

社会资本对中国金融 发展与收入分配关系的影响

——基于中国东中西部地区面板数据的实证研究

马 宏 汪洪波*

摘要: 本文采用中国东中西部地区面板数据研究了中国转型时期不同制度水平下金融发展对收入分配的影响如何受到社会资本水平的制约。实证研究发现,社会资本构成不完善制度的有效替代,社会资本水平的提高有利于缩小中国居民收入差距。正规金融和非正规金融的发展不利于收入分配的改善,但社会资本与非正规金融的交互效应降低了非正规金融对收入分配的不利影响,并且制度越不完善,这种效应所起的作用越强。因此,应该注重培育与维护社会资本的健康发展,深化金融发展,规范非正规金融发展。

关键词: 社会资本 金融发展 收入分配

一、引言

20 世纪 70 年代,McKinnon(1973)和 Shaw(1973)提出金融自由化改革与发展有助于改善收入分配状况,随后很多学者从理论和实证分析方面深入讨论了金融发展与收入分配之间的关系问题(Clark, et al., 2006; 姚耀军, 2005, 等等)。但上述研究仍然囿于“社会化不足”的新古典经济学研究范式,主要关注正式制度安排下金融发展与收入分配的关系。Granovetter(1985)明确指出,任何一个企业或个人的经济行为总是嵌入于社会网络关系中,也必然受到诸如网络、关系、信任、合作等非正式制度潜移默化的影响。中国的“关系社会”特质,很早即为学术界所深刻认识。在社会经济转型过程中,传统的社会关系和结构嵌入新生的市场机制中,继续发挥着重要作用。因此,为了更好地理解金融发展与收入分配之间的关系,有必要考虑二者所嵌入其中的社会资本等非正式制度的影响。

近年来,国内外学者也开始关注社会资本作为影响中国金融发展和收入分配的重要非正式机制所发挥的作用,主张在分析金融发展与收入分配的关系时必须予以考虑。然而迄今为止,绝大多数相关文献尚局限于对社会资本与金融发展关系(Karlan, 2001; 张俊生、曾亚敏, 2005; 皮天雷, 2010, 等等),或者社会资本与收入分配关系(Casey and Christ, 2005; 朱建军、常向阳, 2010; 唐为、陆云航, 2011, 等等)的分别考察,罕有将社会资本、金融发展与收入分配三者统一纳入分析,未能看到社会资本作为一项重要非正式制度对金融发展与收入分配关系所发挥的调节作用。并且众多学者在研究时也未充分考虑中国经济转型时期不同地区在市场机制、法律及社会资本等正式制度与非正式制度上可能存在的巨大差异。此外,上述研究中的金融发展指标主要侧重于正规金融,而忽视了金融“二元结构”下与之并存的非正规金融(相对于官方的正规金融制度和银行组织而言自发形成的民间信用部门),对于非正规金融发展的收入分配效应研究十分有限。因此,本文的研究目的就在于将社会资本、金融发展(包括正规金融和非正规金融)与收入分配纳入同一分析框架,采用中国东中西部地区面板数据研究中国转型时期不同制度水平下社会资本、金融发展及其联合效应对收入

* 马宏,中南民族大学经济学院,邮政编码:430074,电子信箱:sudyma@163.com;汪洪波,香港科技大学社会科学部,地区代号:852,电子信箱:hbwang@ust.hk。

本文得到国家社会科学基金项目“社会资本对我国金融发展与收入分配关系的调节效应研究”(12CJY014)和中南民族大学中央高校专项基金项目“连片贫困民族地区金融协作研究——以武陵山片区为例”(CSY12016)的支持。作者十分感谢匿名审稿专家宝贵的修改意见,当然文责自负。

分配的影响。

本文后续内容结构安排如下:第二部分是理论分析,对社会资本进行了界定,讨论了社会资本、金融发展与收入分配的相互作用机理,结合中国转型时期社会资本和制度特点提出相应的研究问题。第三部分是中国转型时期的实证检验,介绍了模型设置、数据来源、变量指标衡量和检验方法,给出了模型的估计结果和相应的分析。第四部分是结论及政策意义。

二、理论分析

(一) 社会资本概念界定

法国社会学家 Bourdieu(1986) 提出了“社会资本”的概念,将其定义为社会网络成员或群体拥有的实际和潜在的资源总和。科尔曼(Coleman,1988) 随后进一步将社会资本界定为形形色色拥有两个共同特征的不同实体,包括社会结构中的某些方面,并为社会结构中的个体行动提供便利。帕特南(Putnam,1993) 则厘清了社会资本的概念,提出社会资本指的是诸如信任、规范和公民参与网络等社会组织特征,它们可以通过促进合作行动而提高社会效率。

对既有文献的梳理显示,社会资本的范畴包括合作规范、信任和使人们得以集体行动的网络。因此我们可以将社会资本界定为:通过行为个体间或组织间交往联系所形成的社会网络、信任与规范来获取资源并由此获益的能力。其中,社会网络是一种结构型社会资本,信任和规范则属于认知型社会资本。社会资本又可分为微观、中观和宏观三个分析层次。微观层次的社会资本主要指个体通过亲缘、学缘、地缘等社会网络(关系)调动资源的能力;中观层面的社会资本主要强调个人、企业、社区、团体等行动者所在的社会网络整体的结构性特征及网络间的互动、制约(如组织惯例、习俗规则)对个体社会资源获取能力的影响;宏观层次的社会资本关注的是群体内部以及相互间和谐的社会关系网络、有效的制度规范和普遍信任等社会资本的占有情况。

(二) 社会资本、金融发展与收入分配的理论关系

1. 金融发展与收入分配

目前国内外关于金融发展与收入分配的主流研究仍然集中于正规金融发展与收入分配的关系。在这方面,国外学者提出了三种不同的理论观点。一部分学者认为:金融发展使得穷人从充分的金融服务中受益,满足其融资需求,进而影响其家庭的教育决策和投资机会,提高其生产能力和预期收入,从而有利于减小收入分配不平等的程度(Beck et al. 2004; 苏基溶、廖进中 2009 等等)。另外一部分学者持相反观点:金融发展并未使金融服务向穷人和新企业延伸,依然只是针对富人和具有某种政治联系的企业,并使后者的相对收入进一步上升,因此金融发展会加剧收入分配的不平等(Maurer and Haber 2003; 温涛等 2005 等等)。还有一些学者主张金融发展和收入分配间存在着倒 U 字型关系,即金融发展的初期只有少数富人会受益,收入分配因而恶化;但随着金融中介的进一步发展以及穷人跨越财富积累的门槛,穷人也能获得充分的金融服务,穷人与富人之间的收入差距反而将缩小(Townsend and Ueda 2003 等等)。

关于非正规金融与收入分配的关系研究则大多隐含在非正规金融的融资效应、经济增长效应和提高农民收入效应等功能贡献的研究之中。一方面,非正规金融在为弱势群体提供融资支持、增加收入等方面发挥了积极的作用,能够提高低收入群体收入水平,缩小收入差距。钱水土和俞建荣(2007) 从实证方面论证了农村非正规金融对于农民增收的积极作用。但另一方面,非正规金融不规范发展带来的高利贷、经济风险以及对正规金融的资金吸出效应也会影响正常经济增长,扰乱社会秩序,导致经济资源分配不公,不利于居民收入分配的改善。

2. 社会资本与金融发展

金融交易的前提之一就是信任,信任不仅是一种重要的社会资本的形式,也是其他社会资本的表现和结果。社会资本可以通过社会关系网络、人际之间的信任和互惠规范等非正式约束机制作用的发挥,增强人们之间的信用与合作关系,减少机会主义倾向,降低交易成本,从而提高金融交易的效率,促进金融发展。Guiso 等(2004) 认为放贷者越信任潜在借款者,越能够促成借贷契约的实施。而社会整体信任水平的提高,则会扩大信用交易规模,促进金融发展效率的提高和金融市场的有序运行。他们对意大利的实证研究表明,社会资本是导致意大利不同地区金融发展差异的重要因素之一。张俊生和曾亚敏(2005) 对中国的实证研究结果也表明社会资本与地区金融发展之间存在着正相关关系。

在非正规金融市场,社会资本(例如网络关系、信任等)的影响体现得更加明显。缺乏抵押资产或担保的个人、农户等主要利用个体的社会关系和社会网络保障信贷合同的可执行性,从而获取相应的金融服务。林毅夫(2005)、张捷(2003)等的研究认为,非正规金融的顺利开展主要是基于人缘、地缘而拥有的对借款者的信息获取优势以及由于借款人社会身份形成的“声誉机制”。

3. 中国转轨时期社会资本对金融发展与收入分配关系的影响

改革开放以来,中国全面深刻的社会转型导致社会结构和居民的社会网络特征都发生了相应的变化(林南,2005)。一方面,社会资本日益多元化,社会网络正在从强关系向弱关系过渡。另一方面,社会资本占有的不均衡问题日益突出。社会资本的多少取决于个人拥有的资源、关系网络等,而受制于制度以及社会资本积累基础的影响,我国不同社会阶层在受教育程度、财富、地位、权力以及社会关系等方面都存在很大的差距。另外,信任、公共参与等宏观层次社会资本也出现下降。

中国转型期社会资本的这些重大变化必然会影响到金融发展和收入分配的发展变化。社会网络的多元化虽然会促进金融发展,但社会资本的不均衡发展使得金融资源的分配不均衡,从而进一步恶化了金融发展的收入分配效应。普遍信任和公民参与等宏观层次社会资本的下降使得整个社会的交易成本加大,直接制约了金融发展,并且一些人通过不正当的途径来实现暴富,一些人财富则被掠夺,从而造成收入差距拉大。

另外,中国经济转型时期由于正式法律制度不完善,法治效率总体较为低下,致使大量的替代机制——非正式制度普遍存在。社会资本作为一种非正式制度在资源配置中能够有效地弥补市场缺陷(Bowles and Gintis, 2002)。然而,这种通过非正式制度发挥的作用在市场化过程中会减弱,还是会嵌入到市场机制中去发挥更大的作用呢?一些学者认为社会关系网络的重要性将随市场化进程而加强(Nee, 1991);另一些学者则认为,随着市场化程度的提高,社会资本的作用总体上会逐渐削弱(张爽等, 2007);还有一些学者指出,在市场经济发展的初期,社会资本能够在很大程度上弥补市场制度不完善的缺陷,影响资源配置。但是,在市场比较完善的时期,成熟的法律、规则等制度会逐渐取代关系网络的作用,社会资本的价值也会随之下降(王永钦, 2006)。可见,制度水平的差异可能会影响社会资本在调节金融发展与收入分配关系中发挥的作用。

基于上述理论分析,本文提出如下几个研究问题:第一,中国正规金融发展、非正规金融、社会资本会对收入分配产生什么样的影响?第二,中国转型期社会资本会如何影响正规金融发展以及非正规金融与收入分配的关系?第三,在制度水平不同的东中西部地区,社会资本对正规金融发展以及非正规金融的收入分配效应影响存在什么样的差异?

三、实证研究方案

(一) 模型设定

上述研究表明:社会资本对正规金融和非正规金融发展具有积极的影响,而金融发展则是影响收入分配的重要因素,因此正规金融与非正规金融发展对收入分配的影响程度依赖于社会资本的发展。据此,我们假定收入分配不平等可以表达为以金融发展、非正规金融与社会资本等为自变量的线性回归函数,我们在函数中引入社会资本与金融发展和非正规金融之间的交互作用项,以衡量正规金融与非正规金融对收入分配的影响如何受到社会资本变量的调节。该函数还包括了其他影响收入分配的变量即控制变量,如人均净政府财政转移支付、教育和经济增长。为了缓解异方差现象,我们对净政府转移支付、教育以及经济增长取对数。最后,鉴于各省市之间收入分配不平等程度的差异还可能由某些未观测到的系统性异质所造成的,我们利用历时面板数据而非单点截面数据进行参数估计,力求缓解因未观测的系统性异质所导致的自变量内生性问题。因此,本文最终所估计的计量经济模型的基本形式如下:

$$GINI_{it} = \beta_0 + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 IFD_{it} + \beta_3 SC_{it} + \beta_4 \ln TRP_{it} + \beta_5 \ln EDU_{it} + \beta_6 \ln Y_{it} + \beta_7 FD_{it} \cdot SC_{it} + \beta_8 IFD_{it} \cdot SC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,响应变量 $GINI$ 代表基尼系数,用来测量收入分配不平等的水平。自变量 FD 、 IFD 、 SC 、 TRP 、 EDU 、 Y 、 $FD \cdot SC$ 与 $IFD \cdot SC$ 分别代表金融发展水平、非正规金融发展水平、社会资本水平、人均净政府财政转移支付、教育、经济增长以及社会资本与金融发展和非正规金融发展的联合效应。 i 代表面板数据中的个体($i = 1, 2, \dots, 31$),在本文中为省级行政区。 t 表示时间点($t = 1, 2, \dots, 12$)。截距项 β_0 为随机变量,其变化与上述自变量无关,每个个体 i 具有不同的截距项。 β_0 的参数形式将通过统计检验由数据自身决定。

本文使用的样本包括全样本和子样本。全样本是中国大陆 31 个省市区的时间序列经济数据;子样本将全样本按照制度水平高低划分成三类:东部地区(高制度水平)子样本、中部地区(中等制度水平)子样本和西部地区(低制度水平)子样本^①。我们将运用 Eviews6 对全样本与各子样本分别估计回归模型,并根据参数显著性各自决定其最优模型。

(二) 变量与数据

本文所使用的数据主要来源于 1999 - 2011 年《中国统计年鉴》和 31 个省市区的地区统计年鉴,以及《1949 - 2004 新中国 55 年统计资料汇编》。

1. 收入分配。我们使用常用的基尼系数来衡量居民收入差距:基尼系数越高,则居民收入差距越大。各省的基尼系数可由省级或市级城镇居民分阶层^②的平均收入计算而得。本文利用 R 软件编程据此计算出了 1999 - 2010 年中国 31 个省市的基尼系数。

2. (正规) 金融发展。由于我国企业的主要融资来源是金融机构贷款,因此本文选取 1999 - 2010 年各省市区金融机构的实际贷款余额与各省市区同期实际国内生产总值(GDP)的比值来衡量区域金融发展水平。该指标越高,说明正规金融发展水平越高。

3. 非正规金融。各类公开出版的统计数据,均缺乏有关非正规金融的统计。由于固定资产投资资金来源中的自筹资金与其他资金很大程度上是从非正规金融市场上获取的,因此我们利用自筹和其他资金占全社会固定资产投资比例作为替代变量来间接衡量非正规金融的水平。该指标越高,则表明非正规金融越发达。

4. 社会资本。社会资本是一个多维度的概念,其测量也通常较难从公开出版的统计数据中获得,这给相关的定量实证分析带来了较大的挑战。从宏观层面看,社会信任水平是社会资本中最为重要的方面之一,本研究着重考察社会信任的影响。我们借鉴刘长生和简玉峰(2009)的方法,以单位人均产值劳动争议受理率作为社会信任度的代理变量对社会资本进行衡量。单位人均产值劳动争议受理率为相关管理部门所受理的劳动争议案件数与人均实际 GDP 的比值,其值越大,说明社会资本水平(信任度)越低。这种相对量的处理方法消除了人口和经济增长对经济纠纷案件的影响。各省市区历年劳动争议案件数的数据主要来自 1999 - 2010 年《中国劳动统计年鉴》。

5. 其他控制变量。经济增长的衡量指标选择的是各省市区的人均实际 GDP,并对其取对数。我们进一步加入政府福利投入与教育发展水平这两个常见的衡量社会经济发展水平的重要指标。政府福利投入由人均净政府财政转移支付衡量,后者可根据各省市区的人口和财政收支差额计算^③;我们使用由《中国统计年鉴》中的抽样调查人口数据所计算的人均受教育年数来衡量各省的人口教育水平,具体计算公式如下:
$$EDU = \sum H_i L_i / \sum L_i$$
其中 i 为文化程度,根据我国学制包括文盲、小学、初中、高中和大专以上五个水平, H_i 为文化程度 i 所折算的受教育年数,具体如下:文盲为 0 年、小学为 6 年、初中为 9 年、高中为 12 年、大专以上为 16 年。 L_i 为具有 i 种文化程度的人口数。

对于个别缺失数据,我们采用移动平均法或者回归法进行插补,由此得到完整的 1999 - 2010 年间中国 31 个主要省市区的相关数据。

(三) 统计检验与估计

在估计主要回归模型之前,我们首先通过统计检验决定如何参数化截距项 β_{00} 。面板数据模型一般可以设定为固定影响模型与随机影响模型。固定影响模型的估计易损失更多的自由度,当所涉及的个体较多时

①东部地区包括 11 个省份,分别是辽宁、北京、天津、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南。中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 省份。西部地区包括陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、四川、重庆、云南、贵州、西藏、广西、内蒙古 12 个省份。

②按照收入水平划分为最低收入户、低收入户、中等偏下户、中等收入户、中等偏上户、高收入户和最高收入户 7 个层次。

③由于难以获得准确的财政转移支付数据,本研究近似地用各省级行政区域的财政支出总量与财政收入总量的差额来进行测算。虽然这种传统的测算方法可能包含了许多噪音,但无论采用何种测量方法,都可能包含噪音,再加上考虑到获得数据的难度、完整性及逻辑一致性,本文仍然采用这种传统的测算方法,这种方法也是目前使用较多的计算各省级行政区域净财政转移支付数额的方法。可参见范柏乃、张鸣 2011《基于面板分析的中国省级行政区域获取中央财政转移支付的实证研究》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第 1 期,第 35 - 44 页。

所得到的参数估计较为不稳定;而随机效应模型假设随机变化的个体影响与模型中的解释变量不相关。因此,在确定模型形式时,我们先建立随机效应模型,然后检验该模型是否满足随机效应模型的假设。若满足则建立随机效应模型,若不满足则建立固定效应模型。常见的检验方法为 Hausman 检验。由于估计随机效应模型的前提是截面个体数大于变量数目,而中部地区的面板数据不满足这一要求,因此直接将中部地区的面板模型设定为个体固定效应模型。表 1 列出了全国、东部地区和西部地区面板数据模型的 Hausman 检验结果。根据表 1 中 Chi-Square 检验统计量的值,全国以及上述两个地区的方程中 Chi-Square 检验统计量的伴随概率 P 均显著地小于 0.05,因此在置信水平为 95% 时可以拒绝原假设,故将东、中、西部地区模型形式均设定为个体固定效应模型。

表 1 模型形式的 Hausman 检验结果

地区	原假设	Chi-Square Statistics	P-Value
全国	随机效应模型	24.092341	0.0022
东部地区	随机效应模型	74.668963	0.0000
西部地区	随机效应模型	30.652080	0.0002

接下来,我们还进行了另外两项重要的检验,即面板数据序列平稳性检验与模型的协整性检验。主要结果如下:

1. 序列平稳性检验

在建立模型之前,需要对各个序列进行平稳性检验。通常使用的面板数据平稳性检验方法为 LLC (Levin-Lin-Chu), LLC 检验的原假设为被检验面板数据个体具有相同的单位根。在进行序列平稳性检验时,根据序列的特征,本文假设各个被检验序列没有趋势项但有截距项,或既没有趋势项又没有截距项。检验结果显示(见表 2),响应变量 GINI 系数和自变量 $\ln TRP$ 、 FD 在所有地区均为平稳序列, $\ln EDU$ 在全国和中部地区为平稳序列, SC 在全国为平稳序列,其余自变量均为一阶单整序列。

表 2 分地区的序列平稳性检验结果

地区	检验序列	LLC 统计量	伴随概率 P
东部地区	GINI	-6.77137	0.0000
	FD	-2.87515	0.0020
	dIFD	-11.2773	0.0000
	dSC	-9.25105	0.0000
	$\ln TRP$	-1.56194	0.0592
	d $\ln EDU$	-12.3355	0.0000
	d $\ln Y$	-6.26056	0.0000
中部地区	GINI	-5.01403	0.0000
	FD	-2.07384	0.0190
	dIFD	-7.51857	0.0001
	dSC	-8.54757	0.0000
	$\ln TRP$	-2.91189	0.0018
	$\ln EDU$	-3.25021	0.0006
	d $\ln Y$	-5.07505	0.0000
西部地区	GINI	-5.76485	0.0000
	FD	-2.02983	0.0212
	dIFD	-9.35811	0.0000
	dSC	-9.43310	0.0000
	$\ln TRP$	-2.42353	0.0077
	d $\ln EDU$	-12.5498	0.0000
	d $\ln Y$	-8.37019	0.0000
全国	GINI	-10.0368	0.0000
	FD	-4.09066	0.0000
	dIFD	-16.4998	0.0000
	SC	-2.44066	0.0073
	$\ln TRP$	-3.94255	0.0000
	$\ln EDU$	-4.44246	0.0000
	d $\ln Y$	-11.5497	0.0000

注:变量前面的 d 表示一阶差分,ln 表示对变量取对数。

2. 面板数据模型的协整性检验

由于仅序列 GINI、TRP 和 FD 在所有地区都平稳,因此在建立模型以前需要对以上所有序列进行协整检

验。本文选择 Kao 协积检验方法来检验序列的协整性。表 3 显示了东部地区、中部地区、西部地区和全国面板数据模型协整性检验结果。Kao 检验结果显示所有被检验序列之间存在协整关系。因此,可以认为本文所选取的所有序列之间具有协整关系,故可以建立面板数据模型。

表 3 面板数据模型的协整性检验结果

地区	检验方法	原假设	统计量	统计量值	P 值
东部地区	Kao 检验	非协整	ADF - Statistic	-6.877023	0.0000 [*]
中部地区	Kao 检验	非协整	ADF - Statistic	-5.251504	0.0000 [*]
西部地区	Kao 检验	非协整	ADF - Statistic	-5.094784	0.0000 [*]
全国	Kao 检验	非协整	ADF - Statistic	-6.247990	0.0000 [*]

注:用“*”标记的 P 值表示检验结果为拒绝原假设,即在显著性水平为 0.05 的情况下,被检验的序列之间具有协整关系。

最后,我们得到回归模型的参数估计(表 4)。本文的回归模型假设截面异方差与同期相关,采用相应的广义最小二乘法对模型进行估计。在剔除系数不显著的变量后,最终模型仅包含回归统计显著的变量。表 4 显示了重要变量的系数估计结果(不含滞后项系数及常数项)。

表 4 不同地区面板模型的重要变量回归系数

变量	全国	东部地区	中部地区	西部地区
<i>FD</i>	0.016495 ^{**} (1.930133)	-	-	0.036858 [*] (1.628233)
<i>IFD</i>	0.049356 ^{***} (2.981307)	-	-	0.095647 ^{**} (2.281624)
<i>SC</i>	0.055511 ^{***} (3.815187)	0.042820 ^{***} (2.644045)	-	0.154208 ^{***} (2.701639)
<i>lnTRP</i>	0.011245 ^{***} (5.101818)	0.010115 ^{***} (3.069733)	0.013488 [*] (1.649734)	0.009211 ^{**} (2.495388)
<i>lnEDU</i>	0.060538 ^{***} (2.575050)	-	0.122130 [*] (1.626634)	0.104677 ^{***} (2.649971)
<i>lnY</i>	-	0.068493 ^{***} (3.224975)	-	-
<i>FD • SC</i>	-	-	-	-
<i>IFD • SC</i>	-0.060820 ^{***} (-3.868902)	-0.048141 ^{***} (-2.686835)	-0.138772 ^{***} (-2.010404)	-0.167656 ^{***} (-3.016140)
<i>R - squared</i>	0.669511	0.829059	0.514356	0.518013

注:括号中为回归系数的 *t* 统计量值。*、**、*** 分别代表估计系数通过 10%、5%、1% 显著性水平检验。

(四) 主要结果分析

代表社会资本的变量 *SC* 对省际 *GINI* 系数的影响在全国、东部地区和西部地区这三个样本方程中都在 1% 的水平上显著为正,仅在中部地区不显著。由于社会资本允许与正规金融发展和非正规金融发展存在交互作用,因此其对 *GINI* 系数的边际效应依赖于后两者的水平。计算可得,在将与社会资本存在交互作用的变量 *FD* 与 *IFD* 均设为零并控制其他解释变量的条件下,当单位人均产值劳动争议受理率(*SC*)上升 1 个单位时,全国样本中的基尼系数平均增加约 0.055511 个单位,东部地区基尼系数平均增加约 0.042820 个单位,而西部地区基尼系数平均增加约 0.154208 个单位^①。计算结果显示社会资本水平的增加在全国大部分地区(除中部地区外)都对收入差距缩小起到了积极作用,并且在制度水平最低的西部地区,社会资本等非正式制度很好地发挥了对制度的替代效应,在提高居民收入、缩小居民收入差距中发挥的积极作用最明显。

代表正规金融的变量 *FD* 和非正规金融的变量 *IFD* 在全国和西部地区的方程中都显著:在社会资本被设定为 0^②且控制其他解释变量的情况下,当 *FD* 上升 1 个单位时,全国基尼系数平均上升约 0.016495 个单位,西部地区基尼系数平均增加约 0.036858 个单位;当 *IFD* 上升 1 个单位时,全国基尼系数平均上升约 0.049356 个单位,西部地区基尼系数平均增加约 0.095647 个单位。这说明我国无论是正规金融还是非正规金融的发展都不利于居民收入差距的缩小。

接下来,本文重点讨论社会资本 *SC* 分别与正规金融 *FD* 和非正规金融 *IFD* 之间的交互作用,这也是本

①注意,社会资本和基尼系数均为负向指标,数值越大,分别代表社会资本水平越低和收入差距越大。

②因为社会资本分别与正规金融和非正规金融存在交互作用。

研究最为关注的核心问题。由于代表社会资本与正规金融交互效应的变量 $FD \cdot SC$ 的系数在所有地区统计上均不显著,因此该变量被从所有最终回归模型中剔除。这说明,正规金融对基尼系数的影响并不随社会资本水平的变化而不同。换句话说,正规金融对收入水平差异的作用在社会资本水平不同的各省市区保持一致。与之形成对照的是,代表社会资本与非正规金融交互效应($IFD \cdot SC$)在全国、东部地区、中部地区和西部地区所有样本回归方程中与基尼系数均显著负相关,其系数分别为 -0.060820 、 -0.048141 、 -0.138772 和 -0.167656 。即非正规金融发展水平对基尼系数的作用会随着单位人均产值劳动争议受理率(SC)的不同而不同。具体而言,社会资本的引入总体上能降低非正规金融对于基尼系数的影响系数,从而缓解非正规金融对于收入分配的不利影响。并且制度越不完善,这种交互效应所起的作用越强。但随着社会信任水平的上升(即单位人均产值劳动争议受理率(SC)的下降),这种缓解效应也会逐渐下降。

此外,我们简单讨论一下其他控制变量的系数。代表政府净转移支付的变量 $\ln TRP$ 在所有样本方程中都显著为正,说明政府净转移支付并没有发挥出缩小居民收入差距的作用。代表人口素质、教育水平的变量 $\ln EDU$ 在全国和中西部地区的方程中显著为正,这表明在制度不完善的中西部地区,教育反而扩大居民收入差距。代表地区经济发展水平的变量 $\ln Y$ 仅在东部地区显著为正,这说明对于制度完善的地区来说,随着经济的增长,居民收入差距反而有所扩大。

四、结论和建议

本文运用中国省级面板数据研究了社会资本、金融发展、非正规金融与收入分配的关系。实证研究表明:第一,社会资本水平的提高有利于缩小中国居民收入差距,并且制度越不完善,这种影响程度越大。第二,在全国和西部地区,正规金融和非正规金融的发展都不利于居民收入差距的缩小。这可能是由于我国转型期的正规金融对于弱势群体的服务不足,而非正规金融发展存在很多不规范的地方,制约了其正常作用的发挥。第三,非正规金融对收入不平等的影响受到社会资本水平的调节,而社会资本与正规金融之间则不存在交互作用。社会资本与非正规金融的交互效应显示:社会资本的引入总体上降低了非正规金融对收入分配的不利影响,并且制度越不完善,这种交互效应所起的作用越强。然而,与我们的直觉相违背的是,社会信任水平越高,其在降低非正规金融对收入分配不利影响中发挥的作用越小。一个可能的解释是,当社会普遍不信任时,社会资本对于帮助弱势群体通过非正规金融获取资金改善收入尤其重要,所以影响也大;当社会普遍信任时,这种帮助作用的边际效应就下降了。

基于此,本文可以得到如下启示:

1. 社会资本是不完善制度的有效替代。在制度不完善地区,社会资本在推动金融发展和改善收入分配方面的作用空间很大,我们应该注重保护与发展社会资本,采用适当的措施充分挖掘社会资本的作用。政府要加大对社会资本的投资力度,提高公民素质教育,并创造条件鼓励民间组织和社区发展,提升社会资本整体水平。

2. 要进一步深化金融发展,大力发展新型微型金融组织(如小额贷款公司、社区银行、乡镇银行、合作金融等)服务弱势群体,改善正规金融的收入分配效应。

3. 非正规金融的不规范发展已经影响了其积极作用的发挥,因此要规范非正规金融发展,适当发挥社会资本在非正规金融发展中的积极作用,降低其对收入分配的不利影响。例如培育社会资本和非正规金融发展的良好环境,积极拓展社会资本在非正规金融发展中的空间,采取完善相关法律法规,给予非正规金融合法地位;对不同规模和性质的非正规金融形式实施分类监管和激励相容监管等。

参考文献:

1. 林南 2005 《社会资本——关于社会结构与行动的理论》,上海人民出版社,第184-207页。
2. 林毅夫、孙希芳 2005 《信息、非正规金融与中小企业融资》,《经济研究》第7期,第35-44页。
3. 刘长生、简玉峰 2009 《社会资本、人力资本与内生经济增长》,《财贸研究》第2期,第1-15页。
4. 皮天雷 2010 《社会资本、法治水平对金融发展的影响分析》,《财经科学》第1期,第1-8页。
5. 钱水土、俞建荣 2007 《中国农村非正规金融制度:演进路径与政策规范》,《商业经济与管理》第2期,第70-80页。
6. 苏基溶、廖进中 2009 《中国金融发展与收入分配、贫困关系的经验分析——基于动态面板数据的研究》,《财经科学》第12期,第10-16页。
7. 唐为、陆云航 2011 《社会资本影响农民收入水平吗——基于关系网络、信任与和谐视角的实证分析》,《经济学家》第9期,

第 77 – 85 页。

8. 温涛、冉光、熊德平 2005 《中国金融发展与农民收入增长》，《经济研究》第 9 期，第 30 – 42 页。
9. 王永钦 2006 《市场互联性、关系型合约与经济转型》，《经济研究》第 6 期，第 79 – 91 页。
10. 姚耀军 2005 《金融发展与城乡收入差距关系的经验分析》，《财经研究》第 2 期，第 49 – 59 页。
11. 张俊生、曾亚敏 2005 《社会资本与区域金融发展——基于中国省际数据的实证研究》，《财经研究》第 4 期，第 37 – 45 页。
12. 张爽、陆铭、章元 2007 《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）》第 2 期，第 539 – 560 页。
13. 张捷 2003 《结构转换期的中小企业金融研究：理论、实证与国际比较》（第 1 版），北京经济科学出版社，第 201 – 206 页。
14. 朱建军、常向阳 2010 《村庄社会资本与居民收入差距的实证分析》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第 2 期，第 7 – 13 页。
15. Beck, Thorsten, Asli Demiguc – Kunt, and Ross Levine. 2004. “Finance, Inequality and Poverty: Cross – country Evidence.” NBER Working Paper 10979.
16. Bowles, S., and H. Gintis. 2002. “Social Capital and Community Governance.” *Economic Journal* 112(483) : 419 – 436.
17. Bourdieu, P. 1986. “The Forms of Social Capital.” In *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, ed. John C. Richardson, 241 – 258. Westport, CT: Greenwood Press.
18. Casey, Terrence, and Kevin Christ. 2005. “Social Capital and Economic Performance in the American States.” *Social Science Quarterly* 86(2) : 826 – 845.
19. Clarke, G., L. C. Xu, and H. Zou 2006. “Finance and Income Inequality: What Do the Data Tell Us?” *Southern Economic Journal*, 72(3) : 578 – 596.
20. Coleman, J. 1988. “Social Capital in the Creation of Human Capital.” *American Journal of Sociology* 94(suppl.) : 95 – 121.
21. Granovetter, M. 1985. “Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness.” *American Journal of Sociology*, 91(3) : 481 – 510.
22. Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales. 2004. “The Role of Social Capital in Financial Development.” *The American Economic Review* 94(3) : 526 – 556.
23. Karlan, D. 2001. “Microfinance Impact Assessments: The Perils of Using New Members as a Control Group.” *Journal of Microfinance* 48(2) : 76 – 85.
24. Maurer, Noel, and Stephen, Haber. 2003. “Bank Concentration, Related Lending and Economic Performance: Evidence from Mexico.” Stanford University Mimeo.
25. McKinnon, Ronald. 1973. *Money and Capital in Economic Development*. Washington D. C. : The Brookings Institute.
26. Nee, V. 1991. “Social Inequalities in Reforming State Socialism: Between Redistribution and Market in China.” *American Sociological Review* 55(3) : 267 – 282.
27. Putnam, R. 1993. *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton NJ: Princeton University Press.
28. Shaw, Edward S. 1973. *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.
29. Townsend, Robert, M., and Kenichi Ueda. 2003. “Financial Deepening, Inequality and Growth: A Model – Based Quantitative Evaluation.” IMF Working Paper, Vol. 3, No. 193.

Impact of Social Capital on the Relation between Financial Development and Income Distribution: A Research Based on Province – level Data in China

Ma Hong¹ and Wang Hongbo²

(1: School of Economics, South – Central University for Nationalities;

2: Division of Social Science, The Hong Kong University of Science & Technology)

Abstract: This paper uses panel data at provincial level to investigate the relationship between social capital and financial development and their combined influence on income distribution under different levels of system. Empirical analysis shows that social capital is an effective alternative to imperfect system in terms of narrowing income gap in China. Both formal and informal finance widen income gap in China, but social capital, together with informal finance, can significantly narrow the income gap among residents. The more imperfect the system, the stronger the effect. In order to improve income distribution we should make efforts to foster social capital, facilitate financial development and regulate informal finance.

Key Words: Social Capital; Financial Development; Income Distribution

JEL Classification: O15, O16, O17

(责任编辑: 彭爽)