

## 家庭内部不平等、议价能力与已婚女性劳动参与

——基于《新婚姻法》的准自然实验

鲁元平 张克中 何凡\*

**内容提要** 基于纳什议价模型,本文以中国 2011 年出台《新婚姻法》作为准自然实验,利用中国家庭追踪调查(CFPS)2010-2016 年四期面板数据和广义双重差分(DID)模型,实证检验了家庭议价能力对已婚女性劳动参与的影响。研究发现,《新婚姻法》出台导致的已婚女性家庭议价能力下降不仅提高了其劳动参与概率,而且增加了其工作时间;机制检验发现,《新婚姻法》对家庭议价能力的影响是通过改变家庭财产权归属实现的,已婚女性为平衡男性“威胁点”增强会更多地选择进入劳动力市场。进一步研究发现,《新婚姻法》还显著降低了已婚女性的主观幸福感,但其对已婚女性家庭议价能力的影响并不存在溢出效应,表现为对适龄未婚女性的劳动参与和工作时间均没有影响。本文结论为理解宏观法律制度与微观家庭决策之间的关系提供了直接的经验证据,从议价能力视角探讨已婚女性劳动参与的影响因素,为当前中国家庭内部不平等研究提供了一个新的分析视角。

**关键词** 新婚姻法 家庭内部不平等 议价能力 已婚女性劳动参与

### 一 引言

议价能力(bargaining power)对家庭内部决策具有重要影响,不仅能够决定家庭

\* 鲁元平,中南财经政法大学财政税务学院、中南财经政法大学中国收入分配研究中心,电子邮箱: yuanpinglu@zuel.edu.cn; 张克中(通讯作者),华中科技大学管理学院,电子邮箱: zkdzr@hust.edu.cn; 何凡,华中科技大学管理学院,电子邮箱: hefan2018@hust.edu.cn。作者感谢教育部人文社会科学基金项目“幸福不平等的测度、形成机理及干预策略研究:基于不平衡发展视角”(19YJC790090)和中央高校基本科研业务经费(团队项目)“基于现代财政制度视角的中国收入分配问题研究”(2722019JCT011)的资助,感谢中国劳动经济学者论坛第九次季会、第五届香樟经济学论坛与会的各位专家学者富有教益的建议和帮助。文责自负。

内部资源分配，而且会影响家庭成员的行为决策和福利状况，是导致家庭内部不平等的重要原因（Chiappori & Meghir, 2015; Manser & Brown, 1980; McElroy & Horney, 1981; Wang, 2014）。随着中国经济社会的快速发展与转型，家庭结构和婚姻关系发生了重大变化，传统社会中被普遍忽视的家庭内部决策及其不平等问题日益受到关注<sup>①</sup>。其中，已婚女性走出家门进入劳动市场，打破了传统的“男主外、女主内”的分工模式，是几千年来最大的家庭变革（杨菊华、何绍华，2014），也是家庭内部决策的重要结果（Gray, 1998）。然而，现有研究对议价能力如何影响中国家庭内部决策尤其是已婚女性劳动参与决策的关注还相对较少<sup>②</sup>。

本文的目的是检验议价能力对已婚女性劳动参与的影响。但探讨议价能力的影响面临的一个直接挑战是家庭成员议价能力的度量存在困难。常用的度量指标如个人收入、婚前资产和教育水平等均存在一定程度的内生性问题（齐良书，2005; Chau et al., 2007; Thomas, 1990），降低了结果的可信度（Duflo, 2003; Gray, 1998）。为此，一些学者采用外生事件度量议价能力并考察其对家庭决策的影响，如婚姻市场中的性别比（Angrist, 2002; Porter, 2014）、第一胎小孩性别（吴晓瑜、李力行，2011）、养老金发放策略调整（Ambler, 2015）、住房政策改革（Wang, 2014）以及法律起源（Anderson, 2018）等。在研究议价能力影响后果的文献中，美国单边离婚法案（unilateral-divorce laws）是其中研究最为广泛的话题。大量研究基于该法案探讨了议价能力对女性劳动参与（Gray, 1998）、家庭暴力（Stevenson & Wolfers, 2006）、投资偏好（Stevenson, 2007），以及对子女福利（Gruber, 2004）等的影响。然而，国内的相关研究却较为缺乏。

2011年实施的《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国婚姻法〉若干问题的解释（三）》（以下简称《新婚姻法》），为考察中国背景下议价能力如何影响已婚女性劳动参与提供了很好的准自然实验。《新婚姻法》的出台规范了婚前购买不动产权认

① 事实上，整个发展中国家的家庭内部不平等现象都尤为普遍，却鲜有文献关注（Cherchye et al., 2009）。

② 在已有解释中国已婚女性劳动参与的文献中，学者们关注的视角主要包括家庭收入、幼儿看护、子女数量、老年照料及生育安排等家庭微观因素（杜凤莲，2008；姚先国、谭岚，2005；张川川，2011），也包括住房价格（吴伟平等，2016）、法律变革（王靖雯、魏思琦，2016）、社会保障（程杰，2014；封进、韩旭，2017）、市场化程度（彭青青等，2017）和最低工资（马双等，2017）等宏观变量，但尚未考虑到议价能力这一重要家庭内部决策因素的影响。

定的制度框架，将夫妻婚前购买的不动产认定为个人财产。由于房产是中国家庭中最主要的财产，且往往是由男方在婚前购置，因此，《新婚姻法》实质上改变了夫妻间的财产关系，将以往处于模糊地带的家庭最主要的财产——房产“一刀切”地认定为丈夫个人财产，极大削弱了妻子对家庭财产的所有权。已有研究表明，个体离婚后能够获得的家庭财产越多，在婚姻存续期内的议价能力越强（Browning et al., 2014）。本文将利用《新婚姻法》引致的家庭财富重新配置衡量夫妻议价能力的变化，能够有效避免以往研究中面临的内生性问题（Wang, 2014）。

由于《新婚姻法》是在全国同一时间点统一实施的法律解释，无法构造计量经济学意义上的实验组和控制组。因此，本文采用广义双重差分（DID）模型考察议价能力对已婚女性劳动参与的影响。我们的识别策略主要利用两个方面的差异：一是《新婚姻法》出台前后已婚女性劳动参与的差异；二是不同离婚率地区已婚女性劳动参与受法律变革影响的差异。本文利用两种差异的交互项识别《新婚姻法》出台导致的家庭议价能力变化对已婚女性劳动参与的影响。由于《新婚姻法》对家庭财产产权重配的实现依赖于婚姻关系的稳定程度，离婚率越高的地区夫妻面临的离婚风险越高，婚姻安全感越低（陈钊等，2004；Bargain et al., 2012；Fernández & Wong, 2014），其受《新婚姻法》实施导致的财产产权重配的影响也就越大。因此，采用地区离婚率能够有效衡量不同地区家庭受《新婚姻法》出台影响的差异。通过比较不同离婚率地区已婚女性劳动参与在《新婚姻法》出台前后的变化，进而识别出《新婚姻法》出台导致的议价能力变化对已婚女性劳动参与的影响。

利用2010-2016年中国家庭追踪调查（CFPS）面板数据进行实证检验，结果发现，《新婚姻法》出台导致的家庭财产产权重配降低了已婚女性的家庭议价能力，不仅提高了已婚女性的劳动参与概率，而且增加了其工作时间。机制检验发现，家庭财产产权对夫妻议价能力具有重要影响，《新婚姻法》出台通过改变家庭财产产权归属降低了已婚女性的家庭议价能力，进而对其劳动参与产生影响。此外，我们还发现，家庭议价能力下降还显著降低了已婚女性的主观幸福感，造成了新的家庭内部不平等。但《新婚姻法》对已婚女性家庭议价能力的影响不存在溢出效应，表现在对适龄未婚女性的劳动参与和工作时间均没有显著影响。

本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一，本文利用外生的《新婚姻法》实施导致的家庭内部财产产权重配度量夫妻间议价能力的变化，采用广义双重差分（DID）模型识别议价能力对已婚女性劳动参与的影响，有效解决了议价能力度量的内生性问题。第二，丰富了家庭内部不平等视角下家庭经济学的研究，为验证纳什议价模型的

有效性提供了来自中国这一经济社会快速转型国家的经验证据。第三，拓展了中国背景下“法与家庭”的研究。已有对婚姻法律改革影响后果的研究主要关注发达国家，除 Sun & Zhao (2016) 基于中国 2001 年《婚姻法》修改探讨了家庭议价能力变化对子女性别选择的影响外，从法律变革的角度研究中国家庭内部决策及其后果的研究还十分缺乏。本文深化了现有关于中国《新婚姻法》实施社会经济后果的认识，拓展了已婚女性劳动参与行为的研究，为激发婚姻政策与女性权益保护研究提供了经济学分析视角。

余文结构安排如下：第二部分对法律背景进行梳理，并采用纳什议价模型分析《新婚姻法》出台引致的家庭议价能力变化对已婚女性劳动参与决策的影响；第三部分为研究设计，介绍数据来源、识别策略和变量定义；第四部分是本文的实证结果和稳健性检验；第五部分对影响机制进行探讨；第六部分为进一步分析；最后是研究结论与政策含义。

## 二 法律背景与理论模型

### （一）法律背景

在《新婚姻法》出台之前，2001 年修订的《婚姻法》和《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国婚姻法〉若干问题的解释（一）》《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国婚姻法〉若干问题的解释（二）》对家庭财产产权认定办法均作出了规定。但在个人财产婚后收益的归属认定、父母为子女结婚出资购房和夫妻一方婚前贷款购房的产权认定等方面依然缺乏明确的法律适用依据。面对房价和离婚率的不断上涨，人们对婚姻破裂后家庭财产尤其是房产的分割办法十分关注。2011 年 8 月颁布的《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国婚姻法〉若干问题的解释（三）》便重点对之前存在的婚姻财产关系不明确的地方作了解释<sup>①</sup>。与之前的法律相比，《新婚姻法》进一步明确了家庭财产产权认定办法，具体表现在以下两个方面。

第一，规范了不动产产权认定的制度框架。不动产产权是夫妻离婚争夺的焦点，《新婚姻法》明确了父母出资为子女购买不动产和夫妻一方婚前贷款购买不动产的产权归属，为家庭不动产分割给出了适用依据。具体地，《新婚姻法》规定，一方父母全额出资为子女购买且产权登记在出资人子女名下的不动产，应认定为夫妻一方的个人财

<sup>①</sup> 《最高人民法院关于适用〈中华人民共和国婚姻法〉若干问题的解释（三）》于 2011 年 7 月 4 日由最高人民法院审判委员会第 1525 次会议通过，自 2011 年 8 月 13 日起施行。

产(第7条)<sup>①</sup>。此外,如果夫妻一方婚前已签订不动产买卖合同,不动产权登记在个人名下,且以个人财产完成首付款支付并在银行贷款,婚后即使双方共同还贷,该不动产依然归产权登记一方所有(第10条)。

第二,完善了个人财产婚后产生收益的认定范围。《新婚姻法》第5条明确规定,夫妻一方个人财产在婚后产生的孳息和自然增值不属于夫妻共同财产,应认定为夫妻一方的个人财产。换言之,如果一方用婚前财产购买婚后家庭住房,离婚时对房屋增值的部分应认定为个人财产。而在之前的《婚姻法》和相关解释条文中只明确了生产、经营、知识产权的收益和一方以个人财产投资取得收益的归属,缺乏对个人婚前财产婚后产生的孳息和自然增值的认定,《新婚姻法》进一步明确了个人婚前财产婚后产生孳息和自然增值的个人财产属性。

在中国等发展中国家,家庭财产产权一般归属男性户主(Deere & Leon, 2001)。此外,中国的婚嫁习惯往往是男方购房、女方提供嫁妆,且大多数住房的购买是由男方付首付,产权登记也主要在男方名下,婚后双方共同还贷<sup>②</sup>。因此,依据《新婚姻法》规定,婚姻一旦破裂,丈夫能够获得的房产比例将显著提高。由于住房占家庭财产的90%(Li & Wu, 2015),因此,离婚后丈夫能够获得的收益将远远高于妻子。

不动产权历来是中国夫妻离婚争夺的焦点,《新婚姻法》一经颁布便受到了社会的广泛关注。图1显示,《新婚姻法》颁布3天后,网络搜索指数便达到了26968,而当年同期在深圳市举办的第26届世界大学生运动会的搜索指数最高只有4701。除互联网外,以报刊为代表的传统媒体也对《新婚姻法》给予了极高的关注。《新婚姻法》颁布一周内,全国报刊以《新婚姻法》为标题和主要内容的报道多达5569条,其中不仅包括人民日报、光明日报等具有全国影响力的报纸,也包括地方政府主办的地区报纸<sup>③</sup>。不仅如此,在《新婚姻法》颁布不久后到来的普法日(12月4日)和次年的“三八”国际妇女节,政府普法部门也对《新婚姻法》进行了重点宣传<sup>④</sup>。《新婚姻法》

① 由于中国夫妻购房大多由父母出资,因此即使是夫妻婚后购房,理论上属于婚后夫妻共同财产,但由于出资人为父母,其产权认定仍然受《新婚姻法》出台的影响。

② 关于中国家庭房产权归属信息,可见本文的表5。数据显示,中国83%的家庭房产权登记在男方及其家庭名下,妻子在家庭中的财产地位较低。

③ 资料来自《中华数字书苑》,经作者手工搜索整理。

④ 如黑龙江省: [http://jtjy.china.com.cn/2013-03/06/content\\_5780288.htm](http://jtjy.china.com.cn/2013-03/06/content_5780288.htm); 浙江省: [http://www.jiaxing.gov.cn/sfl/dwxx\\_7631/dwgz\\_38173/qtgz\\_7637/201109/t20110901\\_185477.html](http://www.jiaxing.gov.cn/sfl/dwxx_7631/dwgz_38173/qtgz_7637/201109/t20110901_185477.html)。

相关规定引起了社会的普遍热议，甚至引起了官方的注意。2012 年全国“两会”期间，全国政协委员尚绍华及另外 25 名委员，联名提交了《关于修改婚姻法司法解释（三）部分条款的提案》，认为《新婚姻法》的实施已引发了对家庭房产争夺的热潮，造成了不利后果，建议最高人民法院予以引导<sup>①</sup>。

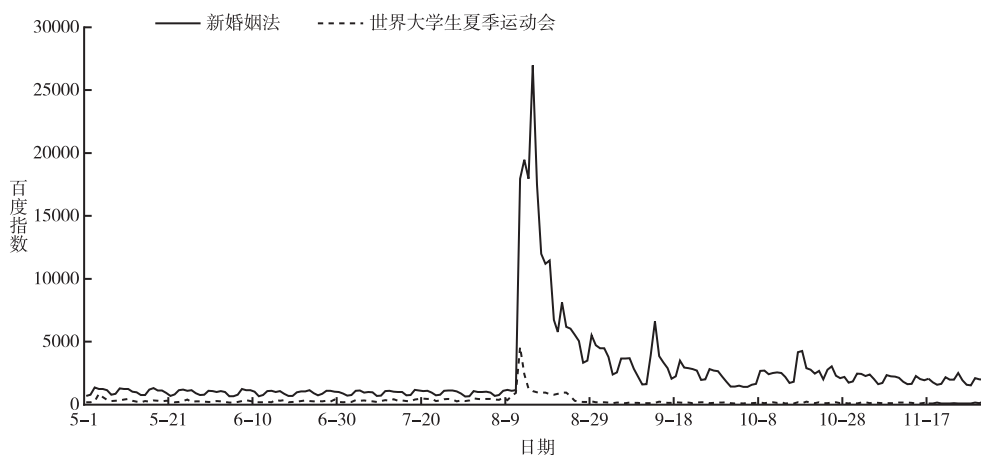


图 1 《新婚姻法》百度指数

注：年份为 2011 年。

资料来源：使用“婚姻法司法解释三”“婚姻法解释三”“婚姻法财产分割”“世界大学生夏季运动会”“大学生运动会”等作为关键词在百度指数网站 (<http://index.baidu.com/>) 检索获得数据，并经作者整理得到。

综上所述，《新婚姻法》对家庭房产产权的新规定改变了家庭主要财产的配置规则，在当前中国家庭财产归属背景下，婚姻一旦破裂，丈夫能够获得的财产收益将显著大于妻子。由于《新婚姻法》关系夫妻婚后财产的配置，引发了社会的高度关注，为探讨《新婚姻法》对个体行为的影响提供了良好的社会环境。

## (二) 理论模型

本文在 Manser & Brown (1980) 和 McElroy & Horney (1981) 的基础上，通过构建纳什议价模型分析《新婚姻法》出台引致的议价能力变化对已婚女性劳动参与的影响。

考虑一个由丈夫  $m$  和妻子  $w$  构成的家庭，丈夫的威胁点源于离婚后可以获得最大效用：

<sup>①</sup> 详见 <http://finance.sina.com.cn/china/20120311/150011561157.shtml>。

$$\begin{aligned} \max_{\{x_0, x^m, l^m\}} \quad & V_0^m = U^m(x_0, x^m, l^m | h) = \ln x_0 + \ln x^m + \ln(1 - l^m) \quad (1) \\ \text{s. t.} \quad & x_0 + x^m = w^m l^m + h \bar{x}_0 \end{aligned}$$

其中,  $\bar{x}_0$  为婚内原房产,  $x_0$  为离婚后置换的房产,  $x^m$  和  $l^m$  分别是丈夫的消费与劳动量,  $h$  为丈夫离婚后获得的房产比例。

基于 Kuhn-Tucker 条件, 可以得到:

$$x_0 = x^m = \frac{1}{3}(w^m + h \bar{x}_0) \quad (2)$$

$$l^m = 1 - \frac{w^m + h \bar{x}_0}{3w^m} \quad (3)$$

代入目标函数得到丈夫的离婚威胁点效用为:

$$V_0^m = 3\ln(w^m + h \bar{x}_0) - \ln w^m - 3\ln 3 \quad (4)$$

同理, 我们可以得到妻子的离婚威胁点效用为:

$$V_0^w = 3\ln[w^w + (1 - h) \bar{x}_0] - \ln w^w - 3\ln 3 \quad (5)$$

不难判定:

$$\frac{\partial V_0^m}{\partial h} = \frac{3 \bar{x}_0}{w^m + h \bar{x}_0} > 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial V_0^w}{\partial h} = \frac{-3 \bar{x}_0}{w^w + (1 - h) \bar{x}_0} < 0 \quad (7)$$

式 (6)、(7) 即夫妻双方威胁点与房产分配比例  $h$  的关系。由于个体在离婚后能够分得的家庭财产越多, “威胁点” 越强, 议价能力越高 (Browning et al., 2014), 因此, 《新婚姻法》出台后, 丈夫的威胁点  $V_0^m$  将被增强, 而妻子的威胁点  $V_0^w$  将被削弱<sup>①</sup>。换言之, 妻子的家庭议价能力将下降。此外, 很明显, 丈夫离婚后预算约束缩小, 但目标函数形式不变, 因此为离婚前效用函数所包络, 即  $U^m \geq V_0^m$ 。

接下来, 我们构建夫妻的纳什议价模型, 其中参数  $\theta$  表示内生的议价能力:

$$\begin{aligned} \max \quad & (U^w - V_0^w)^\theta (U^m - V_0^m)^{1-\theta} \quad (8) \\ \text{s. t.} \quad & x^m + x^w = w^m(1 - E^m) + w^w(1 - E^w) \end{aligned}$$

其中,  $E^i = 1 - l^i$ ,  $U^i = \ln \bar{x}_0 + \ln x^i + \ln E^i$ ,  $i = w, m$ 。

以上约束条件变为:

<sup>①</sup> 即使真实的离婚不会发生, 《新婚姻法》出台后夫妻双方的“心理账户”亦会发生调整与改变 (Thaler, 1988), 从而影响双方的议价能力。

$$x^m + x^w + w^m E^m + w^w E^w = w^m + w^w = w \quad (9)$$

因此，纳什议价问题可以转化为两阶段博弈问题：第一阶段，达到夫妻间最优分配比例  $\alpha$ ；第二阶段，夫妻双方基于最优  $\alpha$  分配各自的消费  $x^i$ 、劳动  $l^i$  和闲暇  $E^i$ 。

具体而言，妻子第二阶段的最优问题为：

$$\begin{aligned} \max_{\{x^w, E^w\}} \quad & U^w = \ln \bar{x}_0 + \ln x^w + \ln E^w \\ \text{s. t.} \quad & x^w + w^w E^w = \alpha w \end{aligned} \quad (10)$$

优化求解得到：

$$x^w = \frac{\alpha w}{2}, \quad E^w = \frac{\alpha w}{2w^w} \quad (11)$$

妻子在婚姻中的极大化效用函数为：

$$U^w(\alpha) = \ln \bar{x}_0 + 2 \ln \frac{\alpha w}{2} - \ln w^w \quad (12)$$

同理，丈夫在婚姻中极大化问题的解为：

$$x^m = \frac{(1-\alpha)w}{2}, \quad E^m = \frac{(1-\alpha)w}{2w^m}, \quad U^m = \ln \bar{x}_0 + \ln \frac{(1-\alpha)w}{2} + \ln \frac{(1-\alpha)w}{2w^m} \quad (13)$$

基于以上求解，第一阶段最优  $\alpha$  依赖于以下最优问题求解：

$$\max_{\alpha} \left( \ln \bar{x}_0 + 2 \ln \frac{\alpha w}{2} - \ln w^w - V_0^w \right)^{\theta} \left( \ln \bar{x}_0 + 2 \ln \frac{(1-\alpha)w}{2} - \ln w^m - V_0^m \right)^{1-\theta} \quad (14)$$

对  $\alpha$  求一阶导，得到：

$$\begin{aligned} & \frac{2\theta}{\alpha} \left( \ln \bar{x}_0 + 2 \ln \frac{(1-\alpha)w}{2} - \ln w^m - V_0^m \right) - \\ & 2\alpha \frac{1-\theta}{1-\alpha} \left( \ln \bar{x}_0 + 2 \ln \frac{\alpha w}{2} - \ln w^w - V_0^w \right) = 0 \end{aligned} \quad (15)$$

利用式 (15) 得到关于  $\alpha$  和  $h$  的隐函数，即求  $G_h$  时  $\alpha$  给定，求  $G_{\alpha}$  时  $h$  给定：

$$\begin{aligned} G &= \theta(1-\alpha) \left( \ln \bar{x}_0 + 2 \ln \frac{(1-\alpha)w}{2} - \ln w^m - V_0^m \right) \\ & - \alpha(1-\theta) \left( \ln \bar{x}_0 + 2 \ln \frac{\alpha w}{2} - \ln w^w - V_0^w \right) \end{aligned} \quad (16)$$

由于  $\theta \in [0, 1]$ ，且  $\frac{\partial V_0^m}{\partial h} > 0$ ， $\frac{\partial V_0^w}{\partial h} < 0$ ，可知：

$$G_h = -\theta(1-\alpha) \frac{\partial V_0^m}{\partial h} + \alpha(1-\theta) \frac{\partial V_0^w}{\partial h} < 0 \quad (17)$$

并且：



$$G_{\alpha} = -\theta(U^m - V_0^m) - (1 - \theta)(U^w - V_0^w) - 2 < 0 \quad (18)$$

根据隐函数求导公式得到：

$$\frac{\partial \alpha}{\partial h} = -\frac{G_h}{G_{\alpha}} \quad (19)$$

因此：

$$\frac{\partial \alpha}{\partial h} < 0 \quad (20)$$

当妻子的工资高于保留工资时，妻子愿意提供劳动，基于式（10）得到：

$$\frac{\alpha w}{2w^w} \leq 1 \quad (21)$$

妻子的保留工资为：

$$\bar{w}^w = -w^m + \frac{2}{2 - \alpha} w^m \quad (22)$$

对家庭财富分配比例求导，于是：

$$\frac{\partial \bar{w}^w}{\partial \alpha} = \frac{2}{(2 - \alpha)^2} w^m > 0 \quad (23)$$

又由于  $\frac{\partial \alpha}{\partial h} < 0$ ，所以  $\frac{\partial \bar{w}^w}{\partial h} < 0$ ，表明随着丈夫获得房产比例  $h$  上升，妻子保留工资下降。

此外，基于式（10）发现，随着丈夫获得房产比例  $h$  上升，妻子的  $E^w$  下降，导致妻子劳动量  $l^w$  提升。

由此，本文提出研究假设：《新婚姻法》导致家庭财产产权出现倾向于男性的配置，将削弱女性家庭议价能力，提高已婚女性劳动参与。

### 三 研究设计

#### （一）数据样本

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心发布的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS），该调查于2010年、2012年、2014年和2016年在25个省（自治区、直辖市）展开。CFPS通过设计成人问卷、少儿问卷、家庭问卷和社区问卷，跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，不仅涵盖了个人的工作状态、收入水平、时间利用和社会地位等信息，同时也收录了家庭经济状况和房产状况等数

据，能够反映个人及家庭的动态变化，是当前学术界研究中国家庭、收入与劳动等问题最权威的追踪调查数据之一。

根据本文研究主题，我们对 CFPS 的家庭数据、成人数据、家庭关系数据进行匹配得到所需样本。此外，本文还对数据进行了如下处理：第一，仅保留已婚女性样本；第二，剔除未满 18 周岁和 55 岁以上的样本；第三，剔除在调查期间内未婚、再婚、丧偶、同居等样本，仅保留在 2010 年及之前已经结婚的样本；第四，剔除调查期间内仍在上学的样本；第五，剔除主要变量存在数据缺失的样本。此外，农村地区的土地产权归集体所有，居民没有销售与出租住房的权利，产权较为模糊。而且相比城市而言，农村地区存在大量的事实婚姻，离婚后财产除依据法律规定分配外，可能还受夫妻双方宗族力量的影响。因此《新婚姻法》关于房产产权规定的变化对农村地区家庭影响较小。因此，本文仅使用城市地区样本进行分析。最终共获得包括 11213 个观测的非平衡面板数据。

## （二）识别策略与模型设定

由于《新婚姻法》是在全国所有地区同一时点统一实施的法律解释，因而没有计量经济学意义上的实验组和对照组，导致无法构建传统的双重差分模型。鉴于此，本文采用广义 DID 模型，通过构建城市离婚率与法律实施虚拟变量交乘项对《新婚姻法》与已婚女性劳动参与之间的关系进行因果识别。

广义 DID 模型的基本思想是：即使政策是在全国所有地区同时实施，但该政策往往会因地区特征不同而使其产生的影响存在差异，可以利用其差异识别“一刀切”政策所带来的效应（Bai & Jia, 2016; Nunn & Qian, 2011）<sup>①</sup>。应用广义 DID 模型的核心是找到一个恰当连续型变量区分政策影响的强弱。本文选择城市离婚率，原因如下。

第一，女性在不同离婚率地区感知到的婚姻安全感存在差异。大量的研究表明，地区离婚率高低对婚姻稳定具有重要影响，离婚率越高地区的家庭离婚风险越高，女

<sup>①</sup> 例如，Bai & Jia (2016) 在评估取消科举对暴动的影响时，即采用了广义 DID 模型。由于科举制度采取的是配额制，不同地区的科举分配名额差别较大，那么可以预期分配名额较多的地区受到科举取消政策的影响会较大，分配名额较少的地区则较小。因此，可以通过构建各地区人均科举配额与取消科举（1911 年）虚拟变量的交乘项作为核心解释变量来识别取消科举对暴动发生的影响。Nunn & Qian (2011) 在研究土豆引入对人口增长和城市化的影响时，利用地区土豆耕作的适宜性（适宜种土豆的土地面积占比）与土豆引入时间进行交乘构建广义 DID 模型。倪晓然和朱玉杰（2016）利用同样的建模思路，采用劳动密集度与法律实施虚拟变量交乘项构建广义 DID 模型，评估了 2008 年全国统一实施的《劳动合同法》对企业创新的影响。

性婚姻安全感越低（陈钊等，2004；Bargain et al., 2012；Fernández & Wong, 2014）<sup>①</sup>。过去十几年，中国离婚率逐年上升，显著降低了人们的婚姻信任感和安全感，损害了婚姻质量。不仅如此，中国不同城市的离婚率还存在显著的差异<sup>②</sup>。

第二，由前文理论分析可知，与原有婚姻法律条文相比，《新婚姻法》进一步明确了家庭财产的个人属性。基于中国房产特殊的购买方式和家庭财产分布特征，一旦离婚，丈夫能够获得的家庭财产远多于妻子，将显著增强丈夫的“威胁点”。因此，对于离婚率较高城市的家庭而言，由于其面临的离婚风险相对更高，《新婚姻法》对该地区家庭财产在夫妻间重配的实现概率更大。换言之，离婚率更高城市已婚女性面临的《新婚姻法》导致自己家庭财产损失的威胁更大，从而使得对女性议价能力的影响也越大。

基于以上分析，本文推断，《新婚姻法》出台导致的家庭议价能力变化对已婚女性劳动参与的影响在不同离婚率地区存在差异。对离婚率较高城市的家庭而言，由于婚姻破裂的概率更高，已婚女性失去家庭财产的概率也更高，因而对其家庭议价能力的影响也更大。为平衡家庭议价能力下降，离婚率较高地区的已婚女性在《新婚姻法》出台后进入劳动市场的概率将上升。相对而言，离婚率较低地区家庭的婚姻稳定性更强，《新婚姻法》对该地区已婚女性家庭议价能力的影响则相对较小。为此，本文建立如下广义 DID 模型识别《新婚姻法》出台导致的夫妻议价能力变化对已婚女性劳动参与的影响：

$$LFP_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Divorce_j \times Post_t + \beta_2 X_{jt} + \beta_3 W_{jt} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{jt} \quad (24)$$

模型中， $LFP_{jt}$ 是j城市已婚女性i在t年的劳动参与状态， $Divorce_j$ 是j城市2010年的离婚率<sup>③</sup>， $Post_t$ 表示《新婚姻法》出台的虚拟变量。由于《新婚姻法》是2011年8

① 此外，关于地区离婚率对个体和家庭行为影响的证据还有以下文献。Chakraborty et al. (2015) 在研究为什么美国人比欧洲人工作时长 30% 时发现，离婚率是一个重要的因素，即离婚率越高女性工作时长越长，对男性的影响则不显著。其原因在于婚姻提供了一种隐性的社会保险，配偶可能分享他们的收入。然而，如果一个社会离婚率较高，女性就有更强的动力去获得工作经验，以尽可能规避在未来婚姻出现危机后的收入风险。Özcan & Breen (2012) 发现已婚妇女面临较高的离婚率时，更加倾向于参与劳动力市场，其工作时长也会更长。Mammen (2015) 发现离婚率增加会导致已婚女性增加自己的人力资本投资，从而进入劳动力市场工作。这些证据都表明地区离婚率对个体和家庭决策具有重要影响。

② 详见表 1 城市离婚率描述性统计。

③ 由于《新婚姻法》出台可能影响离婚率，因此采用每一年的城市离婚率可能导致内生性问题，但本文使用《新婚姻法》出台前（2010 年）的城市离婚率则能够有效缓解这一内生性问题。

月份正式出台，因此我们将样本观测值发生在 2012 年及以后的赋值为 1，否则为 0。 $X_{\mu}$  是一系列个体和家庭层面的控制变量，包括：户口类型、教育年限、自评健康水平、社会经济地位、收入水平和 6 岁以下子女数量<sup>①</sup>。由于城市社会经济特征也可能影响已婚女性劳动参与，为此我们在模型中还加入了城市层面的社会经济指标  $W_{jt}$ ，包括：人均国内生产总值（GDP）对数、城市化水平、住房价格对数和劳动力密度。此外，本文还控制了时间固定效应  $\lambda_t$  和个体固定效应  $u_i$ 。 $\epsilon_{\mu}$  为误差项。本文主要关注模型中地区离婚率与《新婚姻法》出台虚拟变量的交互项  $Divorce_j \times Post_t$  的回归系数  $\beta_1$ ，它衡量了《新婚姻法》出台导致的家庭议价能力变化对已婚女性劳动参与的影响。

值得说明的是，由于本文使用的数据类型是面板数据，因此我们无法忽视已婚女性的个体效应。模型（24）中的被解释变量是二值虚拟变量，通常采用 Probit 或 Logit 模型进行回归。但由于面板 Probit 模型无法估计固定效应，且面板 Logit 模型在应用固定效应时会剔除劳动参与状态一直没有变化的样本，损失信息较多，易降低结果的信度。因此，本文在基准回归中采用面板线性回归模型进行实证分析。此外，我们还在后文采用面板 Logit 固定效应模型回归进行了稳健性检验。

### （三）变量定义与说明

本文主要的被解释变量是已婚女性劳动参与，CFPS 对个体是否有工作进行了仔细询问，受访者的回答包含“有工作”“没有工作”“退出劳动力市场”。据此，本文将受访者回答“有工作”定义为劳动参与，赋值为 1；将受访者回答“没有工作”和“退出劳动力市场”定义为非劳动参与，赋值为 0。

离婚率是本文的核心解释变量。关于离婚率的衡量，大多文献采用粗离婚率指标。由于国家统计局并不直接公布城市粗离婚率，为此本文根据粗离婚率计算公式对每一个城市的粗离婚率进行计算： $(\text{城市某年离婚件数}/\text{城市某年平均人口数}) \times 1000\%$ 。其中，城市 2010 年离婚件数源于《中国民政统计年鉴》，城市 2010 年平均人口数由《中国城市统计年鉴》公布的各城市 2009 年和 2010 年年末人口数取均值得到。这一做法也与以往的研究保持了一致（高梦滔，2011）。

表 1 报告了主要变量的定义和描述性统计。其中 Panel A 是个体及家庭层面变量的描述性统计，Panel B 是城市层面变量的描述性统计。由表 1 可知，样本期间内，中国已婚女性劳动参与率为 73.3%，低于中国上世纪女性劳动参与率水平。从离婚率数据来看，中国各地区间的离婚率存在较大的差别，最小值与最大值相差达 65 倍，进一步

<sup>①</sup> 由于年龄与时间固定效应存在严重的多重共线性，本文并未加入该控制变量。

表明本文利用地区离婚率差异考察《新婚姻法》出台导致的夫妻议价能力变化对已婚女性劳动参与的影响是合理的。

表 1 主要变量定义与描述性统计

| 变量                 | 定义                      | 样本量   | 均值     | 标准差   | 最小值   | 最大值    |
|--------------------|-------------------------|-------|--------|-------|-------|--------|
| Panel A: 个人及家庭层面变量 |                         |       |        |       |       |        |
| LFP                | 劳动参与, 有工作为 1, 否则为 0     | 11213 | 0.733  | 0.443 | 0     | 1      |
| ln_Workhour        | 工作时间, 每天工作小时数的对数值       | 5874  | 1.557  | 0.877 | 0     | 3.219  |
| Hukou              | 户口, 城镇户籍为 1, 否则为 0      | 11326 | 0.742  | 0.200 | 0     | 1      |
| Education          | 教育年限                    | 11341 | 7.614  | 4.030 | 0     | 16     |
| Health             | 自评健康水平, 分为 5 等级         | 11385 | 3.137  | 1.335 | 1     | 5      |
| SES                | 社会经济地位, 分为 5 等级         | 11163 | 2.891  | 1.026 | 1     | 5      |
| Income_level       | 收入水平, 分为 5 等级           | 10627 | 2.352  | 1.027 | 1     | 5      |
| Nchild             | 6 岁及以下子女数量              | 11387 | 0.247  | 0.550 | 0     | 6      |
| Panel B: 城市层面变量    |                         |       |        |       |       |        |
| Divorce            | 离婚率, 采用粗离婚率衡量(‰)        | 11387 | 1.202  | 0.800 | 0.054 | 3.566  |
| ln_PGDP            | 人均 GDP 的对数值             | 11387 | 10.440 | 0.422 | 9.482 | 11.670 |
| Urbani             | 城市化水平, 城镇人口占总人口比值       | 11387 | 0.501  | 0.112 | 0.338 | 0.896  |
| ln_Homeprice       | 住房平均价格对数值               | 11387 | 8.419  | 0.342 | 7.957 | 10.160 |
| Labor_den          | 劳动力密集度, 15~64 岁人口占总人口比值 | 11387 | 0.736  | 0.031 | 0.660 | 0.825  |

资料来源: 根据中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010-2016 年城市样本数据计算得到。

## 四 实证检验与分析

### (一) 《新婚姻法》对已婚女性劳动参与的影响

表 2 报告了《新婚姻法》出台导致的议价能力变化对已婚女性劳动参与的影响结果。通过逐步添加控制变量和固定效应的方式, 我们将结果依次展开。其中, 列 (1) 是仅控制个体固定效应的回归结果, 列 (2) 和列 (3) 分别进一步加入个人、家庭层面的控制变量和时间固定效应。可以发现,  $Divorce * Post$  的系数始终显著为正, 说明《新婚姻法》出台后, 离婚率较高地区的已婚女性劳动参与概率显著上升。除个人和家庭微观层面变量可能影响已婚女性劳动参与外, 城市层面的社会经济指标同样不可忽视。为此, 我们在列 (4) 中还进一步加入了一系列城市层面的社会经济指标, 结果显示,  $Divorce * Post$  系数依然在 1% 水平上显著为正, 说明在考虑地区层面遗漏变量因素后,

《新婚姻法》出台仍然显著促进了离婚率较高地区已婚女性的劳动参与。其原因可能如前文理论分析部分所述，《新婚姻法》出台提高了男性离婚后的财产收益，降低了女性议价能力，为平衡男性“威胁点”增强，已婚女性将倾向于选择进入劳动力市场，具体论证将在本文的机制分析部分展开深入探讨。

为更加直观地理解《新婚姻法》出台对已婚女性劳动参与影响的大小，我们以表2的第(4)列为例进行分析。由于Divorce \* Post系数的为0.06，说明《新婚姻法》出台后，平均意义上离婚率每提高1‰，已婚女性劳动参与概率提高6%<sup>①</sup>。

表2 《新婚姻法》与已婚女性劳动参与

|                | (1)                  | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|----------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Divorce * Post | 0.102 ***<br>(0.007) | 0.054 ***<br>(0.009)  | 0.057 ***<br>(0.013)  | 0.060 ***<br>(0.014)  |
| Hukou          | —                    | 0.009<br>(0.050)      | -0.023<br>(0.049)     | -0.026<br>(0.049)     |
| Education      | —                    | -0.026 ***<br>(0.002) | 0.011 ***<br>(0.003)  | 0.011 ***<br>(0.003)  |
| Health2        | —                    | -0.037 **<br>(0.018)  | -0.034 **<br>(0.017)  | -0.033 **<br>(0.017)  |
| Health3        | —                    | -0.023<br>(0.017)     | -0.020<br>(0.017)     | -0.021<br>(0.017)     |
| Health4        | —                    | -0.049 ***<br>(0.019) | -0.033 *<br>(0.019)   | -0.036 *<br>(0.019)   |
| Health5        | —                    | -0.051 **<br>(0.021)  | -0.029<br>(0.021)     | -0.029<br>(0.021)     |
| SES2           | —                    | -0.036 *<br>(0.020)   | -0.044 **<br>(0.019)  | -0.047 **<br>(0.019)  |
| SES3           | —                    | -0.058 ***<br>(0.019) | -0.072 ***<br>(0.018) | -0.077 ***<br>(0.018) |

① 值得说明的是，本文使用的样本覆盖期间正是中国房价飞速上涨的时期，不少地区相继出台了限购政策，可能存在因买房而假离婚的现象，导致本文的估计产生偏误。作者通过对中国的限购政策和CFPS调查数据分析发现，这一问题可能并不会对本文估计结果产生明显影响，原因如下：第一，限购政策多发生于省会及经济中心城市，对于全省的离婚率影响较小；第二，CFPS数据中省会及中心城市样本占比较小；第三，中国限购政策起始于2010年4月份，而《新婚姻法》是在2011年7月份才颁布，由于本文使用的是个体层面的广义DID模型，可以消除这一影响。

续表

|                | (1)                  | (2)                   | (3)                  | (4)                   |
|----------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| SES4           | —                    | -0.024<br>(0.022)     | -0.047 **<br>(0.021) | -0.051 **<br>(0.021)  |
| SES5           | —                    | 0.003<br>(0.025)      | -0.029<br>(0.024)    | -0.029<br>(0.024)     |
| Income_level2  | —                    | 0.089 ***<br>(0.015)  | 0.082 ***<br>(0.015) | 0.079 ***<br>(0.015)  |
| Income_level3  | —                    | 0.139 ***<br>(0.015)  | 0.119 ***<br>(0.014) | 0.118 ***<br>(0.014)  |
| Income_level4  | —                    | 0.126 ***<br>(0.025)  | 0.111 ***<br>(0.024) | 0.108 ***<br>(0.024)  |
| Income_level5  | —                    | 0.123 ***<br>(0.028)  | 0.085 ***<br>(0.027) | 0.082 ***<br>(0.026)  |
| Nchild         | —                    | -0.060 ***<br>(0.015) | -0.033 **<br>(0.014) | -0.032 **<br>(0.014)  |
| ln_PGDP        | —                    | —                     | —                    | -0.163 **<br>(0.072)  |
| Urbani         | —                    | —                     | —                    | 1.813 ***<br>(0.517)  |
| ln_Homeprice   | —                    | —                     | —                    | 0.273 ***<br>(0.080)  |
| Labor_den      | —                    | —                     | —                    | 2.623 ***<br>(0.642)  |
| 常数项            | 0.670 ***<br>(0.007) | 0.802 ***<br>(0.024)  | 0.603 ***<br>(0.027) | -2.755 ***<br>(0.952) |
| 个体固定效应         | 是                    | 是                     | 是                    | 是                     |
| 年份固定效应         | 否                    | 否                     | 是                    | 是                     |
| 观测数            | 10431                | 10431                 | 10431                | 10431                 |
| R <sup>2</sup> | 0.036                | 0.089                 | 0.152                | 0.160                 |

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010-2016 年城市样本数据计算得到。

## （二）《新婚姻法》对已婚女性工作时间的影响

劳动经济学通常将个体在劳动力市场中的表现分为两类：一是个体是否选择进入劳动力市场，称之为扩展边际（extensive margin）；二是个体在进入劳动力市场后的实际工作时间，称之为集约边际（intensive margin），也被视为个体工作的努力程度

(Lundborg et al., 2017)。既然《新婚姻法》出台显著增加了已婚女性的劳动参与概率，那么是否会影响其工作时间呢？

参照模型 (24)，本文将被解释变量替换为工作时间对数 ( $\ln\_Workhour$ )，探讨《新婚姻法》出台对已婚女性工作时间的影响<sup>①</sup>。表 3 报告了已婚女性工作时间对《新婚姻法》出台的反应。与表 2 一致，我们通过逐步添加控制变量和固定效应的方式将回归结果依次展开。可以发现，在全部设定下， $Divorce * Post$  系数始终显著为正，这意味着《新婚姻法》出台不仅提高了已婚女性在劳动力市场的扩展边际，同时也提高了其集约边际<sup>②</sup>。

表 3 《新婚姻法》与已婚女性工作时间

|                | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                 |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| Divorce * Post | 0.186 ***<br>(0.018) | 0.146 ***<br>(0.025) | 0.079 **<br>(0.033)  | 0.097 **<br>(0.038) |
| 常数项            | 1.489 ***<br>(0.010) | 1.513 ***<br>(0.087) | 1.364 ***<br>(0.095) | 1.405<br>(3.272)    |
| 个人、家庭控制变量      | 否                    | 是                    | 是                    | 是                   |
| 地区控制变量         | 否                    | 否                    | 否                    | 是                   |
| 个体固定效应         | 是                    | 是                    | 是                    | 是                   |
| 年份固定效应         | 否                    | 否                    | 是                    | 是                   |
| 观测数            | 5439                 | 5439                 | 5439                 | 5439                |
| R <sup>2</sup> | 0.058                | 0.071                | 0.081                | 0.083               |

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010-2016 年城市样本数据计算得到。

### (三) 稳健性检验

为验证本文主要结论的稳健性，本部分将从以下几个方面进行检验：第一，平行趋势讨论；第二，改变实验组和对照组构造方法；第三，更换计量模型设定；第四，

① 考虑到没有进入劳动力市场的女性工作时间为 0，线性面板回归可能导致估计偏误。但由于 Tobit 模型个体固定效应的估计量不一致，本文还利用面板随机效应 Tobit 模型进行了稳健性检验，发现结论保持一致。

② CFPS 对个体工作时间进行了仔细询问。根据 CFPS 的提问方式，本文所使用的工作时间指的是包括工作日和休息日的总工作小时数。需要说明的是，2012 年 CFPS 没有采集个人的工作时间信息，因此，在涉及工作时间的回归中，均不包括 2012 年数据。变量的详细定义和描述性统计详见表 1。



遗漏变量检验。这些结果表明,本文的主要结论十分稳健,《新婚姻法》出台导致的家庭议价能力变化确实促进了已婚女性劳动参与,并增加了其工作时间。

### 1. 平行趋势讨论

双重差分估计量一致性的前提在于满足平行趋势假定,本文的广义 DID 模型的准确识别同样有此要求,即在政策实施前,实验组与控制组应该平行。现有研究往往使用政策实施前的数据进行验证,然而,本文使用的 CFPS 调查数据时间跨度为 2010 - 2016 年,在 2011 年《新婚姻法》出台前只有 1 年数据,无法正常将政策年份提前进行平行趋势检验。为此,本文将 2008 和 2009 年 CFPS 试调查数据与正式调查数据相结合,进行平行趋势检验。

使用 2008 和 2009 年 CFPS 试调查数据与 CFPS 正式数据相结合的优势在于以下两方面。第一,CFPS 项目组在正式调查前,分别于 2008 年和 2009 年对北京、上海和广东三个地区进行了初访与追访测试调查。在试调查期间,CFPS 项目组严格遵循随机抽样原则,所采集的样本依然具有地区代表性,能够用来进行学术分析<sup>①</sup>。第二,在试调查期间,CFPS 项目组同样收集了丰富的个体和家庭信息,且所使用的提问方式与正式调查基本一致,有助于我们进行对比分析。但该数据的一个缺点在于我们无法将试调查与正式调查的访问对象进行匹配。换言之,我们无法使用个体固定效应剔除个人层面不随时间变化的混淆因素。但值得说明的是,由于《新婚姻法》是在全国层面统一实施的法律,且本文是在城市层面划分实验组与控制组,因此《新婚姻法》对已婚女性劳动参与的影响受个体层面因素的影响较小<sup>②</sup>。

为保证试调查数据与正式调查数据样本的可比性,我们仅对北京、上海和广东三个省份的样本进行分析。图 2 展示了平行趋势检验结果,可以发现,在 2011 年《新婚姻法》实施前,不同离婚率地区已婚女性劳动参与并不存在显著的差异,而在改革后,政策效应才开始显现,在 2012 年达到最大,随后开始下降,并在 2016 年消失。以上结果说明,本文使用广义双重差分模型满足平行趋势假设<sup>③</sup>。

① CFPS 试调查数据在以往研究中也常被使用(李永友、郑春荣,2016;李忠路,2011)。

② 在以往评估宏观政策对微观个体的影响时,学者们也常用截面数据进行分析(杜鹏程等,2018)。事实上,我们也使用不添加个体固定效应的模型进行了分析,发现无论是显著性水平还是系数均基本保持不变。

③ 平行趋势检验使用的变量与基准结果一致,但回归结果系数相比基准结果略大,这可能是由于北京、上海和广东三地的离婚率和已婚女性劳动参与率都相对更高导致的。此外,由于平行趋势检验无法控制个体固定效应,为此我们加入了城市固定效应。

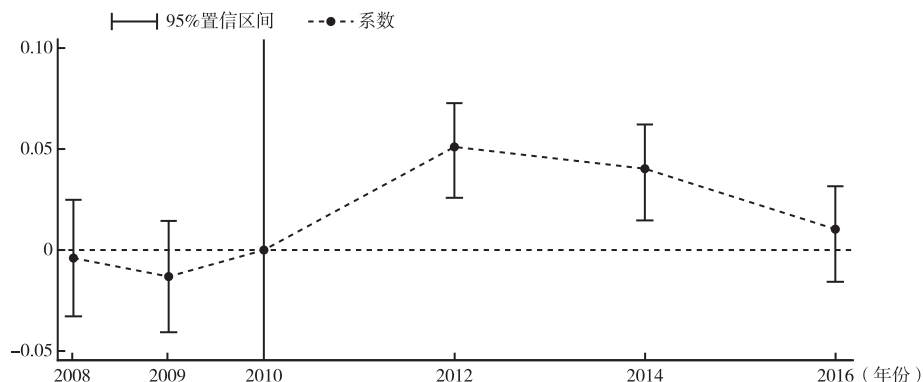


图2 平行趋势检验

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）试调查（2008 - 2009 年）和正式调查 2010 - 2016 年北京、上海和广东三个城市样本数据计算得到。

## 2. 改变实验组和对照组构造方法

前文我们采用离婚率这一连续变量构造实验组和对照组，为检验结果的稳健性，我们改变了实验组和对照组的构造方法：我们以中位数为标准，将 2010 年城市离婚率前 50% 的地区设置为实验组（ $Treat = 1$ ），后 50% 的地区设置为对照组（ $Treat = 0$ ）。表 4 前 2 列结果显示， $Treat * Post$  系数依然显著为正，意味着分组方法不影响本文基本结果的稳健性。

## 3. 更换计量模型设定

在基本结果中我们采用了面板线性回归模型检验了《新婚姻法》出台导致的家庭议价能力变化对已婚女性劳动参与和工作时间的影响，但基于劳动参与（0-1 变量）和工作时间变量的特殊性，本文还尝试更换计量模型重新对基本结果进行检验。具体地，我们分别采用面板 Logit 固定效应模型和面板 Tobit 随机效应模型对《新婚姻法》与已婚女性劳动参与和工作时间之间的关系进行检验。表 4 列（3）和列（4）分别报告了更换计量模型的劳动参与和工作时间回归结果。可以发现，虽然采用面板 Logit 固定效应模型会删除大量劳动参与一直没有变化的样本，但  $Divorce * Post$  的系数依然显著为正。同时，就工作时间而言，在考虑样本中部分没有进入劳动力市场的个体工作时间为 0 的特征后，《新婚姻法》对已婚女性工作时间的影响依然存在。可见，本文结论并不受模型设定的影响。

表4 人为设置实验组控制组与更换计量模型

|                | 人为设置实验组和控制组           |                      | 面板 Logit 固定效应模型      | 面板 Tobit 随机效应模型      |
|----------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                | (1)                   | (2)                  | (3)                  | (4)                  |
|                | 劳动参与                  | 工作时间                 | 劳动参与                 | 工作时间                 |
| Treat * Post   | 0.136 ***<br>(0.023)  | 0.172 ***<br>(0.059) | —                    | —                    |
| Divorce * Post | —                     | —                    | 0.259 ***<br>(0.086) | 0.099 ***<br>(0.022) |
| 常数项            | -3.851 ***<br>(0.953) | 2.183<br>(3.365)     | —                    | —                    |
| 个人、家庭控制变量      | 是                     | 是                    | 是                    | 是                    |
| 地区控制变量         | 是                     | 是                    | 是                    | 是                    |
| 个人固定效应         | 是                     | 是                    | 是                    | 否                    |
| 年份固定效应         | 是                     | 是                    | 是                    | 是                    |
| 观测数            | 10438                 | 5444                 | 4637                 | 5444                 |
| R <sup>2</sup> | 0.154                 | 0.077                | —                    | —                    |

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010-2016 年城市样本数据计算得到。

#### 4. 遗漏变量检验

本文实证模型还可能受到不可观测遗漏变量的影响，例如，地区文化因素等既可能影响地区离婚率，也可能影响当地已婚女性的工作态度，从而导致模型估计结果无法真实反映《新婚姻法》对已婚女性劳动参与的影响。为检验不可观测遗漏变量对本文估计结果的影响，参考已有研究方法，本文使用非参置换检验方法进行测试（Chetty et al., 2009; La Ferrara, 2012）。具体地，我们对城市离婚率随机赋值，进行回归，并将此过程重复 1000 次，获得 1000 个虚假交互项系数。图 3 显示，无论是对劳动参与还是工作时间进行检验，虚假交互项估计系数明显集中在 0 附近，且大于基准结果的概率为 0，表明本文结论并非偶然随机的，而是具有高度的可信度，且受不可观测遗漏变量影响较小（Li et al., 2016）。

### 五 机制探讨

上文结果发现《新婚姻法》出台促进了已婚女性劳动参与，并增加了其工作时间，那么是否如研究假设所言，《新婚姻法》出台对已婚女性家庭议价能力的影响是由于其对家庭财产产权重配的影响，下文将对这一机制进行检验。

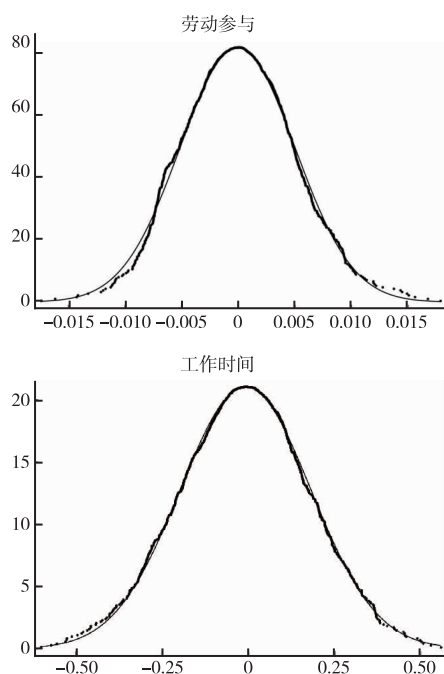


图3 非参置换检验

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010–2016年城市样本数据计算得到。

如果《新婚姻法》出台确实是通过家庭财产产权重配影响女性家庭议价能力的话，那么妻子在《新婚姻法》出台后应会要求占有更多的家庭财产以平衡丈夫家庭外部效用的提高。因此可以预测，在《新婚姻法》出台后，受法律影响更大地区（离婚率更高地区）的已婚女性可能对家庭财产有更多的诉求。同时，我们也将观测到《新婚姻法》导致的夫妻议价能力变化对不同家庭财产地位的已婚女性的影响存在差异。因此，本部分只要能够验证《新婚姻法》出台提高了已婚女性对家庭财产产权的占有份额，且家庭财产产权地位更低的已婚女性对法律的反应更为强烈，则前文提出的《新婚姻法》通过对家庭财产产权重配降低已婚女性议价能力、进而提高其劳动参与的作用机制就能成立。

#### （一）《新婚姻法》对家庭财产产权的重配效应

房产是家庭最重要的财产，本文采用房产产权变化分析《新婚姻法》出台对家庭财产产权归属的影响。具体地，根据CFPS家庭问卷中对家庭住房房产证名字的调查，将家庭房产产权归属分为5类，依次赋值为1~5，详见表5，数值越大，说明妻子所占

家庭房产产权份额越大,财产地位越高。可以发现,样本中近78%的家庭房产证上只有丈夫姓名,而夫妻共同拥有产权和妻子单独拥有产权数量只占样本总量的6.7%和5.5%,一定程度上说明在中国家庭中,丈夫对家庭房产具有绝对的支配地位。

表5 房产产权分布划分类型及占比

| 类型    | 丈夫及丈夫父母 | 丈夫单独  | 丈夫和妻子 | 妻子单独 | 妻子及妻子父母 |
|-------|---------|-------|-------|------|---------|
| 赋值    | 1       | 2     | 3     | 4    | 5       |
| 数量    | 227     | 3588  | 307   | 254  | 235     |
| 占比(%) | 4.92    | 77.81 | 6.66  | 5.51 | 5.10    |

资料来源:根据中国家庭追踪调查(CFPS)2010-2016年城市样本数据计算得到。

为分析《新婚姻法》出台对家庭财产产权归属的影响,本文利用面板有序Logit模型对以下回归方程进行检验:

$$PR_{jit} = \beta_0 + \beta_1 Divorce_j \times Post_t + \beta_2 Control_{jit} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{jit} \quad (25)$$

模型(25)中,  $PR_{jit}$  是  $j$  城市  $i$  家庭  $t$  年的房产产权归属类型,如表5所示,从1~5共分为5类。 $Control_{jit}$  是一系列控制变量<sup>①</sup>。本文主要关注地区离婚率与《新婚姻法》出台虚拟变量的交互项  $Divorce_j \times Post_t$  的回归系数  $\beta_1$ , 它衡量了《新婚姻法》出台对家庭财产产权归属的影响。如果  $\beta_1$  显著为正,则证实了《新婚姻法》出台会增加妻子家庭财产产权所有的份额,意味着家庭确实对《新婚姻法》关于房产的规定产生了直接反应,间接证实了本文提出的《新婚姻法》出台通过影响婚内家庭财产产权重配,进而影响了已婚女性家庭议价能力的假设。

表6报告了模型(25)的估计结果。结果显示,  $Divorce * Post$  系数显著为正,说明《新婚姻法》出台显著提高了受法律影响较大地区(离婚率更高地区)已婚女性对家庭财产产权所有的份额,表明家庭对《新婚姻法》的财产产权重配做出了反应,间接验证了《新婚姻法》对家庭财产产权重配的影响。虽然妻子为应对《新婚姻法》出台对自己财产产权削弱的影 响,会要求家庭提高其财产产权地位,但依然没有改变男性在家庭财产大幅度“占优”的事实。正如表5所示,在房产产权归属中,丈夫独占、丈夫及丈夫父母占有的比重高达83%,女性家庭财产产权“占劣”非常明显。因此女

① 控制变量具体包括:妻子是否工作、妻子教育程度、妻子年龄、子女数量、结婚时长、是否有其他房产、是否婚前购/建房。此外,我们还控制了城市的人均GDP对数、城市化水平、住房价格对数和劳动力密度。模型还同时控制了时间固定效应和个体固定效应。

性为增加自己的议价能力，要么增加在自己名下的房产，要么外出参加劳动。相对而言，已婚女性外出就业更容易得到支持<sup>①</sup>。

表 6 《新婚姻法》与家庭房产权变更

|                | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| Divorce * Post | 0.224 ***<br>(0.042)  | 0.243 ***<br>(0.046)  | 0.138 **<br>(0.066)   | 0.175 **<br>(0.072) |
| 常数项            | -3.220 ***<br>(0.098) | -3.088 ***<br>(0.176) | -2.928 ***<br>(0.180) | -0.658<br>(4.788)   |
| 个人、家庭控制变量      | 否                     | 是                     | 是                     | 是                   |
| 地区控制变量         | 否                     | 否                     | 否                     | 是                   |
| 个体固定效应         | 是                     | 是                     | 是                     | 是                   |
| 年份固定效应         | 否                     | 否                     | 是                     | 是                   |
| 观测数            | 4606                  | 4606                  | 4606                  | 4606                |
| R <sup>2</sup> | 0.007                 | 0.015                 | 0.023                 | 0.024               |

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010-2016 年城市样本数据计算得到。

## （二）《新婚姻法》对不同家庭财产所有权地位女性议价能力影响的异质性

进一步地，我们通过考察《新婚姻法》出台对不同家庭财产地位的已婚女性议价能力影响的异质性检验家庭财产产权重配对议价能力的影响。同样地，采用房产衡量家庭财产，依据表 5 家庭房产权归属的划分类别，我们将类别 1 和类别 2 归为女性家庭财产所有权“占劣”样本，类别 4 和类别 5 归为女性家庭财产所有权“占优”样本，采用模型（24）分别检验这两类样本中《新婚姻法》出台对已婚女性劳动参与和和工作时间影响的差异<sup>②</sup>。如果《新婚姻法》确实是通过改变家庭财产产权归属影响已婚女性家庭议价能力，那么我们将观测到，《新婚姻法》对家庭财产所有“占优”的已婚女性劳动参与和工作时间的影响将小于“占劣”样本。

表 7 结果表明，无论是劳动参与还是工作时间，Divorce \* Post 系数只在已婚女性家

- ① 现实情况是女性外出就业比增加房产更加普遍，改变婚前房产的所有者或是在原本丈夫独占的情况下增加妻子的名字相对还是较少，其原因主要在于：第一，在房产证上添加名字或更改所有者，都需要交一笔不菲的税费，对于家庭而言，这是额外增加的费用；第二，添加名字或更改名字可能还会涉及丈夫父母，这可能会带来家庭矛盾。相比而言，妻子外出就业更容易得到支持。
- ② 由于类别 3 夫妻共同拥有家庭房产权无法区分二者所占比例，因此在分析中剔除了该类别的样本。

庭财产权“占劣”样本中显著，意味着相对家庭财产权“占优”的已婚女性而言，《新婚姻法》出台导致的家庭财产权重配对家庭财产权“占劣”的已婚女性影响更大，说明家庭财产权对已婚女性议价能力具有重要影响。结合《新婚姻法》对家庭房产权变更结果分析，《新婚姻法》出台对已婚女性议价能力的影响确实是通过家庭财产权重配导致的，验证了本文的理论分析。

表7 《新婚姻法》、家庭房产所有与已婚女性议价能力

|                | (1)                    | (2)                   | (3)                | (4)                 |
|----------------|------------------------|-----------------------|--------------------|---------------------|
|                | 占优                     | 占劣                    | 占优                 | 占劣                  |
|                | 劳动参与                   | 劳动参与                  | 工作时间               | 工作时间                |
| Divorce * Post | -0.049<br>(0.109)      | 0.078 ***<br>(0.021)  | 0.026<br>(0.431)   | 0.156 **<br>(0.061) |
| 常数项            | 30.745 ***<br>(10.443) | -7.656 ***<br>(1.762) | 10.141<br>(35.546) | 0.853<br>(6.547)    |
| 个人、家庭控制变量      | 是                      | 是                     | 是                  | 是                   |
| 地区控制变量         | 是                      | 是                     | 是                  | 是                   |
| 个体固定效应         | 是                      | 是                     | 是                  | 是                   |
| 年份固定效应         | 是                      | 是                     | 是                  | 是                   |
| 观测数            | 488                    | 3893                  | 352                | 2092                |
| R <sup>2</sup> | 0.435                  | 0.157                 | 0.998              | 0.098               |

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。  
资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010-2016 年城市样本数据计算得到。

## 六 进一步分析

### （一）《新婚姻法》对已婚女性幸福感的影响

《新婚姻法》出台是否会影响已婚女性的社会福利呢？前文研究发现，《新婚姻法》出台显著增加了已婚女性的工作时间。据此，本文推断，《新婚姻法》出台将显著降低已婚女性的幸福感。参照模型（24），我们将被解释变量替换为已婚女性主观幸福感进行回归<sup>①</sup>。

① CFPS 对个体主观幸福感的测量问题为“总体而言，您认为您生活幸福吗？”，其中，CFPS 2010 年幸福感数据取值为 1~5，2014 年和 2016 年则改为 0~10。为了实证分析的需要，本文将 0~10 转换为 1~5 进行分析，转换方法为：0~2 赋值为 1，3~4 赋值为 2，5~6 赋值为 3，7~8 赋值为 4，9~10 赋值为 5。

表 8 报告了《新婚姻法》出台导致已婚女性议价能力下降对其幸福感的影响。列 (1) 至列 (5) 的结果显示, Divorce \* Post 系数均显著为负, 说明《新婚姻法》出台显著降低了已婚女性的主观幸福感, 与前文结论在逻辑上保持一致<sup>①</sup>。《新婚姻法》出台对家庭主要财产产权归属进行了重配, 显著增加了男性在离婚后的收益, 降低了已婚女性的议价能力, 促使了女性进入劳动力市场, 降低了女性社会福利, 可能导致新的家庭内部不平等。

表 8 议价能力与已婚女性主观幸福感

|                | (1)                   | (2)                   | (3)                  | (4)                  |
|----------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| Divorce * Post | -0.147 ***<br>(0.016) | -0.115 ***<br>(0.021) | -0.063 **<br>(0.030) | -0.080 **<br>(0.032) |
| 常数项            | 3.764 ***<br>(0.013)  | 3.427 ***<br>(0.078)  | 3.244 ***<br>(0.085) | 9.287 **<br>(4.137)  |
| 个体、家庭控制变量      | 否                     | 是                     | 是                    | 是                    |
| 地区控制变量         | 否                     | 否                     | 否                    | 是                    |
| 个体固定效应         | 是                     | 是                     | 是                    | 是                    |
| 年份固定效应         | 否                     | 否                     | 是                    | 是                    |
| 观测数            | 7823                  | 7823                  | 7823                 | 7823                 |
| R <sup>2</sup> | 0.016                 | 0.103                 | 0.144                | 0.145                |

注: 括号内为稳健标准误; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010-2016 年城市样本数据计算得到。

## (二) 《新婚姻法》对未婚女性劳动参与和工作时间的影响

《新婚姻法》主要通过家庭财产产权重配影响已婚女性的家庭议价能力, 而未婚女性由于尚未成家, 无需面临家庭财产分配问题。因此, 我们预期《新婚姻法》出台对其劳动参与和工作时间没有影响。但《新婚姻法》出台导致的已婚女性家庭议价能力下降, 仍然可能间接影响适龄未婚女性的劳动参与行为和工作时间决策。具体而言, 适龄未婚女性在面对《新婚姻法》出台带来的已婚女性家庭议价能力下降的现实时, 可能会降低其对未来婚姻的安全感知, 从而提高未来其在婚姻中的议价能力, 可能会调整其现在的劳动参与和工作时间 (溢出效应)。

为考察《新婚姻法》出台对适龄未婚女性劳动参与和工作时间的影响, 我们将样本限定为 18~40 岁已结束学业的未婚女性。表 9 结果显示, 在包含地区控制变量的设

<sup>①</sup> 我们还使用面板有序 Logit 模型进行了估计, 发现结论保持一致, 结果可根据要求提供。



定下, Divorce \* Post 系数无论是在劳动参与还是工作时间的回归中均不显著, 表明《新婚姻法》出台并不会对适龄未婚女性产生影响, 进一步证实了《新婚姻法》导致的家庭财产产权重配对已婚女性家庭议价能力的重要作用。由于未婚女性并不涉及家庭财产分配, 即使她们面临《新婚姻法》出台导致已婚女性家庭议价能力下降的事实, 也不会调整自身行为。

表9 《新婚姻法》与未婚女性劳动参与和工作时间

|                | (1)                  | (2)               | (3)                  | (4)                |
|----------------|----------------------|-------------------|----------------------|--------------------|
|                | 劳动参与                 | 劳动参与              | 工作时间                 | 工作时间               |
| Divorce * Post | -0.115 *<br>(0.060)  | -0.081<br>(0.071) | -0.008<br>(0.088)    | 0.021<br>(0.138)   |
| 常数项            | 0.846 ***<br>(0.306) | 1.351<br>(5.430)  | 2.979 ***<br>(0.611) | 13.457<br>(64.957) |
| 个人、家庭控制变量      | 是                    | 是                 | 是                    | 是                  |
| 地区控制变量         | 否                    | 是                 | 否                    | 是                  |
| 个体固定效应         | 是                    | 是                 | 是                    | 是                  |
| 年份固定效应         | 是                    | 是                 | 是                    | 是                  |
| 观测数            | 491                  | 491               | 418                  | 418                |
| R <sup>2</sup> | 0.275                | 0.288             | 0.893                | 0.960              |

注: 括号内为稳健标准误; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下统计显著。  
资料来源: 根据中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010-2016 年城市样本数据计算得到。

## 七 结论与政策含义

家庭内部不平等是社会不平等的重要方面, 揭开家庭内部决策过程对于理解家庭内部不平等具有重要意义。本文以已婚女性劳动参与为研究对象, 探讨了中国《新婚姻法》出台导致的家庭议价能力变化对家庭内部决策的影响。

实证结果表明, 《新婚姻法》出台对家庭主要财产产权倾向于男性的重配降低了已婚女性议价能力, 不仅提高了其在劳动力市场中的参与概率, 而且增加了其工作时间。机制分析发现, 《新婚姻法》对已婚女性议价能力的影响确实是通过改变家庭财产产权归属导致的。由于《新婚姻法》将此前处于模糊地带的家庭财产“一刀切”式地认定为个人财产, 在中国背景下, 显著增强了男性的“威胁点”, 降低了已婚女性家庭议价

能力。为平衡男性“威胁点”的增强，提高自身在家庭“剩余收益”分配中的效用，已婚女性将更多地选择进入劳动力市场。进一步，本文还发现，《新婚姻法》出台导致已婚女性议价能力下降还显著降低了其主观幸福感，可能导致新的家庭内部不平等。但《新婚姻法》对已婚女性家庭议价能力的影响并没有对未婚女性产生溢出效应，未婚女性的劳动参与和工作时间不受《新婚姻法》出台的影响。

本文的研究结论具有重要的政策含义。第一，本文为我们认识宏观法律政策与微观个体行为之间的关系提供了直接的证据。当前中国正处在快速转型与改革时期，各项法律制度频繁改革与出台，顶层设计者在制定法律条文时应充分考虑法律法规实施对微观主体的社会经济影响。第二，考虑到中国传统文化中固有的“男尊女卑”思想，《新婚姻法》出台可能会加剧性别歧视，造成新的家庭内部不平等，影响家庭稳定，损害女性权益与家庭长远的人力资本积累，需要更多地从经济学角度关注《新婚姻法》对家庭成员行为决策的后果。第三，家庭作为国家发展、民族进步、社会和谐的重要基点，对家庭内部决策和不平等的研究，有助于更好地理解当前中国社会经济不平等，未来可以进一步从消费、收入以及福利不平等视角展开议价能力与家庭内部决策的研究，弥补国内相关研究的不足。

## 参考文献：

- 陈钊、陆铭、吴桂英（2004），《考虑离婚的动态家庭分工理论及一个提高分工效率的保险机制》，《经济学（季刊）》第S1期，第167-190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。
- 杜凤莲（2008），《家庭结构、儿童看护与女性劳动参与：来自中国非农村的证据》，《世界经济文汇》第2期，第1-12页。
- 杜鹏程、徐舒、吴明琴（2018），《劳动保护与农民工福利改善——基于新〈劳动合同法〉的视角》，《经济研究》第3期，第64-78页。
- 封进、韩旭（2017），《退休年龄制度对家庭照料和劳动参与的影响》，《世界经济》第6期，第145-166页。
- 高梦滔（2011），《农村离婚率与外出就业：基于中国2003-2009年村庄面板数据的研究》，《世界经济》第10期，第55-69页。
- 李永友、郑春荣（2016），《我国公共医疗服务受益归宿及其收入分配效应——基于入

- 户调查数据的微观分析》，《经济研究》第7期，第132-146页。
- 李忠路（2011），《工作权威层的性别差距及影响因素——监管权威的视角》，《社会》第2期，第111-124页。
- 马双、李雪莲、蔡栋梁（2017），《最低工资与已婚女性劳动参与》，《经济研究》第6期，第153-168页。
- 倪晓然、朱玉杰（2016），《劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自2008年〈劳动合同法〉实施的证据》，《管理世界》第7期，第154-167页。
- 彭青青、李宏彬、施新政、吴斌珍（2017），《中国市场化过程中城镇女性劳动参与率变化趋势》，《金融研究》第6期，第33-49页。
- 齐良书（2005），《议价能力变化对家务劳动时间配置的影响——来自中国双收入家庭的经验证据》，《经济研究》第9期，第78-90页。
- 王靖雯、魏思琦（2016），《“婚姻法司法解释三”对女性劳动力供给的影响》，《经济学动态》第7期，第44-50页。
- 吴伟平、章元、刘乃全（2016），《房价与女性劳动参与决策——来自CHNS数据的证据》，《经济学动态》第11期，第57-67页。
- 吴晓瑜、李力行（2011），《母以子贵：性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据》，《经济学（季刊）》第3期，第869-886页。
- 杨菊华、何绍华（2014），《社会转型过程中家庭的变迁与延续》，《人口研究》第2期，第36-51页。
- 姚先国、谭岚（2005），《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》，《经济研究》第7期，第18-27页。
- 张川川（2011），《子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响》，《人口与经济》第5期，第29-35页。
- Ambler, Kate (2015). Bargaining with Grandma: The Impact of the South African Pension on Household Decision-Making. *Journal of Human Resources*, 51 (4), 900-932.
- Anderson, Siwan (2018). Legal Origins and Female HIV. *American Economic Review*, 108 (6), 1407-1439.
- Angrist, Joshua (2002). How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation. *Quarterly Journal of Economics*, 117 (3), 997-1038.
- Bai, Ying & Ruixue Jia (2016). Elite Recruitment and Political Stability: The Impact of the Abolition of China's Civil Service Exam. *Econometrica*, 84 (2), 677-733.

- Bargain, Olivier, Libertad González, Claire Keane & Berkay Özcan (2012). Female Labor Supply and Divorce: New Evidence from Ireland. *European Economic Review*, 56 (8), 1675 – 1691.
- Browning, Martin, Pierre-André Chiappori & Yoram Weiss (2014). *Economics of the Family*. Cambridge, Massachusetts: Cambridge University Press.
- Chakraborty, Indraneel, Hans Holter & Serhiy Stepanchuk (2015). Marriage Stability, Taxation and Aggregate Labor Supply in the U. S. vs. Europe. *Journal of Monetary Economics*, 72, 1 – 20.
- Chau, Tak Wai, Hongbin Li, Pak Wai Liu & Junsen Zhang (2007). Testing the Collective Model of Household Labor Supply: Evidence from China. *China Economic Review*, 18 (4), 389 – 402.
- Cherchye, Laurens, Bram De Rock & Frederic Vermeulen (2009). Opening the Black Box of Intrahousehold Decision Making: Theory and Nonparametric Empirical Tests of General Collective Consumption Models. *Journal of Political Economy*, 117 (6), 1074 – 1104.
- Chetty, Raj, Adam Looney & Kory Kroft (2009). Saliency and Taxation: Theory and Evidence. *American Economic Review*, 99 (4), 1145 – 1177.
- Chiappori, Pierre-André & Costas Meghir (2015). Intrahousehold Inequality. In Anthony Atkinson & François Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution, Volume 2B*. Amsterdam, The Netherlands: Elsevier, pp. 1369 – 1418.
- Deere, Carmen & Magdalena Leon (2001). *Empowering Women: Land and Property Rights in Latin America*. Pittsburgh, Pennsylvania: University of Pittsburgh Press.
- Duflo, Esther (2003). Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17 (1), 1 – 25.
- Fernández, Raquel & Joyce Cheng Wong (2014). Divorce Risk, Wages and Working Wives: A Quantitative Life-Cycle Analysis of Female Labour Force Participation. *The Economic Journal*, 124 (576), 319 – 358.
- Gray, Jeffrey (1998). Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women's Labor Supply. *American Economic Review*, 88 (3), 628 – 642.
- Gruber, Jonathan (2004). Is Making Divorce Easier Bad for Children? The Long-Run Implications of Unilateral Divorce. *Journal of Labor Economics*, 22 (4), 799 – 833.
- La Ferrara, Eliana, Alberto Chong & Suzanne Duryea (2012). Soap Operas and Fertility:

- Evidence from Brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4 (4), 1 – 31.
- Li, Lixing & Xiaoyu Wu (2015). The Consequences of Having a Son on Family Wealth in Urban China. *Review of Income and Wealth*, 63 (2), 378 – 393.
- Li, Pei, Yi Lu & Jin Wang (2016). Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China. *Journal of Development Economics*, 123, 18 – 37.
- Lundborg, Petter, Erik Plug & Astrid Würtz Rasmussen (2017). Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments. *American Economic Review*, 107 (6), 1611 – 1637.
- Mammen, Kristin (2015). Effects of Divorce Risk on Women's Labor Supply and Human Capital Investment. *Psychology*, 6 (11), 1385 – 1393.
- Manser, Marilyn & Murray Brown (1980). Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis. *International Economic Review*, 21 (1), 31 – 44.
- McElroy, Marjorie & Mary Horney (1981). Nash-Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand. *International Economic Review*, 22 (2), 333 – 349.
- Nunn, Nathan & Nancy Qian (2011). The Potato's Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment. *Quarterly Journal of Economics*, 126 (2), 593 – 650.
- Özcan, Berkay & Richard Breen (2012). Marital Instability and Female Labor Supply. *Annual Review of Sociology*, 38 (1), 463 – 481.
- Porter, Maria (2014). How Do Sex Ratios in China Influence Marriage Decisions and Intra-Household Resource Allocation? *Review of Economics of the Household*, 14 (2), 337 – 371.
- Stevenson, Betsey (2007). The Impact of Divorce Laws on Marriage-Specific Capital. *Journal of Labor Economics*, 25 (1), 75 – 94.
- Stevenson, Betsey & Justin Wolfers (2006). Bargaining in the Shadow of the Law: Divorce Laws and Family Distress. *Quarterly Journal of Economics*, 121 (1), 267 – 288.
- Sun, Ang & Yaohui Zhao (2016). Divorce, Abortion, and the Child Sex Ratio: The Impact of Divorce Reform in China. *Journal of Development Economics*, 120, 53 – 69.
- Thaler, Richard (1988). Anomalies: The Winner's Curse. *Journal of Economic Perspectives*, 2 (1), 191 – 202.
- Thomas, Duncan (1990). Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach.

*Journal of Human Resources*, 25 (4), 635 – 664.

Wang, Shing-Yi (2014). Property Rights and Intra-Household Bargaining. *Journal of Development Economics*, 107, 192 – 201.

## **Intra-Household Inequality, Bargaining Power, and Labor Force Participation of Married Women: A Quasi-Natural Experiment Based on the New Marriage Law**

Lu Yuanping<sup>1, 2</sup>, Zhang Kezhong<sup>3</sup> & He Fan<sup>3</sup>

(School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law<sup>1</sup>;

Research Center of Income Distribution, Zhongnan University of Economics and Law<sup>2</sup>;

School of Management, Huazhong University of Science and Technology<sup>3</sup>)

**Abstract:** Based on the Nash bargaining model, this paper takes the promulgation of the *New Marriage Law* in 2011 as a quasi-natural experimental setting to examine the change of bargaining power between wife and husband and its impact on labor force participation of married women. Using the CFPS panel data from 2010 to 2016 and the difference-in-differences method, the study shows that the *New Marriage Law* is associated with reduced bargaining power for married women in household resource redistribution, which in turn increases their likelihood of labor force participation as well as working time. Mechanism analysis suggests that the implementation of *New Marriage Law* witnessed a significant change in family property ownership pattern, which enhances threatening point for men and reduces bargaining power for women. In addition, the *New Marriage Law* could decrease the subjective well-being of married women. But for the unmarried women, the law has no significant effects on either labor force participation or time allocation. Overall, by investigating the socio-economic consequences of the *New Marriage Law*, the paper expands the research horizon of labor force participation of women, and it invites further discussions on marriage policy and women's rights within household.

**Keywords:** New Marriage Law, intra-household inequality, bargaining power, married women's labor force participation

**JEL Classification:** D19, J22, K36

(责任编辑：西 贝)