

女性农业生产率与婚姻转移支付

冀东星^{*}

摘要 Becker (1981) 提出, 男性和女性劳动力的相对生产效率影响婚姻转移支付。本文对此提供了系统性证据。我们发现, 在种族层面, 当女性参与农业劳动的程度较高时, 彩礼的流行程度更可能高于嫁妆。基于印度家庭调查数据的分析表明, 女性在农业部门的就业比例对支付嫁妆的概率、金额有显著负向影响。塞内加尔家庭调查数据显示, 女性在农业部门的就业比例对彩礼金额有显著正向影响。为缓解内生性问题, 本文使用自然地理特征构造工具变量。

关键词 彩礼, 嫁妆, 农业生产率

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.01.09

一、引言

以彩礼、嫁妆为主要形式的婚姻转移支付曾在世界很多区域广泛流行, 至今仍存在于一些国家和地区。¹ 婚姻转移支付有时金额相当巨大, 显著影响社会财富分配和家庭福利, 因而其产生原因和功能受到学术界、政策界关注。² 一种观点认为, 婚姻转移支付的形式和金额受到男性和女性劳动力相对生产效率(为方便表述, 以下简称“女性劳动生产率”)的影响。具体地, Boserup (1970) 观察到, 在主要依靠轻型工具进行农业生产的社会, 女性参与农业劳动较多, 支付彩礼的可能性更大; 在较多使用重型犁具进行农业生产的社会, 女性参与农业劳动较少, 支付嫁妆的可能性更大。Becker (1981) 进一步从理论上指出, 彩礼和嫁妆的作用之一是调节新郎家庭、新娘家庭从婚姻中获得的收益, 使其达到市场均衡水平, 因此, 当女性劳动生产率较高时更可能支付彩礼, 反之则更可能支付嫁妆。

* 清华大学经济管理学院。通信地址: 北京市海淀区半壁街南路 1 号院, 100048; 电话: 15210588438; E-mail: jdx13@tsinghua.org.cn。作者感谢 Nathan Nunn 和匿名审稿人的宝贵建议, 感谢 Linguère Mously Mbaye 和 Natascha Wagner 提供数据支持。文责自负。

¹ 如, 撒哈拉以南的非洲、泰国、缅甸等地区流行彩礼, 印度、中世纪的欧洲流行嫁妆 (Murdock, 1969; Goody, 1973; Anderson, 2007)。中国同时存在彩礼和嫁妆。

² Rao (1993) 估计, 印度的平均嫁妆金额大约是人均年收入的 6 倍; Dekker and Hoogeveen (2002) 发现, 在撒哈拉以南的非洲, 彩礼金额大约是人均年收入的 4 倍; Ashraf *et al.* (2016) 估计, 印度尼西亚的平均彩礼金额相当于人均 GDP 的 51%, 赞比亚的平均彩礼金额相当于人均 GDP 的 175%。

虽然 Becker (1981) 的理论广为人知，但尚未有坚实的经验证据。实证研究的主要困难在于缺乏彩礼、嫁妆的微观数据 (Anderson, 2007)。现有文献只是基于种族层面数据，发现婚姻转移支付类型与女性参与农业劳动的程度相关 (Boserup, 1970; Giuliano, 2015)，但未能回答以下两个问题：一是女性农业生产率是否影响婚姻转移支付。尽管两者存在相关性，但由于潜在内生性威胁，这一问题的答案并不显然。二是两者的相关性能否从种族层面推广到家庭层面。本文回答了上述两个问题。

我们主要关注女性在农业部门而不是其他产业部门的生产率，这是因为，彩礼和嫁妆在时间维度上较多出现于前工业化时期，在空间维度上较多出现于发展中国家，而农业在这些时期和地区的经济活动中占有重要地位。我们参考 Alesina *et al.* (2013) 和 Carranza (2014)，使用女性参与农业劳动的程度衡量其农业生产率。这样做的逻辑是，人们通常较多从事自己在生产效率上具有比较优势的经济活动。例如，在前工业化社会中，狩猎活动通常由男性完成，采集活动通常由女性完成 (Murdock, 1969)。其他条件相同时，如果女性在农业部门的生产率较高，那么她们会更多参与农业劳动，更少从事其他经济活动。

本文发现，无论在种族还是家庭层面，女性农业生产率都会影响婚姻转移支付。我们首先使用《种族图志》(Ethnographic Atlas) (Murdock, 1969) 分析种族层面的女性农业生产率对婚姻转移支付类型的影响。为缓解内生性问题，我们使用各种族所在区域适宜种植有关农作物的程度构建工具变量。Alesina *et al.* (2013) 指出，各地区的地理气候条件决定了适宜种植的作物类型，作物类型影响犁的使用，而犁会显著降低女性相对于男性的农业生产率。以有关作物适宜性指数作为工具变量进行分析发现，女性农业参与程度越高的种族，彩礼的流行程度更可能高于嫁妆，反之，嫁妆的流行程度更可能高于彩礼。

而后，我们使用微观数据，将样本限制在单一国家，考察地区间女性农业生产率的差异是否影响婚姻转移支付。由于国家内部思想观念、文化习俗、法律制度等因素差异较小，这一做法有利于缓解遗漏变量问题。为缓解内生性问题，我们使用家庭所在地区壤土比例与黏土比例的差值作为工具变量。Carranza (2014) 指出，与黏土农田相比，壤土农田更适合犁的使用，有利于提高耕翻土壤的效率，从而降低移植、施肥、除草等通常由女性完成的劳动的价值，降低女性的农业生产率。基于印度家庭调查数据的分析表明，女性农业生产率对支付嫁妆的概率和金额都有负向影响。基于塞内加尔家庭调查数据的分析表明，女性农业生产率对彩礼金额有正向影响。

本文的贡献在于：第一，基于种族、家庭层面数据，使用工具变量方法，提供了女性农业生产率影响婚姻转移支付的经验证据，从实证上建立了两者的因果关系。第二，深化了对于婚姻转移支付和婚姻市场的认识，拓展了相

关领域研究 (Rao, 1993; Jacoby, 1995; Anderson, 2003; Anderson and Bidner, 2015; 雷晓燕等, 2015; 吴要武和刘倩, 2014; 方丽和田传浩, 2016; 王智波和李长洪, 2016)。第三, 印证了经济因素对文化习俗的影响, 丰富了相关文献 (Talhelm *et al.*, 2014; Nunn and Wantchekon, 2011)。

二、种族层面的证据

(一) 数据、主要变量和计量模型

数据主要来源于 Murdock (1969) 编纂的《种族图志》, 这一数据库收录了世界范围内 1 265 个种族在前工业时期的信息。

各种族主要婚姻转移支付习俗被划分为 7 种: ①彩礼; ②丈夫向妻子家庭提供劳务; ③象征性彩礼; ④互惠的礼物交换; ⑤用丈夫的姐妹或女性亲属交换妻子; ⑥无婚姻转移支付; ⑦嫁妆。部分种族的次要婚姻转移支付习俗也被划分为以上 7 种。我们将主要、次要婚姻转移支付习俗分类, ①②⑤ 为彩礼类, ⑦ 为嫁妆类, ③④⑥ 为其他, 并以此为基础定义哑变量衡量彩礼、嫁妆的流行程度, 如表 1 所示。彩礼哑变量衡量彩礼的流行程度是否高于嫁妆, 嫁妆哑变量衡量嫁妆的流行程度是否高于彩礼。

表 1 彩礼、嫁妆哑变量的定义

主要婚姻转移支付	次要婚姻转移支付	彩礼哑变量	嫁妆哑变量	种族数量
彩礼类	彩礼类	1	0	128
彩礼类	嫁妆类	1	0	20
彩礼类	其他	1	0	30
彩礼类	无	1	0	630
嫁妆类	彩礼类	0	1	3
嫁妆类	嫁妆类	0	1	0
嫁妆类	其他	0	1	0
嫁妆类	无	0	1	30
其他	彩礼类	1	0	31
其他	嫁妆类	0	1	5
其他	其他	0	0	1
其他	无	0	0	368
总计				1 246

各种族的农业活动性别分工情况分为 5 类: ①(几乎) 只有男性参与; ②男

性参与稍多；③男女参与率大致相等；④女性参与稍多；⑤（几乎）只有女性参与。参考 Alesina *et al.* (2013)，我们据此构建变量衡量女性参与农业活动的程度，数值从 1 到 5 依次递增。

女性参与非农业活动的程度也可能影响婚姻转移支付，因此，我们构造变量“女性非农劳动参与程度”，作为控制变量。第一步，按照与前文类似的方法构造变量，衡量女性参与采集、狩猎、渔业、畜牧业的程度。由于一些种族较少从事非农业活动，缺乏性别分工信息，我们用其他样本的平均值替代缺失数据。第二步，以种族对各类活动的依存度（该类活动对经济收入的贡献率）为权重，计算女性参与各类非农劳动程度的加权平均值：

女性非农劳动参与程度 = (采集业依存度 × 女性采集业参与程度 + 狩猎业依存度 × 女性狩猎业参与程度 + 渔业依存度 × 女性渔业参与程度 + 畜牧业依存度 × 女性畜牧业参与程度) / (采集业依存度 + 狩猎业依存度 + 渔业依存度 + 畜牧业依存度)³

为缓解遗漏变量偏差，我们控制了表示“从夫居”的哑变量。在从夫居社会中，妻子婚后到丈夫家居住，使妻子的家庭失去一个劳动力，丈夫的家庭可能需要支付彩礼作为补偿 (Vrokklage, 1952)。《种族图志》记录了婚后的居住地点变化情况：①妻子搬到丈夫的族群；②搬到妻子或丈夫任意一方的族群，或夫妻单独居住；③丈夫搬到妻子的族群；④无一般规则。当种族属于第①类时，从夫居哑变量为 1，否则为 0。

其他控制变量包括：①是否有大型家养动物；②经济发展水平；③政治组织层级数量；④该种族居住地的热带、亚热带区域比例；⑤该种族居住地的农业适宜性。前 3 个变量来源于《种族图志》，后 2 个变量根据联合国粮农组织农业生态区域数据库 (Fischer *et al.*, 2002) 计算。关于变量的详细说明见 Alesina *et al.* (2013)。

表 2 展示了最终回归样本主要变量的统计特征。彩礼哑变量的平均值为 0.6690，嫁妆哑变量的平均值为 0.0447，女性农业参与程度的平均值为 2.9804，女性非农劳动参与程度的平均值为 2.0981。

表 2 各种族主要变量描述性统计

变量	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
彩礼	716	0.6690	0.4709	0	1
嫁妆	716	0.0447	0.2068	0	1

³ 第一步中使用其他样本的平均值替代缺失数据，不会对变量的准确性造成很大影响。这是因为，某种族缺少某一活动的性别分工数据，往往是由于它对该活动的依存度较低。

(续表)

变量	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
女性农业参与程度	716	2.9804	1.0510	1	5
女性非农劳动参与程度	716	2.0981	0.6172	1.0454	4.4753
从夫居	712	0.6938	0.4612	0	1
经济发展水平	713	5.9187	1.6555	1	8
政治组织层级数量	696	2.1164	1.0965	1	5
热带、亚热带区域比例	678	0.9159	0.2673	0	1
农业适宜性	682	0.4677	0.3829	0	1
是否有大型家养动物	710	0.8394	0.3674	0	1

计量模型如下：

$$\text{transfer}_i = \chi_{\text{agric_female}} + \theta X_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

其中 i 表示种族； transfer_i 代表彩礼哑变量或嫁妆哑变量； agric_female_i 为女性农业劳动参与程度，取值为 1 到 5； X_i 为控制变量； ϵ_i 为残差项。我们分别使用普通最小二乘法和 Probit 模型估计方程 (1)，并使用稳健标准误。

(二) 实证结果

1. 普通最小二乘法

表 3 汇报了普通最小二乘法结果。(1) (2) 列未加入控制变量，(3) (4) 列加入了控制变量。(1) (3) 列显示，女性农业参与程度较高时，彩礼的流行程度更可能高于嫁妆；(2) (4) 列显示，女性农业参与程度较低时，嫁妆的流行程度更可能高于彩礼。上述相关关系符合预期，并在 1% 水平上显著。

表 3 各种族女性农业参与程度与婚姻转移支付——普通最小二乘法

	彩礼	嫁妆	彩礼	嫁妆
	(1)	(2)	(3)	(4)
女性农业参与程度	0.0942*** (0.0176)	-0.0321*** (0.00708)	0.0946*** (0.0159)	-0.0257*** (0.00710)
控制变量			是	是
样本数量	716	716	654	654

注：(1) 控制变量包括女性非农劳动参与程度、从夫居哑变量、经济发展水平、政治组织层级数量、热带亚热带区域比例、农业适宜性、是否有大型家养动物。(2) 括号中为稳健标准误。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$ 。

2. 工具变量法

为缓解内生性问题，我们参考 Alesina *et al.* (2013)，使用作物适宜性构建工具变量。由于犁的使用需要较强的上肢力量，更适合男性操作，因此使用犁的种族女性农业生产率较低。自然地理条件决定了适合种植的作物类型，进而影响犁的使用 (Pryor, 1985)。犁的主要作用是在短时间内翻耕大片土地，因此对播种窗口期较短或需要大面积播种的作物能够产生更大价值。另外，犁难以在泥泞、崎岖、多岩石和浅层土壤环境中使用，因此对于适宜生长在这些环境中的作物，犁的作用会大幅降低。考虑到这些因素，Pryor (1985) 将作物分为两类。一是“犁阳性作物”，包括小麦、埃塞俄比亚画眉草、大麦、黑麦等；这些作物生长周期短，由于单位面积产出的营养物质较少而需要大面积播种，适宜生长在平坦、深厚的土壤中，从而较多受益于犁的使用。二是“犁阴性作物”，包括高粱、玉米、小米、根类作物、块茎作物、乔木作物等；这些作物生长周期长，单位面积生产的营养物质较多因而不需要大面积播种，可以生长于崎岖、多岩石的环境中，从而较少受益于犁的使用。适宜种植“犁阳性作物”的地区，更可能发明或引进犁，从而降低女性农业参与程度；反之，女性农业参与程度则较高。

考虑到产量、用途的可比性，选取 6 种谷类作物的适宜性构建工具变量，包括小麦、大麦、黑麦等 3 种“犁阳性作物”以及小米、狼尾草、高粱等 3 种“犁阴性作物”。作物适宜性来源于联合国粮农组织农业生态区域数据库 (Fischer *et al.* 2002)。我们选取各种族居住地的中心点，计算 200 公里范围内适合种植每种作物的土地面积。以 x_1 、 x_2 、 x_3 、 x_4 、 x_5 、 x_6 分别表示适宜种植小麦、大麦、黑麦、小米、狼尾草、高粱的面积，以 x_{all} 表示适宜种植上述任意一种作物的面积。该种族“犁阳性作物”适宜性定义为 $\text{Area}_{pos} = \frac{1}{3} (x_1 + x_2 + x_3) / x_{all}$ ，“犁阴性作物”适宜性定义为 $\text{Area}_{neg} = \frac{1}{3} (x_4 + x_5 + x_6) / x_{all}$ 。

表 4 检验了工具变量对犁的使用、女性农业参与程度的影响。结果显示，“犁阳性作物”适宜性对犁的使用有正向影响，“犁阴性作物”适宜性对女性农业劳动参与程度有正向影响；两者的差值对犁的使用有正向影响，对女性农业参与程度有负向影响，符合预期。(3)(4)列中作物适宜性指数 F 值大于 10，表明对女性农业参与程度有较强解释力。图 1 表明，“犁阳性作物”适宜性与“犁阴性作物”适宜性的差值与女性农业参与程度存在负相关关系。下文以“犁阳性作物”适宜性、“犁阴性作物”适宜性作为工具变量。

表4 各种族谷类作物适宜性与女性农业参与程度

	犁的使用		女性农业参与程度	
	(1)	(2)	(3)	(4)
“犁阳性作物”适宜性	0.386*** (0.0591)		0.00294 (0.175)	
“犁阴性作物”适宜性	-0.132 (0.116)		1.638*** (0.318)	
“犁阳性作物”适宜性		0.309*** (0.0425)		-0.497*** (0.115)
—“犁阴性作物”适宜性				
控制变量	是	是	是	是
作物适应性的 <i>F</i> 值	23.46	52.94	33.93	18.69
作物适应性的 <i>p</i> 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本数量	558	558	558	558
<i>R</i> ²	0.376	0.373	0.137	0.115

注：(1) 控制变量包括女性非农劳动参与程度、从夫居哑变量、经济发展水平、政治组织层级数量、热带亚热带区域比例、农业适宜性、是否有大型家养动物。(2) 括号中为稳健标准误。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

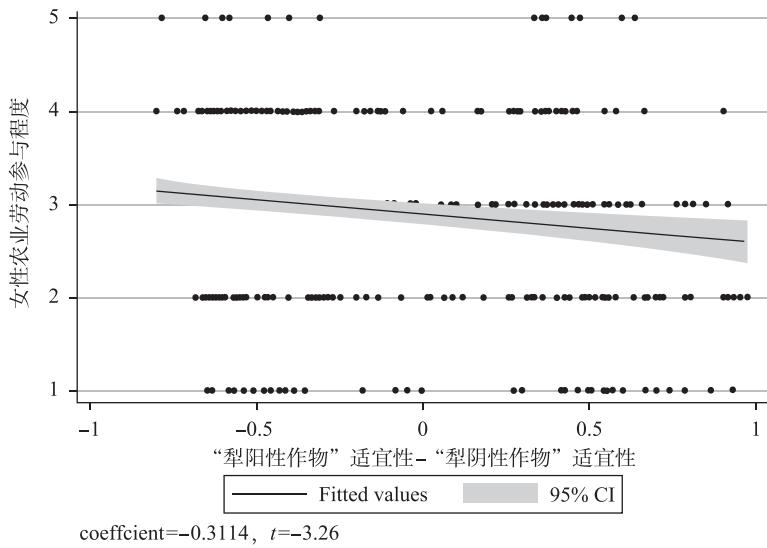


图1 谷类作物适宜性与女性农业劳动参与程度

作为工具变量，作物适宜性还需满足排他性约束，即不通过其他渠道影响婚姻转移支付。如前文所述，我们已经控制了与作物适宜性、婚姻转移支付相关的变量，因此排他性约束很可能成立。在稳健性检验部分，我们将进

一步控制与作物适宜性相关的地理特征，以防止地理特征直接影响婚姻转移支付。

表 5 给出了两阶段最小二乘法结果。(1) (3) 列显示，女性农业参与程度的提高使彩礼的流行程度更可能高于嫁妆；(2) (4) 列显示，女性农业参与程度的降低使嫁妆的流行程度更可能高于彩礼。

表 5 各种族女性农业参与程度与婚姻转移支付——工具变量法

	彩礼	嫁妆	彩礼	嫁妆
	(1)	(2)	(3)	(4)
女性农业参与程度	0.413*** (0.103)	-0.152*** (0.0522)	0.242*** (0.0782)	-0.123** (0.0511)
控制变量			是	是
样本数量	581	581	558	558

注：(1) 控制变量包括女性非农劳动参与程度、从夫居哑变量、经济发展水平、政治组织层级数量、热带亚热带区域比例、农业适宜性、是否有大型家养动物。(2) 工具变量为“犁阳性作物”适宜性、“犁阴性作物”适宜性。部分种族的工具变量数值缺失，因此样本数量少于表 3。(3) 括号中为稳健标准误。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

(三) 稳健性检验

去掉主要、次要婚姻转移支付发生冲突的样本。如表 1 所示，部分种族的主要婚姻转移支付是彩礼类、次要婚姻转移支付是嫁妆类，或者主要婚姻转移支付是嫁妆类、次要婚姻转移支付是彩礼类，两者方向不一致。我们去掉这两类样本，重新进行计量分析，结果与表 5 相似。另外，严格限制样本范围，只使用三类样本：① 主要转移支付为彩礼类、次要转移支付为“无”的种族；② 主要转移支付为嫁妆类、次要转移支付为“无”的种族；③ 主要、次要转移支付均为彩礼类的种族。结果也与表 5 相似。

使用哑变量衡量女性农业参与程度。当农业活动性别分工为“男女参与率大致相等”“女性参与稍多”或“（几乎）只有女性参与”时，哑变量为 1，否则为 0。结果与表 5 相似。

控制地理特征。一些地理特征可能既与作物适宜性相关，又通过其他渠道影响婚姻转移支付，会威胁工具变量的排他性约束。作为稳健性检验，我们控制住年平均温度、年平均降水量、地表坡度和土壤深度等地理特征，以及它们的平方项、交叉项。结果与表 5 相似。

三、女性农业生产率与嫁妆——来自印度的微观证据

(一) 数据

主要数据来源于印度人类发展调查 (Desai *et al.*, 2007; Desai and Vanneman, 2015)。该调查由马里兰大学、新德里国家应用经济学研究委员会组织，分为两轮，分别于 2004—2005 年、2011—2012 年进行，调查对象分别包括 41 554 户、42 152 户家庭。印度分为 35 个邦级行政区划，下辖 593 个地区。该调查的受访家庭分布在 33 个邦级行政区划、391 个地区，地区分布上具有较强代表性。有关研究表明，支付嫁妆的习俗在印度比较普遍 (Rao, 1993; Anderson, 2007)。

为减小测量误差，我们剔除了数据质量较差的样本。数据采集员根据调研过程中的观察，将受访者清晰回答问题的频率划分为“很少”“有时”“经常”三类。我们去掉了被划分为“很少”的样本，这使样本数量从 83 706 户家庭减少到 79 749 户家庭。

(二) 主要变量和计量模型

嫁妆金额根据两个问题推算：①在你的社区或种姓中，对于你这样的家庭，结婚时新郎家庭一般花费多少钱？②在你的社区或种姓中，对于你这样的家庭，结婚时新娘家庭一般花费多少钱？我们用后者的数值减去前者的数值估计嫁妆金额；对于 2011—2012 年第二轮调查样本，使用印度居民消费价格指数，将嫁妆金额调整为 2005 年不变价格水平。这种方法衡量了新娘家庭比新郎家庭多支付的费用，即“净嫁妆”金额 (Edlund, 2006)。

参考 Carranza (2014)，我们使用各地区女性农业部门就业人数与农村全部就业人数的比值衡量女性农业生产率；为方便表述，下文简称为“女性农业就业率”。数据来源于 2001 年人口普查。

我们不使用女性农业部门就业人数与男性农业部门就业人数的比值衡量女性农业生产率，是因为这一指标受地区经济结构影响，具有误导性：如果男性非农业部门的就业机会增加，会导致男性农业部门就业人数减少，使这一指标升高，而这与农业部门的生产率无关 (Miller, 1982)。女性在农村地区的就业主要集中在农业部门，非农业部门就业比例较低 (Carranza, 2014)，因此本文构建的指标受经济结构影响较小。

只有在农村人口和农业活动较多的地区，女性的农业生产率才会成为婚姻市场的重要考量因素，对嫁妆产生较大影响。因此，我们将样本限制在农

村人口比例大于 70% 的地区。另外，一些地区的女性农业就业率数据缺失，这使样本数量从 79 749 户家庭减少到 49 650 户家庭。

家庭特征可能影响嫁妆金额，因此控制以下变量：①家庭人均年收入的对数值；②家庭是否居住在城镇；③未婚女性数量；④离异或丧偶的女性数量；⑤家庭成员数量；⑥表示宗教信仰和种姓类别的一组哑变量，分别为（a）伊斯兰教，（b）基督教、锡克教或者那教，（c）信仰印度教的表列种姓或表列部落。

我们还控制了可能影响嫁妆金额的地区特征，包括：①女性非农业就业率，即女性非农业部门就业人数与非农业部门全部就业人数的比值；②农村人口比例；③穆斯林人口比例；④信仰基督教、锡克教或者那教的人口比例；⑤信仰印度教的表列种姓和表列部落人口比例；⑥年平均温度；⑦年平均降水量；⑧地表坡度；⑨土壤深度。另外，加入邦固定效应，以控制文化、制度等因素的影响；加入调查轮次的固定效应，以控制宏观经济因素导致的嫁妆变化。

性别比例虽然会影响嫁妆，但不能作为控制变量。这是因为主要解释变量——女性农业就业率正向影响女性人口比例（Carranza, 2014），加入性别比例会造成过度控制问题（Angrist and Pischke, 2009）。如果女性人口比例正向影响嫁妆金额，那么我们的计量设定会低估女性农业就业率对嫁妆金额的影响。

表 6 列出了主要变量的统计特征。净嫁妆的平均值为 38 950.8 卢比，是家庭人均年收入平均值的 3.2 倍，标准差为 89 522.6 卢比，呈现出较大差异性。⁴女性农业就业率的平均值为 0.2873。

表 6 印度样本主要变量描述性统计

变量	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
净嫁妆（卢比）	49 650	38 950.8	89 522.6	-1 604 281	4 149 004
女性农业就业率	49 650	0.2873	0.1229	0.0315	0.5501
家庭人均年收入（卢比）	49 650	12 066.0	24 256.4	0	2 301 867
是否居住在城镇	49 650	0.2187	0.4133	0	1
未婚女性数量	49 650	1.0719	1.1437	0	10
离异或丧偶的女性数量	49 650	0.5175	0.7367	0	6

⁴ 按照 2005 年汇率，1 卢比相当于 0.02259 美元。净嫁妆金额的平均值相当于 880 美元，标准差相当于 2 022 美元。

(续表)

变量	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
家庭成员数量	49 650	5.1106	2.4996	1	33
伊斯兰教	49 650	0.1114	0.3146	0	1
基督教、锡克教或者那教	49 650	0.0252	0.1567	0	1
表列种姓、部落	49 650	0.3010	0.4587	0	1
女性非农业就业率	49 650	0.2128	0.0935	0.0565	0.9446
农村人口比例	49 650	0.8306	0.0715	0.7000	1.0000
穆斯林人口比例	49 650	0.1052	0.1647	0.0010	0.9835
信仰基督教、锡克教或者那教的人口比例	49 650	0.0276	0.1209	0	0.9341
表列种姓、部落人口比例	49 650	0.1775	0.0788	0	0.4161
年平均温度（摄氏度）	49 650	24.99	3.13	8.05	28.78
年平均降水量（毫米）	49 650	1 222.07	606.76	346.23	3 833.17
地表坡度	49 650	9.0377	9.6154	0.9786	48.6907
土壤深度	49 650	0.7998	0.2501	0	1

计量模型如下：

$$\text{dowry}_{it} = \phi \text{agric_female}_d + \pi Z_{it} + u_s + v_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中 i 表示家庭， t 表示调查轮次， d 表示地区。被解释变量 dowry_{it} 为净嫁妆的对数值 $\ln(\text{net_dowry}_{it})$ ，或表示净嫁妆是否为正的哑变量 dowry_dum_{it} 。为防止丢失样本，将净嫁妆加 1 再取对数。 agric_female_d 为地区 d 的女性农业就业率。 Z_{it} 为控制变量。 u_s 和 v_t 分别为邦、调查轮次固定效应。 ε_{it} 是残差项。回归使用地区层面聚类调整的稳健标准误。由于印度人类发展调查不是在全国范围内随机抽取家庭，导致有些家庭的代表性较强，有些家庭的代表性较弱，因此调查组织者对每个家庭赋予了权重，以衡量样本代表性，我们根据其建议进行加权回归。

(三) 实证结果

1. 普通最小二乘法

表 7 展示了普通最小二乘法结果。(1) (3) (5) 列加入了地区层面控制变量、邦固定效应、调查轮次固定效应，(2) (4) (6) 列加入了所有控制变量。(1) (2) 列使用净嫁妆大于或等于零的样本，以净嫁妆的对数值为被解释变量；(3) (4) 列使用全部样本，以表示净嫁妆是否为正的哑变量为被解

释变量；(5) (6) 列只使用净嫁妆大于零的样本，以净嫁妆的对数值为被解释变量。在所有回归中，女性农业就业率的系数都显著为负，符合预期。

表 7 印度样本女性农业就业率与净嫁妆——普通最小二乘法

	ln (净嫁妆)		净嫁妆是否为正		ln (净嫁妆)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
女性农业就业率	-1.607*** (0.348)	-1.475*** (0.327)	-0.224*** (0.0823)	-0.208*** (0.0785)	-1.247*** (0.298)	-1.093*** (0.268)
家庭控制变量		是		是		是
地区控制变量	是	是	是	是	是	是
邦、调查轮次固定效应	是	是	是	是	是	是
样本范围	净嫁妆 ≥ 0	净嫁妆 ≥ 0	全部样本	全部样本	净嫁妆 > 0	净嫁妆 > 0
样本数量	45 635	45 635	49 650	49 650	40 705	40 705
R ²	0.159	0.195	0.092	0.098	0.229	0.298

注：(1) 家庭控制变量包括 ln (家庭人均年收入)，是否居住在城镇，未婚女性数量，离异或丧偶的女性数量，家庭成员数量，伊斯兰教，基督教、锡克教或者那教，表列种族、部落；地区控制变量包括女性非农业就业率，农村人口比例，穆斯林人口比例，信仰基督教、锡克教或者那教的人口比例，表列种族、部落人口比例，年平均温度，年平均降水量，地表坡度，土壤深度。(2) 括号中为地区层面聚类调整的稳健标准误。 $*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1$ 。表 8、表 9 与此相同。

2. 工具变量法

为缓解内生性问题，我们使用土壤质地构造女性农业就业率的工具变量。Müller and Schindler (1999) 指出，土壤质地影响翻耕土地的深度。深耕比较容易在壤土中进行，难以在黏土中进行。深耕后的土地，对移植、施肥、除草的需求大幅减少，而这些工作通常由女性完成。因此，壤土较多的地区，女性农业生产率相对较低；黏土较多的地区，女性农业生产率相对较高 (Basant, 1987; Carranza, 2014)。现有研究只发现了深耕对农业活动性别分工的影响，未发现对作物种类、种植周期和产量的影响 (Wildman, 1981; Bigot *et al.*, 1987; Alamouti and Navabzadeh, 2007)，因此土壤质地很可能满足工具变量的排他性约束。

土壤信息来自印度农业研究委员会提供的“印度土壤地图”。根据美国农业部标准，我们把土壤划分为壤土、黏土和沙土三类⁵，并参考 Carranza (2014) 计算“壤土面积占全部土地面积比例”与“黏土面积占全部土地面积

⁵ 详见 https://www.nrcs.usda.gov/wps/portal/nrcs/detail/soils/survey/?cid=nrcs142p2_054167，访问日期：2019 年 12 月 30 日。土壤类型的划分依据是粉粒、黏粒、砂粒的比例。

比例”的差值，作为工具变量。

图2显示，壤土比例与黏土比例的差值与女性农业就业率存在显著的负相关关系，与预期一致。表8汇报了第一阶段回归结果。壤土比例对女性农业就业率没有显著影响，黏土比例对女性农业就业率有显著正向影响，两者的差值对女性农业就业率有显著负向影响。(3)(4)列中工具变量F值大于10，说明对解释变量有较强预测力。

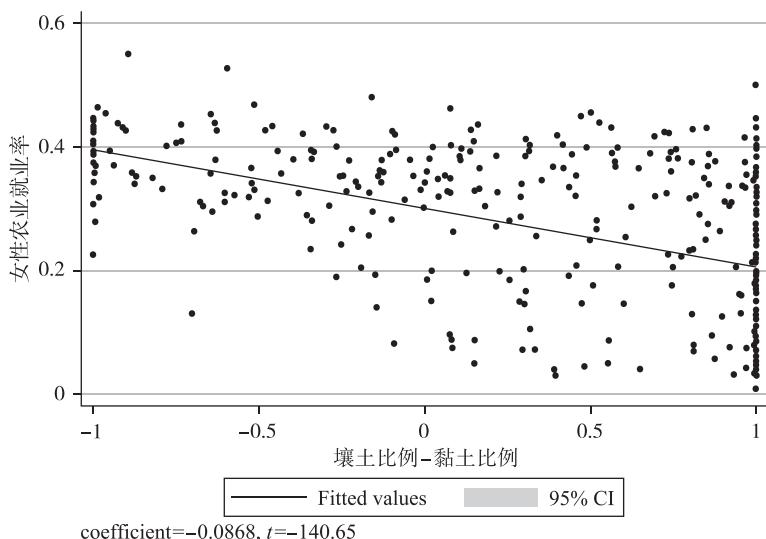


图2 印度土壤质地与女性农业就业率

表8 印度土壤质地与女性农业就业率

	女性农业就业率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
壤土比例	0.0216 (0.0329)	0.0210 (0.0328)		
黏土比例	0.0922*** (0.0298)	0.0915*** (0.0297)		
壤土比例-黏土比例			-0.0365*** (0.00952)	-0.0364*** (0.00948)
家庭控制变量		是		是
地区控制变量	是	是	是	是
邦、调查轮次固定效应	是	是	是	是
土壤质地F值	13.16	13.19	14.73	14.75

(续表)

	女性农业就业率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
土壤质地 p 值	0.0003	0.0003	0.0002	0.0002
样本数量	49 650	49 650	49 650	49 650
R^2	0.776	0.777	0.774	0.775

表 9 展示了两阶段最小二乘法估计结果。较高的女性农业生产率显著降低支付净嫁妆的概率和金额。第(2)列结果显示，当其他条件相同时，女性农业生产率每增加 1 个标准差 (0.1229)，导致净嫁妆金额下降 42.7%。主要解释变量系数的绝对值大于普通最小二乘法结果，这可能是由于非农业部门对女性劳动力的需求会影响女性农业就业率，使其不能准确反映农业生产率，导致测量误差，使估计的系数偏向于零；工具变量方法减小了测量误差，提高了估计系数的准确性。

表 9 印度样本女性农业就业率与净嫁妆——工具变量法

	ln (净嫁妆)		净嫁妆为正		ln (净嫁妆)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
女性农业就业率	-3.587** (1.601)	-3.473** (1.561)	-0.945** (0.469)	-0.892* (0.457)	-3.129** (1.404)	-2.908** (1.334)
家庭控制变量		是		是		是
地区控制变量	是	是	是	是	是	是
邦、调查轮次固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段 F 值	13.40	13.50	14.73	14.75	12.67	12.73
工具变量 p 值	0.0003	0.0003	0.0002	0.0002	0.0004	0.0004
样本范围	净嫁妆 ≥ 0	净嫁妆 ≥ 0	全部样本	全部样本	净嫁妆 > 0	净嫁妆 > 0
样本数量	45 635	45 635	49 650	49 650	40 705	40 705
R^2	0.152	0.188	0.080	0.087	0.217	0.288

(四) 稳健性检验

进一步控制地理特征，包括温度、降水量、坡度和土壤深度等地理特征的平方项、交叉项，结果与基准回归相似。

不同的计量设定。包括：①在邦层面聚类调整稳健标准误；②对净嫁妆

金额处于最高 1% 的样本进行缩尾处理；③加入邦固定效应、调查轮次固定效应的交叉项。结果也与基准回归相近。

用不同指标衡量女性农业生产率。从事农业活动的女性中，相当一部分是农忙季节受雇于他人的短工（Basu and Basu, 1991）。作为稳健性检验，我们参考 Carranza (2014)，以农业部门女性短工数量与农村全部就业人数的比值度量女性农业生产率。另外，分别使用 1961、1981 年人口普查数据，重新计算女性农业就业率。结果与基准回归一致。

四、女性农业生产率与彩礼——来自塞内加尔的微观证据

（一）数据

主要数据来源于联合国在塞内加尔开展的农村住户调查，调查分两轮，分别开展于 2009 年、2011 年，其主要目的是评估一项电网建设项目的实施效果（Mbaye and Wagner, 2017）。该调查从塞内加尔未接入全国性电网的村庄（约占所有村庄数量的 80%）中随机选取了村庄，在村庄内随机选取受访家庭。塞内加尔分为 11 个大区，下辖 34 个省，每个省包含若干郡；该调查覆盖了 7 个大区、21 个省、59 个郡。有关研究表明，支付彩礼的习俗在塞内加尔比较普遍（Gaspart and Plateau, 2010）。

我们剔除了信息明显有误的样本。调查提供了妻子的结婚年龄、妻子当前年龄、丈夫当前年龄。根据这些信息，我们推算出丈夫的结婚年龄，并剔除小于 10 岁的 43 个样本。⁶这使样本数量从 2 241 个减少为 2 198 个。

（二）主要变量和计量模型

调查记录了受访者结婚时支付或收到的彩礼金额。我们根据国际货币基金组织提供的居民消费价格指数，将其转换为 1967 年不变价格。由于 1967 年前的消费者价格指数无法获取，84 个观测值未包含在样本中，使样本数量减少为 2 114 个。将彩礼金额加 1 后取对数，作为被解释变量。

与第三部分类似，我们使用各省女性农业就业率，即女性农业部门就业人数与农村全部就业人数的比值衡量女性农业生产率。数据来源于 2002 年塞内加尔人口普查。⁷只有在农村人口较多的地区，女性农业生产率才会对彩礼有较大影响，因此，我们将样本限制在农村人口比例大于 70% 的省，这使样本数量减少为 1 931 个。

⁶ 其中，23 个样本推算出丈夫的结婚年龄为负数，显然错误。

⁷ 根据普查数据只能计算各省女性农业就业率，无法计算各郡数据。

我们控制了可能影响彩礼的家庭特征：①妻子结婚年龄；②妻子是否识字；③丈夫结婚年龄；④丈夫是否识字；⑤表示家庭种族的一组哑变量，包括 Wolof 族、Pular 族、Serere 族和其他；⑥家庭是否有土地；⑦家庭是否有耐用消费品；⑧结婚年份。

我们还控制了有关地区特征，包括：①女性非农业就业率，即女性非农业部门就业人数与非农业部门全部就业人数的比值；②农村人口比重；③人口密度的对数值；④年平均降水量；⑤地表坡度；⑥土壤深度。⁸另外，加入大区固定效应、调查轮次固定效应。

表 10 展示了主要变量的统计特征。平均彩礼金额为 58.29 千西非法郎，标准差为 101.02 千西非法郎；有些家庭的彩礼金额为零，最高的彩礼金额为 1 000 千西非法郎。⁹女性农业就业率的平均值为 0.2054。妻子的平均结婚年龄为 17.9 岁，丈夫的平均结婚年龄为 32.7 岁。

表 10 塞内加尔样本主要变量描述性统计

变量	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
彩礼金额（千西非法郎）	1 931	58.29	101.02	0	1000
女性农业就业率	1 931	0.2054	0.0817	0.0206	0.3314
妻子结婚年龄	1 931	17.9	4.65	10	55
妻子是否识字	1 931	0.1590	0.3658	0	1
丈夫结婚年龄	1 931	32.7	11.64	10	86
丈夫是否识字	1 931	0.4448	0.4971	0	1
种族哑变量					
Wolof	1 931	0.4278	0.4949	0	1
Pular	1 931	0.2522	0.4344	0	1
Serere	1 931	0.1523	0.3594	0	1
其他	1 931	0.1673	0.3733	0	1
是否有土地	1 931	0.8654	0.3414	0	1
是否有耐用消费品	1 931	0.8814	0.3234	0	1
结婚年份	1 931	1 992.49	10.46	1 967	2 011

⁸ 各省的年平均温度没有显著差别，最低为 25.8 摄氏度，最高为 28.6 摄氏度，因此不作为控制变量。

⁹ 按照 1967 年汇率，1 000 西非法郎相当于 4.065 美元。平均彩礼金额相当于 237 美元，标准差相当于 411 美元，最高彩礼金额相当于 4 065 美元。以 1967 年不变价格计算，1967 年、2010 年塞内加尔人均 GDP 分别为 320、326 美元。

(续表)

变量	样本数量	平均值	标准差	最小值	最大值
女性非农业就业率	1 931	0.2740	0.0444	0.1863	0.3434
农村人口比例	1 931	0.8579	0.0598	0.7374	0.9516
人口密度(人/平方公里)	1 931	80.82	74.12	6.58	387.53
年平均降水量(毫米)	1 931	696.82	204.31	372.20	1 165.30
地表坡度	1 931	5.4223	2.5271	0.7436	10.5658
土壤深度	1 931	0.8153	0.2604	0.1468	1.0000

计量模型如下：

$$\ln(\text{bride_price}_{it}) = \omega_{\text{agric_female}_d} + \rho W_{it} + u_r + v_t + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

其中 i 表示家庭， d 表示省， t 表示调查轮次。 $\ln(\text{bride_price}_{it})$ 表示彩礼金额的对数值。¹⁰ $\omega_{\text{agric_female}_d}$ 为 d 省的女性农业就业率。 W_{it} 为控制变量。 u_r 和 v_t 分别为大区、调查轮次固定效应。 ϵ_{it} 是残差项。回归使用郡层面聚类调整的稳健标准误。¹¹

(三) 实证结果

1. 普通最小二乘法

普通最小二乘法结果在表 11 中。(1) (3) 列加入了地区控制变量、大区固定效应、调查轮次固定效应，(2) (4) 列加入了所有控制变量。(1) (2) 列使用了所有样本，(3) (4) 列只使用了彩礼金额大于零的样本。在所有回归中，女性农业就业率的系数都在 1% 水平上显著为正。

表 11 塞内加尔样本女性农业就业率与彩礼——普通最小二乘法

	ln(彩礼)		ln(彩礼)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
女性农业就业率	4.128*** (1.223)	3.967*** (1.054)	4.427*** (1.230)	4.246*** (1.069)
家庭控制变量		是		是
省级控制变量	是	是	是	是

¹⁰ 由于高达 99.6% 的家庭支付的彩礼金额大于零，我们没有将“彩礼金额是否为正”作为被解释变量。

¹¹ 由于大区、省的数量较少，在大区、省层面聚类调整会降低标准误估计的准确性；作为稳健性检验，在大区、省层面聚类调整稳健标准误，主要结果依然显著。

(续表)

	ln(彩礼)		ln(彩礼)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
大区、调查轮次固定效应	是	是	是	是
样本范围	全部样本	全部样本	彩礼>0	彩礼>0
样本数量	1 931	1 931	1 923	1 923
R ²	0.054	0.138	0.053	0.139

注：(1) 家庭控制变量包括妻子结婚年龄、妻子是否识字、丈夫结婚年龄、丈夫是否识字、种族哑变量；省级控制变量包括女性非农业就业率、农村人口比例、人口密度的对数值、年平均降水量、地表坡度、土壤深度。(2) 括号中为郡层面聚类调整的稳健标准误。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$ 。表 12、表 13 与此相同。

2. 工具变量法

为缓解内生性问题，按照与第三部分相同的方法，使用壤土比例与黏土比例的差值作为工具变量，预测女性农业就业率。土壤信息来源于联合国粮农组织提供的“标准化世界土壤数据库”(Fao and Isric, 2012)。

图 3 显示，壤土比例与黏土比例之差较大的地区，女性农业就业率较低，符合预期。表 12 展示了第一阶段回归结果，再次验证了这一规律。(3)(4)列中工具变量在 1% 水平上显著且 F 值大于 20，说明土壤质地能较好预测女性农业就业率。

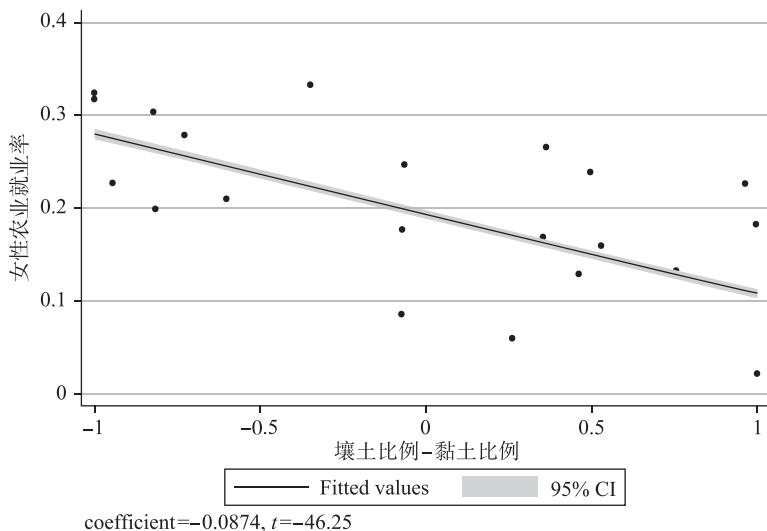


图 3 塞内加尔土壤质地与女性农业就业率

表12 塞内加尔土壤质地与女性农业就业率

	女性农业就业率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
壤土比例	0.318*** (0.0547)	0.317*** (0.0562)		
黏土比例	0.483*** (0.0620)	0.482*** (0.0639)		
壤土比例—黏土比例		-0.0675*** (0.0130)	-0.0679*** (0.0129)	
家庭控制变量		是		是
省级控制变量	是	是	是	是
大区、调查轮次固定效应	是	是	是	是
土壤质地 F 值	125.69	117.55	27.12	27.58
土壤质地 p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本数量	1 931	1 931	1 931	1 931
R^2	0.979	0.979	0.973	0.974

表13展示了两阶段最小二乘法回归结果。在所有回归中，女性农业就业率的系数都在1%水平上显著为正，表明它对彩礼金额具有正向影响。根据第(2)列的估计，其他条件相同时，女性农业就业率每增加一个标准差(0.0817)，导致彩礼金额上升35.5%。与印度样本类似，女性农业就业率的系数大于普通最小二乘法估计值。

表13 塞内加尔样本女性农业就业率与彩礼——工具变量法

	ln(彩礼)		ln(彩礼)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
女性农业就业率	4.997*** (1.924)	4.351*** (1.493)	5.192*** (1.956)	4.501*** (1.524)
家庭控制变量		是		是
省级控制变量	是	是	是	是
大区、调查轮次固定效应	是	是	是	是
第一阶段 F 值	27.12	27.58	27.38	27.86
工具变量 p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(续表)

	ln(彩礼)		ln(彩礼)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
样本范围	全部样本	全部样本	彩礼>0	彩礼>0
样本数量	1 931	1 931	1 923	1 923
R ²	0.053	0.138	0.053	0.139

(四) 稳健性检验

进一步控制地理特征。包括：年平均降水量、地表坡度、土壤深度的平方项、交叉项。结果与基准回归类似。

不同的计量设定。包括：①在省级层面聚类调整稳健标准误；②在大区层面聚类调整稳健标准误；③对彩礼金额处于最高 1% 区间的观测值进行缩尾处理；④加入大区固定效应、调查轮次固定效应的交叉项。结果也与基准回归一致。

不同的样本范围。基准回归使用受访者所在省的女性农业就业率作为主要解释变量，其中隐含的假设是，受访者在本省的婚姻市场完成匹配，因此本省而不是其他地区的女性农业就业率对彩礼有影响。如果受访者在其他省的婚姻市场完成匹配，婚后才搬到现居住地，那么这种计量设定会造成女性农业就业率的测量误差，低估其系数。为缓解这一问题，我们将样本范围限制在现居住地与男方父母、女方父母的距离都小于 50 公里的受访者，从而剔除了在家乡结婚并在婚后迁徙到较远地区的受访者。回归结果显示，女性农业就业率的系数显著为正，并且大于基准回归估计值，与预期一致。

五、结 论

本文实证检验了女性农业生产率对婚姻转移支付的影响。在种族层面，我们发现女性农业参与程度对彩礼习俗的流行程度产生正向影响，对嫁妆习俗的流行程度产生负向影响。在家庭层面，我们基于印度数据，发现较高的女性农业就业率降低支付嫁妆的概率和金额；基于塞内加尔数据，发现女性农业就业率对彩礼金额有显著正向影响。

本文强调了彩礼、嫁妆的转移支付属性，突出了它们平衡婚姻双方收益的功能，这与关于彩礼、嫁妆的一些常见认识并不矛盾。如，一种观点认为，彩礼体现了女性的经济价值，客观上构成了对父母抚养女儿所付出的劳动和支出的回报；本文支持了这一观点。又如，一种观点认为嫁妆是父母对女儿

成家的投资，一定程度上替代了给女儿的遗产；Anderson and Bidner (2015)指出，嫁妆平衡婚姻双方收益的功能和生前财产赠予功能互为补充，而不是互相冲突。

由于数据可得性原因，本文没有使用中国样本，但彩礼、嫁妆在中国普遍存在。如，据媒体报道，在河南某县，结婚时部分男方家庭需要支付现金或购置汽车、住房作为彩礼¹²；2015年福建福清市一名女子出嫁，父母赠送3 918万元嫁妆，包括人民币2 800万元、价值600万元的两间商业店面、价值390万元的两套商品房、价值128万元的一部奔驰车。¹³我国彩礼、嫁妆产生的原因和影响因素值得深入研究。

本研究具有重要政策含义。由于索取嫁妆的动机可能导致针对女性的家庭暴力，呼吁废除嫁妆的诉求比较强烈（Sharma, 1990; Bloch and Rao, 2002），但一些政策却收效甚微。例如，印度1961年就立法禁止了嫁妆，但此后嫁妆金额并未明显降低。本文表明嫁妆受到劳动力市场因素的影响，当女性对家庭收入的贡献较小时，嫁妆更有可能出现，因此抑制嫁妆金额上涨的一个方法是为女性提供更多的教育和就业机会。另外，非洲地区的彩礼给一些家庭带来较大经济负担。本研究表明，提高农业机械化水平、发展非农产业，减少对农业劳动力的依赖，或许可以降低彩礼金额。

参 考 文 献

- [1] Alamouti, M. Y., and M. Navabzadeh, "Investigating of Plowing Depth Effect on Some Soil Physical Properties", *Pakistan Journal of Biological Sciences*, 2007, 10 (24), 4510-4514.
- [2] Alesina, A., P. Giuliano, and N. Nunn, "On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough", *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (2), 469-530.
- [3] Anderson, S., "Why Dowry Payments Declined with Modernization in Europe but Are Rising in India", *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (2), 269-310.
- [4] Anderson, S., "The Economics of Dowry and Brideprice", *The Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21 (4), 151-174.
- [5] Anderson, S., and C. Bidner, "Property Rights over Marital Transfers", *The Quarterly Journal of Economics*, 2015, 130 (3), 1421-1484.
- [6] Angrist, J. D., and J. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 2009.

¹² 黄庆畅等，“那些陈规陋习该改改了！——来自部分农村地区移风易俗的调查”，《人民日报》，2019年11月4日07版，<http://society.people.com.cn/n1/2019/1104/c1008-31434817.html>，访问日期：2019年12月30日。

¹³ “福清现土豪婚礼 父母送3900万豪华嫁妆”，<http://society.people.com.cn/n/2015/0228/c136657-26611541.html>，访问日期：2019年12月30日。

- [7] Ashraf, N., N. Bau, N. Nunn, and A. Voena, "Bride Price and Female Education", No. w22417. National Bureau of Economic Research, 2016.
- [8] Basant, R., "Agricultural Technology and Employment in India: A Survey of Recent Research", *Economic and Political Weekly*, 1987, 1348-1364.
- [9] Basu, A. M., and K. Basu, "Women's Economic Roles and Child Survival: The Case of India", *Health Transition Review*, 1991, 83-103.
- [10] Becker, G., *A Treatise on the Family*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1981.
- [11] Bigot, Y., and H. P. Binswanger, *Agricultural Mechanization and the Evolution of Farming Systems in Sub-Saharan Africa*. Johns Hopkins University Press, 1987.
- [12] Bloch, F., and V. Rao, "Terror as a Bargaining Instrument: A Case Study of Dowry Violence in Rural India", *The American Economic Review*, 2002, 92 (4), 1029.
- [13] Boserup, E., *Women's Role in Economic Development*. London: George Allen and Unwin Ltd, 1970.
- [14] Carranza, E., "Soil Endowments, Female Labor Force Participation, and the Demographic Deficit of Women in India", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2014, 6 (4), 197-225.
- [15] Dekker, M., and H. Hoogeveen, "Bride Wealth and Household Security in Rural Zimbabwe", *Journal of African Economies*, 2002, 11 (1), 114-145.
- [16] Desai, S. et al., "India Human Development Survey (IHDS)", Computer file, icpsr22626-v2, University of Maryland, National Council of Applied Economic Research, New Delhi and Inter-University Consortium for Political and Social Research, Ann Arbor, 2007.
- [17] Desai, S., and R. Vanneman, "India Human Development Survey-II (IHDS-II), 2011-12", ICPSR36151-v2. Ann Arbor, MI: Inter-university Consortium for Political and Social Research [distributor], 2015, 07-31.
- [18] Edlund, L., "The Price of Marriage: Net vs. Gross Flows and the South Asian Dowry Debate", *Journal of the European Economic Association*, 2006, 4 (2-3), 542-551.
- [19] 方丽、田传浩, "筑好巢才能引好凤: 农村住房投资与婚姻缔结",《经济学》(季刊), 2016 年第 15 卷第 2 期, 第 571—596 页。
- [20] Fao, I., and I. Isric, "JRC: Harmonized World Soil Database (version 1. 2)", FAO, Rome, Italy and IIASA, Laxenburg, Austria, 2012.
- [21] Fischer, G., et al., "Global Agro-Ecological Assessment for Agriculture in the 21st Century: Methodology and Results", Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2002.
- [22] Gaspart, F., and J. Plateau, "Strategic Behavior and Marriage Payments: Theory and Evidence from Senegal", *Economic Development and Cultural Change*, 2010, 59 (1), 149-185.
- [23] Giuliano, P., "The Role of Women in Society: From Preindustrial to Modern Times", *CESifo Economic Studies*, 2015, 61 (1), 33-52.
- [24] Goody, J., and S. J. Tambiah, *Bridewealth and Dowry*. No. 7. CUP Archive, 1973.
- [25] Jacoby, H. G., "The Economics of Polygyny in Sub-Saharan Africa: Female Productivity and the Demand for Wives in Côte d'Ivoire", *Journal of Political Economy*, 1995, 103 (5), 938-971.
- [26] 雷晓燕、许文健、赵耀辉, "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), 2015 年第 15 卷第 1 期, 第 31—50 页。
- [27] Mawhood, R., and R. Gross, "Institutional Barriers to a 'Perfect' Policy: A Case Study of the

- Senegalese Rural Electrification Plan”, *Energy Policy*, 2014, 73, 480-490.
- [28] Mbaye, L. M., and N. Wagner, “Bride Price and Fertility Decisions: Evidence from Rural Senegal”, *The Journal of Development Studies*, 2017, 53 (6), 891-910.
- [29] Miller, B. D., “Female Labor Participation and Female Seclusion in Rural India: A Regional View”, *Economic Development and Cultural Change*, 1982, 30 (4), 777-794.
- [30] Müller, L., and U. Schindler, “Soil Moisture and Workability of Heavy Arable Soils”, *Archives of Agronomy and Soil Science*, 1999, 44 (2), 161-174.
- [31] Murdock, G. P., *Ethnographic Atlas*, Univ of Pittsburgh Pr (Trd), 1969.
- [32] Nunn, N., and L. Wantchekon, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, *The American Economic Review*, 2011, 101 (7), 3221-3252.
- [33] Pryor, F. L., “The Invention of the Plow”, *Comparative Studies in Society and History*, 1985, 27 (4), 727-743.
- [34] Rao, V., “The Rising Price of Husbands: A Hedonic Analysis of Dowry Increases in Rural India”, *Journal of Political Economy*, 1993, 101 (4), 666-677.
- [35] Rosenzweig, M. R., and O. Stark, “Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India”, *The Journal of Political Economy*, 1989, 905-926.
- [36] Sharma, U. et al., “Brides Are Not for Burning: Dowry Victims in India”, 1990, 170-172.
- [37] Talhelm, T. et al., “Large-Scale Psychological Differences within China Explained by Rice versus Wheat Agriculture”, *Science*, 2014, 344 (6184), 603-608.
- [38] Vrokklage, B., “Bride Price or Dower”, *Anthropos*, 1952, (H. 1. /2), 133-146.
- [39] 王智波、李长洪, “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), 2016年第15卷第3期, 第917—940页。
- [40] Wildman, W. E., “Effects of Different Tillage Operations on Problem Soils”, Proceedings 11th California Alfalfa Symposium, 1981.
- [41] 吴要武、刘倩, “高校扩招对婚姻市场的影响:剩女?剩男?”,《经济学》(季刊), 2014年第14卷第1期, 第5—30页。

Female Productivity in Agriculture and Marital Transfer

DONGXING JI*
(Tsinghua University)

Abstract Becker (1981) argues that the relative productivity of male and female labor affects marital transfer. Our Study provides systematic evidence for this prediction. We find that ethnicities with more female participation in agriculture are more likely to pay bride price

* Corresponding Author: Dongxing Ji, Banbi Street South Road No. 1 Yard, Haidian District, Beijing, 100048, China; Tel: 86-15210588438; E-mail: jdx13@tsinghua.org.cn.

and less likely to pay dowry. Based on Indian household data, we show that more female employment in agriculture leads to lower frequency and magnitude of net dowry. Using household data in Senegal, we demonstrate that local female employment in agriculture positively affects the magnitude of bride price. To address endogeneity concerns, we use exogenous geo-climatic characteristics as instrumental variables.

Key Words bride price, dowry, productivity in agriculture

JEL Classification D13, J16, O13