

社会网络对受助家庭再就业收入差距的影响*

王增文

【摘要】文章分析了社会救助家庭再就业收入的决定因素及受助家庭再就业人员间的收入差距,采用 Shapley 值方法分解发现,社会网络对不同区域受助家庭收入差距的影响因子约占 1/5,在所有影响因素中属于关键性因素。由于社会关系网络在有效扩大个体利益的同时,会在很大程度上损害公共利益,作者认为,一种良性的改革思路是促使其具备公共性,并向公共领域移动,使其能够在与公共利益重叠的领域发挥主观能动性。同时,政府应确立正式的法律体制和公共管理机制,削弱社会关系网络的分配效应,从而在更大程度上减弱社会收入差距扩大的格局。

【关键词】再就业 贡献因子 社会关系网 收入差距

【作者】王增文 南京财经大学公共管理学院,副教授。

一、引言

改革开放以来,中国社会收入差距一直处于扩大的状态,这种收入差距扩大的态势正在不同的社会阶层间、同一社会阶层的不同家庭之间蔓延。人们已经意识到社会弱势群体与社会弱势群体之间、城乡居民之间的收入差距,而很长时间以来人们忽视了这样一个很少被关注的问题——社会弱势群体之间的收入差距也呈现出逐渐扩大的趋势,从政府扶贫的视角来看,这恰恰是一个非常重要的问题。是哪些因素促成社会救助家庭间再就业收入差距扩大的格局?从研究收入差距的因素来看,现有研究主要集中于人力资本、物质资本和政治资本 3 个方面(Morduch 等,2000;Walder,2002;高梦滔、姚洋,2006)2000 年以来,一种无形的资本(即社会网络)对就业及收入差距所起的影响被越来越多的学者认同。

目前从社会关系网络的视角来研究其对不同群体行为的影响的文献可分为以下 5 个方面:(1)促进就业水平(Munshi,2003);(2)提高居民的收入水平(Narayan 等,1997);

* 本文为国家自然科学基金项目“社会救助与促进就业互动机制的构建”(编号:71003045);江苏高校优势学科建设工程项目阶段性成果。

(3) 削减社会救助再就业家庭的贫困概率和返贫概率; (4) 帮助受助群体获得小额贷款; (5) 在很大程度上提高农村受助家庭外出务工的概率, 从而提高就业概率水平 (Bastelaer, 2000; Bian, 2001)。然而, 上述文献均未考虑社会关系网络对于受助家庭再就业人员收入差距的贡献因子大小和这种贡献因子在不同经济和社会化程度的区域的差异。由于社会救助家庭获得的绝大多数收入来源于政府的再分配领域——社会救助金收入, 政府对于有劳动能力或者有部分劳动能力的社会救助家庭成员也实施了鼓励其再就业的培训策略, 使这些针对社会救助家庭的保护性政策发挥了一定的效力; 由于社会救助家庭具有的异质性, 导致其拥有的社会关系网络的多寡和层次高低并非趋同, 社会关系网络资源禀赋可能会给社会救助家庭成员间的再就业收入带来较大的差距。因此, 本文将从社会救助家庭再就业人员的工资收入入手, 重点研究不同区域中的社会网络^①对受助家庭再就业收入差距的影响。

二、数据及变量的描述性统计

本研究使用的数据来自南京财经大学 2011 年在 16 个省份 20 个县(市)进行的调查。此次调查所采用的是分层随机抽样的方法, 对中国社会救助群体的生存状况(如社会救助金的可及性、受助家庭的再就业等)进行问卷调查。调查问卷的发放综合考虑了各区域被调查人员在年龄、文化层次及再就业收入水平等方面的均衡分布问题。按照被调查家庭的经济状况分为好、中、差 3 个层次, 且各层次占 1/3 的原则进行抽取。调查共发出问卷 5 000 份, 回收 4 368 份, 最终筛选出有效问卷 3 528 份。样本基本分布如表 1 所示。

从表 1 可以看出, 有 96.9% 的家庭亲朋好友数在 3 个以下, 说明社会救助家庭纵向的亲戚和朋友数较少。但在人情世故支出方面, 近 30% 的家庭占其再就业收入的 40%, 表明社会救助家庭人情世故支出的比重并不低, 因此本文认为社会救助家庭有社交意愿。从再就业收入分布状况来看, 90% 以上的受助家庭再就业收入在 1 000~2 000 元之间, 普遍处于最低工资标准的边缘。从区域样本的分布来看, 东部地区有 1 653 户被调查家庭, 占 46.85%, 西部地区有 1 875 户被调查家庭, 占 53.15%。在区域样本采集上, 基本符合均匀分布。

表 2 给出相关变量的描述性统计结果, 从中可以看出, 区域间存在较为显著的差异, 具体表现为: 中西部地区受助家庭再就业人员收入显著低于东部地区, 且再就业收入在中西部地区的方差显著低于东部地区, 这表明东部地区“苦乐不均”的现象更为严重。在中西部家庭样本中, 垂直关系网络数与东部地区受助家庭无显著性差别, 但标准差却比东部地区

^① 由于社会救助家庭在再就业过程中, 更多的是投亲靠友。这种帮助是单向的, 一般来说, 受助家庭再就业人员多数靠的是垂直关系网, 因此本文所指的社会关系网络实际上是垂直关系网。

表 1 调查样本分布

变 量	调查户数	百分比	变 量	调查户数	百分比
亲朋好友数目			60岁及以上	1167	33.08
无	683	19.36	女性劳动力数量		
1个	729	20.66	无	694	19.67
2个	1663	47.14	1人	2252	63.83
3个	442	12.53	2人	537	15.22
4个及以上	11	0.31	3人	45	1.28
年人情世故支出			人均物质资本量		
0~400元	328	9.30	1000元及以下	1163	32.96
401~800元	966	27.38	1001~2000元	1286	36.45
801~1200元	1033	29.28	2001~3000元	557	15.79
1201~1600元	1201	34.04	3001~4000元	421	11.93
家庭人口数量			4001元及以上	101	2.86
1人	675	19.13	受教育年限		
2人	817	23.16	6年及以下	2048	58.05
3人	1270	36.00	7~9年	758	21.49
4人	435	12.33	10~12年	463	13.12
5人及以上	331	9.38	13年及以上	259	7.34
家庭劳动力数目			政治身份		
1人	2398	67.97	共产党员	619	17.55
2人	503	14.26	其他	2909	82.45
3人	410	11.62	再就业收入		
4人及以上	217	6.15	0~1000元	206	5.84
所在区域			1001~2000元	1867	52.92
东部地区	1653	46.85	2001~3000元	1118	31.69
西部地区	1875	53.15	3001~4000元	253	7.17
被调查人年龄			4001~5000元	75	2.13
16~59岁	2361	66.92	5001元及以上	9	0.26

大,说明中西部地区比东部地区不均匀的状况更严重。在人均物质资本方面,中西部地区无论是均值还是方差均低于东部地区。

从劳动力特征变量来看,中西部地区受助家庭的劳动力规模(按人均数目计算)远大于东部地区,这与通常的结论相一致;在人力资本投资方面,东部和中西部地区存在较大差别。中西部地区再就业人员受教育年限远低于东部地区,对这一现象的解释是东部地区受助家庭可能更加注重人力资本投资。

三、再就业收入决定因素与社会关系网络的贡献因子

(一) 受助家庭再就业收入决定因素

下面借助 Shapley 值方法对受助家庭再就业人员工资收入差距进行分解,具体操作方法是,设定一个再就业收入的决定回归式子,通过这个式子测算出各解释变量的影响因子,然后将再就业收入差距的测算指标分配到式子两边,这样可以测算出不同的解释变量对收入对数的贡献因子,分解模型为:

$$\ln W_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 RN_{ij} + \alpha_2 LC_{ij} + \alpha_3 PC_{ij} + \alpha_4 IV_{ij} + \alpha_5 PI_{ij} + \alpha_6 FE_{ij} + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, i 表示家庭, j 表示区域。被解释变量再就业收入取自然对数;解释变量 RN 代

表社会关系网络^①, LC 为受助家庭特征, PC 为物质资本, IV 为个体特征, PI 为政治身份, FE 为固定效应, 此处选取的是区域虚拟变量, ε 为误差项。表 3 是对样本家庭的统计结果, 模型 1 是基准方程, 模型 2 是将社会关系网络加入后的方程。

从表 3 调整的 R^2 系数来看^②, 模型 2 的 R^2 值比模型 1 的 R^2 值相对增加了 19.35%。这表明在两类不同类型的受助家庭中, 再就业人员的社会关系网络对其再就业收入具有显著的影响。测算结果显示, 受助家庭的亲朋好友数每增加 1 个百分点, 其家庭成员的

工资性收入将增加 8%~9%。从社会救助家庭的角度出发, 其年度人情世故方面的支出每增加 1 个百分点, 其工资性收入将增加 0.53 个百分点, 说明社会关系网络对再就业人员工资性收入影响较大。

在劳动力指标中, 人均物质资本比重也对受助家庭再就业收入具有显著影响。这与已有研究结果一致 (Morduch, 2002; Zhao 等, 2010)。从数据分布来看, 这种效应具有边际递减性。从政治身份变量的回归结果看, 模型 1 中家庭共产党员的比重在 5% 的水平上通过了检验。从统计结果上看, 政治身份对社会救助家庭成员再就业收入具有积极的影响作用。由于拥有党员身份的受助家庭再就业人员可能拥有更多的社会关系网, 二者存在较强的共线性, 经过共线性检验二者的相关系数为 0.23。在控制了家庭背景的固定效应后, 政治身份与社会关系网的相关系数仅为 0.093, 说明受助家庭成员由于家庭背景原因, 虽然拥有党员

表 2 相关变量的描述性统计

变 量	全国		中西部		东部	
	均值	S.E.	均值	S.E.	均值	S.E.
社会关系网络						
亲朋好友数目(人)	2.36	3.27	2.31	3.56	2.54	3.08
人情世故支出比重	0.59	0.31	0.63	0.28	0.55	0.30
受助家庭特征						
家庭人口数(人)	3.94	1.44	4.35	1.51	3.91	1.29
家庭劳动力数目(人)	0.78	0.30	0.82	0.25	0.75	0.30
女性劳动力比重	0.67	0.47	0.41	0.54	0.70	0.35
物质资本						
人均物质资本比重	0.38	0.48	0.29	0.39	0.43	0.48
个体特征						
年龄(岁)	59.65	87.26	59.37	97.65	51.65	71.36
受教育年限	7.03	5.01	6.98	5.09	8.09	5.21
受教育年限的交互项	73.34	135.27	77.65	119.87	84.37	110.66
政治身份						
共产党员比重	0.07	0.20	0.07	0.24	0.08	0.24
被解释变量						
再就业收入对数	6.93	1.23	8.34	0.87	7.92	1.27

注: 人均物质资本比重指的是社会救助家庭人均资本占社会人均资本的比重。

① 本文将亲朋好友数和人情世故支出比重作为反映社会网络关系的指标。

② 由于本文所考察的是社会关系网络对受助家庭再就业收入的影响因子, 所以模型 2 中加入社会关系网络变量后, 其他解释变量的影响系数及系数检验均未发生显著改变, 而且两个变量在 1% 的水平上通过了检验。

表3 受助家庭再就业人员收入决定方程的回归结果

变 量	模型 1		模型 2	
	回归因子	S.E.	回归因子	S.E.
社会关系网络				
亲朋好友数目	—	—	0.086***	0.023
人情世故支出比重	—	—	0.005**	0.148
个体特征				
年龄	0.000	0.008	0.0002	0.001
受教育年限	0.245**	0.043	0.241***	0.035
受教育年限的交互项	-0.004***	0.000	-0.004**	0.001
物质资本				
人均物质资本比重	0.556***	0.026	0.055**	0.021
家庭人口数	0.043	0.034	0.038***	0.033
受助家庭特征				
受助家庭劳动力数目	0.906**	0.204	0.803**	0.249
女性劳动力比重	0.367	0.093	0.311	0.076
政治身份				
共产党员比重	0.481**	0.226	0.243	0.241
截距项				
常数项	7.004***	0.319	7.828***	0.375
拟合变量				
调整的 R ²	0.62		0.74	
观测变量				
样本值	3528		3528	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。已控制区域虚拟变量。

$$W_{ij} = e^{\alpha_0} \times e^{(\alpha_1 RN_{ij} + \alpha_2 LC_{ij} + \alpha_3 PC_{ij} + \alpha_4 IV_{ij} + \alpha_5 PI_{ij} + \alpha_6 FE_{ij})} \times e^{\varepsilon} \quad (2)$$

在式(2)中,得到残差 ε 的影响效应的大小后,再就业收入的差距与残差项所引起的再就业收入差距之差就是方程中解释变量影响因子的大小。本文据此测算收入差距的系数——基尼系数、阿特金森和广义熵指数,具体结果如表4所示。

从表4可以看出,所有解释变量解释了这3个衡量收入差距不平等指数的50%以上,而利用基尼系数衡量的回归模型超过了70%。测算结果表明,受助家庭再就业人员收入方

身份,但其拥有的社会关系网络仍然是较低层次的,没有给其带来更多的再就业收入。

(二) 社会关系网对受助家庭再就业收入差距的贡献因子

对于收入差距的分解, Oaxaca (1973)认为某因素对收入差距的影响因子的大小受两方面影响:一方面是该因素自身的分布情况,在相关因子固定的条件下,分布越不均匀的因素对受助家庭再就业人员收入的影响因子越大;另一方面,因素与收入差距的相关系数越大,影响因子越大。本文在 Oaxaca (1973)的理论基础上,采用 Shorrocks (1999)所提出的 Shapley 值分解方法^①,同时采用爪哇程序软件来处理。采用再就业人员收入的指数作为被解释变量和解释变量的回归方程为:

① Shapley 值分解方法的基本思路:取再就业收入的决定方程的某一解释变量的均值,将均值与剩余解释变量均值均代入再就业收入函数式,计算出再就业收入数据与不平等指数。然后把再就业收入差距作为该解释变量的对其影响因子。若该解释变量取均值后,再就业收入差距增大了,说明该变量具有缩小受助家庭与非受助家庭人员间的收入差距;反之亦然。

程中的解释变量能更好地解释再就业收入的差距问题。表 5 为 Shapley 值方法分解的结果,同时也列出了不同指标变量对收入差距的贡献因子的差别状况。

若将亲朋好友数和人情世故支出两个变量的贡献因子合并作为社会关系网络的指标,并按照大小顺序排列(见表 6),结果显示,在所有影响因子中,社会关系网络对于受助家庭再就业人员收入差距的贡献因子排在前 4 位,且影响因子超过 13%,在阿特金森指数中的影响超过了 15%。这表明社会关系网络对于受助家庭再就业人员收入的影响因子较大。其中,亲朋好友数所代表的社会关系网影响因子达到 10%以上。从统计结果看,亲朋好友数的回归系数仅为 0.063,且标准差较大(3.27)。另一指标变量是人情世故支出,由于其回归系数较大^①,从变量的本身属性来看,是一个非静态的变量,根据理性经济人的假设,他们会加大这方面的投入力度。亲朋好友数是一个相对固定的变量,其分

表 4 社会救助家庭再就业成员收入差距与被解释因子的测算结果

区域变量	影响因子		解释变量占总因子百分比
	总因子	解释变量	
东部地区			
基尼系数	0.601	0.454	75.54
阿特金森指数	0.476	0.306	64.29
广义熵指数	0.612	0.342	55.88
中西部地区			
基尼系数	0.490	0.410	83.67
阿特金森指数	0.352	0.309	87.78
广义熵指数	0.526	0.258	49.05
全国			
基尼系数	0.531	0.455	85.69
阿特金森指数	0.463	0.253	54.64
广义熵指数	0.577	0.367	63.60

表 5 社会救助家庭与非社会救助家庭样本收入差距的分解结果

指标变量	影响因子贡献比(%)			贡献排名		
	基尼系数	阿特金森指数	广义熵指数	基尼系数	阿特金森指数	广义熵指数
再就业人员平均年龄	0.23	0.23	0.23	9	7	7
第二、三产业再就业人员比重	17.81	20.54	20.64	2	2	2
受教育水平	13.40	15.31	15.29	3	4	3
社会关系网络	12.00	15.65	14.27	4	3	4
亲朋好友数	10.23	10.23	10.23	—	—	—
人情世故支出比重	3.83	1.24	1.86	—	—	—
男性再就业比率	6.86	6.23	6.28	5	5	5
女性再就业比率	1.16	-3.59	-3.96	6	9	9
人均物质资本比重	0.58	-1.07	-1.54	7	8	8
共产党员比重	0.42	0.86	0.44	8	6	6
区域虚拟变量	33.21	34.37	35.26	1	1	1

注:影响因子贡献比指某一变量下的贡献因子对总指数的贡献;贡献排名为该指标对影响受助群体再就业收入差距指标变量的贡献因子排名;男(女)性再就业比率指男(女)性再就业人数占所有被调查男(女)性劳动力人口比值。

① 按照 Zhao 等(2010)观点,其分布较为均匀,但从影响因子来看,其影响效果相对较小,标准差也相对集中。

表6 两大经济区域的社会关系网络的回归结果

变 量	中西部地区		东部地区	
	回归因子	S.E.	回归因子	S.E.
社会关系网络				
亲朋好友数目	0.059**	0.018	0.068***	0.031
人情世故支出比重	0.045	0.231	0.093**	0.301
个体特征				
年龄	0.001	0.001	-0.001	0.000
受教育年限	0.087**	0.028	0.213***	0.031
受教育年限的交互项	-0.002***	0.001	-0.004***	0.000
物质资本				
人均物质资本比重	0.047***	0.023	0.041***	0.041
家庭人口数	0.647**	0.045	0.206**	0.051
受助家庭特征				
受助家庭劳动力数目	0.653**	0.206	0.417**	0.211
女性劳动力比重	-0.381***	0.083	-0.562***	0.236
政治身份				
共产党员比重	-0.269	0.318	0.454**	0.416
截距项				
常数项	7.632***	0.269	6.357***	0.396
拟合变量				
调整的 R ²	0.53		0.53	
观测变量				
样本值	1254		2274	

注：同表3。

从社会关系网络对受助家庭再就业人员收入差距的影响效应来看,收入方程中的社会关系网络变量能较好地解释再就业收入差距问题,而且影响效应是正向的,即随着社会救助家庭关系网络数的提升,不同家庭间再就业收入差距呈现出扩大的趋势,并且进一步的测算发现,社会关系网络对不同家庭收入差距的影响高达17.4%~19.6%,这表明社会关系网络的“亲富效应”明显。

总之,社会关系网对再就业人员收入差距的影响效应是正向的,也就是一个家庭所拥有的纵向社会关系网络越多,其家庭的再就业收入提高越快;反之亦然。两个家庭所拥有的社会关系网络数差别越大,其收入差距越大。

四、社会网络对受助家庭再就业收入差距的区域影响效应

本文根据经济社会化指数(见图)对各区域样本进行分类研究,通过这种比较分析来量化不同区域的经济和社会化程度社会关系网络对于受助家庭再就业人员收入差距的影

布较为分散。所以,其对受助家庭再就业人员收入差距的贡献因子更大。

从社会关系网络对受助家庭再就业人员收入的影响状况来看:(1)回归方程中加入社会关系网络变量后拟合优度提升了近20%,使回归模型的解释力从0.62提升到0.74;(2)亲朋好友数这一变量对再就业收入的影响是正向的,其每提升1个百分点会给受助家庭再就业人员带来近9%的收入提升;(3)人情世故支出变量对再就业收入的影响也是正向的,即人情世故支出比重的提升也能极大地提升受助家庭再就业人员收入,虽然其影响程度弱于亲朋好友数,但它是一个动态型变量,其影响效应会随着受助家庭社交意愿的改变而呈现上升或下降的态势。

响因子大小。为了克服这种差异的非一致和不可比的“瓶颈”，本文把调查样本按区域划分为中西部地区和东部地区^①。

在其他指标作为控制变量的情况下，亲朋好友数每增加1个，再就业人员收入将提高5个百分点以上；其中，中西部地区为5.9个百分点，东部地区为6.8个百分点。在人情世故支出方面每增加1个百分点，中西部地区社会救助家庭再就业收入增加4.5个百分点；东部地区增加9.3个百分点（见表6）。从社会关系网络发挥效应的环境来看，经济和社会化程度越高的地区，社会关系网络发挥的功能越大；社会关系网络所展现出的“亲富性”越明显；家庭通过关系网络获得的私人利益就越多。在经济和社会化程度不同的区域，一定质量（或数量）的社会关系网络资本对社会救助家庭成员的收入回报是不同的。从整个外部经济和社会环境来看，东部地区社会关系网络对受助家庭再就业人员收入的影响效应要大于中西部地区。这说明经济和社会化程度越高的地区其影响因子越大。主要原因是中西部地区经济和社会化水平低，受助家庭拥有的市场机会与经济资源相对较少，使中西部地区的受助家庭成员更难借助社会关系网络来获得工作机会和提高再就业收入。

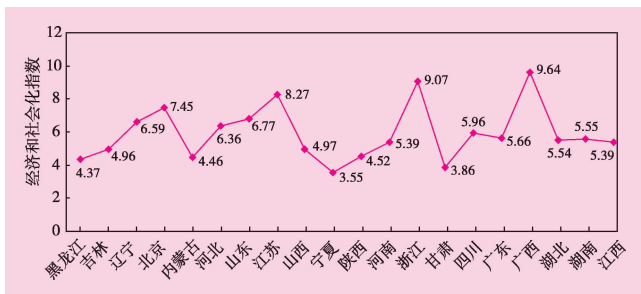


图 中国各区域经济和社会化指标

注：根据樊纲等(2010)《中国市场化指数》，整理测算得到。

五、主要结论及政策含义

本文实证研究得出了社会关系网络能够在很大程度上较为明显地提升再就业人员的收入的结论。通过对社会救助家庭再就业收入的决定因素及受助家庭再就业人员间的收入差距分解发现，社会网络对不同家庭的收入差距的影响因子达17.4%~19.6%。在社会化和经济化程度较低的中西部地区，社会关系网对受助家庭再就业收入差距的影响系数远低于东部沿海发达省份。

由于社会关系网络不仅是一种社会关系，更重要的是一种经济关系。虽然这种经济关系不是一种直接的市场力量，但在经济和社会化程度较低的中西部地区，这种关系对受助家庭再就业人员收入的回报因子远小于东部地区。这充分验证了社会关系网络具有较强的“亲富性”。社会弱势群体由于“起点的不公平、过程中的部分公平”使其结果很难公平。从起点公平来说，由于历史和家庭背景等因素，社会关系网络在不同的群体之间几乎是先天的不均等。这种起点不公平使其产生与生俱来的“劣势”，这种“劣势”会更加加剧其过程的

^① 经济和社会化程度大于等于6的划入东部地区，包括山东、江苏、浙江、北京、天津、广东和福建等，小于6的划入中西部地区，包括内蒙古、广西、陕西、甘肃、湖南和四川等。

不公平。鉴于此,本文的政策含义如下。

第一,由于社会关系网络在有效扩大个人利益的同时,会在很大程度上损害公共利益。那么,一种良性的改革就是促使社会关系网络具备公共性,并向公共领域移动。政府不仅要“从物质”本身入手,还要关注社会关系网络和教育等方面。

第二,试图去除社会关系网络中所存在的私人因素,既不现实也无法获得预期效果。政府应将关注的重点转移到公共利益或公共领域上来,使社会贫困群体私人权益及制度的执行得到保障。另外,政府未来扶贫的重点应在保留通过社会网络关系获得私人利益的同时,引导私人参与创造公共利益,使社会利益在一定程度上能偏向社会救助群体,从而缩小收入差距不断扩大的格局。

第三,政府应在社会内部确立正式的法律体制和公共管理机制,使不同群体对社会关系网络的需求逐步减弱,从而弱化社会关系网络的分配效应。

参考文献:

1. 高梦滔、姚洋(2006):《农户收入差距的微观基础:物质资本还是人力资本?》,《经济研究》,第12期。
2. 樊纲等(2010):《中国市场化指数》,经济科学出版社。
3. Bastelaer, V.T(2000), Does Social Capital Facilitate the Poor's Access to Credit? A Review of the Microeconomic Literature. *Social Capital Initiative* (8), Washington D.C.: World Bank.
4. Bian, Y.(2001), Guanxi Capital and Social Eating in Chinese Cities: Theoretical Models and Empirical Analyses in Social Capital: *Theory and Research*. Edited by N. Lin, K. Cook, R. Burt and A. Gruyter. New York.
5. Morduch, J. and T. Sicular(2000), Politics, Growth, and Inequality in Rural China: Does It Pay to Join the Party? *Journal of Public Economics*. 77(8): 331-356.
6. Morduch, J. and T. Sicular.(2002), Rethinking Inequality Decomposition: With Evidence from Rural China. *The Economic Journal*. 112(1): 93-106.
7. Munshi, K. (2003), Networks in the Modern Economy: Mexican Migrants in the U.S. Labor Market, *The Quarterly Journal of Economics*. 118(2): 549-599.
8. Narayan, D. and L. Pritchett. (1997), Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tanzania. Policy Research Working Paper. (1796). Washington D.C.: World Bank.
9. Oaxaca, R. (1973), Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 14(3): 693-709.
10. Shorrocks, A.F.(1999), Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value. Department of Economics. University of Essex. Mimeo.
11. Walder, Andrew G. (2002), Markets and Income Inequality in Rural China: Political Advantage in an Expanding Economy. *American Sociological Review*. 67(2): 231-253.
12. Zhao Jianzhi, Lu Ming (2010), the Contribution of Relation to Income Inequality in Rural China and a Cross-Regional Comparison. *China Economics Quarterly*. 9(1): 363-389.

(责任编辑:朱萍)