

血亲网络对近代东北移民经济 差异的影响:1845~1934年*

李楠

【摘要】文章利用20世纪30年代东北地区农村调查数据,讨论了作为移民网络重要组成部分的血亲网络对移民间经济福利水平差异及社会流动性的影响。通过构建计量模型进行分析,结果显示:血亲网络对移民提高自身经济福利水平具有显著的正向影响,是导致移民间经济福利水平差异的重要因素;移民在血亲网络的作用下可以实现自身的向上社会流动。文章不仅分析了血亲关系在近代东北移民活动中对提升移民经济福利所起到的重要作用,还揭示了血亲网络在移民群体中所体现的经济功能。

【关键词】血亲 移民网络 移民 社会流动

【作者】李楠 上海财经大学经济史学系,副教授。

19世纪中叶至20世纪初的东北大移民是人类近代史上规模最大的移民活动之一。这不仅是中国近代史上重要的历史事件,同时也对近代远东地区的发展起到了重要影响(McKeown, 2004)。在这场移民运动中,移民网络特别是血亲网络一直扮演着重要的角色。这一方面受到中国传统文化的影响,即人们每迁移到一个地方,总有认宗联谱的传统,血亲、地缘成为连结中国地方基层组织的重要纽带(Davis, 1955; 钱杭, 2001);另一方面则是在移民过程中以血缘关系为纽带的链式移民发挥了重要作用,即迁移农户为避免迁移风险先使家庭或家族内的部分成员迁入东北,当这些成员站稳脚跟后,家庭或家族的其他成员陆续迁往(范立君, 2007; Gottschang 等, 2000)。因此,本文主要考察血亲网络在这场大规模的移民活动中对迁移农户的经济福利水平所产生的影响。

血亲网络对移民经济福利水平的影响主要通过两个渠道实现(Fafchamps 等, 2002):一是血亲网络可以通过家庭间的联合生产活动改变生产要素(比如土地、劳动力等)的相对价格,实现对生产要素投入数量的影响;二是血亲网络可以产生正的外部性,降低拥有血亲网络农户的交易费用从而提高生产效率,特别在租佃和信贷市场中,血亲网络可以增加农户

* 在此特别感谢马德斌、曹树基、刘秋根、袁伟鹏、彭凯翔、章毅及其他参与“账册史料和社会经济史研讨会”的专家、学者的建议和讨论。

之间的信任,降低地租或信贷违约的风险。因此,血亲网络可以促进移民农户经济身份的提
升和财产数量的增加,成为影响移民间经济福利水平差异的一个重要因素。

一、历史背景:东北移民与血亲网络

在中国传统社会里,血亲网络不仅是维系乡村基层社会的重要纽带,也是影响个人社会
经济行为的重要因素。人们的日常行为不单是个人行动的选择,同时也是由血亲网络做
出的集体决定。这些行为不仅包括人口生育,也包含家庭内部和家族的其他方面,诸如婚
姻、教育、生产等(Campbell等,2003、2008;Lee等,1999)。特别在涉及家庭内部或家族内部
的迁移活动中,血亲网络扮演着更加重要的角色。近代东北大移民作为世界近代史上规模最
大的人口迁移活动之一,血亲网络自然会对迁移农户的社会经济行为产生较为重要的影响。

中国东北地区主要包括黑龙江、吉林、辽宁三省,地处高纬度地区。尽管这里是中国文
化发源地之一,但由于自然条件恶劣,自古以来人烟稀少。特别是17世纪以后,清政府为防
止关内汉人进入东北实行了封禁政策,致使东北地区在19世纪中期之前一直处于荒芜状
态。直到第二次鸦片战争(1856~1860年)之后,东北地区前所未有的边疆危机使清政府感
到移民实边的紧迫性和必要性。因此,清政府被迫修改东北地区的封禁政策,允许关内农民
迁往东北。从此揭开了近代东北地区开发和东北大移民的序幕(孔经纬,1986)。

作为持续近一个世纪的大规模人口迁移的结果,东北地区的人口规模得到空前的增
长。据粗略估计,清军入关时辽东人口不超过30万人,即使到1850年,总人口也不足300万人
(曹树基,1997、2000)。但此后数年人口持续增长,截至20世纪40年代末,总人口超过4000
万。在这些新增人口中仅有1/3是自然增长,其余均为移民新增人口(Eckstein等,1974)。

在这一大规模移民过程中,血亲网络对移民的影响比比皆是。如在陈翰生(1990)解释
为什么东北移民中山东籍移民居多时指出,造成这一现象的原因可能是因为山东难民到东
北后大多数有同乡或者亲友投靠,而与之相对的是河南籍移民,由于在东北没有同乡或亲
友,所以迁移非常困难,必须依靠政府组织。此外,东北移民的这种链式移民,也说明血亲
网络在东北移民过程中扮演的重要角色(Gottschang等,2000;路遇,1987)。这种移民方式主
要是一个家庭或家族的一部分先移民到东北,当在迁入地建立好生活基础后,家庭或家族
其他成员再逐渐迁移,最终完成家庭或家族的整体迁移。这种迁移模式不仅强化了东北地
区移民的集聚效应,同时也为定居后的农户利用血亲网络关系获得生产经营活动的比较优
势,从而提升自身的经济福利水平和社会流动性打下了基础。本文主要通过东北移民的历
史经验,考察血亲网络对移民群体间的经济福利水平差异及社会流动性的影响。

二、理论模型及假说

为了讨论在相同市场环境下血亲网络对移民农户间经济福利水平差异的影响,这里通
过一个新古典理论模型来刻画血亲网络对农户要素需求函数的影响,进而提出本文的假说。

假设农业生产主要依靠土地(n)和劳动力(l)两种要素投入,且生产函数满足规模报酬

不变的柯布—道格拉斯生产函数,即 $\ln y = \alpha \ln l + (1 - \alpha) \ln n$ ($0 < \alpha < 1$)^①。

假设农产品价格为 p , 则农户收入函数为: $I = p[\alpha \ln l + (1 - \alpha) \ln n]$ 。若在劳动市场和土地市场上, 劳动力和土地的价格分别为 w_0 和 r_0 , 可知农户的成本函数为: $c = w_0 l + r_0 n$ 。进而可以得到农户的利润函数为: $P = p[\alpha \ln l + (1 - \alpha) \ln n] - w_0 l - r_0 n$ 。即利润最优化问题为:

$$\max_{l, n \geq 0} p[\alpha \ln l + (1 - \alpha) \ln n] - w_0 l - r_0 n \quad s.t. \quad w_0 l + r_0 n = c \quad (1)$$

通过一阶条件获得最大产出的最优条件为:

$$p \frac{\alpha}{l} = w_0; \quad p = \frac{1 - \alpha}{l} = r_0 \quad (2)$$

最终得到农户面对的劳动要素投入和土地要素投入的要素需求函数分别为:

$$l = f(w_0, c) = \alpha c / w_0 \quad (3)$$

$$n = f(r_0, c) = c(1 - \alpha) / r_0 \quad (4)$$

血亲网络对移民经济福利水平的影响与社会网络资本理论相类似(Fafchamps 等, 2002), 主要通过两条途径来实现: 一是由于血亲网络的存在, 具有血亲网络关系的农户可以通过联合生产, 比如将劳动力、生产资料(牲口)等进行合并使用, 由此产生的规模效应可以降低生产要素之间的相对价格; 二是血亲网络在要素市场产生的正外部性可以降低交易费用减小风险。例如, 有移民网络的农户可以轻而易举地在土地租佃市场和资本信贷市场上分别以较少的租金或抵押获得土地和信贷资本。因此, 拥有血亲网络的农户比没有该优势的农户在生产要素价格上更加具有优势, 即随着移民网络的扩大, 要素价格将会下降。

这里血亲网络用 N 表示, 则相应的要素价格同血亲网络之间有 $\partial w_0 / \partial N < 0$, $\partial r_0 / \partial N < 0$ 成立。因此, 结合式(3)、式(4)中的要素需求函数, 有 $\partial l / \partial N > 0$, $\partial n / \partial N > 0$, 这表明农户血亲网络的扩大有利于获得更多的生产要素, 进而提高自身经济福利水平和实现流动。

根据以上模型推导, 本文的假说为: 血亲网络在移民生产活动中扮演着十分重要的角色, 拥有血亲网络关系的农户与没有该网络关系的农户相比, 在提高自身经济身份和经济福利水平方面具有一定的优势, 而且较容易获得向上流动的机会和更多的财富。

三、数据、模型及实证策略

(一) 数据来源

本研究采用的数据来自 20 世纪 30 年代康德图书印刷所出版的《农村实态调查》。农村实态调查分两次进行: 第一次调查是康德二年(1935 年), 选取北满地区 16 个县 17 个村进行调查; 第二次调查是康德三年(1936 年), 主要选取南满地区及少数北满地区进行调查, 调查涉及 21 个县 22 个村。所有调查结果分别在 1936 年底陆续出版发行。该调查的所有内容由 16 张表组成(见表 1)。

这里需要注意的是, 由于东北地区是移民迁入地, 村内移民较多, 甚至整村均为移民, 因此该调查中特别增加了移民史的相关信息, 对农户的祖籍、迁入该村的时间、迁入时的

① 为方便起见, 生产函数 $y = l^\alpha n^{1-\alpha}$ 且 ($0 < \alpha < 1$) 进行了对数化处理。

经济身份、移民原因、在村内是否有血亲关系等进行调查。这些信息可以识别移民群体中的血亲网络对移民间经济福利水平差异的影响。

由于东北地区开放次序是先南后

表 1 1935 年农村实态调查内容

编号	内 容	编号	内 容
表 1	农家概况表	表 9	雇工工资表
表 2	家族关系、移民史	表 10	租佃关系表
表 3	家庭人口统计表	表 11	农户赋税负担统计表
表 4	农家被雇佣劳动统计表	表 12	各种农作物播种面积和产量表
表 5	雇佣劳动表	表 13	主要农产品收入和处置表
表 6	土地关系表	表 14	农产品销售表
表 7	家庭所有建筑物及大件农具表	表 15	生活费及现金支出统计表
表 8	家畜统计表	表 16	信贷关系表

北(范立君,2007;孔经纬,1986),而且移民历时较长,故在第二次调查中南满地区的多数农户已不能回忆其祖先迁入东北的具体时间和经济身份,造成较多数据缺失^①。因此本文主要采用 1935 年第一次“农村实态调查”的相关资料作为考察样本,这些样本主要集中在齐齐哈尔和哈尔滨两大城市附近的县,村内的农户均为从华北地区迁移定居的农民。与南满地区不同,由于北满地区工业不如南满地区发达,这里近 90%的农户从事农业生产活动,且根据调查提供的样本信息,地主和自耕农的比重分别占全部农户的 17.8%和 20.7%,而位于社会底层的佃农和雇农的比重约为 60%。

(二) 模型设定与变量选择

为了识别血亲网络同迁移农户经济身份和福利水平之间的关系,实证模型设定为:

$$y_i = \alpha + \beta kinship_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中 y_i 为第 i 个农户的经济身份或财产情况(如拥有土地、房产等); $kinship_i$ 为第 i 个农户在本村的血亲网络; X 为一组与农户经济身份、财产数量相关的控制变量; α 、 β 、 γ 、 ε 分别为回归系数和随机扰动项。根据前文假说,这里预期 β 符号为正且在统计上显著,其含义为作为移民网络重要组成部分的血亲网络对迁移农户的经济福利水平的提高具有积极作用。

本研究所采用的核心被解释变量是农户的经济身份(地主、自耕农、佃农、雇农 4 个等级)。为了获得稳定的估计结果,与农户经济福利水平高度相关的财产数量(包括土地、房产等)也被用来衡量移民农户间经济福利水平的差异。在解释变量方面,根据“农村实态调查”中有关农户移民史部分的描述,通过构建血亲网络的虚拟变量来识别血亲网络对农户经济福利水平的影响。其中如果该农户在本村内有血亲网络为 1,反之为 0。

除血亲网络关系外,其他因素(如农户自身、村庄的社会经济变量、地理因素等)也会对移民间经济福利水平差异产生影响。因此,为得到稳定的估计结果,特别是剔除缺失变量对估计结果的影响,模型中控制了这些变量。其中与农户自身特征相关的控制变量包括农户

^① 南满地区农户平均定居时间为 90 年,其中最长的为 350 年;而北满地区农户平均定居时间为 18 年,并且有超过 60%以上的农户是在 1910 后来北满定居。因此,南满地区农户对祖先的移民过程不太了解,导致较多数据缺失。

在本村定居之初的经济身份、户内男性劳动力数量、在本村定居的时间、在本村拥有相同迁出地老乡的比重等;反映村庄特征的控制变量主要包括村庄人口规模、人均土地数量、村庄年龄和每个村庄到县城的距离等。主要变量的统计信息如表 2 所示。

表 2 主要变量统计描述 (n=623)

	均值	标准差	最小值	最大值
房产数量(间)	2.174	6.044	0	65
大牲口数量(头)	1.895	4.110	0	35
拥有土地数量(亩)	12.236	27.539	0	296
是否有血缘网络(有=1)	0.372	0.483	0	1
同村老乡比重(%)	0.686	0.284	0.015	0.958
男性劳动力数量(人)	3.868	2.983	1	35
在本村定居时间(年)	17.311	19.583	1	90
村庄规模(人)	309.601	117.199	73	523
村庄年龄(年)	49.573	35.196	5	150
人均土地数量(亩/人)	1.582	0.640	0.8	3.2
距离县城距离(里)	20.762	7.671	8	40

注:根据 1935 年“农村实态调查”资料计算得出。调查数据中地主占 17.83%;自耕农占 20.77%;佃农占 7.21%;雇农占 34.19%。

表 3 农户经济身份与其他财产的相关分析

	经济身份	土地数量对数	房屋数量对数
土地数量对数	0.767***		
房屋数量对数	0.634***	0.752***	
大牲口数量对数	0.451***	0.557***	0.443***

注:(1)经济身份包括地主、自耕农、佃农、雇农四类。(2)*** p<0.01。

将农户划分为 1915 年前、后迁入两个子样本,而后分别回归。选择 1915 年作为分界点的理由有 3 点:一是东北地区的大规模开发始于这一时期;二是 1915 年以后东北大豆贸易的黄金时期到来,新的经济机会可能对不同时间定居的农户产生不同的影响(Kung 等,2011);三是农户迁入东北地区的时间分布不均,一半以上的农户是 1915 年之后迁入东北(见表 4)。总之,本研究试图通过以上实证策略纠正模型潜在的估计偏差,提供更加稳定可靠的估计结果。

四、实证结果

(一) 初步回归结果

表 5 给出了基于方程(5)的初步回归结果。从模型 1 定序概率模型可以看出,在控制村庄固定效应并采用稳健性标准误差估计后,血缘网络系数为正且统计上显著。表明作为移

(三) 实证策略

尽管在模型中添加控制变量可以纠正缺失变量引起的估计偏差,但并不意味着模型已经完全不受缺失变量和估计误差的影响。因此,这里通过以下 4 种途径对回归结果进行稳定性检验提供更加可靠的估计结果。首先,在回归方法上,采用带有村庄固定效应的最小二乘估计法,通过固定效应控制因村庄差异缺失变量造成的影响。其次,由于采用横截面数据,样本之间存在的异质性可能会对估计结果产生偏差,故对回归系数的标准误差进行调整。再次,为克服度量误差对回归结果的影响,除采用经济身份和土地数量作为经济社会福利水平度量外,房产和大牲口数量也被作为被解释变量(相关关系如表 3 所示)。最后,考虑到农户迁移至东北地区的时间差异可能对估计结果的影响,除在模型中控制农户定居时间外,本文分别以 1915 年为界,

民网络主要内容的血亲网络在提高移民经济福利水平方面起着重要的作用,是形成移民间经济福利水平差异的一个重要因素。模型 2 的估计结果表明,在本村拥有血亲网络的农户比没有血亲关系的农

表 4 农户定居时间分布

时间(年)	定居户数	百分比	时间(年)	定居户数	百分比
1895 年之前	71	11.3	1915~1919	69	10.9
1895~1899	6	0.9	1920~1924	55	8.7
1900~1904	15	2.3	1925~1929	79	12.5
1905~1909	40	6.3	1930~1934	245	38.8
1910~1914	50	7.9	合计	630	100

户更容易获得较多的土地。由于样本中很多农户为雇农或佃农没有自己的土地财产,OLS 估计结果可能是有偏的,故 Tobit 模型(模型 3)被用来重新估计,结果依旧表明血亲网络对农户土地数量的获得起到至关重要的作用。

表 5 中的模型未考虑农户和村庄之间差异对估计结果的影响,故在表 6 的模型中增加了控制变量。新的估计结果同表 5 中系数相比发生了较大变化,这表明农户和村庄之间的差异的确对估计结果产生了较大的影响。但尽管添加控制变量后血亲网络的估计系数发生了变化,但估计结果在统计上依然显著。这依然表明血亲网络对农户经济福利水平的提高具有重要影响。

(二) 稳定性检验

表 7 给出了两个稳定性检验结果。首先,将房屋和大牲口的数量作为农户的经济福利水平的代理变量以考察被解释变量的度量误差对估计结果产生的影响。其次,根据农户在东北地区定居时间的分布,以 1915 年为分界,将全部样本划分成两个新的子样本,分别考察定居时间差异对最终估计结果产生的影响。

表 7 给出了采用新被解释变量的估计结果。在模型 1 和模型 2 被解释变量分别为房屋数量和大牲口数量对数值,依然采用带有固定效应 OLS 估计方法并控制农户和村庄之间的差异,新回归结果表明拥有血亲网络的农户要比没有该网络的农户多获得 15.6%的房产和 17.6%的大牲口。与表 5 估计结果类似,由于底层农户没有房屋和大牲口等财产,OLS 估计结果可能存在一定的估计偏差。表 6 Tobit 模型估计结果显示,

血亲网络系数变大,拥有血亲网络的农户比没有血亲网络的农户房屋和牲口数量分别多 42.2%和 41.9%。

由于近代东北地区开发并非突然完全

表 5 移民网络对农户经济身份和土地财产数量影响的初步回归结果

变 量	经济身份		土地数量对数
	模型 1	模型 2	模型 3
血亲关系(有亲属 =1)	0.651***(0.114)	1.179***(0.164)	2.971***(0.381)
样本量	544	623	623
Wald Chi-squared	104.39		
F-Statistics		5.67	
LR-Chi-squared			101.30
Pseudo R-squared	0.053	0.148	0.060

注:(1)模型 1 为 Ordinal Probit 模型,模型 2 为 OLS 模型,模型 3 为 Tobit 模型。(2)括号内为调整后的稳健标准误差。(3)*** p<0.01。

表6 移民网络对农户经济身份和土地财产数量影响的回归结果

变 量	经济身份		土地数量对数	
	模型 4	模型 5	模型 6	
血亲关系(有亲属=1)	0.246*(0.134)	0.445*** (0.146)	0.917*** (0.278)	
定居时经济身份	0.991*** (0.094)	0.910*** (0.059)	1.764*** (0.123)	
男性劳动力数量对数	0.300*** (0.098)	0.415*** (0.105)	0.840*** (0.179)	
地缘关系(村内老乡的比重)	-0.214(0.181)	0.088(0.164)	0.238(0.532)	
定居在本村的时间对数	0.200*** (0.054)	0.248*** (0.045)	0.719*** (0.124)	
村庄规模(人/户)	-0.113(0.337)	0.052(0.116)	-1.301(0.950)	
人均土地(亩/人)	0.459(1.012)	0.124(0.367)	3.899(2.919)	
村庄年龄对数	1.072(2.171)	-0.398(0.332)	-1.583(5.542)	
村庄到县城距离对数	-1.417(1.302)	0.680*(0.377)	-7.212** (3.665)	
样本量	492	538	573	
Wald Chi-squared	233.65			
F-Statistics		27.58		
LR-Chi-squared			398.65	
Pseudo R-squared	0.285	0.543	0.259	

注:(1)模型4为Ordinal Probit模型;模型5为OLS模型;模型6为Tobit模型。(2)括号内为调整后的稳健标准误差。(3)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

更加可靠的估计结果,根据农户定居时间的分布特征,以1915年为分界点,将现有样本划分为两个子样本分别进行回归。估计结果显示(见表8),血亲网络对农户经济福利的影响不会因为移民定居时间的差异而改变,并且这一影响具有较长的持续性。

以上提供的稳定性检验使我们相信本研究所讨论的有关血亲网络同移民农户经济身份和经济福利水平之间关系的估计结果具有一定的稳定性,潜在的缺失变量和度量误差对估计结果的影响并不严重不大。

五、血亲网络对社会流动的影响

下面本文将分析血亲网络与农户迁移前后的社会(经济)流动性之间的关系。这种影响关系主要通过两种模型设定方法来识别。首先,被解释变量为农户从定居之初到调查之时的经济身份变化,如果农户的经济身份提高则表明有向上的流动性(即 $econ=1$),反之为0;因此概率模型为:

$$\text{Prob}(econ \uparrow = 1) = \alpha + \beta kinship_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

另一种识别方法类似于经济增长条件收敛模型,模型设定为:

$$y_i = \alpha_i + \beta_0 econ_{i,0} + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$y_i = \alpha_i + \beta_0 econ_{i,0} + \beta_1 kinship_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

其中,式(7)和式(8)中 β_0 度量的是社会流动速度,如果系数为正表明社会流动是向下的,即经济身份差异持续扩大;如果系数为负表明社会流动是向上的,即经济身份差异逐渐缩小。

开放,而是在清政府和国民政府的指导下通过招垦的方式逐步实现(孔经纬,1986;范立君,2007)。因此农户在定居时间上存在较大差异,而这种差异可能对迁移农户间的经济福利水平产生影响。尽管模型在控制变量中已经考虑农户定居时间差异对农户经济福利水平的影响,但是为了获得

表 7 移民网络对农户房屋与牲畜财产影响回归结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	房屋数量对数	牲口数量对数	房屋数量对数	牲口数量对数
血亲关系(有亲属 =1)	0.156*(0.089)	0.176**(0.082)	0.422**(0.201)	0.419**(0.174)
定居时经济身份	0.446*** (0.038)	0.201*** (0.034)	0.577*** (0.099)	0.497*** (0.075)
男性劳动力数量对数	0.115*(0.065)	0.655*** (0.056)	0.486*** (0.134)	1.382*** (0.123)
定居在本村的时间对数	0.162*** (0.028)	0.041 (0.028)	0.317*** (0.108)	0.115* (0.070)
地缘关系(村内老乡的比重)	0.192* (0.112)	0.037 (0.114)	0.432 (0.352)	-0.012 (0.317)
村庄规模(人/村)	-0.004 (0.064)	0.001 (0.052)	-0.041 (0.087)	0.519 (0.526)
村内人均土地(亩/人)	0.153 (0.186)	0.267* (0.160)	0.277 (0.236)	-1.057 (1.609)
村庄年龄对数	-0.235 (0.148)	-0.207* (0.113)	-0.323* (0.188)	0.424 (3.263)
村庄到县城距离对数	0.175 (0.224)	0.341* (0.205)	0.267 (0.384)	2.600 (2.061)
样本量	538	538	538	573
F-Statistics	16.67	20.10		
LR-Chi-squared			126.98	257.92
Pseudo R-squared	0.437	0.423	0.304	0.207

注:(1)模型 1 和模型 2 为 OLS 模型;模型 3 和模型 4 为 Tobit 模型。(2)括号内为调整后的稳健标准误差。(3)*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 8 不同定居时间移民血亲网络对其经济身份及财产影响的回归结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
	经济身份	土地数量对数	房屋数量对数	牲口数量对数	土地数量对数	房屋数量对数	牲口数量对数
1915 年之后定居的农户							
血亲关系(有亲属 =1)	0.477** (0.156)	0.640*** (0.206)	0.257** (0.108)	0.242** (0.105)	1.724*** (0.628)	0.620* (0.362)	0.561** (0.235)
样本量	353	400	400	400	400	400	400
Wald Chi-squared、F-Statistics、LR Chi-squared	142.11	3.5	4.01	10.30	80.71	88.92	161.61
Pseudo R-squared	0.111	0.231	0.208	0.392	0.095	0.130	0.189
1915 年之前定居的农户							
血亲关系(有亲属 =1)	0.436** (0.216)	0.963*** (0.317)	0.358* (0.200)	0.269* (0.143)	1.664*** (0.422)	0.740** (0.341)	0.595** (0.283)
样本量	163	173	173	173	173	173	173
Wald Chi-squared、F-Statistics、LR Chi-squared	33.33	9.36	3.98	11.33	53.83	32.06	72.88
Pseudo R-squared	0.065	0.259	0.153	0.383	0.083	0.064	0.166

注:(1)模型 1 为 Ordinal Probit 模型;模型 2~4 为 OLS 模型;模型 5~7 为 Tobit 模型。(2)控制变量主要包括定居之初的经济身份、男性劳动力数量、在本村定居时间、本村地缘关系、村庄规模、村内人均土地、村庄年龄、村庄到县城距离及农村固定效应。(3)括号内为调整后的稳健标准误差。(4)*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

这里主要关心的是式(7)与式(8) β_0 系数上的变化来识别血亲网络对农户社会流动性的影响。如果在血亲网络被控制的条件下,式(8)比式(7)的 β_0 系数小且统计显著则表明血亲网络有减缓社会经济差异分化的作用;反之则说明血亲网络促进了农户社会经济差异的扩大。

从表9给出的回归结果可以看出,血亲对农户经济身份的提高具有显著的正向影响,并且在控制了男性劳动力数量、定居时间、村庄年龄、村庄规模等潜在影响农户社会流动的因素后,该结果依然显著。估计系数显示拥有血亲网络的农户将比没有网络的农户实现社会向上流动的机会多(38.4%)。另外,农户初始经济身份对后期经济身份有正向决定作用(回归系数为0.947),表明初始经济条件会使农户经济福利水平产生持续扩大的影响。但在控制了血亲网络后,尽管定居之初经济身份依然为正,但系数有所缩小为0.932。该结果表明尽管血亲网络关系不能扭转初始经济身份对未来经济身份的正向决定作用,但其可以削弱初始财富水平差异对未来经济地位的决定作用。为了得到更加稳定的回归结果,模型5和模型6将经济

表9 移民网络对农户社会流动的影响

变 量	经济身份				土地数量对数	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
定居时经济身份			0.947*** (0.085)	0.932*** (0.086)	0.937*** (0.057)	0.910*** (0.059)
血亲关系(有亲属=1)	0.630* (0.379)	0.384** (0.186)		0.261** (0.130)		0.445*** (0.146)
男性劳动力数量对数		-0.210* (0.118)	0.295*** (0.093)	0.295*** (0.093)	0.416*** (0.107)	0.415*** (0.105)
定居在本村的时间对数		-0.068 (0.093)	0.237*** (0.047)	0.207*** (0.049)	0.301*** (0.045)	0.248*** (0.045)
地缘关系(村内老乡的比重)		0.036 (0.338)	0.045 (0.165)	0.026 (0.166)	0.135 (0.161)	0.088 (0.164)
村庄规模(人/村)		0.282* (0.172)	-0.108*** (0.053)	-0.113** (0.053)	0.067 (0.122)	0.052 (0.116)
村内人均土地(亩/人)		-0.327 (0.440)	0.182** (0.103)	0.158 (0.104)	0.146 (0.371)	0.124 (0.367)
村庄年龄对数		-0.043 (0.255)	-0.232*** (0.088)	-0.197** (0.090)	-0.497 (0.335)	-0.398 (0.332)
村庄到县城距离对数		-0.446 (0.638)	0.378 (0.223)	0.508** (0.224)	0.374 (0.374)	0.680* (0.377)
样本量	623	573	492	492	573	573
F-Statistics					25.95	27.58
Wald-Chi-squared	2.76	21.00	186.64	193.68		
Pseudo R-squared	0.047	0.135	0.263	0.266	0.532	0.543

注:(1)模型1和模型2为Probit模型;模型3和模型4为Ordinal Probit模型;模型5和模型6为OLS模型。(2)括号内为调整后的稳健标准误差。(3)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

身份替换为土地数量作为新的解释变量,新的估计结果与模型 3、模型 4 一致,初始经济身份系数从 0.937(模型 5)下降为 0.910(模型 6)。可见,血亲网络关系对移民农户的社会流动性产生巨大的影响,农户可以通过血亲这一移民网络实现自身的社会流动。

六、结 语

本文主要考察了近代东北大移民中血亲网络对迁移农户经济福利水平及社会流动的影响。实证结果表明,拥有血亲网络的农户可以通过联合生产和降低交易费用两条途径,在生产要素市场上获得比没有该网络的农户更多的进入优势,从而得到更多的提高自身经济身份和财富的机会;同时还发现在血亲网络的作用下,移民可以更加容易实现自身的向上流动。这些发现不仅强调了血亲网络在改变移民经济福利水平中起到的作用,更重要的是揭示了血亲网络在中国传统社会中所具有的经济功能,而且这一途径不仅在一般的乡村社会成立,即使在移民群体中依然发挥着重要作用。

参考文献:

1. 曹树基(1997):《中国移民史》,第六卷,福建人民出版社。
2. 曹树基(2000):《中国人口史》,第五卷,复旦大学出版社。
3. 陈翰笙(1990):《难民的东北流亡》,《中国农村经济论》,第二编,第 35 册,上海书店。
4. 范立君(2007):《近代关内移民与中国东北社会变迁》,人民出版社。
5. 孔经纬(1986):《东北经济史》,四川人民出版社。
6. 路遇(1987):《清代和民国山东移民东北史略》,上海社会科学出版社。
7. 钱杭(2001):《血缘与地缘之间:中国历史上的联宗与联宗组织》,上海社会科学院出版社。
8. Campbell, Cameron and James Lee(2003), Social Mobility from a Kinship Perspective: Rural Liaoning, 1789-1909. *International Review of Social History*. 47: 1-26.
9. Campbell, Cameron and James Lee(2008), Kin Networks, Marriage, and Social Mobility in Late Imperial China. *Social Science History*. 32: 175-214.
10. Davis, Kingsley(1955), Institutional Patterns Favoring High Fertility in Underdeveloped Areas. *Biodemography and Social Biology*. 2: 33-39.
11. Eckstein, Alexander, Kang Chao, and John Chang(1974), The Economic Development of Manchuria: The Rise of A Frontier Economy. *Journal of Economic History*. 34(1): 239-260.
12. Fafchamps, Marcel and Bart Minten(2002), Returns to Social Network Capital among Traders. *Oxford Economic Papers*. 54: 173-206.
13. Gottschang, Thomas R. and Larry(2000), *Swallows and Settlers: The Great Migration from North China to Manchuria*. Ann Arbor: The University of Michigan.
14. Kung, James Kai-sing and Nan Li(2011), Commercialization as Exogenous Shocks: The Effect of the Soybean Trade and Migration in Manchurian Villages, 1895-1934. *Explorations in Economic History*. 48: 568-589.
15. Lee, James and Feng Wang(1999), *One Quarter of Humanity, Malthusian Mythology and Chinese Realities 1700-2000*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
16. McKeown, Adam(2004), Global Migration, 1846-1940. *Journal of World History*. 15(2): 155-189.

(责任编辑:朱 犁)