

机会不均等、社会资本与农民主观幸福感

——基于CGSS数据的实证分析

张彤进¹, 万广华²

(1. 天津商业大学 经济学院, 天津 300134; 2. 复旦大学 世界经济研究所, 上海 200433)

摘要: 文章基于CGSS 2013年及2015年数据,运用多重中介效应模型,探讨机会不均等、社会资本与农民主观幸福感的关系。研究表明,随着机会不均等的扩大,农民主观幸福感会下降,但社会信任和社会网络有助于提升农民主观幸福感;如果不考虑公共服务获得机会和各维度的权重,机会不均等对农民主观幸福感产生的消极影响会被低估;社会资本作为机会不均等影响农民主观幸福感的一个传导渠道,主要是通过社会信任实现的,社会网络的中介作用并不显著。基于此,建议政府在基础公共服务领域,如教育和医疗方面加大资金投入力度,并通过宣传教育、加大政府政策实施透明度等方式推进农村地区诚信建设。

关键词: 机会不均等; 主观幸福感; 社会资本; 社会信任; 社会网络

中图分类号: F061.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2020)05-0094-15

一、引言

追求幸福是经济发展和人们生活的终极目标。2013年,习近平总书记在十二届全国人大一次会议闭幕会上指出“实现中华民族伟大复兴的中国梦,就是要实现国家富强、民族振兴、人民幸福”。2017年党的十九大报告强调“中国共产党人的初心和使命,就是为中国人民谋幸福,为中华民族谋复兴”。因此,对于一个拥有5.5亿农民的人口大国而言^①,提升农民幸福感就显得非常重要。

越来越多的研究发现,随着经济发展和人均收入水平的提升,人们似乎并没有感到更幸福,这个现象出现在美国、欧洲、中国等诸多国家,被称为“伊斯特林幸福悖论”(Easterlin, 1973, 2010; Clark等, 2008; 邢占军, 2011; Knight和Gunatilaka, 2011; 李路路 and 石磊, 2017)。对此,一个主要的解释是,经济发展导致了收入不均等的扩大,而收入不均等通过相对剥夺效应影响相对不富裕人群的幸福感受,即收入越不均等,居民幸福感越低(Oshio和Kobayashi, 2010; Brockmann等, 2009; 郭星华, 2001; 彭代彦和吴宝新, 2008; 何立新和潘春阳, 2011)。但也有研究表明,收入

收稿日期: 2020-03-03

基金项目: 国家自然科学基金重点项目“新时期扶贫开发理论与政策研究”(71833003); 天津市哲学社会科学青年项目“促进天津市经济高质量发展的金融支持政策研究”(TJYJQN18-004); 国家自然科学基金青年项目“基于福利函数的贫困识别、度量和应用研究”(71703088)。

作者简介: 张彤进(1988—),女,山西太原人,天津商业大学经济学院讲师(通讯作者);

万广华(1961—),男,江苏江都人,复旦大学世界经济研究所特聘教授。

① 根据《2019年国民经济和社会发展统计公报》,2019年年末,我国乡村人口数为55162万人。

不均等通过隧道效应提升人们的收入预期,从而增加人们的主观幸福感(Clark, 2003; Tones, 1986; Knight等, 2009; Jiang等, 2012; 陈钊等, 2012)。显然,现有文献得出了不一致甚至相反的结论。

实际上,学者很少将收入不均等与机会不均等进行区分。根据Roemer(1993, 1998)的理论框架,个体经济结果(如收入)由努力因素和个人无法控制的先天环境,诸如出生时户籍、性别、家庭背景等(Roemer, 1998; Bourguignon等, 2007; 李莹和吕光明, 2016)所导致,而后者造成的收入不均等为机会不均等。这样一来,如果收入不均等更多的是由努力带来的,那么这种不均等可能会起到激励作用,进而提升人们的主观幸福感;而如果更多的是由机会不均等导致的,则会降低人们的主观幸福感。因此,区分收入不均等与机会不均等十分重要,采用机会不均等反映公平与幸福的关系更为准确与合理,尤其是农民面临的机会不均等要比城市居民严重得多(汪晨等, 2020; 史新杰等, 2018)。

据我们所知,现有文献中,仅有何立新和潘春阳(2011)、鲁元平和张克中(2014)、史耀疆和崔瑜(2006)估算了机会不均等对主观幸福感的影响,但是尚未揭示机会不均等影响农民幸福感的内在机制。事实上,在农村,社会资本作为“穷人的资本”,对农村经济社会发展的影响很大(赵剑治和陆铭, 2009; 李树和陈刚, 2012)。根据Putnam(1993)的解释,社会资本具有社会信任、社会规范、社会网络等社会组织特征,它们能够促进人们相互合作、提升社会效率。但是,由户籍制度、出生背景等先天差异所导致的机会不均等又会改变人们这种相互交流与协作的意愿,造成人际间的隔阂与不信任(Zagorski等, 2014; 黄嘉文, 2016; 马万超等, 2018),进而影响幸福感。因此,识别机会不均等对农村居民幸福感的影响不应忽略社会资本这一重要的中介传导路径,这不仅有利于我们更好地理解机会不均等对农村人口幸福感的作用机理,而且通过在模型中引入社会资本能够进一步降低因遗漏变量导致的估算偏误。

基于上述讨论,本文试图在以下两方面寻求创新:(1)两个维度。借鉴Björnskov(2006)的研究,本文将社会资本分为社会网络和社会信任两个维度^①,并识别哪个维度的作用效果更强、更关键,由此揭示机会不均等、社会资本与农民主观幸福感三者之间的关系。(2)机会不均等的度量。何立新和潘春阳(2011)的研究是对收入公平性、教育机会和社会经济地位三个维度进行简单算术平均,得到机会不均等感知指数。其中有两个问题:一是对于农村居民而言,基本公共服务获得不足是阻碍机会均等化的主要障碍之一。如果缺少对公共服务获得机会的度量,就无法全面真实地刻画农村机会不均等水平。二是各维度的重要性不同,简单的算术平均会放大或缩小各维度的作用。为此,我们在何立新和潘春阳(2011)的基础上加入公共服务获得机会维度,并采用变异系数法对各维度进行赋权。本文得到以下主要结论:(1)机会不均等的扩大会降低农民主观幸福感,而社会信任和社会网络可以提升农民主观幸福感。(2)在构建机会不均等感知指数时,如果不考虑公共服务获得机会维度以及各维度的权重,机会不均等对农民主观幸福感产生的消极影响就会被低估。(3)社会资本作为从机会不均等到农民主观幸福感的传导渠道之一,主要通过社会信任影响农民主观幸福感,而社会网络的中介效应并不显著。本文余下内容安排如下:第二部分为相关文献回顾;第三部分介绍模型、数据来源和变量选取;第四部分分析机会不均等和社会资本对农村居民主观幸福感的影响;第五部分为结论及政策建议。

二、文献回顾

(一)机会不均等、公平感知与主观幸福感的关系研究

现有文献估算了收入不均等对主观幸福感的影响,得出收入不均等提升或降低幸福感的

^① Björnskov(2006)将社会资本分为社会网络、社会信任和社会规范三个维度。本文受数据可得性限制,缺少合适的度量社会规范指标,因此仅考察社会网络与社会信任的中介效应。

结论 (Oshio和Kobayashi, 2010; Brockmann等, 2009; 彭代彦和吴宝新, 2008; Clark, 2003; Tomes, 1986; Knight等, 2009; Jiang等, 2012)。然而, 多数研究却忽略了公平感知在其中的作用。Rözer和Kraaykamp (2013)采用世界价值观调查以及欧洲价值观调查数据发现, 在收入差距大的国家, 注重社会公平的人要比公平意识弱的人幸福感更低。Oishi等 (2011)利用1972–2008年美国综合社会调查数据发现, 只有低收入群体的幸福感会随着收入差距的扩大而下降, 因为这部分群体明显感到社会不公平, 并且缺乏社会信任。Alesina等 (2011)对比欧洲国家与美国后发现, 由于美国社会有更多的机会与更高的社会流动性, 美国富人十分担心社会地位的下降, 他们对收入不均等更加厌恶; 欧洲则相反。

有关中国的研究中, 阳义南和章上峰 (2016)、陈淑一和陈平 (2017)分别使用CGSS数据、CLDS数据研究发现, 个体公平感知越强, 主观幸福感越高。史耀疆和崔瑜 (2006)、Lutten和Valfort (2012)发现, 居民对收入差距的感知并不敏感, 而当个体认为机会越公平时, 生活满意度就越高。何立新和潘春阳 (2011)首次考察了我国机会不均等与主观幸福感的关系, 他们使用收入公平性、教育机会与社会经济地位三个主观评价指标构建机会不均等感知指数, 结果显示, 机会不均等会明显降低居民幸福感, 并且对低收入群体的损害更大。鲁元平和张克中 (2014)使用相同的方法研究了我国社会流动、机会不均等与居民幸福感的关系, 认为机会不均等对居民主观幸福感有显著的负面影响, 并且机会不均等与向下社会流动的交互项对居民幸福感有明显的消极作用。但是, 这两篇文献没有探讨机会不均等对居民幸福感影响的内在机制。

(二) 社会资本与主观幸福感的关系研究

社会资本是指拥有共同规范、价值观与理解的社会网络, 它能够促进群体内部或者群体之间的合作 (Putnam, 2000; OECD, 2001)。Helliwell (2003)运用世界价值观调查数据研究发现, 作为社会资本的一个重要组成部分, 社会信任能够明显提升主观幸福感。Tokuda和Inoguchi (2008)也发现, 人际不信任与日本居民的不幸福感有显著的正相关关系。Helliwell和Putnam (2004)通过对多种社会资本的研究发现, 婚姻、与朋友或邻居的关系、职场关系、政治参与度以及社会信任均会对主观幸福感产生显著影响。Bartolini等 (2013)认为, 美国国民幸福感降低的重要原因是社会资本的下降, 尤其是内在关系型社会资本 (包括婚姻, 与朋友、亲属、邻居的关系, 以及对他人的信任)表现出与主观幸福感明显的正相关关系。Bjørnskov (2006)将社会资本分成社会信任、社会规范以及社会网络三个组成部分, 结果发现, 社会资本对生活满意度的作用完全靠社会信任驱动, Wagner等 (2014)对加拿大移民的研究也得到相同的结论。Bartolini和Sarracino (2014)则认为, 社会资本与主观幸福感的正相关关系显著存在于长期和中期, 而从短期来看, 经济增长与幸福感的关系更明显。

在有关中国的研究中, Yip等 (2007)使用山东省三个县的实地调查数据发现, 以社会信任衡量的认知型社会资本对健康和主观幸福感均有显著的正向影响。裴志军 (2010)基于对浙江省开化县的调研发现, 社会资本的四个维度即人际信任、制度信任、社会网络 and 共同愿景均对生活满意度有显著的积极影响。李树和陈刚 (2012)使用CGSS数据研究发现, “关系”是扩大农村居民幸福感差距的重要因素, 并且“关系”对农民幸福感的正向影响随着家庭收入的增加而减小。Bartolini和Sarracino (2015)使用世界价值观调查数据也研究发现, 中国1990–2007年间主观幸福感的下降主要与社会比较和社会资本的下降有关。申云和贾晋 (2016)利用CFPS数据研究发现, 社会资本能够促进居民幸福感的提升; 同时, 社会资本能够通过社会资本变迁和社会阶层差异两个渠道减缓收入差距对幸福感的影响。张梁梁和杨俊 (2015)将社会资本分为认知

型社会资本(即规范和信任)和结构型社会资本(即通过规章制度和行为准则建立社会网络),实证发现认知型社会资本会对居民幸福感有显著的正向影响。

三、模型构建与数据来源

(一)机会不均等、社会资本与主观幸福感关系分析

1. 社会信任的传导渠道

人与人之间的相互联络与信任可以降低相互交流的成本,提高社会福利(Bjørnskov, 2006; Helliwell, 2003)。而机会不均等的扩大一方面使得人们对机会既得者产生排斥心理,继而造成人际之间的隔阂,安全感、自我价值感、幸福感下降(Zagorski等, 2014; 黄嘉文, 2016; 马万超等, 2018);另一方面,机会的不均等不仅强化了人与人之间的收入、社会地位等的差异性,导致人们信任与互惠程度下降,社会矛盾激化,社会凝聚力减弱(申云和贾晋, 2016),还可能增加社会犯罪等风险,进而引起幸福感下降(鲁元平和王韬, 2011)。

2. 社会网络的传导渠道

中国社会是一个典型的关系型社会(李树和陈刚, 2012),社会网络更能够在正式制度缺失的情况下发挥非正式保险制度的作用,从而减小负面风险的冲击(Rosenzweig, 1988),降低贫困脆弱性(Cleaver, 2005)。因此,随着机会不均等的扩大,一部分人会拥有更多的机会与资源,而人们为了获得帮助,会加强与他人尤其是与机会既得者的联系。当然,人们也可能由于地位与收入的悬殊,而减少联络。

(二)模型设定与估算

由于本文考察社会信任与社会网络两种社会资本,涉及两个中介变量,所以我们采用多重中介效应模型来估算机会不均等、社会资本对农民主观幸福感的影响。根据Lau和Cheung (2012)、方杰等(2014)的研究,当由多个中介变量解释自变量对因变量的影响效应时,建立结构方程进行多重中介效应的分析是合适的。结构方程不仅可以同时处理显变量和潜变量,还可以同时分析多个变量之间的影响路径和影响程度。本文的模型设定如下(省略了个体和年度下标):

$$H = \alpha_1 IO + \sum_{i=2}^n \alpha_i C_i + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$Trust = \gamma_1 IO + \sum_{i=2}^n \gamma_i C_i + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$Network = \delta_1 IO + \sum_{i=2}^n \delta_i C_i + \varepsilon_3 \quad (3)$$

$$H = \beta_1 IO + \beta_2 Trust + \beta_3 Network + \sum_{i=4}^n \beta_i C_i + \varepsilon_4 \quad (4)$$

其中, H为主观幸福感, IO表示机会不均等, Trust表示社会信任, Network表示社会网络, C为一系列控制变量。借鉴已有研究(Knight等, 2009; 何立新和潘春阳, 2011), 我们引入了性别(Male)、教育年限(Schooling)、年龄(Age)及年龄的平方(Age²)、健康(Health)、环境满意度(Envir)、收入的自然对数(Lnincome)、社会地位改善(Mup)、社会地位下降(Mdown)、家庭房产数量(Property)、婚姻状况(Marriage)。考虑到不同省份之间会有无法观测的诸如气候、地理环境、文化等因素影响主观幸福感, 在进行模型估算时, 加入省份固定效应。

在中介效应模型中,如果自变量X通过影响变量M影响因变量Y,则称M为中介变量。在这个路径中,X对Y的总体影响称为总效应。总效应分为直接效应和间接效应,中介效应属于间接效应(温忠麟等,2004)。由于本文有两个中介变量,间接效应为两个变量中介效应之和。具体来看,模型(1)中的系数 α_1 为机会不均等对农民主观幸福感影响的总效应,模型(4)中的系数 β_1 为机会不均等对农民主观幸福感影响的直接效应, $\gamma_1\beta_2$ 为社会信任的中介效应, $\delta_1\beta_3$ 为社会网络的中介效应。 $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4$ 是残差项。

总效应、直接效应与间接效应的关系为:

$$\alpha_1 = \beta_1 + \gamma_1\beta_2 + \delta_1\beta_3 \quad (5)$$

社会信任、社会网络的中介程度 M_T 与 M_N 分别为:

$$M_T = \gamma_1\beta_2/\alpha_1 \quad (6)$$

$$M_N = \delta_1\beta_3/\alpha_1 \quad (7)$$

对于中介效应的检验,首先检验模型(1)中系数 α_1 是否显著。如果显著,则总效应存在。其次,采用逐步法(Baron和Kenny, 1986; 温忠麟等, 2004),依次检验系数 γ_1 和 β_2 (δ_1 和 β_3)。如果二者均显著,则中介效应存在。但需要注意的是,逐步法的检验力(power)较低。也就是说,实际系数乘积 $\gamma_1\beta_2$ ($\delta_1\beta_3$)是显著的,而依次检验可能得出不显著的结论(Fritz和Mackinnon, 2007; Mackinnon等, 2002)。因此,如果用逐步法检验出至少有一个不显著,就要继续采用Bootstrap法直接检验系数乘积 $\gamma_1\beta_2$ ($\delta_1\beta_3$)的显著性(温忠麟和叶宝娟, 2014; Lau和Cheung, 2012)。最后,检验模型(4)中 β_1 是否显著。如果显著,则直接效应存在。

(三)数据来源与指标定义

本文所使用的数据来源于2013年、2015年的中国综合社会调查(China General Social Survey, CGSS)。这是由中国人民大学中国调查与数据中心进行的调查,采用分层三阶段概率抽样,全面收集了社会、社区、家庭、个人多个层次的数据,包括人口特征(如年龄、教育、收入等)和生活质量等。考虑到16岁之前个体没有收入来源,本文选择16岁以上农村人口作为样本。另外,在个人年收入的处理上,我们参照刘军强等(2012)的分析,个人年收入最大值为40万元,以避免受到收入异常值的干扰。最终得到的样本体积为4088。

接下来,我们对被解释变量和解释变量进行说明。本文的被解释变量为农民主观幸福感。主观幸福感是人们对生活质量所做的情感性和认知性的整体评价(Diener等, 2003)。针对CGSS的调查问题“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”,受访者在“非常不幸福”“比较不幸福”“说不上幸福不幸福”“比较幸福”“非常幸福”五个选项中做出回答,分别对应分值1-5。为了更加直观地了解我国农村居民主观幸福感的现状,表1列出了我国农村居民主观幸福感的总体分布。从表1可以看出,农村居民主观幸福感平均得分为3.8,回答“非常幸福”“比较幸福”的受访者比例达到76.9%,回答“非常不幸福”“比较不幸福”的受访者比例仅为8.36%。

本文的解释变量包括以下几方面:

1. 机会不均等。在何立新和潘春阳(2011)的基础上,本文选取收入公平性、教育获得机会、代际向上流动机会和公共服务获得机会四个维度建立农村机会不均等感知指数,以此衡量农

表1 我国农村居民主观幸福感总体分布

	绝对数	比例(%)
非常幸福	651	15.92
比较幸福	2 493	60.98
说不上幸福不幸福	602	14.73
比较不幸福	281	6.87
非常不幸福	61	1.49
观察数	4 088	100
均值	3.8	-

数据来源:2013年、2015年中国综合社会调查(CGSS)。

村机会不均等水平(见表2)。

表2 农村机会不均等感知指数构建

	机会不均等指标	具体问题	权重
农村机会不均等感知指数	收入公平性	“现在有的人挣钱多,有的人挣钱少,但这是公平的”,受访者在1-3中进行选择(下同),1表示同意,2表示无所谓(不知道),3表示不同意	0.27
	教育获得机会	“只要孩子够努力,够聪明,都能有同样的升学机会”,1表示同意,2表示无所谓(不知道),3表示不同意	0.25
	代际向上流动机会	“在我们这个社会,工人和农民的后代与其他人的后代一样,有同样多的机会成为有钱、有地位的人”,1表示同意,2表示无所谓(不知道),3表示不同意	0.27
	公共服务获得机会	“公共服务资源分布均衡程度”,1表示满意,2表示说不清满意不满意,3表示不满意	0.21

注:2013年与2015年CGSS的问卷设置稍有不同,我们将“非常同意”和“同意”都归为“同意”;“比较满意”和“非常满意”都归为“满意”。

农村机会不均等感知指数的构建分为以下两步:

首先,借鉴联合国HDI(人类发展指数)构建方法,计算单项维度的指数 A_j :

$$A_j = w_j \frac{x_j - m_j}{M_j - m_j} \quad (j = 1, 2, 3, 4) \quad (8)$$

其中, x_j 是第j个维度的实际值, M_j 是第j个维度的最大值, m_j 是第j个维度的最小值。公式(8)保证了 $0 \leq A_j \leq w_j$ 。 A_j 越大,表明个体对第j个维度的感知越不公平。 w_j 是第j个维度的权重,以衡量该维度的相对重要性。

关于各维度赋权是测度机会不均等感知指数的重点。我们采用变异系数赋权法,对各维度进行赋权,这样更能反映出各维度样本内部的差异性。王修华和关键(2014)构建包容性金融发展指数时,也用到该方法。

各维度的变异系数(V_j)为:

$$V_j = \frac{\sigma_j}{\bar{x}_j}, \quad j = 1, 2, 3, 4 \quad (9)$$

其中, V_j 是第j个维度的变异系数, σ_j 是第j个维度的标准差, \bar{x}_j 是第j个维度的均值。

各维度的权重(w_j)为:

$$w_j = \frac{V_j}{\sum_{j=1}^4 V_j} \quad (10)$$

其次,计算机会不均等感知指数。由于本文考虑了机会不均等的四个维度,那么,在一个四维空间里,个体对这四个维度的感知可以用 $A=(A_1, A_2, A_3, A_4)$ 表示。在这个四维空间, $O=(0, 0, 0, 0)$ 表示最公平的情况, $W=(w_1, w_2, w_3, w_4)$ 表示最不公平的情况。 A 和 W 之间的距离是测度机会不均等感知指数的关键,距离越小,表明机会越不均等。为了使机会不均等感知指数是一个正向指标,我们在计算 A 和 W 距离之后,用1与之相减,最后得到机会不均等感知指数(IO):

$$IO = 1 - \frac{\sqrt{(w_1 - A_1)^2 + (w_2 - A_2)^2 + (w_3 - A_3)^2 + (w_4 - A_4)^2}}{\sqrt{(w_1^2 + w_2^2 + w_3^2 + w_4^2)}} \quad (11)$$

2. 社会资本变量。(1)社会信任。本文参照绝大多数文献,使用“总的来说,您同不同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的?”衡量社会信任(李涛等,2008;高虹和陆铭,2010)。“非常不同意”记为1,“比较不同意”记为2,“说不上同意不同意”记为3,“比较同意”记为4,“非常同意”记为5。(2)社会网络。借鉴李树和陈刚(2012)、张梁梁和杨俊(2015)等的研究,本文使用“与

朋友聚会的频次”来衡量社会网络。1表示受访者“从不聚会”，2表示“一年数次或更少”，3表示“一月数次”，4表示“一周数次”，5表示“每天”。

3. 控制变量。参照Oswald (1997)、Jiang等 (2012)、罗楚亮 (2006)等的研究,我们选取了以下反映个体特征的控制变量。(1)性别。以女性为参照组,男性记为1,女性记为0。(2)教育。选取教育年限作为衡量教育水平的代理变量,即没受过教育(包括私塾,扫盲班)记为0,小学记为6,初中记为9,普通高中、中专及职业高中记为12,大专记为15,大学本科记为16,研究生及以上记为19。(3)年龄及年龄的平方。(4)健康。我们使用自评健康状况作为健康的代理变量,1表示“很不健康”,2表示“比较不健康”,3表示“一般”,4表示“比较健康”,5表示“很健康”。(5)环境满意度。使用“您对政府环境工作做得是否满意?”作为衡量环境状况的指标,“非常不满意”记为1,“不满意”记为2,“一般”记为3,“满意”记为4,“非常满意”记为5。(6)收入。选取上年个人年收入(元)的自然对数。(7)社会地位变动。如果个人目前的社会阶层等级高于十年前,则为社会地位改善;如果目前社会阶层等级与十年前相等,则为社会地位不变,否则为社会地位下降。我们以社会地位不变为参照组,设置社会地位改善和社会地位下降两个虚拟变量。(8)房产数量。以家庭拥有的房产数量来衡量。(9)婚姻状况。婚姻状况包括“未婚”“同居”“有配偶”“分居”“离婚”和“丧偶”,本文以未婚为参照,设置五个虚拟变量。数据统计性描述见表3。

表3 统计性描述(样本体积:4088)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>H</i>	3.83	0.83	1	5
<i>IO</i>	0.19	0.20	0	1
<i>Trust</i>	3.55	0.95	1	5
<i>Network</i>	2.25	0.98	1	5
<i>Male</i>	0.56	0.50	0	1
<i>Schooling</i>	6.71	3.96	0	19
<i>Age</i>	51.21	15.04	18	93
<i>Health</i>	3.57	1.11	1	5
<i>Envir</i>	3.38	0.99	1	5
<i>income</i>	17051.46	24011.04	50	400000
<i>Statusup</i>	0.65	0.48	0	1
<i>Statusdown</i>	0.10	0.29	0	1
<i>Property</i>	1.12	0.64	0	30
<i>Defacto</i>	0.01	0.08	0	1
<i>Married</i>	0.84	0.37	0	1
<i>Separated</i>	0.00	0.06	0	1
<i>Divorce</i>	0.01	0.11	0	1
<i>Widow</i>	0.08	0.28	0	1

四、回归结果分析

(一)机会不均等、社会资本对农民主观幸福感的影响

我们对上述结构方程模型(1)–(4)进行估计,估计结果见表4。为了表明结果的稳健性,逐步添加个体、家庭特征变量。从表4可以看出,各解释变量的符号和显著性在第(1)–(8)栏中基本没有发生大的变化,尤其是引入社会资本变量后,调整 R^2 有明显的提升。这说明同时将机会不均等与社会信任、社会网络纳入农民主观幸福感的影响框架是十分必要的。

表4 机会不均等、社会资本对农民主观幸福感的影响回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>IO</i>	-0.6183*** (0.064)	-0.5290*** (0.064)	-0.5255*** (0.063)	-0.3530*** (0.047)	-0.5723*** (0.062)	-0.4961*** (0.062)	-0.4938*** (0.062)	-0.3324*** (0.046)
<i>Trust</i>					0.1230*** (0.015)	0.1162*** (0.014)	0.1133*** (0.014)	0.1144*** (0.014)
<i>Network</i>					0.0561*** (0.013)	0.0471*** (0.013)	0.0475*** (0.013)	0.0479*** (0.013)
<i>Male</i>	-0.0534** (0.026)	-0.0919*** (0.027)	-0.0913*** (0.027)	-0.0907*** (0.027)	-0.0570** (0.026)	-0.0940*** (0.027)	-0.0929*** (0.027)	-0.0924*** (0.027)
<i>Schooling</i>	0.0156*** (0.004)	0.0142*** (0.004)	0.0135*** (0.004)	0.0137*** (0.004)	0.0121*** (0.004)	0.0110*** (0.004)	0.0104*** (0.004)	0.0105*** (0.004)
<i>Age</i>	-0.0060 (0.005)	-0.0101** (0.005)	-0.0155*** (0.005)	-0.0153*** (0.005)	-0.0066 (0.005)	-0.0106** (0.005)	-0.0158*** (0.005)	-0.0156*** (0.005)
<i>Age²</i>	0.0001*** (0.000)	0.0002*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0003*** (0.000)	0.0001*** (0.000)	0.0002*** (0.000)	0.0002*** (0.000)	0.0002*** (0.000)
<i>Health</i>	0.2091*** (0.014)	0.1913*** (0.014)	0.1896*** (0.014)	0.1894*** (0.014)	0.1960*** (0.014)	0.1801*** (0.014)	0.1787*** (0.014)	0.1784*** (0.014)
<i>Lnnincome</i>		0.0721*** (0.012)	0.0676*** (0.012)	0.0685*** (0.012)		0.0699*** (0.012)	0.0655*** (0.012)	0.0663*** (0.012)
<i>Envir</i>		0.0627*** (0.014)	0.0598*** (0.014)	0.0654*** (0.013)		0.0516*** (0.013)	0.0491*** (0.013)	0.0541*** (0.013)
<i>Statusup</i>		0.1141*** (0.029)	0.1076*** (0.029)	0.1055*** (0.029)		0.1107*** (0.028)	0.1042*** (0.028)	0.1022*** (0.028)
<i>Statusdown</i>		-0.2307*** (0.056)	-0.2218*** (0.055)	-0.2234*** (0.055)		-0.2186*** (0.055)	-0.2107*** (0.054)	-0.2121*** (0.054)
<i>Property</i>			0.0647* (0.035)	0.0655* (0.035)			0.0567* (0.032)	0.0574* (0.032)
<i>De facto</i>			-0.1298 (0.197)	-0.1378 (0.198)			-0.0793 (0.189)	-0.0864 (0.190)
<i>Married</i>			0.0775 (0.063)	0.0743 (0.063)			0.0759 (0.064)	0.0728 (0.064)
<i>Separated</i>			-0.1062 (0.291)	-0.1118 (0.289)			-0.0855 (0.298)	-0.0908 (0.296)
<i>Divorce</i>			-0.2474* (0.144)	-0.2484* (0.144)			-0.2648* (0.143)	-0.2658* (0.143)
<i>Widow</i>			-0.1038 (0.0849)	-0.1062 (0.0848)			-0.0978 (0.0841)	-0.1000 (0.0840)
<i>C</i>	3.1243*** (0.234)	2.2558*** (0.260)	2.3082*** (0.256)	2.2555*** (0.256)	2.7249*** (0.238)	1.9494*** (0.263)	2.0113*** (0.260)	1.9596*** (0.259)
省份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
观察值	4088	4088	4088	4088	4088	4088	4088	4088
调整R ²	0.122	0.150	0.157	0.155	0.145	0.170	0.176	0.174

注：括号内为稳健标准误。***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。下同。

由表4可见,机会不均等感知指数对农村居民主观幸福感的影响在1%的水平上显著为负,说明机会不均等显著降低了农民主观幸福感,即机会不均等影响农民主观幸福感的总效应和直接效应是存在的。这不难理解,机会不均等往往意味着缺少或者没有发展机会,不仅导致贫困,而且有可能造成阶层固化、贫困的代际传递,即所谓的“寒门再难出贵子”。何立新和潘春阳(2011)、鲁元平和张克中(2014)也得到相似结论。然而,我们在使用何立新和潘春阳(2011)构建的机会不均等感知指数,对回归方程重新进行估计后发现[见表4第(4)栏和第(8)栏],他们估算的机会不均等系数分别为-0.353和-0.3324,绝对值要小于我们的结果(-0.5255和-0.4938)。因此,如果不考虑各维度的权重,以及公共服务获得机会这一额外而又相关的重要维度,机会不均等对农民主观幸福感产生的消极影响会被低估约17%。

接着来看社会资本在农民主观幸福感中的作用。我们发现,社会网络和社会信任均在1%的水平上显著为正,说明更多的社会资本有助于提升农民主观幸福感,该结果也印证了李树和陈刚(2012)等的发现。导致这一结果的原因可能是,与朋友的联络不仅可以增进相互间的情谊,提升自我的社会认同感,同时还能借助“关系”促进农村居民的非农就业和收入增长(李树和陈刚,2012)。而作为社会资本的另一重要组成部分,社会信任可以降低人与人之间的交流成本,提高社会福利(Bjørnskov, 2006; Helliwell, 2003),增进个体健康(Putnam, 2000; Rose, 2000)。另外,从回归结果可以看出,控制了社会网络和社会信任变量后,机会不均等对农民主观幸福感的负面影响有所减弱。这些计量结果表明,社会资本有可能是机会不均等影响农民主观幸福感的一个渠道,也就是说,机会不均等可能减少了农村居民的社会信任以及与他人的交流和联系,进而使人们产生不幸福的感觉。

其他控制变量中,农村男性的主观幸福感显著低于女性,这可能是因为男性承担更重的家庭责任与更大的生活压力。教育对农民主观幸福感具有显著的正面影响,所以提高农村基础教育水平对个体发展十分重要。年龄对农民主观幸福感的影响呈U形关系,这与何立新和潘春阳(2011)、陈钊等(2012)的发现一致。幸福转折点的出现可能与人到中年有一定财富积累、生活压力减小有关。健康对农民主观幸福感的影响在1%的水平上显著为正,估计系数约为0.18,充分说明了健康的重要性。收入对农民主观幸福感有显著影响,二者存在明显的正相关关系,意味着“伊斯特林悖论”并没有出现在我国农村地区。这可能是因为,农村居民可支配收入还处于较低水平,收入增加带来的边际效用仍然很大。另外,社会地位改善会使农村居民感到更幸福,而社会地位下降则显著降低农民主观幸福感,这与罗楚亮(2006)的结论一致。我们还发现,社会地位下降导致的幸福感下降幅度要比社会地位改善带来的幸福感增加幅度大,说明社会地位下降给个体造成了更严重的心理创伤。这正如消费习惯中的棘轮效应一样,人们乐于看到自己社会地位向上流动,而难于接受向下调整。此外,家庭房产数量越多,个体越幸福。因为房产有助于缓解家庭流动性约束,降低预防性储蓄,并对居民社会参与行为、健康状况、生活质量等产生影响(李涛等,2011)。离婚会显著降低主观幸福感,环境满意度对农民主观幸福感有显著的正面影响。

(二) 社会资本的中介作用检验

上述结果表明,机会不均等、社会资本对农村居民主观幸福感均有显著影响,并且加入社会资本变量后,机会不均等的估计系数有所变小。从计量的角度看,说明机会不均等有可能部分地通过社会资本渠道作用于农民主观幸福感。我们将模型(2)和模型(3)的估算结果报告在表5中,以考察社会资本的中介作用。表5中第(1)栏和第(2)栏的被解释变量是社会信任,第(3)栏和第(4)栏为社会网络。从中可以看到,机会不均等对个人社会信任的影响在1%的水平

上显著为负,说明机会不均等明显降低了社会信任水平。机会不均等对社会网络的影响为正,但并未通过显著性检验,统计上不显著。我们使用何立新和潘春阳(2011)构建的机会不均等感知指数重新进行回归,也得到同样的结论[见表5第(2)栏和第(4)栏],只是他们估算的机会不均等对社会信任的影响系数为-0.1978,绝对值小于0.2949。结果再次证明如果不考虑“公共服务获得机会”维度以及各维度的赋权,机会不均等的作用会被低估。

表5 机会不均等对社会信任和社会网络的影响

	被解释变量			
	Trust		Network	
	(1)	(2)	(3)	(4)
IO	-0.2949*** (0.076)	-0.1978*** (0.056)	0.0345 (0.077)	0.0427 (0.056)
控制变量	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
观察值	4088	4088	4088	4088
调整R ²	0.078	0.078	0.106	0.106

我们采用逐步法对社会信任与社会网络的中介作用进行检验。将表4与表5中相关的估计系数与z值整理在表6中。从表6可以看到,社会信任的估计系数 β_2 显著,机会不均等感知指数的估计系数 γ_1 显著。根据温忠麟和叶宝娟(2014)的分析,如果两个系数同时显著,逐步法的检验力要高于Bootstrap法,所以社会信任的中介作用显著存在。用同样的方法检验社会网络的中介作用,我们发现,社会网络估计系数 β_3 显著,但机会不均等感知指数对社会网络的影响并不显著。进一步采用Bootstrap法,社会网络的中介作用仍然无法通过检验。

表6 相关变量估计系数结果

	被解释变量			
	H	H	Trust	Network
	(1)	(2)	(3)	(4)
IO	-0.5255***(-8.71)	-0.4938***(-8.25)	-0.2949***(-4.06)	0.0345(0.47)
Trust		0.1133*** (8.80)		
Network		0.0475*** (3.73)		

注:括号内为z值。

多重中介效应检验的结果表明(见表6和表7),机会不均等对农民主观幸福感影响的总效应为-0.5255,直接效应达到-0.4938,社会信任的中介效应显著存在,中介程度达到6.4%,而社会网络的中介效应不存在。也就是说,社会资本作为机会不均等影响农民主观幸福感的传导渠道之一,更多的是靠社会信任发挥作用的,而不是社会网络。我们的发现也为Brehm和Rahn(1997)、Alesina和Ferrara(2002)、Bjørnskov(2006)、Gustavsson和Jordahl(2008)等的研究提供了新的证据。另外,社会网络的中介效应不存在,这让我们意识到,机会不均等的扩大似乎没有妨碍人们的日常交流与联络,但这个人际交往或许只停留在表面,可能是缓解内心孤寂的需要,也可能是出于相互帮忙的需要,但是人们内心构建的对他人的信任感实际上正在被摧毁。

(三)稳健性检验与内生性

1. 稳健性分析:有序Logit模型

被解释变量“农民主观幸福感”是有序离散变量,可采用有序Logit模型对模型(1)–(4)重新

表7 多重中介效应检验结果

中介变量	中介效应	直接效应	总效应	中介程度
	(1)	(2)	(3)	(1)/(3)
社会信任	-0.0334***	-0.4938***	-0.5255***	6.4%
社会网络	0.0016	-0.4938***	-0.5255***	—

进行估计,结果如表8所示。从表8可以看到,机会不均等对农民主观幸福感的影响方向与显著性均与表4相近,说明总效应与直接效应显著。社会信任的中介效应同样显著,结论稳健。

2. 稳健性分析: 不同收入阶层的主观幸福感

不同收入群体受机会不均等的影响可能不同,比如,穷人获得的机会相比富人要少,机会不均等对穷人产生的负面作用可能要比富人更大。为此,我们对个人收入从低到高进行排序,将位于0%–50%的居民设为低收入群体,50%–100%的居民设为高收入群体,对机会不均等、社会资本与农民主观幸福感的关系进行分样本考察,结果如表9所示。从表9可以看出,低收入群体与高收入群体都是机会不均等的受害者,机会不均等的总效应与直接效应显著。但是与低收入群体相比,机会不均等对农村高收入群体的负面影响有所减弱。这可能是因为,在机会有限的条件下,机会部分偏向于高收入群体,导致他们对机会不均等的容忍度相对更高。另外,社会信任的中介程度在低收入群体中达到10%,要高于高收入群体的4%。原因可能是,低收入群体在教育、基础设施获得、就业等方面面临的机会不均等更加严重,导致他们更容易对他人产生不信任感,被剥夺的感觉更加强烈。社会网络的中介效应依然不显著。

表9 机会不均等、社会资本与农民主观幸福感(不同收入阶层)

被解释变量	低收入群体				高收入群体			
	<i>H</i>	<i>H</i>	<i>Trust</i>	<i>Network</i>	<i>H</i>	<i>H</i>	<i>Trust</i>	<i>Network</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>IO</i>	-0.6075*** (0.096)	-0.5452*** (0.094)	-0.3682*** (0.106)	-0.0383 (0.111)	-0.4342*** (0.082)	-0.4227*** (0.081)	-0.2194** (0.106)	0.1983* (0.107)
<i>Trust</i>		0.1647*** (0.022)				0.0776*** (0.019)		
<i>Network</i>		0.0413** (0.019)				0.0278 (0.018)		
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
观察值	2044	2044	2044	2044	2044	2044	2044	2044
调整 R^2	0.175	0.204	0.088	0.090	0.142	0.153	0.090	0.120

3. 稳健性分析: 不同性别的主观幸福感

考虑到男性与女性面临的就业环境等不尽相同,机会不均等可能对其产生不一样的影响。因此,我们对男女分样本进行回归,结果如表10所示。从表10可以看到,机会不均等对主观幸福感的影响总效应和直接效应在男性与女性之间差别很小,社会信任的中介效应显著存在,社会网络的中介效应不显著。但是,在农村女性群体中社会信任的中介效应更加明显,达到7.7%,高于农村男性的5.1%。这可能是因为,相对于男性,女性的情感需求更多,社会支持系统更为广泛,比如女性更喜欢与朋友交流谈心。所以,社会信任的下降对女性的影响更大,与马万超等(2018)的结论一致。

表8 有序Logit模型回归结果

被解释变量	<i>H</i>	<i>H</i>	<i>Trust</i>	<i>Network</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IO</i>	-1.4098*** (0.160)	-1.3344*** (0.158)	-0.6336*** (0.153)	0.0782 (0.159)
<i>Trust</i>		0.3403*** (0.038)		
<i>Network</i>		0.1233*** (0.036)		
控制变量	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
观察值	4088	4088	4088	4088
伪 R^2	0.0767	0.0888	0.0347	0.0523

表 10 机会不均等、社会资本与农民主观幸福感（不同性别）

被解释变量	女性				男性			
	<i>H</i>	<i>H</i>	<i>Trust</i>	<i>Network</i>	<i>H</i>	<i>H</i>	<i>Trust</i>	<i>Network</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>IO</i>	-0.5238*** (0.096)	-0.4917*** (0.094)	-0.2830** (0.114)	0.1311 (0.117)	-0.5372*** (0.083)	-0.5089*** (0.081)	-0.3199*** (0.102)	-0.0269 (0.103)
<i>Trust</i>		0.1433*** (0.022)				0.0857*** (0.019)		
<i>Network</i>		0.0647*** (0.020)				0.0326* (0.018)		
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
观察值	1800	1800	1800	1800	2288	2288	2288	2288
调整 R^2	0.183	0.212	0.084	0.124	0.161	0.172	0.087	0.109

4. 内生性讨论

机会不均等、主观幸福感有可能会同时受到个体性格等因素的影响,从而产生内生性问题。比如,性格乐观的人对机会不均等的感知可能较弱,生活也更加幸福。另外,机会不均等感知也可能会受到个体社会信任和社会网络的影响,这样就可能带来反向因果问题。为此,我们使用Durbin-Wu-Hausman对机会不均等内生性进行了检验,结果发现在5%的水平上拒绝了不存在内生性的假设。一方面,根据同群效应理论,生活在同一区域内的个体会产生相互影响并进行相互比较,所以县级平均值与个体机会不均

等感知相关;另一方面,县级平均值对个体幸福感以及社会资本又没有直接影响。因而本文采用机会不均等感知指数的县级平均值(IOM)作为个体机会不均等感知指数的工具变量,使用两阶段最小二乘法对模型(1)–(4)重新进行估计。事实上,使用样本在一定范围内的均值作为工具变量较为常见,如Fisman和Svensson(2007)、Grootaert等(2002)、Sabia(2007)在研究中也使用了该方法。我们将回归结果汇报在表11中,第(1)、(2)栏的被解释变量为农民主观幸福感,第(3)栏的被解释变量为社会信任,第(4)栏为社会网络。从中可以看到,机会不均等对农民主观幸福感的影响在1%的水平上显著为负,说明总效应与直接效应依然存在。机会不均等对社会信任的影响仍然显著为负,表明社会信任的中介效应显著存在。但机会不均等的估计系数均远大于OLS估计量,说明内生性的存在使OLS估计量低估了机会不均等对农民主观幸福感和社会信任的影响。社会网络的中介效应依然不显著。所有这些发现与前文一致。

表 11 内生性检验结果

被解释变量	<i>H</i>	<i>H</i>	<i>Trust</i>	<i>Network</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IO</i>	-1.7323*** (0.512)	-1.5368*** (0.509)	-1.8304*** (0.662)	-0.2876 (0.600)
<i>Trust</i>		0.0990*** (0.016)		
<i>Network</i>		0.0498*** (0.014)		
控制变量	有	有	有	有
省份固定效应	有	有	有	有
观察值	4088	4088	4088	4088

五、结论与政策建议

机会不均等对居民幸福感有重要影响,但现有文献却没有探讨机会不均等影响农村居民主观幸福感的传导机制。本文采用CGSS数据,运用多重中介效应模型,分析了机会不均等、社

会资本与农村居民主观幸福感的关系。一系列模型估计以及稳健性检验结果表明: (1) 机会不均等对农民主观幸福感有显著的负面影响, 社会信任和社会网络对农民主观幸福感有显著的正面影响; (2) 如果使用不考虑公共服务获得机会和各维度权重的机会不均等感知指数, 机会不均等的作用会被低估; (3) 机会不均等作为影响农民主观幸福感的传导渠道之一, 社会资本主要是通过社会信任间接影响农民主观幸福感, 而社会网络的中介作用并不明显。

据此我们提出以下政策建议: 其一, 在完善收入分配方式的基础上, 着重缩小由机会不均等导致的收入差距。根据研究结果, 机会不均等显著降低了农民主观幸福感, 由此建议政府在基础公共服务领域加大资金投入力度, 对那些由先天因素造成的不均等人群予以补偿, 这包括农村地区基础教育的获得, 水、电、交通等基础设施的完善, 农村医疗保障体系的完善, 就业市场上性别歧视的减少, 以及户籍制度改革的加快, 等等。通过政府的力量消除不公平因素, 赋予农民更加平等自由的选择权, 从而提升人们的主观幸福感。其二, 我们的研究结果表明, 机会不均等会通过降低人们的社会信任, 继而降低主观幸福感。这一结论意味着, 机会的不均等使得人与人之间的相互信任感下降, 人们相互合作的意愿与社会凝聚力减弱。因此, 在降低机会不均等的同时, 还需要进一步培育与加强农村居民的社会信任水平。一方面, 可以通过宣传教育的形式, 推进农村地区诚信建设, 强化农村居民的集体意识与社会责任意识; 同时加大政府政策实施透明度, 提升政府公信力。另一方面, 鼓励农村地区的自组织建设, 增进人与人之间的了解与信任, 培育具有共同价值取向、信任度高的人际关系。

主要参考文献:

- [1] 陈钊, 徐彤, 刘晓峰. 户籍身份、示范效应与居民幸福感: 来自上海和深圳社区的证据[J]. 世界经济, 2012, (4).
- [2] 何立新, 潘春阳. 破解中国的“Easterlin悖论”: 收入差距、机会不均与居民幸福感[J]. 管理世界, 2011, (8).
- [3] 刘军强, 熊谋林, 苏阳. 经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究[J]. 中国社会科学, 2012, (12).
- [4] 李树, 陈刚. “关系”能否带来幸福? ——来自中国农村的经验证据[J]. 中国农村经济, 2012, (8).
- [5] 李涛, 黄纯纯, 何兴强, 等. 什么影响了居民的社会信任水平? ——来自广东省的经验证据[J]. 经济研究, 2008, (1).
- [6] 鲁元平, 张克中. 社会流动影响居民幸福感吗——来自中国转型期的经验证据[J]. 财经科学, 2014, (3).
- [7] 罗楚亮. 城乡分割、就业状况与主观幸福感差异[J]. 经济学(季刊), 2006, (2).
- [8] 裴志军. 家庭社会资本、相对收入与主观幸福感: 一个浙西农村的实证研究[J]. 农业经济问题, 2010, (7).
- [9] 史耀疆, 崔瑜. 公民公平观及其对社会公平评价和生活满意度影响分析[J]. 管理世界, 2006, (10).
- [10] 申云, 贾晋. 收入差距、社会资本与幸福感的经验研究[J]. 公共管理学报, 2016, (3).
- [11] 汪晨, 张彤进, 万广华. 中国收入差距中的机会不均等[J]. 财贸经济, 2020, (4).
- [12] 张梁梁, 杨俊. 社会资本与居民幸福感: 基于中国式分权的视角[J]. 经济科学, 2015, (6).
- [13] Bartolini S, Sarracino F. The dark side of chinese growth: Declining social capital and well-being in times of economic boom[J]. World Development, 2015, 74(10): 333–351.
- [14] Bartolini S, Bilancini E, Pugno M. Did the decline in social connections depress Americans' happiness? [J]. Social Indicators Research, 2013, 110(3): 1033–1059.
- [15] Bartolini S, Sarracino F. Happy for how long? How social capital and economic growth relate to happiness over time[J]. Ecological Economics, 2014, 108(12): 242–256.
- [16] Bjørnskov C. The multiple facets of social capital[J]. European Journal of Political Economy, 2006, 22(1):

- 22–40.
- [17] Brockmann H, Delhey J, Welzel C, et al. The China puzzle: Falling happiness in a rising economy[J]. *Journal of Happiness Studies*, 2009, 10(4): 387–405.
- [18] Clark A E. Are wages habit-forming? Evidence from micro data[J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1999, 39(2): 179–200.
- [19] Clark A E. Inequality-aversion and income mobility: A direct test[R]. DELTA Working Papers, 2003.
- [20] Clark A E, Frijters P, Shields M. Relative income, happiness and utility: An explanation for the easterlin paradox and other puzzles[J]. *Journal of Economic Literature*, 2008, 46(1): 95–144.
- [21] Easterlin R, Morgan R, Switek M, et al. China's life satisfaction, 1990–2010[J]. *Proceedings of the National Academy Sciences*, 2012, 109(25): 9775–9780.
- [22] Ferrer-i-Carbonell A, Frijters P. How important is methodology for the estimates of the determinants of Happiness? [J]. *The Economic Journal*, 2004, 114(497): 641–659.
- [23] Ferrer-i-Carbonell A. Income and well-being: An empirical analysis of the comparison income effect[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(5): 997–1019.
- [24] Helliwell J F. How's life? Combining individual and national variables to explain subjective well-being[J]. *Economic Modelling*, 2003, 20(2): 331–360.
- [25] Helliwell J F, Putnam R D. The social context of well-being[J]. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 2004, 359(1449): 1435–1446.
- [26] Jiang S Q, Lu M, Sato H. Identity, inequality and happiness: Evidence from urban China[J]. *World Development*, 2012, 40(6): 1190–1200.
- [27] Knight J, Song L N, Gunatilaka R. Subjective well-being and its determinants in rural China[J]. *China Economic Review*, 2009, 20(4): 635–649.
- [28] Knight J, Gunatilaka R. Does economic growth raise happiness in China? [J]. *Oxford Development Studies*, 2011, 39(1): 1–24.
- [29] Oishi S, Kesebir S, Diener E. Income inequality and happiness[J]. *Psychological Science*, 2011, 22(9): 1095–1100.
- [30] Oshio T, Kobayashi M. Income inequality, perceived happiness, and self-rated health: Evidence from nationwide surveys in Japan[J]. *Social Science & Medicine*, 2010, 70(9): 1358–1366.
- [31] Oswald A J. Happiness and economic performance[J]. *The Economic Journal*, 1997, 107(445): 1815–1831.
- [32] Putnam R D. Making democracy work: Civic traditions in modern Italy[M]. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- [33] Rözer J, Kraaykamp G. Income inequality and subjective well-being: A cross-national study on the conditional effects of individual and national characteristics[J]. *Social Indicators Research*, 2013, 113(9): 1009–1023.
- [34] Tokuda Y, Inoguchi T. Interpersonal mistrust and unhappiness among Japanese people[J]. *Social Indicators Research*, 2008, 89(2): 349–360.
- [35] Tomes N. Income distribution, happiness and satisfaction: A direct test of the interdependent preferences model[J]. *Journal of Economic Psychology*, 1986, 7(4): 425–446.
- [36] Yip W, Subramanian S V, Mitchell A D, et al. Does social capital enhance health and well-being? Evidence from rural China[J]. *Social Science & Medicine*, 2007, 64(1): 35–49.

Opportunity Inequality, Social Capital and Subjective Well-Being of Rural Residents: Empirical Analysis Based on CGSS Data

Zhang Tongjin¹, Wan Guanghua²

(1. School of Economics, Tianjin University of Commerce, Tianjin 300134, China;

2. Institute of World Economy, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Summary: Chasing happiness is the ultimate goal of economic development and people's lives. For a country with 550 million farmers, improving farmers' happiness is particularly important. However, economic growth does not seem to make people happier. Most studies have explained this phenomenon from the perspective of income inequality, but there is a lack of identification of the impact of opportunity inequality, especially the research on the mechanism of the impact of opportunity inequality on farmers' happiness. Based on this, this paper uses multiple mediating effect models to explore the relationship between opportunity inequality, social capital and farmers' subjective well-being with CGSS data in 2013 and 2015. The innovation of this paper is that, firstly, based on the research of Bjørnskov(2006), social capital is divided into two dimensions: social network and social trust, so as to reveal the relationship between opportunity inequality, social capital and farmers' subjective well-being. More importantly, by dividing social capital into the two dimensions, we can identify which dimension plays a more important role. Secondly, we use a measurement of opportunity inequality which is different from previous studies. Previous studies have conducted a simple arithmetical average of income equity, educational opportunity and socioeconomic status to obtain the perceived index of opportunity inequality, which has two shortcomings: First, access to basic public services is particularly inadequate for rural residents, which has become one of the obstacles to equal opportunities. Therefore, if there is no evaluation of "access to public services", the unequal level of rural opportunities cannot be fully and truly depicted. Second, the importance of each dimension is different, and a simple arithmetic average magnifies or diminishes the effects of each dimension. Therefore, we use the coefficient of variation method to weight each dimension. The main conclusions of this paper are as follows: (1) The expansion of unequal opportunities will reduce the subjective well-being of farmers, while social trust and social network will improve the subjective well-being of farmers. (2) When constructing the perception index of unequal opportunity, the negative impact of unequal opportunity on farmers' subjective well-being will be underestimated if the dimension of "access to public services" and the weight of each dimension are not taken into account. (3) Opportunity inequality affects farmers' happiness mainly through social trust, while the mediating effect of social network is not significant.

Key words: opportunity inequality; subjective well-being; social capital; social trust; social network

(责任编辑: 王西民)