从一个侧面反映本文主结论“正向收入冲击可显著提升婚姻满意度”的稳健性。

首先，本文将样本分为家庭财务的管账人和非管账人。如果真的是收入影响婚姻满意度，而非其他不可观测因素，那么管账人的效应应该大于非管账人。如表 8 第 (1) 列和第 (2) 列所示，获得养老金可以显著提升管账人的婚姻满意度，但对非管账人效果不显著。这表明，金钱起到了作用。

表 8 异质性分析结果

	被解释变量：婚姻满意度						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	管账人	非管账人	高收入	中等收入	低收入	男	女
获得养老金	2.180 ** (0.916)	0.122 (0.491)	0.515 (0.655)	1.736 (2.075)	0.724 * (0.392)	0.896 * (0.519)	1.257 (1.040)
带宽	4.090	4.269	4.217	3.539	5.740	3.630	3.774
样本量	675; 569	768; 759	424; 366	436; 389	630; 666	648; 591	642; 651

注：括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量；这里采用了默认的最小均方误差带宽；本表只汇报了基准的断点回归估计结果，我们还像前文一样做了各种稳健性检验，结果稳健；第（1）列和第（2）列为分别在管账人子样本和非管账人子样本下进行的断点回归估计结果；第（3）列至第（5）列为在不同收入层级子样本下进行的断点回归估计结果；第（6）列和第（7）列为在不同性别子样本下进行的断点回归估计结果。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

其次，本文按收入分位数将样本分为高收入、中等收入、低收入三个群体，发现低收入群体系数显著，其他两组均不显著，结果如表 8 第（3）列至第（5）列所示。这也符合预期，因为收入越低，新农保作为一笔外生收入其冲击的相对作用就会越大。这也一定程度上验证了是钱在起作用。

最后，本文考察不同性别的异质性。如表 8 第（6）列和第（7）列所示，男性获得养老金可以显著提高婚姻满意度，而女性不显著。这验证了 Aniol & Snyder（1997）的研究结论，即男性在婚姻中更在乎财物，而女性更在乎诸如感情等其他因素。那么，收入冲击究竟为什么能提高婚姻满意度，下面我们将对其中的机制做进一步探讨。

四 潜在的机制

（一）Becker 新古典一元家庭模型的解释

Becker（1973，1974）把新古典经济学理论直接应用到了婚姻的分析中，构建了与个人效用模型相似的婚姻经济学模型，即个体在一定的预算约束下，通过理性决策婚姻行为实现效用最大化。从该理论出发，收入的提高至少可以通过扩大家庭消费、减少精神压力、促进健康这三个机制提升婚姻满意度（婚姻效用），本文依次进行检验。收入提高可以扩大家庭的预算约束，因此，可以购买到更多能提升婚姻满意度的商品。本文对这个假说进行了验证，结果如表 9 的 A1 部分所示。可以发现，获得养老金并没有显著增加家庭各项可能提升婚姻满意度的支出。但考虑到这里的因变量是过去 1 年的数值，我们又

用 61.25 岁作为断点进行同样的估计，结果如表 9 的 A2 部分所示，同样发现各项家庭消费都不显著。由此可见，收入促进婚姻满意度并不是由收入增加了家庭消费造成的^①。

表 9 Becker 新古典一元家庭模型的机制解释

	获得养老金	带宽	样本量
A1: 增加消费提升婚姻满意度的机制检验(断点 60.25 岁)			
(1) 衣着鞋帽支出	0.160(1.238)	2.897	953; 978
(2) 文教娱乐支出	1.219(1.981)	3.537	1233; 1153
(3) 食物支出	-0.206(0.918)	2.565	854; 882
(4) 居住支出	-0.985(0.762)	3.257	1130; 1083
A2: 增加消费提升婚姻满意度的机制检验(断点 61.25 岁)			
(5) 衣着鞋帽支出	2.174(2.641)	2.129	711; 727
(6) 文教娱乐支出	-0.412(3.884)	2.360	824; 798
(7) 食物支出	0.363(1.130)	2.216	758; 745
(8) 居住支出	0.738(1.512)	2.227	753; 740
B: 缓解精神压力提升婚姻满意度的机制检验(断点 60.25 岁)			
(9) 情绪沮丧	-0.629(0.468)	3.979	1364; 1268
(10) 精神紧张	-0.610(0.644)	2.890	968; 996
(11) 坐卧不安	-0.484(0.610)	2.937	995; 1017
(12) 未来没有希望	0.577(0.653)	2.618	888; 919
(13) 做事感到困惑	-0.233(0.423)	4.044	1394; 1285
(14) 生活没有意义	0.0460(0.531)	2.929	997; 1015
C: 改善主观健康水平提升婚姻满意度的机制检验(断点 60.25 岁)			
(15) 自评健康(1~5)	0.994(0.961)	2.801	941; 973
(16) 自评健康(0~1)	0.165(0.194)	4.512	1543; 1408

注：A 部分被解释变量为过去一年的家庭总消费，回归时取了对数；B 部分被解释变量为调研最近一个月的精神健康状况，取值为：几乎每天=1，经常=2，一半时间=3，有一些时候=4，从不=5；C 部分被解释变量为自评健康，取值为：不健康=1，一般=2，比较健康=3，很健康=4，非常健康=5，自评健康指标把 3、4、5 合并为 1，代表健康，把 1、2 合并为 0，代表不健康；这些被解释变量存在少数缺失值，如果把含有缺失值的样本剔除重复前面的回归，结论不变；括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量；这里采用了默认的最小均方误差带宽；第 (1) 行至第 (16) 行列出的衣着鞋帽支出、文教娱乐支出等变量，均为因变量，表中结果为在此因变量下进行的断点回归估计。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

① 由于 61.25 岁并不是获得养老金的断点，因此，以此作为断点进行估计，结果不显著的原因还可能是第一阶段太弱。因此，本文又进行了补充性验证：在简约模型的基础上增加各消费变量，如果各消费变量是解释收入促进婚姻满意度的机制，那么，简约模型核心变量“大于等于 60.25 岁”前系数的大小及显著性应该会减弱 (Cutler & Lleras-Muney, 2010)。我们发现，这些消费变量均不显著，即与婚姻满意度关系不大。

正向的收入冲击可以减少家庭财务压力,缓解个体的精神压力,使婚姻更幸福。一些早期的研究也发现,较低的家庭收入会使夫妻双方产生慢性压力,产生沮丧、易怒情绪,或导致夫妻间产生消极的情感表达,从而使婚姻满意度下降(Liker & Elder, 1983; Gordon et al., 1999)。因此,本文对个体精神层面指标进行了检验。通过表 9 的 B 部分可以发现,与上述研究发现不同,获得养老金并没有改变个体的精神状况。因此,也没有证据显示收入促进婚姻满意度是通过缓解精神压力实现的。此外,该结果还表明,农村中老年人在 60 岁左右并没有精神上的波动,并不是因为一过 60 岁内心产生变化从而提高婚姻满意度。家庭扩大预算约束还有可能通过增加健康投入改善健康,并进一步提高婚姻满意度。很多文献也表明了新农保具有健康绩效。Huang & Zhang (2016) 发现,新农保显著降低了老年人的死亡率。本文采用的断点回归识别方法捕捉的是局部效应,越靠近断点附近的样本会被施加越大的权重(Lee & Lemieux, 2010)。本文的因果效应不是来源于是否开展新农保的不同县之间,而是来源于 60 岁附近的人群,60 岁左右的人群并不是死亡率高发人群。很难想象 61 岁的人的死亡率要显著低于 59 岁,从图 3 可见,60 岁左右人群的分布没有明显不同。

此外,Cheng et al. (2018) 发现,新农保有效地改善了老年人的生理健康,但对主观的自评健康没有显著影响。考虑到本文因变量是主观婚姻满意度,因此,很有可能婚姻满意度对个体主观健康指标更敏感,而客观健康指标并不影响婚姻满意度。如果我们以主观自评健康作为因变量进行断点回归,结果如表 9 的 C 部分所示,系数虽然为正,但是不显著。这与一些研究发现一致,即新农保有效促进婚姻满意度并不通过健康渠道(Cheng et al., 2018)。上述通过更换因变量重复之前回归的方式,也是断点回归中常用的研究机制的思路(Jia & Li, 2017)。

(二) 基于夫妻议价的解释

如前文所述,Becker (1973, 1974) 把每个家庭成员与整个家庭的效用函数和预算约束视为一样,因此,新农保放宽了个体的预算约束,也就是放宽了整个家庭的预算约束。但从上面实证结果来看,放宽预算约束并不能有效地解释为什么收入可以提高婚姻满意度^①。正如一些研究指出的,Becker 的婚姻模型忽视了家庭内部的博弈(Lundberg & Pollak, 1993; Duflo, 2003)。因此,本文从夫妻议价的角度解释机制。

^① 虽无法排除所有的 Becker 新古典一元家庭模型的机制,但上述证据使我们转而考虑夫妻议价机制。通过排除其他机制进一步验证夫妻议价机制的思路与 Li & Wu (2011) 类似。

1. 对夫妻议价机制的讨论

如表 10 第 (1) 列所示, 本文去掉了夫妻只有一方获得养老金的样本, 即样本中那些获得养老金的, 必定是夫妻双方同样都获得了养老金的。结果显示, 在夫妻双方同时获得养老金的情况下, 个人获得养老金并不能显著提高其婚姻满意度。这一结果进一步否定了收入扩大预算约束的机制解释, 因为如果是这一机制起作用, 双方都获得养老金应该会有更大的效应。在表 10 的第 (2) 列里, 我们从总样本中去掉了夫妻双方均获得养老金的样本, 即此时样本中那些获得养老金的, 必定配偶没获得养老金。结果显示, 单方获得养老金能显著提升婚姻满意度, p 值为 0.058, 接近 5% 的显著性水平。

表 10 夫妻议价的机制检验

	被解释变量: 婚姻满意度				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	去掉只有一方获得养老金的样本		去掉双方均获得养老金的样本		
获得养老金	1.061 (1.921)	1.241* (0.655)	1.701* (0.930)	0.742* (0.429)	0.460** (0.221)
带宽	2.518	3.478	2.655	5	10
样本量	729; 617	1193; 876	862; 729	1604; 1138	3348; 1737

注: 括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量; 这里采用了默认的最小均方误差带宽; 第 (1) 列为去掉只有一方获得养老金的样本后, 以 60.25 岁为断点进行的断点回归估计; 第 (2) 列至第 (5) 列为去掉双方均获得养老金的样本后, 分别以 3.478 年、2.655 年、5 年、10 年为带宽, 以 60.25 岁为断点进行的断点回归估计。

资料来源: 根据 CFPS2014 年数据计算得到。

如本文引言部分所述, 一方获得正向的收入冲击而配偶没有, 可以认为是一方议价能力的提升; 婚姻满意度可认为是一个好的议价结果的代理变量。因此, 基于 Lundberg & Pollak (1993) 家庭博弈下的婚姻经济学理论可以解释为什么获得养老金可以提升婚姻满意度, 因为获得养老金的一方由于议价能力的提升而增加了婚姻满意度, 这个解释也获得了类似研究的支持。Chen & Park (2016) 用给本人的医疗支出作为议价结果, 研究发现, 获得养老金的一方会提升自己的议价能力, 最终体现为更多地给自己支付医疗费用。与 Chen & Park (2016) 不同, 本文的议价结果是婚姻满意度。虽然婚姻满意度是主观指标, 但它相比于医疗支出的明显优势在于, 用婚姻满意度作为议价结果无须再考虑个体需要和利他性问题, 而这两点通常很难控制。

为了能与表 3 的基准结果做对比, 我们将带宽设置为与表 3 一样 (2.655 年), 结

果如表 10 第 (3) 列所示, 系数为 1.701, 略大于表 3 的结果。如果将带宽设置为 5 年、10 年, 如表 10 第 (4) 列和第 (5) 列所示, 结果也均大于表 5 的对应结果。即在去掉双方均获得养老金的样本后, 获得养老金带来的婚姻满意度提升变得更大, 这进一步验证了夫妻议价这一机制。

2. 夫妻议价机制的补充性验证

为了进一步佐证夫妻议价这一机制, 本文还从以下两个方面做了补充性验证。第一, 断点处配偶的婚姻满意度。本文将配偶的婚姻满意度作为被解释变量, 可以推测, 如果是收入扩大预算约束这一机制起作用, 那么断点处获得养老金个体配偶的婚姻满意度将会显著提高, 因为夫妻的财产通常是共有的。按照 Becker (1973, 1974) 的理论, 夫妻双方的预算约束也是相同的; 如果是议价能力这一机制起作用, 断点处配偶的婚姻满意度将不会显著提高, 甚至可能会因为议价能力的下降而使婚姻满意度下降。如表 11 第 (1) 列所示, 断点处获得养老金个体配偶的婚姻满意度并没有显著变化, 并且符号是负的, 这进一步表明夫妻议价机制在起作用。

表 11 补充性验证 1: 配偶的婚姻满意度

	(1)		(2)
	配偶的婚姻满意度		配偶的婚姻满意度
	RD		OLS
获得养老金	-0.506 (0.615)	本人的婚姻满意度	0.096 *** (0.024)
带宽	3.499	带宽	3.499
样本量	980; 930	样本量	1910

注: 括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量; 这里采用了默认的最小均方误差带宽; 第 (1) 列表示以配偶的婚姻满意度作为因变量, 以 60.25 岁作为断点进行的断点回归估计; 第 (2) 列表示以配偶的婚姻满意度作为因变量, 以本人的婚姻满意度作为核心自变量, 并限定 65 岁左右各 3.499 年样本进行的 OLS 回归。

资料来源: 根据 CFPS2014 年数据计算得到。

按照议价能力理论, 夫妻的议价能力应该是对称的, 即一方议价能力的显著提升伴随着另一方议价能力的显著下降。表 11 第 (1) 列显示配偶的婚姻满意度虽然符号为负, 但并不显著。为了解释这一点, 我们又把样本限制在带宽为 3.499 年的范围内, 直接采用 OLS 回归考察夫妻间婚姻满意度的相关性。如表 11 第 (2) 列所示, 结果显著为正。这说明夫妻间婚姻满意度原本应是高度正相关的, 但由于议价能力的原因, 议价能力弱的一方会有对称的负向作用, 而这个负向作用超过了夫妻婚姻满意度正相

关的正向作用，二者相抵消后，成为负的但不显著的效应。

第二，干家务活方面。虽然目前尚未有文献用干家务活作为议价结果的代理变量，但从直觉上看，夫妻中议价能力更低的一方会更多地干家务活。本文对此进行了检验，结果如表 12 第 (1) 列和第 (2) 列所示，当自己获得养老金后，其干家务活时长的系数为负，虽然不显著，但比较接近 10% 的显著性水平。如果带宽逐渐放宽，系数就变得显著；而配偶干家务活的时长几乎没变化 (p 值超过了 0.9)。再看表 12 第 (3) 列和第 (4) 列，当自己获得养老金后，自己对配偶干家务活的满意程度显著提高了；而配偶对自己干家务活的满意程度几乎没变化 (p 值超过了 0.9)。综上，本文从夫妻双方干家务活的角度，补充性验证了获得养老金可以提升议价能力进而提升婚姻满意度。

表 12 补充性验证 2：家务活角度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	自己 干家务活的时长	配偶 干家务活的时长	自己对配偶 干家务活的满意程度	配偶对自己 干家务活的满意程度
获得养老金	-2.716(1.935)	-0.039(0.388)	1.381**(0.690)	0.041(0.793)
带宽	2.366	4.457	2.903	5.142
样本量	801; 850	1225; 1129	971; 998	1139; 1095

注：括号内为聚类到家庭层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；协变量包括性别、受教育程度、扣除养老金的家庭人均收入、县虚拟变量；这里采用了默认的最小均方误带宽；第 (1) 列至第 (4) 列分别为以自己干家务活的时长、配偶干家务活的时长、自己对配偶干家务活的满意程度、配偶对自己干家务活的满意程度为因变量，以 60.25 岁为断点进行的断点回归估计。

资料来源：根据 CFPS2014 年数据计算得到。

五 结语

本文主要试图回答两个问题：一是正向收入冲击是否能促进婚姻满意度的提升；二是如果能，其机制是什么。Becker 新古典婚姻经济学理论和基于博弈思想的夫妻议价理论，哪个解释力更强？结果显示，收入的增加将显著提高老年人的婚姻满意度，该结果在一系列稳健性检验下仍然成立。本文进一步从家庭消费、精神压力、健康等机制出发，均无法有效解释为什么收入冲击可以提升婚姻满意度。Becker (1973, 1974) 的模型可能忽略了家庭内部夫妻间的博弈，因此，我们把目光转向夫妻议价理

论。研究发现,收入冲击促进婚姻满意度这一现象在夫妻双方均获得养老金的情况下不显著,在夫妻只有一方获得养老金时该效应更显著。一系列辅助研究均支持,收入提升婚姻满意度的机制是由于获得养老金的一方提升了其议价能力,而非家庭整体扩大了预算约束。本文结论进一步支持了 Lundberg & Pollak (1993, 1994) 基于博弈论的婚姻经济学模型,同时也为婚姻经济学中的夫妻议价行为提供了来自中国农村中老年人的证据。

在“正向收入冲击是否能促进婚姻满意度的提升”这一问题上,本文按照标准断点回归设计给出了令人信服的证据。但在其作用机制问题上,议价能力和议价结果变量目前并没统一的衡量指标,且本研究也无法排除所有的干扰机制,因此,本文在机制分析部分提供的只是一个特殊视角下的指向性证据。本文也算是抛砖引玉,期待未来能有更多类似探讨。此外,本文在衡量收入冲击与议价能力时,采用了 Chen & Park (2016) 的做法,即仅采用是否获得养老金,而没有用养老金的具体数额或者夫妻养老金数额之差,更为细致的探讨将是我们未来的研究方向。

参考文献:

- 陈华帅、曾毅 (2013), 《“新农保”使谁受益:老人还是子女?》,《经济研究》第 8 期,第 55-67 页。
- 程杰 (2014), 《养老保障的劳动供给效应》,《经济研究》第 10 期,第 60-73 页。
- 程令国、张晔、刘志彪 (2013), 《“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗?》,《经济研究》第 8 期,第 42-54 页。
- 郭婷、秦雪征 (2016), 《婚姻匹配、生活满意度和初婚离婚风险——基于中国家庭追踪调查的研究》,《劳动经济研究》第 4 卷第 6 期,第 42-68 页。
- 雷晓燕、许文健、赵耀辉 (2014), 《高攀的婚姻更令人满意吗?婚姻匹配模式及其长远影响》,《经济学(季刊)》第 14 卷第 1 期,第 31-50 页。
- 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 4 卷第 1 期,第 33-64 页。
- 齐良书 (2008), 《婚姻经济学研究进展》,《经济学动态》第 9 期,第 85-89 页。
- 申顺芬、林明鲜 (2013), 《婚姻满意度研究:以山东省为例》,《人口研究》第 4 期,第 92-102 页。

- 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 15 卷第 3 期, 第 917 - 940 页。
- 吴要武、刘倩 (2014), 《高校扩招对婚姻市场的影响: 剩女? 剩男?》, 《经济学 (季刊)》第 14 卷第 1 期, 第 5 - 30 页。
- 徐安琪、叶文振 (1998), 《婚姻质量: 度量指标及其影响因素》, 《中国社会科学》第 1 期, 第 145 - 159 页。
- 张川川、陈斌开 (2014), 《“社会养老”能否替代“家庭养老”? ——来自中国新型农村社会养老保险的证据》, 《经济研究》第 11 期, 第 102 - 115 页。
- 张会平 (2013), 《家庭收入对女性婚姻幸福感的影响: 夫妻积极情感表达的中介作用》, 《中国临床心理学杂志》第 2 期, 第 268 - 271 页。
- 张晔、程令国、刘志彪 (2016), 《“新农保”对农村居民养老质量的影响研究》, 《经济学 (季刊)》第 15 卷第 2 期, 第 817 - 844 页。
- Aniol, Julie & Douglas Synder (1997). Differential Assessment of Financial and Relationship Distress: Implications for Couples Therapy. *Journal of Marital and Family Therapy*, 23 (3), 347 - 352.
- Becker, Gary (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81 (4), 813 - 846.
- Becker, Gary (1974). A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy*, 82 (2), S11 - S26.
- Calonico, Sebastian, Matias Cattaneo & Max Farrell (2018). On the Effect of Bias Estimation on Coverage Accuracy in Nonparametric Inference. *Journal of the American Statistical Association*, 113 (522), 767 - 779.
- Calonico, Sebastian, Matias Cattaneo & Rocio Titiunik (2014). Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs. *Econometrica*, 82 (6), 2295 - 2326.
- Calonico, Sebastian, Matias Cattaneo, Max Farrell & Rocío Titiunik (2017). Rdrobust: Software for Regression-Discontinuity Designs. *The Stata Journal*, 17 (2), 372 - 404.
- Chapman, Bruce & Cahit Guven (2010). Marital Status is Misunderstood in Happiness Models. *School Working Paper*, No. SWP 2010/03, School of Accounting, Economics and Finance, Faculty of Business and Law, University Australia.
- Chen, Xi (2016). Old-Age Pension and Extended Families: How is Adult Children's Internal

- Migration Affected? *Contemporary Economic Policy*, 34 (4), 646 – 659.
- Chen, Xi, Karen Eggleston & Ang Sun (2018). The Impact of Social Pensions on Intergenerational Relationships: Comparative Evidence from China. *The Journal of the Economics of Ageing*, 12, 225 – 235.
- Chen, Xi, Tianyu Wang & Susan Busch (2019). Does Money Relieve Depression? Evidence from Social Pension Expansions in China. *Social Science & Medicine*, 220, 411 – 420.
- Chen, Zeyuan & Albert Park (2016). Rural Pensions, Intra-Household Bargaining, and Elderly Medical Expenditure in China. <https://epc2016.princeton.edu/papers/161143>.
- Cheng, Lingguo, Hong Liu, Ye Zhang & Zhong Zhao (2018). The Health Implications of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme. *Journal of Comparative Economics*, 46 (1), 53 – 77.
- Cutler, David & Adriana Lleras-Muney (2010). Understanding Differences in Health Behaviors by Education. *Journal of Health Economics*, 29 (1), 1 – 28.
- Dakin, John & Richard Wampler (2008). Money Doesn't Buy Happiness, but it Helps: Marital Satisfaction, Psychological Distress, and Demographic Differences between Low- and Middle-Income Clinic Couples. *American Journal of Family Therapy*, 36 (4), 300 – 311.
- Doss, Cheryl (2013). Intrahousehold Bargaining and Resource Allocation in Developing Countries. *The World Bank Research Observer*, 28 (1), 52 – 78.
- Duflo, Esther (2003). Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17 (1), 1 – 25.
- Elmslie, Bruce & Edinaldo Tebaldi (2014). The Determinants of Marital Happiness. *Applied Economics*, 46 (28), 3452 – 3462.
- Gelman, Andrew & Guido Imbens (2014). Why High-Order Polynomials Should not be Used in Regression Discontinuity Designs. *NBER Working Paper*, No. 20405.
- Gordon, Kristina, Donald Baucom, Norman Epstein, Charles Burnett & Lynn Rankin (1999). The Interaction between Marital Standards and Communication Patterns: How Does it Contribute to Marital Adjustment? *Journal of Marital and Family Therapy*, 25 (2), 211 – 223.
- Huang, Fali, Ginger Zhe Jin & Lixin Colin Xu (2012). Love and Money by Parental

- Matchmaking: Evidence from Urban Couples in China. *American Economic Review*, 102 (3), 555 – 560.
- Huang, Wei & Chuanchuan Zhang (2016). The Power of Social Pensions. *IZA Discussion Paper Series*, No. 10425.
- Huang, Wei & Yi Zhou (2015). One-Child Policy, Marriage Distortion, and Welfare Loss. https://scholar.harvard.edu/files/weihuang/files/ocp_marriage_welfare_loss_201605.pdf.
- Jia, Ruixue & Hongbin Li (2017). Access to Elite Education, Wage Premium, and Social Mobility: Evidence from China's College Entrance Exam. <http://www.fas.nus.edu.sg/ecs/events/seminar/seminar-papers/17-08-31.pdf>.
- Karney, Benjamin & Thomas Bradbury (1995). The Longitudinal Course of Marital Quality and Stability: A Review of Theory, Method, and Research. *Psychological Bulletin*, 118 (1), 3 – 34.
- Lee, David & Thomas Lemieux (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, 48 (2), 281 – 355.
- Li, Lixing & Xiaoyu Wu (2011). Gender of Children, Bargaining Power, and Intrahousehold Resource Allocation in China. *Journal of Human Resources*, 46 (2), 295 – 316.
- Liker, Jeffrey & Glen Elder (1983). Economic Hardship and Marital Relations in the 1930s. *American Sociological Review*, 48 (3), 343 – 359.
- Lundberg, Shelly & Robert Pollak (1993). Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market. *Journal of Political Economy*, 101 (6), 988 – 1010.
- Lundberg, Shelly & Robert Pollak (1994). Noncooperative Bargaining Models of Marriage. *American Economic Review*, 84 (2), 132 – 137.
- Ning, Manxiu, Jinqun Gong, Xuhui Zheng & Jun Zhuang (2016). Does New Rural Pension Scheme Decrease Elderly Labor Supply? Evidence from CHARLS. *China Economic Review*, 41, 315 – 330.
- Pan, Jie (2009). The Role of Labor Market Participation on Marriage Bargaining-Identification through Intergenerational Transfers. https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=FEMES09&paper_id=195
- Shigeoka, Hitoshi (2014). The Effect of Patient Cost Sharing on Utilization, Health, and Risk Protection. *American Economic Review*, 104 (7), 2152 – 2184.
- Tao, Hung-Lin (2005). The Effects of Income and Children on Marital Happiness-

Evidence from Middle- and Old-Aged Couples. *Applied Economics Letters*, 12 (8), 521 – 524.

Twenge, Jean, Keith Campbell & Craig Foster (2003). Parenthood and Marital Satisfaction: A Meta-Analytic Review. *Journal of Marriage and Family*, 65 (3), 574 – 583.

Income Shock, Marital Satisfaction and Bargaining Power

Ma Chao¹, Cheng Lingguo² & Yan Xueling³

(School of Public Health, Southeast University¹;

Business School, Nanjing University²;

School of Economics, Sichuan University³)

Abstract: Marital satisfaction has always been an important topic in family economics. However, literatures on the causal relationship between income and marital satisfaction are relatively incomplete. In this paper, we examine the causal effect of income on marital satisfaction, through an experiment in which pension income is treated as an exogenous shock. The experiment is designed under the context that rural residents over 60 years old are eligible for pension in China. Using regression discontinuity design method with CFPS data of the year 2014, we find that increase in income significantly promotes marital satisfaction among rural residents, and the results remain robust after a series of checks. Moreover, mechanism analysis shows that the promotion of marital satisfaction is not caused by expanding the overall budget constraint of a family, but mainly because the one who receives pension gains more bargaining power within the marriage.

Keywords: income, marital satisfaction, new rural pension scheme, regression discontinuity design, bargaining power

JEL Classification: D10, H55, J12

(责任编辑: 王永洁)