信任的代际传递与青少年社会信任[[1]](#footnote-1)\*

刘靖 毛学峰

摘要：基于中国家庭追踪调查（CFPS）2012年、2014年和2016年的面板数据，本文使用固定效应回归，考察了13~20岁青少年社会信任态度的代际传递效应。研究发现: 信任态度的代际传递效应显著存在，且整体上母亲的影响略大于父亲；不同群体的代际传递效应不同，青少年更容易受到同性别父母的影响，小学及以下的青少年的代际传递效应更强；父母信任的社会态度比较不信任的态度更可能发生代际传递，但父母信任态度不一致可能削弱这种效应；孩子对父母的信任程度可能影响到母亲信任的代际传递效应，12岁以前离开出生环境的经历可能大大增强信任的代际传递效应。

关键词: 信任 代际传递 固定效应回归

一、引言

诸多研究已经证实了信任水平对于社会发展和个体产出的重要影响。信任水平在不同国家和地区之间的差异可以用来解释加总产出的差异，包括经济增长、贸易的容量和制度差异等，信任水平可能导致较高的经济产出（Knack & Keefer，1997）、促进经济增长（Algan & Cahuc，2010）、体现出更好的政治制度和政府指标（La Porta et al，1997）以及更多社会资本（Guiso et al，2006）。从个体层面，更高的信任水平可能导致经济上的成功、信息技术的采用和个体的健康（Ljunge，2012，2014）。但个体信任态度的形成并非一朝一夕，而是长期积累的结果。研究发现，成人的信仰、价值观等通常形成于儿童和青年时期，而在这个过程中，家庭、同辈以及模范角色都可能起到重要的作用（Dohmen et al，2012）。青少年时期的信任态度对成人期的信任态度乃至整个社会的信任水平都至关重要[[2]](#footnote-2)。

本文主要选取13~20岁的青少年[[3]](#footnote-3)作为研究对象。使用中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，CFPS）2012年、2014年和2016年的数据，研究首先考察了家庭信任的代际传递效应，区分了家庭、学校和社会的影响分别分析；其次，研究分析了代际传递效应在不同群体中的异质性；接着，研究考察了孩子和父母信任态度不一致的可能原因，从另一个视角分析了代际传递效应的发生机制；最后，研究分析了代际传递效应的可能影响渠道。本文贡献主要包括：（1）过去针对人际间信任描述研究主要基于费孝通提出的以个体为核心、由强至弱的“差序格局”，本研究不仅描述了孩子和父母两个层面的信任程度，还描述了孩子对父母的信任程度，丰富了人际信任研究文献；（2）一方面，虽然国际上有关于家庭信任态度代际传递的讨论，但关于我国的相关研究较少，针对青少年信任的研究文章也较少，本研究丰富了探索了信任的代际传递机制和效应。本文的研究可以回答我国的相关话题。另一方面，从研究内容上，通过区分不同群体讨论异质性，针对孩子和父母信任态度不一致的原因进行分析，以及讨论可能的传递渠道，本文对于现有研究也是一个较好的补充。

本文研究发现：第一，信任态度的代际传递效应显著存在，且整体上母亲的影响略大于父亲；第二，不同群体的代际传递效应不同，青少年更容易受到同性别父母的影响，小学及以下的青少年的代际传递效应更强；第三，父母信任的态度比较不信任的态度更可能发生代际传递，但父母信任态度不一致可能削弱这种代际传递效应；第四，孩子对父母的信任程度可能影响到母亲信任的代际传递效应，孩子12岁以前离开出生环境的经历可能大大增强信任的代际传递效应，而父母本身的教育、收入水平并不会影响到信任的代际传递效应。

二、文献综述

社会信任又称普遍信任，是指对陌生人或社会上大多数人的信任，它反映了个体对人性善的信赖（黄健、邓燕华，2012），在社会互动中决定了人们如何与其他人接触、能否合作以及是否可以融入（Glaeser et al，2000）。但信任形成的原因并没有一个清晰的结论。正如Dohmen et al（2012）所指出，个体的态度禀赋包括一些基础的偏好如风险和时间偏好，以及对于世界的关键的价值观即社会信任，在经济学的研究中作为一个“黑匣子”仍然亟需探索。影响社会信任的影响因素一般可以概括为个体自身特质及其所处的外在环境，其中个体特质包括年龄、性别、收入水平、受教育程度和宗教信仰等（李涛等，2008），而外在环境则包括地区经济发展、人力资本积累、公共资源和服务、社会异质性程度（收入不平等、种族、信仰、文化差异等）（张维迎、柯荣住，2002；史宇鹏、李新荣，2016）。然而相同特质的个体仍然可能表现出不同的信任水平，而当前的外在环境也并不能完全解释居民的信任水平，如Guiso et al（2006）和Algan & Cahuc（2010）就发现移民的信任水平同来源地的信任程度密切相关。

个体信任水平是受到家庭和成长的外界环境共同影响、长期积累的结果。关于代际传递方面的理论贡献为研究个体态度的形成指出一个可行的方向。父母对于孩子的态度形成的代际传递作用可以用来解释社会文化形成以及诸多社会现象，相关研究涉及种族差异、劳动参与率的变化、中产阶级的形成、生育率的差异、工作表现、腐败等诸多方面（Bisin & Verdier, 2000；Fernández et al，2004；Guiso et al, 2006），要维持随着时间推移不同地域间信任程度的差异，信任的代际传递在加总水平上也有着重要的影响（Dohmen et al，2012）。已有的相关研究表明了父母态度的代际传递在多种社会和经济现象方面的强大的解释力。

信任态度的传递机制可以被描述为家庭内社会化过程与家庭外社会化过程相互作用的结果（Bisin & Verdier，2000）。家庭内社会化的过程主要通过父母和亲人，而家庭外社会化过程则很大程度上通过对周围同辈以及模范角色的模仿（Bisin & Verdier，2000）。相关研究已经证实个体的信任水平会受到父母信任水平的影响。Dohmen et al（2012）利用德国2003和2004年的数据，使用工具变量处理了其中可能存在的反向因果问题，发现父母和孩子的信任水平和风险态度有很强的正相关性。Ljunge（2014）研究了欧洲国家的“二代”移民的信任水平是否受到父母来源地的信任水平的影响，发现即使是在信任程度较低的环境中，通过家庭文化传递仍然可以形成较高信任水平。以往研究还对父亲和母亲的分别作用进行了探讨，但结论并不一致。部分研究发现，父亲和母亲的信任水平都可能传递给子女,只是作用程度上稍有差异（Dohmen et al，2012），也有相关研究发现了父亲和母亲不同的影响效果，且对不同性别的子女影响不同（Ljunge，2014）。究竟父母在代际传递中的作用哪个更大，并没有一致结论。

家庭外在环境同样可能对个体信任态度的形成起到重要作用。Dohmen et al（2012）研究发现当控制了父母态度水平后，儿童态度同地区流行的态度正相关。也有研究发现社区可以通过“情境效应”（contextual/exogenous effects）对居住于社区的个体行为产生影响（Snedker et al，2009）。教育经历在很大程度上决定了个体成长过程的外在环境，教育能够通过增强个体对价值规范及制度安排的认同进而促进社会信任的形成（黄健、邓燕华，2012；史宇鹏、李新荣，2016）。

综合上述文献，可以发现：目前我国针对信任方面的相关研究内容主要涉及信任格局和变迁、产生原因和建立机制、产生原因和建立机制以及国际比较等方面（王飞雪、山岸俊男，1999；黄健、邓燕华，2012；李涛等，2008；邹宇春等，2012），较少针对中国青少年信任问题的专题讨论，也较少针对信任代际传递的专题研究。有鉴于此，本文针对13~20岁青少年，研究父母信任的代际传递，分析家庭、学校以及社区对于青少年信任形成的作用，并针对异质性群体分别分析。

三、计量模型和估计策略

**（一）机制分析**

假设人群中存在信任和不信任这两种不同的态度。父母信任态度的传递即父母和孩子态度一致，可能通过“直接社会化”（direct socialization）和“侧面社会化”（oblique socialization）两种形式（Bisin & Verdier，2000；Dohmen et al，2012）。“直接社会化”指父母直接把自身的社会态度传递给孩子；“侧面社会化”指虽然父母和孩子信任态度一致，但这种一致不是因为父母传递的，而是受到其他因素的影响。父母和孩子信任态度不一致即“直接社会化”和“侧面社会化”都失败了。

参照Dohmen et al（2012），假设人群中存在两种不同的态度，设为*a*和*b*，分别为信任和不信任。设父母的态度为，孩子的信任态度同父母相同的概率为，孩子同父母信任态度不一致的概率为。孩子周边环境中持态度的个体在人群中的出现频率，持不同态度的概率是。

“直接社会化”和“侧面社会化”的过程可以用图1来表示。

 

图1 信任的代际传递路径

图1中，表示父母的信任态度通过成功的“直接社会化”和“侧面社会化”传递给孩子的概率，而表示父母态度没有成功传递给孩子的概率，此时“直接社会化”和“侧面社会化”都失败了。基于上述分析，本文在分析父母信任态度的传递时，要分析父母信任态度传递的净影响，需要控制周围环境的影响包括社区、同年龄群体等的信任态度。

**（二）计量模型介绍**

信任决定的基础回归方程如下:

（1）

式（1）中，青少年的信任程度分别取决于父亲的信任程度和母亲的信任程度，以及其他影响因素。其中，*i*表示个体，*t*表示年份。表示孩子所处的教育阶段以及同年龄孩子的信任水平，反映可能的同群效应，表示社区信任水平，反映地区环境影响。和衡量了青少年从家庭外寻找学习模范的可能性，反映了可能的“侧面社会化”。为个体特征和家庭背景变量，包括孩子性别、年龄、户口、民族、是否独生子女、家庭收入和父母教育水平。表示随时间变动的残差项，而表示不随时间变动的残差项。

**（三）内生性讨论**

内生问题的一个可能的来源是反向因果。Dohmen et al（2012）使用工具变量的结果发现反向因果问题不会是代际相关性的主要原因。通常而言，父母的态度会影响到孩子，包括风险态度、职业偏好、信任等，但反过来由孩子影响父母的可能性不大，因为通常而言，态度的形成取决于长期的人生经历，或许发生于孩子出生以前。内生问题的另一个可能的来源是遗漏变量，即某些因素在方程中没有控制，但会同时影响到父母信任和孩子信任。依据方程1，复合残差项中可能包含随时间变动的残差项，以及不随时间变动的残差项。其中，可能包含以往所发生的事件经历（如家庭成员样本期以前是否经历过影响信任的事件、家庭以前居住的社区环境等）、基因等因素，而则可能包含样本期间内家庭成员发生的事件或者经历，也可以称之为冲击因素，如家庭成员是否经历过一些可能影响信任的事件，如被不公平的对待、搬家导致环境变化等因素。

一般而言，不随时间变动的遗漏变量是必然存在且会对结果产生影响的，而从影响程度来说，不随时间变化的遗漏变量可能对父母孩子的影响方向是相同的，这会导致存在遗漏变量的方程的回归系数大于真实的回归系数，下文的回归分析也证明了这点。而随时间变动的遗漏变量的影响难以确定：第一，冲击性事件的发生取决于概率，个体样本期内发生意外事件的概率并不大；第二，对结果造成偏误程度的影响的大小又取决于事件对于父母和孩子分别的影响程度，对任何一方影响程度较小都会导致总偏误较小；第三，不同个体遭受的冲击性事件不同，影响方向也可能不同，这可能会削弱随时间变动的遗漏变量的影响程度。

遗漏变量的来源不同，适用的解决方法也不同。基于面板数据的优势，本文采用固定效应的办法，可以解决不随时间变动的遗漏变量问题。具体回归方程如下：

（2）

其中表示除时间均值后的变量。可以看出，原来的复合残差项通过除时间均值的差可以去除不随时间变动的遗漏变量的影响，而随时间变动的残差项可能依然存在。

为了尽可能控制随时间变动的冲击因素的影响，一方面，本文在方程中控制社区和环境因素部分反映环境的变动，包括地区同年龄组平均信任水平、社区平均信任水平，另一方面，本文加入了个体和家庭是否经历过不公平事件的变量[[4]](#footnote-4)，作为冲击因素引入方程，预期可以控制部分不可识别的因素。同时基于前述分析，在本研究中，最主要的遗漏变量来源是不随时间变动的部分，因此，本文认为固定效应方法基本可以得到较为可信的结果。

四、数据分析和变量描述

本文所使用的数据是中国家庭追踪调查（CFPS）。CFPS是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目，由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）实施。项目采用计算机辅助调查技术开展访问，样本覆盖25个省/市/自治区，目标样本规模为16000户，调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。CFPS在2008年、2009年在北京、上海、广东三地分别开展了初访与追访的测试调查，并于2010年正式开展访问，于2012年、2014年、2016年和2018年进行了多轮大型调查，调查内容涉及经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等在内的多种信息。

本文所使用的数据来自于2012年、2014年和2016年的调查[[5]](#footnote-5)。经过父母信息的匹配，剔除掉缺失信息的样本，并把青少年年龄限制为13~20岁，最终本文所使用的样本数量总数为4783个[[6]](#footnote-6)。问卷中针对一般性信任的问题是“一般来说，你认为大多数人是可以信任的，还是和人相处要越小心越好？”，回答包括“大多数人是可以信任的”以及“要越小心越好”两项。最终所使用的变量即青少年和父母的信任态度是大多数人是可以信任的，如果是为1，否为0[[7]](#footnote-7)。这和以往研究描述人际间信任程度不同的是，本研究这里不仅描述了青少年的信任、父母的信任以及青少年对于父母的信任程度。

表1是针对所使用样本的青少年和父母的信任程度的描述性分析。为了展示尽可能多的信息，本文区分父母的信任态度是否相同的情况分别统计，而父母各自的态度和孩子的交叉关系可以通过简单加总得到。比如，表1中青少年中持信任态度的比例为65.37%，母亲持信任态度的比例是50.71%（33.67%+17.04%），而父亲的比例为57.12%（33.67%+23.45%），青少年信任水平高于父母。孩子和父母信任态度都一致的比例大约占总样本的40%（其中都持信任态度的比例超过总样本的25%），和父母信任态度都不一致的比例大约20%，和父母某一方态度不一致的比例也是大约20%。这些观察一方面说明也许积极的信任态度比较消极态度更可能得到传递，另一方面也说明在青少年的信任态度形成中，除了父母外的其他因素也可能起到重要作用。这将在后文实证分析部分加以分析。

不同性别、不同教育水平的孩子和父母信任态度的一致性的表现并不相同。男孩和女孩的信任水平没有显著差异（分别是65.33%和65.4%），但当父母信任态度不一致时，男孩有更高比例与父亲信任程度一致，而女孩有更高比例与母亲一致。小学及以下孩子的信任水平低于初中及以上的孩子（分别是57.99%和67.03%），究其原因一方面是小学组父母的信任水平略低于其他组，这可能是由于小学教育的孩子更多在2012年，而2012年的平均信任水平低于随后的年份；另一方面是在当父母都不信任时，小学以下孩子的不信任水平远远高于其他组，这或许说明低教育水平或者较低年龄组的孩子更容易受到父母负向认知的影响，而高教育水平或高龄组的孩子则不然，下文将分析这种情况。

表1 青少年与父母的信任态度（%）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 分组 | 信任类型 | 父母信任态度相同 | | 父母信任态度不同 | | 总计 |
| 父母都信任 | 父母都不信任 | 父亲信任  &母亲不信任 | 父亲不信任  &母亲信任 |
| 孩子 | 不信任 | 7.99 | 12.00 | 8.67 | 5.98 | 34.63 |
| 信任 | 25.68 | 13.84 | 14.78 | 11.06 | 65.37 |
| 总计 | 33.67 | 25.84 | 23.45 | 17.04 | 100.00 |
| 男孩 | 不信任 | 7.94 | 13.08 | 7.32 | 6.33 | 34.67 |
| 信任 | 25.22 | 13.75 | 15.10 | 11.26 | 65.33 |
| 总计 | 33.16 | 26.83 | 22.42 | 17.59 | 100.00 |
| 女孩 | 不信任 | 8.04 | 10.91 | 10.02 | 5.64 | 34.60 |
| 信任 | 26.15 | 13.94 | 14.46 | 10.86 | 65.40 |
| 总计 | 34.19 | 24.84 | 24.48 | 16.49 | 100.00 |
| 小学及以下 | 不信任 | 8.46 | 16.54 | 9.64 | 7.37 | 42.01 |
| 信任 | 22.10 | 11.99 | 14.03 | 9.87 | 57.99 |
| 总计 | 30.56 | 28.53 | 23.67 | 17.24 | 100.00 |
| 初中及以上 | 不信任 | 7.75 | 9.74 | 8.18 | 5.30 | 30.97 |
| 信任 | 27.46 | 14.76 | 15.15 | 11.65 | 69.03 |
| 总计 | 35.22 | 24.50 | 23.33 | 16.95 | 100.00 |

表2是针对不同年份的样本的描述性统计。随着年份增加，孩子年龄增长，教育水平增加，平均信任水平也在增加，从2012年的60.6%增加到2016年的71.4%。孩子的信任水平每一年都高于父母，而父母的信任水平在不同年份间相对比较一致，相对而言父亲的信任水平高于母亲。样本中约有50%的个体是男孩，性别比例比较平均。参加工作的孩子从2012年的9%增加到2016年的20%。样本中有20%左右的非农户口[[8]](#footnote-8)以及87%左右的汉族孩子。样本中家庭人均收入10234.38元，家庭在当地十分位分组中的收入所占等级的平均水平略高于5，说明本文的样本的收入水平分布较为平均。样本中父母的平均教育水平在小学和初中之间，父亲教育水平略大于母亲。作为冲击性的特殊事件，个体和家庭所遇到的负面事件的比例和加总次数并不高，个体均值0.1左右（总共6种可能事件），家庭加总均值为1左右。扣除掉个体和家庭样本后的社区平均信任水平略高于0.5，所属年龄组的信任水平略高于社区平均信任水平，说明平均而言，青少年的整体信任水平高于成年人。

表2 变量描述性分析

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量名称 | 2012年 | | 2014年 | | 2016年 | | 三年平均 | |
| 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 青少年信任（是=1） | 0.606 | 0.489 | 0.635 | 0.482 | 0.714 | 0.452 | 0.654 | 0.477 |
| 父亲信任（是=1） | 0.558 | 0.497 | 0.553 | 0.497 | 0.601 | 0.490 | 0.571 | 0.497 |
| 母亲信任（是=1） | 0.488 | 0.500 | 0.519 | 0.500 | 0.511 | 0.500 | 0.507 | 0.500 |
| 青少年个体特征： |  | | | | | | | |
| 性别（男=1） | 0.504 | 0.500 | 0.486 | 0.500 | 0.503 | 0.500 | 0.497 | 0.500 |
| 小学及以下 | 0.536 | 0.499 | 0.352 | 0.478 | 0.136 | 0.343 | 0.342 | 0.475 |
| 初中及以上 | 0.464 | 0.499 | 0.648 | 0.478 | 0.864 | 0.343 | 0.658 | 0.475 |
| 工作（是=1） | 0.090 | 0.287 | 0.181 | 0.385 | 0.203 | 0.403 | 0.160 | 0.366 |
| 非农户口（是=1） | 0.200 | 0.400 | 0.217 | 0.413 | 0.221 | 0.415 | 0.213 | 0.410 |
| 汉族（是=1） | 0.875 | 0.331 | 0.874 | 0.332 | 0.883 | 0.322 | 0.877 | 0.329 |
| 年龄（岁） | 15.687 | 1.677 | 17.102 | 2.047 | 17.919 | 1.493 | 16.915 | 1.986 |
| 家庭特征： |  | | | | | | | |
| 父亲教育水平 | 2.128 | 1.398 | 2.217 | 1.409 | 2.317 | 1.385 | 2.220 | 1.399 |
| 母亲教育水平 | 2.013 | 1.189 | 2.029 | 1.231 | 2.020 | 1.287 | 2.021 | 1.236 |
| 家庭人均收入（对数） | 8.268 | 1.937 | 8.320 | 2.300 | 8.561 | 2.056 | 8.379 | 2.120 |
| 家庭收入在当地等级 | 5.066 | 2.714 | 5.239 | 2.690 | 5.256 | 2.695 | 5.190 | 2.700 |
| 个体经历特殊事件（加总） | 0.089 | 0.395 | 0.173 | 0.575 | 0.192 | 0.603 | 0.153 | 0.537 |
| 家庭经历特殊事件（加总） | 0.940 | 1.653 | 1.097 | 1.823 | 1.171 | 1.928 | 1.071 | 1.808 |
| 所属年龄组平均信任水平（信任=1） | 0.568 | 0.124 | 0.591 | 0.114 | 0.664 | 0.105 | 0.607 | 0.121 |
| 地区平均信任水平  （信任=1） | 0.532 | 0.108 | 0.535 | 0.114 | 0.565 | 0.106 | 0.543 | 0.110 |
| 城乡（城市=1） | 0.417 | 0.493 | 0.425 | 0.495 | 0.426 | 0.495 | 0.423 | 0.494 |

注：（1）父母亲教育水平为等级1~7，分别为文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/职高/技校、大专、大学本科；（2）家庭收入在当地等级为地区人均收入的1~10等分；（3）个体和家庭经历特殊事件为问卷中是否经历过事件（经历过=1）的加总，主要包括是否因为贫富差别、户籍、性别、不合理收费等受到不公正对待。

五、实证分析

**（一）青少年社会信任的决定因素**

表3对于青少年信任进行了逐步回归，其中第（1）~（4）列是OLS回归，第（5）~（8）列是固定效应回归。所有回归中都控制的变量是家庭收入、收入等级和年份虚拟变量，OLS回归中的基础控制变量还包括个体特征、父母教育水平和地区虚拟变量，这些变量因为年份间没有变动因此在固定效应回归中没有控制。除了基础控制变量，本文随后在回归中逐步控制同群的影响因素、社区因素以及样本期内的冲击性事件，同群因素包括所处的教育程度以及地区同年龄组的孩子的平均信任水平[[9]](#footnote-9)，社区因素是社区平均教育水平，样本期内的冲击性事件是个体和家庭所遇到的特殊性事件变量。

首先，分析内生性的可能影响。使用固定效应方法控制不随时间变动的遗漏变量后，父亲和母亲信任变量的系数都明显下降，比较第（1）列和第（5）列，母亲的影响系数从0.119下降到0.0823，父亲的从0.0897下降到0.0715。比较第（2）列和第（6）列、第（3）列和第（7）列以及第（4）列和第（8）列，都可以看到类似的变动趋势。这说明不随时间变动的遗漏变量对于结果有显著影响。而加入环境因素、冲击性事件变量控制部分随时间变动的遗漏变量因素，对父母信任变量的系数影响较小。

其次，分析信任的代际传递效应。父亲和母亲的影响系数都非常显著，说明信任态度的代际传递显著存在。总体而言，父亲的影响程度小于母亲。第7列固定效应回归结果中父母信任的边际影响分别为0.591和0.701。这个影响系数看起来比较小，但和其他相关的研究结果具有可比性。Dohmen et al（2012）的研究将信任分为四个层次，结果发现父亲的信任的边际影响约在0.15至0.2之间，而母亲的影响系数约在0.2至0.25之间。Ljunge（2014）针对跨国数据的分析中，信任使用的是0~10的程度变量，最终回归系数在1左右。另外，为了考察父亲（或母亲）信任对孩子的边际影响可能受到母亲（或父亲）影响的可能性和程度，本文在第（4）（8）列加入父母信任水平的交叉项。无论是OLS还是固定效应回归中交叉项都不显著，说明父亲或母亲对孩子的信任的传递并不会相互影响，而是呈现出加总效应，比如，父母亲都表现出信任的态度时，对孩子的边际影响是两者的边际影响的叠加。本文在后面的回归中没有再加入交叉项。

再次，分析不同因素的影响。OLS回归中教育水平的边际影响显著为正，初中及以上的信任程度显著高于小学，这和本文表1和表2的描述性分析也是一致的，但固定效应回归结果中，这种差异消失了，这或许说明有一些遗漏变量因素同时影响到了教育程度的获得和青少年的信任水平，比如家庭文化背景。固定效应的结果表明，所属年龄组的平均信任水平越高，青少年的信任水平越高，这说明了同群效应的存在和正面影响。OLS和FE的结果都显示，地区平均信任水平越高，孩子的信任水平也越高，地区平均信任水平增加0.1，孩子信任水平增加0.0320（第（7）列），即社区内有10%的人群从不信任变成信任，就会有约3.6%的孩子的信任态度从不信任变成信任，其作用大于同年龄组的效应。即便控制了家庭背景等因素，参加工作会显著降低青少年的信任水平。特殊事件经历会对青少年社会信任造成负面影响，但影响不大，加入此变量也并没有对父母信任的系数造成大的影响。其余的个体特征变量包括年龄、性别、民族和户口以及家庭收入变量在OLS回归中并不显著。

表3 青少年信任的决定因素（OLS和固定效应FE模型）

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|  | OLS | | | | 固定效应回归 | | | |
| 父亲信任 | 0.0897\*\*\*  (0.0154) | 0.0789\*\*\*  (0.0154) | 0.0772\*\*\*  (0.0154) | 0.0714\*\*\*  (0.0206) | 0.0715\*\*\*  (0.0193) | 0.0601\*\*\*  (0.0194) | 0.0591\*\*\*  (0.0194) | 0.0592\*\*  (0.0244) |
| 母亲信任 | 0.1196\*\*\*  (0.0146) | 0.1117\*\*\*  (0.0147) | 0.1101\*\*\*  (0.0147) | 0.1038\*\*\*  (0.0206) | 0.0823\*\*\*  (0.0194) | 0.0712\*\*\*  (0.0195) | 0.0701\*\*\*  (0.0195) | 0.0702\*\*\*  (0.0263) |
| 父亲信任\*母亲信任 |  |  |  | 0.0123  (0.0273) |  |  |  | -0.0001  (0.0332) |
| 个体经历特殊事件 |  |  | -0.0474\*\*\*  (0.0139) | -0.0474\*\*\*  (0.0139) |  |  | -0.0161  (0.0160) | -0.0161  (0.0160) |
| 家庭经历特殊事件 |  |  | -0.0055  (0.0040) | -0.0054  (0.0040) |  |  | -0.0093\*  (0.0055) | -0.0093\*  (0.0055) |
| 地区平均信任水平 |  | 0.2248\*\*\*  (0.0689) | 0.2099\*\*\*  (0.0692) | 0.2104\*\*\*  (0.0692) |  | 0.3681\*\*\*  (0.0896) | 0.3620\*\*\*  (0.0896) | 0.3620\*\*\*  (0.0896) |
| 初中（对照组：小学） |  | 0.0652\*\*\*  (0.0189) | 0.0668\*\*\*  (0.0189) | 0.0668\*\*\*  (0.0189) |  | 0.0142  (0.0249) | 0.0146  (0.0249) | 0.0146  (0.0249) |
| 高中（对照组：小学） |  | 0.0853\*\*\*  (0.0287) | 0.0870\*\*\*  (0.0287) | 0.0872\*\*\*  (0.0287) |  | -0.0098  (0.0407) | -0.0092  (0.0407) | -0.0092  (0.0407) |
| 所属年龄组平均信任水平 |  | -0.0205  (0.0689) | -0.0196  (0.0688) | -0.0199  (0.0688) |  | 0.1389\*  (0.0777) | 0.1398\*  (0.0777) | 0.1398\*  (0.0777) |
| 是否就业 |  | -0.1581\*\*\*  (0.0208) | -0.1521\*\*\*  (0.0209) | -0.1521\*\*\*  (0.0209) |  | -0.0642\*\*  (0.0277) | -0.0624\*\*  (0.0278) | -0.0624\*\*  (0.0278) |
| 个体、家庭特征 | 是 | 是 | 是 | 是 |  |  |  |  |
| 家庭收入背景 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 地区虚拟变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |  |  |  |  |
| 年份虚拟变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.0913  (0.1564) | 0.1030  (0.1639) | 0.1197  (0.1670) | 0.1208  (0.1669) | 0.5196\*\*\*  (0.0397) | 0.2396\*\*\*  (0.0728) | 0.2547\*\*\*  (0.0732) | 0.2547\*\*\*  (0.0733) |
| 观测值 | 4,783 | 4,783 | 4,783 | 4,783 | 4,783 | 4,783 | 4,783 | 4,783 |
| R 2 | 0.0544 | 0.0732 | 0.0765 | 0.0765 | 0.0341 | 0.0454 | 0.0469 | 0.0469 |
| 个体数 |  |  |  |  | 2,214 | 2,214 | 2,214 | 2,214 |

注：括号内为稳健标准误。\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。个体、家庭特征包括性别、年龄、户口、是否少数民族、父母的教育水平。家庭收入变量包括家庭人均净收入的对数、家庭收入占地区平均收入等级。下同。

**（二）分样本分析**

表4区分了不同群体的青少年分别分析，可以看出：青少年更容易受到同性别父母的影响，比如，父亲的信任态度对男孩的影响大于母亲（0.087对0.0578）（第（1）列），只有母亲的信任态度才会显著影响到女孩（第（2）列）；城乡的青少年都会显著受到父母信任程度的影响，但城镇青少年受到母亲的影响更大，而农村青少年的父母的传递效果比较接近（第（3）列和第（4）列）；小学及以下的青少年的信任代际传递效应大于初中组，且来自父亲的信任态度的边际效应高于母亲，而初中及以上青少年的信任代际传递效应则较小，且传递主要来自于母亲，父亲影响不显著。这反映了孩子所处教育阶段不同受父母影响的不同，低教育组的态度更容易受到父母亲信任或不信任的态度的影响。

观察其他控制变量，除了小学组，地区平均信任水平对不同群体的影响显著，对男孩和农村地区孩子影响程度较大。农村孩子更容易受到同年龄组平均信任水平的影响，就业对男孩和农村地区孩子的信任水平有显著负面影响。个体经历特殊事件会显著降低女孩和初中以上孩子的信任水平，而家庭特殊事件经历则会显著降低城镇地区和小学以下的孩子的信任。

表4 分样本回归（固定效应回归）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 男孩 | 女孩 | 农村 | 城镇 | 小学及以下 | 初中及以上 |
| 父亲信任 | 0.0870\*\*\*  (0.0277) | 0.0309  (0.0273) | 0.0583\*\*  (0.0255) | 0.0591\*  (0.0303) | 0.1561\*\*\*  (0.0542) | 0.0143  (0.0272) |
| 母亲信任 | 0.0578\*\*  (0.0280) | 0.0812\*\*\*  (0.0274) | 0.0607\*\*  (0.0251) | 0.0850\*\*\*  (0.0311) | 0.1010\*  (0.0574) | 0.0605\*\*  (0.0263) |
| 个体经历特殊事件 | 0.0103  (0.0206) | -0.0556\*\*  (0.0255) | -0.0114  (0.0199) | -0.0207  (0.0271) | 0.0121  (0.0373) | -0.0403\*  (0.0223) |
| 家庭经历特殊事件 | -0.0108  (0.0077) | -0.0066  (0.0078) | -0.0035  (0.0069) | -0.0181\*\*  (0.0089) | -0.0332\*\*  (0.0160) | -0.0009  (0.0078) |
| 地区平均信任水平 | 0.4590\*\*\*  (0.1262) | 0.2717\*\*  (0.1281) | 0.3852\*\*\*  (0.1139) | 0.2604\*  (0.1474) | 0.3496  (0.2409) | 0.2784\*\*  (0.1295) |
| 所属年龄组平均信任水平 | 0.1638  (0.1105) | 0.1034  (0.1095) | 0.2264\*\*  (0.1062) | 0.0335  (0.1148) | -0.0047  (0.2582) | 0.1068  (0.1080) |
| 是否就业 | -0.0914\*\*  (0.0375) | -0.0381  (0.0418) | -0.0865\*\*  (0.0348) | -0.0250  (0.0463) | -0.1040  (0.0672) | -0.0581  (0.0378) |
| 常数项 | 0.1613  (0.1026) | 0.3457\*\*\*  (0.1047) | 0.2331\*\*  (0.0945) | 0.3136\*\*\*  (0.1177) | 0.3381\*  (0.2043) | 0.3769\*\*\*  (0.1164) |
| 观测值 | 2376 | 2407 | 2761 | 2022 | 1637 | 3146 |
| R2 | 0.0666 | 0.0405 | 0.0608 | 0.0414 | 0.1185 | 0.0318 |
| 个体数 | 1109 | 1105 | 1294 | 920 | 1294 | 1929 |

注：采用固定效应回归。每个方程都控制了个体、家庭特征，以及地区和年份虚拟变量。下同。

**（三）青少年与父母信任态度不一致的原因**

青少年与父母信任态度不一致的情况即“直接社会化”和“侧面社会化”都失败了。根据表1，和父母信任态度都不一致的比例大约20%，和父母某一方态度不一致的比例也是大约20%，代际传递被切断的背后可能的原因值得探索。下面区分并讨论孩子分别与母亲和父亲态度不一致的情况。表5的被解释变量是“父或母和孩子信任态度是否一致”。表5第（1）列表示：如果母亲的信任变量为1，父亲的信任变量就为0（父母亲的信任态度不一致），而因变量是青少年与母亲信任态度不一致，因此母亲信任态度的系数为负表示母亲的信任态度使得青少年与母亲信任态度不一致的可能性下降了。针对父亲的分析亦是如此。即父母信任的态度（信任等于1）会显著降低父母和孩子信任态度不一致的大约30-40%左右的概率，只有小学及以下群体的这一边际效应为14%左右。这意味着父母积极信任的社会态度比较不信任的态度更容易发生代际传递，这印证了表1的描述性分析。小学及以下群体中父母的积极的信任态度对孩子和父母不一致的影响较小，这也同样印证了表1的分析即低教育群体的孩子更容易受到父母不信任态度的影响。

父母信任态度不一致会显著增加孩子和父母的信任态度不一致的概率，但对不同群体影响不同。父母态度不一致可能会增加所有群体与父亲信任态度不一致的概率，但只会增加男孩和小学以下孩子与母亲信任态度不一致的概率，这说明当父母态度不一致时母亲对孩子的影响是普遍存在的，而父亲的影响只针对男孩和小学以下孩子这两个群体。这也印证了表4的结果，即女孩和初中及以上的孩子更倾向于受到母亲信任态度影响而非父亲。特别需要指出的是，对于小学以下的孩子来说，母亲和父亲的不一致的信任态度可能导致父亲或母亲信任态度的边际影响被抵消掉。

表5 青少年与父母信任态度不一致的原因

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 总体 | 女孩 | 男孩 | 小学及以下 | 初中及以上 |
| 母亲的信任态度 | -0.3152\*\*\*  (0.0215) | -0.3226\*\*\*  (0.0303) | -0.3023\*\*\*  (0.0305) | -0.1370\*\*  (0.0578) | -0.4005\*\*\*  (0.0300) |
| 父亲和母亲信任态度不一致 | 0.0513\*\*\*  (0.0188) | -0.0039  (0.0263) | 0.1122\*\*\*  (0.0269) | 0.1350\*\*\*  (0.0515) | 0.0149  (0.0263) |
| 与父亲信任态度不一致 |  |  |  |  |  |
| 父亲的信任态度 | -0.3162\*\*\*  (0.0206) | -0.3199\*\*\*  (0.0288) | -0.3183\*\*\*  (0.0294) | -0.1421\*\*  (0.0566) | -0.3766\*\*\*  (0.0295) |
| 父亲和母亲信任态度不一致 | 0.1107\*\*\*  (0.0189) | 0.1369\*\*\*  (0.0265) | 0.0832\*\*\*  (0.0271) | 0.1273\*\*  (0.0551) | 0.0956\*\*\*  (0.0262) |
| 观测值 | 4783 | 2407 | 2376 | 1637 | 3146 |
| 个体数 | 2214 | 1105 | 1109 | 1294 | 1929 |

注：被解释变量为父或母和孩子信任态度是否一致。

**（四）父母影响孩子信任态度的渠道**

为了进一步分析父母信任代际传递的渠道，本文选择了以下因素：孩子对父母的信任程度[[10]](#footnote-10)、12岁时居住地和出生地是否相同（是=1）、父母各自的教育水平、父母教育水平的差异、父母各自收入水平对数、父母收入水平的差异、父母对自己父母的信任水平。本文在固定效应回归方程中加入这些变量本身以及这些变量与父母信任程度的交叉项，并分别回归。

其中孩子对父母的信任程度（第（1）列）可以部分反映亲子关系，孩子在父母那里容易获得安全感，容易形成依附关系，这也是信任形成的基础。不足之处在于这个变量并没有区分父母，可以看出父亲信任和这个变量的交叉项不显著，而母亲交叉项显著，且母亲代际传递系数比较前面的回归结果大大下降，这说明父亲信任态度的传递不受这个变量的影响，而母亲则不然，这或许说明，更好的亲子关系有利于母亲信任的代际传递。孩子容易从母亲那里获取信息，而且这些信息容易影响到孩子对于社会认知，自然会影响之后陌生情境下的人际信任。12岁时居住地和出生地是否相同（第（2）列）表示孩子小时候是否离开过原来的生长环境，加入这个变量后，父母的边际影响系数大幅增加，同时交叉项系数显著为负，这或许说明孩子小时候脱离原来生长环境的行为可能大大增强孩子和父母之间的精神链接。Ljunge（2014）的研究也发现儿童会受到母亲来源地的信任态度的显著影响。针对父母的绝对教育水平（第（3）列）和绝对收入水平（第（5）列）的分析并没有发现父母教育水平越高或者收入水平越高会增加信任的代际传递效应。父母的相对教育水平（第（4）列）和相对收入水平（第（6）列）说明的是父母亲在家中可能的议价能力，同样不显著的结果说明信任的代际传递效应同父母彼此之间的议价能力也没有关系，并不是谁的教育水平高或者收入水平高对孩子的影响就会更大。父母对父母的信任水平（第（7）列）变量也没有显著作用。综上所述，孩子对父母的信任可能影响到母亲信任的代际传递效应，孩子小时候离开出生环境的经历会显著增加信任的代际传递效应，父母本身的教育、收入以及相对水平都不会影响到信任代际传递。

表6 父母影响孩子信任程度的渠道

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 孩子对父母的信任程度 | 12岁前无搬迁（是=1） | 父母教育水平 | 父母教育水平差异 | 父母收入水平（对数） | 父母收入差异（对数） | 父母对父母的信任 |
| 父亲信任 | 0.0703\*\*\*  (0.0227) | 0.1903\*\*\*  (0.0467) | 0.0682  (0.0459) | 0.0622\*\*\*  (0.0208) | 0.0621\*\*  (0.0268) | 0.0518\*\*  (0.0211) | 0.0492\*\*  (0.0238) |
| 母亲信任 | 0.0452\*\*  (0.0229) | 0.2078\*\*\*  (0.0538) | 0.0968\*\*  (0.0415) | 0.0697\*\*\*  (0.0196) | 0.0807\*\*\*  (0.0232) | 0.0701\*\*\*  (0.0204) | 0.0665\*\*\*  (0.0227) |
| 父亲交叉项 | -0.0225  (0.0217) | -0.1543\*\*\*  (0.0499) | -0.0037  (0.0166) | -0.0078  (0.0147) | -0.0005  (0.0035) | 0.0022  (0.0025) | 0.0158  (0.0237) |
| 母亲交叉项 | 0.0487\*\*  (0.0223) | -0.1563\*\*\*  (0.0568) | -0.0127  (0.0174) | 0.0040  (0.0132) | -0.0035  (0.0040) | 0.0000  (0.0024) | 0.0045  (0.0221) |
| 常数项 | 0.2547\*\*\*  (0.0737) | 0.2142\*  (0.1117) | 0.2569\*\*\*  (0.0733) | 0.2474\*\*\*  (0.0737) | 0.2567\*\*\*  (0.0756) | 0.2599\*\*\*  (0.0736) | 0.2559\*\*\*  (0.0735) |
| 观测值 | 4783 | 4783 | 4783 | 4783 | 4783 | 4783 | 4783 |
| R2 | 0.0509 | 0.0546 | 0.0472 | 0.0472 | 0.0474 | 0.0472 | 0.0481 |
| 个体数 | 2214 | 2,214 | 2,214 | 2,214 | 2,214 | 2,214 | 2,214 |

注： 每一列表示不同的渠道变量，被解释变量均是儿童信任，交叉项为父母信任程度与渠道变量相乘，每一列都控制了渠道变量本身，但因为渠道变量不显著，因此没有汇报。

六、结论和政策启示

社会信任水平可能从诸多方面影响经济产出。青少年信任态度的形成决定了未来社会的信任水平。然而，当前对于信任态度的代际传递作用的研究尚存在不足。基于中国家庭追踪调查（CFPS）2012年、2014年和2016年的面板数据，使用固定效应回归，本文考察了13~20岁青少年社会一般性信任的形成和父母的代际传递效应。

本文研究发现：第一，信任态度的代际传递效应显著存在，但父母亲的边际影响并不相同，不同群体的边际影响也不相同。总体而言母亲的边际影响大于父亲，青少年更容易受到同性别的父母的影响，城镇青少年比较农村的受到父母信任的影响程度更大，小学及以下青少年比较初中及以上的受到父母亲的影响更大。第二，当前青少年信任水平普遍高于父母一代，信任的社会态度比较不信任的态度更可能发生代际传递，但父母信任态度不一致可能削弱这种效应，而低教育群体（低龄）的孩子更容易受到父母不信任态度的影响。第三，孩子对父母的信任态度会显著影响到母亲信任的代际传递效应，对父亲的影响不大，孩子幼儿期离开出生环境的经历可能大大增强信任的代际传递效应，而父母本身的教育和收入以及相对水平都不会影响到信任代际传递。

如果上述结论能够被接受的话，本文的发现给中国构建现代社会人际信任提供了一个新的政策视角。家庭对于孩子信任态度的作用不可忽视，当前乡村留守儿童数量相对较大，家庭是孩子最主要也是最早接触的环境，父母信任对其有较强的影响，但是他们没有生活在一个相对紧密环境里，这将对他们信任态度可能会产生负面影响。尤其是过去二三十年来经济转型和社会变革快会带来整个社会结构的巨大变化，传统社区建立起的熟人信任可能会受到较大冲击，熟人之间信任构建很容易受到父母外出影响，陌生人之间信任又受到社会变革影响，没有构建起良好机制和社会信任，最终可能产生社会信任问题。不管是乡村还是城市，越来越多的女性进入劳动力市场，在获取经济收入的同时对于孩子照料的时间出现下降，母亲在孩子信任形成作用可能会弱化。因此，推动劳动力市场改革，降低女性劳动时间增加所带来的负面影响。除此之外，如果针对青少年信任态度进行有效干预，孩子的信任态度除了受家庭影响显著，还受到同龄群体、教育以及社会环境的显著影响。如果在学校、青少年群体内部以及社区范围内推行诚信教育，可以显著干预并影响到孩子的诚信水平。

本研究提供了一个13~20岁青少年社会信任态度的代际传递效应全景分析，弥补了文献不足,为后续研究提供了研究基础。但是由于数据所限，本文在以下几个方面还存在局限性和不足：（1）本文仅关注青少年在人际间信任的代际传递，没有考虑制度信任层面的青少年社会信任态度的代际传递；（2）孩子对于父母具有天然依赖或者依附，而且人生的每个阶段对其父母会有持续性的依附情感。随着年龄增长，青少年早期的依附关系可能会弱化，甚至会转移其他依附对象。这自然影响着他们和父母沟通以及信任态度的代际传递，论文没有进一步挖掘；（3）青少年时期，老师和父母都是孩子生活和成长空间内最为重要的影响人物，本文没有能够区分内生于社会互动信任态度形成中老师的作用。这些问题有待进一步研究。

参考文献

黄健 邓燕华，2012：《高等教育与社会信任：基于中英调查数据的研究》，《中国社会科学》第11期。

李涛 等，2008：《什么影响了居民的社会信任水平?——来自广东省的经验证据》，《经济研究》第1期。

罗伯特 S. 费尔德曼，2008：《发展心理学：探索人生发展的轨迹（原书第3版）》，机械工业出版社2017年中译版。

史宇鹏 李新荣，2016：《公共资源与社会信任:以义务教育为例》，《经济研究》第5期。

王飞雪 山岸俊男，1999：《信任的中、日、美比较研究》，《社会学研究》第2期。

张维迎 柯荣住，2002：《信任及其解释：来自中国的跨省调查分析》，《经济研究》第10期。

邹宇春 敖丹 李建栋，2012：《中国城市居民的信任格局及社会资本影响——以广州为例》，《中国社会科学》第5期。

Algan, Y. & P.Cahuc(2010), “Inherited trust and growth”, *American Economic Review* 100(5):2060–2092.

Bisin, A. & T.Verdier(2000)， “‘Beyond the melting pot’: Cultural transmission, marriage, and the evolution of ethnic and religious traits”, *Quarterly Journal of Economics* 115(3):955-988.

Dohmen, T. et al(2012), “The intergenerational transmission of risk and trust attitudes”, *Review of Economics Studies* 79(2):645-677.

Fernández, R. et al(2004), “Mothers and sons: Preference formation and female labor force participation”, *Quarterly Journal of Economics* 119(4):1249-1299.

Glaeser, E. et al(2000), “Measuring trust”, *Quarterly Journal of Economics* 115(3):811–846.

Guiso, L. et al(2006), “Does culture affect economic outcomes?”, *Journal of Economic Perspectives* 20(2):23-48.

Knack, S. & P.Keefer(1997), ”Does social capital have an economic pay-off? A cross country investigation”, *Quarterly Journal of Economics* 112(4):1251-1288.

La Porta, R. et al(1997), “Trust in large organizations”, *American Economics Review* 87(2):333-338.

Ljunge, M.(2012), “Trust drives internet use”，Working Paper, No. 947, Research Institute of Industrial Economics, Stockholm.

Ljunge, M.(2014), “Trust issues: Evidence on the intergenerational trust transmission among children of immigrants”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 106:175-196.

Snedker, K.A. et al(2009), “Contextual effects and adolescent substance use: Exploring the role of neighborhoods”, *Social Science Quarterly* 90(5):1272-1297.

**The inter-generational transmission of trust and the social trust of teenagers**

LIU Jing1 MAO Xuefeng2

(1. Minzu University of China, Beijing, China; 2. Renmin University of China, Beijing, China)

**Abstract:** Based on the panel data of the Chinese Family Panel Studies (CFPS) in 2012, 2014 and 2016, this paper uses fixed-effect regression to examine the determinants of social trust attitudes of 13-20 years old and the inter-generational transmission effect of trust. This study found that: the inter-generational transmission effect of trust is significant, and the mother’s overall influence is slightly greater than that of the father. The influence of different groups is different: adolescents are more susceptible to the influence of parents of the same sex; the effect for elementary school and below is stronger. Besides, the social attitude of trust compared to the distrustful attitudes are more likely to be passed on between generations, but inconsistent parental trust attitudes may weaken this effect. The degree of children’s trust in their parents may affect the inter-generational transmission of mother’s trust, and the experience of leaving the birth environment in childhood may be greatly enhance the inter-generational transmission effect of trust.

**Keywords:** Trust; Intergenerational Transmission; Fixed-effect Model

1. \* 刘靖，中央民族大学经济学院，邮政编码：100081，电子邮箱：[liujingeco@126.com](mailto:liujingeco@126.com)；毛学峰，中国人民大学农业与农村发展学院，邮政编码：100872，电子邮箱：maoxf@ruc.edu.cn。基金项目：国家自然科学基金面上项目“财富冲击、个体财产权与家庭经济行为”（71673317）。感谢审稿人的修改建议，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 正如习近平总书记在2014年所指出的，“青年的价值取向决定了未来整个社会的价值取向，而青年又处在价值观形成和确立的时期，抓好这一时期的价值观养成十分重要。” [↑](#footnote-ref-2)
3. 青少年期（adolescence）是出于童年期和成人期之间的一个发展阶段。一般来说，其开始于十几岁，并在近二十岁结束。这一时期处于快速成长的过渡阶段。这一概念见费尔德曼（2008）。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 根据问卷：过去一年，您有过下列经历吗？1.有过 3.碰到过此类事情，但没有类似的经历5.没有碰到过类似的事情。主要问题包括是否因为贫富差别、户籍、性别、不合理收费等受到不公正对待。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 2018年数据中没有关于家庭遇到特殊事件的调查，因此本文没有采用这一年的数据。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 样本结构如下：2012年和2014的面板个体为724个，观测值为1448个；2012 年和2016的面板个体为415个，观测值为830个；2014年和2016年的面板个体为720个，观测值为1440个；2012年、2014年和2016年的样本个体为355个，观测值为1065个。总体上，出现在两年中的个体是1859个（样本总数3718个），出现在三年中的个体是355个（样本总数1065个）。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 关于样本回答交叉影响问题的说明：CFPS数据中包含自答和代答部分，本文数据的来源都是自答部分。在自答部分，有关于问卷回答时的情况的相关问题，包括这份问卷主要是由谁完成的？还有哪些家庭成员参与了这份问卷的回答？访问时，除了家庭成员外有谁在场？本文针对这些问题进行描述性分析后发现，大约有90%的孩子问卷汇报为没有他人在场，只有10%汇报为有家人在场，这些家人中父亲或母亲的比例大概有7%左右。而父母亲填表时，汇报配偶在场的比例有20%~25%左右。这同样不是一个特别高的比例。因此本文倾向于认为家庭成员回答问题时互相影响的可能性比较小。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 样本中非农户口比例略低，但城镇样本比例正常，原始数据中城镇样本比例低于农村样本，CFPS的成人库中，农村样本比例为57%，高于城镇地区。孩子非农户口比例较低的原因一方面是因为非农户口不等于地域上的城镇地区，很多镇的孩子的户口仍然是农业户口；另一方面可能是因为计划生育在城市地区更为严格，城市地区更多独生子女，而农村地区独生子女比例较低。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 地区同年龄组的孩子的平均信任水平和社区平均教育水平在计算中都去掉了样本自身。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 特殊性信任类型中关于对父母的信任是一个问题，程度变量取值为1~10，其中，回答10的占69.9%，回答9的占15.4%，回答8及以下的占不到15%。因此，为了简便起见，本文重新赋值对父母信任变量值为-1（原值8及以下）、0（原值为9）、1（原值为10）。 [↑](#footnote-ref-10)