

“适度”信任水平与经济收入增长

莫玮俏 叶 兵*

内容提要 儒家文化强调适度的“信”，那么当代社会为实现个人经济收入增长，是否需要适度的信任水平？本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据研究发现，信任与个人经济收入之间存在显著的倒U关系，即存在适度的信任水平使得个人收入最优。使用工具变量法缓解内生性以及采用多个样本进行稳健性检验，该结论依然成立。研究还发现，市场化水平的提高使得信任与收入倒U曲线的拐点延后，表明市场化对信任影响收入的正向机制具有激励作用。此外，信任水平的增加促进了社会资本积累，表现在个人于社会交往中的人缘关系和社交评价都得到了提高，从而影响经济收入。本文研究得到的启示是，应加强社会信用体系建设，发挥信任服务经济的功能，通过完善市场制度促进信任对经济收入的增长效应。

关键词 社会信任 经济收入 适度水平 市场化 社会资本

一 引言

孔子在《论语·为政》中讲到“人而无信，不知其可也”，在《论语·子路》中讲到“言必信，行必果，硁硁然小人哉”，这反映了孔子关于“信”的辩证思想。儒家学派的另一代表人物孟子，其所言“大人者，言不必信，行不必果，惟义所在”，也与孔子的观点一脉相承。这是中国古代学者提出的对于“信”的通权达变的阐述，一方面强调了“信”是一种道德规范和品质，另一方面也指出不能拘泥固执于“信”而不知变通。这里的“信”可以理解为信任、信用、诚信等。近代以来，西方学者也注

* 莫玮俏（通讯作者），浙江财经大学公共管理学院，电子邮箱：wqmo214@163.com；叶兵，浙江大学经济学院，电子邮箱：colinyebing@zju.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年科学基金项目（项目批准号：71903170）对本文研究的资助。

意到不同国家居民的信任水平差异,以及信任对社会经济活动的影响。在经济领域,信任作为一种文化或非正式制度因素,被认为充当了交换与交流的重要媒介。Arrow (1972) 指出,任何商业交易都有信任的因素在里面,因为任何交易都是在一定时期内完成的。Luhmann et al. (2005) 认为,信任是简化复杂性的机制之一。进入现代社会以来,随着调查数据可得性的提高,研究人员越来越关注信任在经济活动中的作用 (Sapienza et al., 2013)。Butler et al. (2016) 研究发现,个人经济收入对应信任的变化呈现驼峰状,随着信任程度的增加,收入先上升后下降,即存在最适度的信任水平。这与中国儒家文化中孔孟所言之“信”不谋而合。

那么,当代中国居民的经济活动与信任之间的关系是否也存在这种规律?个人最佳经济收入是多大程度信任的表现?现有的国内外文献尚未给出答案。本文围绕这一话题展开研究,在 Butler et al. (2016) 的基础上,克服了其研究中存在的两个挑战。第一,该项研究采用的欧洲社会调查 (EES) 数据中关于信任问题的问法是“一般来说,您认为大多数人是可信的,还是和人相处要越小心越好?”,这一问题的答案不仅取决于人们对他人可信度的信念,也取决于他们对承担社会风险的偏好 (Fehr, 2009; Sapienza et al., 2013)。此外,该信任问题中的“信任对象”并不明确,这将对被调查者的回答产生很大影响 (Glaeser et al., 2000)。第二,EES 中没有对个人经济表现的测量,因此 Butler et al. (2016) 使用了家庭总净收入作为代理变量,这种识别策略可能会根据样本的特征得出不同的结论。

本文使用中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据克服上述问题,研究了中国社会中个人信任与经济收入的关系。在 CFPS 数据中,除了 Butler et al. (2016) 考虑的大多数信息外,还设置了关于信任对象的“单维”问题 (Miller & Mitamura, 2003),直接询问了受访者分别对 6 个特定群体的信任情况,这 6 个群体包括陌生人、父母、邻居、美国人、当地干部和医生。例如,CFPS 通过提问“您认为陌生人可以信任吗?”来调查人们对陌生人的信任程度,回答范围为 0~10 (其中 0 表示信任度最低,10 表示信任度最高)。这种问题设置能够在一定程度上避免回答中的个人风险偏好,并将信任集中特定群体,而不是所有人。Durlauf & Fafchamps (2005) 把个体间的信任划分为个人化信任和一般化信任。显然,对陌生人的信任属于一般化信任 (或社会信任),这是本文关注的焦点。另外,CFPS 还从个人收入和家庭收入两个维度考察了经济绩效。这样,本文可以更加清楚地区分信任对个人收入和家庭收入的影响。

本文的研究表明,中国居民的信任与经济收入之间也呈现驼峰型,这一关系在多个样本中具有较强的稳健性。利用工具变量法缓解收入的反向影响后,该结论依然成

立。但中国居民收入最大化的信任水平在 3~5 之间，并不高。另外，对信任影响收入的异质性检验发现，较城市而言，农村地区的收入最大化信任水平更低；较市场化程度更高的省份而言，市场化程度较低省份的收入最大化信任水平更低。这表明，信任对经济收入影响的正向机制与市场化机制形成了良好的互补关系，市场化程度的提高能够促进信任对经济活动正向效应的发挥，提升个人经济水平。研究还证实，信任对经济收入的影响途径在于，信任促进了社会资本的积累，表现为信任越高的个体，其社会交往中的人缘关系以及社交评价也更好，从而影响了个人的经济收入。本文的研究为理解信任文化对经济发展的作用，以及完善市场化制度以发挥正式制度与非正式制度的互补机制等，提供了依据和政策启示。

二 文献回顾

自从 Arrow (1972) 提出信任对经济活动会产生重要作用以来，与此相关的研究日益增多。在宏观经济发展方面，信任会对人均国内生产总值 (GDP) 及其增长产生重要影响 (Algan & Cahuc, 2010; Knack & Keefer, 1997; Tabellini, 2008)。在微观经济运行方面，信任有利于企业扩大规模和加快发展 (张维迎、柯荣住, 2002; Bloom et al., 2012; La Porta et al., 1997)，可以促进企业及个体的创新创业活动 (凌鸿程、孙怡龙, 2019; 魏下海等, 2016; 周广肃等, 2015) 等。在经济社会环境方面，信任有利于发展股票等金融市场 (Guiso et al., 2008)，促进人力资本积累 (Coleman, 2000)，减少犯罪 (Lederman et al., 2002; Putnam, 2000; Uslaner, 2002)，提高公共政策实施效率 (张川川、胡志成, 2016; Aghion et al., 2010)。

在信任对经济活动的影响机制方面，信任可以降低契约成本或交易成本从而促进合作和经济交易 (李彬、周战强, 2015; Zak & Knack, 2001)。社会资本理论认为，信任是社会资本的一项重要内容，可以通过信息共享、减少机会主义行为等影响经济活动以及交易主体的合约执行 (刘凤委等, 2009; 王艳、李善民, 2017; Putnam, 2000)。在缺乏正式制度的情况下，企业或个体通过其社会网络或关系寻求非正式制度的支持，以降低风险和交易成本 (陈斌开、陈思宇, 2018; Xin & Pearce, 1996)。社会信任作为一种非正式制度，与市场制度形成相互补充替代的关系：当市场不完备时，社会网络能够发挥资源分配的作用，但随着市场的不断发展和深化，这些社会网络会遭受冲击和破坏，因此社会资本的作用与市场化发展水平呈倒 U 型关系 (Stiglitz, 2000)。但赵剑治和陆铭 (2010) 针对中国的研究却发现，市场化程度的提高并没有冲

击社会网络，而是增大了社会网络对收入的提高作用。Fukuyama (1995, 2000) 也认为，信任能起到弥补正式制度缺陷的作用，影响社会经济实体的规模、组织方式、交易范围和交易形式，以及社会中非直接性寻利活动的规模和强度。此外，信任还使得创新在弱关系社会网络中的传播变得更加容易，加快了接受创新活动的速率，从而加快了经济发展速度 (Granovetter, 1973)。

已有的文献大多关注信任对经济活动的正向影响。Butler et al. (2016) 研究发现，信任对个体的经济表现既有正向也有负向影响：当信任水平较低时，适当提高信任有利于增加个体的获利机会从而提高经济收入；但当信任水平超过某个固定值后，经济收入就会随着信任的提高而降低，这是因为过高的信任水平也增加了受骗机会。这说明社会信任存在一个实现收入最大化的适度值。Butler et al. (2016) 研究在某种程度上为世界各国信任水平的差异提供了一种解释。Fukuyama (2000) 根据各个国家居民对一般人的信任状况区分了低信任水平社会和高信任水平社会，中国、法国和意大利属于前者，美国、德国和日本则属于后者。可以说，信任影响经济活动的负向机制为中国等社会的低信任现象提供了经济学视角的合理解释。那么，在低信任水平社会，是否也存在实现经济收入最优的适度信任值？目前，这方面的文献尚且缺乏。本文研究了中国社会个人信任与经济收入之间的关系，并考察了市场制度的影响，以补充这方面文献的不足。

三 数据来源与描述性统计

(一) 数据和变量选取

2012 年和 2014 年的中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 同时收集了个人信任状况和收入等信息，为本文的研究提供了数据基础。CFPS 调查了受访者对陌生人、父母、邻居、美国人、当地干部、医生等 6 类人的信任情况，让受访者分别对 6 类人进行信任程度打分，分值为 0~10 共 11 个等级，0 分代表信任程度最低，10 分代表信任程度最高。本文研究的主要变量是社会信任 (即对陌生人的信任程度)^①，记为 *Trust_s*。对其他群体的信任均作为控制变量。

CFPS 收集了个人收入和家庭收入信息。其中，个人收入统计了个人过去一年所有

^① 一方面，陌生人是经济活动的主体，研究社会信任 (即对陌生人的信任) 如何影响经济绩效是有意义的；另一方面社会信任作为社会资本的一种，构成了经济交易的基础。

来自“农业打工”和“非农受雇”的工作总收入；家庭收入统计了过去一年家庭所有成员的总收入，不仅包含成员的“农业打工”、“非农受雇”、“自家农业生产经营”、“私营企业、个体工商户、其他自雇”等工作收入，还涵盖了其他非工作收入，如救济收入、社会捐助类收入、养老金收入、出租和出卖财物所得收入、存款利息和投资金融产品收入等。收入记为 *Logincome*。

参考李彬和周战强（2015）的综述以及 Butler et al. (2016) 等文献，本文选取性别 (*Gender*)、年龄 (*Age*) 及二次项、教育程度 (*Edu*) 及二次项、居住地性质 (*Urban*)、户籍性质 (*Hukou*)、流动状况虚拟变量 (*F1 ~ F5*)、婚姻状况 (*Marri*)、对未来的信心 (*Conf*)、是否有过不公平经历 (*Exper*)、对其他人群的信任情况、所在省份等作为控制变量（变量定义见表 1）。

本文研究中特意对个人是否有过不公平经历进行了控制，根据问卷中的问题“过去 12 个月，您是否因贫富差别而受到不公正对待？”进行定义，*Exper* = 1 表示经历过，*Exper* = 0 表示未经历过。这是因为，当前观察到的信任值可能并非真实值，例如信任值高者更容易被骗，这会导致其下调信任值。事实上，将 *Exper* = 1 和 *Exper* = 0 两组的收入与信任均值进行对比发现，前者的均值显著低于后者。这可能存在两种解释：第一种情况是，信任值越低者收入越低，因而“因贫富差别而受到不公正对待”的概率越高；第二种情况是，“受到不公正对待”的经历使得个人信任下降，同时本身具有更低收入或使得其收入也下降。在第一种情况下，信任与收入的正向关系不受 *Exper* 影响，而在第二种情况下，*Exper* 同时影响了信任与收入，应在回归中加以控制。

（二）理论与计量模型

本文假设信任使得个体获得经济交易的机会和受骗的机会同时增加，因而对个体的经济收入同时存在正向和负向影响。当信任水平较低时，获利效应大于受骗效应，经济收入随着信任的提升而提高；而当信任水平增加到一定程度后，获利效应小于受骗效应，经济收入随着信任的提升而降低。为此，采用二次方程估计信任对收入的影响， $Logincome_{it}$ 表示个体（或家庭）*i* 在第 *t* 年的收入， $Trust_{s_{it}}$ 表示社会信任程度， $Trust_{s_{it}}^2$ 是社会信任的二次项， X_{it} 是一系列控制变量， ε_{it} 是扰动项，*P* 表示省份，*t* 表示年份。

$$Logincome_{it} = \beta Trust_{s_{it}} + \delta Trust_{s_{it}}^2 + \lambda X_{it} + \sigma P + \varphi t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（三）描述性统计

为了考察信任对经济收入（包括个人收入和家庭收入）的影响，本文对 2012 年、2014 年的 CFPS 混合截面数据进行了样本筛选，构建了 3 个研究样本，分别是：筛选受

访者年满 18 周岁且工作收入大于 0 的个体，剔除缺失值等形成个体样本 A，样本量为 21694^①；以家庭为单位筛选出每个家庭的代表性个体，剔除缺失值等形成代表性个体样本 B^②，样本量为 9993；以家庭收入为被解释变量，选择家庭收入大于 0 的家庭，剔除缺失值等形成家庭样本 C，样本量为 15584。

表 1 显示了样本 A 的主要变量描述性统计值^③。可以看到，个体收入对数平均值为 9.7；对陌生人的平均信任值为 2.2，远低于对其他群体的信任值。样本中男性占 59.2%；平均年龄 41.3 岁；平均受教育年限为 9.5 年，处于初中和高中之间；居住地为城镇的占 58.9%；农业户籍人口占 57.7%；78.6% 的受访者为非流动人口，4.6% 为乡内流动，8.9% 为县域内流动，4.2% 为省内流动，3.7% 为跨省流动；80.3% 的人口处于在婚状态；受访者对未来的信心值较高，达到 3.89；有 11.7% 的受访者有过“因贫富差别而受到不公正对待”的经历。

表 1 主要变量定义及统计值（样本 A）

| 变量名 | 变量定义 | 观测数 | 均值 | 标准差 |
|------------------|--|-------|--------|--------|
| <i>Logincome</i> | 对个体收入取对数值 | 21694 | 9.712 | 1.131 |
| <i>Trust_s</i> | 对陌生人的信任值，取值范围为 0~10 | 21694 | 2.209 | 2.108 |
| <i>Gender</i> | 1 表示男性，0 表示女性 | 21694 | 0.592 | 0.491 |
| <i>Age</i> | 年龄 | 21694 | 41.288 | 14.348 |
| <i>Edu</i> | 文盲=0，小学=6，初中=9，高中（职高）=12，大专=14，本科=16，硕士=18，博士=21 | 21694 | 9.522 | 4.009 |
| <i>Urban</i> | 1 表示居住地在城镇，0 表示农村 | 21694 | 0.589 | 0.492 |
| <i>Hukou</i> | 1 表示农业户口，0 表示非农业户口 | 21694 | 0.577 | 0.494 |
| <i>F1</i> | 1 表示非流动，0 表示流动 | 21694 | 0.786 | 0.410 |
| <i>F2</i> | 1 表示乡内流动，0 表示非乡内流动 | 21694 | 0.046 | 0.209 |
| <i>F3</i> | 1 表示县域内流动，0 表示非县域内流动 | 21694 | 0.089 | 0.284 |
| <i>F4</i> | 1 表示省内流动，0 表示非省内流动 | 21694 | 0.042 | 0.201 |
| <i>F5</i> | 1 表示跨省流动，0 表示非跨省流动 | 21694 | 0.037 | 0.215 |

- ① 在样本 A 中剔除了收入记录为 0 的观测个体，因为一部分受访者在“拒绝回答”、“不清楚”、“不知道”的情况下，其收入也被记录为 0。代表性个体样本和家庭样本中同样剔除了个体收入或家庭收入为 0 的观测。
- ② 由于 CFPS 没有明确家庭户主，本文以男性作为家庭代表性个体。当家庭中没有男性时，则以女性为代表性个体。这是因为中国社会是一个父权社会，男性在家庭中大多具有权威的影响。本文按照如下步骤筛选家庭代表性个体：若家庭中只有女性，以排序第一的女性为代表性个体；若家庭中没有女性，以排序第一的男性为代表性个体；若家庭中同时存在男性和女性，以排序第一的男性为代表性个体。
- ③ 考虑到篇幅有限，样本 B 和样本 C 的变量描述性统计不在此处汇报。

续表

| 变量名 | 变量定义 | 观测数 | 均值 | 标准差 |
|----------------|----------------------------|-------|-------|-------|
| <i>Marri</i> | 1 表示在婚, 0 表示非在婚(未婚、离婚、丧偶等) | 21694 | 0.803 | 0.398 |
| <i>Conf</i> | 取值范围为 1~5, 值越大表示对未来的信心越高 | 21694 | 3.892 | 1.015 |
| <i>Exper</i> | 1 表示有过不公正对待的经历, 0 表示没有 | 21694 | 0.117 | 0.321 |
| <i>Trust_p</i> | 对父母的信任值, 取值范围为 0~10 | 21694 | 9.363 | 1.399 |
| <i>Trust_n</i> | 对邻居的信任值, 取值范围为 0~10 | 21694 | 6.475 | 2.143 |
| <i>Trust_a</i> | 对美国人的信任值, 取值范围为 0~10 | 21694 | 2.618 | 2.515 |
| <i>Trust_c</i> | 对当地干部的信任值, 取值范围为 0~10 | 21694 | 4.608 | 2.458 |
| <i>Trust_d</i> | 对医生的信任值, 取值范围为 0~10 | 21694 | 6.493 | 2.276 |

资料来源：根据对 2012 年和 2014 年 CFPS 混合截面数据进行样本筛选后的样本 A 计算得到。

图 1 展示了各样本中信任值的分布情况。可以看到, 超过 30% 的个体对陌生人的信任值为 0, 超过 50% 的个体或家庭对陌生人的信任值不到 2, 对陌生人信任值超过 8 的比例不到 1%, 说明中国居民的社会信任水平普遍较低。图 2 显示了各样本中信任值与收入之间的关系。可以看到, 不管是个人信任与个人收入, 还是家庭平均信任值与家庭收入之间, 都呈现倒 U 型关系, 初步表明信任对收入同时存在正向影响和负向影响。

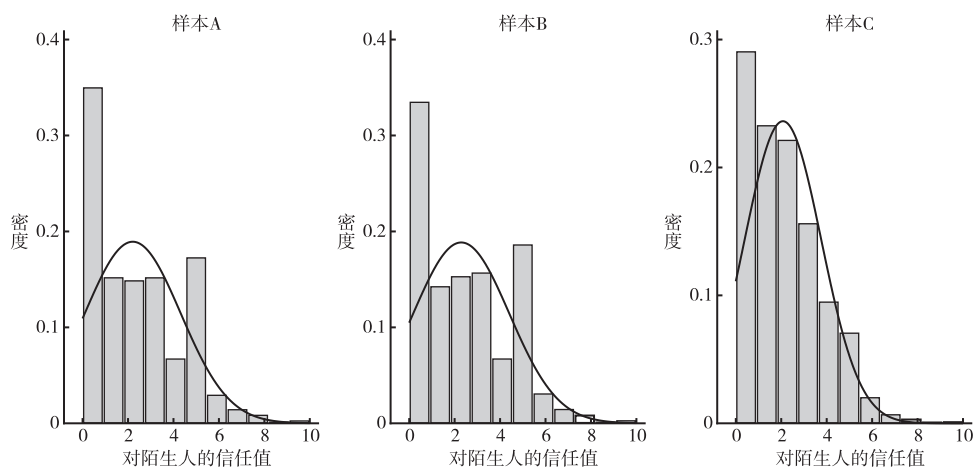


图 1 信任的概率分布图

资料来源：根据对 2012 年和 2014 年 CFPS 混合截面数据进行样本筛选后的样本 A、样本 B、样本 C 计算得到。

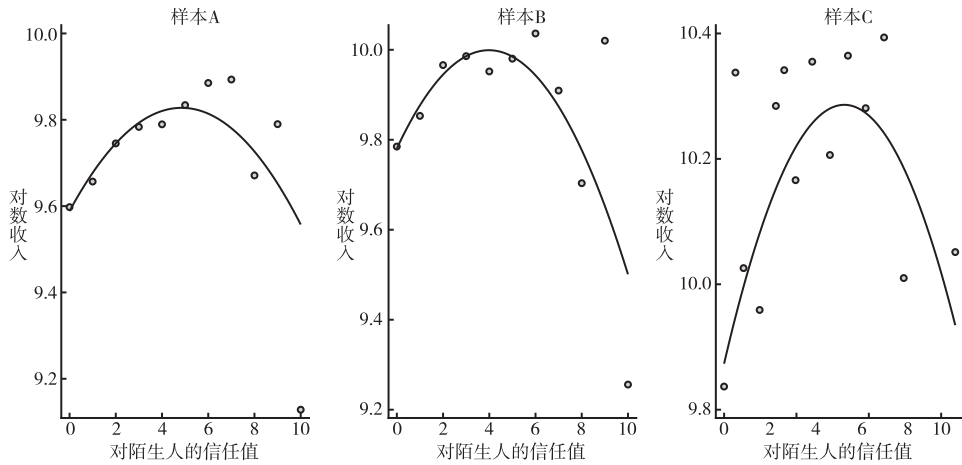


图2 信任与收入的关系

资料来源：根据对2012年和2014年CFPS混合截面数据进行样本筛选后的样本A、样本B、样本C计算得到。

四 信任对收入的影响分析

下面分3个样本依次检验信任对收入的影响：第一，基于全部个体样本检验信任对个人收入的影响，并采用工具变量法缓解内生性问题；第二，剔除家庭权重的影响，检验代表性个体的信任与收入的关系；第三，考虑到家庭收入包含了更加广泛的收入来源，检验家庭收入对应于家庭平均信任水平的表现。

(一) 信任对个人收入的影响

首先基于全部个体样本A检验信任对个人收入的影响。表2第(1)到第(3)列在逐渐增加控制变量的情况下，采用普通最小二乘(OLS)法回归得到。结果显示，信任一次项系数均显著为正，二次项系数均显著为负，显著性水平均在5%以上，表明个人收入对应信任水平的增加呈现了较为显著的倒U型，收入最大化的信任值在4~5之间。第(4)列利用非平衡面板数据，采用固定效应(FE)模型回归得到，结果显示，信任一次项显著为正，二次项系数显著为负，显著性水平均在10%以上，收入最大化的信任值为3.9，与OLS回归结果基本一致。相比OLS方法，固定效应模型在一定程度上解决了个体效应导致的估计偏误问题，在真实方程存在个体效应的情况下，固定效应模型的回归结果更加可信。

表2 信任对个人收入的影响（样本A）

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | OLS | OLS | OLS | FE |
| <i>Trust_s</i> | 0.048 *** (0.010) | 0.041 *** (0.011) | 0.045 *** (0.010) | 0.031 * (0.017) |
| <i>Trust_s</i> ² | -0.006 *** (0.002) | -0.004 ** (0.002) | -0.005 *** (0.002) | -0.004 * (0.003) |
| 收入最大化的信任水平 | 4.000 | 5.125 | 4.500 | 3.875 |
| <i>Gender</i> | 0.476 *** (0.015) | 0.477 *** (0.015) | 0.489 *** (0.015) | |
| <i>Age</i> | 0.009 *** (0.003) | 0.010 *** (0.003) | 0.005 (0.003) | 0.300 (0.411) |
| <i>Age</i> ² | -0.000 *** (0.000) | -0.000 *** (0.000) | -0.000 *** (0.000) | -0.002 *** (0.000) |
| <i>Edu</i> | 0.069 *** (0.006) | 0.067 *** (0.006) | 0.057 *** (0.006) | -0.684 ** (0.269) |
| <i>Edu</i> ² | -0.001 *** (0.000) | -0.001 *** (0.000) | -0.001 *** (0.000) | 0.027 ** (0.011) |
| <i>Urban</i> | 0.251 *** (0.017) | 0.240 *** (0.017) | 0.141 *** (0.017) | 0.074 (0.064) |
| <i>Hukou</i> | -0.337 *** (0.018) | -0.323 *** (0.018) | -0.298 *** (0.018) | -0.123 (0.081) |
| <i>F1</i> | -0.527 *** (0.036) | -0.516 *** (0.036) | -0.328 *** (0.036) | -0.072 (0.099) |
| <i>F2</i> | -0.386 *** (0.045) | -0.374 *** (0.045) | -0.247 *** (0.045) | -0.087 (0.113) |
| <i>F3</i> | -0.429 *** (0.041) | -0.423 *** (0.041) | -0.204 *** (0.042) | -0.021 (0.107) |
| <i>F4</i> | -0.261 *** (0.048) | -0.259 *** (0.048) | -0.128 *** (0.047) | 0.005 (0.116) |
| <i>Marri</i> | 0.241 *** (0.022) | 0.240 *** (0.021) | 0.246 *** (0.021) | -0.232 *** (0.070) |
| <i>Confi</i> | 0.040 *** (0.007) | 0.042 *** (0.007) | 0.033 *** (0.007) | -0.009 (0.014) |
| <i>Exper</i> | -0.120 *** (0.023) | -0.126 *** (0.023) | -0.096 *** (0.023) | -0.101 *** (0.039) |
| 对其他群体的信任 | | 控制 | 控制 | 控制 |
| 对其他群体的信任的二次项 | | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份效应 | | | 控制 | 控制 |
| 省份效应 | | | 控制 | |
| 个体效应 | | | | 控制 |

续表

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-------|-------|-------|-------|
| | OLS | OLS | OLS | FE |
| 观测数 | 21694 | 21694 | 21694 | 21694 |
| R ² | 0.167 | 0.171 | 0.224 | 0.061 |
| 个体数 | | | | 17453 |

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；第（1）到第（3）列结果使用混合截面数据和 OLS 方法回归得到；第（4）列采用非平衡面板数据和固定效应模型回归得到，此非平衡面板数据共有个体 17453 人，其中有 4241 人同时在 2012 年和 2014 年的调查中出现且没有变量缺失值。

资料来源：根据对 2012 年和 2014 年 CFPS 混合截面数据进行样本筛选后的样本 A 计算得到。

表 2 的结果表明信任与个人收入之间存在比较稳健的倒 U 型关系，但是这种关系究竟来自信任的影响还是收入的反向效应尚不明确。Butler et al. (2016) 指出，高收入者能够通过信息成本支出提高信任的精准性，其信任值更加集中；而收入越低能够获得的信任精准性越低，因此信任值更加分散。这种通过收入影响信息成本进而导致信任值分散度差异的传导机制，会造成信任与收入之间产生倒 U 型关系。为了检验该机制是否存在，我们考查了不同收入群体的信任分散度，并刻画了其收入之间的关系。根据个人收入对数值 (*Logincome*) 的取值范围 [0, 15] 将个人收入从低到高分成 15 组，计算每一组的信任标准差，再绘出信任标准差与收入组别的散点图（如图 3 所示）。结果显示，随着收入增加，信任标准差并没有呈现降低的趋势，这表明信任与收入之间的倒 U 型关系并非来自信任精准度的异质性。

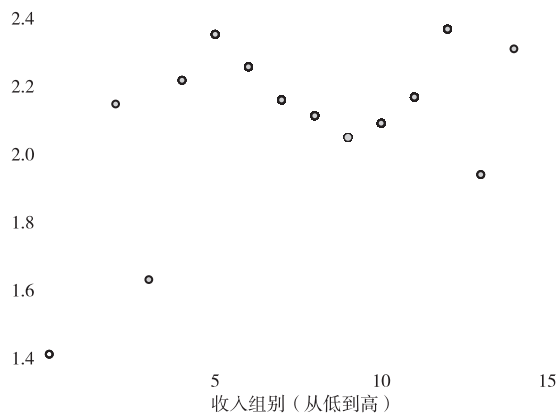


图 3 信任标准差与收入组别的散点图

资料来源：根据对 2012 年和 2014 年 CFPS 混合截面数据进行样本筛选后的样本 A 计算得到。

尽管我们排除了信任精准度异质性的影响，但收入对信任的反向影响可能还存在其他途径。Glaeser et al. (2000) 认为，高收入者更倾向于积累社会关系而增加信任感，至于收入提高是否存在导致信任下降的机制，目前还没有文献涉及。为了解决反向影响问题，本文利用 2012 年的信任值作为 2014 年信任值的工具变量进行分析。我们认为，过去的信任观念在很大程度上影响当前的信任感，且过去的信任观念不受当前收入的影响，因此我们选取的工具变量包括：第一，2012 年受访者对陌生人的信任的一次项和二次项，分别记为 $Trust_s0$ 和 $Trust_s0^2$ ；第二，2012 年受访者对美国人的信任的一次项和二次项，分别记为 $Trust_a0$ 和 $Trust_a0^2$ ①。同时，在采用工具变量法进行分析时，剔除了 2014 年调查中经历过“因贫富差别而受到不公正对待”的个体，这是因为经历过不公平对待的个体信任值可能是调整后的信任值，而与上述工具变量的相关性较低。最后剩余的观测样本是 5014 个。

采用两阶段最小二乘 (2SLS) 方法进行估计的结果见表 3。第一阶段回归结果显示，工具变量对关键解释变量具有较好的解释力②；第二阶段回归结果显示，信任一次项在 5% 水平上显著为正，二次项在 10% 水平上显著为负，收入最大化的信任值为 3.6，与前文的结果较为一致。我们对工具变量进行了过度识别检验，结果显示所有工具变量均外生③。接着，我们又采用最大似然估计 (LIML) 和广义矩估计 (GMM) 方法分别进行估计，得到的结果与 2SLS 回归结果接近。这表明，采用工具变量法缓解反向因果效应后，信任与个人收入的关系依然呈现较为稳健的倒 U 型，但收入最大化的信任水平有所降低。

表 3 信任对个人收入的影响 (工具变量法)

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------------|---------------------|----------------|-----------------------------|---------------------|---------------------|
| | 2SLS | 2SLS 第一阶段 | 2SLS 第一阶段 | LIML | GMM |
| | <i>Logincome</i> | <i>Trust_s</i> | <i>Trust_s</i> ² | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> |
| <i>Trust_s</i> | 0.284 ** (0.124) | | | 0.286 ** (0.125) | 0.290 ** (0.124) |
| <i>Trust_s</i> ² | -0.040 * (0.022) | | | -0.040 * (0.022) | -0.041 * (0.022) |

- ① 对陌生人的信任值与对美国人的信任值具有较强的正相关性，且都属于弱关系。
- ② $Trust_s$ 一系列的 F 统计量为 62.08 ($p=0.00$)， $Trust_s^2$ 一系列的 F 统计量为 39.78 ($p=0.00$)，F 统计量均大于 10。对内生解释变量的显著性进行“名义显著性水平”为 5% 的 Wald 检验，由于最小特征值统计量为 18.9，大于“真实显著性水平”为 15% 对应的临界值 9.93，因此可以拒绝“弱工具变量”的原假设。
- ③ 过度识别检验显示 $chi=0.773$ ($p=0.6793$)，因此接受“所有工具变量均外生”的原假设。

续表

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------------------|------------------|----------------------|-----------------------------|------------------|------------------|
| | 2SLS | 2SLS 第一阶段 | 2SLS 第一阶段 | LIML | GMM |
| | <i>Logincome</i> | <i>Trust_s</i> | <i>Trust_s</i> ² | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> |
| 收入最大化的信任水平 | 3.550 | | | 3.575 | 3.537 |
| <i>Trust_s0</i> | | 0.228 *** (0.039) | 0.548 * (0.291) | | |
| <i>Trust_s0</i> ² | | 0.001 (0.007) | 0.126 ** (0.055) | | |
| <i>Trust_a0</i> | | -1.054 * (0.031) | -0.208 (0.197) | | |
| <i>Trust_a0</i> ² | | -0.001 (0.004) | -0.032 (0.027) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数/个体数 | 5014 | 5014 | 5014 | 5014 | 5014 |
| R ² | 0.179 | 0.331 | 0.287 | 0.179 | 0.178 |

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；控制变量包括性别、年龄及平方项、教育程度及平方项、居住地性质、户口性质、流动状况、婚姻状况、信心程度等。

资料来源：根据2014年CFPS数据计算得到。

(二) 代表性个体的信任与收入关系检验

在全部个体样本中，我们没有区分个体的相似性。事实上，有些个体可能来自同一个家庭，那么成员越多的家庭在样本中所占的权重越大。如果家庭成员之间的信任各自独立，不存在相关性，那么样本中的每个个体都是有效代表，不需要考虑家庭结构问题。然而，如果家庭成员之间的信任存在较强相关性，且具有相似的信任—收入轨迹，那么就可能导致规模较大的家庭被过度代表。为了查看家庭成员之间的信任关系以及信任—收入轨迹，将规模为2~4人的家庭筛选出来，分别对不同规模的家庭进行成员之间的信任两两相关性分析。结果显示，不同规模家庭的成员间信任值均呈现较强的正相关性^①。我们还绘制了不同规模家庭中各个成员的信任—收入轨迹图，如图4所示。可以看到，不同规模家庭中成员间的信任—收入轨迹重合度较高，表明家庭成员的信任—收入关系具有较强的相似性。下面，我们将研究样本聚焦于家庭代表性成员以解决家庭过度代表问题。

为了避免家庭权重的影响，我们利用代表性个体样本进行研究。表4展示了家庭代表性个体的收入与信任的回归结果，第1列是OLS回归结果，第2列是固定效应模

^① 为节省篇幅，这里没有展示家庭成员两两信任关系图。

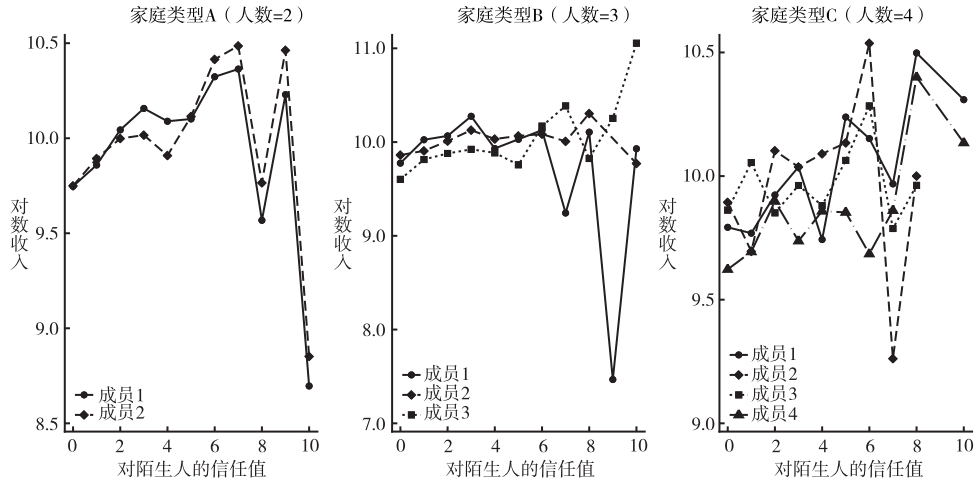


图4 不同规模家庭中成员之间的信任—收入轨迹相似性比较

注：家庭类型A表示成员人数为2的家庭，家庭类型B表示成员人数为3的家庭，家庭类型C表示成员人数为4的家庭。

资料来源：根据对2012年和2014年CFPS混合截面数据进行样本筛选后的样本A计算得到。

型回归结果，第3列是2SLS回归结果（工具变量如前文所述）^①。三种估计方法均显示，信任一次项对个人收入的影响正向显著，信任二次项对个人收入的影响负向显著，显著性水平均为10%以上。这表明以家庭为单位来考查，个人信任与个人收入之间依然呈倒U形关系，收入最大化信任值在3.1~3.5之间。

表4 代表性个体的信任与收入关系

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------|-----------------------------|
| | OLS | FE | 2SLS | 2SLS 第一阶段 | 2SLS 第一阶段 |
| | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> | <i>Trust_s</i> | <i>Trust_s</i> ² |
| <i>Trust_s</i> | 0.067 *** (0.014) | 0.056 ** (0.028) | 0.428 ** (0.171) | | |
| <i>Trust_s</i> ² | -0.010 *** (0.002) | -0.008 * (0.004) | -0.070 ** (0.032) | | |

① 2SLS的第一阶段回归结果显示，工具变量对关键解释变量具有较好的解释力。相关性检验显示，*Trust_s* 一系列的F统计量为34.37 ($p=0.00$)，*Trust_s*² 一系列的F统计量为23.51 ($p=0.00$)，F统计量均大于10，可以拒绝“弱工具变量”的原假设。过度识别检验显示 $\chi^2 = 1.783$ ($p=0.4099$)，因此接受“所有工具变量均外生”的原假设。

续表

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------------------|------------------|------------------|------------------|---------------------|-----------------------------|
| | OLS | FE | 2SLS | 2SLS 第一阶段 | 2SLS 第一阶段 |
| | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> | <i>Trust_s</i> | <i>Trust_s</i> ² |
| 收入最大化的信任水平 | 3.350 | 3.500 | 3.057 | | |
| <i>Trust_s0</i> | | | | 0.300*** (0.054) | 0.851** (0.368) |
| <i>Trust_s0</i> ² | | | | -0.009 (0.009) | 0.089 (0.063) |
| <i>Trust_a0</i> | | | | -0.086* (0.046) | -0.362 (0.293) |
| <i>Trust_a0</i> ² | | | | 0.001 (0.006) | -0.021 (0.040) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份效应 | 控制 | 控制 | | | |
| 省份效应 | 控制 | | 控制 | 控制 | 控制 |
| 个体效应 | | 控制 | | | |
| 观测数 | 9993 | 9993 | 2261 | 2261 | 2261 |
| R ² | 0.189 | 0.057 | 0.093 | 0.323 | 0.270 |
| 个体数 | | 8439 | | | |

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；控制变量包括性别、年龄及平方项、教育程度及平方项、居住地性质、户口性质、流动状况、婚姻状况、信心程度、是否有不公平经历等。

资料来源：根据对2012年和2014年CFPS混合截面数据进行样本筛选后的样本B计算得到。

(三) 家庭层面的信任与收入关系检验

由于CFPS中有关个人收入的信息并不完备，使得前文分析得到的信任与个人收入的关系的适用性可能下降。为此，我们将包含更多收入信息的家庭收入作为被解释变量，继续对信任与收入的关系作进一步稳健性检验。这里以家庭所有成员信任均值作为核心解释变量，控制变量则来自家庭代表性个体。表5显示了家庭收入对家庭信任均值的回归结果，第1列是OLS回归结果，第2列是固定效应模型回归结果，第3列是2SLS回归结果^①。其中，OLS和2SLS回归结果均显示，信任一次项对个人收入的影响正向显著，

① 工具变量法参照前文，以2012年家庭所有成员信任均值一次项和二次项为工具变量，包括对陌生人和对美国人两类人的信任值。2SLS方法的第一阶段回归结果显示，工具变量对关键解释变量具有较好的解释力。相关性检验显示，*Trust_s* 一列的F统计量为23.26 ($p=0.00$)，*Trust_s*² 一列的F统计量为16.61 ($p=0.00$)，F统计量均大于10，可以拒绝“弱工具变量”的原假设。过度识别检验显示 $\chi^2=0.588$ ($p=0.7452$)，因此接受“所有工具变量均外生”的原假设。

信任二次项对个人收入的影响负向显著，显著性水平均为 10% 以上。这表明家庭收入对应家庭平均信任水平也呈现倒 U 型，家庭收入最大化信任水平在 2.6 ~ 3.1 之间。

表 5 家庭层面的信任与收入关系

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-----------------------------|
| | OLS | FE | 2SLS | 2SLS 第一阶段 | 2SLS 第一阶段 |
| | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> | <i>Trust_s</i> | <i>Trust_s</i> ² |
| <i>Trust_s</i> | 0.116 *** (0.015) | 0.037 (0.026) | 0.476 * (0.269) | | |
| <i>Trust_s</i> ² | -0.019 *** (0.002) | -0.008 * (0.004) | -0.091 * (0.055) | | |
| 收入最大化的信任水平 | 3.053 | | 2.615 | | |
| <i>Trust_s0</i> | | | | 0.317 *** (0.054) | 1.135 *** (0.366) |
| <i>Trust_s0</i> ² | | | | -0.014 * (0.008) | 0.027 (0.061) |
| <i>Trust_a0</i> | | | | -0.095 ** (0.047) | -0.490 (0.301) |
| <i>Trust_a0</i> ² | | | | 0.001 (0.007) | -0.005 (0.042) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份效应 | 控制 | 控制 | | | |
| 省份效应 | 控制 | | 控制 | 控制 | 控制 |
| 家庭效应 | | 控制 | | | |
| 观测数 | 15584 | 15584 | 2755 | 2755 | 2755 |
| R ² | 0.279 | 0.106 | 0.334 | 0.320 | 0.266 |
| 家庭数 | | 12521 | | | |

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；这里的 *Trust_s* 是家庭所有成员的平均信任值；控制变量包括性别、年龄及平方项、教育程度及平方项、居住地性质、户口性质、流动状况、婚姻状况、信心程度、是否有不公平经历等。

资料来源：根据对 2012 年和 2014 年 CFPS 混合截面数据进行样本筛选后的样本 C 计算得到。

五 市场化、信任与经济收入

已有的研究表明，市场化会对信任与经济活动的相互关系产生重要影响。樊纲等 (2003) 认为，中国经历了几十年的市场化改革，虽然总体上已从计划经济的轨道转上了市场经济轨道，但各地区在市场化进程上还存在很大的差距。在微观个体收入层面，

市场化程度的差异是否会影响社会信任的发挥? 本文对此进行考察, 方法是分不同市场化水平的子样本检验信任与经济收入的关系, 查看子样本的异质性表现。对于市场化水平的区分, 采用两种方法: 一是以城乡区分市场化水平, 通常认为城市的市场化水平较农村更高; 二是根据 2012 年和 2014 年中国市场化指数大小分为高市场化水平地区和低市场化水平地区 (各省份市场化指数见附表 1)^①。

表 6 展示了将样本 A 分成若干子样本的异质性检验。第 (1) 和第 (2) 列分城乡检验信任与收入的关系。第 (1) 列是农村地区回归结果, 信任一次项对个人收入的影响正向显著, 信任二次项对个人收入的影响负向显著, 显著性水平均在 5% 以上, 收入最大化信任值为 4.2。第 (2) 列是城镇地区回归结果, 信任一次项对个人收入的影响正向显著, 信任二次项对个人收入的影响负向显著, 显著性水平均在 10% 以上, 收入最大化信任值为 5.7。对比第 (1) 列和第 (2) 列的结果, 城镇地区收入最大化信任值大于农村地区。第 (3) 列是低市场化水平地区的回归结果, 信任对个人收入的影响呈倒 U 形, 显著性水平均在 5% 以上, 收入最大化信任值为 3.4。第 (4) 列是高市场化水平地区的回归结果, 信任对个人收入的影响呈倒 U 形, 显著性水平也均在 5% 以上, 收入最大化信任值为 5.4。对比第 (3) 列和第 (4) 列的结果, 高市场化水平地区收入最大化信任值大于低市场化水平地区。

表 6 的回归结果表明, 市场化水平的提高使得信任对收入影响的拐点延迟到来, 信任对收入的正向机制发挥了更大作用。这与赵剑治和陆铭 (2010) 的研究结论相似, 即在当代中国社会, 信任与市场化之间的关系并非 Stiglitz (2000) 所提出的替代关系, 而是一种互补关系, 市场化水平的提高能够增进信任对经济活动的正向影响。

接着, 分别利用样本 B 和样本 C 重复上述检验, 限于篇幅有限, 这里不详细汇报回归结果。回归结果显示, 代表性个体样本中也存在城镇地区的个人收入最大化信任值 (4.4) 大于农村地区 (2.7) 的情况, 且高市场化水平地区的个人收入最大化信任值 (4.0) 也大于低市场化水平地区 (3.0)。同样, 家庭样本中也有类似的规律, 城镇地区的家庭收入最大化信任值 (3.4) 略大于农村地区 (3.0), 高市场化水平地区的家

^① 市场化指数来自王小鲁等 (2017), 由市场中介组织的发育和法律制度环境评分、政府与市场的关系评分、非国有经济的发展评分、产品市场的发育程度评分、要素市场的发育程度评分 5 个方面综合得到。30 个省 2 年共 60 个指数, 按照分值从高到低排序, 前 30 进入高市场化水平组, 后 30 进入低市场化水平组。

庭收入最大化信任值 (3.1) 也略大于低市场化水平地区 (2.9)。这进一步支持了表 6 的结论, 即市场化水平与信任这种非正式制度之间存在互补关系, 市场化水平提升有利于激励信任对经济活动的正向影响机制, 从而增加经济收入。

表 6 市场化对收入最大化信任值的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | OLS | OLS | OLS | OLS |
| | 农村 | 城镇 | 低市场化水平地区 | 高市场化水平地区 |
| <i>Trust_s</i> | 0.059 *** (0.017) | 0.034 *** (0.012) | 0.047 ** (0.019) | 0.043 *** (0.012) |
| <i>Trust_s</i> ² | -0.007 ** (0.003) | -0.003 * (0.002) | -0.007 ** (0.003) | -0.004 ** (0.002) |
| 收入最大化的信任水平 | 4.214 | 5.667 | 3.357 | 5.375 |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 8919 | 12775 | 7761 | 13933 |
| R ² | 0.231 | 0.198 | 0.202 | 0.212 |

注: 括号内为稳健标准误; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著; 控制变量包括性别、年龄及平方项、教育程度及平方项、居住地性质、户口性质、流动状况、婚姻状况、信心程度、是否有不公平经历等。

资料来源: 根据对 2012 年和 2014 年 CFPS 混合截面数据进行样本筛选后的样本 A 计算得到。

六 信任、社会资本与经济收入

理论研究表明, 信任影响经济活动的机制之一在于信任增加了社会资本或扩大了社会关系网络, 本文对此进行检验。本文从 2014 年 CFPS 调查中筛选了有关社会资本或社会交往的变量: 一是人缘关系 (*Popularity*), 该变量根据问卷中的提问“您认为自己的人缘关系有多好?” 得到, 0 分代表最低, 10 分代表最高; 二是社交评价 (*Coexistence*), 该变量根据问卷中的提问“您认为自己在与人相处方面能打几分?” 得到, 0 分代表最低, 10 分代表最高。为了尽可能保留较多样本, 研究对象包括 2014 年满足条件的全部个体^①, 而不再局限于家庭代表性个体。

表 7 显示了信任对人缘关系的影响, 以及人缘关系对经济收入的影响。回归中控制变量包含性别、年龄及平方项、教育程度及平方项、居住地性质、户口性质、婚姻

^① 条件是 18 周岁以上, 且收入大于 0。

状况等控制变量，但没有加入对父母、邻居、美国人、当地干部和医生的信任变量^①。模型中还控制了个体的社会地位^②。第（1）列采用 OLS 方法得到信任对人缘具有显著的正向影响，表明随着信任的提高，人缘关系这类社会资本存量也越高。考虑到 OLS 方法没有解决反向因果效应，第（2）列采用工具变量法做进一步分析（方法与前文一致），工具变量同时通过了外生性和相关性检验^③，2SLS 第二阶段回归得到的信任项系数在 1% 水平上显著为正，表明信任对人缘关系确实具有促进作用。表 7 第（3）和第（4）列显示了人缘对个人收入的影响，可以看到，人缘关系对经济收入的影响与信任影响经济收入的规律相似，收入对应人缘关系呈现较为明显的倒 U 型。

表 7 信任、人缘关系与经济收入

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | OLS | 2SLS | OLS | OLS |
| | <i>Popularity</i> | <i>Popularity</i> | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> |
| <i>Popularity</i> | | | 0.107 *** (0.034) | 0.089 *** (0.034) |
| <i>Popularity</i> ² | | | -0.007 *** (0.002) | -0.005 ** (0.002) |
| <i>Trust_s</i> | 0.053 *** (0.009) | 0.125 *** (0.034) | | 0.051 *** (0.012) |
| <i>Trust_s</i> ² | | | | -0.006 *** (0.002) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 8066 | 5085 | 8066 | 8066 |
| R ² | 0.122 | 0.114 | 0.213 | 0.216 |

注：括号内为稳健标准误；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；控制变量包括性别、年龄及平方项、教育程度及平方项、居住地性质、户口性质、流动状况、婚姻状况、信心程度、是否有不公平经历、个人社会地位等。

资料来源：根据 2014 年 CFPS 数据计算得到。

- ① 对陌生人的信任值分布集中在 5 以下，由于此处的回归样本量较小，信任值为 5 以上的样本更加少，信任值的方差较大。而其他信任变量的分布更加均匀，方差较小，与被解释变量的关系更加稳定。如果在回归中加入其他信任变量，会导致核心解释变量的解释力下降。
- ② 在考察信任对人缘关系或相处状况的影响时，需要对该变量加以控制，因为社会地位可能同时影响信任感和人缘，例如社会地位较高者更容易得到他人的青睐。
- ③ *Trust_s* 作为工具变量时的 F 统计量为 225.1 ($p=0.00$)，同时对内生解释变量的显著性进行“名义显著性水平”为 5% 的 Wald 检验，由于最小特征值统计量为 257.0，大于“真实显著性水平”为 15% 对应的临界值 11.59，因此可以拒绝“弱工具变量”的原假设。过度识别检验显示 $\chi^2=2.36$ ($p=0.1245$)，因此接受“所有工具变量均外生”的原假设。

表8显示了信任对社交评价的影响，以及社交评价对经济收入的影响。第(1)和第(2)列分别采用OLS和2SLS方法进行回归，得到信任对社交评价具有显著的正向影响，表明信任程度提高能够改善与人的相处状况^①。第(3)和第(4)列显示了社交评价对个人收入的影响，可以看到，社交评价对个人收入产生显著的倒U型影响。结合表7和表8的回归结果可以得出，信任水平的提升会提高个人的社会资本积累，表现在使个人在社会交往中的人缘以及与他人相处变得更好，而这类社会资本的增加对经济收入的影响同样呈现倒U型。

表8 信任、社交评价与经济收入

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|
| | OLS | 2SLS | OLS | OLS |
| | <i>Coexistence</i> | <i>Coexistence</i> | <i>Logincome</i> | <i>Logincome</i> |
| <i>Coexistence</i> | | | 0.099 *** (0.037) | 0.078 ** (0.037) |
| <i>Coexistence</i> ² | | | -0.006 ** (0.003) | -0.005 * (0.003) |
| <i>Trust_s</i> | 0.039 *** (0.009) | 0.075 ** (0.034) | | 0.051 *** (0.012) |
| <i>Trust_s</i> ² | | | | -0.006 *** (0.002) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 观测数 | 8064 | 5084 | 8064 | 8064 |
| R ² | 0.114 | 0.112 | 0.216 | 0.216 |

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；控制变量包括性别、年龄及平方项、教育程度及平方项、居住地性质、户口性质、流动状况、婚姻状况、信心程度、是否有不公平经历、个人社会地位等。

资料来源：根据2014年CFPS数据计算得到。

^① 这里，工具变量同时通过了外生性和相关性检验。*Trust_s*作为工具变量的F统计量为225.0 ($p=0.00$)，同时对内生解释变量的显著性进行“名义显著性水平”为5%的Wald检验，由于最小特征值统计量为257.0，大于“真实显著性水平”为15%对应的临界值11.59，故可以拒绝“弱工具变量”的原假设。过度识别检验显示 $\chi^2 = 0.606$ ($p = 0.4359$)，故接受“所有工具变量均外生”的原假设。

七 结论

信任作为一种文化，也作为一种社会规则，在经济社会发展中起到了重要作用。早在几千年前，中国儒家文化就对“信”形成了一套辩证的理论阐述，强调了“信”的适度。本文从经济学视角分析了当代中国社会中信任对个人经济收入的影响机制和效应。从理论角度看，信任对经济活动的影响中既存在获利机制，也存在受骗机制。当获利机制强于受骗机制时，信任的提升有利于提高经济收入，而当获利机制弱于受骗机制时，信任的提升会导致收入的下降。本文利用 CFPS 数据进行了较为严谨的计量分析，结果表明，信任与个人或家庭收入之间均存在显著的倒 U 型，即存在适度的信任水平使得经济收入实现最大化，这与西方学者 Butler et al. (2016) 的研究结果一致。但中国的收入最大化信任值小于西方国家，这与中国的历史传统、宗族文化、社会发展和信任水平等因素相关。

本文还分市场化程度考察了信任对收入影响的异质性。研究发现，市场化程度越高的地方，实现收入最大化的信任值也越高，即市场化的提高使得信任对收入影响的拐点延后，对信任影响收入的正向机制有更强的激励。这表明，市场化与信任在促进经济收入方面产生了互补作用，市场化的提高不仅有利于促进经济发展，也有助于提升信任这类非正式制度对经济活动的正向激励效应。本文还考察了社会资本在信任影响经济活动过程中的积累效应。随着信任的提升，社会资本的积累也增加，表现在个人在社会交往中具有更好的人缘关系和社交评价，信任通过社会资本积累的变化从而对经济收入产生了影响。

本文的政策启示是，要重视信任在经济发展中的重要作用，通过教育、法律、社会治理等方面的强化，加强社会信用体系建设，让信任发挥更好的经济服务功能；在促进信任的经济效应时，可以通过完善市场制度，增强市场制度与信任等制度的互补效应，以提高市场化水平来促进信任对经济活动影响的正向激励效应。此外，信任还能促进社会资本的积累，社会资本作为物质资本和人力资本之外的第三种资本，具有不可替代的作用，要正面强化信任对社会资本的积累效应，促进经济与社会的共同繁荣发展。

附录：

附表1 中国各省市场化指数（西藏除外）

| 省(自治区、直辖市) | 2012年 | 2014年 | 省(自治区、直辖市) | 2012年 | 2014年 |
|------------|-------|-------|------------|-------|-------|
| 北京 | 8.31 | 9.08 | 河南 | 6.48 | 7.00 |
| 天津 | 8.87 | 9.17 | 湖北 | 6.32 | 7.28 |
| 河北 | 5.58 | 6.19 | 湖南 | 5.73 | 6.79 |
| 山西 | 4.89 | 5.27 | 广东 | 8.37 | 9.35 |
| 内蒙古 | 5.34 | 5.10 | 广西 | 6.19 | 6.51 |
| 辽宁 | 6.65 | 7.00 | 海南 | 5.44 | 5.94 |
| 吉林 | 6.15 | 6.42 | 重庆 | 6.89 | 7.78 |
| 黑龙江 | 6.01 | 6.22 | 四川 | 6.10 | 6.62 |
| 上海 | 8.67 | 9.77 | 贵州 | 4.36 | 4.85 |
| 江苏 | 9.95 | 9.63 | 云南 | 4.49 | 4.94 |
| 浙江 | 9.33 | 9.78 | 陕西 | 5.18 | 6.36 |
| 安徽 | 6.36 | 7.46 | 甘肃 | 3.38 | 4.04 |
| 福建 | 7.27 | 8.07 | 青海 | 2.64 | 2.53 |
| 江西 | 5.74 | 6.79 | 宁夏 | 4.37 | 5.26 |
| 山东 | 7.41 | 7.93 | 新疆 | 2.94 | 3.49 |

资料来源：王小鲁等（2017）。

参考文献：

- 陈斌开、陈思宇（2018），《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业？》，《经济研究》第3期，第35-49页。
- 樊纲、王小鲁、张立文、朱恒鹏（2003），《中国各地区市场化相对进程报告》，《经济研究》第3期，第9-18页。
- 李彬、周战强（2015），《基于信任视角的文化与经济研究——首届“文化与经济论坛”综述》，《经济研究》第8期，第180-183页。
- 凌鸿程、孙怡龙（2019），《社会信任提高了企业创新能力吗？》，《科学学研究》第10期，第1912-1920页。
- 刘凤委、李琳、薛云奎（2009），《信任、交易成本与商业信用模式》，《经济研究》第

8 期, 第 60 - 72 页。

王小鲁、樊纲、余静文 (2017), 《中国分省份市场化指数报告 (2016)》, 北京: 社会科学文献出版社。

王艳、李善民 (2017), 《社会信任是否会提升企业并购绩效?》, 《管理世界》第 12 期, 第 125 - 140 页。

魏下海、汤哲、王临风、林涛 (2016), 《社会信任环境是否促进“大众创业”》, 《产业经济评论》第 3 期, 第 48 - 57 页。

张川川、胡志成 (2016), 《政府信任与社会公共政策参与——以基层选举投票和社会医疗保险参与为例》, 《经济学动态》第 3 期, 第 67 - 77 页。

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, 第 59 - 70 页。

赵剑治、陆铭 (2010), 《关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 363 - 390 页。

周广肃、谢绚丽、李力行 (2015), 《信任对家庭创业决策的影响及机制探讨》, 《管理世界》第 12 期, 第 121 - 129 页。

Aghion, Philippe, Yann Algan, Pierre Cahuc & Andrei Shleifer (2010). Regulation and Distrust. *The Quarterly Journal of Economics*, 125 (3), 1015 - 1049.

Algan, Yann & Pierre Cahuc (2010). Inherited Trust and Growth. *The American Economic Review*, 100 (5), 2060 - 2092.

Arrow, Kenneth (1972). Gifts and Exchanges. *Philosophy & Public Affairs*, 1 (4), 343 - 362.

Bloom, Nicholas, Raffaella Sadun & John Reenen (2012). The Organization of Firms Across Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 127 (4), 1663 - 1705.

Butler, Jeffrey, Paola Giuliano & Luigi Guiso (2016). The Right Amount of Trust. *Journal of the European Economic Association*, 14 (5), 1155 - 1180.

Coleman, James (2000). Social Capital in the Creation of Human Capital. In Eric Lesser (ed.), *Knowledge and Social Capital: Foundations and Applications*. Boston: Butterworth-Heinemann, pp. 17 - 41.

Durlauf, Steven & Marcel Fafchamps (2005). Social Capital. In Philippe Aghion & Steven Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth (Volume 1)*. Amsterdam: Elsevier, pp. 1639 - 1699.

Fehr, Ernst (2009). On the Economics and Biology of Trust. *Journal of the European*

- Economic Association*, 7 (2-3), 235-266.
- Fukuyama, Francis (1995). *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York: Free Press.
- Fukuyama, Francis (2000). Social Capital and Civil Society. *IMF Working Paper*, No. 0074.
- Glaeser, Edward, David Laibson, Jose Scheinkman & Christine Soutter (2000). Measuring Trust. *The Quarterly Journal of Economics*, 115 (3), 811-846.
- Granovetter, Mark (1973). The Strength of Weak Ties. *American Journal of Sociology*, 78 (6), 1360-1380.
- Guiso, Luigi, Paola Sapienza & Luigi Zingales (2008). Trusting the Stock Market. *Journal of Finance*, 63 (6), 2557-2600.
- Knack, Stephen & Philip Keefer (1997). Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation. *The Quarterly Journal of Economics*, 112 (4), 1251-1288.
- La Porta, Rafael, Lopez-de-Silanes Florencio, Andrei Shleifer & Robert Vishny (1997). Trust in Large Organizations. *The American Economic Review*, 87 (2), 333-338.
- Lederman, Daniel, Norman Loayza & Ana Menendez (2002). Violent Crime: Does Social Capital Matter? *Economic Development and Cultural Change*, 50 (3), 509-539.
- Luhmann, Niklas, Rhodes Barrett, Nico Stehr & Gotthard Bechmann (2005). *Risk: A Sociological Theory*. New Brunswick, New Jersey: Aldine Transaction.
- Miller, Alan & Tomoko Mitamura (2003). Are Surveys on Trust Trustworthy? *Social Psychology Quarterly*, 66 (1), 62-70.
- Putnam, Robert (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.
- Sapienza, Paola, Anna Simats & Luigi Zingales (2013). Understanding Trust. *The Economic Journal*, 123 (573), 1313-1332.
- Stiglitz, Joseph (2000). Formal and Informal Institutions. In Partha Dasgupta & Ismail Serageldin (eds.), *Social Capital: A Multifaceted Perspective*. Washington D. C.: World Bank, pp. 59-68.
- Tabellini, Guido (2008). The Scope of Cooperation: Values and Incentives. *The Quarterly Journal of Economics*, 123 (3), 905-950.
- Uslaner, Eric (2002). *The Moral Foundations of Trust*. New York: Cambridge University Press.

Xin, Katherine & Jone Pearce (1996). Guanxi: Connections as Substitutes for Formal Institutional Support. *Academy of Management Journal*, 39 (6), 1641 – 1658.

Zak, Paul & Stephen Knack (2001). Trust and Growth. *The Economic Journal*, 111 (470), 295 – 321.

“Moderate” Trust Level and Economic Income Growth

Mo Weiqiao¹ & Ye Bing²

(School of Public Administration, Zhejiang University of Finance & Economics¹;
School of Economics, Zhejiang University²)

Abstract: Confucian culture emphasizes a moderate level of “trust”. Is a moderate level of trust necessary to achieve personal economic income growth in contemporary society? Using data from the China Family Panel Studies (CFPS), this paper finds that there is a significant inverse U relationship between trust and personal economic income, i. e., the presence of a moderate level of trust makes personal economic income optimal. Using an instrumental variables approach to mitigate endogeneity and multiple samples for robustness tests, this conclusion still holds. It is also found that an increase in the level of marketization delays the inflection point of the inverse U curve between trust and income, indicating that marketization has an incentive effect on the positive mechanism of trust affecting income. In addition, the increase in the level of trust promotes the accumulation of social capital, which is reflected in the improvement of personal popularity and social evaluation in social interactions, thus affecting economic income. The insights from this study are that the social credit system should be strengthened, the function of trust in serving the economy should be brought into play, and the growth effect of trust on economic income should be promoted by improving the market system.

Keywords: social trust, economic income, appropriate level, marketization, social capital

JEL Classification: D10, Z13

(责任编辑: 西 贝)