

# 母亲收入、家庭氛围和子女人力资本发展

吴 贾 陈丽萍 范承泽\*

**摘要** 本文基于家庭协商模型从理论上分析了母亲收入的提高对子女人力资本的影响和机制。进一步,借助于全球茶叶价格的外生变化对母亲收入的影响以及中国家庭追踪调查(CFPS)数据,本文发现茶叶价格提高 1% 可以分别提高子女数学和字词成绩 0.09 个和 0.05 个标准差,以及非认知能力 0.13 个标准差。在对影响机制进行分析时,本文发现母亲收入提升后可以改善家庭氛围,有助于子女非认知能力的提高。良好的家庭氛围还可以提高子女教育支出的回报率。

**关键词** 母亲收入,子女人力资本,家庭氛围

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.04

## 一、引言

在影响个体人力资本发展的多个因素中(家庭、学校和社会环境),家庭因素可能最为重要。因为它决定了儿童的启蒙,并且在人力资本积累阶段具有持续的影响。学界关于家庭投入与人力资本积累的关系的研究一直在艰难中探索,原因之一是影响人力资本投入的各种因素相互影响,难以区分某一投入的因果效应,从而使得有针对性的政策难以实施。

有学者基于发达国家(如美国)的数据发现,母亲对儿童成长的影响大于其他家庭成员(Liu *et al.*, 2010; Del Boca *et al.*, 2014)。母亲通常在家庭中担负照料儿童的责任,她们与孩子相处的时间要多于父亲,也更有可能发现孩子的需求并相应地改变对子女的消费投入。同时,一些学者基于发展中国家(如中国和巴西)的研究也发现母亲用于儿童身上的消费倾向高于父亲(Thomas, 1990; Wu *et al.*, 2020)。父亲和母亲对子女教育方式的差异已被诸多学者所证实(Rinaldi and Howe, 2012; Conrade and Ho, 2001)。Phipps and Burton (1998) 提出“好母亲”假说。该假说认为,在母亲对家庭经济资

\* 吴贾,山东大学商学院;陈丽萍,湖南大学经济管理研究中心;范承泽,岭南大学经济系。通信作者及地址:吴贾,山东省威海市文化西路180号山东大学商学院,264209;电话:15626058656; E-mail: jwu@sdu.edu.cn。本文感谢国家自然科学基金面上项目(72073051)和广东省自然科学基金(2020A1515010421、2021A1515012304)的资助。文责自负。

源有更大控制权的家庭中, 儿童会享有更多特定商品的消费, 同时儿童福利水平也更高。女性更高的收入可能有利于儿童的教育, 进而更有利于儿童的人力资本发展。<sup>1</sup>可以说, 虽然上述研究所在国的文化和制度背景存在差异, 但结论指向非常一致, 这也可以从跨国数据中得到印证 (图 1)。该图利用 2015 年的跨国数据描绘了各国小学入学率与女性月收入与男性月收入之比的关系<sup>2</sup>, 从图中可以发现, 女性与男性收入比越高的国家小学入学率也越高, 说明儿童接受到教育的机会与一国女性收入正相关。

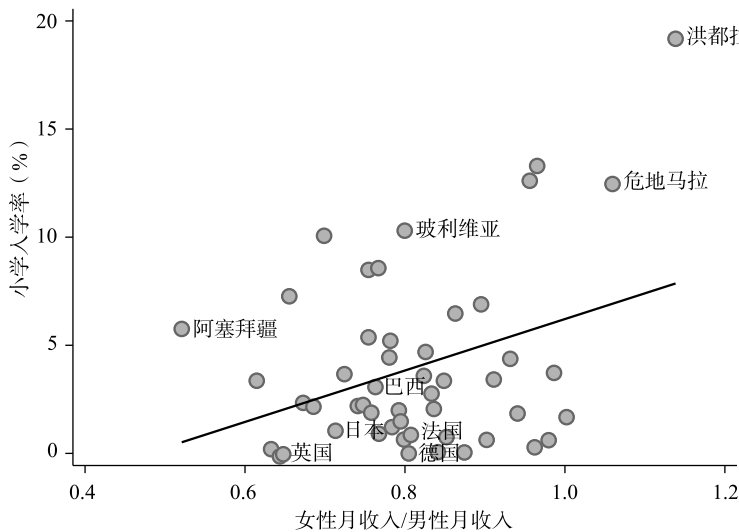


图 1 2015 年小学入学率与女性男性收入比 (跨国数据)

数据来源: 儿童小学入学率来自世界银行, 男女性月收入来自国际劳工组织。

但目前学界尚没有文献探讨母亲收入提高对儿童人力资本发展的影响。在母亲收入提高后, 是否更有利于儿童认知和非认知能力的提高, 如果答案是肯定的, 其影响机制是怎样的? 研究这一问题对于针对贫困家庭制定儿童补偿政策、儿童发展政策, 以及提高整个社会未来的人力资本储备都有着极其重要的意义。

研究以上问题存在两个难点。第一, 理论基础尚不充分。在家庭经济学中, 大多数文献采用一元模型 (unitary model) 将家庭作为一个整体进行考虑, 但一元模型无法考虑家庭内部成员间的相对议价能力。更适合描述这一

<sup>1</sup> 但是, 在一个男性拥有控制权的家庭中, 儿童的发展可能对于家庭收入的增长并不敏感。这解释了针对整个家庭的转移支付难以提高儿童的学业表现的原因 (De Hoop and Rosati, 2014)。

<sup>2</sup> 具体来讲, 从世界银行 (The World Bank) 获得儿童小学入学率。从国际劳工组织 (International Labour Organization) 获得男女性月收入, 进一步计算得到女性收入与男性收入的比。剔除数据不可获取的国家, 共匹配到 52 个国家, 样本中包含部分发达国家 (如英国、法国、德国等) 和发展中国家 (如巴西、厄瓜多尔等)。为了剔除各国经济、人口因素的影响, 小学入学率对 GDP 和人口规模回归得到残差。

问题的是家庭协商模型 (collective model), 遗憾的是已有文献没有在这一理论框架下对相关问题进行讨论。第二, 母亲收入的内生问题。影响母亲收入的因素往往同时也影响儿童的表现, 比如母亲失业、升迁、生病或搬到新的城市。这些因素或者通过改变母亲在家中的时间, 或者通过改变家庭的资源约束而同时作用于父母陪伴儿童的时间或儿童的教育投入, 因此难以识别母亲收入提高对子女人力资本影响的因果效应。

鉴于此, 本文对以上两个难点问题进行解决。我们基于家庭协商模型并进行了拓展。模型假设夫妻双方在家庭中有不同的 Pareto 权重, 权重受到夫妻相对收入的影响。夫妻基于家庭的总效用协商决定对子女的人力资本投入水平, 并在剩余的收入中选择各自效用最大化时的消费、工作选择和闲暇。本文对模型的拓展在于将家庭氛围考虑在内, 模型假设家庭氛围受到父母相对收入的影响。同时, 家庭氛围影响青少年人力资本的投资效率。理论模型预测, 母亲收入的提高改善了家庭内部的氛围, 进而提高了子女教育投入的回报率。在实证分析中, 本文利用中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, 简称 CFPS) 2010年、2012年、2014年和2016年的数据, 研究了母亲收入的提高对10—17岁青少年认知能力和非认知能力的影响<sup>3</sup>。我们利用外生的全球茶叶价格冲击作为母亲收入的代理变量 (Qian, 2008), 并始终对家庭收入进行控制, 因而可以得到因母亲收入提高对子女人力资本影响的因果效应。我们还对比了当父亲收入提高时子女认知能力和非认知能力的变化, 从而充分理解母亲收入提高对子女人力资本影响的重要作用。

本文研究有以下三点发现。第一, 母亲收入的提升会提高青少年的认知和非认知能力, 而父亲收入的提升对青少年认知和非认知能力的提升没有影响。具体来讲, 茶叶价格每提高1%, 茶叶种植县的女性收入 (相对于非茶叶种植县的女性收入) 将提高1%, 进而可以提高青少年的数学成绩0.087个标准差, 字词成绩0.047个标准差和非认知能力0.128个标准差。第二, 当对不同性别子女, 以及不同教育程度的母亲分别进行研究时, 结果显示母亲收入的提高对女孩的影响大于男孩; 高、低教育程度的母亲在获得外生的收入增加后对子女的认知和非认知能力的影响没有差异。第三, 在对影响机制进行分析时, 本文发现母亲收入增加1%可以降低父母争吵的概率5.6%, 这一渠道可以解释子女非认知能力提升的58%。而良好的家庭氛围还可以提高子女教育支出的回报率。具体来讲, 家庭氛围较好的家庭对子女教育支出的回报比家庭氛围较差的家庭高14%~17%。

相比以往的研究, 本文的创新在于以下几点。首先, 本文对家庭协商模型进行了拓展, 将子女人力资本积累方程以及家庭氛围考虑在内, 并从理论上说明了母亲收入的提高影响子女人力资本水平的机制: 家庭氛围的改善有

<sup>3</sup> 认知和非认知能力被认为是人力资本的重要组成 (Heckman, 2006; Kraft, 2019)。

助于提高教育支出回报率。其次,在家庭层面研究子女人力资本投入的影响因素时,父亲和母亲对子女是否具有相同的影响?对于这一问题的回答学界尚缺乏确凿的实证证据,本文明确了母亲收入的提高对子女认知和非认知能力产生影响的结论。最后,在内生性问题的解决上,本文利用全球茶叶价格作为母亲收入的代理变量。由于全球茶叶价格不会受到中国茶叶种植区域内劳动者采摘行为的影响,具有外生性,因此本文所得结果指向了母亲收入对子女人力资本发展的因果效应。对于政策制定者来讲,本文研究结果表明旨在帮助青少年人力资本发展的政策以母亲为政策实施对象(而不是针对整个家庭)将更加有效。

本文余下结构安排如下:第二部分是理论模型,第三部分介绍研究背景与本文所用数据,第四部分是计量模型和实证结果,第五部分是机制分析,第六部分是稳健性检验,最后是本文的结论。

## 二、理论模型

参考 Blundell *et al.* (2005) 和 Cherchye *et al.* (2012) 的研究,本文在一个家庭协商模型的框架下对问题进行研究。与上述文献不同的是,本文从两个方面对模型进行了拓展,首先,将子女人力资本水平设定为教育投入的函数;其次,模型中考虑了家庭氛围。我们主要分析母亲收入的提高在满足什么样的条件下可以增加子女的人力资本水平及其机制。

模型假设一个代表性家庭,其中包含母亲、父亲两个决策主体。在对家庭资源分配进行决策时分为两步:第一步,协商选择对子女的教育投入  $K$ ;第二步,基于剩余的收入,选择自身的消费水平  $C$  和闲暇  $l$ 。家庭的预算约束可表示为:

$$C_f + C_m + K = w_f L_f + w_m L_m + Y, \quad (1)$$

其中,  $f$  表示父亲,  $m$  表示母亲,  $w$  表示工资,  $L$  表示工作时间,  $Y$  表示非工资收入。<sup>4</sup> 定义父亲和母亲的剩余非劳动收入 (residual nonlabor income) (下文简称剩余收入)  $\rho_i$  为:

$$\rho_i = C_i - w_i L_i, \quad i = f, m. \quad (2)$$

假设夫妻双方在第一步中协商后确定用于子女的教育投入为  $K^*$  (简称最优教育投入), 结合式 (2), 预算约束可以重新表述为:

$$\rho_f(w_f, w_m, Y) + \rho_m(w_f, w_m, Y) = Y - K^*(w_f, w_m, Y). \quad (3)$$

对于夫妻双方来讲,在决定了子女最优的教育投入  $K^*$  后,实现各自的效用最大化。夫妻一方的最优化问题可以表示为:

<sup>4</sup> 这里将 Hicksian 组合消费品 ( $C_f, C_m, K$ ) 的价格单位化为 1。

$$\begin{aligned} \max_{L_i, C_i} U^i(C_i, A^*, l_i) \quad & i=f, m, \\ \text{s. t. } C_i &= \rho_i(\omega_f, \omega_m, Y) + \omega_i L_i, \\ l_i + L_i &= T. \end{aligned} \quad (4)$$

其中 $l_i$ 表示闲暇， $T$ 表示可获得的总时间， $C_i$ 为消费。 $A^* = \mu K^*$ ，表示在接受到最优教育投入 $K^*$ 时子女达到的人力资本水平， $\mu$ 表示家庭氛围，以父母之间关系的和谐度衡量。对于给定的教育投入，家庭氛围越好，子女实现的能力也越高。

家庭决策第二步的问题：观察式(4)的优化问题，在最优解时， $l_i$ ， $L_i$ 和 $C_i$ 都是 $\omega_i$ ， $\rho_i$ 和 $A^*$ 的函数。因此可以将夫妻一方的最优化问题以间接效用函数表达：

$$\begin{aligned} \max_{L_i, C_i} V^i(\omega_i, \rho_i, A^*) \quad & i=f, m, \\ \text{s. t. } C_i &= \rho_i(\omega_f, \omega_m, Y) + \omega_i L_i. \end{aligned} \quad (5)$$

家庭决策第一步的问题：家庭的目标是实现整个家庭的 Pareto 最优，以间接效用函数表示家庭的最优化问题<sup>5</sup>：

$$\begin{aligned} \max_{\rho_f, \rho_m, K} L &= (1-\lambda)V^f(\omega_f, \rho_f, A) + \lambda V^m(\omega_m, \rho_m, A), \\ \text{s. t. } \rho_f + \rho_m &= Y - K, \end{aligned} \quad (6)$$

其中， $\lambda$ 为夫妻中一方的 Pareto 权重，测度了他/她在家庭效用函数中的权重。已有文献认为， $\lambda$ 取决于夫妻双方工资之比，即 $\lambda = \frac{\omega_m}{\omega_f + \omega_m}$ ，因此，当母亲收入提高时，改变了 $\lambda$ 。接下来我们将分析当 $\lambda$ 变动时如何影响子女人力资本。Aizer (2010)认为，夫妻不和谐的关系受到夫妻之间工资差距的影响，因此假设家庭氛围 $\mu = \varphi(\lambda)$ <sup>6</sup>。

式(6)分别对 $\rho_f$ 、 $\rho_m$ 、 $\mu$ 、 $K$ 求偏导，可得：

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \rho_f} &= (1-\lambda) \frac{\partial V^f}{\partial \rho_f} - \gamma = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial \rho_m} &= \lambda \frac{\partial V^m}{\partial \rho_m} - \gamma = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial \mu} &= (1-\lambda) \frac{\partial V^f}{\partial A} + \lambda \frac{\partial V^m}{\partial A} = 0, \\ \frac{\partial L}{\partial K} &= (1-\lambda)\mu \frac{\partial V^f}{\partial A} + \lambda\mu \frac{\partial V^m}{\partial A} - \gamma = 0. \end{aligned} \quad (7)$$

进一步可以得到：

$$\frac{\partial V^f / \partial A}{\partial V^f / \partial \rho_f} + \frac{\partial V^m / \partial A}{\partial V^m / \partial \rho_m} = \frac{1}{\mu},$$

<sup>5</sup> 注意此时子女的教育投资 $K$ 以及 $A$ 是尚未被决定的量。

<sup>6</sup> 比如，当夫妻双方 Pareto 权重相近时，有着更和谐的家庭氛围。一种假设是 $\mu = \lambda(1-\lambda)$ ，在 $\lambda = 1/2$ 时， $\mu$ 取最大值。这里我们不对 $\varphi$ 的具体形式做出假设。

其中,  $\frac{\partial V^i/\partial A}{\partial V^i/\partial \rho_i}$  表示子女人力资本增加 1 单位引起夫妻一方  $i$  的效用的增加, 与剩余收入增加 1 单位引起的  $i$  的效用增加的比值, 将其称为  $i$  对于子女边际人力资本积累意愿 (marginal willingness to human capital accumulation of children)。

定义  $\Phi_i \equiv \frac{\partial V^i/\partial A}{\partial V^i/\partial \rho_i}$ , 上式可进一步写为:

$$\Phi_f(\omega_f, \rho_f, A) + \Phi_m(\omega_m, \rho_m, A) = \frac{1}{\mu}. \quad (8)$$

由式 (7) 中的前两式可知:

$$(1-\lambda) \frac{\partial V^f(\omega_f, \rho_f, A^*)}{\partial \rho_f} - \lambda \frac{\partial V^m(\omega_m, \rho_m, A^*)}{\partial \rho_m} = 0. \quad (9)$$

由式 (7) 第三式可知:

$$(1-\lambda) \frac{\partial V^f}{\partial A} + \lambda \frac{\partial V^m}{\partial A} = 0. \quad (10)$$

对式 (8)、(9)、(10), 将预算约束  $\rho_m = Y - K - \rho_f$  代入, 并采用隐函数求导法则 ( $\rho$ 、 $\mu$  和  $K$  是  $\lambda$  的函数), 可以解出:

$$\frac{d\mu}{d\lambda} = \frac{A_1 + A_2}{M_1 - M_2}, \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \text{其中, } A_1 &= \left\{ \left[ \frac{\partial \Phi_f}{\partial \rho_f} - \frac{\partial \Phi_m}{\partial \rho_m} \right] \left[ \frac{\partial^2 V^f}{(\partial A)^2 \mu} - \lambda \frac{\partial^2 V^f}{\partial A \partial \rho_f} \right] \right. \\ &\quad \left. - \frac{\partial^2 V^f}{\partial A \partial \rho_f} \left[ \frac{\partial \Phi_f}{\partial A} \mu - \frac{\partial \Phi_m}{\partial \rho_m} + \frac{\partial \Phi_m}{\partial A} \mu \right] \right\} \times \left( \frac{\partial V^f}{\partial \rho_f} + \frac{\partial V^m}{\partial \rho_m} \right), \\ A_2 &= \left\{ \left[ (1-\lambda) \frac{\partial^2 V^f}{(\partial \rho_f)^2} + \lambda \frac{\partial^2 V^m}{(\partial \rho_m)^2} \right] \left[ \frac{\partial \Phi_f}{\partial A} \mu - \frac{\partial \Phi_m}{\partial \rho_m} + \frac{\partial \Phi_m}{\partial A} \mu \right] \right. \\ &\quad \left. - \left[ \frac{\partial^2 V^f}{(\partial A)^2 \mu} - \lambda \frac{\partial^2 V^f}{\partial A \partial \rho_f} \right] \left[ \frac{\partial \Phi_f}{\partial \rho_f} - \frac{\partial \Phi_m}{\partial \rho_m} \right] \right\} \times \left( \frac{\partial V^f}{\partial A} - \frac{\partial V^m}{\partial A} \right), \\ M_1 &= \left[ (1-\lambda) \frac{\partial^2 V^f}{(\partial \rho_f)^2} + \lambda \frac{\partial^2 V^m}{(\partial \rho_m)^2} \right] \left[ \frac{\partial \Phi_f}{\partial A} \mu - \frac{\partial \Phi_m}{\partial \rho_m} + \frac{\partial \Phi_m}{\partial A} \mu \right] \frac{\partial^2 V^f}{(\partial A)^2 K} \\ &\quad + \left[ (1-\lambda) K \frac{\partial^2 V^f}{\partial \rho_f \partial A} - \lambda K \frac{\partial^2 V^m}{\partial \rho_m \partial A} \right] \left[ \frac{\partial \Phi_f}{\partial \rho_f} - \frac{\partial \Phi_m}{\partial \rho_m} \right] \left[ \frac{\partial^2 V^f}{(\partial A)^2 \mu} - \lambda \frac{\partial^2 V^f}{\partial A \partial \rho_f} \right], \\ M_2 &= \left[ (1-\lambda) K \frac{\partial^2 V^f}{\partial \rho_f \partial A} - \lambda K \frac{\partial^2 V^m}{\partial \rho_m \partial A} \right] \left[ \frac{\partial \Phi_f}{\partial A} \mu - \frac{\partial \Phi_m}{\partial \rho_m} + \frac{\partial \Phi_m}{\partial A} \mu \right] \frac{\partial^2 V^f}{\partial A \partial \rho_f} \\ &\quad + \left[ (1-\lambda) \mu \frac{\partial^2 V^f}{\partial \rho_f \partial A} + \lambda \left( \frac{\partial^2 V^m}{(\partial \rho_m)^2} - \frac{\partial^2 V^m}{\partial \rho_m \partial A} \mu \right) \right] \left[ \frac{\partial \Phi_f}{\partial \rho_f} - \frac{\partial \Phi_m}{\partial \rho_m} \right] \frac{\partial^2 V^f}{(\partial A)^2 K}. \end{aligned}$$

假设夫妻一方的效用函数满足:  $V^i(\cdot) > 0$ ,  $V^{i''}(\cdot) < 0$ ,  $\frac{\partial^2 V^i}{(\partial x_1)^2} >$

$\frac{\partial V^i}{\partial x_1 \partial x_2} = \frac{\partial V^i}{\partial x_2 \partial x_1}$ , 其中  $x_1$  和  $x_2$  是  $V(\cdot)$  的两个自变量。假设夫妻各方的边际

人力资本积累意愿随着剩余收入的增加而增加,即 $\frac{\partial \Phi_i}{\partial \rho_i} > 0$ ,并随着子女人力资本水平的提高而减小,即 $\frac{\partial \Phi_i}{\partial A} < 0$ 。同时假设 $\frac{\partial^2 V^f}{\partial \rho_f \partial A} > \frac{\partial^2 V^f}{\partial \rho_m \partial A}$ 。在满足附录3中的条件时<sup>7</sup>,母亲收入的增加(因此 $\lambda$ 也提高)会改善家庭氛围,即 $\frac{d\mu}{d\lambda} > 0$ ,进而会提高青少年人力资本投资效率。

### 三、研究背景与数据描述

在研究母亲收入对于子女人力资本影响这一问题时,本文以茶叶价格作为女性收入的代理变量,这一做法参考了Qian(2008)的方法。没有直接采用母亲收入的原因是考虑到收入可能会受到家庭环境、教育水平以及其他因素(比如失业或升迁、生病或搬到新的居住地等)的影响,而这些不可观测、选择性的因素可能与子女的人力资本积累相关。用茶叶价格的变化作为影响女性收入的外生性冲击则可避免上述问题。

#### (一) 女性种植茶叶的比较优势

中国长久以来一直都注重女性采茶。我国茶叶采摘方式主要靠手工采茶,这是因为我国茶叶种植标准化水平还不高,机械采茶很难在茶园管理上得到大范围的应用。在茶叶生产过程中,茶叶采摘是重要的环节。因为新鲜的茶叶较嫩,极易受到损坏,采摘过程直接关系到茶叶的最终品质。考虑到采摘劳动的特点,女性相对于男性和儿童来说,具有天然的优势:首先,茶树平均高度只有0.762米,我国女性平均身高为1.6米,男性平均身高为1.72米。茶树的高度对于男性来讲过低,采摘并不方便。<sup>8</sup>其次,儿童相对于成年女性来说,达不到采茶工作对细致度和耐心的要求,儿童在采摘过程中可能会损坏茶叶的嫩芽。除了女性在茶叶采摘方式上具有的优势以外,女性从事茶叶生产的另一个关键因素是:茶叶的最优采摘时间与农忙时间重合,使得男性难以从农耕中分身从事茶叶采摘。茶叶采摘最富有成效的季节始终是在春季中期(3月至4月)到初夏(8月中旬至9月)这段时间,而此时也恰好是农忙季节,男性主要处理重体力的农耕工作,所以茶叶的采摘活动主要靠家庭中的女性完成。女性在茶叶采摘过程中的比较优势决定了茶叶价格与女性收入的联系。

#### (二) 全球茶叶价格和茶叶种植县女性收入

采用茶叶价格作为女性收入的代理变量仍然需要谨慎,因为国内的茶

<sup>7</sup> 本文附录地址: <https://jiawu1881.weebly.com/more.html>。

<sup>8</sup> 根据CFPS2016年成人问卷的数据,女性平均身高为1.6米,男性为1.72米。

叶价格仍然存在内生性问题。比如,当女性基于子女的人力资本水平决定从事劳动的时间时,进而会影响茶叶采摘行为以及国内茶叶的产量,从而使得茶叶价格受到子女人力资本发展水平的反向影响。为了解决这一问题,本文选用更为外生的全球茶叶价格<sup>9</sup>。同时,本文研究茶叶价格的变化是在“县-年份”层面,某一县的茶叶产量不太可能影响全球茶叶价格。为了证明这一问题,我们采用以下回归方程分析各县茶叶产量对全球茶叶价格是否具有影响:

$$tea\ price_t = \alpha_c + \beta_c tea\ output_{ct} + X'_{ct} \Delta + \epsilon_{ct}, \quad (12)$$

其中,  $tea\ price_t$  为  $t$  年的全球茶叶价格的对数,  $tea\ output_{ct}$  为茶叶种植县  $c$  在  $t$  年的茶叶产量取对数,  $X_{ct}$  为表示县  $c$  在  $t$  年的经济、人口和气候特征的变量,包括人均国民生产总值、人口数量、第一产业和第二产业的比重、气温和降雨量。关注的估计系数为  $\beta_c$ , 解释为县  $c$  的茶叶产量上升 1 个百分点引起的全球茶叶价格变化的百分点。基于式 (12), 图 2 描述了各县的估计系数  $\beta_c$  和 95% 的置信区间<sup>10</sup>, 我们发现各县的茶叶产量均不能显著影响全球茶叶价格。对于全国茶叶总产量来讲, 尽管与全球茶叶价格负相关, 但影响并不显著。

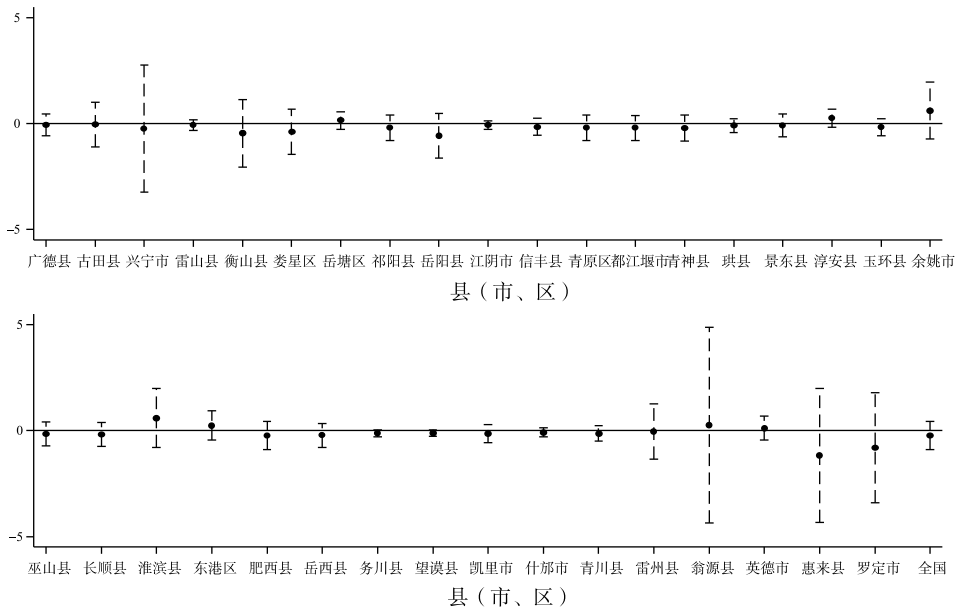


图 2 全球茶叶价格与中国各个县茶叶产量的关系

<sup>9</sup> 该数据取自世界银行。

<sup>10</sup> 从国家统计局搜集到的关于我国各个县区的茶叶年产量的数据, 以此来定义某一县是否有种植茶叶。在样本区内 (2010—2016), 茶叶种植县没有发生变化。



本文以茶叶价格的变化作为茶叶种植县女性收入变化的代理变量，这一做法假设茶叶种植县的女性相比茶叶非种植县的女性更容易受到茶叶价格变动的影响。有必要对这一假设的成立性进行详细的验证。首先，图3中的左图比较了茶叶种植县和非种植县的女性平均收入在CFPS的四年调查数据中的变化图（图中两条虚线）<sup>11</sup>，同时图中还绘制了全球茶叶价格在四年中的变化（图中实线）。我们发现具有启示性的证据：茶叶种植县女性收入的变化与全球茶叶价格的走势更加一致。其次，以CFPS2016年的调查月份，我们比较了茶叶种植县和茶叶非种植县女性在不同调查月份报告的收入，并对比当月全球茶叶价格的走势。我们发现，茶叶种植县女性在当月全球茶叶价格更高时，倾向于报告更高的收入，同时在全球茶叶价格走低时倾向于报告更低的收入。相比之下，茶叶非种植县的女性在不同月份报告的收入情况与全球茶叶价格的走势没有明显的联系。

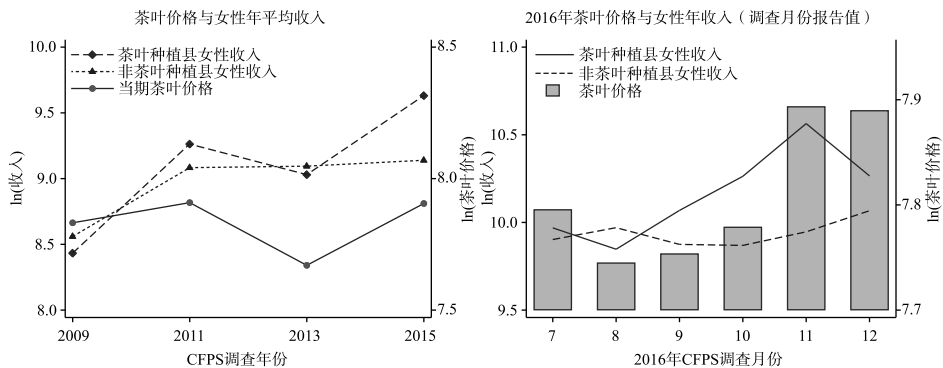


图3 茶叶种植县和非种植县女性收入和茶叶价格的关系

为了进一步从个体层面验证茶叶种植县的女性收入是否受到全球茶叶价格的影响，我们构建如下的回归方程：

$$income_{ict} = \alpha_1 + \beta_1 tea\ price_t \times tea\ plant_c + X'_{ict} \Gamma + \tau_t + l_c + \epsilon_{ict}, \quad (13)$$

其中  $i$  表示个体， $c$  表示县， $t$  表示年份。 $income_{ict}$  表示女性收入的对数； $tea\ price_t$  表示  $t$  年的全球茶叶价格的对数； $tea\ plant_c$  是一个虚拟变量，如果县  $c$  是茶叶种植县，则取值 1，否则取 0； $X_{ict}$  表示控制变量，包括个体  $i$  的教育年限、工作经验（个体的年龄减受教育年限，再减去 6 岁入学得到工作经验）、工作经验的平方、父母亲的教育程度以及取对数后的家庭收入； $\tau_t$  表示年份固定效应， $l_c$  表示县固定效应，它们已经捕捉了收入在时间上和县之间的差异，因此模型不再包含  $tea\ price_t$  和  $tea\ plant_c$  这两个变量。考虑到同一个县内女性收入的相关性，回归方程将标准误聚类到县级层面。估计系数  $\beta_1$  衡量了全球

<sup>11</sup> 在 CFPS 调查中，询问的是被访者去年的收入，因此全球茶叶价格对应被访者 2009 年、2011 年、2013 年和 2015 年的收入。

茶叶价格提高对茶叶种植县的女性收入（相对于非茶叶种植县的女性收入）的影响。我们将 CFPS 四年的调查数据进行混合截面的估计。参考 Carrell *et al.* (2018) 的做法，以某一个体出现在样本中次数的倒数作为样本权重进行回归。<sup>12</sup>表 1 的第 (1)、(2) 列报告了估计结果。<sup>13</sup>Panel A 关注所有女性收入与茶叶价格的关系。第 (2) 列结果表明，在控制所有变量时，当茶叶价格提高 1% 时（茶叶生产者平均价格为 16.04 元/公斤，茶叶价格提高 1%，相当于在均值水平上 0.16 元/公斤），茶叶种植县的女性收入（相对于非种植县女性收入）将提高 1%。<sup>14</sup>我们还以全球橘子的价格作为男性收入的代理变量。采用与式 (13) 类似的方法，分析了橘子价格上升对橘子种植县的男性收入（相对于非橘子种植县的男性收入）的影响。表 1 的第 (3)、(4) 列报告了估计结果。结果表明橘子价格上升 1%（橘子生产者平均价格为 5.79 元/公斤，橘子价格上升 1%，在均值水平上相当于 0.06 元/公斤），男性年收入上升 0.5%。Panel B 将样本限制在拥有 10—17 岁子女的母亲和父亲样本，在对所有变量进行控制后，所得结果与 Panel A 较为接近。具体来讲，茶叶价格上升 1% 可以提高母亲收入 0.8%，橘子价格上升 1%，可以提高父亲收入 0.45%。

表 1 女性/男性收入和茶叶/橘子价格的关系

	女性收入		男性收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A: 样本所有女性和男性				
茶叶价格	0.913*	1.013**		
	(0.541)	(0.472)		
橘子价格			0.795***	0.542**
			(0.252)	(0.259)
观测数	13 516	13 516	12 769	12 769
Panel B: 有 10—17 岁子女的母亲和父亲				
茶叶价格	0.782†	0.795*		
	(0.502)	(0.478)		
橘子价格			0.443*	0.451*
			(0.262)	(0.251)
观测数	2 427	2 427	2 427	2 427

<sup>12</sup> 样本中只包含了农村地区的个体。

<sup>13</sup> 这里分析的数据包含了所有男性和女性数据（包含已婚和未婚），因此数据量比后文分析时的数据量要多。

<sup>14</sup> 收入已经经过 CPI 调整为基期为 2009 年的不变价格。

(续表)

	女性收入		男性收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
县固定效应	是	是	是	是

注：数据为 CFPS 2010、2012、2014 和 2016 年的调查数据，将四年的数据进行混合横截面估计，估计方程采用式 (13)，以个体在样本中出现次数的倒数为权重。Panel A 关注所有女性/男性收入与茶叶/橘子价格的关系，Panel B 将样本限制在拥有 10—17 岁子女的母亲和父亲样本。控制变量包括教育年限、工作经验、工作经验的平方、家庭收入。括号内为标准误，聚类在县级层面。†、\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 15%、10%、5% 和 1% 的水平上显著，下表同。

### (三) 中国家庭追踪调查数据

关于家庭特征以及子女特征的信息取自 CFPS (包括 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年的调查数据)。我们首先剔除了在城市中被调查的个体，因为茶叶价格的变化对于茶叶种植和非种植区域内农村地区的女性收入的影响更具可比性。附录图 A1 给出了我国全部茶叶种植县的地理分布图，可以发现茶叶种植县主要分布在我国中部和华南地区。

本文关注的结果变量是子女的人力资本，因此我们剔除了没有生育子女的家庭样本。子女人力资本以 10—17 岁青少年的认知和非认知能力衡量。认知能力以字词和数学测试成绩衡量，并按照年龄标准化为均值为 0、标准差为 1 的标准成绩。在测度非认知能力时，本文选取了 CFPS 问卷中的 10 个儿童对自身情绪的自评问题。借鉴 Heckman *et al.* (2013) 的做法，我们首先对指标进行标准化处理，然后采用因子分析，提取了第一主因子作为非认知能力的测度，该指标衡量了青少年的情绪。<sup>15</sup>

按照 CFPS 的县代码与茶叶(橘子)种植县的代码进行匹配，从而可以识别出被调查个体是否在茶叶(橘子)种植县。茶叶(橘子)种植县定义为实验组 (treatment group)，非茶叶(橘子)种植县作为对照组 (control group)。表 2 对本文主要变量进行了统计描述。样本中共包含 49 个茶叶种植县和 113 个非茶叶种植县，以及 48 个橘子种植县和 114 个非橘子种植县。在青少年表现方面，标准化后的青少年认知和非认知能力分数均为 0。在青少年特征方面，男性的比例约为 51%，青少年平均年龄约 13 岁。在家庭特征方面，父亲平均年龄为 41 岁，母亲平均年龄在 39 岁。父亲的教育年限为 6.7 年，母亲的教育年限为 5.2 年。子女平均有 1 个兄弟姐妹，家庭平均收入为 10 446 元。家庭平均教育支出为 1 066 元，样本中有约 21% 的父亲和母亲有

<sup>15</sup> 关于非认知能力的详细介绍和因子分析可参见附录 2。

吵架行为。当比较茶叶(橘子)种植县和非种植县的差异时,数据显示,茶叶(橘子)种植县的青少年认知和非认知能力均略低于非茶叶种植县的青少年,但检验两者均值相等的  $t$  检验值显示差异并不显著。家庭和个体特征在茶叶(橘子)种植和非种植县的个体之间基本接近。同时,茶叶种植县母亲收入(5 943 元)高于非种植县的母亲收入(4 220 元)。橘子种植县的男性平均收入(15 245 元)高于橘子非种植县的男性收入(13 151 元)。

表 2 描述性统计

	总样本			茶叶种植县/非种植县		橘子种植县/非种植县	
	县的 数量	个体 观测数	总样本	茶叶 种植县	非茶叶 种植县	橘子 种植县	非橘子 种植县
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>Panel A: 子女认知和非认知能力</b>							
数学成绩	162	6 638	0.000 (0.998)	-0.003 (0.997)	0.015 (0.993)	-0.004 (1.000)	0.012 (0.991)
字词成绩	162	6 638	0.000 (0.998)	0.016 (1.032)	0.019 (0.960)	-0.013 (1.049)	-0.014 (0.967)
非认知能力	162	6 638	0.000 (0.998)	-0.082 (1.014)	0.046 (0.985)	-0.054 (0.998)	0.024 (0.997)
<b>Panel B: 家庭和个体特征</b>							
性别(男=1)	162	6 638	0.510 (0.500)	0.520 (0.500)	0.504 (0.500)	0.508 (0.500)	0.511 (0.500)
年龄	162	6 638	13.250 (2.176)	13.220 (2.138)	13.270 (2.197)	13.190 (2.156)	13.280 (2.184)
父亲年龄	162	6 638	40.960 (5.041)	41.450 (5.268)	40.680 (4.887)	41.560 (5.363)	40.690 (4.866)
母亲年龄	162	6 638	39.210 (4.785)	39.510 (4.803)	39.050 (4.767)	39.24 (4.900)	39.200 (4.733)
父亲教育年限	162	6 638	6.742 (3.746)	6.571 (3.725)	6.837 (3.755)	6.324 (3.870)	6.928 (3.675)
母亲教育年限	162	6 638	5.154 (4.030)	4.895 (3.994)	5.301 (4.043)	4.927 (3.970)	5.256 (4.052)
兄弟姐妹个数	162	6 638	1.224 (0.942)	1.366 (1.112)	1.144 (0.820)	1.379 (1.154)	1.155 (0.820)

(续表)

	总样本			茶叶种植县/非种植县		橘子种植县/非种植县	
	县的 数量	个体 观测数	总样本	茶叶 种植县	非茶叶 种植县	橘子 种植县	非橘子 种植县
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
母亲收入	162	2 427	4 850.4 (14 686.6)	5 942.7 (12 690.9)	4 220.2 (15 690.4)	4 199.6 (13 385.9)	4 271.8 (15 175.2)
父亲收入	162	2 427	13 179.0 (18 186.6)	15 248.4 (19 637.0)	15 561.3 (17 266.3)	15 244.6 (19 854.4)	13 150.6 (17 416.9)
家庭收入	162	6 638	10 445.9 (24 399.8)	11 658.3 (27 047.1)	9 763.4 (22 749.5)	11 994.1 (24 673.1)	9 754.5 (24 247.6)
Panel C: 机制变量							
教育支出	162	4 593	1 065.5 (1 903.6)	1 139.549 (2 005.0)	1 023.6 (1 842.7)	982.068 (1 809.1)	1 103.0 (1 943.7)
家庭氛围	162	5 121	0.212 (0.409)	0.225 (0.417)	0.206 (0.404)	0.230 (0.421)	0.205 (0.403)

注：括号内为标准差。收入及教育支出以元为单位。

## 四、计量模型和实证结果

### (一) 计量模型

本文建立如下计量模型分析母亲收入对儿童认知和非认知能力表现的影响：

$$child\ performance_{ict} = \alpha_2 + \beta_2 tea\ price_t \times tea\ plant_c + X'_{ict} K + \tau_t + l_c + v_{ict}, \quad (14)$$

其中， $child\ performance_{ict}$  表示青少年  $i$  的认知或非认知能力； $teaplant_c$  是一个虚拟变量，如果县  $c$  是茶叶种植县，则取值 1，否则取 0； $tea\ price_t$  表示在  $t$  年的全球茶叶价格取对数； $X_{ict}$  表示控制变量，包括子女个体特征（性别、年龄、年龄的平方和兄弟姐妹的个数）和家庭特征（父母的年龄、教育年限和家庭收入）；其他变量的定义与式（13）相同。我们关注交乘项的系数  $\beta_2$ ，表示母亲收入的提高对青少年认知和非认知能力的影响。本文将 CFPS 四轮调查数据作为混合截面数据使用，并以个体在样本中出现次数的倒数作为观测的权重进行回归。考虑到县级层面青少年表现可能存在的相关性，我们将标准误差聚类到县级层面。

## (二) 实证结果

表3的Panel A报告了基于式(14)的估计结果。第(1)—(3)列显示,母亲收入提高能够显著提高10—17岁子女的数学成绩。具体来讲,第(3)列显示,当控制所有变量后,茶叶价格提高1%引起的母亲收入的提高(母亲收入提高1%),将会使子女的数学成绩提高0.087个标准差。第(6)列显示,母亲收入的提高同样可以提高子女的字词成绩0.047个标准差,其影响约是对子女数学成绩影响的一半。表3的Panel B以橘子价格作为父亲收入的代理变量,研究了父亲收入提高对子女认知能力的影响。结果显示,橘子价格的变化对子女认知能力没有显著的影响。<sup>16</sup>

表4报告了母亲和父亲收入的提高对子女非认知能力影响。第(1)—(3)列结果显示,母亲收入的提高会显著提高子女的非认知能力。具体来讲,第(1)列显示茶叶价格提高(1)%给母亲收入带来的提升,将会改善子女的情绪0.129个标准差。第(3)列显示在对所有变量进行控制时,母亲收入的提高会改善子女情绪0.128个标准差。第(4)—(6)列估计了父亲收入对青少年非认知能力的影响。结果显示,估计值较小,在-0.029至-0.019之间,且估计精度不高。总的来讲,父亲收入的提高对子女的非认知能力没有显著的影响。

为了进一步确定茶叶价格是通过母亲收入而影响青少年的认知和非认知能力,而不是通过其他因素影响<sup>17</sup>,我们以茶叶/橘子价格作为母亲/父亲收入的工具变量,进行两步骤最小二乘法估计(two stage least square,简称2SLS)。附录表A5报告了以茶叶/橘子价格作为母亲/父亲收入的工具变量进行2SLS估计的结果。Panel A报告了2SLS第一步回归的结果。第(1)列显示,茶叶价格提高显著增加了母亲的收入。具体来讲,茶叶价格提高1个百分点,母亲收入提高0.77个百分点。第(2)列显示,橘子价格提升1个百分点,可以增加父亲收入0.43个百分点。表A5的Panel B报告了2SLS第二步回归的结果。结果显示,母亲收入增加1%可以提高青少年数学成绩0.129个标准差、字词成绩0.079个标准差以及非认知能力0.137个标准差。结合第一步回归的结果,可知茶叶价格提升1个百分点,可以分别提高子女的数学成绩0.099个标准差( $0.771 \times 0.129$ )、字词成绩0.06个标准差( $0.771 \times 0.079$ ),以及非认知能力0.106个标准差( $0.771 \times 0.137$ )。这些估计结果与表3和表4相比均较为接近。

<sup>16</sup> 回归方程为:  $child\ performance_{ict} = \alpha_3 + \beta_3 orange\ price_t \times orange\ plant_c + X'_{ict}E + \tau_t + l_c + \omega_{ict}$ , 其中,  $orange\ plant_c$  是一个虚拟变量, 如果县  $c$  是橘子种植县, 则取值1, 否则取0;  $orange\ price_t$  表示在  $t$  年的全球橘子价格取对数, 其他变量的定义与式(14)相同。

<sup>17</sup> 比如茶叶价格的提高改变了父母对女孩未来劳动力市场预期收入而增加对女孩的教育投入。

表 3 母亲/父亲收入对子女认知能力的影响

	数学成绩			字词成绩		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A: 母亲收入的影响						
茶叶价格×茶叶种植县	0.089***	0.088***	0.087***	0.045**	0.048**	0.047**
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.019)	(0.020)
样本数	6 638	6 638	6 638	6 638	6 638	6 638
Panel B: 父亲收入的影响						
橘子价格×橘子种植县	-0.023	-0.028	-0.021	-0.033	-0.020	-0.014
	(0.082)	(0.087)	(0.063)	(0.052)	(0.054)	(0.063)
子女个体特征	否	是	是	否	是	是
家庭特征	否	否	是	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
县固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	6 638	6 638	6 638	6 638	6 638	6 638

注：估计方程采用式 (14) 和脚注 16，以个体在样本中出现次数的倒数为权重。括号内为标准误，聚类在县级层面。

表 4 母亲/父亲收入对青少年非认知能力的影响

	非认知能力					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
茶叶价格×茶叶种植县	0.129***	0.129***	0.128***			
	(0.024)	(0.024)	(0.024)			
橘子价格×橘子种植县				-0.029	-0.021	-0.019
				(0.158)	(0.160)	(0.162)
子女个体特征	否	是	是	否	是	是
家庭特征	否	否	是	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
县固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	6 638	6 638	6 638	6 638	6 638	6 638

注：估计方程采用式 (14) 和脚注 16，以个体在样本中出现次数的倒数为权重。括号内为标准误，聚类在县级层面。

### (三) 异质性分析

母亲收入对子女认知和非认知能力的影响可能会因为子女的性别和母亲教育程度的不同而存在异质性。本小节将对以上两种情况进行讨论。

#### 1. 子女性别差异

首先,我们比较母亲收入改变后对男孩和女孩的影响是否存在差异。基于式(14),我们加入了子女性别与“茶叶价格 $\times$ 茶叶种植县”的交互项。子女性别为一个表示男孩的虚拟变量,如果性别为男,则取值为1,否则取值为0。表5报告了估计结果。第(1)列和第(3)列交互项“茶叶价格 $\times$ 茶叶种植县 $\times$ 男孩”的系数显示,对于数学成绩和非认知能力而言,母亲收入的提升,对于男孩和女孩的影响并没有显著的差异。第(2)列显示,对于字词成绩而言,母亲收入提高更有利于女孩字词成绩的提高。具体来讲,茶叶价格上升1%所带来的母亲收入的提高会提高女孩字词成绩0.054个标准差。相比之下,只提高男孩字词成绩0.043个标准差。诸多文献发现由于中国农村家庭具有性别偏好,男孩和女孩存在人力资本差异(张川川和马光荣,2017;林莞娟和赵耀辉,2015),表5的结果表明女孩的字词成绩从母亲收入提高中获益更多,这说明母亲收入的提高可以部分减小我国农村人力资本的性别差异。

表5 母亲收入对青少年的认知能力和非认知能力影响的性别差异

	数学成绩	字词成绩	非认知能力
	(1)	(2)	(3)
茶叶价格 $\times$ 茶叶种植县	0.086*** (0.020)	0.054*** (0.020)	0.124*** (0.025)
茶叶价格 $\times$ 茶叶种植县 $\times$ 男孩	0.002 (0.006)	-0.011** (0.006)	0.007 (0.006)
子女个体特征	是	是	是
家庭特征	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
县固定效应	是	是	是
样本数	6 638	6 638	6 638

注:估计方程采用式(14),以个体在样本中出现次数的倒数为权重。括号内为标准误,聚类在县层面。

#### 2. 母亲受教育程度的差异

表6报告了不同教育程度的母亲在收入提高后对子女认知和非认知能力的影响。基于式(14)加入低教育母亲与“茶叶价格 $\times$ 茶叶种植县”的交乘项。



表 6 不同教育程度的母亲对青少年认知和非认知的影响

	总样本			女孩			男孩		
	数学成绩	字词成绩	非认知能力	数学成绩	字词成绩	非认知能力	数学成绩	字词成绩	非认知能力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
茶叶价格×茶叶种植县	0.078*** (0.020)	0.048** (0.019)	0.123*** (0.026)	0.081*** (0.023)	0.054** (0.024)	0.125*** (0.033)	0.071*** (0.025)	0.049** (0.026)	0.131*** (0.028)
茶叶价格×茶叶种植县×低教育母亲	0.011 (0.007)	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)	0.008 (0.011)	-0.001 (0.012)	-0.002 (0.010)	0.010 (0.009)	0.002 (0.009)	0.004 (0.010)
低教育母亲	-0.035 (0.052)	-0.035 (0.050)	-0.036 (0.047)	-0.029 (0.078)	-0.043 (0.074)	-0.014 (0.076)	-0.082 (0.072)	-0.035 (0.066)	-0.092 (0.067)
子女个体特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是
家庭特征	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
县固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本数	6 638	6 638	6 638	3 240	3 240	3 240	3 398	3 398	3 398

注：估计方程采用式 (14)，以个体在样本中出现次数的倒数为权重。括号内为标准误，聚类在县级层面。

低教育母亲是一个表示母亲接受的教育程度在初中以下的虚拟变量。第(1)—(3)列结果表明,在以总样本进行估计时,茶叶价格提升对青少年数学成绩、字词成绩和非认知能力的影响分别为0.078个、0.048个和0.123个标准差。同时,交乘项的系数接近于0且均不显著,表明母亲收入的提高对青少年认知和非认知能力的影响不会随着母亲教育程度的改变而改变。第(4)—(9)列则进一步对不同性别的子女进行分样本回归,并考虑母亲教育程度是否带来差异性影响。结果与第(1)—(3)列结果基本一致,高、低教育程度的母亲在收入提高后对不同性别子女的认知和非认知能力均存在正向的影响。

## 五、机制分析

母亲收入提高后,由于在家庭中地位提升,降低了遭受丈夫谩骂的可能,从而改善了家庭氛围(Aizer, 2010)。家庭氛围可以直接影响儿童人力资本水平,或者按照理论模型的预测,改变家庭教育支出回报率。本文这一部分将对以上机制进行分析。第一,对于家庭氛围的衡量,以父母是否发生过争吵(“ $quarrel_{ict}$ ”)进行衡量。CFPS询问了子女关于上个月父母之间争吵的次数。我们将该变量处理成为0-1虚拟变量,其中1表示上个月父母之间发生过争吵,0表示没有。第二,对于子女教育支出,通过家庭支付给学校的教育支出(“ $edu\ input_{ict}$ ”)这一变量并取对数测度。首先,我们用青少年的认知和非认知能力对“ $quarrel_{ict}$ ”进行回归;其次,我们进一步引入教育支出,以及家庭氛围与教育支出的交乘项( $quarrel_{ict} \times edu\ input_{ict}$ ),从而分析家庭氛围是否影响教育支出的回报率。为了能够确定母亲收入可以改善家庭氛围从而影响青少年人力资本表现这一机制,我们以“ $tea\ price_t \times tea\ plant_c$ ”作为“ $quarrel_{ict}$ ”的工具变量进行2SLS估计。类似的,当关注教育支出回报率时,以“ $tea\ price_t \times tea\ plant_c \times edu\ input_{ict}$ ”和“ $tea\ price_t \times tea\ plant_c$ ”作为“ $quarrel_{ict} \times edu\ input_{ict}$ ”和“ $quarrel_{ict}$ ”的工具变量。估计方程中控制了青少年个体特征、家庭特征、县和年份固定效应。标准误聚类到县级层面。

表7的Panel A报告了第一步回归的结果。第(1)列显示,母亲收入提高时,母亲与父亲争吵的概率会下降5.6个百分点。以上结果符合我们的预期:母亲收入的提高会降低父母亲之间争吵的概率,使得家庭氛围更加和

谐。<sup>18</sup>第(2)列显示,工具变量“ $tea\ price_t \times tea\ plant_c \times edu\ input_{ict}$ ”对“ $quarrel_{ict} \times edu\ input_{ict}$ ”也具有显著的解释力。Panel B报告了第二步回归的结果,此时解释变量为父母是否吵架。结果表明,父母在家庭中吵架行为可以显著降低子女非认知能力1.322个标准差。结合Panel A中第(1)列的结果(茶叶价格提升1%可以降低父母吵架概率5.6个百分点),可知茶叶价格提升1个百分点,通过改善家庭氛围的渠道可以提高子女非认知能力0.074个标准差( $1.322 \times 0.056$ )。因此,茶叶价格提升降低父母吵架概率这一渠道可以解释茶叶价格变化对子女非认知能力变化的58% ( $0.056 \times 1.322 / 0.128$ )。Panel C报告了家庭氛围是否影响教育支出回报率。我们发现,家庭教育支出增加1个百分点可以分别提高青少年数学、字词成绩以及非认知能力0.281个、0.202个和0.192个标准差。同时,父母吵架与教育支出的交乘项的估计系数对于青少年数学和字词成绩的影响分别为-0.035和-0.03,且至少在5%的水平上显著。这说明,家庭氛围较好的家庭对子女教育支出的回报比家庭氛围较差的家庭高14%~17%。以上发现也对理论模型进行了验证。

表7 母亲收入对子女认知和非认知能力影响的机制分析

	第一步回归		第二步回归		
	父母吵架	父母吵架× 教育支出	数学成绩	字词成绩	非认知能力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A: 第一步回归					
茶叶价格×茶叶种植县	-0.056** (0.009)	0.003 (0.024)			
茶叶价格×茶叶种植县×教育支出		-0.019** (0.008)			
样本数	5 121	4 593			
Panel B: 家庭氛围(第二步回归)					
父母吵架			-0.678 (0.431)	-0.700 (0.523)	-1.322** (0.495)
样本数			5 121	5 121	5 121

<sup>18</sup> 我们还搜集了另一个可以衡量家庭氛围的指标,即“父母与子女争吵”,该变量取值为1表示父母与子女发生过争吵,否则为0。并以父母吵架、父母与子女争吵对母亲收入进行回归,估计结果如附录表A6所示,我们发现,母亲收入的提高降低了父母争吵以及父母与子女争吵的概率。

(续表)

	第一步回归		第二步回归		
	父母吵架	父母吵架× 教育支出	数学成绩	字词成绩	非认知能力
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel C: 教育支出回报率 (第二步回归)					
教育支出			0.281*** (0.092)	0.202** (0.088)	0.192* (0.102)
父母吵架×教育支出			-0.035** (0.017)	-0.030* (0.016)	-0.027 (0.095)
样本数			4 593	4 593	4 593
子女个体特征			是	是	是
家庭特征			是	是	是
年份固定效应			是	是	是
县固定效应			是	是	是

注: Panel A 报告了 2SLS 第一步估计的结果, Panel B 和 Panel C 报告了第二步估计的结果, 其中 Panel B 采用“茶叶价格×茶叶种植县”作为父母吵架的工具变量, Panel C 采用“茶叶价格×茶叶种植县×教育支出”作为“父母吵架×教育支出”的工具变量。括号内为标准误, 聚类在县级层面。

## 六、稳健性检验

### (一) 茶叶价格对母亲工作时间的影响

茶叶价格的提高增加了母亲的收入, 也意味着母亲不工作的机会成本提高, 因此, 母亲可能会减少陪伴子女的时间, 从而可能影响子女的认知和非认知能力发展。为了解决这个问题, 我们做了两项工作。第一, 使用母亲工作时间对茶叶价格进行回归, 研究茶叶价格的变化是否会改变母亲的工作时间。第二, 在回归中控制母亲的工作时间, 研究茶叶价格改变的影响。附录表 A7 报告了估计结果。第 (1) 列结果显示, 茶叶价格的提升会提高母亲的工作时间。第 (2) — (4) 列基于估计式 (14) 进一步控制了母亲的工作时间, 结果显示, 茶叶价格提高仍然会显著影响青少年的数学、字词成绩和非认知能力。与表 3 和表 4 的估计系数相比, 我们发现, 表 A7 中的估计系数变化很小。这说明在考虑了茶叶价格变化对母亲工作时间的影响后, 本文的结果仍然稳健。

## （二）个体迁移问题

茶叶价格的变化可能会影响个体的迁移行为，其中有一种可能是当茶叶价格提升时，个体从不种植茶叶的地区迁移到种植茶叶的地区。为了解决这一问题，我们做了三项工作。第一，通过比较个体的户籍地和调查地县代码是否一致，可以识别出样本中的迁移人口。结果发现样本中总迁移率仅有10%，从非茶叶种植县迁移到茶叶种植县的比例为4.3%，从茶叶种植县迁移到非茶叶种植县的比例是5.7%，说明样本中个体迁移率非常低。我们进一步采用了Probit模型分析了茶叶价格的变化是否会影响个体的迁移选择，发现这一影响很小且并不显著。我们还剔除了样本中所有迁移的样本。附录表A8的Panel A报告了估计结果。结果仍然一致显示母亲收入的提高能够显著改善子女的认知和非认知能力。第二，为了进一步排除季节性迁移导致的影响，我们剔除CFPS中在茶忙季节被调查的样本（在中国，茶忙季节是3月至4月和8月中旬至9月），并得到了一个样本量为3413的样本。表A8的Panel B基于这个小样本进行了估计，结果显示，尽管标准误由于样本下降而提高，但母亲收入的提高仍然能够显著提高青少年的认知和非认知能力。第三，我们将母亲因工作原因离开家里的样本剔除，重新进行估计，结果如表A8的Panel C所示，所得结论仍然一致。

## （三）茶叶种植县的外生性

一个县是否种植茶叶是否与该县没有控制的时变经济特征相关，或者说茶叶种植县是否足够外生。借鉴Chetty *et al.* (2009)的方法，我们进行了一项安慰剂检验。具体来讲，我们随机设置茶叶种植县和非茶叶种植县的名单，然后以式(14)进行估计。在这种情况下，所得估计系数应该接近于0。我们将这个过程重复500次，得到估计系数的分布。附录图A2报告了估计系数的分布。我们发现，系数分布在零的附近且服从正态分布，这说明随机设置茶叶种植县并不能对儿童表现产生正向的结果。

## 七、结 论

本文基于家庭内部的协商模型，将子女人力资本积累方程以及家庭氛围考虑在内。从理论上说明了母亲收入提高如何影响青少年人力资本水平。结合全球茶叶价格和CFPS数据，本文发现，母亲收入提高有利于家庭氛围的改善，进而有助于提升青少年的认知和非认知能力。

如何帮助社会经济地位较低家庭的儿童提升他们的人力资本水平，是促进社会公平，发挥潜在人力资本，引导未来经济增长的源泉。但是，已有的

研究表明针对整个家庭的转移支付难以提高儿童的学业成绩 (De Hoop and Rosati, 2014)。基于本文的研究结论,对于关注青少年发展的政策制定者来讲,一方面,在对低收入家庭的转移支付时可以将政策实施对象设定为家庭中的女性而非整个家庭。另一方面,在劳动力市场上可以进一步确保女性的权益。比如,在雇佣和晋升方面执行反歧视法律,减少女性进入劳动力市场的障碍,通过商业银行或小额信贷计划扩大女性获得信贷的机会,增加女性创业的可能等。

## 参考文献

- [1] Aizer, A., "The Gender Wage Gap and Domestic Violence", *American Economic Review*, 2010, 100 (4), 1847-1859.
- [2] Blundell, R., P. Chiappori, and C. Meghir, "Collective Labor Supply with Children", *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (6), 1277-1306.
- [3] Carrell, S., M. Hoekstra, and E. Kuka, "The Long-run Effects of Disruptive Peers", *American Economic Review*, 2018, 108 (11), 3377-3415.
- [4] Cherchye, L., B. Rock, and F. Vermeulen, "Married with Children: A Collective Labor Supply Model with Detailed Time Use and Intrahousehold Expenditure Information", *American Economic Review*, 2012, 102 (7), 3377-3405.
- [5] Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft, "Salience and Taxation: Theory and Evidence", *American Economic Review*, 2009, 99 (4), 1145-1177.
- [6] Conrade, G., and R. Ho, "Differential Parenting Styles for Fathers and Mothers: Differential Treatment for Sons and Daughters", *Australian Journal of Psychology*, 2001, 53 (1), 29-35.
- [7] Del Boca, D., C. Flinn, and M. Wiswall, "Household Choices and Child Development", *Review of Economic Studies*, 2014, 81 (1), 137-185.
- [8] De Hoop, J., and F. Rosati, "Cash Transfers and Child Labor", *The World Bank Research Observer*, 2014, 29 (2), 202-234.
- [9] Heckman, J. J., "Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children", *Science*, 2006, 312 (5782), 1900-1902.
- [10] Heckman, J., R. Pinto, and P. Saveliev, "Understanding the Mechanisms Through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes", *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2052-2086.
- [11] Kraft, M., "Teacher Effects on Complex Cognitive Skills and Social-emotional Competencies", *Journal of Human Resources*, 2019, 54 (1), 1-36.
- [12] 林莞娟、赵耀辉, "'重男轻女'降低女性福利吗? 离婚与抚养压力", 《经济学》(季刊), 2015年第14卷第1期, 第135—158页。
- [13] Liu, H., T. Mroz, and W. Klaauw, "Maternal Employment, Migration, and Child Development", *Journal of Econometrics*, 2010, 156 (1), 212-228.
- [14] Phipps, S., and P. Burton, "What's Mine Is Yours? The Influence of Male and Female Incomes on Patterns of Household Expenditure", *Economica*, 1998, 65 (260), 599-613.
- [15] Qian, N., "Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Relative Female Income on

- Sex Imbalance”, *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (3), 1251-1286.
- [16] Rinaldi, C., and N. Howe, “Mothers’ and Fathers’ Parenting Styles and Associations with Toddlers’ Externalizing, Internalizing, and Adaptive Behaviors”, *Early Childhood Research Quarterly*, 2012, 27 (2), 266-273.
- [17] Thomas, D., “Intrahousehold Resource Allocation: An Inferential Approach”, *Journal of Human Resource*, 1990, 25 (4), 635-664.
- [18] Wu, J., L. Chen, C. Fan, and N. Kaushal, “Does Mother’s Earnings Matter More to Children’s Human Capital? Evidence from Rural China”, Working Paper, 2020.
- [19] 张川川、马光荣, “宗族文化、男孩偏好与女性发展”, 《世界经济》, 2017 年第 3 期, 第 122—143 页。

## Mothers' Income, Family Atmosphere, and the Development of Children's Human Capital

WU Jia\*

(Shandong University)

CHEN Liping

(Hunan University)

FAN Chengze Simon

(Lingnan University)

**Abstract** We try to analyze the impact and mechanism of the increase of mother's income on children's human capital in a theoretical model. Combining global price of tea and CFPS survey data, we find that an increase in mother's income incurred by a 1% increase in tea price can significantly promote children's mathematics and language scores by 0.09 and 0.05 standard deviations, and children's non-cognitive performance by 0.13 standard deviation. We find that an increase in mothers' income improves the relationship with their husbands, which is helpful for the development of children's non-cognitive ability and the return of educational spending.

**Keywords** mothers' income, children's human capital, family atmosphere

**JEL Classification** J13, J10, J18

---

\* Corresponding Author: Wu Jia, School of Business, Shandong University, No. 180 Wenhua West Road, Weihai, Shandong 264209, China; Tel: 86-15626058656; E-mail: jwu@sdu.edu.cn.