

市场化改革与社会网络资本的 收入效应*

张 顺 程 诚

摘要：社会网络资本是影响收入分配的重要机制。本文将社会网络资本区分为潜在的和动员的两种形式后发现，随着两类社会网络资本的递增，人们的收入回报增加，但回报率递减。随着市场化程度的提高，潜在性社会网络资本的收入回报率递减，但动员性社会网络资本的收入回报率递增，而递增速度随之衰减。本文从资源多元配置方式的相互作用的视角，探讨了社会网络资本收入效应的变化逻辑。

关键词：市场化程度 动员性社会资本 潜在性社会资本 收入效应

一、引 言

上世纪 80 年代末的市场转型理论 (Nee, 1989) 引发了一场关于转型社会分层机制的持续争论。市场转型理论认为，中国的改革开放是一个从再分配经济体制走向市场经济体制的过程，社会资源配置方式由再分配机制主导逐渐转变为市场机制为主导。所以，社会转型将使得人力资本回报率增加，同时政治资本回报率逐渐降低。随后的与市场转型论相反的观点 (Walder, 1995; Bian & Logan, 1996) 则阐明了中国社会转型是再分配机制与市场机制双重强化的过程，体现为政治资本与人力资本的收入回报率同时上升。在这些研究中，社会网络被视为再分配权力掌握者政治优势得以维继的重要原因 (Akos, 1994; Lin, 1995)。以此为基础，社会转型过程中资源配置机制及其关系研究不断深化 (Zhou, 2000; Bian, 2002)。但归纳起来，不外两种：一种是认为中国将会转向与西方一样的市场经济社会；另一种则认为中国市场经济改革的路径是独特的，不同于西方的社会转型过程。

* 本研究数据来自边燕杰教授主持的于 2009 年全国八大城市“社会网络与求职经历”大型社会调查。本文初稿曾于 2011 年 5 月在中国社会学会社会网与社会资本专业委员会第二届青年论坛 (中山大学) 上做报告。作者衷心感谢边燕杰教授与匿名审稿人的宝贵修改建议，但文责自负。

这些理论及争辩的不足之处就是没有将社会网络视为相对独立的社会分层机制。上世纪 90 年代，国内社会学者开始将社会网络视为中国转型社会资源配置的非正式机制（李培林，1994，1995；李路路，1995），并从理论上分析了社会转型过程中社会网络的资源配置功能（张宛丽，1996）。与此同时，西方社会网络理论在解释社会行动者的收入与地位获得方面取得了令人瞩目的成就（Granovetter，1973；Lin，1982；Bian，1997）。社会网络理论认为，行动者可以通过社会网络获取社会资源以得到更高的社会地位与收入回报。关于中国劳动力市场的大量实证研究也表明，动用社会网络中的社会资源能给行动者带来更多的收入回报（Bian，1997；张文宏，2006；梁玉成，2010；张顺、郭小弦，2011）。以上研究都证明，社会网络也是重要的收入分层机制，起码在中国这一结论是成立的。从学理上讲，在中国市场化改革的过程中，再分配体制松动，市场机制的收入分层功能渐进生成。在这一体制变迁过程中，“体制洞”（边燕杰、张文宏，2001）的存在不可避免，社会网络机制的收入配置作用必然存在且随之变化。本文的兴趣在于，在中国经济社会体制变迁过程中，随着市场化改革的推进与社会分层机制的变化，社会网络的收入分配功能将如何变化？

二、社会网络及其作用场域

（一）社会网络机制的内涵与特征

社会学家已就社会网络的工具性与非工具性效应达成共识，本文侧重研究社会网络资本的工具性效应即收入效应。格兰诺维特的“弱关系”理论首次从个体的角度将社会网络视为达成个人工具性目的的途径，认为由于网络中的“弱关系”能够起到信息桥梁作用，从而为行动者提供非重复信息，使求职者得到更好的工作与收入（Granovetter，1973）；林南的社会资源理论则将社会网络置于社会结构之中，揭示了“弱关系”的本质是能够动用优质的社会资源，从而为行动者带来更多的收入回报（Lin，1982）；边燕杰的“强关系”理论将社会网络与中国的社会结构结合起来，认为中国的再分配体制以及关系主义文化特征使得“强关系”也能成为网络桥梁，传递实质上的人情与帮助，为行动者带来更多的经济回报（Bian，1997）。虽然毛

泰德 (Mouw, 2003) 对社会网络与收入之间的因果关系提出了质疑, 但是来自中国的实证研究都证实了社会网络与收入之间的因果关系 (梁玉成, 2010; 张顺、郭小弦, 2011; 尉建文、赵延东, 2011)。而且, 针对各类特殊群体的研究也都表明了社会网络的收入效应, 如李培林最早证实了中国农民工的社会网络有利于收入地位的获得 (李培林, 1996); 张翼和李江英则发现基于“强关系”的社会网络对于退休人员的收入增加效应 (张翼、李江英, 2000); 赵延东揭示了社会网络对于下岗职工再就业有积极影响 (赵延东, 2003)。所以, 社会网络对社会行动者的经济回报是有调节功能的, 尤其在中国社会文化背景之下, 社会网络的收入分配功能是不容怀疑的。

社会网络机制的收入分配效应具有如下特征: 第一, 嵌入性。格兰诺维特最早提出人类经济行动是嵌入于其社会网络之中 (Granovetter, 1985), 林南的社会资本理论发展了嵌入性的含义, 他认为社会资本就是嵌入在社会关系网络中的资源 (Lin, 2001)。嵌入在网络中的资源是多样的, 大致包括工具性资源与情感性资源, 工具性资源则被称为社会网络资本。所以, 正是由于网络资本的嵌入性特征, 是否或如何动用社会网络资本将会直接影响到其收入效应的大小。第二, 非正式性。社会网络作为一种资源调节机制 (张宛丽, 1996), 是非正式的, 是基于特殊性的人际关系, 并没有一般性的正式规范制约。这同市场与再分配机制基于正式的制度与规则有所不同。第三, 自发性与辅助性。由于社会网络机制的非正式特征, 社会网络机制往往是在正式的制度与规则缺位或不完善时, 依靠行动者运用人际网络来发挥其资源调节功能。经济学家也承认在市场与再分配机制失灵之时, 经济活动之所以还能够有序进行, 正是社会网络机制发挥了重要的替代作用 (Stiglitz, 2000)。上述三个特征分别刻划了社会网络资本的存储方式、制度形态与运作方式, 这些特征制约着转型过程中社会网络机制的收入效应及其变化模式。

那么, 社会网络是如何影响行动者的经济收入的? 学界的共识是: 社会网络通过调动社会资源, 使行动者获得更好的职业地位或商业机会, 从而影响行动者的收入回报 (Lin, 2001)。进一步讲, 社会网络影响收入的具体机制有: 第一, 机会机制。社会网络能提供非常有用的工作分布信息与市场机会, 降低行动者的搜寻成本与交易成本, 使行动者得到更好的工作与市场机会 (Granovetter, 1973)。第二, 充分信息机制。基于特殊性人际关系的社会网络能够提供关于行动者双方

更为充分的特有信息，有助于增进相互了解，物尽其用，人尽其才，进而增加行动者经济收入回报（Saloner, 1985）。第三、信任机制。基于特殊性人际关系的社会网络具有独特的控制功能，可以增加劳资双方的信任程度，提高行动者的升迁机会与经济回报（Putnam, 1993）。第四，人情机制。所谓人情机制，是指在同等条件下，或者说在稍弱于竞争对手的情况下，网络机制能够使行动者获得优先选择权，使其优先获得商业机会与工作岗位，获得较高的经济收入（Bian, 1997）。简言之，社会网络通过上述四种机制，可为社会行动者带来更多的收入回报。

（二）社会网络的作用场域

如果再分配机制、市场机制与社会网络机制并存于中国的转型社会，那么社会网络机制的作用场域如何？或者说，在收入分配的影响机制中，社会网络机制发挥作用的条件是什么？网络机制与再分配机制、市场机制之间存在怎样的关系模式？

从横截面维度来看，体制改革重塑了社会网络机制的作用场域。社会网络既有相对独立的作用场域，同时又分别与再分配机制、市场机制交叉融合在一起。从学理上来讲，社会网络机制是独立于再分配机制与市场机制的第三种机制。具体而言，再分配机制通过政治资本影响经济回报（Nee, 1989; Bian, 1997），属于正式的制度安排，其作用场域主要为社会核心部门；市场机制通过人力资本影响收入回报（Nee, 1989），亦属于正式的制度安排，其作用场域主要为非核心部门；社会网络机制则通过社会资本影响收入回报，属于非正式制度，其地位是辅助性的。社会网络机制的作用场域往往存在于两种机制的内部或空隙中，当正式机制难以发挥或不能发挥作用时，社会网络机制就会起到调节社会资源的功能（李培林, 1994, 1995）。从现实角度来看，在中国经济体制改革过程中，三种机制往往是并存的。经济场域可以进一步划分为不同的行业，在每个行业中，三种机制往往同时影响行动者的收入回报，但有主次之别。在国有行业与行政事业等距离国家权力中心较近的部门，再分配机制对收入分配发挥主要作用，市场机制与网络机制则发挥辅助作用；在其他非核心行业如商品零售业，市场机制对收入分配发挥主要作用，其他两种机制则发挥辅助作用。所以，虽在理论上社会网络机制是独立的，但现实中网络机制与其他两种机制的作用场域是交叉或重叠的。以上三种机制之间的

区别可参见下表 1 的总结。

表 1 三种资源配置机制与三类资本

机制	资本类型	性质	地位	经济场域
再分配机制	政治资本	正式	主导-次主导	核心部门
市场机制	人力资本	正式	次主导-主导	非核心部门
网络机制	社会资本	非正式	辅助性	两者兼有

从时间维度上来看，社会网络的作用场域具有历时性特征。社会网络对经济回报的影响不仅体现在入职收入上，而且渗透于社会行动者的整个职业生涯。在人们进入职场时，或者是通过再分配机制得到工作，或者是通过市场竞争获得职位，而二者又同时嵌入在社会网络中以克服交易双方信息不对称所产生的影响，这时社会网络就起到了配置入职收入的功能。在人们进入职场后，如果处于组织内部，人们的收入水平主要由组织内的再分配机制决定，社会网络通过影响行动者在组织内的晋升概率而影响收入水平；如果位于市场交易过程中，行动者的收入水平主要由市场机制决定，社会网络可以传递更有效的信息并增加互信，从而影响行动者的收入水平。在市场与再分配机制都缺位的时候，经济交易则更依赖社会网络机制，社会行动者可能完全依赖社会网络协调经济活动过程，借助人际网络获得投资机会和融资机会，从而得到更多的经济收入（马光荣、杨恩艳，2011）。所以，从时间维度上看，社会网络作用场域具有历时性。

社会网络机制与其它机制的另一个重要区别就是社会资本的特性。社会资本与人力资本、政治资本有着质的差异，后两者都是行动者个体拥有的资源，而社会资本却是通过社会网络获取的资源，这种资源是从网络中其他成员那里借来的（Lin, 2001）。从社会资本获取的角度，林南将社会资本分为潜在社会资本与动员社会资本（Lin, 2001），随后又将社会资本区分为社会资本能量及其运用方式，并阐明了其内在差异（林南、敖丹，2010），但主要将这一划分方法局限于劳动力市场的微观求职过程。与社会网络的强弱关系（Granovetter, 1973, Bian, 1997）以及信息人情（边燕杰、张文宏，2001）划分不同的是，本研究侧重从嵌入在社会网络中的资源是否被动员的角度，分

析社会网络资本的收入分配功能，因而沿用了动员性社会资本与潜在性社会资本的划分方式。社会资本不同于人力资本与物质资本，社会资本总是嵌入在行动者的社会网络之中，而非个人直接拥有，因此社会网络的工具性效用常常需要动员社会网络中的资源才能得以有效实现（边燕杰，2004）。此外，有些网络资源可以不需动员或者用较少动员成本就可产生工具性效应，如亲属关系等，我们将其称之为潜在性社会资本的自发收入效应。下面将进一步讨论两类社会网络资本的收入分配功能及其在市场化改革过程中的变化规律。

三、社会网络资本的收入效应及其变化

（一）社会网络资本的收入效应及其变化

在市场转型理论所引发的学术争论中，社会学者基本上都将人力资本回报率的变化视为市场机制作用是否得到强化的体现，将政治资本的回报率看作是再分配机制的作用效果(Nee, 1989; Bian, 1997; Zhou, 2000)。社会资本是人们通过社会网络获取的并能带来更多经济回报的社会资源，那么也必然存在社会资本的回报，这一结论在中国得到了诸多实证研究的支持。因此，社会资本的回报率可以视为网络机制的作用效果，其变化可以显示出社会转型过程中网络机制的作用强度与特征。所以，本文将社会网络的收入效应定义为：**社会行动者通过社会网络获取的社会资本所带来的收入回报率**。用数学术语来说，就是社会资本每增加一个单位所产生的平均收入的增量。

本文关心的是社会网络资本的收入效应是如何变化的？一般而言，社会网络资本含量越高，带来的收入回报也越多（边燕杰，张文宏，2004），但同时维持社会网络的成本也越高，而且社会网络的作用空间也会逐渐衰减，使得社会网络资本的收入回报率逐渐减小。

假设 1：随着社会网络中的社会资本含量增加，社会网络收入回报增加，但是其收入效应逐步降低。

该假设可以扩展为以下 2 个推论：

推论 1-1：社会网络中的潜在性社会资本越丰富，社会网络收入回报增加，但其收入效应逐步降低。

推论 1-2：社会网络中的动员性社会资本越丰富，社会网络收入

回报增加，但其收入效应逐步降低。

（二）市场化改革下社会网络资本的收入效应

中国的改革开放是一种自上而下的、由体制外到体制内、由沿海到内地的持续扩散的制度变迁过程，被称为渐进式改革过程。以 1984 年十二届三中全会通过的《中共中央关于经济体制改革的决定》为标志，中国改革的重心由农村转向城市，突破单一的公有制结构，逐渐形成以公有制为主体、多种经济成分共同发展的局面。国有企业改革的起点是放权让利，接着是根据行业特征抓大放小。与此同时，在沿海设立经济特区，进而建立沿海经济区，辐射并带动内地发展。1992 年十四大明确指出了我国经济改革的目标就是建立社会主义市场经济，1993 年的十四届三中全会通过了《关于建立社会主义市场经济的若干问题的决定》，将经济体制改革的目标具体化。1994 年，按照建立现代企业制度的总体思路，根据行业特点，分层次推进大型国有企业进行公司制、股份制改革。可见，区域与行业是中国经济体制市场化改革的两个重要维度，市场化程度的差异也主要表现为行业与区域上的差异。

在市场化程度较低的行业与地区，再分配体制松动而市场规范还未建立，体制漏洞较多，行动者之间的经济活动必然要依赖社会网络机制实现，社会网络机制回报率较高，政治资本也有较高的回报，人力资本回报率较低。在市场化程度较高的行业与地区，市场制度逐渐走向规范化，体制漏洞逐渐减少，行动者之间的经济活动较少依赖社会网络机制，社会资本收入效应降低。依据市场转型论与相关理论，人力资本回报率上升，而政治资本回报率或降低或维持。中国体制改革的过程就是制度不确定性增大的同时市场规则逐渐形成的过程，导致社会网络资本收入回报增大的同时，社会网络资本的收入效应递减。

假设 2：随着市场化程度的提高，行动者社会网络资本含量越高，其收入回报增加，但社会网络资本的收入效应递减。

推论 2-1：随着市场化程度的提高，行动者潜在性社会资本含量越高，其收入回报增加，但社会网络资本收入效应递减。

推论 2-2：随着市场化程度的提高，行动者动员性社会资本含量越高，其收入回报增加，但社会网络资本收入效应递减。

四、数据、变量与分析策略

（一）本文的数据来源

本研究的数据来自2009年6-10月在全国八个大城市进行的“社会网络与求职过程”大型社会调查^①。本次调查采用了多阶段抽样方法、PPS抽样方法和地图法抽样相结合的取样策略。入户之后，选择该家庭中生日最接近7月1日、具有工作经历，并且年龄在18-69岁之间的人员作为被调查对象。调查过程采用结构式访谈的方式进行。本次调查共获得有效样本7102份，剔除不在本文研究范畴的学生群体以及缺失样本后，最终进入分析模型的样本为5387份。

（二）变量选择与测量

1. 被解释变量的选择与测量

本文研究的收入为被调查者最近一年的月均收入，由于收入的偏态分布特征，将月均收入取自然对数后再进入分析模型。

2. 解释变量的选择与测量

本研究通过行动者的社会网络特征衡量其社会资本含量，具体方法如下：

（1）潜在性社会资本的测量。本研究用拜年网测量潜在的社会资本，包含了网络规模和网络结构的观点。本文将拜年网分解为：①网络规模；②网络顶端；③网络差异；④网络构成（边燕杰，2004）。其中网络规模为被调查者春节拜年的总人数；网络顶端为每位被调查者所拜望的总人数中职业声望最高者的职业声望得分；网络差异为每位被调查者所拜访的各类人员的职业类型的数量；网络构成又分别包括：是否与领导层存在纽带关系、是否与经理层存在纽带关系、是否与知识层存在纽带关系。但基于研究过程中发现网络构成同网络顶端、网络差异以及网络规模存在高度相关性，同时纳入模型会产生多重共线性问题，因此对以上6个社会网络资源指标通过因子分析进行了降维处理，并将因子得分转化为0-100的分值。具体结果如下表2：

表2 潜在性社会资本测量及其因子分析

因子分析结果	因子负载系数	因子值
--------	--------	-----

^① 八大城市（从北往南）分别是：长春、天津、济南、兰州、西安、上海、厦门和广州。

网络差异	0.863	均值	35.57
网络顶端	0.857	标准差	20.13
与知识层纽带关系	0.738	最小值	0
与领导层纽带关系	0.658	最大值	100
与经理层纽带关系	0.625	样本量	6634
网络规模	0.501	解释度	51.7%

(2) 动员性社会资本的测量。本研究选择了餐饮社交网络作为动员性社会资本的测量指标。在职业地位获得中,关于动员的社会资本主要是对于求职过程中是否使用过“中间人”,以及关于中间人特质的测量(Lin, 2001)。这种测量强调个体在求职过程中动员网络资源的情况,显然不适用于对当前收入现象的研究,收入水平是个体长期的经济社会活动所形成的后果。边燕杰认为,在外餐饮的频率是中国人动员性社会资本的一个方便且合理的测量(边燕杰, 2004)。“餐饮网”描述了社会行动者同网络成员的互动频繁程度,反映了个体和网络成员的关系强度,也体现了行动者动员网络资源的程度。另外,餐饮交往不论其目的是在于建立网络还是维持现存网络、提高现有网络质量、或是动用现有网络资源,我们都有理由认为:相比那些不参与餐饮社交的人员而言,这些行动者会动员更多的社会网络资本。

(3) 人力资本与政治资本的测量。根据现有文献,本文选择了被访者的受教育年限作为人力资本水平的测量指标;用被访者的政治面貌来测量政治资本(Nee, 1989; Bian & Logan, 1996)。

3. 市场化程度的测量

中国的市场化程度取决于地区与行业差异,处于不同行业与地区的社会行动者面临不同制度环境。本研究通过八个城市和六大类行业^①交乘获得 48 个类别。我们再计算每个类别中非国有部门从业人员占该行业调查样本总量的比重,以此衡量该城市与行业的市场化程度。这种测量市场化程度方法被用于多项研究,其科学性与简约性得到了实证检验(郝大海、李路路, 2006)

^① 本文根据现有数据,将行业分成下列 6 种类型:传统的第二产业、第三产业、制造业、金融地产业、科学文化教育与社会团体类和其他行业。

表 3 基本变量信息编码

变量	样本量	均值	标准差	类型	说明
被解释变量					
月收入	6036	2075.3	1841.6	定距	最小值=100, 最大值=10000
月收入 (对数)	6036	7.28	0.92	定距	最小值=4.61, 最大值=9.21
解释变量					
潜在性社会资本	6638	35.25	18.61	定距	最小值=0, 最大值=100
网络规模	6668	27.18	30.67	定距	最小值=1, 最大值=300
网络顶端	6752	74.00	24.35	定距	最小值=6, 最大值=95
网络差异	6719	5.52	3.91	定距	最小值=0, 最大值=20
与知识层纽带关系	6752	0.67	0.47	定类	0=无, 1=有
与经理层纽带关系	6752	0.31	0.46	定类	0=无, 1=有
与领导层纽带关系	6752	0.38	0.49	定类	0=无, 1=有
动员性社会资本	7080	7.61	2.99	定距	最小值=3, 最大值=15
宏观层次变量					
市场化程度	7062	0.36	0.18	定距	最小值=0.11, 最大值=0.75
控制变量					
受教育程度	7089	12.2	3.26	定距	最小值=0, 最大值=18
单位性质	6980	0.37	0.48	定类	1=体制外部门, 0=体制内部门
职业类型	6946			定类	1=管理精英, 2=技术精英, 3=非精英
性别	7101	0.47	0.50	定类	1=男性, 0=女性
政治面貌	7093	0.18	0.39	定类	1=党员, 0=非党员
婚姻状况	7096	0.84	0.37	定类	1=已婚, 0=未婚
户口	7101	0.83	0.38	定类	1=本市户口, 0=非本市户口
年龄	7084	43.14	13.36	定距	最小值=17, 最大值=77
父亲受教育程度	6001	8.13	4.82	定距	最小值=0, 最大值=18
地区	7102	0.62	0.49	定类	1=沿海地区, 0=内陆地区
食品支出 (对数)	6832	6.89	0.61	定距	最小值=3.22, 最大值=8.01

4. 其他控制变量的测量

在模型中, 我们控制了其他可能对收入造成影响的因素, 包括:

单位性质、职业类型、性别、婚姻状况、户口、年龄和家庭背景等。其中，单位性质分为体制内部门和体制外部门；职业类型分为技术精英、管理精英与非精英；婚姻状况分为已婚和未婚；从流动性角度，将户口分为本地户口和非本地户口；由于年龄平方项不显著，故在后续模型中只纳入了年龄的一次项^①；家庭背景用父亲的教育程度衡量；区域分为沿海城市与内陆城市^②。另外，本文还控制了食品支出，来减弱动员性社会网络资本与收入之间可能存在的内生性问题。表3为主要变量的统计描述。

需要说明的是，用拜年网与餐饮网作为自变量解释收入分层既有理论依据又有经验研究支持（边燕杰，2004）。从理论逻辑上，行动者的社会网络主要源于其职业阶层与社会交往（边燕杰，2004），而非取决于行动者的经济收入。

（三）实证研究方法

为了验证上述假设，本文选择了三个统计模型。首先，我们通过多元线性回归模型来说明社会网络资本对收入的影响。其次，我们还选择了分位回归来估计社会网络资本对收入不同分位点的影响，细致刻画社会网络资本对于收入的影响。模型表达式为：

$$Y^* = X' \beta_\theta + \mu_\theta, \text{Quant}\theta(Y^*|X) = X' \beta_\theta$$

其中， $\text{Quant}\theta(Y^*|X)$ 表示分位数，残差 μ_θ 满足条件 $\text{Quant}\theta(Y^*|X)=0$ 。估计第 θ 位数 ($0 < \theta < 1$) 方程的 β_θ 需要满足：

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i: Y_i^* \geq X_i' \beta} \theta |Y_i^* - X_i' \beta| + \sum_{i: Y_i^* < X_i' \beta} (1 - \theta) |Y_i^* - X_i' \beta| \right\}$$

此式为最小化误差的加权和，其中正的误差项作为 θ 的权重，负的误差项作为 $(1-\theta)$ 的权重。具体的第 θ 分位数 ($0 < \theta < 1$) 的参数估计结果为 $\widehat{\text{Quant}\theta(Y^*|X)} = X' \hat{\beta}_\theta$ 。本研究选取常用的 0.25、0.5、

^① 关于转型时期的这种现象，梁玉成（2006）已经进行了深入讨论。

^② 长春、济南、兰州、西安为内陆城市，天津、上海、厦门和广州为沿海城市。

0.75 三个分位点进行对比分析。

最后，运用多层线性模型分析宏观市场化程度对社会网络资本收入效应的影响。本研究设定截距项、两类社会资本及其与高层变量的交互项为随机系数，建构多层次随机系数模型。其中个人层面上的模型为：

$$\begin{aligned} \log(y_{ik}) = & \beta_{0k} + \beta_{1k}x_{1ik} + \beta_{2k}x_{1ik}^2 + \beta_{3k}x_{2ik} + \beta_{4k}x_{2ik}^2 \\ & + \beta_{5k}x_{3ik} + \beta_{6k}x_{4ik} + \sum \beta_j x_{jik} + \varepsilon_{ik} \end{aligned} \quad (1)$$

x_{1ik} ：潜在性社会资本； x_{2ik} ：动员性社会资本；

x_{3ik} ：人力资本； x_{4ik} ：政治资本； β_j ：其他控制变量。

宏观层次上模型为：

$$\begin{aligned} \beta_{0k} &= \alpha_0 + \mu_{0k} \\ \beta_{1k} &= \alpha_1 + \lambda_1 z_k + \lambda_2 z_k^2 + \mu_{1k} \\ \beta_{3k} &= \alpha_2 + \lambda_3 z_k + \lambda_4 z_k^2 + \mu_{2k} \\ \beta_{5k} &= \alpha_3 + \lambda_5 z_k + \mu_{3k} \\ \beta_{6k} &= \alpha_4 + \lambda_6 z_k + \mu_{4k} \\ \beta_j &= \alpha_j \end{aligned} \quad (2)$$

公式 2 中： β_{0k} 受市场化程度影响，但并不随市场化水平变动而发生系统性的变化；

β_{1k} 潜在性社会资本的收入效应不仅受市场化程度的影响，而且随市场化水平及其平方项而变化；

β_{3k} 动员性社会资本的收入效应不仅受市场化程度的影响，而且随市场化水平及其平方项而变化；

β_{5k} 人力资本对收入的作用不仅受市场化程度的影响，而且随市场化程度而变化；

β_{6k} 政治资本对收入的作用不仅受市场化程度的影响，而且随市场化程度而变化；

β_j 是指除上述变量以外，其他变量的系数并不随市场化程度的影响。

将等式 (2) 带入 (1) 中就得到了本文的多层次模型：

$$\begin{aligned} \log(y_{ik}) = & (\alpha_0 + \mu_{0k}) + (\alpha_1 + \lambda_1 z_k + \lambda_2 z_k^2 + \mu_{1k})x_{1ik} + \alpha_5 x_{1ik}^2 \\ & + (\alpha_2 + \lambda_3 z_k + \lambda_4 z_k^2 + \mu_{2k})x_{2ik} + \alpha_6 x_{2ik}^2 \\ & + (\alpha_3 + \lambda_5 z_k + \mu_{3k})x_{3ik} + (\alpha_4 + \lambda_6 z_k + \mu_{4k})x_{4ik} \\ & + \sum \alpha_j x_{jik} + \varepsilon_{ik} \end{aligned} \quad (3)$$

对 (3) 式展开并移项合并得：

$$\begin{aligned} \log(y_{ik}) = & (\alpha_0 + \alpha_1 x_{1ik} + \alpha_2 x_{2ik} + \alpha_3 x_{3ik} + \alpha_4 x_{4ik} + \alpha_5 x_{1ik}^2 + \alpha_6 x_{2ik}^2 + \sum \alpha_j x_{jik}) \\ & + (\lambda_1 z_k x_{1ik} + \lambda_2 z_k^2 x_{1ik} + \lambda_3 z_k x_{2ik} + \lambda_4 z_k^2 x_{2ik} + \lambda_5 z_k x_{3ik} + \lambda_6 z_k x_{4ik}) \\ & + (\mu_{0k} + \mu_{1k} x_{1ik} + \mu_{2k} x_{2ik} + \mu_{3k} x_{3ik} + \mu_{4k} x_{4ik} + \varepsilon_{ik}) \end{aligned}$$

(4)

五、实证结果与讨论

(一) 假设 1 的验证

表 4 为收入对数的多元回归结果。可以看出，嵌套模型的拟合效果在不断上升，且所有模型均通过显著性检验，自变量之间不存在多重共线性关系，嵌套模型之间有显著性差异。

表 4 收入水平（自然对数）的多元线性回归分析

	(1)	(2)	(3)
	基准模型	嵌套模型一	嵌套模型二

社会学研究

潜在性社会资本			0.008 ^{***}
潜在性社会资本平方项/100			-0.008 ^{***}
动员性社会资本			0.052 ^{***}
动员性社会资本平方项/100			-0.108 ^{**}
受教育程度		0.063 ^{***}	0.051 ^{***}
政治面貌(参照: 非中共党员)		0.178 ^{***}	0.165 ^{***}
单位性质(参照: 体制内)	0.087 ^{***}	0.174 ^{***}	0.153 ^{***}
职业类型(参照项: 一般劳动者)			
管理精英	0.424 ^{***}	0.298 ^{***}	0.254 ^{***}
技术精英	0.179 ^{***}	0.117 ^{***}	0.095 ^{***}
性别(参照: 女性)	0.265 ^{***}	0.226 ^{***}	0.206 ^{***}
婚姻状况(参照: 未婚)	0.048	0.089 ^{**}	0.112 ^{***}
户口(参照: 非本市户口)	0.034	0.111 ^{***}	0.109 ^{***}
年龄	-0.013 ^{***}	-0.007 ^{***}	-0.005 ^{***}
父亲受教育水平(参照项: 小学及以下)			
初中学历	0.094 ^{**}	0.052	0.046
高中学历	0.152 ^{***}	0.064 [*]	0.047
大专以上学历	0.260 ^{***}	0.121 ^{***}	0.106 ^{**}
已去世(就业前)	0.054	0.055	0.061
地区(参照: 内陆城市)	0.157 ^{***}	0.143 ^{***}	0.168 ^{***}
食品支出(对数)	0.366 ^{***}	0.303 ^{***}	0.264 ^{***}
截距项	4.857 ^{***}	4.283 ^{***}	3.976 ^{***}
样本量	5153	5153	5153
调整后的R²	0.257	0.309	0.328
BIC(嵌套模型检验值)	11458.8	11095.1	10980.3

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

模型 2 在基准模型中加入人力资本与政治资本,其他条件不变时,受教育年限每增加 1 年,收入提高 6.5%^①,而在以往的研究中(Xie & Hannum, 1996; 李实、丁赛, 2003; 何亦名, 2009),由于研究对象的时间、地点以及控制变量的差异等造成人力资本回报率在 2%-10%

^① 换算方式如下: $\exp(0.063)-1$, 下同。

之间不等，本研究的人力资本回报率同这些研究结果基本相同，处于中间位置且非常稳定；党员相比非党员的收入也高出 19.5%。再次说明，人力资本与政治资本背后的市场机制与再分配机制是收入分配的重要方式。

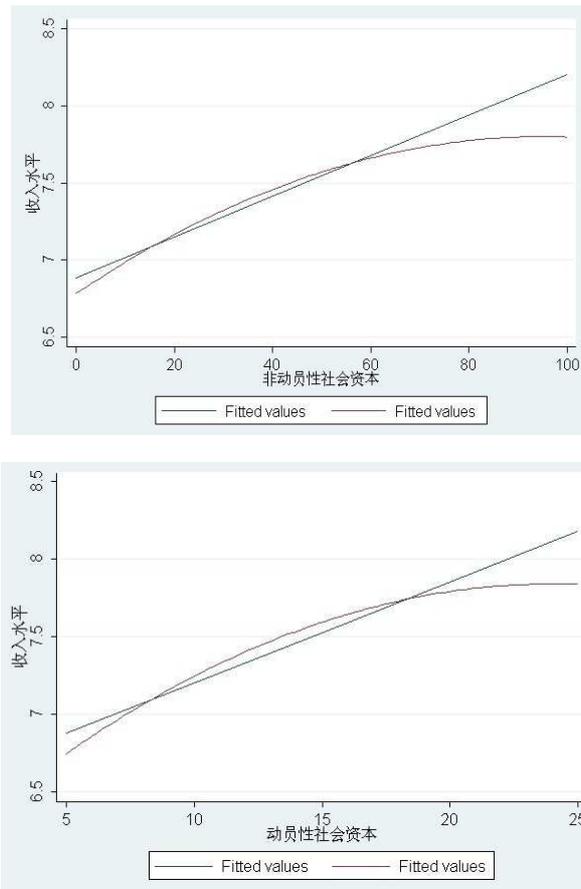


图 1 社会网络收入效应的递减趋势图

在模型 3 中，加入了基于“拜年网”的潜在性社会网络资本及其平方项，以及基于“餐饮网”的动员性社会资本及其平方项四个变量。结果显示，两类社会网络资本对于人们的收入存在正向影响，平方项系数为负且显著，模型中其他解释变量和控制变量基本维持了原先系数水平和显著性水平。表明，虽然两类社会网络资本对收入有正向影

响，但收入回报率呈下降趋势。或者说，两类社会网络资本与收入之间都呈现倒 U 型关系，即两类社会网络资本达到一定程度以后，如果继续依赖社会网络资本，个体的收入回报最终呈现下降趋势。因此本文假设 1 的推论 1-1 和 1-2 也得到验证。社会网络资本收入效应的变化可以通过图 1 体现。

另外，本文的控制变量也都通过了显著性检验，并有一定的政策内涵。相比体制内部门，体制外部门的收入高 16.5% 左右；若同一般劳动群体进行比较，管理精英收入约高 28.9%，技术精英的收入约高 10.0%；性别对收入的影响很大，男性比女性的收入通常高出约 22.9%；已婚者比未婚者的收入高出 11.9%；本市人员相比外来人员，收入平均少 11.5%；随着年龄的增加收入在不断的下降，年龄每增长 1 岁收入就会减少 0.5%；家庭背景对个体收入水平也产生显著影响，即父亲受教育年限越高，个体收入回报也越高；区域因素也是造成收入差异的结构性因素之一，沿海地区相比内陆地区平均收入高出 18.3%。

我们进一步运用分位回归分析方法细致刻画社会网络资本的收入效应及其变化。表 5 为分位回归结果。

表 5 收入水平的分位回归分析

	0.25分位点	0.5分为点	0.75分为点
潜在性社会资本	0.008 ^{***}	0.009 ^{***}	0.006 ^{***}
潜在性社会资本平方项/100	-0.009 ^{***}	-0.009 ^{***}	-0.005 [*]
动员性社会资本	0.049 ^{***}	0.040 ^{***}	0.024 ^{**}
动员性社会资本平方项/100	-0.118 ^{**}	-0.076 [*]	0.006
教育水平	0.056 ^{***}	0.054 ^{***}	0.048 ^{***}
政治面貌(参照：非党员)	0.157 ^{***}	0.103 ^{***}	0.112 ^{***}
单位性质(参照：体制内)	0.096 ^{***}	0.112 ^{***}	0.178 ^{***}
职业类型(参照项：一般劳动者)			
管理精英	0.218 ^{***}	0.264 ^{***}	0.266 ^{***}
技术精英	0.092 ^{***}	0.122 ^{***}	0.130 ^{***}
性别(参照：女性)	0.209 ^{***}	0.206 ^{***}	0.208 ^{***}
婚姻状况(参照：未婚)	0.171 ^{***}	0.126 ^{***}	0.141 ^{***}
户口(参照：非本市户口)	0.114 ^{***}	0.137 ^{***}	0.136 ^{***}

年龄	-0.006 ^{***}	-0.002	-0.002
父亲教育水平(参照项: 小学及以下)			
初中学历	0.103 **	0.039	0.031
高中学历	0.080 *	0.068 [*]	0.023
大专以上学历	0.042	0.160 ^{***}	0.130 ^{***}
已去世(就业前)	0.038	0.043	0.083 ^{**}
地区(参照: 内陆城市)	0.165 ***	0.178 ^{***}	0.163 ^{***}
食品支出(对数)	0.270 ***	0.253 ^{***}	0.276 ^{***}
截距项	3.694 ***	4.030 ^{***}	4.356 ^{***}
样本量	5167	5167	5167

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

表 5 的分位回归结果表明, 社会网络资本对收入分位点的影响基本一致且显著, 表明社会网络资本的收入效应在不同的分位点都是在下降的。假设 1 得到了更有力的支持。与此同时, 分位回归显示出社会网络资本收入效应的更为丰富的信息。由表 5 可见, 随着网络中社会资本含量递增, 社会网络的收入效应在低分位点较大 (0.008, 0.049), 而在高分位点较小 (0.006, 0.024), 两类社会网络资本都表现出相似的特征。另外, 社会网络资本的收入效应在低分位点的递减速度比高分位点更快, 潜在性社会资本的收入效应在低、高分位点递减速度为显著为负 (-0.009、-0.005), 动员性社会资本的收入效应递减速度在低、中分位点也显著为负 (-0.118、-0.006), 高分为点的变化则不再显著。我们认为, 这是由于低收入者大多教育程度较低, 且基本上处于低端劳动力市场, 他们的经济收入对社会网络资本的依赖性较强, 社会网络的收入效应较大, 但其收入效应衰减速度也较快。社会网络资本的收入效应在低分位衰减快于高分位, 也说明社会网络资本有增加收入差距之功能。

(二) 假设 2 的验证

为了探讨宏观市场化程度对社会网络资本收入效应的影响，我们增加了宏观层次的变量市场化程度及其平方项，以及其与社会资本的交互效应，来分析市场化程度是如何影响社会网络资本的收入回报率。表 6 显示了多层次模型的估计结果，模型一为基准模型，模型二加上了市场化程度与人力资本、政治资本交互模型，模型三加上市场化程度与社会网络资本交互模型，嵌套模型都通过了显著性检验。模型二中市场化程度与人力资本交互系数显著为正 (0.032)，同时市场化程度与政治资本交互系数不显著，说明在未控制社会网络资本的条件下，市场化程度越高，人力资本的回报率上升，政治资本回报率并未下降，与已有的研究成果基本一致 (Bian,1997; Zhou,2000)。当控制了社会网络资本以后，人力资本交互项不再显著，说明人力资本对收入的部分效应可能来源于社会网络资本。

从模型三中可以看出，宏观的市场化程度与社会网络资本的交互项都通过了显著性检验，说明市场化程度对于社会资本的收入效应确实有显著影响。潜在性社会资本与市场化程度一次项的交互项系数为为负 (-0.066)，这表明随着市场化程度的上升，这种潜在性社会资本的回报率呈下降趋势；潜在性社会网络资本与市场化程度二次项的交互项系数为正 (0.083)，则说明潜在性社会网络资本收入效应下降的速度呈衰减之势。这使得我们的假设 2 推论 2-1 得到了验证。

表 6 市场化程度、社会资本与收入水平的多层次模型分析

	模型一	模型二	模型三
微观层面的系数			
截距项	5.943 ^{***}	5.891 ^{***}	5.849 ^{***}
潜在性社会资本	0.008 ^{***}	0.008 ^{***}	0.019 ^{***}
潜在性社会资本平方项/100	-0.007 ^{***}	-0.007 ^{***}	-0.008 ^{***}
动员性社会资本	0.046 ^{***}	0.046 ^{***}	0.002
动员性社会资本平方项/100	-0.069 [*]	-0.070 [*]	-0.076 [*]
受教育程度	0.053 ^{***}	0.044 ^{***}	0.059 ^{***}
政治面貌(参照：非党员)	0.134 ^{***}	0.124 [*]	0.106 [†]
职业类型(参照项：一般劳动)			

者)			
管理精英	0.274 ^{***}	0.270 ^{***}	0.264 ^{***}
技术精英	0.112 ^{***}	0.109 ^{***}	0.103 ^{***}
性别(参照: 女性)	0.185 ^{***}	0.186 ^{***}	0.185 ^{***}
婚姻状况(参照: 未婚)	0.193 ^{***}	0.197 ^{***}	0.201 ^{***}
户口(参照: 非本市户口)	0.079 ^{**}	0.080 ^{**}	0.079 ^{**}
年龄	-0.005 ^{***}	-0.005 ^{***}	-0.005 ^{***}
父亲受教育水平(参照项: 小学及以下)			
初中学历	0.035	0.036	0.036
高中学历	0.056 [†]	0.053 [†]	0.053 [†]
大专以上学历	0.075 [*]	0.068 [†]	0.069 [*]
已去世(就业前)	0.032	0.032	0.026
宏微观交互作用的系数			
受教育程度*市场化程度		0.032 [*]	-0.009
政治面貌*市场化程度		0.025	0.075
潜在性社会资本*市场化程度			-0.066 ^{***}
潜在性社会资本*市场化程度平方项			0.083 ^{***}
动员性社会资本*市场化程度			0.233 ^{***}
动员性社会资本*市场化程度平方项			-0.234 ^{**}
宏观层面的方差要素			
截距 [$Var(\mu_0)$]	0.06	0.02	0.01
受教育程度 [$Var(\mu_1)$]		2.60×10^{-4}	2.60×10^{-4}
政治面貌 [$Var(\mu_2)$]		9.28×10^{-22}	5.20×10^{-18}
潜在性社会资本 [$Var(\mu_1)$]			3.77×10^{-6}
动员性社会资本 [$Var(\mu_2)$]			3.20×10^{-6}
微观层面的方差要素			

<i>Var(ε)</i>	0.48	0.48	0.47
<i>rho</i> 值	0.111	.039	.028
样本量	5387	5387	5387
对数似然比(Log likelihood)	-5714.1 ***	-5698.4 ***	-5682.1 ***
嵌套模型检验(LR chi2 test)		0.000	0.000

注: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

非常有趣的是, 市场化程度和动员性社会网络资本的一次项交互系数显著为正(0.233), 表明随着市场化程度的增加, 动员性社会资本的收入效应呈增强趋势, 二次项系数显著为负数(-0.234), 则表明其收入效应的增强趋势是减弱的。这一实证结果并未完全支持本研究的假设 2 推论 2-2。本文认为, 虽然动员性社会资本的收入效应呈现出上升态势, 但其上升的趋势在衰减, 表明市场化程度达到一定程度, 其收入效应最终会下降, 只是现有市场化程度还不够高, 故动员性社会网络资本收入效应的下降趋势还未显现而已。

六、结论与启示

本研究认为现有的关于中国社会转型研究虽然从理论上预见社会网络的收入配置功能, 但并未进行理论导向的实证研究。中国的社会转型并非仅仅是由再分配走向市场, 社会网络机制也构成了中国转型过程中收入分配的重要机制, 三种机制之间存在着奇妙的互动关系。在具体研究策略上, 本文首先研讨社会网络的收入效应同网络中社会资本存量的变化规律, 然后分析了市场化改革对社会网络收入效应的影响, 并进行相应的实证研究。

本研究根据社会网络资本动员程度的差异, 将社会网络资本进一步划分为动员性社会资本与潜在性社会资本。本文认为, 对于一个理性的社会行动者, 社会资本是其从社会网络关系获得的资源, 网络中的社会资本含量越多, 社会资本的收入效应会逐渐递减, 导致人们会停止对社会网络资本的继续投资。无论是动员性社会资本, 还是潜在性社会资本都表现出这样的特征。实证结果也支持了这一理论假设, 而且分位回归结果还显示出社会网络的收入效应在不同分位点的变

化情况。尤其重要的是，此结果说明了社会网络资本具有扩大收入不平等之功能。这意味着，高地位与高收入的社会群体，其社会网络社会资本更为丰富，能为他们提供更多地位提升的机会，并得到更高的收入；反之，则社会资本贫乏，收入会更低。

在此基础上，本研究将社会网络机制视为与再分配机制和市场机制并列的收入分配影响机制。在中国社会转型过程中，这三种资源的配置方式都是存在的。在再分配机制与市场机制缺失或失灵的地方，社会网络机制的作用效果就较大，反之则较小。在中国经济转型过程中，先是在再分配体制之外放开资源配置方式，社会网络机制的资源协调作用随之扩展。然后由国家推动，逐渐改革再分配体制推动市场交易规模迅速扩大，并不断完善市场交易规则，逐步建立社会主义市场经济。这一过程也是收入分配机制的转变过程，收入分配机制主要经历了再分配主导到市场主导的变化过程，其间社会网络机制的作用效果也发生着相应的变化，这正是“市场转型论”及相关争论所忽视之处。本研究实证研究结果显示，在改革开放的进程中，人力资本与政治资本收入回报增加的同时，社会网络资本的收入效应也在增加，不过伴随着市场规则逐步完善，人力资本与政治资本收入回报率上升或仍保持不变，而社会网络的收入效应则逐渐递减。其中潜在性社会网络的收入效应递减，而动员性社会网络的收入效应衰减较慢，在目前的市场化程度下，其收入效应还处于递增区间。这一结果显示出两类社会网络资本收入效应的差异性。作为非正式的收入调节机制，潜在性社会网络更容易受到正式制度的制约，而动员性社会网络的作用更可能是基于经济利益的驱动，在转型社会中的工具性效应表现出更为持久与坚韧。

本研究结果也有重要的政策启示，社会网络机制在收入分配方面虽不可或缺，但也不可有过大的活动空间，凡是与正式规则相冲突的社会网络潜规则，都可能会被正式的收入分配机制所替代。从价值判断上来讲，社会网络的收入调节作用有可能是有悖于社会公平的，现阶段动员性社会网络的收入效应未显示下降趋势，隐含了制度建设的必要性和紧迫性。与此同时，潜在性社会网络的收入效应递减则证明了我国市场化改革的有效性。

参考文献：

边燕杰，2004，《城市居民社会资本的来源及作用：网络观点与调查发现》，《中国社会科学》第4

期。

边燕杰、张文宏, 2001, 《经济体制、社会网络与职业流动》, 《中国社会科学》第 2 期。

郝大海、李路路, 2006, 《区域差异改革中的国家垄断与收入不平等: 基于 2003 年全国综合社会调查》, 《中国社会科学》第 2 期。

何亦名, 2009, 《教育扩张下教育收益率变化的实证分析》, 《中国人口科学》第 2 期。

李培林, 1994, 《再论“另一只看不见的手”》, 《社会学研究》第 1 期。

——, 1995, 《中国社会结构转型对资源配置的影响》, 《中国社会科学》第 1 期。

——, 1996, 《流动农民工的社会网络与社会地位》, 《社会学研究》第 4 期。

李路路, 1995, 《社会资本与私营企业家: 中国社会转型的特殊动力》, 《社会学研究》第 6 期。

李实、丁赛, 2003, 《中国城镇教育收益率的长期变动趋势》, 《中国社会科学》第 6 期。

梁玉成, 2006, 《渐进转型与激进转型在初职进入和代内流动上的不同模式: 市场转型分析模型应用于中国转型研究的修订》, 《社会学研究》第 4 期。

——, 2010, 《社会资本和社会网无用吗?》, 《社会学研究》第 5 期。

林南、敖丹, 2010, 《社会资本之长臂: 日常交流获取工作信息对地位获得的影响》, 《西安交通大学学报(社会科学版)》第 6 期。

马光荣、杨恩艳, 2011, 《社会网络、非正规金融与创业》, 《经济研究》第 3 期。

尉建文、赵延东, 2011, 《权力还是声望: 社会资本测量的争论与验证》, 《社会学研究》第 3 期。

张顺、郭小弦, 2011, 《社会网络资源及其收入效应研究: 基于分位回归模型分析》, 《社会》第 1 期。

张宛丽, 1996, 《非制度因素与地位获得: 兼论现阶段中国社会分层结构》, 《社会学研究》第 1 期。

张文宏, 2006, 《社会网络资源在职业配置中的作用》, 《社会》第 6 期。

张翼、李江英, 2000, 《“强关系网”与退休老年人口的再就业》, 《中国人口科学》第 2 期。

赵延东, 2003, 《求职者的社会网络与就业保留工资: 以下岗职工再就业过程为例》, 《社会学研究》第 4 期。

Akos, 1994, “The First Shall Be the Last? Entrepreneurship and the Communist Cadres in the Transition from Socialism.” *American Journal of Sociology* 100(1).

Bian, Yanjie 1997, “Bringing Strong Ties back in: Indirect Ties, Network Bridges and Job Searches in China.” *American Sociological Review* 62(3).

—— 2002, “Chinese social stratification and social mobility.” *Annual Review of Sociology* 28.

Bian, Yanjie & John R. Logan 1996, “Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China.” *American Sociological Review* 61(5).

Granovetter, M. 1973, “The Strength of Weak Ties.” *American Journal of Sociology* 78(6).

—— 1985, “Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness.” *American*

Journal of Sociology 91(3).

Lin Nan 1982, *Social resources and instrumental action .Social Structure and Network Analysis*. Beverly Hills, CA; London: Sage Publications.

—— 1995, “Local Market Socialism: Local Corporatism in Action in Rural China.” *Theory and Society* 24(3).

—— 2001, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. New York: Cambridge University Press.

Mouw, T. 2003, “Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?” *American Sociological Review* 68(6).

Putnam, R. 1993, *Making democracy work: Civic traditions in modern Italy*. Princeton: Princeton Univ. Press.

Saloner, Garth 1985, “Old Boy Networks as Screening Mechanisms.” *Journal of Labor Economics* 3(3).

Stiglitz, J., “Formal and Informal Institution”, in Dasgupta, P.& I. Serageldin(eds.) , *Social Capital: A multi-faceted Perspective*. Washington, DC: World Bank, 2000.

Victor N. 1989. “A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism.” *American Sociological Review* 54(5).

Walder, Andrew G. 1995, “Local Governments as Industrial Firms: An Organizational Analysis of China’s Transitional Economy.” *American Journal of Sociology* 101(2).

Xie, Yu & Emily Hannum 1996, “Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China
Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China.” *American Journal of Sociology* 101(4)

Zhou, Xueguang 2000, “Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from Panel Data.” *American Journal of Sociology* 105(4).

作者单位：西安交通大学人文社会科学学院社会学系、
实证社会科学研究所

责任编辑：闻 翔

文章来源：《社会学研究》2012年第1期

中国社会学网 www.sociology.cass.cn