

社会资本与中国农民工收入差距

武 岩 胡必亮

【摘 要】文章在探讨社会资本对中国农民工收入差距的影响机制基础上,将农民工新型社会资本划分为情感性和工具性两种类型,并运用夏普利值分解方法对不同类型社会资本和农民工收入差距的关系进行实证分析。结果发现,新型社会资本中的工具性社会资本对农民工的收入和收入差距都有一定的影响,而造成这种影响的主要原因是工具性社会资本的分布不均。在市场化程度和经济发展水平较高的东部地区,作为非正式制度的社会资本对农民工收入差距的影响明显小于相对落后的中部地区,社会资本可能同市场化程度和正式制度有着相反的运动方向。

【关键词】社会资本 农民工 收入差距 夏普利值分解

【作 者】武 岩 北京师范大学经济与资源管理研究院,博士研究生;
胡必亮 北京师范大学新兴市场研究院院长、教授。

一、引 言

农民工收入差距的扩大是一个愈演愈烈的社会问题。尽管中国城乡收入一直存在明显的差距,但城乡人口之间影响收入的因素有很多是先天不同的。如果同样来自农村,在人力资本、文化背景、个人能力、生活习惯等方面都十分相似的农民工群体内部,由于其他原因,如非市场的力量导致收入差距不断拉大,形成等极分化会更容易构成社会发展的不稳定性因素。目前流动人口中的农民工群体占据绝大多数,并已成为中国当下乃至未来新型城镇化发展的重要基石。由于传统的人际交往观念和其他方面资源的有限性,农民工更倾向于利用直接或间接的人际关系来扩展自身的资源禀赋,从而提高其收入水平。社会资本的分布不均可能会拉大农民工群体内部的收入差距,而收入差距的扩大会进一步增强社会资本的不平等,这一问题如果不能很好地解决,将会形成中国新型城镇化发展的阻力和障碍。

回顾以往文献,在社会资本提高劳动者工资报酬或收入方面,已经达成了比较一致的意见,但对于社会资本是否影响收入差距方面,却存在很大的分歧。例如,Stephen 等(1997)、Grootaert(1999)和 Terrence 等(2005)的研究认为社会资本有利于改善收入分配,缩小收入差距,支持此观点的学者将社会资本称作是“穷人的资本”;而 Neto 等(1998)、赵剑治和陆铭(2009)、边燕杰等(2012)通过对农村或城镇受访者的研究认为,社会资本已经构成了这些

群体收入差距拉大的主要原因之一。从以往研究中会发现一些有待解决的问题:(1)理论研究方面需要对社会资本影响收入差距的作用机制做出合理的解释,包括在中国市场化过程中社会资本积极作用和消极作用的机制和渠道。(2)实证研究方面应该对已有经验研究的分歧做出解释,这需要改进测量指标,更注重符合中国环境下的社会资本的作用,同时需要对社会资本进行合理划分,而不是生搬硬套西方的研究范式;已有的研究比较集中于农村和城市居民,应进一步扩展到流动人口和农民工的收入差距问题。(3)政策研究方面需要在理论和实证研究的基础上提出有效的政策建议,以发挥社会资本的积极作用,避免社会资本扩大收入差距的消极作用。

为了解决上述问题,本文拟以农民工为研究对象,探讨社会资本对收入差距的影响;同时针对中国农民工群体的特点,将社会资本变量进行合理的定义和分类,通过经验数据的检验,试图解释社会资本对中国农民工收入差距的影响,并对社会资本的作用与市场化程度的关系进行分析。

二、社会资本影响中国农民工收入差距的作用机制

目前学界能够普遍达成共识的是,使用关系人或内部人的推荐和被推荐制度,可以降低企业招聘的信息成本,并使农民工与雇主取得最直接的联系。一方面,雇主偏向于招聘被推荐的农民工,这样公司可以利用推荐人与被推荐人的亲近关系更好地进行员工管理,达到提高管理效率的目标,因为巧妙地利用员工的人际关系,也是管理者日常工作的一部分。另一方面,企业更倾向于招聘被推荐人,可以使农民工更快地找到工作,得到更多的升职机会,进而获取较高的工资。因此,社会资本影响农民工收入差距最基本的作用方式是社会资本的信息效应和生产率效应会推动劳动力需求曲线右移,让拥有和使用社会网络找到工作的农民工平均工资水平上升,而其他不拥有社会网络的人的工资水平相对降低。我们用2007年中国家庭收入调查数据来揭示这一现象。在我们所得到的6 535个样本中,有4 260位受访农民工当前工作的获取途径是通过朋友介绍,占总样本的65.2%;并且采用该种途径的农民工的当前工作月收入是最高的,为1 564元。相反,自己主动寻找工作的农民工月收入最低,为1 448元。如果加上“亲戚介绍”的方式,这种非正式的推荐制度下的农民工月收入可能会更高。可见推荐制的求职方式在农民工群体中占主要地位,而被推荐的农民工往往会获得比其他求职方式更高的收入。

拥有较多和较高层次的社会资本,可以使农民工到达距离发达地区更近的劳动力市场,并在那里获得更高的收入;而且除了帮助农民工找到工作外,社会资本也会间接通过影响农民工的行为模式和生产率,即增加农民工的人力资本来提高其工资水平。社会资本在理论和现实上都缘起于人力资本,近年来的一些研究广泛探讨了二者之间的互动关系和作用机制(Goldin等,1999;Bjrnkov,2006),其中,大部分观点认为社会资本对人力资本起到了补充和促进的作用,这在中国农民工身上也表现得尤为突出。在本文的研究样本中,与西部地

区相比,东部和中部地区农民工拥有更多高质量的社会资本,而西部地区主要是指重庆和四川,是劳动力输出较多的省份。可见,高质量社会资本的拥有者会更容易到达相对较发达的中部和东部地区的劳动力市场,并获得更高收入。样本显示,中部地区的高质量社会资本略微高出东部地区,这很可能与东、中部地区之间市场化程度的差异有关。因此,发达地区或市场化程度较高的地区,农民工社会资本的质量越高、数量越大,即社会资本会通过间接地影响农民工的流动来影响其收入水平,使能够到达经济增长核心地区的农民工获得更高的收入,而无法到达核心地区的农民工收入相对较低,从而扩大了农民工群体的收入差距。

农民工在进入城市后,起初同质性较强的原始社会资本会逐渐分化,形成带有工具性目的的新型社会资本,这种社会资本可能会借助中国的户籍制度障碍、劳动力市场分割等状况发挥作用,并会进一步通过扭曲的劳动力市场来扩大农民工收入差距。从中国的现实情况看,这更多地表现在拥有较多工具性社会资本的农民工,会更容易进入党政机关、国有企事业单位、国有企业等垄断性行业,从而获取稳定的和较高的收入水平。图 1 用数据展示了这一现象。为了更具针对性,本文用过去 12 个月中,对帮过忙的人的平均投资代表具有工具性目的的社会资本,并会在后文中以工具性社会资本作为核心变量来衡量农民工在城市中新形成的社会资本。首先,进入国有企业的农民工对帮过忙的人的平均投资为 380 元,而私营企业农民工仅为 140 元;其次,农民工的平均月收入按企业所有制从高到低依次为国有企业、党政事业单位、外资企业和私营企业;再次,从样本量看,私营企业的农民工占总样本的 65%,外资企业占 28%,党政事业单位占 4%,国有企业仅占 3%。以上数据表明,在不同所有制下,中国的劳动力市场分割现象非常明显,农民工要想进入高收入的垄断性行业十分困难,所以往往借助人力资本以外的其他力量,如动用自己的人际关系来取得进入该劳动力市场的机会,并获得较高收入。进入垄断性行业的农民工与其他行业的农民工可能在个人特质、文化程度、能力等方面是相似的,但收入水平却相差较大,这在很大程度上要归因于相差悬殊的社会资本数量。

在中国正式制度尚未十分完善的情况下,拥有一定数量的社会资本能帮助自我雇佣的

农民工获得更广泛的信贷网络。因为农民工的融资途径是十分有限的,民间借贷作为主要的融资方式,使到城市从事个体经营的农民工往往只能向亲戚和朋友借钱来填补初始资本投资的空缺。在这里,社会关系发挥了很大的作用,而社会资本也正是通过民间借贷这一机制或途径间接影响了农民工的资金往来,使拥有较高层次和较多社会关系的农民工更容

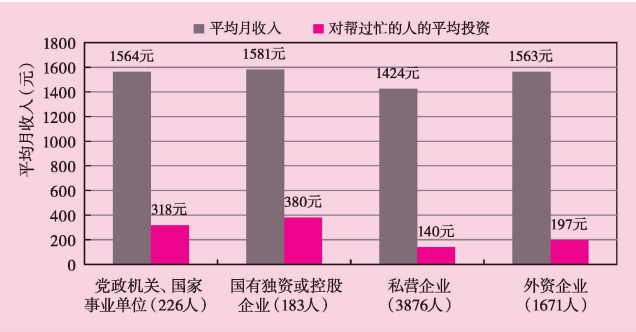


图 1 不同所有制企业农民工的社会资本与收入水平
 注:括号中的数字为样本数量。

易募集到资金进行创业,而社会资本存量不足的农民工,可能由于没有有效的资金募集渠道,只能放弃可能获益的生意机会。这样,社会资本就会借助信贷网络间接影响不同社会资本拥有量的农民工的收入水平,从而拉大其收入差距。

三、模型设定和变量描述

(一) 计量模型的设定

首先,在研究社会资本对农民工收入差距的影响时,本文借鉴了 Montgomery(1991)和 Delattre 等(2007)的新古典经济学分析框架,Delattre 等还利用 1995 年法国 TDEMLT 调查数据进行了实证分析。一个比较符合中国的现实情况是,农民工在城市中形成的新型社会资本应严格区分为情感性社会资本和工具性社会资本,这是本文与国外研究中较多地将社会资本区分为强关系和弱关系的明显差别。以往基于该分析框架研究社会资本对收入的影响普遍采用半对数模型(赵剑治、陆铭,2009;陈钊等,2009;章元等,2008),也有研究证实了半对数收入模型的拟合优度和正态性都比较具有优势(万广华,2004;赵剑治、陆铭,2009)。稳健起见,本文依据现有数据绘制了农民工收入和对数化后收入的核密度图,通过对比来确定究竟应该采取什么形式的模型。

图 2 和图 3 分别是农民工月收入及其对数化后的核密度图,描述了可能的收入密度函数。从中可以看到,对数化后的月收入核密度图的分布更加合理,其正态性明显高于没有对数化的收入密度函数。因此,半对数模型可以更好地与本研究数据相吻合,同时也为了与以往研究进行对比,我们最终决定采用半对数模型进行实证部分的分析。在半对数模型中,需要包含人力资本、社会资本等变量,具体为:

$$\ln(income_{ij})=\beta_0+\beta_1PSC_{ij}+\beta_2NSC^{\alpha}_{ij}+\beta_3HC_{ij}+\beta_4PC_{ij}+\beta_5OC_{ij}+u_{ij} \tag{1}$$

在该模型中, $\ln(income_{ij})$ 为月收入的对数。 PSC_{ij} 代表原始社会资本, NSC^{α}_{ij} 代表新型社会资本,其中 $\alpha=1$ 为情感性社会资本, $\alpha=2$ 为工具性社会资本,其回归系数是本文需要重点分析的。同时遵循以往研究的建模思路,对个体特征、人力资本、行业类型等诸多因素加以

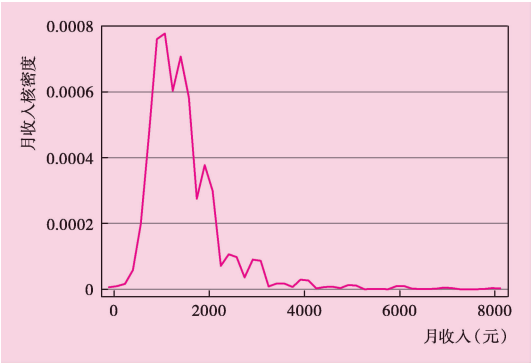


图 2 农民工月收入核密度图

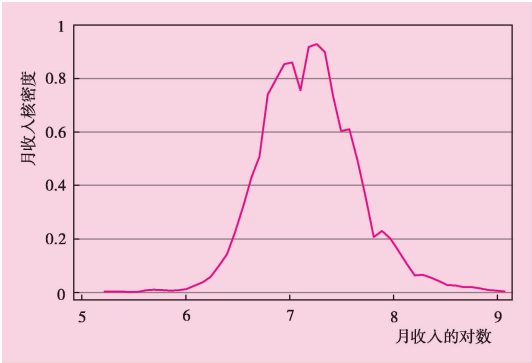


图 3 对数化后的农民工月收入核密度图

控制,即 HC_{ij} 代表人力资本; PC_{ij} 代表个体特征; OC_{ij} 代表所在行业、户口、地域等其他控制变量, u_{ij} 为随机扰动项。

(二) 变量定义及描述

社会资本作为社会学的概念,是在一个国家的历史、文化、社会形态和风俗习惯等因素长期演变过程中形成的,中国的人际关系长久以来逐渐形成了比较稳定的差序格局状态(费孝通,1992)。本文在实证研究时所使用的数据为包括中国东、中、西部 9 个省份 15 个城市的中国家庭收入调查(CHIP 2007),涵盖了中国流动人口最多的珠三角和长三角地区。该调查的农民工部分是在 2008 年进行的,在 2009 年还进行了跟踪调查。但由于跟踪调查的样本量较少,而且考虑到中国人际关系的差序格局的状态是在一个长期历史进程中形成的,这必然会使社会资本发生作用的途径、方式和程度不会在短时间内发生较大变化,采用 2008 年的数据同样具有现实意义,因此,我们最终采用了 2008 年的数据进行研究。该农民工调查以户为单位,我们将一户一人的数据筛选出来,即单独一人外出务工的农民工,从而使该户的收入、社会资本、人力资本等变量代表个体的情况。因为独自务工的行为并不会和我们所考察的社会资本、人力资本等变量构成因果关系,所以这样做并不会造成样本选择偏误的问题。最终,得到 3 024 个农民工样本,其统计特征的详细描述如表 1 所示。

表 1 列出了本文所考察的主要统计指标,将原始社会资本定义为以血缘和狭小的地缘为基础构建的社会网络,用“春节相互问候的亲戚”作为代理变量;新型社会资本定义为在城市中新形成的,主要基于业缘、趣缘和新的地缘,有别于传统亲缘、地缘关系形成的社会网络。其中,我们将新型社会资本细分为情感性社会资本,用“春节相互问候的在城市中生活的朋友和熟人”作为代理变量。而本文将重点考察工具性社会资本,可以定义为被动员的社会关系具有工具性目的,并且预期会给自身带来经济利益(Bourdieu, 1986; Coleman, 1990; Burt 等, 1992; Lin Nan, 2001)。与其他社会资本变量不同,本文采用“对帮过忙的人(仅限于城市中新形成的社会关系,不包括亲属和亲戚)的平均投资”作为工具性社会资本的代理变量,对应的调查问题为“在过去一年里帮助过你的人中,平摊来算您给过他/她多少钱和礼品/宴请(折成现金)?”,这样更加能体现工具性社会资本的回报性这一真实含义。

此外,从表 1 中可以看出两个比较明显的特点:一是工具性社会资本的分布并不平均,其中位数为 0,标准差达到 884,最大值为 20 000;二是可以初步看出农民工群体的月收入差异较大,其中位数为 1 300,标准差达到 820,最大值为 8 000。

四、实证结果和分析

(一) 基于收入方程的回归结果

基于上一部分讨论的半对数收入模型,表 2 分列给出了整体样本和按东、中、西部分组样本进行回归的结果,这将作为后面农民工收入差距分解的基础性内容。在此,我们对回归结果的稳健性进行以下说明:由于方差膨胀因子显示年龄、年龄平方、受教育年限,受教育

表 1 变量描述

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	下四分位	中位数	上四分位	最大值
月收入(元)								
月收入	3024	1490	820	0	1000	1300	1800	8000
原始社会资本								
春节相互问候的亲戚	2970	11.66	10.84	0	5	10	15	100
情感性社会资本								
春节相互问候的城市朋友	2970	11.13	17.50	0	0	2	5	100
工具性社会资本(元)								
对帮过忙的人的平均投资	2970	169	884	0	0	0	50	20000
个体特征								
性别	2970	0.66	0.47	0	0	1	1	1
实际年龄	2970	27.07	9.59	15	20	24	31	69
婚姻状况	2970	0.29	0.45	0	0	0	1	1
身体健康状况	2970	2.31	0.71	1	2	2	3	5
人力资本								
受教育年限	2947	9.64	2.30	1	9	9	11	16
打工城市数	2962	2.09	2.04	0	1	1	2	20
其他控制哑变量								
行业	设定 2 个虚拟变量,代表制造业、建筑业和服务业,以服务业作为基准组							
务工方式	设定 1 个虚拟变量,其中 0 代表为别人打工,1 代表自我雇佣							
户口	设定 1 个虚拟变量,其中 0 代表外地户口,1 代表本地户口							
地域哑变量	按照东、中、西部分类,并以西部为基准组设定了 2 个虚拟变量							

注:(1)工具性社会资本中的“帮忙”指借钱、帮忙找工作、照顾孩子、出主意、提供信息等。(2)婚姻状况中,未婚=0;已婚=1;性别中,男性=1;女性=0。(3)健康状况中,1 代表非常不好,2 代表不好,3 代表一般,4 代表好,5 代表非常好;设定 2 个虚拟变量,代表健康状况 1~2、3~4 和 5;以健康状况 1~2 作为基准组。

年限平方和健康状况哑变量的 VIF 值大于 20,其他均小于 5,而相关系数显示年龄和年龄平方,受教育年限和受教育年限平方高度相关,因此我们去掉了其平方项。经过这一调整,模型回归结果显示所有变量 VIF 值都小于 5,平均 VIF 值仅为 1.5,模型不存在多重共线性问题。此外,由于本文使用的是截面数据,模型不会存在序列相关性问题。而为了避免截面数据的异方差性,我们对回归结果进行了怀特异方差检验,结果 $P=0.46$,表明模型不存在异方差问题。为了避免工具性社会资本可能存在的内生性,我们还进行了 Hausman 检验,结果 P 值为 0.26,不能拒绝原假设,即 OLS 估计和工具变量估计是一致的,工具性社会资本并不存在内生性。

从表 2 可以发现,原始社会资本和情感性社会资本无论在整体回归还是在分地区的回归中均不显著;工具性社会资本在整体回归和东部、中部地区的回归中都是显著的,但在西

表 2 回归结果

因变量	收入的对数			
	整体	东部	中部	西部
工具社会资本				
对帮过忙的人的平均投资	0.0028*** (0.0009)	0.0022** (0.0111)	0.0100*** (0.0028)	0.0011 (0.8149)
原始社会资本				
春节相互问候的亲戚	-0.0004 (0.5930)	-0.0010 (0.3985)	0.0006 (0.7171)	-0.0009 (0.5971)
情感社会资本				
春节相互问候的城市朋友	0.0004 (0.4357)	0.0011 (0.1231)	-0.0005 (0.6533)	0.0004 (0.7253)
个体特征				
性别	0.0956*** (0.0000)	0.0900*** (0.0000)	0.0840** (0.0240)	0.1470*** (0.0001)
年龄	-0.0012 (0.2743)	-0.0016 (0.2867)	-0.0013 (0.5559)	-0.0022 (0.3839)
婚姻状况	0.0950*** (0.0000)	0.0810*** (0.0055)	0.145*** (0.0040)	0.128*** (0.0097)
人力资本				
受教育年限	0.0350*** (0.0000)	0.0336*** (0.0000)	0.0342*** (0.0000)	0.0413*** (0.0000)
打工城市数	0.0263*** (0.0000)	0.0149*** (0.0031)	0.0469*** (0.0000)	0.0199** (0.0338)
其他				
制造业	0.0362* (0.0594)	0.0230 (0.2962)	0.0850* (0.0527)	0.0736 (0.4545)
建筑业	0.177*** (0.0000)	0.142*** (0.0000)	0.174*** (0.0002)	0.259*** (0.0000)
务工方式	0.0187 (0.2903)	0.0609** (0.0118)	-0.0488 (0.1482)	0.0415 (0.3102)
户口	0.0271 (0.2024)	0.0894* (0.0615)	-0.0049 (0.8822)	0.0659* (0.0622)
东部	0.396*** (0.0000)			
中部	0.0665*** (0.0066)			
常数项	6.451*** (0.0000)	6.894*** (0.0000)	6.496*** (0.0000)	6.366*** (0.0000)
样本量	2933	1711	780	442

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著。

部地区的回归中不显著。具体来看,过去 12 个月里,农民工对工具性社会资本的投资每增加 100 元,其月收入会增加 0.28%,其中东部地区的农民工会增加 0.22%,中部地区会增加 1%。可能的原因是东部地区市场化程度较高,农民工劳动力市场相对完善,信息获取更加容易;而中部地区的市场化程度相对较低,农民工更需要社会关系的便利渠道来帮助其找到工作、提高收入或者找到生意机会;由于我们样本的西部地区为重庆和四川,是农民工的输出地而不是输入地,因此其社会资本对农民工收入的回归系数并不显著。在其他变量方面,农民工就业市场上的性别工资差异比较明显,整体上男性农民工月收入比女性高出 9.6%。教育程度和务工经验对农民工收入的影响较大,其中受教育年限每增加 1 年,农民工月收入会增加 3.5%;多去过 1 个城市打工,月收入也会增加 2.6%。此外,与服务业相比,建筑业的农民工月收入要高出 17.7%。与西部相比,东部地区农民工在相同条件下月收入高出 39.6%,中部地区高出 6.65%。可见区域发展差距依然是造成农民工收入差距的重要原因。

(二) 收入差距的分解

在用夏普利值法对收入差距进行分解时,为了避免收入变量分布的扭曲,我们首先对半对数收入决定方程两边取指数,得到以下一般形式:

$$Y_i=\exp(\hat{a}_0)\times\exp(\hat{\beta}_1X_1+\hat{\beta}_2X_2+\cdots+\hat{\beta}_3X_n)\times\hat{u}\tag{2}$$

式(2)中 $\exp(\hat{a}_0)$ 是一个常数项,当运用收入差距分解的相关指标时,它能够从方程中消去而不会对结果产生任何影响。对于残差 \hat{u} 的影响,本文沿用万广华(2004)、赵剑治和陆铭(2009)等人的做法,用残差与总收入差距的比值来表示没有被解释的收入差距部分,再用 1 减去这个比值就得到所有解释变量的部分,它反映了模型中全部解释变量对于收入差距的影响程度。残差是通过计算初始收入 y 的差距与假设 $\hat{u}=0$ 时收入差距之间的差值来衡量的。本文选取了基尼系数、阿特金森(Atkinson)指数和广义熵 3 个收入分配指标,以上运算的结果展现在表 3 中。从中我们看到,基尼系数的被解释比为 34%,Atkinson 指数和广义熵的被解释比分别是 20%和 19%。

表 3 收入差距和被解释比例

收入差距指标	影响程度			被解释比例 (%)
	总系数	自变量	残差	
基尼系数	0.258	0.087	0.171	34
Atkinson 指数	0.103	0.021	0.082	20
广义熵	0.117	0.022	0.095	19

注:被解释比例为自变量系数÷总系数。

为了考察真正意义上的农民工,数据采用的是剔除了月收入 8 000 元以上的样本,并且农民工内部收入差距属于组内差距,基尼系数接近 0.26,说明农民工收入差距是比较大的。

由于夏普利值分解方法涉及的运算量非常大,每增加 1 个变量,该程序的计算量将呈几何级数增长;当变量超过 10 个时,由于运算量过大,经常无法得到结果。因此,为了简化计算,我们剔除了回归中对收入影响不显著的变量,分解结果如表 4 所示。

表 4 夏普利值分解结果

变 量	贡献度			相对影响(%)			排序		
	基尼 系数	Atkinson 指数	广义熵	基尼 系数	Atkinson 指数	广义熵	基尼 系数	Atkinson 指数	广义熵
东部地区	0.0432	0.0139	0.0131	50.00	65.26	60.93	1	1	1
受教育年限	0.0131	0.0026	0.0029	15.16	12.21	13.49	2	2	2
性别	0.0076	0.0015	0.0018	8.80	7.04	8.37	3	5	4
建筑业	0.0075	0.0016	0.0016	8.68	7.51	7.44	4	4	5
打工城市数	0.0073	0.0016	0.0019	8.45	7.51	8.84	5	3	3
婚姻状况	0.0045	0.0007	0.0007	5.21	3.29	3.26	6	6	6
工具社会资本	0.0019	0.0005	0.0006	2.08	2.35	2.79	7	7	7
制造业	0.0011	0.0001	-0.0001	1.27	0.47	-0.47	8	8	8
中部地区	0.0004	-0.0012	-0.0010	0.35	-5.60	-4.65	9	9	9
合计	0.0870	0.0210	0.0220	100.00	100.00	100.00			

对于工具性社会资本,在基尼系数、Atkinson 指数和广义熵对收入差距影响程度的排序是一致的。尽管影响力相对较低,但社会资本对农民工收入差距的作用不容小觑。因为相对于地区差距、性别差异和行业差异等先天性因素,以及人力资本等传统收入决定因素来说,社会资本如果对收入差距发挥着一定的作用,更大程度上代表了正式制度或公平性的扭曲,或者某种意义上的市场机制的不完善。因此,我们需要进一步依据夏普利值分解结果探讨社会资本影响农民工收入差距的作用途径。

单从利用经验数据的实证研究上看,社会资本主要通过两个方面影响收入差距:一是社会资本变量对收入的影响,亦即回归方程中该变量系数的大小;二是该变量自身分布的平均程度(赵剑治、陆铭,2009)。从表 2 可以看到,工具性社会资本变量的估计系数很小,远低于婚姻状况、中部地区哑变量和制造业哑变量;但在夏普利值分解中,其对收入差距的影响却超过或者至少接近这些变量的影响。从表 1 的变量描述中也可以看到,工具性社会资本的标准差为 884.34,远高于其他变量。因此有理由推断,中国农民工的工具性社会资本存在较大差异,其分布不均可能是导致工具性社会资本对农民工收入差距产生影响的主要原因。

(三) 社会资本影响力的区域比较

中国东、中、西部的经济发展水平一直存在着很大差距,市场化程度也不尽相同。从表 2 的分地区回归可以看出,不同地区的不同变量对农民工收入的影响也存在较大差异。为了探究社会资本对农民工收入差距在不同市场化程度地区之间的差异,有必要对农民工收入差距进行区域比较。按照中国一般的东、中、西部城市的分类,本文沿用夏普利值分解方法,分别对 3 个地区农民工的收入差距的影响因素进行了分解。此部分的收入决定方程与前一

部分基本一致,限于篇幅不再赘述。为了便于对比分析,我们将东、中、西部收入差距的分解结果统一在表 5 中,将农民工收入差距的各种影响因素统一在表 6 中。

从整体上看,东、中、西部地区的农民工收入差距比较接近,相对来说中部地区农民工的收入差距更大一些,基尼系数远高于东部地区,阿特金森指数和广义熵也都明显高出东部和西部。从收入差距的解释程度看,中部和西部地区变量的解释比更高,基尼系数的解释比接近 30%。尽管东部地区的解释比相对较低,但也接近 20%。由

表 5 东、中、西部的农民工收入差距

区 域	影响程度			被解释比例 (%)
	总系数	自变量	残差	
东部				
基尼系数	0.231	0.041	0.190	18
Atkinson 指数	0.083	0.006	0.077	7
广义熵	0.095	0.008	0.087	8
中部				
基尼系数	0.272	0.076	0.196	28
Atkinson 指数	0.115	0.018	0.097	16
广义熵	0.135	0.019	0.116	14
西部				
基尼系数	0.222	0.061	0.161	28
Atkinson 指数	0.079	0.011	0.068	14
广义熵	0.095	0.012	0.083	13

注:同表 3。

表 6 东、中、西部地区收入差距影响因素的比较

变 量	贡献度			相对影响(%)			排序		
	基尼系数	Atkinson指数	广义熵	基尼系数	Atkinson指数	广义熵	基尼系数	Atkinson指数	广义熵
东部地区									
受教育年限	0.0151	0.0024	0.0027	36.30	38.10	36.00	1	1	1
性别	0.0083	0.0013	0.0015	19.95	20.63	20.00	2	2	2
建筑业	0.0054	0.0009	0.0009	12.98	14.29	12.00	3	3	3
打工城市数	0.0041	0.0006	0.0008	9.86	9.52	10.67	4	4	4
婚姻状况	0.0036	0.0003	0.0004	8.65	4.76	5.33	5	6	7
工具社会资本	0.0017	0.0004	0.0005	4.09	6.35	6.67	7	5	6
务工方式	0.0023	0.0003	0.0006	5.53	4.76	8.00	6	7	5
户口	0.0011	0.0001	0.0001	2.64	1.59	1.33	8	8	8
合计	0.0410	0.0060	0.0080	100.00	100.00	100.00			
中部地区									
受教育年限	0.0109	0.0011	0.0012	14.69	6.47	6.59	3	6	6
性别	0.0071	0.0017	0.0023	9.57	10.00	12.64	5	4	4
建筑业	0.0142	0.0036	0.0035	19.14	21.18	19.23	2	2	2
打工城市数	0.0235	0.0071	0.0081	31.67	41.76	44.51	1	1	1
婚姻状况	0.0108	0.0025	0.0027	14.56	14.71	14.84	4	3	3
工具社会资本	0.0055	0.0015	0.0016	7.41	8.82	8.79	6	5	5
制造业	0.0022	-0.0005	-0.0012	2.96	-2.94	-6.59	7	7	7
合计	0.0760	0.0180	0.0190	100.00	100.00	100.00			
西部地区									
受教育年限	0.0176	0.0030	0.0028	28.39	26.32	23.53	1	3	3
性别	0.0156	0.0031	0.0028	25.16	27.19	23.53	2	2	2
建筑业	0.0131	0.0034	0.0040	21.13	29.82	33.61	3	1	1
打工城市数	0.0053	0.0010	0.0013	8.55	8.77	10.92	5	4	4
婚姻状况	0.0060	0.0008	0.0009	9.68	7.02	7.56	4	5	5
制造业	0.0006	0.0000	0.0000	0.97	0.00	0.00	7	7	7
户口	0.0038	0.0001	0.0001	6.13	0.88	0.84	6	6	6
合计	0.0610	0.0110	0.0120	100.00	100.00	100.00			

于这一部分的收入差距分解是按地区分类进行的，因此我们需要根据前面的收入决定方程和东、中、西部分组回归的结果增加或减少待分解变量。具体做法是：东部增加了回归系数统计显著的变量“务工方式”和“户口”，去掉不显著变量“制造业”；中部地区各变量显著性与整体回归一致，因此未增减待分解变量；西部地区加入统计显著的哑变量“户口”，去掉回归系数不显著的变量“工具性社会资本”。

从表 6 可以看出，尽管不同地区农民工收入差距的影响因素基本相似，但绝对数值有

着明显不同。第一,东部地区的经济发展水平较高,市场经济制度较完善,传统的收入决定因素,如人力资本、行业等变量表现出对收入差距的较大影响,尤其是人力资本中的受教育年限,在3个不平等指标中远超过其他变量,排在所有影响因素的第一位;相反,东部地区工具性社会资本的作用则相对较小。第二,中部地区与东部和西部地区有着明显的不同,性别哑变量的绝对数值远低于东部和西部,而且对农民工收入差距作用最大的不是受教育年限,而是代表工作经验的“打工城市数”,其在广义熵指标中的相对影响甚至达到44.51%,而受教育年限只有6.59%。从社会资本变量的分解结果看,中部地区工具性社会资本对收入差距影响的绝对数在3个指标中均高于东部地区,甚至超过了中部地区受教育年限对农民工收入差距的影响。第三,对于西部地区的3个不平等指标,排在前面的建筑业、性别和受教育年限对农民工收入差距的影响大体上是接近的。此外,户籍制度对东、西部地区农民工收入差距也有一定的影响。

五、结论与政策建议

本文的研究结果主要体现在以下方面:(1)以亲缘、地缘为主的原始型社会资本在逐步完善的市场经济环境下作用逐渐消失,但新型社会资本中的工具性社会资本对农民工的收入和收入差距都存在一定的影响,而造成这种影响的主要原因是工具性社会资本在农民工群体内的分布不均。(2)在市场经济制度和经济发展水平都较高的东部地区,作为非正式制度的社会资本对农民工收入差距的作用明显小于相对落后的中部地区,这与赵剑治、陆铭(2009)的研究结论并不一致。社会资本这种非市场力量可能同市场化程度和正式制度有着相反的运动方向。

本文认为,目前非正式制度对中国经济产生的影响不容忽视,而社会资本作为具有代表性的非正式制度的载体,可能会通过农民工的推荐制招聘、不同所有制下分割的劳动力市场、广泛的民间借贷网络,以及通过影响农民工的流动性和生产率来对农民工收入产生较强的马太效应,即不断拉大农民工群体内部的收入差距,进而造成一定的经济问题和社会问题。在当前快速转型的中国经济和社会背景下,能否解决好农民工问题,已成为新型城镇化道路成功与否的关键。

为了解决以上现实问题,政府应大力提高农民工的组织化程度,其中主要以发展农民工工会组织和创新农民工工会运行机制为着力点,激发农民工组织的活力,从而促进农民工整个群体的社会资本积累,避免群体内部社会资本的两极分化。同时要以依法治国为根本导向,畅通农民工利益诉求的法律渠道,在农民工群体中宣传法治和公平精神,并增加农民工在各级工会、企业职工代表大会及党代会中的比例,提高农民工的话语权,缩减农民工劳动纠纷调解和仲裁的程序,从而用法律和法治来引导和建立更加合理和公平的农民工就业市场。另外,增加农民工创业的政府专项资金,支持金融机构设立无息贷款、低息贷款,以

鼓励农民工自主创业、自谋职业,并为农民工提供更多的创业机会。由于中国以往的户籍制度、经济制度、社会福利体系和教育体系中,广泛存在对农民工的歧视性政策,因此,必须以市场化为导向,打破农民工劳动力市场的分割状态,用市场化的方式解决农民工在城市中生存的问题,并引导和拓展农民工就业信息的获取途径,这样才能避免社会资本这种非正式制度对农民工劳动力市场和公共福利等方面造成扭曲,进而引起利益分配的不均。只有落实以上政策,才能进一步扫清中国新型城镇化道路上的体制性障碍,才能让社会资本的良好机制从根本上发挥积极的作用。

参考文献:

1. 边燕杰等(2012):《跨体制社会资本及其收入回报》,《中国社会科学》,第2期。
2. 陈钊等(2009):《谁进入了高收入行业?——关系、户籍与生产率的作用》,《经济研究》,第10期。
3. 万广华(2004):《解释中国农村区域间的收入不平等:一种基于回归方程的分解方法》,《经济研究》,第8期。
4. 章元等(2008):《社会网络与工资水平——基于农民工样本的实证分析》,《世界经济文汇》,第6期。
5. 赵剑治、陆铭(2009):《关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析》,《经济学(季刊)》,第10期。
6. Bourdieu, P. (1986), *The Forms of Capital*. *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*. New York: Greenwood.
7. Burt, S. and Ronald (1992), *Structural Holes. The Social Structure of Competition*. Harvard University Press.
8. Delattre E, Sabatier M. (2007), *Social Capital and Wages: An Econometric Evaluation of Social Networking's Effects*. *Labour*. 21: pp.209-236.
9. Fei Xiaotong (1992), *From the Soil: The Foundation of Chinese Society*. Berkeley: University of California Press.
10. Grootaert, C. (1999), *Social Capital, Household Welfare and Poverty in Indonesia*. Local Level Institutions Working Paper, No.6, Washington, DC: World Bank.
11. Goldin C and Katz L F (1999), *Human Capital and Social Capital: The Rise of Secondary Schooling in America, 1910-1940*. *Journal of Interdisciplinary History*. 29: pp.683-723.
12. Lin Nan (2001), *Social Capital: A Theory of Structure and Action*. New York: Cambridge University Press.
13. Montgomery J D. (1991), *Social Networks and Labor-market Outcomes: Toward an Economic Analysis*. *The American Economic Review*. 81(5): pp.1408-1418.
14. Stephen Knack and Philip Keefer (1997), *Does Social Capital Have an Economic Payoff?—A Cross-country Investigation*. *The Quarterly Journal of Economics*. 11: pp.1251-1288.
15. Terrence Casey and Kevin Christ (2005), *Social Capital and Economic Performance in the American States*. *Social Science Quarterly*. 86: pp.826-845.

(责任编辑:朱 犁)