

宗族网络与村庄收入分配*

□ 郭云南 姚 洋 Jeremy Foltz

摘要 :本文通过构建宗族网络作用于农户迁移选择的模型,以农业部的固定观察点调查和中国经济研究中心的补充调查数据为基础,考察了宗族网络对村庄内部收入分配的影响。结果发现,宗族网络对缓解村庄内部的收入差距的扩大具有显著的正向作用。也就是说,相比没有祠堂或家谱的村庄,农户可支配收入的基尼系数在有祠堂或家谱的村庄中更低。这种影响主要体现在宗族网络对低收入群农户劳动力流动的促进作用,使得他们从宗族网络中获益更多。我们还发现,随着改革开放进程的加快,宗族网络对缩小收入差距所发挥的作用将越来越明显。这表明,宗族网络作为一种非正式制度对农村正式制度的发展起到了互补作用。

关键词 :宗族网络 收入分配 劳动力迁移

一、引言

中国是一个传统的关系型社会,人们在日常生活中也能切身的感受到这一点。在中国农村,宗族作为乡土社会的典型特征到现在依然广泛存在,人们的行为也往往以宗族为基础的网络而展开,并有着深远的影响。不少研究表明,宗族网络对促进劳动力流动(郭云南和姚洋,2013)、增加村民收入(王宇锋,2010)、发展乡村企业(阮荣平、郑风田,2012;Peng,2004)、提高公共品供给(Tsai,2007;Xu and Yao,2009)、改善村庄治理状况(肖唐镖,2001;郭云南等,2012)等方面均有显著的作用。在此背景下,研究宗族网络对村庄内部的收入分配的影响具有重要的现实意义,对缓解中国城乡收入差距的扩大提供参考价值。

但现有研究中,根据研究对象的不同,更多关注的是社会网络而非宗族网络,文献中社会网络的度量指标也有很大差异。此外,关于社会网络与收入分配的文献也着重强调了网络的信息共享或风险分担机制,少有从收入结构的角度探讨社会网络对收入分配的影响。在中国农村,劳动力外流已然成为农民“农转非”的主旋律,也成为了农民增收的主要渠道(岳希明、罗楚亮,2010;李实,1999)。相对高生产力农户,低生产力的农户更有动机外出打工,但也更难以承受流动的风险和支付必要的流动成本。以血缘为纽带的宗族网络作为中国农村最重要和稳定的社会网络之一(费孝通,1998),在促进劳动力迁移中发挥着传帮带或风险分担等作用(Zhao,2003;郭云南、姚洋,2013),有助于缓解初始能力限制或财富约束,使得更多的低生产力农户或穷人外出打工。因此,宗族网络在帮助低生产力农户或穷人外出打工方面发挥着积极作用,增加非农收入,从而有助于降低农村内部的收入差距。

本文首先建立一个迁移选择模型来解释宗族网络对村庄收入分配的影响,同时运用1986~2008年11个省77个村的家庭固定观察点调查和中国经济研究中心在此基础上的补充调查数据,以村庄是否有祠堂或家谱度量村庄层面的宗族网络,结果一致发现,相比于没

*本文感谢国家自然科学基金青年项目(71303046)和对外经济贸易大学学术创新团队资助项目(数量经济学理论与应用创新团队,项目号:CXTD4-01)的资助。本文数据来自北京大学中国经济研究中心与耶鲁大学合作项目“中国农村民主和农民福利”(项目负责人:Nancy Qian, Gerard Padro-i-Miquel, Yang Yao),感谢农业部农村经济研究中心在数据收集方面给予的支持。本文曾在中国经济研究中心“发展经济学组会”和中国人民大学经济学院“微观数据与实证方法研讨会”上报告过,并入选第11届中国经济学年会。文责自负。

有祠堂或家谱的村庄,村庄农户可支配收入的基尼系数在有祠堂或家谱的村庄中将更低。这种正向影响的可能原因之一是宗族网络能提升农民外出打工的可能性,并且对低生产力农户的作用更加明显。我们还发现,在早期宗族网络并未起到明显的作用,但随着改革开放进程的加快,宗族网络对降低村庄内部收入分配差距所发挥的作用才逐步得以体现。

本文余下内容结构如下:第二部分是文献综述,第三部分建立迁移模型来联系宗族网络与村庄收入分配,第四部分度量宗族网络、收入分配等关键变量并进行描述统计,第五部分报告理论模型的实证结果,第六部分进一步探讨宗族网络作用如何随时间发生变化,最后一部分简要总结。

二、文献综述

社会网络(俗称:关系)作为社会学中一个非常重要的概念,逐渐受到经济学家们的关注。文献中常见的有印度基于种姓的网络、美国的俱乐部网络、部分非洲国家的种族网络,以及中国农村以血缘为纽带的宗族关系等(Hsu,1963)。以往研究发现,这些网络在风险分担和平滑消费(Munshi and Rosenzweig,2009),促进劳动力流动和就业(Zhang and Li,2003;章元、陆铭,2009;郭云南、姚洋,2013),扩大正规或民间借贷渠道(Kinnan and Townsend,2012;杨汝岱等,2011),农民自主创业或乡村企业发展(马光荣等,2011;阮荣平、郑风田,2012;郭云南等,2013),以及改善村庄治理状况(Tsai,2007;Xu and Yao,2009;郭云南等,2012)等方面具有举足轻重的影响。

此外,社会网络作为一种社会资本,在促进穷人家家庭摆脱贫困陷阱中发挥着积极的作用,它于是被称为“穷人的资本”(Grootaert,1999)。张爽等(2007)利用中国家庭在2003年的调查数据也有类似发现,社区层面的社会网络对减少贫困有显著作用。Chantarai和Barrett(2011)对社会网络在促使穷人家家庭摆脱贫困陷阱中的作用做了更进一步的研究。他们发现,在正规金融市场发展缓慢的情况下,社会网络可被视为一种物质资本的替代品或互补品,提高穷人家家庭的劳动生产率并增加收入,最终将可能促使穷人家家庭摆脱贫困陷阱。

既往文献基本上一致发现社会网络能促进农民增收,然而对收入分配的影响是不确定的。如Mogues和Carter(2005)从理论上发现社会网络(如血缘、地缘或业缘关系)可被视为一种无形资产或担保品,为拥有社会网络的人提供更多机会而增加收入。因此,给定初始的财富分布状况,社会网络的高度不平等将加剧后续的收入或财富分配的不平等。类似的,赵剑治和陆铭(2009)运用中国农村家庭收入的调查数据,研究社会网络对农户间收入不平等的影响。他们发现社会网络扩大了农村收入分配的不平等,社会网络对收入差距的贡献达到12.1%~13.4%。然而,社会网络对缩小网络内部成员间的收入分配差距会产生积极作用。如Minshi和Rosenzweig(2009)以印度的种姓网络为视角对种姓内部的收入分配做了细致研究。他们发现,以种姓为纽带的社会网络可被视为一种保险机制,促进成员间的风险共担或转移支付,从而降低收入分配差距。另外,社会网络对收入分配的影响也可能是非线性的。McKenzie和Rapoport(2007)从理论上和经验上发现村庄层面的迁移网络与收入不平等呈现倒U型关系。初始高额的迁移成本限制了穷人家庭的外出打工机会,从而恶化了村庄的收入分配不平等,但在迁入地形成的社会网络或老乡关系,有助于降低后续迁移成本,使得穷人家庭也有能力迁移并增加非农收入,最终改善村庄的收入分配状况。

总结现有研究,有两点引起我们的关注:一方面社会网络在理论上是非常宽泛的概念,实证上根据研究对象的不同,对社会网络的度量差别较大。除少数以外,主要从行为指标对社会网络进行度量。文献中提到的有,亲友间的礼金往来(赵剑治、陆铭,2009;章元、陆铭,2009;马光荣等,2011;杨汝岱等,2011)、需要时可提供帮助的亲友数量(李爽等,2008;张爽等,2007;Kinnan and Townsend,2012)、找工作时老乡关系(Zhao,2003;Chen et al.,2008)等。这些指标难免会产生内生性问题。例如,亲友间的礼金往来往往依赖于家庭的富裕程度或户主的性格特征等,并不一定能真实反映亲属间的关系。再者,穷人可能更需要扩大社会网络来提高收入,从而与亲友间礼金往来较多。不过,和本文相关,少有文献从宗族的角度来

度量农村社会网络,如 Peng(2004)、Chen 和 Huhe(2010)运用 第一大姓在村庄中所占人口比例 来度量农村宗族网络, Tsai(2007)运用 村庄是否有祠堂 来度量村庄层面的宗族网络等,这些主要集中于宗族的人口规模或祠堂修建等方面,使得本文的研究结论具有一定的可比性。

另一方面,既有研究多数笼统地探讨社会网络对脱贫增收的直接影响,或从风险分担的角度去分析社会网络在收入及其分配中的作用。然而,少有研究从收入结构的角度去探讨社会网络对收入分配的影响。在中国农村,特别是1992年邓小平南巡讲话后,改革开放的浪潮吸引着大量农民向沿海的迁移,外出打工便成为了农民致富的首选,也成为了农民收入的主要来源(如图1)。岳希明和罗楚亮(2010)、李实(1999)等学者运用国内劳动力流动相关数据发现农村劳动力外出打工行为对农民增收有显著正向作用。现代工业社会的诉求无疑拉动了农村劳动力外流,而几千年的乡土宗族网络对外出打工也形成了一股推力。郭云南和姚洋(2013)运用与本文类似的数据发现宗族网络在促进农民外出打工中发挥着如传帮带、互担风险的潜在作用,从而为农民的劳动力流动提供保障,降低了外出打工的隐性成本。我们猜想,在村庄内往往受初始能力或财富约束的穷人,在宗族网络的帮助下外出打工,有了致富的出路,从而有助于降低农村内部的收入分配差距。有鉴于此,本文对宗族网络对村庄收入分配的影响以及

可能原因进行细致研究,试图从收入结构的角度为宗族网络与收入分配之间的关系提供一个参考。

三、模型

本文理论模型综合了 Shen 等(2010)和 McKenzie 和 Rapoport(2007)的框架。首先考虑村庄中不存在宗族网络时外出打工及收入分配的简单情形。当村庄宗族网络形成时,通过传帮带或风险分担等方式降低外出打工成本,缓解流动性约束,提高穷人外出打工的可能性并增加收入,从而降低所在村庄的收入分配差距。

(一)迁移选择:不存在宗族网络

考虑从事农业生产的两类具有不同禀赋的农户:低生产力农户(LP)和高生产力农户(HP)。设定家庭成员规模为1,家庭成员生活一期,然后将财富遗传给下一代。这里主要考虑村庄的收入分配差距,为简单起见,假设收入在同等生产力的农户间平等分配。每类农户的收入决定于两个因素:(1)生产力水平。假设具有 $L_i \in [0, 1]$ 个劳动力的生产函数为 $y_i = AL_i - (1/2)L_i^2$ ^①,其中 HP 和 LP 农户的生产技术参数 A 分别为 \bar{A} 与 \underline{A} ,且 $\bar{A} \geq \underline{A}$;(2)外出打工率 $m_i \in [0, 1]$,即农户外出打工的人数占家庭总人数的比率。在此定义 HP 农户为 \bar{m}_i , LP 农户为 \underline{m}_i 。每一个迁移到城市的农民都可获得给定的城市工资 w ,并伴随着固定的外出打工成本 c ^②。由于农村信贷市场的不完全,农户不能通过金融机构等筹集打工成本。这种情况下,农户外出打工的总成本不能超过其现有的财富(即流动性约束)。当存在宗族网络时,此约束不再成立。给定生产力水平的情况下,农户生产最大化问题即是在满足流动性约束下选择最优的 m_i 使得总收入最大,即:

$$\{m_i^*\} = \operatorname{argmax}\{A(1-m_i) - (1/2)(1-m_i)^2 + m_i(w-c)\}$$

$$\text{s.t. } m_i \leq b_i$$

其中一阶条件为:

$$-A + (1-m_i^*) + w - c = 0$$

相对而言,在此假设 LP 农户的流动性约束是紧的,而 HP 农户的流动性约束是松的。于是容易证明 LP 农户的最优的外出打工率将为 $\underline{m}^* = b_i/c$,如果假设 1: $w - c > \underline{A}$ 成立。不难看出,该假设表明除去外出打工成本后的城市工资仍高于 LP 农户最大的边

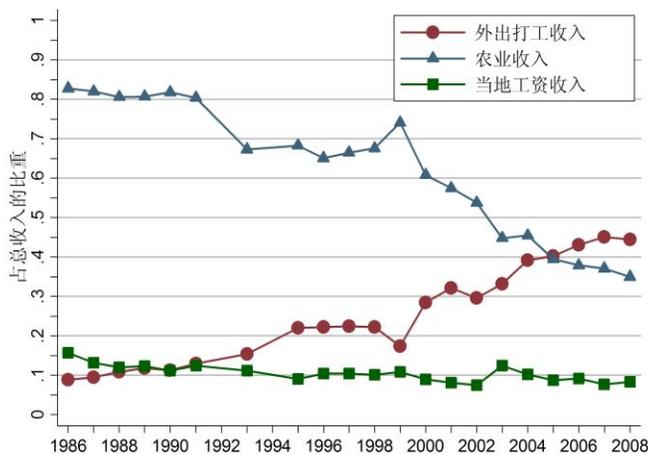


图1 中国农村家庭三大收入来源占比随时间的趋势图

数据来源:农业部农村经济研究中心 固定观察点调查。图中数值包括1986~2008年全国11个省77个村8493户家庭的收入数据。11省分别是广东省、福建省、浙江省、江西省、湖北省、湖南省、河南省、山西省、吉林省、四川省和甘肃省。数据经作者整理而得。

际生产力。如果 LP 农户提高外出打工率，必然带来家庭收入的提升。最优的外出打工率会随着财富水平的增加而增加，其程度也受限于外出打工成本。对 HP 农户而言，流动性约束不受限制，于是最优的外出打工率为 $\bar{m}_i^* = -\bar{A} + 1 + w - c \in (0, 1)$ 。如果假设 $2 : \bar{A} - 1 < w - c < \bar{A}$ 成立。该假设表明除去迁移成本后的城市工资低于 HP 农户最大的边际产出，但高于其最低的边际生产力。如果 HP 农户外出打工率过高，反而可能造成农户产出的更大损失，从而减少农户收入，必然存在外出打工率和自家生产劳动力之间的权衡，于是 HP 农户最优的外出打工率只与其生产力水平有关，而与农户财富无关。

为分析农户间收入或财富的不平等程度，这里考虑农户消费及财富在代际间的转移。农户的效用决定于消费和留给下一代的遗产。假设柯布道格拉斯效用函数，农户的效用最大化问题即是选择当期人均消费及遗产来最大化当期效用，即：

$$\{u_i^*, b_i^*\} = \text{argmax}\{(x_i - x_0)^{1-\sigma} b_{i+1}^\sigma\}$$

$$\text{s.t. } x_i + b_{i+1} = y_i + b_i$$

其中 x_i 为人均消费， $x_0 \geq 0$ 为每个家庭成员满足生存的必需消费， b_{i+1} 为给下一代的遗产， y_i 为总产出， $\sigma \in [0, 1]$ 为对下一代的偏爱系数。由此优化问题的一阶条件，分别可推导出两类农户财富转移的动态变化过程 (b_i 为 LP 农户， \bar{b}_i 为 HP 农户)：

$$b_{i+1} = \sigma(y_i + b_i - x_0) \quad (3.1a)$$

$$\bar{b}_{i+1} = \sigma(\bar{y}_i + \bar{b}_i - x_0) \quad (3.1b)$$

因城市工资和外出打工成本为外生给

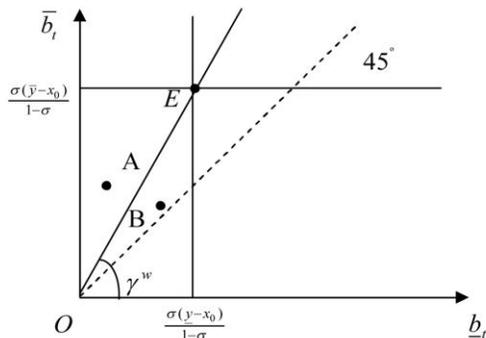


图2 两类农户财富动态变化相图

定的常数，HP 农户最优的外出打工率及相应的均衡收入不随时间发生变化 ($\bar{m}_i^* = \bar{m}$, $\bar{y}_i = \bar{y}$)。而 LP 农户最优的外出打工率和相应的收入会随时间发生变化，其变化程度依赖于这类农户的初始财富水平。将上述最优外出打工率及相应的收入方程带入 (3.1a) 式和 (3.1b) 式，可以得出两类农户财富的动态变化过程分别为：

$$b_{i+1} = \sigma A \left(1 - \frac{b_i}{c}\right) - \frac{\sigma}{2} \left(1 - \frac{b_i}{c}\right)^2 + \sigma(w - c) \frac{b_i}{c} - \sigma x_0 \quad (3.2a)$$

$$\bar{b}_{i+1} = \sigma(\bar{y} + \bar{b}_i) - \sigma x_0 \quad (3.2b)$$

给定 $\sigma < 1$ ，两类农户的均衡财富水平会向稳态点 E 收敛，如图 2 所示。在均衡路径上，外出打工率之比和财富之比会随时间发生变化，其变化程度及方向取决于两类农户的初始财富水平。如果初始财富分配相对平等 (如点 B)，HP 农户会更有动力积累财富，财富之比会随时间上升而趋于稳态点 E，最终两类农户的财富更加不平等；而当初始财富分配相对不平等 (如点 A)，LP 农户会更有动力积累财富，两类农户的财富之比随时间而降低并最终趋于稳态，财富变得更加平等。这些结论与 Shen 等 (2010) 的发现基本一致。在稳态，HP 和 LP 农户的外出打工率之比和财富之比分别为：

$$\gamma_{ss}^w = \frac{\bar{b}_{ss}}{b_{ss}} = \frac{\sigma(\bar{y} - x_0) / (1 - \sigma)}{\sigma(\underline{y} - x_0) / (1 - \sigma)} = \frac{\bar{y} - x_0}{\underline{y} - x_0} > 1 \quad (3.3)$$

$$\gamma_{ss}^m = \frac{\bar{m}_{ss}}{m_{ss}} = \frac{-\bar{A} + 1 + w - c}{\sigma(\underline{y} - x_0) / (1 - \sigma)c} = \frac{(-\bar{A} + 1 + w - c)(1 - \sigma)c}{\sigma(\underline{y} - x_0)} \quad (3.4)$$

两类农户的财富之比可表示为线段 OE 的斜率，其值大于 1。值得说明的是，从 (3.3) 式可以看出，在稳态点的财富之比等同于收入之比。财富之比越接近于 1，则村庄中财富或收入分配越平等。接下来，考虑当村庄中宗族网络存在时，两类农户外出打工率之比和财富之比将如何变化？

(二) 迁移选择：存在宗族网络

在上一节的基础上考虑村庄中存在宗族网络的情形。大量社会网络与劳动力迁移的文献指出网络能起到传帮带的潜在作用，或者互担风险为劳动力流动提供保障，或扩大迁移成本的融资渠道等^③。那么，宗族网络成员间的共享资源或工作信息，减少工作搜寻成本。同一宗族网络中的 HP 农户可为 LP 农户提供转移支付或共担风险，为 LP 农户的劳动力流动提供保障。于是在此可以假设，类似于 HP 农户，LP 农户不再受流动性约束的限制^④。如果假设 1 继续成立，对 LP 农户而言，外出打工率的增加将会提升家庭收入，此时 LP 农户会全部外出打工，那么新的最优的外出打工率 \underline{m}_i^* 将增加为 1，相应地新的均衡收入和财富的动态变化过程分

别为：

$$\underline{y}'_t = w - c = \underline{y}' \quad (3.5)$$

$$\underline{b}'_{t+1} = \sigma(\underline{y}' + \underline{b}'_t) - \alpha x_0 \quad (3.6)$$

此时,HP农户仍然不受到流动性约束的限制,均衡外出打工率和财富的动态变化过程与不存在宗族网络的情形相同。因此,存在宗族网络的经济中,两类农户的财富变化过程变为：

$$\underline{b}'_{t+1} = \sigma(\underline{y}' + \underline{b}'_t) - \alpha x_0 \quad (3.7a)$$

$$\bar{b}'_{t+1} = \sigma(\bar{y}' + \bar{b}'_t) - \alpha x_0 \quad (3.7b)$$

给定 $\sigma < 1$ 及两类农户初始财富水平,两类农户的财富水平会最终向新的稳态点E收敛,如图3所示。其中,宗族网络主要为LP农户提供便利,提高其外出打工率,使其均衡收入增加为 $\underline{y}' = w - c$,如图4所示,从而使得稳态时的财富水平增加为 $\underline{b}'_{ss} = \sigma(\underline{y}' - x_0)/(1 - \sigma)$ 。在新的稳态下,HP和LP两类农户的外出打工率之比和财富之比均低于不存在宗族网络时的情形,如(3.8)式和(3.9)式。

$$\tilde{\gamma}_{ss}^w = \frac{\bar{b}'_{ss}}{\underline{b}'_{ss}} = \frac{\sigma(\bar{y}' - x_0)/(1 - \sigma)}{\sigma(\underline{y}' - x_0)/(1 - \sigma)} = \frac{\bar{y}' - x_0}{\underline{y}' - x_0} < \gamma_{ss}^w \quad (3.8)$$

$$\tilde{\gamma}_{ss}^m = \frac{\bar{m}'_{ss}}{m'_{ss}} = \frac{-\bar{A} + 1 + w - c}{1} = -\bar{A} + 1 + w - c < \gamma_{ss}^m \quad (3.9)$$

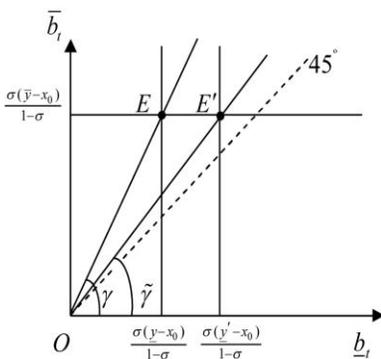


图3 存在宗族网络的经济财富的动态变化相图

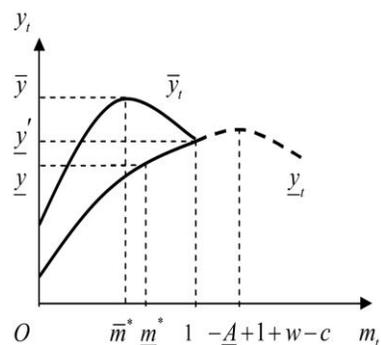


图4 两类农户外出打工率与收入的关系图

这里可以得到如下推论。

推论：如果假设1和假设2成立,则(a)相对于不存在宗族网络的情形,HP和LP农户之间的财富或收入的分配差距在有宗族网络的村庄中更低,即 $\tilde{\gamma}_{ss}^w < \gamma_{ss}^w$; (b)宗族网络能增加农户外出打工的可能性,并且这种作用对LP农户更加明显,即 $m'_{ss} > m_{ss}$ 和 $\tilde{\gamma}_{ss}^m < \gamma_{ss}^m$ 。

四、数据及描述统计

(一)数据

本文数据来源于两方面,一是农业部农村经济研究中心的固定观察点调查,二是在此基础上北京大学中国经济研究中心在2006年和2011年进行的两次回溯性村庄选举调查。前者为我们提供了1986~2008年全国11个省77个村庄8493户家庭的详细数据^⑤。前者包括家庭人口结构、收入来源、就业信息、外出打工经历及打工收入等家庭数据,以及村庄的土地面积、人口规模、收入状况、就业及外出打工人员情况等村庄层面的数据。值得说明的是,每个村庄每年平均有100户家庭被调查,因此这里可以方便计算出村庄农户可支配收入的基尼系数。后者则提供了村庄姓氏结构及宗族的详细信息,如村庄中的姓氏数目,前四大姓氏的人口数在村庄中所占比重,祠堂和(或)家谱在各姓氏中的存在情况,以及祠堂修建或重修的年份等。实证分析中的所有家庭信息及大部分村庄数据均来自于

固定观察点调查,只有宗族网络的相关数据来源于回溯性的村庄选举调查。另外,样本的11个省分别是:广东省、福建省、浙江省、江西省、湖北省、湖南省、河南省、山西省、吉林省、四川省和甘肃省。这些省份分布于中国的西北部、中部和东部,各省的经济发达程度及村庄农户的富裕程度各不相同,其中相对较穷的省份是山西省和甘肃省,较富的省份是浙江省和广东省。此外,这些省份在人口规模和结构、社会结构及其他经济条件等方面也存在较大差异,这为研究中国农村的收入分配提供了一个比较好的样本。

(二)宗族网络与收入分配

本文的关键变量是宗族网络和收入分配。现有研究对于宗族网络度量的指标主要集中于姓氏宗族的人口规模,这在Peng(2004)、Chen和Huhe(2010)等采用姓氏宗族的人口占比的研究中有所体现。然而,规模仅从数量上刻画了宗族网络的大小,却未必能反映网络内部成员间关系的亲疏远近或凝聚力的强弱。Freedman(2004)指出姓氏人口比例高的宗族在形式上可能会比较松散,组织起来也有一定的难度。Huang(1998)、Karlan等(2009)也发现网络的组织性(或凝聚力)在内部成员的互

惠互利行为中发挥的作用更为明显。因此,除宗族网络规模外,从网络强度这一维度刻画宗族的组织性或凝聚力显得尤为重要。文献中常用农村亲属间的礼金往来间接度量农村社会网络的强度(章元、陆铭,2009;杨汝岱等,2011),这难免会产生内生性问题。因为礼金往来数目可能依赖于家庭的富裕程度、或性格特征等不可测的因素,而并非仅取决于亲属间关系的强弱(马光荣等,2011)。此外,礼金往来,贫困救助等家庭活动可能是村民自发的相互帮助的行为,并非完全是以血缘关系为基础的。不过,与本文相关,少有研究以宗族是否有祠堂(或家谱)或是否存在正式的宗族组织等来度量宗族网络的强度(孙秀林,2011;彭玉生,2009;郭云南等,2013)。

在农村,祠堂最初的功能是祭祀祖先,而后与祠堂伴随产生组织——祠堂会,成为了宗族内最有力、功能最多的组织,兼有经济、政治、社交等功能的综合单位(林耀华,1936)。因此,祠堂在中国农村社会中的作用不言而喻,也必然成为宗族内部控制的组织机构。类似的,家谱是血缘关系的一种相对正式的体现。按照Freedman(2004)的说法,血统和家谱是使宗族合理化的手段。家谱虽然可能存在伪造的成份,并且常常混淆了历史事实,但家谱的存在表明宗族是有组织的。Tsai(2007)也指出,祠堂的建立或家谱的修订往往伴随着宗族的集体仪式或活动(如崇拜祖先的仪式,平息纷争的宗族长老会议等),加强相互间的凝聚力或责任意识,也就是说,祠堂或家谱可以为宗族内部成员的交流与协作提供一个基础和可能性,使得他们更便利地去使用网络。国内学者阮荣平和郑风田(2012)、郭云南和姚洋(2013)等也有类似观点,祠堂(或家谱)的有无一定程度上可以用来反映宗族的组织性或凝聚力的强弱^⑥。

本文考虑进行村庄之间收入分配的比较,于是采用村庄是否有祠堂或家谱来度量村庄层面的宗族网络。也就是说,以没有祠堂或家谱的村庄为对照组,确定宗族网络对村庄收入

分配的影响。幸运的是,中国经济研究中心在2006年的村庄选举调查涉及目前几个姓氏有祠堂?、目前几个姓氏修了家谱?等问题,因此,我们可以将村庄是否有祠堂或家谱定义为村庄中是否有姓氏有祠堂或家谱。另外,我们还可依据村庄中有祠堂或家谱的姓氏数占村庄总姓氏数的比率来定义变量——村庄有祠堂或家谱的姓氏所占比率,用以反映村庄宗族网络的密度大小。

从表1可以看出,样本中46个村庄有祠堂或家谱^⑦,约占村庄总数的60%。村庄有祠堂或家谱的姓氏占村庄总姓氏数的比例平均为22.2%。图5更

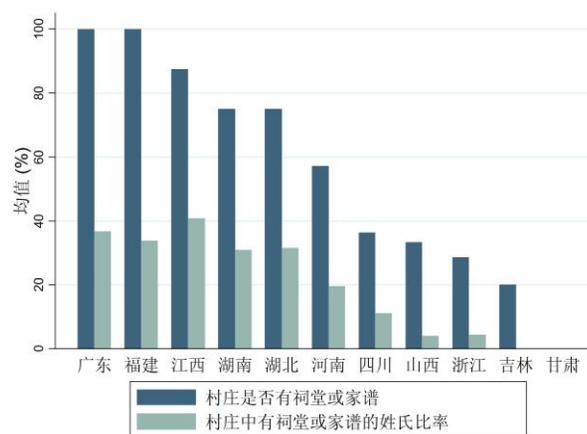


图5 中国11个省77个村宗族网络的分布情况

表1 变量的描述统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
村庄变量(77个村庄1986~2008年):					
Net_D	村庄是否有祠堂或家谱?是=1,否=0	0.593	0.491	0	1
Net_S	村庄有祠堂或家谱的姓氏占村庄总姓氏数的比率	0.222	0.286	0	1
TotaGini	村庄农户可支配收入的基尼系数	0.286	0.084	0.106	0.654
IncSha10	村庄中前10%人口比例的收入份额(%)	3.823	1.225	0	7.681
IncSha20	村庄中前10%~20%人口比例的收入份额(%)	5.361	1.170	0.288	8.178
IncSha30	村庄中前20%~30%人口比例的收入份额(%)	6.357	1.122	1.517	8.744
IncSha40	村庄中前30%~40%人口比例的收入份额(%)	7.241	1.050	2.017	9.401
Totalnc	村庄人均可支配收入(万元)	0.302	0.242	0	1.955
PopSize	村庄人口规模的对数	7.258	0.623	5.46	8.723
LabSha	村庄劳动力人口占总人口的比重	0.529	0.096	0.197	0.841
UnemRat	失业率,闲置劳动力占村庄总劳动力的比值	0.137	0.137	0	0.925
LandLab	村庄劳均土地面积(亩)	11.313	18.020	0.06	125.83
Educ	村庄户均教育水平(年)	3.566	2.530	0	15
MigSha	村庄外出打工的人口比例,为外出打工人数占总人口规模的比值	0.203	0.178	0	0.964
CV_HPpopSize	村庄中家庭人口规模的方差	2.167	1.041	0.081	8.256
CV_HEduc	村庄中家庭户主受教育年限的方差	2.518	3.282	0	16.436
CV_HLand	村庄中家庭人均土地持有量的方差	28.149	172.517	0	3649.9
家庭变量(8493个家庭1986~2008年):					
Mig	家庭是否外出打工?是=1,否=0	0.472	0.499	0	1
LagHRurInc	家庭人均当地经营收入滞后一期值(万元)	0.262	0.538	0	36.678
HPopSize	家庭人口规模的对数	1.406	0.412	0	2.565
DepRat	人口抚养比,即15岁及以下和60岁及以上人口数与家庭劳动力数的比值的对数	0.457	0.490	0	2.485
HEduc	家庭户主受教育年限	3.374	2.353	0	15
HLand	家庭人均土地面积(亩)	5.513	8.173	0	608

详细地提供了宗族网络在各省的分布情况。其中,第1列表示各省有祠堂或家谱的村庄比例,第2列反映村庄有祠堂或家谱的姓氏所占比率的省平均值。我们发现,在福建、江西、广东等中国东南部省份的村庄中,祠堂或家谱相对发达,几乎全部村庄都有祠堂或家谱,且村庄中有祠堂或家谱的姓氏比率也达到40%。相比之下,祠堂或家谱在西部或北部省份比较少见,如四川省、山西省和吉林省等。这些发现与Freedman(2004)关于宗族组织在东南部省份更加发达的结论一致。

本文采用农户可支配收入的基尼系数作为村庄内部收入分配的度量。样本中包含了家庭及村庄的总收入、当地经营收入、当地工资收入、外出打工收入等收入变量^⑧,且每个村庄每年平均有100户家庭被调查,于是可以方便计算出基尼系数。理论模型推论(a)给出,宗族网络能降低农村内部的收入差距,那么实际数据是否支持这一论断?为此,我们将77个村庄样本按照是否存在宗族网络(祠堂或家谱)划分为两组,并分别计算了两组村庄农户可支配收入的洛伦兹曲线和基尼系数。基尼系数给出了收入差距的总体情况,而从洛伦兹曲线的变化则可以看出不同收入组的收入水平对宗族网络的反应情况。从表2看出,对于有祠堂或家谱的村庄,其农户可支配收入的基尼系数为0.280,而没有祠堂或家谱的村庄的基尼系数为0.295,它比前一个基尼系数高出1.5个百分点。也就是说,相比没有祠堂或家谱的村庄,有祠堂或家谱的村庄内部农户可支配收入的基尼系数下降了1.5个百分点,这

意味着宗族网络是有助于缩小农村内部收入差距的。表2中10等分组的洛伦兹曲线的变化对以上结论也给予了支持。从第1等分组到第7等分组,由于宗族网络的影响,每组收入在总收入中的份额都显著提高,平均增加0.17个百分点。值得指出的是,相对低收入组而言,高收入组(如第8组及以上)从宗族网络中的获益较少甚至为负,这可能是与我们的理论模型中关于宗族网络主要是帮助低生产力农户外出打工而增加非农收入的推论(b)相一致的。

表2后3列进一步描述了两组村庄中每一等分组获得的外出打工收入占其总收入的比重的变化。结果发现,除最高收入组外,宗族网络会提高其他等分组的外出打工收入在总收入中的占比。更为重要的是,宗族网络对外出打工收入占比的影响在低收入组(第1组到第7组)是逐渐上升的,而后在高收入组(第8组到第9组)有所下降,直到最高收入组(第10组)不再显著。这一点不难理解,高收入农户往往因为劳动力流动的机会成本过高而不愿外流,低收入农户由于不能支付必要的迁移成本以及难以承受流动的风险而具有低流动现象(李实,1999),而宗族网络正好弥补了后者的这些缺陷(Zhao,2003;郭云南、姚洋,2013)。这些经验事实表明,宗族网络主要通过帮助低收入组农户外出打工而增加非农收入,从而缓解村庄收入差距的扩大(推论(b))。接下来第五部分将主要给出理论模型两点推论的实证结果。其余变量如表1所示。

此外,图6比较了按是否存在宗族网络划分的

两组村庄的基尼系数随时间的变化趋势。结果发现,两组村庄的基尼系数起初以相近的速度增长,直到1993年以后,有祠堂或家谱的村庄增速有所减缓,而没有祠堂或家谱的村庄反而以更迅猛的速度增长。如果将样本分割为1993年前后两段,两组村庄的基尼系数差异在前一时间段不明显(相差0.4个百分点,t值为0.67),而在后一时间段,相比于没有祠堂或家谱的村庄,有祠堂或家谱的村庄可支配收入的基尼系数显著下降了2.4个百分点(t值为4.47)。这说明随着

表2 宗族网络的收入分配效应:洛伦兹曲线和基尼系数

	有祠堂或家谱的村庄中农户可支配收入的份额(%)	无祠堂家谱的村庄中农户可支配收入的份额(%)	差额(%)	有祠堂或家谱村庄中农户外出打工收入占总收入的比重(%)	无祠堂或家谱村庄中农户外出打工收入占总收入的比重(%)	差额(%)
第1组	3.909	3.697	0.212 (3.37***)	12.65	11.30	1.35 (3.17***)
第2组	5.441	5.245	0.196 (3.25***)	13.67	12.74	0.93 (2.21**)
第3组	6.435	6.242	0.193 (3.36***)	15.79	13.83	1.96 (4.24***)
第4组	7.321	7.124	0.197 (3.66***)	17.54	14.59	2.95 (6.19***)
第5组	8.154	7.969	0.185 (3.57***)	20.72	16.81	3.91 (7.48***)
第6组	9.214	9.071	0.143 (2.94***)	23.63	17.74	5.89 (10.70***)
第7组	10.368	10.290	0.078 (1.66*)	27.78	21.25	6.53 (11.01***)
第8组	11.886	11.934	-0.048 (-0.93)	29.63	24.65	4.98 (8.01***)
第9组	14.408	14.672	-0.264 (-3.20)	31.81	26.32	5.49 (8.50***)
第10组	22.864	23.754	-0.890 (-2.866)	29.28	28.52	0.76 (1.17)
基尼系数	0.280	0.295	-0.015 (-3.40)***			

注:等分组是根据农户收入从低到高进行划分的。括号内为t值,***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。

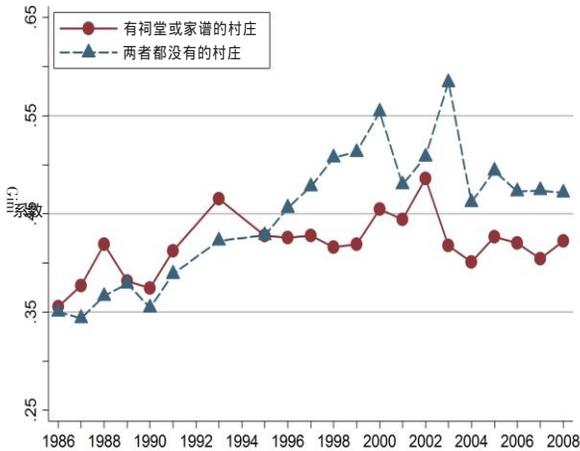


图6 两组村庄间基尼系数变化趋势的比较

时间的增长,宗族网络在降低收入差距中所发挥的作用将越来越大。这可能与1992年邓小平南巡事件息息相关。此后,中国的改革开放进入一个新的时代,特别是南方经济特区的成立及沿海城市工业的兴起,吸引着大量农民向沿海的迁移,农民外出打工也逐步拉开了序幕。宗族网络作为一种非正式制度并非阻碍而是促进了农民增收的机会,可以说一定程度上与正式制度起到互补作用。第六部分将进一步讨论宗族网络影响收入分配的时间异质性。

五、实证结果

(一)宗族网络对收入分配的影响

从推论(a)可知,给定生产力的相关假设,宗族网络有助于降低村庄内部的收入分配差距。为检验宗族网络对收入分配的影响,在此使用如下方程:

$$TotaGini_{it} = \beta Net_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_v + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

其中 p 代表村庄, t 代表年份。 $TotaGini_{it}$ 表示村庄 v 在 t 年农户可支配收入的基尼系数; Net_{it} 代表宗族网络变量; X_{it} 为一系列可能影响收入分配的控制变量,包括村庄总收入及其平方项、人口规模、户均教育水平、失业率、劳均土地面积,以及家庭层面的3个方差(人口规模、户主受教育年限、人均土地面积); α_v 代表村庄 v 不随时间变化的特征,如村庄地理特征、文化因素、历史背景等; λ_t 表示年份的虚拟变量。文献中已有研究,村庄总收入及其平方项用以刻画库茨涅茨曲线,人口数量、教育水平、土地规模等村庄规模变量可能会影响收入来源的差异性

(赵耀辉,1997;李实,1999),另外,3个家庭层面的方差变量表示收入结构在村庄内部的异质性(Shen and Yao,2008)。表2以及图6显示有祠堂或家谱的村庄表现为更为均等的收入分配,如果将没有祠堂或家谱的村庄作为对照组,推论(a)显示宗族网络变量的系数应该为负(即 $\beta < 0$)。值得说明的是,宗族网络变量来自于2006年回溯性的村庄选举调查,并不随时间发生变化,于是我们先给出不包括村庄固定效应的OLS估计结果,然后再考虑宗族网络变量因遗漏变量产生的内生性问题。

表3报告了方程(5.1)的OLS参数估计值。前两列为宗族网络变量为村庄是否有祠堂或家谱时的估计结果,后两列为宗族网络变量为村庄有祠堂或家谱的姓氏所占比率时的结果,第2列和第4列额外控制了村庄总收入及其平方项、人口规模、户均教育水平、失业率、劳均土地面积等村庄社会经济变量和年份的虚拟变量。结果发现,这4列中宗族网络对收入分配差距的影响都在1%的水平上显著为负,说明宗族网络的存在或其密度的增加,

表3 宗族网络对收入分配的影响

解释变量	被解释变量: $TotaGini$			
	OLS (1)	OLS (2)	OLS (3)	OLS (4)
Net_D	-0.0146*** [0.004]	-0.0207*** [0.005]		
Net_S			-0.0441*** [0.006]	-0.0477*** [0.007]
$TotalInc$		0.1477*** [0.029]		0.1451*** [0.029]
$TotalInc^2$		-0.0155 [0.020]		-0.0195 [0.019]
$Popsiz$		-0.0065* [0.004]		-0.0098*** [0.003]
$Educ$		-0.0021* [0.001]		-0.0021* [0.001]
$UnemRat$		-0.0063 [0.018]		-0.0102 [0.018]
$LandLab$		0.0011*** [0.000]		0.0011*** [0.000]
$LandLab^2$		-0.0000* [0.000]		-0.0000* [0.000]
$CV_HPopsiz$		0.0096*** [0.002]		0.0105*** [0.002]
CV_HEduc		0.0042** [0.002]		0.0051*** [0.002]
CV_Hland		0.0001** [0.000]		0.0001** [0.000]
常数项	0.2949*** [0.004]	0.2435*** [0.034]	0.2960*** [0.003]	0.2630*** [0.033]
年份虚拟变量	否	是	否	是
R^2	0.007	0.201	0.023	0.213
样本量	1572	1405	1572	1405

注:括号内为稳健性标准差,***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。是代表控制,否代表没有控制。以下各表同。

村庄收入分配差距将更低。其他条件不变时,相对于没有祠堂或家谱的村庄,农户可支配收入的基尼系数在有祠堂或家谱的村庄中下降了0.021,即下降平均值0.286的7.3%。村庄中有祠堂或家谱的姓氏所占比例提高一倍,农户可支配收入的基尼系数将下降0.011(0.0477×0.222),即下降平均值的3.8%。

其他控制变量的回归系数,也比较符合直觉。村庄人均收入与收入分配间成倒U型关系,即随着收入水平的提高,收入分配差距扩大,当到达某一收入水平时,收入增加将缩小收入差距。人口规模小的村庄,提供公共品或收入再分配等问题比较容易协调,会缩小收入分配差距。村庄的平均教育水平高,增加了村民获取非农收入的机会,有助于减缓收入差距的扩大。劳均土地面积大的村庄,增加了农业收入,类似于总收入与收入分配的倒U型关系,当土地面积增加到一定水平时,对村庄的收入差距的扩大有显著负的作用。村庄内部农户之间的人口规模、土地面积、教育水平的差异性越大,村庄的收入差距会更大。

上述回归中,两个宗族网络变量 Net_D 村庄是否有祠堂或家谱以及 Net_S 村庄中有祠堂或家谱的姓氏比率,可能因遗漏变量而出现内生性问题。一种可能是,较富裕或消费水平偏高的村庄会更有实力修建祠堂或修订家谱(这些经济因素可以控制);另一种可能是,祠堂或家谱往往与村庄的历史背景或文化因素相关,而这种不可观测的村庄特征在增加收入及改善收入分配状况上也发挥着重要作用(遗漏变量问题)。此时内生性会造成方程(5.1)中的 β 的估计偏误。

为解决潜在的内生性问题,在2011年回溯性的村庄选举调查问卷中,我们补充了上述77个村庄前四大姓氏的祠堂修建及重修年份。表4列出了278个姓氏及其所在村庄修建或重修祠堂的

表4 77个村庄(278个姓氏)祠堂修建或重修分布情况

修建年份	重修年份				没有重修
	总计	≤1986	1986~2008	>2008	
≤1978	14 (21)	0 (0)	8 (12)	0 (1)	6 (8)
1978~1986	2 (3)	0 (0)	2 (2)	0 (0)	0 (1)
1986~2008	9 (17)	0 (0)	2 (3)	2 (2)	5 (12)
总计	25 (41)	0 (0)	12 (17)	2 (3)	11 (21)

注:括号外数值为村庄的情形,括号内数值为姓氏的情形。

分布状况。可以发现:第一,278个姓氏中,修建祠堂的姓氏有41个,其中在1986年以前修建的有24个,其余17个修建于1986~2008年(本文样本的年份跨度);第二,77个村庄中,有祠堂的村庄有25个,其中14个村庄的祠堂出现在1978年以前,2个开始于1978~1986年之间,剩余9个村庄的祠堂在1986~2008年之间才开始出现的。村庄中的祠堂绝大多数来源于村庄中的最大姓;第三,祠堂被重修于1986~2008年的村庄或姓氏接近45%,祠堂没有被重修的村庄或姓氏接近50%。在此,我们可以考虑三类子样本重复(5.1)式的回归:第一,仅包括1978年前修建祠堂的村庄和没有祠堂的村庄(简称为1978年前修建祠堂子样本);第二,仅包括1986年前修建祠堂的村庄和没有祠堂的村庄(简称为1986年前修建祠堂子样本);第三,仅包括1986~2008年间修建祠堂的村庄和没有祠堂的村庄(简称为1986~2008年间修建祠堂子样本),同时控制村庄固定效应。

为缓解经济因素的影响,我们使用前两类子样本,并定义一个二值虚拟变量 AH ,若村庄有祠堂时为1,其他情况下为0。此时,村庄是否有祠堂是在1978年前(改革开放年份)或1986年前(本文样本的初始年份)就确定的,不会与影响样本期内的村庄收入及分配的经济因素相关,因此其外生性是可靠的。我们将村庄是否有祠堂作为宗族网络的代理变量,重复了方程(5.1)的回归,结果见表5前两列。第1列为使用1978年前修建祠堂子样本的估计结果,第2列为1986年前修建祠堂子样本的估计结果。结果发现,在这两种情况下, β 的估计值仍然是显著为负的,且与表3中村庄是否有祠堂或家谱的系数 β 的估计值基本相当。其他条件相同时,相比于没有祠堂的村庄,有祠堂的村庄可支配收入的基尼系数将降低0.013~0.015,即下降平均值的4.5%~5.2%。这意味着,在排除了影响祠堂修建的经济因素,也适当控制代表村庄经济发展水平的变量,如村庄人均总收入、教育水平、土地面积等,宗族网络对村庄收入分配的影响仍然是稳健的。

为解决因不可观测的村庄特征带来的遗漏变量问题,我们使用1986~2008年间修建祠堂子样本。在此,以1986~2008年间有祠堂的村庄作为对照组,没有祠堂的村庄作为控制组,定义虚拟变量 $AjiBld$ 在修建祠堂的年份以后都等于1,其他情况下等于0,并

表5 宗族网络对收入分配的影响(内生性调整后)

解释变量 :	被解释变量 : <i>TotaGini</i>			
	1978年前修建祠堂的村庄子样本	1986年前修建祠堂的村庄子样本	1986~2008年间修建祠堂子样本	
	OLS	OLS	FE	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AH</i>	-0.0148*** [0.005]	-0.0125** [0.006]		
<i>AftBld</i>			-0.0257*** [0.009]	-0.0181* [0.010]
<i>Totalnc</i>	0.1612*** [0.032]	0.1566*** [0.033]		-0.0283 [0.043]
<i>Totalnc</i> ²	-0.0168 [0.020]	-0.0162 [0.020]		0.0414* [0.025]
<i>Popsiz</i>	-0.0037 [0.004]	-0.0099** [0.004]		0.0011 [0.017]
<i>Educ</i>	-0.0020 [0.001]	-0.0018 [0.001]		-0.0012 [0.001]
<i>UnemRat</i>	0.0216 [0.018]	0.0220 [0.018]		-0.0355* [0.019]
<i>LandLab</i>	0.0009** [0.000]	0.0008** [0.000]		0.0068*** [0.002]
<i>LandLab</i> ²	-0.0000 [0.000]	-0.0000 [0.000]		-0.0001*** [0.000]
<i>CV_HPopsiz</i>	0.0072*** [0.002]	0.0125*** [0.002]		0.0146*** [0.003]
<i>CV_HEduc</i>	0.0032* [0.002]	0.0031 [0.002]		0.0035** [0.002]
<i>CV_Hland</i>	0.0001** [0.000]	0.0001** [0.000]		-0.0000 [0.000]
常数项	0.2168*** [0.039]	0.2772*** [0.034]	0.3514*** [0.019]	0.0510 [0.148]
年份的虚拟变量	是	是	是	是
村庄的固定效应	否	否	是	是
R ²	0.188	0.199	0.543	0.564
样本量	1241	1200	1245	1063

将该变量替代方程(5.1)中的宗族网络变量,同时控制村庄的固定效应,对方程(5.1)进行固定效应估计。结果如表5后两列。第3列没有控制村庄总收入及其平方项、人口规模、户均教育水平、失业率、劳均土地面积等村庄经济特征变量,第4列控制了村庄的这些经济特征变量。结果发现 β 估计值都是显著为负的,且大小接近于表5前两列中村庄是否有祠堂的系数估计值,以及表3中前两列使用全样本的 β 系数估计值。这意味着,相比没有祠堂之前,村庄内部农户可支配收入的基尼系数在有祠堂后下降了。这个发现有助于我们理解祠堂与文化因素之间的关系,在排除了不可观测的村庄特征(如与祠堂修建相关的文化因素等),宗族网络对村庄收入分配的影响仍然是稳健为负的,从而有助于消除祠堂是由于村庄的文化特征而对村庄收入分配发挥作用的疑虑。

需要说明的是,我们使用1986~2008年间修建祠堂子样本可以有效控制村庄的固定效应,从而排除不可观测的村庄特征对宗族网络作用的影响,然而这又会产生另外一个问题,即在1986~2008年间祠堂的修建难免会与经济因素相

关。为此,我们额外控制了可观测的村庄经济因素,如村庄总收入及其平方项、人口规模、户均教育水平、失业率、劳均土地面积等变量。结果发现,相比表5第3列的估计系数,当第4列额外控制了村庄的经济特征变量后, β 估计值的幅度有所下降但仍是显著为负的。这些结果意味着,在控制了村庄的固定效应,如与祠堂修建相关的文化特征等,以及适当排除了与祠堂修建相关的经济特征等因素,宗族网络对缓解村庄收入差距的扩大的积极作用是稳健的。

(二)宗族网络对低收入组的收入份额的影响

上述实证结果显示,宗族网络有助于缓解村庄可支配收入的基尼系数的扩大。基尼系数只是给出了收入差距的总体情况,而洛伦兹曲线的变化则可以看出来不同收入组的收入份额对宗族网络的反应情况。为此,我们进一步验证宗族网络是否增加各等分组的收入在总收入中的份额,以及对各组影响程度的差异。这里按照农户可支配收入从低到高划分为10等分组,主要考察了宗族网络对前4个收入组的收入份额的影响。类似于方程(5.1),我们将被解释变量替换为每一等分组收入在总收入中的份额(%),对其进行简单的OLS回归。为使结果更加稳健,我们也考虑了宗族网络变量潜在的内生性问题。类似前文处理方法,为消除经济因素引起的内生性问题,本文使用1978年(或1986年)前修建祠堂子样本,定义宗族网络变量为村庄是否有祠堂的虚拟变量,重复方程(5.1)的回归。另外,使用1986~2008年间修建祠堂子样本,将宗族网络变量定义为若村庄有祠堂后为1的虚拟变量,同时控制村庄可观察的经济特征变量以及村庄的固定效应,对方程(5.1)进行固定效应估计,以期解决因村庄不可观测的固定特征所导致的内生性问题。

回归结果如表6所示。第1列为宗族网络为村庄是否有祠堂或家谱的虚拟变量的估计结果,第2列为宗族网络变量为村庄中有祠堂或家谱的姓氏比率。我们发现,当使用全样本进行OLS估计时,两个宗族网络变量 Net_D 和 Net_S 在每一等分组中都在1%的水平下显著为正,宗族网络对低收入群组的收入份额有明显的正向作用。从经济意义上看,以没有祠堂或家谱的村庄作为对照组,前四等分组的收入份额在有祠堂或家谱

表6 宗族网络对低收入组的收入份额的影响

	Net_D	Net_S
前10%:		
全样本	0.2718*** [0.067]	0.7597*** [0.100]
1978年前修建祠堂 子样本	0.1298 [0.084]	
1986年前修建祠堂 子样本	0.1853** [0.080]	
1986~2008年间修建祠堂 子样本	0.2586* [0.153]	
10%~20%:		
全样本	0.2635*** [0.063]	0.6991*** [0.094]
1978年前修建祠堂 子样本	0.1612** [0.081]	
1986年前修建祠堂 子样本	0.2055*** [0.077]	
1986~2008年间修建祠堂 子样本	0.0778 [0.150]	
20%~30%:		
全样本	0.2556*** [0.061]	0.6489*** [0.090]
1978年前修建祠堂 子样本	0.1085 [0.076]	
1986年前修建祠堂 子样本	0.1355* [0.072]	
1986~2008年间修建祠堂 子样本	0.2307* [0.138]	
30%~40%:		
全样本	0.2442*** [0.057]	0.5577*** [0.085]
1978年前修建祠堂 子样本	0.1514** [0.072]	
1986年前修建祠堂 子样本	0.1730** [0.069]	
1986~2008年间修建祠堂 子样本	0.1794 [0.130]	

注:被解释变量为各低收入群组的收入份额。我们将收入份额替换方程(5.1)中的基尼系数,使用3种样本,对方程(5.1)进行重新估计。第1列为上述估计结果的样本,第2、3列为宗族网络变量(关键解释变量)。控制变量包括村庄总收入及其平方项、人口规模、村庄户均教育水平、失业率、劳均土地面积及其平方项,以及家庭层面的3个方差(人口规模、户主受教育年限、人均土地面积)。限于篇幅,没有报告。括号内为稳健性标准差,***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平下显著。

的村庄中将分别高出0.27、0.26、0.26以及0.24个百分点,或各组收入份额平均值的7.1%、4.9%、4.0%以及3.4%。同时,村庄中有祠堂或家谱的姓氏比率提高一倍,每一组收入份额将分别提高其平均值的4.4%、2.9%、2.3%以及1.7%。值得指出的是,从第1等分组到第4等分组,宗族网络对各收入组收入份额的影响在逐渐减弱。当考虑宗族网络的内生性而采用3个子样本进行估计时,宗族网络变量 Net_D 的系数均为正数,略微低于没有考虑内生性的系数估计值,相对来说系数的显著性程度也略有下降。其中,由1986年(或1978年)前修建祠堂子样本得到的宗族网络变量的系数估计值基本上都显著为正,由1986~2008年间修建祠堂子样本得到的估计值在第1等分组和第3等分组显著。更为重要的是,类似采用全样本进行估计得到的宗族网络对各低收入组的收入份额的影响,第1组到第4组农户从宗族网络中获益逐步降低。换言之,宗族网络主要是通过提高低生产力农户增收的机会,从而有助于缩小村庄内部的收入分配差距的。

(三)宗族网络对农户外出打工的影响

前文实证结果表明,宗族网络对缓解村庄内部的收入差距的扩大具有显著的正向作用。也就是说,以没有祠堂或家谱的村庄作为对照组,农户可支配收入的基尼系数在有祠堂或家谱的村庄中将更低。洛伦兹曲线的变化也反映出低收入群农户从宗族网络中获益相对较多。那么,宗族网络效应的可能解释是什么?如我们的理论模型所指出,宗族网络在促进农村劳动力流动中发挥着重要的作用,并且这种作用主要体现在帮助低生产力农户外出打工。也就是说,相比没有祠堂或家谱的村庄,有祠堂或家谱的村庄的农户更可能外出打工,且这种可能性对低生产力农户更大(推论(b))。我们建立以下家庭层面的线性概率模型来检验此推论:

$$Mig_{it} = \beta_1 Net_v + \beta_2 Net_v \times HRurInc_{it-1} + \gamma Z_{it} + \alpha_v + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5.2)$$

其中 i 代表家庭, v 代表村庄, t 代表年份。 $Mig_{it}=1$ 表示家庭中有成员外出打工^⑨,否则 $Mig_{it}=0$; Net_v 刻画村庄层面的两个宗族网络变量 Net_D 和 Net_S ; $HRurInc_{it-1}$ 代表家庭当地收入的滞后一期值,可被计算为排除家庭外出打工收入的家庭人均净收入^⑩,用于刻画家家庭当地的生产能力。 Z_{it} 是一系列可能影响家庭外出打工决策的一些因素,包括家庭当地收入的滞后一期值、人口规模、人口抚养比、户主受教育年限、人均土地面积等家庭特征变量,以及刻画村庄特征的一些因素,如村庄人均总收入、劳动力占比、户均教育水平、失业率、村庄前一年外出打工的人口比例^⑪、村庄在县(市)经济发达程度的哑变量等。 α_v 刻画了不随时间变化的村庄特征,包括村庄地理因素、历史背景、文化特征等^⑫; λ_t 代表年份的虚拟变量。可以预

期,如果宗族网络能提供迁入地非农就业信息或机会降低迁移成本以及共担流动风险等,则家庭更可能外出打工($\beta_1 > 0$)。对于受个人初始能力或财富限制的家庭而言,这种可能性将更高,即宗族网络变量与家庭当地生产能力变量的交互项系数为负($\beta_2 < 0$)。类似方程(5.1),宗族网络变量来自于2006年村庄选举调查,我们先给出不包括村庄固定效应 α_v 的OLS估计结果,然后再考虑宗族网络变量的内生性问题。

表7报告了方程(5.2)的OLS回归结果。其中,前3列给出了宗族网络为村庄是否有祠堂或家谱的估计结果,后3列为宗族网络为村庄有祠堂或家谱的姓氏所占比率的相应结果。其中,第1、4列只控制了家庭特征变量,第2、5列额外控制了村庄特征变量,第3、6列进一步报告了宗族网络与家庭当地生产能力变量的交互项系数。总体上,与前文

理论模型一致, β_1 的估计值都在1%的水平上显著为正,这说明具有宗族网络的村庄或其宗族网络密度越大,农户外出打工的概率就越高。相对于没有祠堂或家谱的村庄,有祠堂或家谱的村庄外出打工的概率将高出2.9个百分点(或外出打工率平均值0.472的6.2%)。村庄中有祠堂或家谱的姓氏所占比率提高一倍,农户外出打工的概率将提高1.1个百分点,即从平均的47.2%提高到48.3%。 β_2 的估计值显著为负,说明相对于村庄中高生产力农户,宗族网络对低生产力农户外出打工可能性的影响更大。

其他解释变量的系数,也与直觉相符合。农户外出打工的概率会随其当地生产能力的增加而下降。人口规模大的农户,更倾向于外出打工。人口抚养比高,增加了家庭的负担,会限制外出打工的

可能性。土地面积多,农户更多投入于农业生产,对外出打工有显著负的作用。村庄前一年外出打工的人数多,借助地缘或外出就业信息的关系,对农户当期的外出打工有显著正的作用。经济较发达或受教育程度高的村庄,农户往往因为劳动力流动的机会成本过高而不愿外流。劳动力人口及闲置人口较多的村庄,会提高农户外出打工的可能性。往往经济发达程度居所在县(市)最高和最低水平的村庄的劳动力都具有低度流动性的现象。

类似于前文宗族网络对村庄收入分配作用的检验,为使结果更加稳健,我们也考虑了村庄是否有祠堂或家谱因遗漏变量而产生的内生性问题。如祠堂的修建或家谱的修订依赖于一定的社会经济条件或村庄的历史背景、文化特征等因素,而这些经济或文化因素也可能影响着家庭劳动力流动的决策。如果这种内生性存在,上述的OLS估计方

表7 宗族网络对农户外出打工的影响

解释变量	被解释变量: Mig					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Net_D</i>	0.0089** [0.004]	0.0212*** [0.004]	0.0443*** [0.005]			
<i>Net_D</i> × <i>LagHRurInc</i>			-0.0923*** [0.014]			
<i>Net_S</i>				0.0556*** [0.006]	0.0546*** [0.006]	0.1160*** [0.010]
<i>Net_S</i> × <i>LagHRurInc</i>						-0.2811*** [0.040]
<i>LagHRurInc</i>	-0.0953*** [0.009]	-0.0893*** [0.010]	-0.0571*** [0.009]	-0.0942*** [0.009]	-0.0893*** [0.010]	-0.0639*** [0.008]
<i>HPopSize</i>	0.3433*** [0.005]	0.3249*** [0.005]	0.3244*** [0.005]	0.3413*** [0.005]	0.3247*** [0.005]	0.3229*** [0.005]
<i>DepRat</i>	-0.1311*** [0.004]	-0.1051*** [0.005]	-0.1054*** [0.005]	-0.1327*** [0.004]	-0.1060*** [0.005]	-0.1053*** [0.005]
<i>HEduc</i>	-0.0016* [0.001]	-0.0017 [0.001]	-0.0012 [0.001]	-0.0014 [0.001]	-0.0016 [0.001]	-0.0009 [0.001]
<i>HLand</i>	-0.0055*** [0.000]	-0.0051*** [0.000]	-0.0051*** [0.000]	-0.0053*** [0.000]	-0.0051*** [0.000]	-0.0051*** [0.000]
<i>LagMigSha</i>		0.2894*** [0.012]	0.2791*** [0.012]		0.2835*** [0.012]	0.2723*** [0.012]
<i>TotalInc</i>		-0.0593*** [0.012]	-0.0353*** [0.011]		-0.0508*** [0.012]	-0.0326*** [0.011]
<i>Educ</i>		-0.0221*** [0.003]	-0.0222*** [0.003]		-0.0224*** [0.003]	-0.0213*** [0.003]
<i>LabSha</i>		0.3336*** [0.019]	0.3291*** [0.019]		0.3349*** [0.018]	0.3274*** [0.018]
<i>UnemRat</i>		0.0439*** [0.012]	0.0463*** [0.012]		0.0476*** [0.012]	0.0456*** [0.012]
<i>HighLevel</i>		0.0093 [0.006]	0.0097 [0.006]		0.0065 [0.006]	0.0083 [0.006]
<i>MidLevel</i>		0.0370*** [0.006]	0.0378*** [0.006]		0.0336*** [0.005]	0.0337*** [0.005]
常数项	0.2186*** [0.009]	-0.1001*** [0.016]	-0.1123*** [0.016]	0.2129*** [0.009]	-0.0989*** [0.015]	-0.1071*** [0.015]
年份的虚拟变量	否	是	是	是	是	是
R ²	0.112	0.110	0.112	0.113	0.110	0.113
观察值	95795	86523	86523	95795	86523	86523

注: *LagHRurInc* 是 *HRurInc* 的滞后一期值。 *LagMigSha* 是 *MigSha* 的滞后一期值。以下各表同。

法会导致参数的不一致估计。类似前文处理方法,为避免因经济因素而引起的遗漏变量问题,本文使用1978年(或1986前)前修建祠堂子样本,并将宗族网络变量替换为村庄是否有祠堂的虚拟变量,重复方程(5.2)的回归。同时,使用1986~2008年间修建祠堂子样本,并定义一个二值虚拟变量 $AjiBld$ (若村庄有祠堂后为1,其他情况下为0)替代方程(5.2)中的 Net 变量,同时控制村庄的固定效应,对方程(5.2)进行固定效应估计,以期解决因村庄的文化因素所导致的内生性问题。

表8前3列报告了1978年前修建祠堂子样本的OLS估计结果^③。其中,第1列控制了家庭特征变量,第2列额外控制了村庄特征变量,第3列进一步添加了宗族网络变量与家庭当地生产能力变量的交互项。结果发现,村庄是否有祠堂的系数估计

值 β_1 均保持为正且显著,相比较没有祠堂的村庄,有祠堂的村庄中农户外出打工的可能性将高出4.7个百分点(或外出打工可能性平均值的10%),略微高于表7第2列中使用全样本的 β_1 估计值。交互项系数 β_2 也仍然显著为负,同时略微高于使用全样本的 β_2 估计值(如表7第3列),说明宗族网络对促进低生产力农户外出打工的影响会更加明显。这些结果意味着,在考虑了因经济因素而引起的遗漏变量问题,宗族网络对促进外出打工的影响提高了。这一点不足为奇。如较富裕或消费水平较高的村庄更容易或有实力去修建祠堂,加强宗族成员间的关系,然而村庄的经济条件对劳动力流动可能有反向作用,这和我们观察到的较富裕的村庄往往因劳动力流动的机会成本较高而不愿外出打工的现象相一致的。

表8 宗族网络对农户外出打工的影响(内生性处理后)

解释变量:	1978年前修建祠堂 子样本			1978~1986年间修建祠堂 子样本			
	OLS	OLS	OLS	FE	FE	FE	FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AH	0.0211*** [0.005]	0.0473*** [0.005]	0.0760*** [0.006]				
$AH \times LagHRurInc$			-0.1146*** [0.018]				
$AjiBld$				0.0786*** [0.008]	0.1213*** [0.010]	0.0931*** [0.011]	0.1295*** [0.010]
$AjiBld \times LagHRurInc$						-0.0366* [0.019]	-0.0214** [0.009]
$LagHRurInc$	-0.0891*** [0.010]	-0.0777*** [0.010]	-0.0612*** [0.009]	-0.0775*** [0.009]	-0.0706*** [0.009]	-0.0705*** [0.010]	-0.0665*** [0.004]
$HPopSize$	0.3539*** [0.006]	0.3384*** [0.006]	0.3379*** [0.006]	0.3247*** [0.005]	0.3089*** [0.006]	0.3247*** [0.005]	0.3089*** [0.006]
$DepRat$	-0.1272*** [0.005]	-0.1003*** [0.005]	-0.1015*** [0.005]	-0.1261*** [0.005]	-0.1076*** [0.005]	-0.1262*** [0.005]	-0.1077*** [0.005]
$HEduc$	-0.0051*** [0.001]	-0.0026** [0.001]	-0.0022* [0.001]	0.0011 [0.001]	-0.0011 [0.001]	0.0011 [0.001]	-0.0010 [0.001]
$HLand$	-0.0063*** [0.000]	-0.0057*** [0.001]	-0.0057*** [0.001]	-0.0002 [0.000]	-0.0003 [0.000]	-0.0002 [0.000]	-0.0003 [0.000]
$LagMigSha$		0.4225*** [0.014]	0.4190*** [0.014]		0.1130*** [0.016]		0.1100*** [0.016]
$TotalInc$		-0.1648*** [0.013]	-0.1347*** [0.012]		0.0862*** [0.019]		0.0857*** [0.019]
$Educ$		-0.0433*** [0.003]	-0.0425*** [0.003]		-0.0020 [0.004]		-0.0021 [0.004]
$LabSha$		0.4216*** [0.020]	0.4195*** [0.020]		0.2348*** [0.030]		0.2357*** [0.030]
$UnemRat$		0.1009*** [0.013]	0.1060*** [0.013]		0.0710*** [0.017]		0.0719*** [0.018]
$HighLevel$		-0.0125* [0.007]	-0.0158** [0.007]				
$MidLevel$		0.0300*** [0.006]	0.0286*** [0.006]				
常数项	0.2216*** [0.010]	0.2118*** [0.025]	0.1883*** [0.025]	-0.1802*** [0.014]	-0.2786*** [0.071]	-0.1817*** [0.014]	-0.2794*** [0.066]
年份的虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是
村庄的固定效应	否	否	否	是	是	是	是
R^2	75783	68109	68109	74341	67219	74341	67219
观察值	0.113	0.122	0.124	0.196	0.189	0.197	0.189

表8后4列为使用1986~2008年间修建祠堂子样本的固定效应估计结果。其中,第4、5列分别为控制和不控制村庄特征变量的结果,第6、7列为分别进一步额外考虑了宗族网络变量与家庭当地生产能力变量的交互项的估计结果。可以看出, β_1 估计值都是显著为正的,交互项系数 β_2 也仍然是显著为负的。这意味着,相比没有祠堂之前,村庄内部农户外出打工的可能性在村庄有祠堂后提高了,并且这种影响对村庄中的低生产力农户更大。这个发现有助于我们理解祠堂与文化因素之间的关系,在排除了不可观测的村庄特征(如与祠堂修建相关的文化因素等),宗族网络对村庄外出打工可能性仍然有正向作用。

需要说明的是,我们使用1986~2008年间修建祠堂的村庄子样本对方程(5.2)进行固定效应估计,可以排除不可观测的村庄特征对宗族网络作用的影响,然而难免会引起祠堂的修建可能与经济因素相关的问题。为此,表8

后4列分别给出了控制和不控制可观测的村庄经济因素的估计结果。对比发现,当额外控制了村庄的经济特征变量后 β_1 和 β_2 的系数估计值的幅度都有所变化但方向及显著性水平仍然保持不变。这些结果意味着,在控制了村庄的固定效应,如与祠堂修建相关的文化特征等,以及适当考虑了与祠堂修建相关的经济特征等因素,宗族网络对促进农户特别是低生产力农户外出打工的积极作用仍然是稳健的。

六、进一步讨论:宗族网络对收入分配影响的变化

前文实证分析验证了理论模型的两点推测。宗族网络是有助于缩小村庄内部的收入差距的,也就是说,相对于没有祠堂或家谱的村庄,可支配收入的基尼系数在有祠堂或家谱的村庄中更低。这种影响主要体现在宗族网络对低收入群体劳动力流动的促进作用,使得他们从宗族网络中获益更多。也就是说,对于受初始能力或财富约束的低生产力农户而言,他们借助村庄的宗族网络有机会外出打工增加非农收入,从而有助于降低村庄内部的收入差距。可以认为,宗族作为一种民间组织,对缓解中国农村内部收入分配差距的扩大发挥着积极作用。

我们还感兴趣,宗族网络的这种影响是否会随时间发生变化?图6显示在1993年后有祠堂或家谱的村庄的可支配收入的基尼系数远远低于没有祠堂或家谱的村庄,但在改革开放初期,两组村庄内部的收入差距并无显著性的差异。这不免让人联想到1992年后中国改革开放的新时代。随着南方经济特区的设立、沿海工业经济的兴起,以及城乡迁移政策的放松,中国农村劳动力流动的序幕才逐步拉开了,宗族网络对促进劳动力流动的作用才逐步得以显现。那么,宗族网络对缩小村庄内部的收入差距的作用可能并非会随时间变化而减弱。为了检验宗族网络作用的时间异质性,这里构造一个时间虚拟变量 $Afi1992$,该变量在1992年后等于1,其他情况下等于0。我们将该虚拟变量与宗族网络变量的交互项添加到(5.1)式,得:

$$TotaGini_{it} = \beta_1 Net_{it} + \beta_2 Net_{it} \times Afi1992_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_v + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (6.1)$$

值得说明的是, λ_i 中包含了 $Afi1992_{it}$ 。估计结果见表9。前两列是宗族网络变量分别为村庄是否有祠堂或家谱以及村庄中有祠堂或家谱的姓氏比率的全样本估计结果。此时,村庄是否有祠堂或家谱与年份的交互项系数均显著为负说明,宗族网络对降低收入分配差距的作用在1992年后表现得更加明显。表9后两列是考虑了宗族网络变量的潜在内生性问题的估计结果。我们使用1978年前修建祠堂和1986年前修建祠堂的两个子样本,并定义一个二值虚拟变量 AH (若村庄有祠堂时为1,其他情况下为0)替代(6.1)式中的 Net 变量,对(6.1)式进行重新估计。结果发现 β_2 仍然显著为负。这些结果一定程度上说明,在早期宗族网络并未起到明显作用,但伴随着改革开放进程的加快,宗族网络对缓解收入差距扩大的作用才逐步得以体现。

表9 宗族网络对收入分配影响的异质性

解释变量:	被解释变量: <i>TotaGini</i>			
	全样本	全样本	1986年前修建祠堂子样本	1978年前修建祠堂子样本
	OLS	OLS	OLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Net_D</i>	-0.0012 [0.006]		0.0047 [0.010]	0.0064 [0.011]
<i>Net_D</i> × <i>Afi1992</i>	-0.0282*** [0.008]		-0.0280** [0.012]	-0.0274** [0.012]
<i>Net_S</i>		-0.0352*** [0.010]		
<i>Net_S</i> × <i>Afi1992</i>		-0.0178 [0.013]		
<i>Totalnc</i>	0.1498*** [0.029]	0.1465*** [0.029]	0.1628*** [0.032]	0.1569*** [0.032]
<i>Totalnc</i> ²	-0.0163 [0.020]	-0.0208 [0.019]	-0.0160 [0.020]	-0.0147 [0.020]
<i>Popsiz</i>	-0.0063* [0.004]	-0.0099*** [0.004]	-0.0036 [0.004]	-0.0097** [0.004]
<i>Educ</i>	-0.0020 [0.001]	-0.0021* [0.001]	-0.0020 [0.001]	-0.0018 [0.001]
<i>UnemRat</i>	-0.0046 [0.017]	-0.0101 [0.017]	0.0201 [0.018]	0.0214 [0.018]
<i>LandLab</i>	0.0010*** [0.000]	0.0011*** [0.000]	0.0009** [0.000]	0.0008* [0.000]
<i>LandLab</i> ²	-0.0000 [0.000]	-0.0000* [0.000]	-0.0000 [0.000]	-0.0000 [0.000]
<i>CV_HPopsiz</i>	0.0094*** [0.002]	0.0105*** [0.002]	0.0069*** [0.002]	0.0121*** [0.002]
<i>CV_HEduc</i>	0.0046** [0.002]	0.0053*** [0.002]	0.0032* [0.002]	0.0032 [0.002]
<i>CV_Hland</i>	0.0001** [0.000]	0.0001** [0.000]	0.0001** [0.000]	0.0001** [0.000]
常数项	0.2436*** [0.034]	0.2635*** [0.033]	0.2186*** [0.039]	0.2721*** [0.034]
年份虚拟变量	是	是	是	是
R ²	0.207	0.214	0.193	0.203
样本量	1405	1405	1241	1200

七、结论

本文通过构建宗族网络作用于农户迁移选择的模型,以农业部的固定观察点调查和中国经济研究中心的补充调查数据为基础,考察了宗族网络对村庄内部收入分配的影响。第一,宗族网络对缓解村庄内部的收入差距的扩大具有显著的正向作用。也就是说,相比没有祠堂或家谱的村庄,农户可支配收入的基尼系数在有祠堂或家谱的村庄中更低。洛伦兹曲线的变化也反应出低收入群农户从宗族网络中获益相对较多。换言之,祠堂或家谱的宗族组织作为一种纽带而促进成员间的交流与协作,使得人们更有意愿或财力去互相帮助。这一发现也有助于支持文献中关于宗族网络在风险分担及互惠行为中发挥着重要作用的结论(Tsai, 2007; Chen and Huhe, 2010)。第二,宗族网络的影响主要体现在宗族网络对低收入群体劳动力流动的促进作用,从而使得他们从宗族网络中获益更多。

也就是说,对于受初始能力或财富约束的农户而言,他们借助村庄的宗族网络有机会外出打工增加非农收入,从而有助于降低村庄内部的收入差距。第三,我们还发现,在早期宗族网络并未起到明显的作用,但随着改革开放进程的加快,宗族网络对缩小村庄内部收入差距所发挥的作用才逐步得以体现。这表明,宗族网络作为一种非正式制度对农村正式制度的发展发挥了互补优势。

本文的发现为中国农村的传统组织(如宗族)和现代制度建设之间的互动关系提供了经验支持,进而对缓解中国城乡收入差距的扩大以及建设新型城镇化道路也具有一定的参考意义。本文发现以血缘为纽带的宗族网络作为乡土社会的典型特征,它促进农村内部收入增长和收入分配具有积极影响,对抑制村庄内部甚

另外,我们仅使用1992~2008年的子样本对方程(5.1)进行重复回归,同时也考虑了宗族网络变量

村庄是否有祠堂或家谱因遗漏变量所导致的内生性问题。从表10可以看出, β 的估计值依然显著为负,且略微高于使用全样本的 β 系数的估计结果(如表3和表5所示)。例如,相比没有祠堂的村庄,农户可支配收入的基尼系数在有祠堂的村庄中降低了2.1~2.3个百分点,即基尼系数平均值0.286的7.3%~8.1%,这比使用全样本估计的宗族网络对降低村庄收入差距的影响高出约3个百分点。这意味着,宗族网络降低村庄收入分配差距的作用在1992年后更加明显。随着改革开放进程的加快以及农民劳动力迁移限制的逐步放松,宗族网络作为一种非正式制度,并非阻碍而是促进了农民外出打工。特别是对于低生产力农户,在宗族网络的帮助下,有机会到城里去打工而增收,从而有助于缩小村庄内部的收入差距。可以认为,宗族网络一定程度上对正式制度发挥了互补优势。

表10 宗族网络对收入分配的影响(1992~2008年的子样本)

解释变量:	被解释变量: <i>TotaGini</i>					
	所有村庄	所有村庄	所有村庄	所有村庄	1986年前修建祠堂子样本	1978年前修建祠堂子样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Net_D</i>	-0.0220*** [0.005]	-0.0288*** [0.006]			-0.0226*** [0.006]	-0.0209*** [0.007]
<i>Net_S</i>			-0.0508*** [0.008]	-0.0545*** [0.008]		
<i>Totalnc</i>		0.0800** [0.033]		0.0797** [0.033]	0.1110*** [0.038]	0.1084*** [0.038]
<i>Totalnc</i> ²		0.0243 [0.022]		0.0176 [0.021]	0.0140 [0.023]	0.0136 [0.023]
<i>Popsiz</i>		-0.0035 [0.005]		-0.0088* [0.004]	0.0003 [0.005]	-0.0067 [0.006]
<i>Educ</i>		-0.0025* [0.001]		-0.0025** [0.001]	-0.0023* [0.001]	-0.0022 [0.001]
<i>UnemRat</i>		-0.0263 [0.023]		-0.0328 [0.023]	0.0036 [0.024]	0.0012 [0.024]
<i>LandLab</i>		0.0021*** [0.000]		0.0021*** [0.000]	0.0023*** [0.001]	0.0022*** [0.001]
<i>LandLab</i> ²		-0.0000*** [0.000]		-0.0000*** [0.000]	-0.0000*** [0.000]	-0.0000*** [0.000]
<i>CV_HPopsiz</i>		0.0075*** [0.003]		0.0081*** [0.003]	0.0027 [0.004]	0.0096*** [0.004]
<i>CV_HEduc</i>		0.0033* [0.002]		0.0041** [0.002]	0.0019 [0.002]	0.0018 [0.002]
<i>CV_Hland</i>		0.0001* [0.000]		0.0001** [0.000]	0.0001* [0.000]	0.0001* [0.000]
常数项	0.3062*** [0.005]	0.2952*** [0.034]	0.3045*** [0.003]	0.3285*** [0.033]	0.2209*** [0.045]	0.2966*** [0.041]
年份虚拟变量	否	是	否	是	是	是
R ²	0.016	0.196	0.029	0.204	0.187	0.192
样本量	1128	966	1128	966	856	826

至城乡之间收入差距的扩大会起到一般收入再分配政策可能无法替代的积极作用。大量研究也表明,宗族组织所发挥的风险共担、互惠互利、解决信息不对称等作用,对农民增收、乡村发展及其治理等方面有显著的促进作用(王宇锋,2010;Peng,2004;Xu and Yao,2009)。更为重要的是,本文强调了中国传统文化背景下的非正式宗族组织与村庄正式制度发展之间的不可分割性。户籍制度改革和市场化进程的加快有助于打破城乡分割的二元经济结构,无疑拉动了农村剩余劳动力迁移,同时当今中国农村的农民依然表现为以传统血缘为纽带的利益共同体(费孝通,1998),以姓氏宗族为单位的群体仍然是农民集体活动的潜在力量,这就决定了姓氏宗族对劳动力流动及后续收入增长会形成一股推力。宗族作为一种民间组织也可以用来修正经济发展过程中农村内部收入分配的不均等化,无疑发挥了一种合乎农村现代制度发展的互补优势。因此,在新型农村建设道路中充分考虑中国乡土社会的典型特征,进一步加快和规范户籍制度改革和农村社会保障制度改革,让传统宗族组织在农村现代制度改革和经济建设中发挥应有的作用,有助于中国城乡经济一体化建设的不断完善。

(作者单位:郭云南,对外经济贸易大学国际经济贸易学院;姚洋,北京大学国家发展研究院中国经济研究中心;Jeremy Foltz,威斯康星大学麦迪逊分校农业与应用经济系;责任编辑:程漱兰)

注释

①本文设定二次型生产函数,具有一般边际报酬递减的性质,同时也避免了劳动投入极小而边际生产力无限大的情形。

②在此假设两类农户的城市工资及迁移成本为外生给定的常数,原因在于:一方面可以考虑对不同生产力的农户设定不同的城市工资,然而这并不影响城市工资与农户生产力之间的比较(如下文中的假设1和假设2),所以并不会改变模型的主要结论;另一方面,考虑到宗族网络不仅通过控制家庭的迁移成本,而且可以增加家庭融资渠道等多种方式,缓解家庭的流动性约束,因此迁移成本被假设为常数与否并不重要。

③参看Munshi(2003)、Dolfin和Genicot(2010)关于在迁入地形成的社区网络对后续迁移及非农工作的效应分析;Munshi和Rosenzweig(2009)关于印度的种姓网络的作用;郭云南和姚洋(2013)关于中国农村宗族网络的风险共担作用。

④我们可以考虑并非所有LP家庭的流动性约束不再受限,其程度依赖于村庄中HP和LP家庭的比例。这样模型可能更复杂,但是关键结论不会有太大变化。

⑤固定观察点调查数据没有获取1992年和1994年的情况,且仅获取了约1/4家庭从1986~2008年的完整信息。这主要在于原来抽样的家庭迁移到城市,或其所在的整个村庄被

城市归并。

⑥审稿专家提出,宗族网络强度还需要考虑祠堂或家谱是否频繁地被利用的问题,而不仅仅是考虑是否建立祠堂或修订家谱这一有无问题。本文以宗族祠堂或家谱的有无反映宗族的组织性,不否认祠堂或家谱没有被频繁利用的可能性,但是,是否频繁利用祠堂或家谱是即时性的事件,可能和我们要探讨的因变量是同时决定的,因而会产生内生性问题,而是否修祠堂或家谱是历史事件,对于我们的因变量而言是外生的。当然,是否频繁使用祠堂或家谱这个问题本身就是一个值得研究的社会学课题。我们感谢审稿专家的意见。

⑦样本中有祠堂的25个村庄基本上都有家谱,而有家谱的村庄不一定有祠堂,这主要体现在中部省份。

⑧这里所指的收入都是人均净收入,且按照2008年的不变价格进行调整。以农户可支配收入为例,净收入为总收入减去生产成本及上交给上级政府的税收。当地经营收入包括当地的农业收入和自主经营的非农收入两项。当地工资收入指从当地乡镇企业、事业单位或乡村委会等组织获得的工资收入。从2003年开始,农业部的固定观察点调查问卷涉及对当地经营收入较详细地划分。

⑨固定观察点数据记录了1986~2008年家庭外出打工收入,但只获取了2003~2008年二值变量“家庭有成员外出打工”的信息。在此,根据外出打工收入定义家庭是否有成员外出打工。另外,采用2003~2008年二值变量“家庭有成员外出打工”的信息进行比对,两者并无显著性差异。此处的外出打工,主要是指离开本村去省内城里、外省或境外。

⑩由于外出打工收入已经成为家庭收入的重要组成部分,若直接采用家庭当地收入的当期值,宗族网络与家庭当地收入的交互项系数则可能被错误估计。采用家庭当地收入的滞后一期值能对内生性问题有所缓解。

⑪考虑若以村为单位进城打工,家庭的外出打工的成本可能更低(Phan and Coxhead,2010);另外,以村为单位形成的地缘网络也可能有效降低外出打工成本,从而影响家庭外出打工的决策(如Munshi,2011)。在此控制村庄前一年外出打工比例,有助于排除村庄层面的迁移网络或地缘网络对外出打工的影响。

⑫方程(5.2)中的关键变量是村庄层面的宗族网络变量,于是该方程仅控制了村庄的虚拟变量,而没有包含家庭层面的虚拟变量。原因在于,一方面家庭个体的能力或性格特征等会影响家庭的外出打工决策,但对整个宗族祠堂或家谱的形成的影响较小;另一方面,村庄的文化特征、历史背景等不可测因素会同时影响家庭的外出打工决策和祠堂或家谱的形成。

⑬在此没有报告使用1986年前修建祠堂子样本对方程(5.2)的估计,其结果与1978年前修建祠堂子样本的估计结果类似。

参考文献

(1)费孝通:《乡土中国 生育制度》,北京大学出版社,1998年。

(2)郭云南、姚洋:《宗族网络与农村劳动力流动》,《管理世界》,2013年第3期。

(3)郭云南、姚洋、Jeremy Foltz:《正式与非正式权威,问责与平滑消费:来自中国村庄的经验数据》,《管理世界》,2012年第1期。

(4)郭云南、张琳弋、姚洋:《宗族网络、融资与农民创业》,《金融研究》,2013年第9期。

- (5)李实:《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》,《中国社会科学》,1999年第2期。
- (6)李爽、陆铭、佐藤宏:《非市场力量的价值:党员身份与社会网络的回报在不同所有制企业是否不同》,《世界经济文汇》,2008年第6期。
- (7)林耀华:《从人类学的观点考察中国宗族乡村》,《社会学界》,1936年第9期。
- (8)马光荣、杨恩艳:《社会网络、非正规金融与创业》,《经济研究》,2011年第3期。
- (9)彭玉生:《当正式制度与非正式规范发生冲突:计划生育与宗族网络》,《社会》,2009年第29卷第1期。
- (10)阮荣平、郑风田:《市场化进程中的宗族网络与乡村企业》,《经济学(季刊)》,2012年第12卷第1期。
- (11)孙秀林:《华南的村治与宗族——一个功能主义的分析路径》,《社会学研究》,2011年第1期。
- (12)王宇锋:《宗族结构、村庄规模与村民收入》,《南开经济研究》,2010年第3期。
- (13)肖唐镖:《村治中的宗族:对九个村的调查与研究》,上海书店出版社,2001年。
- (14)岳希明、罗楚亮:《农村劳动力外出打工与缓解贫困》,《世界经济》,2010年第11期。
- (15)杨汝岱、陈斌开、朱诗娥:《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》,《经济研究》,2011年第11期。
- (16)章元、陆铭:《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平》,《管理世界》,2009年第3期。
- (17)张爽、陆铭、章元:《社会资本的作用随市场化进程减弱还是加强?来自中国农村贫困的实证研究》,《经济学季刊》,2007年第2期。
- (18)赵剑治、陆铭:《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》,《经济学季刊》,2009年第9卷第1期。
- (19)赵耀辉:《中国农村劳动力流动及教育在其中的作用以四川省为基础的研究》,《经济研究》,1997年第2期。
- (20)Chantarat, S. and C. Barrett, 2011, Social Network Capital, Economic Mobility and Poverty Traps, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 2, No. 2, pp. 1~22.
- (21)Chen, J. and N. Huhe, 2010, Social Networks, Informal Accountability and Public Goods Provision in Rural China: A Reassessment, Old Dominion University Working Paper.
- (22)Chen, Z., S. Jiang, M. Lu and H. Sato, 2008, How do Heterogeneous Social Interactions Affect the Peer Effect in Rural-urban Migration: Empirical Evidence from China, LICOS Discussion Paper Series 227/2008, Katholieke Universiteit Leuven.
- (23)Dolfin, S. and G. Genicot, 2010, What Do Networks Do? The Role of Networks on Migration and Coyote Use, *Review of Development Economics*, Vol. 14, No. 2, pp. 343~359.
- (24)Freedman, M., 2004, *Lineage Organization in Southeastern China*, Oxfordshire: Berg Press.
- (25)Grootaert, C., 1999, Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia, World Bank Policy Research Working Paper No. 2148.
- (26)Hsu, F., 1963, *Clan, Caste and Club*, Van Nostrand Reinhold Company Press.
- (27)Huang, X., 1998, Two-way Changes: Kinship in Contemporary Rural China, in Flemming, Christiansen and Zhang Junzuo (ed.) *Village Inc.—Chinese Rural Society in the 1990s*, Richmond, Curzon Press, pp. 177~192.
- (28)Kinnan, C. and R. Townsend, 2012, Kinship and Financial Networks, Formal Financial Access and Risk Reduction, *American Economic Review*, Vol. 102, No. 3, pp. 289~293.
- (29)Karlan, D., M. Mobius, T. Rosenblat and A. Szeidl, 2009, Trust and Social Collateral, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 3, pp. 1307~1361.
- (30)Munshi, K. and M. Rosenzweig, 2009, Why is Mobility in India So Low? Social Insurance, Inequality and Growth, NBER Working Paper w14850.
- (31)Munshi, K., 2011, Strength in Numbers: Networks as a Solution to Occupational Traps, *The Review of Economic Studies*, Vol. 78, No. 3, pp. 1~33.
- (32)Mogues, T. and M. R. Carter, 2005, Social Capital and the Reproduction of Economic Inequality in Polarized Societies, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 3, No. 3, pp. 193~219.
- (33)McKenzie, D. and H. Rapoport, 2007, Network Effects and the Dynamics of Migration and Inequality: Theory and Evidence from Mexico, *Journal of Development Economics*, Vol. 84, No. 2, pp. 1~24.
- (34)Phan, D. and C. Ian, 2010, Inter-provincial Migration and Inequality During Vietnam's Transition, *Journal of Development Economics*, Vol. 91, No. 1, pp. 100~112.
- (35)Peng, Y., 2004, Kinship Networks and Entrepreneurs in China's Transitional Economy, *American Journal of Sociology*, Vol. 109, No. 5, pp. 1045~1074.
- (36)Shen, J., F. Docquier and H. Rapoport, 2010, Remittances and Inequality: A Dynamic Migration Model, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 8, No. 1, pp. 197~220.
- (37)Shen, Y. and Y. Yao, 2008, Does Grassroots Democracy Reduce Income Inequality in China? *Journal of Public Economics*, Vol. 92, No. 11, pp. 2182~2198.
- (38)Tsai, L. Lily, 2007, *Accountability Without Democracy: Solidary Groups and Public Goods Provision in Rural China*, Cambridge University Press.
- (39)Xu, Yiqing and Yang Yao, 2009, Social Networks Enhance Grassroots Democracy: Surname Groups and Public Goods Provision in Rural China, CCER Working Paper.
- (40)Zhang, X. and G. Li, 2003, Does Guanxi Matter to Nonfarm Employment? *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No. 2, pp. 315~331.
- (41)Zhao, Y., 2003, The Role of Migrant Networks in Labor Migration: The Case of China, *Contemporary Economic Policy*, Vol. 21, No. 4, pp. 500~511.