

社会资本对人口省际迁移的影响研究

汪伟^{1,2}, 徐乐¹, 蔡嘉雯³, 姜振茂⁴

(1. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433; 2. 上海市金融信息技术研究重点实验室, 上海 200433;
3. 交通银行股份有限公司, 上海 201203; 4. 国泰君安证券股份有限公司博士后科研工作站, 上海 200120)

摘要: 社会资本是影响人口省际迁移的重要动因, 文章在分析社会资本影响人口省际迁移机制的基础上, 使用人口迁移的“度”和“影响力”两个指标, 度量了我国各个省市的人口迁移情况, 并结合利用CFPS面板数据得到的社会资本指标研究发现: 社会资本水平较高的地区吸引了大量人口的迁入, 而社会资本水平较低的地区则成为人口迁出的中心。在此基础上, 文章建立Logit模型对社会资本与人口省际迁移的关系开展了实证研究, 证实当居民由于贫富差距、户籍原因和在政府办事时受到不公待遇以及邻里之间的信任程度高时, 发生跨省迁移行为的概率会提高, 居民在年龄、婚姻状况、受教育程度和职业选择上的差异, 将通过社会资本对其省际迁移行为产生影响。

关键词: 社会资本; 人口省际迁移; 迁移概率

中图分类号: F241.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)01-0089-20

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.01.006

一、引言

改革开放以来, 中国经历了大规模的人口迁移活动, 大量的人口为了追求更好的工作机会和生活条件, 而迁往其他省份。根据国家卫计委公布的《中国流动人口发展报告2017》, 2017年我国流动人口已达2.45亿人。人口的省际迁移, 能够改善不同省份人口分布不均的状况, 是实现人力资源优化配置的重要途径, 研究人口的省际迁移问题具有重要意义。

人口迁移问题历来受到众多学者的重视。除了研究人口迁移率、迁移方向(鲍曙明等, 2005; 丁金宏等, 2005; 王桂新等, 2012; 田明, 2013; 刘昌平和花亚州, 2016)、移民的空间集中(于文丽等, 2012; 徐珊等, 2016; 李荣彬和王国辉, 2016)等人口迁移问题之外, 也有众多国内外学者研究了人口迁移的影响因素。其中, 在理论层面, Fei和Ranis(1964)通过对刘易斯的两部门剩余劳动力模型进行修正, 指出农业劳动生产率、人口增长率和工业资本存量增长率是影响人口迁移的重要因素。Harris和Todaro(1970)构造了城乡人口迁移模型, 研究了预期的城乡收入差异对迁移的影响, 当预期收入大于迁移成本时, 人们就倾向于迁移, 迁移所能获取的利益是农村劳动力迁移到城市的动力。而Piore(1979)提出的劳动力市场分割理论认为城乡二元经济结构及其劳动力需求是人口迁移的重要动因。Stark和Bloom(1985)将家庭作为迁移的主体, 提出了“新经济迁移

收稿日期: 2018-07-20

基金项目: 国家社科基金重大项目(17ZDA049); 国家自然科学基金面上项目(71773071); 上海市浦江人才计划(16PJC034); 上海财经大学研究生创新基金(CXJJ-2018-367)

作者简介: 汪伟(1973-), 男, 湖南湘阴人, 上海财经大学公共经济与管理学院、金融信息技术研究重点实验室, 教授;
徐乐(1990-), 男, 湖南长沙人, 上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生;
蔡嘉雯(1989-), 女, 广东中山人, 交通银行股份有限公司, 经济学硕士;
姜振茂(1988-), 女, 山东东营人, 国泰君安证券股份有限公司博士后科研工作站博士后。

理论”,认为迁移的预期收入和风险都会影响家庭的迁移决策。而在实证研究层面,段成荣(2001)利用1990年人口普查资料,构造人口迁移矩阵,研究发现迁入地和迁出地之间的经济发展和社会发展差距、空间距离是影响迁移的重要因素。Henry等(2003)利用西非国家30个省份的数据,发现人口、社会经济因素和环境条件是造成人口迁移的重要原因。Crozet(2004)利用德国、意大利、西班牙、荷兰和英国的数据,发现市场潜力和价格水平影响了这些国家的人口迁移。Fuchs-Schündeln和Schündeln(2009)利用德国1990—2006年间的微观面板数据发现除了收入前景和就业状况、心理和社会因素对德国境内东移民的迁移行为起着重要的作用。刘生龙(2014)利用中国第四次至第六次的人口普查数据和扩展的引力模型,研究发现迁出省份的人均GDP和总人口、迁入省份的人均GDP和迁移存量是影响中国人口省际迁移的重要因素。曾永明(2017)基于空间OD模型和人口普查数据,研究发现中国人口的省际迁移受迁出地的推力作用弱于迁入地的拉力作用,且性别禀赋在人口迁移的空间选择上存在明显差异。

在人口迁移的影响因素方面,学者们的研究除了聚焦人口总量和地区经济发展差距等方面,对一些社会性因素的考察也逐渐受到关注。社会资本,作为一种个人在组织中利用自己的社会属性获取利益的能力,是影响人口迁移的重要因素。表现为同乡关系网等形式的社会资本由于能够减少省际迁移中的不确定性并降低交易成本,在人口的省际迁移中发挥重要作用,从社会资本角度对人口的省际迁移进行研究,有助于更好地认识人口省际迁移的规律。

以往也有学者注意到了社会资本对我国人口省际迁移的作用。在理论研究层面,李培林(1996)分析了社会资本通过影响交易成本和信息成本进而影响人口流动,蔡昉(2001)指出个人拥有的社会资本禀赋影响了迁移决策,周皓(2012)认为社会资本中的社会交往和身份认同是影响我国流动人口实现社会融合的关键;而在实证研究层面,Bayer等(2008)使用人口普查数据实证检验了美国邻居之间的社会互动对劳动力市场的影响,结果表明居住在同一街区附近的人一起工作的概率超过33%,邻里之间的社会互动对包括就业和工资在内的劳动力市场的各个层面具有显著影响。白积洋(2009)认为社会资本存量影响了迁移人口的集聚程度,并利用迁移者的决策模型,以及2000年的我国人口普查数据和2005年的1%人口抽样调查数据,使用流动链表示社会资本,证实了社会资本存量对人口流动具有正向作用;姚先国和刘湘敏(2002)利用广东省深圳市的外来劳动力问卷调查数据,证实了当存在迁移网络时人们的迁移意愿增强;Chen等(2010)认为同乡迁移可以帮助降低迁移成本和工作寻找成本,甚至对受教育程度起到替代性作用,并借助2006年中国农业普查数据进行实证检验,发现同乡迁移率每上升10%,导致居民的迁移概率上升7.27个百分点。Chen等(2014)使用2007—2012年间收集的北京外来务工人员的移民数据,发现省际迁移、社会资本对个体选择自我雇佣具有正向影响。王春超和冯大威(2018)通过构建创业选择模型并运用2009年中国农村—城市移民调查数据,发现以创业资本和企业家能力度量的社会关系网对移民的创业决策存在明显正向的影响,这意味着,城市社区和谐关系网络和社会信用建设有助于帮助移民寻找创业资金并提高其识别潜在创业机会的能力。

与现有文献相比,本文主要存在以下三方面的差异和贡献:第一,学者们多以完备网络和某一个年度的人口迁移数据研究人口省际迁移的现状,无法观测其动态变化规律。本文采用了三次人口普查数据和2012—2016年中国家庭追踪调查(CFPS)微观面板数据,在现象描述中利用“度”和“影响力”两个人口迁移指标综合展现了迁移率大于5%的人口省际迁移的动态过程,并在实证研究中研究了不同类型社会资本对人口省际迁移的动态影响,这对发现我国流动人口跨省迁移的规律具有重要的现实意义;第二,在社会资本与人口迁移的研究中主要采用融资约束或社会关系网来反映个体的社会资本水平,本文从跨接型社会资本(制度效率信任和普遍信任)

和紧密型社会资本两个方面,更准确地评价了居民实际的社会资本水平,并通过个体层面的差异检验了社会资本影响人口省际迁移的相关机制,是对现有研究文献的补充和延伸;第三,在后续实证的进一步讨论中,依照个体省际迁移的轨迹,本文采用迁入省和迁出省社会资本平均值之比的方式构造了个人社会资本的工具变量,由此反映出迁移地点之间社会资本水平差距对人口省际迁移的影响,较好地处理了现有研究中关于社会资本内生性问题的缺陷。

本文研究发现,社会资本水平对人口的省际迁移具有重要影响。居民因为贫富差距、户籍原因和在政府办事时受到不公待遇以及与他人之间的信任程度高时,更容易做出跨省迁移的决定。在作用机制方面,年龄越大、婚姻状况越好和职业的产业结构属性越高的个体,其制度信任层面的社会资本水平越低,越不容易发生省际迁移行为;年龄越大、受教育程度越高和职业的产业结构属性越高的个体,其制度信任层面的社会资本水平也普遍越低,将降低省际迁移行为发生的概率。

本文的结构安排如下:第二部分梳理社会资本影响人口省际迁移的机制;第三部分在探讨我国各省社会资本和人口省际迁移现状的基础上,利用实证模型检验社会资本与人口省际迁移的关系;第四部分在对数据进行处理的基础上,作进一步讨论;第五部分为研究结论。

二、社会资本影响人口省际迁移的机制探讨

社会资本一般分为跨接型社会资本和紧密型社会资本两种:跨接型社会资本来自弱关系假设,指的是社会经济特征不同的个人或组织之间的连接,既包括个人对群体组织的信任,也包括个人对政府、制度效率的信任;紧密型社会资本来自强关系假设,一般建立在固定的圈子内,通常表现为党群关系、同乡关系、宗族关系等形式,描述了社会经济特征相似的个体之间的关系。社会资本对人口省际迁移的影响表现在以下几个方面:

第一,居民对制度的信任程度影响居民的迁移行为。个体的迁移行为很大程度上是由于其对现在的工作或生活状态的不满所导致的,随着市场化体系的建立,社会交往人数越来越多,社会交往行为也越来越复杂,建立信任所花费的时间和精力也会随之增加。此时,人们利用制度效率信任来识别他人的可信度。某些地区制度建设较为健全、效率高,有助于取得人们的信任,吸引大量人口迁入(冯伟林和李树茁,2016);而某些地区制度建设较为缺乏、效率低,无法保障人们的合法权益,导致大量人口迁出(王春超和冯大威,2018)。由此,本文在跨接型社会资本变量中构造了五个维度的制度效率信任指标用来验证这一渠道的有效性:包括制度效率信任指标 $qn1\ 011$ 、 $qn1\ 012$ 、 $qn1\ 014$ 、 $qn1\ 015$ 和 $qn1\ 016$,其中: $qn1\ 011$ 表示“因贫富差距受到不公”、 $qn1\ 012$ 表示“因户籍受到不公”、 $qn1\ 014$ 表示“受到政府干部不公”、 $qn10\ 15$ 表示“与政府干部发生冲突”、 $qn1\ 016$ 表示“到政府办事受到拖延”,上述制度效率信任指标衡量个体对制度的了解和对制度效力的判断,其不满程度越高,则其所在地区的制度建设较为匮乏、效率低,更容易导致个体发生迁移行为。

第二,居民对人际交往中信任风险的识别影响居民的迁移行为。一个地区人际交往中所反映的社会信任度高,则意味着迁移者可以借助跨接型社会资本传递就业等信息,使得迁移者能够获取更多迁移信息和得到更多的迁移帮助,有助于迁移人口在迁移目的地找到工作(Fuchs-Schündeln 和 Schündeln, 2009; 李荣彬和王国辉, 2016),而对跨接型社会资本较为稀缺的地区来讲,社会交往中更容易出现信任风险,从而增加了交易成本,不利于迁移人口在迁入省市的发展。由此,本文在跨接型社会资本变量中构造了四个维度的普遍信任指标用来验证这一渠道的有效性:包括普遍信任指标 $qn10\ 022$ 、 $qn10\ 024$ 、 $qn10\ 025$ 和 $qn10\ 026$,其中: $qn10\ 022$ 表示“对邻居

的信任度”、*qn1 0024* 表示“对陌生人的信任度”、*qn1 0025* 表示“对干部的信任度”、*qn1 0026* 表示“对医生的信任度”，上述普遍信任指标衡量个体对组织外部的他人所持有的积极性预期，其信任程度越低，则其所在地区人际交往中存在明显的信任风险，更容易导致个体发生迁移。

第三，居民的社会关系网将影响居民的迁移行为。一方面，个体的社会关系网以发挥信息共享的方式来影响人们的迁移行为。社会关系网中个体间相似程度高，团体成员较小，因而在传播就业信息、提高雇主与迁移人员匹配度方面更有效(Zhang 和 Li, 2003; Beaman, 2012)。迁移人口可以通过内部推荐等方式来获取工作机会(Bayer 等, 2008)，而内部推荐作为劳动力市场上一种有效的人才甄别机制，可以提高迁移人口寻找工作的效率，节省寻找工作的时间。另一方面，社会关系网的建立有助于迁移人口在迁移行为中更好地融入迁入省。迁移人口可以通过迁移目的地的社会关系节约人口迁移成本，使迁移人口合理利用资金、人力和物力资源(Palloni 等, 2001)，也可以从同乡那里获得口口相传的工作经验，进一步提高自身的人力资本水平(Bourdieu, 1986; Coleman, 1988)。诸如党群关系、同乡联系(Mitchell, 2008; 陈斌开和陈思宇, 2018)等一系列社会关系网络在某一地区的集聚能够建立排他性的商务关系系统，成员充分享受社会关系网络带来的便利，提高自己在迁入省市的社会地位。由此，本文用代表党群关系的 *party* 指标构造了紧密型社会资本变量来验证这一渠道的有效性，这一指标衡量个体社会关系网络的有效性，其社会关系网络层次越高，则其自身在迁移行为中可能获得的帮助越多，更容易导致个体发生迁移行为。

居民的社会资本水平受到以下渠道影响，从而最终影响个体的迁移行为。第一，年龄将显著影响居民的社会资本水平，年龄越高的个体，其社会参与程度降低(李荣彬和王国辉, 2016)，不仅影响其对社会信任风险的识别，也对其社会关系网络的发展造成负面影响，从而进一步削弱其迁移行为。第二，性别对社会资本水平的影响存在明显差异，受传统观念的影响，男性相较于女性拥有更高的社会资本水平(曾永明, 2017)，但由于女性的劳动参与率不断提高，尤其是城市女性，其较高的社会资本水平将促进其迁移行为的发生。第三，婚姻意味着居民将花更多的时间和精力投入到家庭生活中，交际活动的相对减少势必对个体的社会资本水平产生负面影响，其迁移的可能性也会降低。第四，居民受教育程度的提高会使其人力资本水平获得提升(Chen 等, 2010)，但更重要的是认知能力的提高将使居民对信任风险的认识更为全面，这将阻碍居民社会信任水平的提升，从而直接影响其迁移行为。第五，居民从事的工作所属的行业产业结构越低，将更多地依赖自身社会关系网络所建立的社会信任获得职业机会(Fuchs-Schündeln 和 Schündeln, 2009)，越容易发生迁移行为。第六，收入一方面为居民的迁移行为提供了经济基础(刘昌平和花亚州, 2016)；另一方面，居民收入越可能通过影响其社会资本水平而影响其获得职业的机会，最终影响其迁移行为。

综上所述，居民在个体层面的差异将显著影响其社会资本水平，社会资本通过影响居民对制度的信任、对社会风险的认知以及自身社会关系网络的有效性，在传递就业信息、节省迁移成本、促进迁移人员在迁入省的融合等方面为迁移人员提供便利条件，迁移人口如果能利用社会资本而获得这些帮助，可能有助于迁移人口做出跨省迁移的决策。

三、实证模型和计量结果

(一) 计量模型构建。本文采用 *Logit* 模型开展研究，构造如下计量模型：

$$y = \alpha + \gamma \text{social} + \beta X + \varepsilon \quad (1)$$

其中：*y* 为被解释变量，当受雇工作地点为境内的其他省时，*y*=1，反之则为 0。*social* 代表社会资

本,结合微观数据中的相关变量,本文主要考虑这两类社会资本,一类是跨越型社会资本,包括制度信任指标 $qn1\ 011$ 、 $qn1\ 012$ 、 $qn1\ 014$ 、 $qn1\ 015$ 、 $qn1\ 016$ 和普遍信任指标 $qn10\ 022$ 、 $qn10\ 024$ 、 $qn10\ 025$ 、 $qn10\ 026$ 。本文根据被调查者的回答对制度效率信任指标进行赋值:以 $qn1\ 011$ 为例,当被调查对象有过因贫富差距受到不公行为时,赋值为 3;当被调查对象碰到过类似情形时,赋值为 2;当被调查对象没有碰到过类似情形时,赋值为 1;当被调查对象没有听懂时,赋值为 0。其他制度信任指标的处理方法与此类似。针对普遍信任指标,本文按照信任程度由低到高依次赋值为 0 到 10。另一类是紧密型社会资本,以党群关系 $party$ 代表,当被调查对象为中国共产党员时,赋值为 2;当被调查对象属于民主党派、区县以上的人大代表、工会、共青团、妇联、工商联、非正式的联谊组织、宗教团体、私营企业主协会和个体劳动者协会成员时,赋值为 1;^①如果被调查者不属于以上所有身份,则赋值为 0。

此外,本文还对同类型的社会资本指标取平均值,分别形成综合制度效率信任指标 it 和综合普遍信任指标 gt ,其中:综合制度信任指标 $it = \sum_{i=1,2,4,5,6} qn1\ 01i/5$,综合普遍信任指标 $gt = \sum_{i=2,4,5,6} qn10\ 02i/4$ 。

x 表示控制变量,覆盖可能影响省际迁移的个体层面因素,参考相关文献研究设计(Bayer 等,2008;Chen 等,2014;陈斌开和陈思宇,2018;王春超和冯大威,2018),主要选取包括年龄 age ;性别 $gender$,当性别为男性时,取值为 1,当性别为女性时,取值为 0;婚姻状况 w ,当被调查对象处于婚姻状态时,取值为 2,当被调查对象处于同居状态时,取值为 1,当被调查对象处于离婚、丧偶和未婚状态时,取值为 0;受教育程度 edu ,被调查对象的受教育程度越高, edu 赋值越高。本文考虑的被调查对象的受教育程度包括没有上过学、小学以下、小学、初中、高中、大专、本科和硕士及以上共 8 类,分别赋值为从 0 到 7;职业 $career$,按照从事的产业类别进行赋值,例如,当被调查对象从事第一产业时,赋值为 1;个人收入 $income$ (万元),衡量个人收入水平对迁移的影响。

(二)数据来源和变量的描述性统计。本文采用的数据来源于中国家庭追踪调查(*China Family Panel Studies, CFPS*)2012—2016 年的成人库数据,共有来自 25 个省市的 19 744 个持续三期的有效样本,以进行人口省际迁移的实证研究,各个变量的含义和描述性统计情况见表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计

	变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	y	是否迁移	0.1	0.3	0	1
控制变量	age	年龄	49.8	15.0	17	97
	$gender$	性别	0.5	0.5	0	1
	w	婚姻状况	1.7	0.7	0	2
	edu	受教育程度	2.2	1.6	0	7
	$career$	职业	2.5	0.5	1	3
	$income$	个人收入(万元)	1.0	2.3	0	180
紧密型社会资本	$party$	党群关系	0.3	0.6	0	2
跨越型社会资本 (制度效率信任)	$qn1\ 011$	因贫富差距受到不公	1.3	0.7	0	3
	$qn1\ 012$	因户籍受到不公	1.1	0.5	0	3
	$qn1\ 014$	受到政府干部不公	1.2	0.6	0	3
	$qn1\ 015$	与政府干部发生冲突	1.1	0.4	0	3

^① 数据中可能存在被调查对象既是党员、又是私营业主(妇联、工会成员)的交叉性,本文在数据的具体处理中,将这种交叉性样本赋值为 2,在此感谢审稿人的建议。

续表 1 变量的描述性统计

	变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
跨接型社会资本 (制度效率信任)	qn1 016	到政府办事受到拖延	1.3	0.7	0	3
	it	综合制度效率信任指标	1.2	0.4	0	3
跨接型社会资本 (普遍信任)	qn10 022	对邻居的信任度	6.5	2.2	0	10
	qn10 024	对陌生人的信任度	2.0	2.1	0	10
	qn10 025	对干部的信任度	5.0	2.6	0	10
	qn10 026	对医生的信任度	6.8	2.3	0	10
	gt	综合普遍信任指标	5.1	1.6	0	10

从总体样本的统计特征看,样本的平均年龄为 49.8 岁,婚姻状况都比较稳定,已婚人士占 85.25%。另外,受教育程度的样本均值仅为 2.2,这主要是数据中存在大量农村样本,而农村流动人口普遍学历较低,所以样本的平均受教育程度不高。从被调查对象的职业状况看,从事第三产业的个体占比超过一半。从个人收入状况看,被调查对象的人均收入在 1 万元左右。

此外,紧密型社会资本和两类跨接型社会资本的统计描述性统计情况也列示在表 1 中,从数据的统计情况看,各个变量具有较大的个体差异,满足计量和统计研究的要求。

(三)我国各省的社会资本水平和人口迁移现状。在建立计量模型进行实证检验之前,本文先通过数据对社会资本与人口省际迁移之间的关系进行简单分析。

在人口的省际迁移方面,本文利用“度”和“影响力”两个指标,以及 1990 年、2000 年和 2010 年第四至第六次全国人口普查数据,来衡量人口的省际迁移情况。首先定义“边”的概念,对 i 省,如果与 j 省之间的人口迁移率大于 5%,则把 j 省定义为 i 省的一条边,在此基础上利用公式 $k_i = \sum e_{ij}$ 来计算各个省份的“度”,其中 e_i 表示省份 i 的边数,即人口迁入和迁出省份 i 的比例在 5% 以上的省份数量。考虑人口迁移存在方向上的区别,使用出度 $k_i^{out} = \sum e_{ij}$ 和入度 $k_i^{in} = \sum e_{ji}$,分别衡量人口迁出和迁入 i 省的情况。而各个省份人口迁移“影响力”指标的计算公式为: $V_i(t) = k_i(t) / \sum k_j(t)$,即某个省份的度与总度数的比值,本文使用该指标衡量某个省份在全国迁移中的重要程度。与出度和入度相对应,影响力指标也可以分为在人口迁出方面的影响力和人口迁入方面的影响力,分别用 v^{out} 和 v^{in} 表示。在计算各个省份的人口迁移“影响力”指标时,本文使用各个省份的人口总数作为权重进行加权,以衡量各个省份人口基数对“影响力”指标的影响。

各个省份 1990 年、2000 年和 2010 年三年的人口迁移“度”和“影响力”的计算结果见表 2 所示。在图 1 至图 6 中,本文分别展示了各省份在三个调查周期内人口迁出影响力和人口迁入影响力的分布情况。根据“度”的计算结果,在京津冀、黑龙江、安徽、江西、山东、湖南、广西、云南、甘肃、新疆等地区,迁入人口的来源地越来越集中。以湖南为例,1990 年其流动人口来源省份有浙江、福建、江西、湖北和两广;而到了 2010 年,流动人口主要来源于江西、湖北、广东、川渝和贵州,迁入人口的多样性下降,迁移人口的流向有越来越单一的趋势。而根据“影响力”的计算结果及其在图上的分布情况,1990 年对人口迁移“流入影响力”最大的省份是北京、江苏和广东,说明这三个省份吸引了大量人口的流入;1990 年对人口迁移“流出影响力”最大的省份为安徽、河南和川渝地区,这三个省份由于经济发展水平较低,因此成为人口流出大省。从 2000 年开始,随着经济发展水平的提高,上海和浙江逐渐成为人口迁入大省;而到了 2010 年,上海、浙江与江苏、广东、北京一起,成为了人口迁入大省,而湖北、安徽、河南、川渝地区则成为人口迁出中心。图 1 至图 6 直观展示了第四至第六次人口普查数据中的人口省际迁入和迁出的动态变化。

表 2 各省份的人口迁移情况

省份	1990 年				2000 年				2010 年			
	k^{in}	k^{out}	v^{in}	v^{out}	k^{in}	k^{out}	v^{in}	v^{out}	k^{in}	k^{out}	v^{in}	v^{out}
北京	7	4	0.5	0.02	6	7	0.36	0.04	6	7	0.42	0.05
天津	5	3	0.11	0.01	5	4	0.08	0.01	4	4	0.11	0.02
河北	7	4	0.27	0.19	7	4	0.17	0.11	7	3	0.12	0.11
山西	6	5	0.11	0.04	5	7	0.06	0.07	7	8	0.06	0.12
内蒙古	5	6	0.18	0.11	7	6	0.07	0.08	9	5	0.14	0.06
辽宁	5	6	0.2	0.08	4	7	0.09	0.08	5	9	0.11	0.11
吉林	3	4	0.04	0.11	4	6	0.03	0.1	6	6	0.04	0.09
黑龙江	6	5	0.2	0.27	5	6	0.05	0.18	5	6	0.03	0.16
上海	5	4	0.36	0.02	5	4	0.34	0.02	7	4	0.63	0.03
江苏	5	3	0.41	0.14	4	4	0.24	0.16	5	4	0.45	0.14
浙江	5	6	0.19	0.40	7	4	0.6	0.12	7	6	1.08	0.15
安徽	6	4	0.07	0.33	8	5	0.08	0.45	5	3	0.08	0.3
福建	5	6	0.16	0.13	5	5	0.21	0.1	6	6	0.27	0.12
江西	7	4	0.07	0.19	8	4	0.06	0.34	6	4	0.08	0.26
山东	7	7	0.26	0.27	5	7	0.14	0.19	6	6	0.15	0.22
河南	6	6	0.11	0.44	8	5	0.12	0.36	8	5	0.06	0.5
湖北	5	5	0.13	0.16	5	2	0.09	0.14	6	5	0.09	0.35
湖南	8	1	0.12	0.07	7	1	0.08	0.1	5	2	0.06	0.17
广东	5	6	1.03	0.06	6	9	2.16	0.12	6	8	1.53	0.24
广西	5	1	0.04	0.06	6	1	0.05	0.06	4	1	0.04	0.05
海南	5	1	0.05	0.01	6	1	0.04	0	6	1	0.04	0
川渝	4	8	0.07	1.28	6	5	0.13	0.8	6	5	0.14	0.58
贵州	2	6	0.04	0.19	4	6	0.03	0.23	6	4	0.07	0.2
云南	5	6	0.13	0.08	4	6	0.09	0.07	3	5	0.03	0.1
西藏	2	3	0.01	0	2	2	0	0	3	5	0.01	0.01
陕西	4	7	0.06	0.13	5	4	0.07	0.09	5	6	0.07	0.15
甘肃	6	3	0.07	0.06	6	5	0.04	0.09	5	9	0.02	0.17
青海	5	5	0.03	0.03	4	6	0.01	0.02	5	8	0.02	0.02
宁夏	4	3	0.02	0.01	6	6	0.02	0.02	4	5	0.02	0.01
新疆	5	6	0.27	0.04	4	9	0.14	0.06	4	8	0.06	0.04

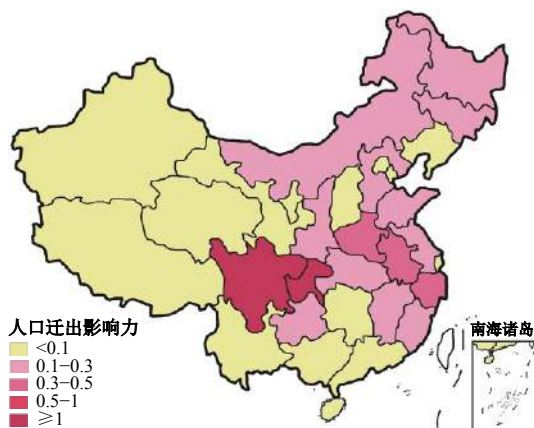


图 1 1990 年人口普查各省份人口迁出影响力



图 2 1990 年人口普查各省份人口迁入影响力



图3 2000年人口普查各省份人口迁出影响力



图4 2000年人口普查各省份人口迁入影响力

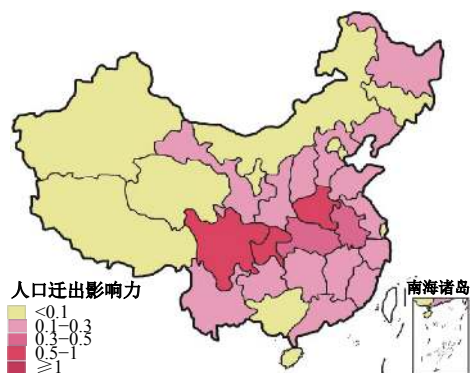


图5 2010年人口普查各省份人口迁出影响力



图6 2010年人口普查各省份人口迁入影响力

说明:图1-图6参照国家测绘地理信息局监制中国地图(审图号:GS(2016)2882号)绘制。

本文利用CFPS三期的调查数据,以 $qn1\ 011$ (因贫富差距受到不公)代表跨越型社会资本(制度效率信任)、以 $qn10\ 022$ (对邻居的信任度)代表跨越型社会资本(普遍信任)、以 $party$ (党群关系)代表紧密型社会资本,用来表示各个省份的社会资本的动态变化情况,见表3所示。^①在制度效率信任方面,贵州省、广西壮族自治区、湖南省和陕西省等地居民在考察期内由于贫富差距等问题受到社会不公待遇的情形较多,其中贵州省居民最常遭遇不公行为,这说明上述地区居民在日常生活中更可能遭遇不公,这将直接影响到他们对居住地制度效率的信心,从而导致流动人口的迁出。而华东地区、京津地区居民则较少遭遇类似情况,这说明在这些地区,居民能够获得更大的公平,获得更多的发展机会,更适宜流动人口的迁入。在普遍信任方面,河北省、山东省、河南省和安徽省等地居民在考察期内反映出对邻居的信任度相对较高,其中:河北省居民在三期中均呈现对邻居的信任度最高,这说明这些地区居民越可能在迁移过程中获得来自社会关系网的帮助,增加做出迁移决策的行为。相比较之下,福建省、京沪地区居民对其他人信任度较低,这将导致这些地区的居民难以传递“迁移信息”,从而减少居民的迁出行为。在紧密型社会资本上,北京市、上海市和天津市居民在考察期内的党群关系最为密切,这些省市由于经济发展水平靠前,长期吸引了大量流动人口的迁入,而由社会团体成员及同乡联系所建立的社会关系网将有助于迁移人口在迁移初期和迁移后期更好地融入迁入省,从而增加迁移行为的发生。而川渝地区、河北省的居民在考察期内反映出的党群关系较弱,这将不利于迁移人口减少对迁入城市的陌生感,妨碍当地吸引流动人口。

① 由于篇幅所限,各省份社会资本单个变量的动态变化情况见本文附录表8、表9、表10。

表 3 各省份的社会资本情况

省份	2012 年			2014 年			2016 年		
	<i>qn1 011</i>	<i>qn10 022</i>	<i>party</i>	<i>qn1 011</i>	<i>qn10 022</i>	<i>party</i>	<i>qn1 011</i>	<i>qn10 022</i>	<i>party</i>
北京市	1.28	6.30	0.51	1.32	6.28	0.58	1.32	6.40	0.59
天津市	1.22	6.83	0.36	1.30	6.58	0.28	1.26	6.76	0.47
河北省	1.20	6.85	0.21	1.35	7.19	0.23	1.18	7.08	0.31
山西省	1.22	6.52	0.21	1.46	6.64	0.22	1.35	6.62	0.38
辽宁省	1.18	6.43	0.27	1.28	6.50	0.24	1.17	6.50	0.36
吉林省	1.28	6.11	0.24	1.44	6.62	0.23	1.26	6.42	0.39
黑龙江省	1.19	6.51	0.32	1.33	6.55	0.25	1.20	6.57	0.41
上海市	1.18	6.23	0.33	1.33	6.21	0.33	1.15	6.44	0.50
江苏省	1.19	6.20	0.23	1.29	6.60	0.22	1.17	6.13	0.40
浙江省	1.24	6.52	0.32	1.35	6.93	0.25	1.21	6.55	0.41
安徽省	1.33	6.29	0.29	1.27	6.82	0.23	1.34	6.99	0.42
福建省	1.40	5.65	0.18	1.47	6.36	0.15	1.26	6.41	0.34
江西省	1.44	6.22	0.21	1.27	6.39	0.26	1.28	6.53	0.33
山东省	1.11	6.78	0.22	1.23	7.19	0.20	1.16	7.02	0.32
河南省	1.19	6.60	0.29	1.30	6.84	0.23	1.22	6.83	0.36
湖北省	1.22	6.66	0.31	1.45	7.00	0.35	1.37	6.64	0.50
湖南省	1.32	6.28	0.36	1.42	6.66	0.35	1.34	6.63	0.48
广东省	1.29	6.17	0.24	1.40	6.55	0.20	1.31	6.39	0.36
广西壮族自治区	1.43	6.25	0.22	1.47	6.36	0.23	1.42	6.43	0.30
重庆市	1.38	6.26	0.25	1.41	6.53	0.21	1.41	6.72	0.31
四川省	1.25	6.02	0.17	1.46	6.59	0.21	1.26	6.72	0.34
贵州省	1.47	5.90	0.19	1.62	6.10	0.23	1.41	6.39	0.38
云南省	1.30	6.16	0.21	1.58	6.70	0.23	1.37	6.61	0.40
陕西省	1.35	6.30	0.28	1.48	6.49	0.32	1.31	6.45	0.42
甘肃省	1.32	6.25	0.26	1.43	6.42	0.25	1.25	6.57	0.32

说明: 由于 *CFPS* 数据中青海省、海南省、西藏自治区、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区等六省区的调查样本太少, 本文在社会资本的现状描述中将其剔除。

本文利用 *CFPS*2012—2016 三期数据中个体的迁移轨迹反映了每一期各省份迁出人口与迁入人口的占比情况(图略)。同期比较, 在 2012 年, 山东省、陕西省、四川省和湖南省迁出人口较多, 而迁入人口则集中在京津、长三角和珠三角地区; 2014 年, 大量人口从河南省、甘肃省、贵州省和四川省迁出, 去向多为北京市、上海市和广东省等地; 到了 2016 年, 迁出人口较多的省份为河南省、甘肃省、四川省和贵州省, 而迁入人口多集中在环渤海、长三角和广东省等地区。从三期数据看, 河南省、贵州省、湖南省和川渝地区等地属于迁出人口大省, 而京津地区、沿海的经济发达地区如长三角各省份和广东省则成为了吸引流动人口大量迁入的目的地。

(四)实证结果。1. 社会资本单个变量对人口省际迁移的影响。本文采用面板 *Logit* 模型对(1)式进行估计, 由于数据中控制变量 *gender* 为非时变变量, 所以模型的估计采用随机效应方式(*RE*)进行, 为了估计结果的稳健性, 我们在附录部分报告了模型采用人均方式(*PA*)进行估计的结果。首先考察单个社会资本变量对人口省际迁移的影响, 根据表 4 的估计结果, *LR* 统计量对应的 *P* 值均为 0.00, 显示模型各个变量的联合显著性良好。

在跨越型社会资本中, *qn1 011*(因贫富差距受到不公)和 *qn1 012*(因户籍受到不公)估计系数

表4 社会资本单个变量对人口省际迁移的影响

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
<i>qn1 011</i>	0.237*** (0.088)									
<i>qn1 012</i>		0.314*** (0.114)								
<i>1 014</i>			0.190* (0.098)							
<i>qn1 015</i>				0.157 (0.137)						
<i>qn1 016</i>					0.183** (0.085)					
<i>qn10 022</i>						0.088*** (0.030)				
<i>qn10 024</i>							0.065** (0.032)			
<i>qn10 025</i>								0.046* (0.026)		
<i>qn10 026</i>									0.063** (0.027)	
<i>party</i>										-0.011 (0.126)
<i>age</i>	-0.079*** (0.012)	-0.079*** (0.011)	-0.078*** (0.012)	-0.077*** (0.010)	-0.077*** (0.010)	-0.080*** (0.010)	-0.078*** (0.013)	-0.078*** (0.011)	-0.079*** (0.010)	-0.076*** (0.011)
<i>gender</i>	0.800*** (0.191)	0.810*** (0.187)	0.806*** (0.193)	0.810*** (0.179)	0.784*** (0.179)	0.769*** (0.177)	0.838*** (0.205)	0.822*** (0.188)	0.799*** (0.178)	0.831*** (0.187)
<i>w</i>	0.103 (0.104)	0.100 (0.104)	0.107 (0.104)	0.111 (0.103)	0.104 (0.103)	0.089 (0.103)	0.121 (0.105)	0.112 (0.103)	0.093 (0.103)	0.121 (0.104)
<i>edu</i>	-0.430*** (0.077)	-0.433*** (0.074)	-0.424*** (0.076)	-0.420*** (0.066)	-0.429*** (0.068)	-0.446*** (0.069)	-0.438*** (0.083)	-0.424*** (0.072)	-0.429*** (0.067)	-0.413*** (0.072)
<i>career</i>	-0.930*** (0.154)	-0.937*** (0.147)	-0.905*** (0.151)	-0.887*** (0.134)	-0.894*** (0.134)	-0.943*** (0.139)	-0.892*** (0.163)	-0.893*** (0.144)	-0.927*** (0.137)	-0.861*** (0.140)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232
LR 统计量	180.53	177.79	182.18	185.69	185.00	179.91	182.68	182.27	177.10	186.16
(<i>p</i> 值)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

说明: *、**和***分别表示 *P* 值为 10%、5% 和 1% 水平上显著, 括号内为标准误。下表同。

为正, 且在 1% 水平上显著; *qn1 014*(受到政府干部不公)和 *qn1 016*(因政府办事受到拖延)分别在 10% 和 5% 水平上为正, 即当居民因为贫富差距、户籍原因和在政府办事时受到不公待遇时, 容易迁出某个省份。反映普遍信任的跨接型社会资本变量的估计系数均显著, 其中: *qn10 022*(对邻居的信任度)在 1% 水平上为正, *qn10 024*(对陌生人的信任度)和 *qn10 026*(对医生的信任度)在 5% 水平上为正, *qn10 025*(对干部的信任度)在 10% 水平上为正, 这表明对他人的信任度越高, 就越可能会利用外部提供的就业信息而迁出某省。而以 *party* 代表的紧密型社会资本对跨省迁移的影响在估计中并不显著, 可能的原因是, 在中国, 党群关系的巩固更能加深个体在当地的社

会资本,从而阻碍其迁移行为,本文将在进一步讨论部分继续探讨紧密型社会资本对人口省际迁移的影响。

此外,根据表4,年龄、性别、教育程度、职业和收入都对人口迁移具有显著的影响,其中年龄 *age* 的影响显著为负,居民的年纪越大,越不容易迁出或迁入某个省份。性别 *gender* 的估计系数显著为正,说明与女性相比,男性更容易发生跨省的迁移。婚姻状况 *w* 的估计系数不显著,根据本文的估计,婚姻状态并未直接对省际人口迁移产生显著影响。而受教育程度 *edu* 的估计系数显著为负,说明在本文选取的样本中,低学历者比高学历者更容易迁出或迁入某个省份。职业 *career* 的估计系数显著为负,说明从事第一产业的居民更容易发生省际迁移,与现实中农民工跨省务工的情形相符。而个人收入 *income* 的估计系数显著为正,说明一个人的收入水平越高,越能为发生跨省迁移提供经济基础。

2. 跨接型社会资本变量对人口省际迁移的机制分析。本文采用跨接型社会资本分类变量与其影响因素构造交互项对社会资本与人口省际迁移之间的作用机制进行估计,由于紧密型社会资本在基础回归中对人口省际迁移的影响并不显著,所以本文不再讨论其影响机制,只是将其作为控制变量加入模型中,估计结果见表5和表6。

表5 跨接型社会资本(制度效率信任)变量对人口省际迁移的机制分析

变量	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)
<i>it</i>	1.143*** (0.323)	1.101*** (0.269)	0.629*** (0.223)	0.470* (0.240)	1.265*** (0.335)	0.493*** (0.158)
<i>it</i> × <i>age</i>	-0.021** (0.009)					
<i>it</i> × <i>w</i>		-0.460*** (0.155)				
<i>it</i> × <i>gender</i>			-0.333 (0.282)			
<i>it</i> × <i>edu</i>				-0.018 (0.082)		
<i>it</i> × <i>career</i>					-0.413*** (0.149)	
<i>it</i> × <i>income</i>						-0.030 (0.029)
<i>age</i>	-0.062*** (0.012)	-0.087*** (0.010)	-0.082*** (0.010)	-0.080*** (0.011)	-0.088*** (0.010)	-0.081*** (0.011)
<i>gender</i>	0.714*** (0.175)	0.706*** (0.171)	1.161*** (0.395)	0.758*** (0.181)	0.694*** (0.171)	0.753*** (0.184)
<i>w</i>	0.044 (0.106)	0.637*** (0.214)	0.078 (0.103)	0.087 (0.104)	0.033 (0.104)	0.087 (0.104)
<i>edu</i>	-0.490*** (0.072)	-0.479*** (0.070)	-0.450*** (0.070)	-0.420*** (0.116)	-0.492*** (0.072)	-0.450*** (0.076)
<i>career</i>	-1.114*** (0.152)	-1.095*** (0.147)	-0.988*** (0.143)	-0.961*** (0.151)	-0.603*** (0.170)	-0.972*** (0.150)
<i>income</i>	0.032* (0.016)	0.033** (0.016)	0.033** (0.016)	0.033** (0.016)	0.033** (0.016)	0.080* (0.045)
<i>party</i>	0.043 (0.129)	0.045 (0.127)	0.020 (0.126)	0.015 (0.127)	0.047 (0.128)	0.010 (0.128)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232
LR 统计量(<i>p</i> 值)	124.08(0.00)	130.64(0.00)	117.85(0.00)	93.82(0.00)	137.85(0.00)	81.81(0.00)

表6 跨接型社会资本(普遍信任)变量对人口省际迁移的机制分析

变量	模型(17)	模型(18)	模型(19)	模型(20)	模型(21)	模型(22)
<i>gt</i>	0.332*** (0.084)	0.215*** (0.071)	0.202*** (0.061)	0.267*** (0.070)	0.345*** (0.087)	0.166*** (0.048)
<i>gt</i> × <i>age</i>	-0.006*** (0.002)					
<i>gt</i> × <i>w</i>		-0.061 (0.042)				
<i>gt</i> × <i>gender</i>			-0.126 (0.081)			
<i>gt</i> × <i>edu</i>				-0.060** (0.025)		
<i>gt</i> × <i>career</i>					-0.111*** (0.040)	
<i>gt</i> × <i>income</i>						-0.017 (0.012)

续表6 跨越型社会资本(普遍信任)变量对人口省际迁移的机制分析

变量	模型(17)	模型(18)	模型(19)	模型(20)	模型(21)	模型(22)
<i>age</i>	-0.059*** (0.012)	-0.085*** (0.010)	-0.085*** (0.010)	-0.088*** (0.011)	-0.091*** (0.010)	-0.083*** (0.010)
<i>gender</i>	0.718*** (0.171)	0.762*** (0.173)	1.405*** (0.436)	0.750*** (0.174)	0.723*** (0.171)	0.776*** (0.177)
<i>w</i>	0.037 (0.104)	0.368 (0.224)	0.072 (0.104)	0.045 (0.104)	0.026 (0.104)	0.078 (0.103)
<i>edu</i>	-0.497*** (0.071)	-0.467*** (0.070)	-0.465*** (0.071)	-0.176 (0.122)	-0.497*** (0.071)	-0.452*** (0.070)
<i>career</i>	-1.136*** (0.151)	-1.034*** (0.145)	-1.022*** (0.144)	-1.078*** (0.150)	-0.593*** (0.176)	-0.990*** (0.141)
<i>income</i>	0.031* (0.016)	0.032* (0.016)	0.032* (0.016)	0.032** (0.016)	0.032* (0.016)	0.116* (0.061)
<i>party</i>	0.031 (0.128)	0.004 (0.127)	0.003 (0.127)	0.020 (0.128)	0.033 (0.128)	-0.010 (0.126)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232
LR 统计量(p 值)	142.46(0.00)	129.63(0.00)	117.16(0.00)	120.37(0.00)	142.19(0.00)	110.30(0.00)

由表5估计结果可见,制度效率信任综合指标将通过年龄、婚姻状况和职业这三类作用机制影响个体的省际迁移。其中:高龄人群的社会参与度降低,将使其社会资本水平降低,从而导致迁移率的降低;个体的婚姻状况良好,则意味着个体将对家庭生活投入更多的时间和精力,相应地将减少其交际圈活动,降低其社会资本水平,最终影响到其省际迁移行为;从事服务业和高端制造业的个体其职业的产业结构属性较高,这类工作者由于人力资本水平的提升,其在工作中遭遇到的社会不公情况较少,其对社会资本的依赖也较少,从而使其迁移率下降。其他几项作用机制在本文估计的样本范围内影响并不显著。

由表6估计结果可见,普遍信任综合指标通过年龄、受教育程度和职业这三条渠道影响个体的省际迁移。个体的年龄越大,其社会参与度越低,其社会关系网也更疏离,这将使其社会信任度下降,从而导致迁移率的降低;个体受教育程度越高,其对社会失信现象认识更为深刻,信任风险意识更强,这将阻碍其社会信任水平的提升,对社会资本水平产生负面作用,最终影响其迁移率;个体职业的产业结构属性越低,将越依赖其社会关系网,尤其是由同乡关系获得的职业机会,即在职业选择的过程中形成“社会资本的质量越低却越倚赖社会资本”的悖论,而个体从事工作的产业结构层次越高,其对以社会关系建立的社会资本的信任度越低,从而使其迁移率下降。其他几项作用机制在本文估计的样本范围内影响并不显著。

此外,从控制变量的估计结果看,年龄的估计系数显著为负,居民年纪越大,越不容易发生跨省迁移行为,与现实状况相符;性别的估计系数显著为正,与女性相比,男性更容易发生迁移行为;受教育程度和职业的估计系数显著为负,表明受教育程度较低和从事第一产业的居民更容易发生跨省迁移;而收入的估计系数为正,居民的收入状况较好时,能为居民跨省迁移提供较好的经济基础;党群关系对个体省际迁移的作用不明显。

四、进一步讨论

这里使用CFPS面板数据,对上文的实证模型作进一步讨论。主要解决三个问题:第一,解决迁移概率与社会资本之间的联立内生问题;第二,上文使用党群关系来作为紧密型社会资本的代理指标,这里使用“同乡联系”作为代理变量,进一步讨论紧密型社会资本对人口省际迁移的影响;第三,比较迁出地和迁入地在社会资本水平方面的差距对人口省际迁移的影响。

首先,解决模型存在的联立内生问题:当居民迁出一个地区时,往往对该地区制度效率的印象也会趋于恶化,从而影响对制度效率的信任水平,Alesina和La Ferrara(2002)以及Miguel等

(2006)均证实了劳动力流动对信任的影响。因此,在模型(1)中,不仅社会资本水平影响居民迁移率,居民迁移率也会影响社会资本水平。文献中多采用一个地区社会资本的均值作为个人社会资本的变量,来解决被解释变量与解释变量之间存在的联立内生问题,Rozelle等(1999)的研究也证实了该类工具变量的有效性:一方面,一个地区的社会资本由于其能够降低交易成本,具有公共品的属性(Collier, 1998; Fukuyama, 2000),因此能够影响个人层面的社会资本水平,同时地区层面的社会资本水平又不会对个人的迁移产生影响。本文采用该方法,重新构造了社会资本水平的工具变量,以解决迁移率与社会资本水平之间存在的联立内生问题。社会资本指标定义如下: $sqn = \text{迁入省社会资本的均值} / \text{迁出省社会资本的均值}$ 。此外,采用迁入省和迁出省社会资本均值之比的方式,也有助于检验迁移地点之间社会资本水平差距对人口省际迁移的影响。各个社会资本指标的定义与表1相同。

此外,本文采用“同乡联系”来作为紧密型社会资本的代理变量,由于无法获取迁移人口在迁入省份获得的同乡帮助信息,本文观察当期的人口迁移轨迹,以在前一期具有相似迁移轨迹的人口的迁移率,作为当期“同乡联系”的代理指标。例如,被调查者在2012年从A地区迁移到B地区,本文以在2010年同样从A地区迁移到B地区的人口的迁移率,作为2012年该被调查者的“同乡联系”指标。同乡联系用 tx 表示。

CFPS数据中包含迁移人口迁出省份和迁入省份的信息,本文利用该指标,在上文计量模型的基础上,进一步对人口的跨省迁移问题进行讨论。被解释变量为 y_{ijt} ,当居民现在所在地的省与出生时的省不同时,认为居民发生了跨省的迁移, $y_{ijt}=1$;当居民现在所在省与出生时的省相同时,认为居民没有发生跨省迁移, $y_{ijt}=0$ 。

控制变量包括年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、职业和收入差异。其中:收入差异的定义方式与社会资本变量相似,采用迁入省的个人收入平均值与迁出省的个人收入平均值之比表示。其他控制变量的含义与第三部分相同。采用Logit模型进行两阶段IV估计,估计结果见表7。各模型的Durbin-Wu-Hausman内生性检验结果统计量P值均为0.00,即拒绝各社会资本指标是外生变量的假设,即模型存在内生性变量,需要用工具变量进行估计。从第一阶段弱工具变量检验结果可知,使用重新定义的迁移的社会资本变量作为工具变量,各模型弱工具变量检验Cragg-Donald统计量均远远大于10%显著水平下的临界值16.38,即模型不存在弱工具变量的问题。根据表7的估计,在跨接型社会资本(制度信任)层面,表示因贫富差距受到不公的变量 $qn1\ 011$ 的系数在1%水平上显著为负,说明与被调查对象迁入地相比,迁出地因贫富差距受到不公的现象越严重,被调查对象越容易迁往其他省市。表示因户籍受到不公的变量 $qn1\ 012$ 在1%水平上显著为负,说明与被调查对象迁入地相比,迁出地因户籍原因受到不公的现象越严重,被调查对象同样更容易迁往其他省市。此外,表示受到政府干部不公的变量 $qn1\ 014$ 、与政府干部发生冲突的变量 $qn1\ 015$ 、到政府办事受到拖延的变量 $qn1\ 016$ 的估计系数均在1%水平上显著为负,说明与被调查对象迁入地相比,迁出地的社会不公现象越严重,越容易导致居民迁移到其他省市。

而在跨接型社会资本(普遍信任)层面,表示对邻居信任度的变量 $qn10\ 022$ 估计系数为-0.065,且在1%水平上显著,说明被调查对象对迁出地邻居的信任度越高,邻里关系越好,越可能利用邻居提供的信息、接受邻居提供的就业机会而迁往其他省市。表示对陌生人信任度的变量 $qn10\ 024$ 、对干部信任度的变量 $qn10\ 025$ 和对医生信任度的变量 $qn10\ 026$ 的估计系数也在1%水平上显著为负,说明当被调查对象对迁出地的陌生人、干部和医生的信任程度比较高时,越能利用从他们那里获得的相应信息,从而越容易发生迁移行为。

此外,根据表7对模型1至模型5和模型7的估计,紧密型社会资本变量——同乡联系

tx 的估计系数显著为正,说明当个人在迁入地有较多的同乡时,能够获得的同乡帮助越多,越容易发生跨省迁移行为。

在上文的基础上,表7增加了对收入差距指标 *sincome* 的估计结果,显示 *sincome* 的系数均显著为正,说明与迁出地相比,迁入地收入越高,对迁移人口的吸引力越强,证明经济层面的吸引力是导致人口发生跨省迁移的重要原因。

表7 社会资本对人口省际迁移的影响——进一步讨论

变量名	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
<i>qn1 011</i>	-0.280*** (0.023)								
<i>qn1 012</i>		-0.328*** (0.025)							
<i>qn1 014</i>			-0.339*** (0.026)						
<i>qn1 015</i>				-0.323*** (0.029)					
<i>qn1 016</i>					-0.311*** (0.028)				
<i>qn10 022</i>						-0.065*** (0.005)			
<i>qn10 024</i>							-0.316*** (0.047)		
<i>qn10 025</i>								-0.094*** (0.009)	
<i>qn10 026</i>									-0.055*** (0.004)
<i>age</i>	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.001 (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
<i>gender</i>	0.025*** (0.004)	0.020*** (0.003)	0.036*** (0.004)	0.021*** (0.003)	0.043*** (0.005)	0.025*** (0.003)	0.135*** (0.022)	0.010** (0.004)	0.003 (0.003)
<i>w</i>	-0.002 (0.003)	0.002 (0.002)	0.001 (0.003)	0.001 (0.002)	0.008** (0.003)	0.004 (0.002)	-0.027*** (0.008)	-0.010*** (0.003)	0.001 (0.002)
<i>edu</i>	-0.010*** (0.001)	-0.008*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.004** (0.002)	0.001 (0.001)	0.066*** (0.012)	-0.006*** (0.001)	-0.008*** (0.001)
<i>career</i>	-0.001 (0.004)	-0.004 (0.003)	0.003 (0.004)	-0.008*** (0.003)	0.004 (0.004)	-0.014*** (0.003)	0.002 (0.011)	-0.016*** (0.004)	-0.016*** (0.002)
<i>sincome</i>	0.465*** (0.024)	0.461*** (0.023)	0.467*** (0.024)	0.447*** (0.023)	0.459*** (0.026)	0.471*** (0.025)	0.513*** (0.042)	0.473*** (0.028)	0.469*** (0.025)
<i>tx</i>	0.031*** (0.007)	0.075*** (0.008)	0.029*** (0.007)	0.020*** (0.006)	0.037*** (0.008)	0.009 (0.006)	0.072*** (0.019)	0.008 (0.007)	0.007 (0.005)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232
DWH 统计量	170.92	185.99	203.49	94.61	140.90	190.14	140.19	187.74	207.96
(P 值)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
CD 统计量	631.94	915.23	599.81	760.69	506.42	1 435.26	60.28	464.12	1 847.00
(P 值)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

五、结论与启示

本文使用人口迁移的“度”和“影响力”两个指标,度量了我国各个省市的人口迁移情况,发现我国人口迁移有地区偏好的特征,在某些地区出现了同乡集聚的现象,结合利用 *CFPS* 面板数据得到的社会资本指标,发现社会资本水平较高的地区,吸引了大量人口迁入;而社会资本水平较低的地区,则成为人口迁出的中心。本文认为,社会资本水平对人口的省际迁移具有重要影响,进而利用面板 *Logit* 模型开展实证检验,证实了居民因为贫富差距、户籍原因和在政府办事时受到不公待遇以及与他人之间的信任程度高时,更容易作出跨省迁移的决定。在作用机制方面,居民在年龄、婚姻状况和职业选择上的差异,将通过制度效率信任层面的社会资本水平对其省际迁移行为产生影响;居民在年龄、受教育程度和职业选择上的差异,将通过普遍信任层面的社会资本水平对其省际迁移行为产生影响。

根据本文的研究结果,社会资本水平较低,容易导致人口迁出;而社会资本水平较高的地区,则可以吸引大量人口迁入。为此,政府在制定有关人才引进的相关政策时,需要有侧重地提高本地区的社会资本水平,通过完善社会资本以提高人口迁入意愿。政府可以采取以下措施:第一,通过大力发展经济,提高居民的收入水平,缩小贫富差距,并通过教育宣传等手段提高居民素质,进一步消除贫富差距歧视,营造良好的社会环境。第二,进一步改革户籍制度,减少户籍制度在居民就业上的限制,并进一步消除地域歧视,提高社会的包容性。第三,深化简政放权改革,利用“互联网+”政务的新模式进一步提高政府的办事效率,提升人民群众对政府工作的满意程度,营造良好的党群关系。第四,通过开展各种市民活动和社区活动,提高市民间、邻里间的和睦程度,营造陌生人之间、邻居间互信的社会环境。

主要参考文献:

- [1]白积洋. 人口迁移空间选择机制的经济学分析[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2009, (5): 62-69.
- [2]鲍曙明,时安卿,侯维忠. 中国人口迁移的空间形态变化分析[J]. *中国人口科学*, 2005, (5): 28-36.
- [3]蔡昉. 劳动力迁移的两个过程及其制度障碍[J]. *社会学研究*, 2001, (4): 44-51.
- [4]陈斌开,陈思宇. 流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?[J]. *经济研究*, 2018, (3): 35-49.
- [5]丁金宏,刘振宇,程丹明,等. 中国人口迁移的区域差异与流场特征[J]. *地理学报*, 2005, (1): 106-114.
- [6]段成荣. 省际人口迁移迁入地选择的影响因素分析[J]. *人口研究*, 2001, (1): 56-61.
- [7]冯伟林,李树苗. 人力资本还是社会资本?——移民社会适应的影响因素研究[J]. *人口与发展*, 2016, 22(4): 2-9.
- [8]李培林. 流动民工的社会网络和社会地位[J]. *社会学研究*, 1996, (4): 42-52.
- [9]李荣彬,王国辉. 省际省内流动人口的分布、关联及影响因素[J]. *城市问题*, 2016, (10): 51-58.
- [10]刘昌平,花亚州. “乡—城”人口迁移对城镇劳动工资的影响研究[J]. *中国人口科学*, 2016, (2): 35-46.
- [11]刘生龙. 中国跨省人口迁移的影响因素分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2014, (4): 83-98.
- [12]田明. 中国东部地区流动人口城市间横向迁移规律[J]. *地理研究*, 2013, (8): 1486-1496.
- [13]王春超,冯大威. 中国乡—城移民创业行为的决定机制——基于社会关系网的分析视角[J]. *经济学(季刊)*, 2018, (1): 355-382.
- [14]王桂新,潘泽瀚,陆燕秋. 中国省际人口迁移区域模式变化及其影响因素——基于 2000 和 2010 年人口普查资料的分析[J]. *中国人口科学*, 2012, (5): 2-13.
- [15]徐姗,邓羽,王开泳. 中国流动人口的省际迁移模式、集聚格局与市民化路径[J]. *地理科学*, 2016, (11): 1637-1642.
- [16]姚先国,刘湘敏. 劳动力流迁决策中的迁移网络[J]. *浙江大学学报(人文社会科学版)*, 2002, (4): 125-130.
- [17]于文丽,蒲英霞,陈刚,等. 基于空间自相关的中国省际人口迁移模式与机制分析[J]. *地理与地理信息科学*, 2012,

- (2): 44–49.
- [18]周皓. 流动人口社会融合的测量及理论思考[J]. 人口研究, 2012, (3): 27–37.
- [19]曾永明. 中国省际人口迁移的地缘效应与驱动机制: 男女有别吗?[J]. 人口研究, 2017, (5): 40–51.
- [20]Alesina A, La Ferrara E. Who trusts others?[J]. *Journal of Public Economics*, 2002, 85(2): 207–234.
- [21]Bayer P, Ross S L, Topa G. Place of work and place of residence: Informal hiring networks and labor market outcomes[J]. *Journal of Political Economy*, 2008, 116(6): 1150–1196.
- [22]Beaman L A. Social networks and the dynamics of labour market outcomes: Evidence from refugees resettled in the U.S[J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(1): 128–161.
- [23]Bourdieu P. The forms of capital[A]. Richardson J G. Handbook of theory and research for the sociology of education[C]. New York: Greenwood Press, 1986.
- [24]Chen M, Zhou Y X, Ye J Y. Self-employment choices of rural migrants in China: Distance and social network[R]. Stockholm School of Economics Working Paper No.31, 2014.
- [25]Chen Y Y, Jin G Z, Yue Y. Peer migration in China[R]. NBER Working Paper No.15671, 2010.
- [26]Coleman J S. Social capital in the creation of human capital[J]. *American Journal of Sociology*, 1988, 94: S95–S120.
- [27]Collier P. Social capital and poverty[R]. Social Capital Initiative Working Paper No.4, 1998.
- [28]Crozet M. Do migrants follow market potentials? An estimation of a new economic geography model[J]. *Journal of Economic Geography*, 2004, 4(4): 439–458.
- [29]Fei J C H, Ranis G. Development of the labor surplus economy: Theory and policy[M]. New Haven: Yale University Press, 1964.
- [30]Fuchs-Schündeln N, Schündeln M. Who stays, who goes, who returns? East-West migration within Germany since reunification[J]. *Economics of Transition*, 2009, 17(4): 703–738.
- [31]Fukuyama F. Social capital and civil society[R]. IMF Working Paper No.0074, 2000.
- [32]Harris J R, Todaro M P. Migration, unemployment and development: A two-sector analysis[J]. *The American Economic Review*, 1970, 60(1): 126–142.
- [33]Henry S, Boyle P, Lambin E F. Modelling Inter-provincial migration in Burkina Faso, West Africa: The role of socio-demographic and environmental factors[J]. *Applied Geography*, 2003, 23(2-3): 115–136.
- [34]Miguel E, Gertler P, Levine D I. Does industrialization build or destroy social networks?[J]. *Economic Development and Culture Change*, 2006, 54(2): 287–317.
- [35]Mitchell K. Networks of ethnicity[A]. Sheppard E, Barnes T. A companion to economic geography[M]. Beijing: The Commercial Press, 2008.
- [36]Palloni A, Massey D S, Ceballos M, et al. Social capital and international migration: A test using information on family networks[J]. *American Journal of Sociology*, 2001, 106(5): 1262–1298.
- [37]Piore M J. Birds of passage: Migrant labor and industrial societies[M]. Cambridge, England: Cambridge University Press, 1979.
- [38]Rozelle S, Taylor J E, de Brauw A. Migration, remittances, and agricultural productivity in China[J]. *The American Economic Review*, 1999, 89(2): 287–291.
- [39]Stark O, Bloom D E. The new economics of labor migration[J]. *The American Economic Review*, 1985, 75(2): 173–178.
- [40]Zhang X B, Li G. Does *guanxi* matter to nonfarm employment?[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(2): 315–331.

附录

表 8 2012 年各省份的社会资本情况

省份	制度效率信任指标					普遍信任指标				紧密型
	qn1 011	qn1 012	qn1 014	qn1 015	qn1 016	qn10 022	qn10 024	qn10 025	qn10 026	
北京市	1.28	1.13	1.15	1.03	1.33	6.30	2.51	4.51	6.43	0.51
天津市	1.22	1.09	1.11	1.02	1.19	6.83	2.72	4.86	7.03	0.36
河北省	1.20	1.09	1.14	1.06	1.20	6.85	1.99	5.09	6.99	0.21
山西省	1.22	1.10	1.13	1.05	1.17	6.52	1.86	4.86	6.85	0.21
辽宁省	1.18	1.06	1.14	1.08	1.23	6.43	1.80	4.51	6.43	0.27
吉林省	1.28	1.08	1.18	1.12	1.33	6.11	1.39	4.50	6.38	0.24
黑龙江省	1.19	1.05	1.09	1.06	1.21	6.51	1.74	4.34	6.10	0.32
上海市	1.18	1.14	1.15	1.08	1.23	6.23	2.56	4.61	6.38	0.33
江苏省	1.19	1.05	1.14	1.08	1.16	6.20	2.34	4.51	6.31	0.23
浙江省	1.24	1.09	1.17	1.09	1.20	6.52	2.58	4.90	6.74	0.32
安徽省	1.33	1.17	1.30	1.15	1.50	6.29	2.51	5.08	6.94	0.29
福建省	1.40	1.11	1.25	1.09	1.31	5.65	1.76	4.43	6.03	0.18
江西省	1.44	1.22	1.28	1.09	1.39	6.22	1.88	5.03	6.56	0.21
山东省	1.11	1.04	1.07	1.03	1.13	6.78	1.78	5.06	6.67	0.22
河南省	1.19	1.06	1.13	1.05	1.21	6.60	2.19	4.88	6.96	0.29
湖北省	1.22	1.07	1.14	1.06	1.18	6.66	2.37	5.19	6.34	0.31
湖南省	1.32	1.13	1.24	1.09	1.28	6.28	2.31	4.74	6.20	0.36
广东省	1.29	1.11	1.19	1.07	1.22	6.17	2.14	5.03	6.52	0.24
广西壮族自治区	1.43	1.14	1.26	1.07	1.29	6.25	2.60	5.11	7.06	0.22
重庆市	1.38	1.13	1.27	1.11	1.26	6.26	2.52	5.21	6.16	0.25
四川省	1.25	1.11	1.24	1.12	1.27	6.02	2.45	5.04	6.17	0.17
贵州省	1.47	1.23	1.42	1.13	1.38	5.90	2.77	5.35	6.65	0.19
云南省	1.30	1.09	1.22	1.08	1.21	6.16	2.13	5.49	6.98	0.21
陕西省	1.35	1.12	1.17	1.09	1.24	6.30	2.00	4.85	6.75	0.28
甘肃省	1.32	1.12	1.21	1.11	1.31	6.25	2.42	4.92	6.63	0.26

说明: 由于 CFPS 数据中青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区的调查样本太少, 本文在现状描述中将其剔除。下表同。

表 9 2014 年各省份的社会资本情况

省份	制度效率信任指标					普遍信任指标				紧密型
	qn1 011	qn1 012	qn1 014	qn1 015	qn1 016	qn10 022	qn10 024	qn10 025	qn10 026	
北京市	1.32	1.19	1.21	1.10	1.32	6.28	2.28	4.08	6.25	0.58
天津市	1.30	1.13	1.20	1.12	1.27	6.58	1.94	4.09	6.44	0.28
河北省	1.35	1.17	1.24	1.13	1.35	7.19	1.56	5.18	7.30	0.23
山西省	1.46	1.24	1.36	1.17	1.41	6.64	1.56	4.80	6.86	0.22
辽宁省	1.28	1.09	1.20	1.11	1.32	6.50	1.45	4.42	6.32	0.24
吉林省	1.44	1.20	1.32	1.20	1.43	6.62	1.58	4.64	6.54	0.23
黑龙江省	1.33	1.10	1.22	1.12	1.38	6.55	1.46	4.48	6.11	0.25
上海市	1.33	1.23	1.26	1.14	1.32	6.21	2.29	4.56	6.38	0.33
江苏省	1.29	1.11	1.23	1.10	1.21	6.60	2.15	4.68	6.28	0.22
浙江省	1.35	1.16	1.34	1.19	1.36	6.93	2.60	4.98	6.83	0.25
安徽省	1.27	1.11	1.25	1.16	1.35	6.82	2.16	5.40	7.36	0.23

续表9 2014年各省份的社会资本情况

省份	制度效率信任指标					普遍信任指标				紧密型
	qn1 011	qn1 012	qn1 014	qn1 015	qn1 016	qn10 022	qn10 024	qn10 025	qn10 026	
福建省	1.47	1.21	1.34	1.25	1.42	6.36	1.83	4.74	6.45	0.15
江西省	1.27	1.07	1.25	1.04	1.29	6.39	1.99	5.26	6.63	0.26
山东省	1.23	1.10	1.20	1.12	1.25	7.19	2.02	5.46	7.15	0.20
河南省	1.30	1.12	1.24	1.15	1.32	6.84	2.09	5.04	7.18	0.23
湖北省	1.45	1.16	1.33	1.20	1.39	7.00	2.06	4.97	6.50	0.35
湖南省	1.42	1.22	1.39	1.22	1.44	6.66	2.07	4.98	6.43	0.35
广东省	1.40	1.20	1.30	1.16	1.39	6.55	2.26	5.32	6.75	0.20
广西壮族自治区	1.47	1.18	1.34	1.18	1.39	6.36	2.08	5.21	7.13	0.23
重庆市	1.41	1.17	1.43	1.15	1.37	6.53	2.18	5.37	6.12	0.21
四川省	1.46	1.23	1.48	1.26	1.51	6.59	2.07	5.48	6.96	0.21
贵州省	1.62	1.32	1.63	1.31	1.64	6.10	2.28	5.45	7.13	0.23
云南省	1.58	1.28	1.47	1.20	1.42	6.70	1.75	5.59	7.50	0.23
陕西省	1.48	1.21	1.38	1.20	1.46	6.49	2.07	4.76	6.60	0.32
甘肃省	1.43	1.19	1.41	1.22	1.46	6.42	2.05	5.08	6.94	0.25

表10 2016年各省份的社会资本情况

省份	制度效率信任指标					普遍信任指标				紧密型
	qn1 011	qn1 012	qn1 014	qn1 015	qn1 016	qn10 022	qn10 024	qn10 025	qn10 026	
北京市	1.32	1.23	1.14	1.03	1.30	6.40	2.50	4.52	6.59	0.59
天津市	1.26	1.12	1.23	1.15	1.39	6.76	1.88	4.20	6.62	0.47
河北省	1.18	1.07	1.15	1.06	1.25	7.08	1.72	5.01	7.02	0.31
山西省	1.35	1.16	1.23	1.09	1.34	6.62	1.67	4.74	6.68	0.38
辽宁省	1.17	1.05	1.16	1.07	1.29	6.50	1.74	4.70	6.50	0.36
吉林省	1.26	1.08	1.19	1.07	1.36	6.42	1.71	5.03	6.53	0.39
黑龙江省	1.20	1.06	1.15	1.07	1.31	6.57	1.66	4.47	6.38	0.41
上海市	1.15	1.11	1.16	1.05	1.21	6.44	2.49	4.89	6.65	0.50
江苏省	1.17	1.05	1.14	1.04	1.16	6.13	2.28	4.68	6.43	0.40
浙江省	1.21	1.11	1.20	1.06	1.29	6.55	2.56	4.88	6.82	0.41
安徽省	1.34	1.16	1.28	1.12	1.37	6.99	2.46	5.33	7.00	0.42
福建省	1.26	1.11	1.32	1.10	1.36	6.41	1.80	4.75	6.35	0.34
江西省	1.28	1.08	1.27	1.09	1.33	6.53	1.95	4.84	6.61	0.33
山东省	1.16	1.07	1.14	1.07	1.23	7.02	2.08	5.50	7.12	0.32
河南省	1.22	1.08	1.17	1.06	1.24	6.83	2.09	4.97	6.91	0.36
湖北省	1.37	1.13	1.29	1.09	1.32	6.64	2.10	4.94	6.28	0.50
湖南省	1.34	1.16	1.31	1.09	1.31	6.63	2.27	4.90	6.41	0.48
广东省	1.31	1.16	1.20	1.05	1.25	6.39	2.20	4.98	6.65	0.36
广西壮族自治区	1.42	1.18	1.26	1.07	1.22	6.43	2.16	5.18	7.13	0.30
重庆市	1.41	1.12	1.33	1.08	1.28	6.72	2.02	4.99	6.22	0.31
四川省	1.26	1.09	1.25	1.09	1.28	6.72	2.05	5.34	6.68	0.34
贵州省	1.41	1.19	1.48	1.14	1.48	6.39	2.05	5.28	6.96	0.38
云南省	1.37	1.16	1.36	1.09	1.37	6.61	1.77	5.30	7.30	0.40
陕西省	1.31	1.11	1.24	1.10	1.30	6.45	1.98	4.81	6.83	0.42
甘肃省	1.25	1.09	1.26	1.09	1.31	6.57	2.16	4.90	6.92	0.32

表 11 社会资本单个变量对人口省际迁移的影响

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
<i>qn1 011</i>	0.177*** (0.054)									
<i>qn1 012</i>		0.241*** (0.070)								
<i>qn1 014</i>			0.149** (0.061)							
<i>qn1 015</i>				0.144* (0.083)						
<i>qn1 016</i>					0.138*** (0.053)					
<i>qn10 022</i>						0.068*** (0.019)				
<i>qn10 024</i>							0.046** (0.021)			
<i>qn10 025</i>								0.039** (0.017)		
<i>qn10 026</i>									0.055*** (0.017)	
<i>party</i>										-0.023 (0.083)
<i>age</i>	-0.046*** (0.004)	-0.047*** (0.004)	-0.046*** (0.004)	-0.046*** (0.004)	-0.046*** (0.004)	-0.049*** (0.004)	-0.046*** (0.004)	-0.047*** (0.004)	-0.048*** (0.004)	-0.045*** (0.004)
<i>gender</i>	0.520*** (0.100)	0.520*** (0.100)	0.521*** (0.100)	0.529*** (0.100)	0.514*** (0.101)	0.496*** (0.101)	0.540*** (0.101)	0.536*** (0.100)	0.519*** (0.100)	0.550*** (0.100)
<i>w</i>	0.114* (0.068)	0.111 (0.068)	0.117* (0.068)	0.120* (0.068)	0.114* (0.068)	0.104 (0.067)	0.130* (0.068)	0.123* (0.068)	0.106 (0.068)	0.129* (0.068)
<i>edu</i>	-0.259*** (0.033)	-0.261*** (0.033)	-0.256*** (0.033)	-0.258*** (0.033)	-0.262*** (0.033)	-0.276*** (0.034)	-0.264*** (0.034)	-0.259*** (0.033)	-0.268*** (0.034)	-0.249*** (0.035)
<i>career</i>	-0.511*** (0.069)	-0.518*** (0.070)	-0.497*** (0.069)	-0.492*** (0.069)	-0.492*** (0.069)	-0.528*** (0.070)	-0.477*** (0.068)	-0.487*** (0.069)	-0.523*** (0.070)	-0.465*** (0.068)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232	59 232
LR 统计量 (<i>p</i> 值)	4 049.99 (0.00)	4 083.03 (0.00)	4 074.39 (0.00)	4 081.88 (0.00)	4 057.60 (0.00)	4 008.79 (0.00)	4 072.87 (0.00)	4 057.70 (0.00)	3 986.57 (0.00)	4 101.36 (0.00)

说明: *、**和***分别表示 *P* 值为 10%、5% 和 1% 水平上显著, 括号内为标准误。

A Research on the Influence of Social Capital on Inter-provincial Migration

Wang Wei^{1,2}, Xu Le¹, Cai Jiawen³, Jiang Zhenmao⁴

(1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. Shanghai Key Laboratory of Financial Information Technology, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. Bank of Communications Co., Ltd., Shanghai 201203, China; 4. Postdoctoral Work Centre, Guo Tai Jun'an Securities Co., Ltd., Shanghai 200120, China)

Summary: Since reform and opening up, China is experiencing the largest population migration in the world. With the development of the market economic system and the widening of economic disparities

between regions, the surplus labor force in the central and western regions gradually migrates to the eastern developed regions to obtain more employment opportunities and higher wages. In the context of large-scale cross-regional migration, population has a complex preference for the choice of migration direction. When the level of economic development is comparable, the labor force in choosing the place to move, to a large extent, depends on their understanding of the local social situation and the local interpersonal network. Social capital can reduce uncertainty and transaction costs, improve communication efficiency, help collective actions, and reduce principal-agent problems. Therefore, to explain the mechanism of population inter-provincial migration on social capital will help us to have a deeper understanding of the preferences and laws of population inter-provincial migration.

Combining with previous literature, this paper first discusses the mechanism of social capital affecting inter-provincial migration. The study finds that the difference in individual level will significantly affect the level of social capital. By influencing residents' trust in the system, their perception of social risks and the effectiveness of their own social network and social capital can transfer employment information, save the cost of migration, and promote the integration of migrants in residential places. If they can benefit from social capital, migrants may be able to make cross-provincial migration decisions.

On the basis of the mechanism analysis, this paper uses "degree" and "influence" from three census data to show the dynamic process of inter-provincial migration with a migration rate of more than 5%, and combines with related variables in China Family Panel Studies (CFPS) micro-panel data to show the social capital level. These works find that areas with higher levels of social capital attract a large number of people to move in, while areas with lower levels of social capital become the center of population migration. In order to test this phenomenon, this paper uses CFPS panel data to establish a Logit model to carry out empirical research on the relationship between social capital and inter-provincial migration of population. Empirical research shows that the level of social capital has an important impact on inter provincial migration. Residents are more likely to make cross-provincial migration decisions because of the gap between the rich and the poor, household registration reasons, unfair treatment in government affairs, and high degree of trust with others. In terms of the mechanism, the older the individual is, the better the marital status is, and the higher the industrial structure attribute of the occupation is, the lower the social capital level in the level of institutional trust is, the less likely it is to occur inter-provincial migration behavior; the older the individual is, the higher the educational level is, and the higher the industrial structure attribute of the occupation is, the lower the social capital level in the level of generally trust is, the lower the probability of occurrence of inter provincial migrationis. The conclusion of this study has positive significance for the government to formulate relevant policies on talent introduction and social management.

Key words: social capital; inter-provincial migration; probability of migration

(责任编辑 许 柏)