

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

梁玉成

提要: 市场转型理论及其引发的争论均关注同一理论问题: 即市场发育程度与社会分层秩序之间的关系; 因之亦导致了通用的讨论和验证模型。正是基于这个通用的讨论和验证模型, 韦尔霍文在 2005 年试图对市场转型理论进行综合分析。然而, 本研究发现: 转型理论的通用讨论模型在应用于中国的转型分析时, 存在着重大的缺陷——缺少对不同所有制劳动力部门的控制, 缺少对年龄与不同所有制劳动力部门的交互作用的控制。由于这两类重要变量的缺失, 导致了在转型讨论中核心问题的实证研究结果出现了偏差。之所以如此, 是因为中国的“渐进转型的变迁”与苏联及前东欧社会主义国家的“激进转型”的差异, 使得中国渐进转型下的初职获得与职业流动的分层秩序有别于激进转型下的分层秩序。本文的理论观点, 得到了在 2003 年中国综合社会调查所采集的数据的支持。

关键词: 市场转型理论 不同所有制劳动力部门 交互作用 代内流动 初职进入

市场转型理论 (Nee, 1989) 及其后发生的争论 (Lin & Bian, 1991; Walder, 1990, 1995; Róna-Tas, 1994; Zhou, 2000; Xie & Hamum, 1996) 大致可以被归纳为三类: 市场转型理论, 产权转型理论, 政治和经济的双重转型理论 (边燕杰、张展新, 2002)。这些转型理论, 无论其立场如何, 均关注一个核心问题: 即市场发育程度与社会分层秩序之间的关系 (Cao & Nee, 2002); 同时, 导致了通用的讨论和验证模型 (Cao & Nee, 2002)。

^{*} 感谢导师边燕杰教授提供的 2003 年中国综合社会调查数据, 以及多年来对我的悉心指导。本文初稿得到了李路路教授的审评建议, 并在此基础上进行了修订。本文某些观点的形成得益于李路路教授、郝大海教授、刘精明教授对作者另外一篇文章的批评。感谢匿名评审人的宝贵意见。所有文责由作者承担。本文使用的《中国综合社会调查》资料的收集、整理和分析工作, 受到国家教委“211 工程”和香港特区政府大学研究资助局“重点研究项目”(CA03/04, HSS01) 的资助, 特此致谢。

正是基于这个通用的讨论和验证模型,欧洲的学者在2005年试图对市场转型理论进行综合分析(Verhoeven, 2005)。

然而,本研究认为,转型理论的通用讨论模型在应用于中国的转型分析时,存在着重大的缺陷——缺少对不同所有制劳动力部门的控制,缺少对年龄与不同所有制劳动力部门的交互作用的控制。由于这两类重要变量的缺失,导致了在转型讨论中核心问题的实证研究结果出现了偏差。其所以在应用于中国经验研究时出现了缺陷而需要做出修正,是因为中国的“渐进转型的变迁”与苏联及前东欧社会主义国家的“激进转型”的差异,使得中国渐进转型下的初职获得与职业流动的分层秩序有别于激进转型下的分层秩序。

本研究的理论观点,得到了在2003年中国综合社会调查(以下简称CGSS 2003)所采集的数据的支持。

一、市场转型与劳动力部门的变迁

(一)中国渐进转型下的市场转型与劳动力部门的变迁

有研究认为,始于1978年的中国的社会主义市场经济转型遵循着两条制度主线(Nee, 1989; Bian & Logan, 1996; Walder, 1990: 135):一条是经济运作的制度模式从计划向市场的变迁,另一条是产权制度从单一的公有制向多种所有制的变迁。这就带来了劳动力部门从国有企事业单位、集体企事业单位为主体的公有制劳动力部门向包括个体、私营以及三资企业等多种所有制劳动力部门的扩展。在中国渐进式的市场转型中,不同所有制劳动力部门的结构变迁已经持续了25年,并且仍然处于不断的变化中。从中国国家统计局出版的《中国统计年鉴2003》和《中国统计年鉴2004》的有关数据中,可以看到,国有控股经济占工业总产值的比重在1979年为78.47%,到2003年已下降到37.54%;同期私有劳动力部门却不断扩张,私有经济占工业总产值的比重越来越大,从1978年的不足0.5%,到2003年已达80%以上。^①

① 由于私有劳动力部门与国有劳动力部门之间的分界也变得越来越模糊,所以统计年鉴在计算各种经济类型在工业总产值中所占比重时,有部分为重复计入,因此,各种经济类型在工业总产值中所占比重的加总高于100%。2003年,国有经济占37.54%,集体经济占66%,私营经济占80.36%,大致有24%为重复计入。

《中国统计年鉴》中劳动力在各个不同所有制劳动力部门的分布数据显示,从1978年到2003年,国有和集体所有劳动力部门的从业人员数量不断下降,而外资企业、私营企业、个体经济等私有性质的劳动力部门的从业人数则不断上升:于此期间,中国国有单位从业人数下降了30.8%,城镇集体所有制单位从业人数下降了13.7%;同期,在三资、私营以及个体经济的就业人数增加了40%(参见表1)。仔细分析,这个过程大致又可以分为两个阶段:1990年之前,劳动力部门结构的调整比较温和,主要是国有企事业单位的就业人口比例在逐渐下降,其他各类所有制性质的就业人口比例在缓慢上升;1990年之后,国有企事业单位和集体企事业单位的就业人口比例大幅度下降,各类私营劳动力部门的就业人口比例相应大幅度上升。

表1 中国不同所有制部门从业人员的人数比例变化(1978—2003年)

单位: %

	1978年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2001年	2002年
党政机关社会团体	4.2	4.3	5.1	5.8	5.6	6.8	6.8	6.5
国有企事业单位	75.0	72.9	66.6	66.2	61.4	50.4	48.2	44.2
集体企事业单位	20.6	22.0	24.6	22.7	17.1	9.3	8.1	6.9
个体经济单位	0.2	0.7	3.3	3.9	8.5	13.3	13.4	14.0
私营企业单位	0.0	0.0	0.0	0.4	2.6	7.9	9.6	12.3
三资企业单位	0.0	0.0	0.0	1.0	4.8	12.3	13.8	16.0

注:本表是根据2003年《中国统计年鉴》(中华人民共和国统计局,2003)的城镇就业人员数量测算得出。

如果将1990年作为劳动力部门转型由慢转快的转折点,根据我们的调查资料,1950年以后出生的被调查者进入劳动力市场的平均年龄为21.08岁,那么,1990年进入劳动力市场的被调查者在2003年下半年被调查时点的年纪应该大致是在35岁左右。

可以说,在中国市场转型的20多年里,不同类型劳动力部门无论在经济总量中的比重上,还是在从业人员的数量分布上,都发生了重大的结构性变迁,因此必然会对城市居民的就业和职位流动产生影响,从而进一步影响到分层秩序。根据2003年收集的CGSS 2003的数据,我们可以清楚地看到不同年龄阶段的被调查者的初职在各个劳动力部门

中的人数比例分布状况(见图 1)。

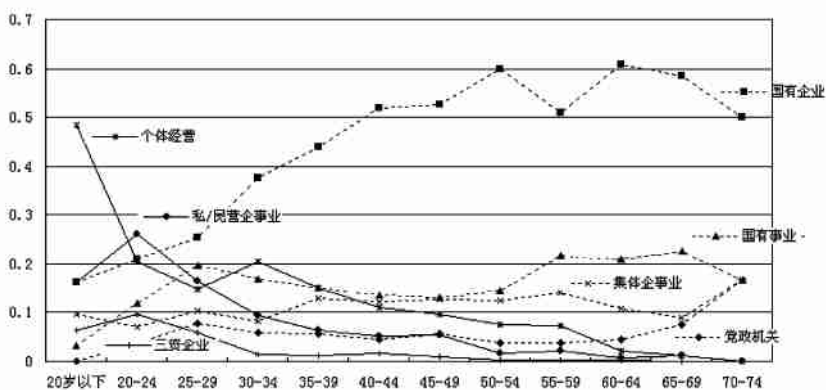


图 1 不同年龄的被调查者的初职在各个劳动力部门的人数比例分布状况

从图 1 中可以看到, 50 岁以上的年龄群在国有企业中的从业人数比例在 60% 左右, 而 20 岁左右的年龄群则仅占 20% 左右; 国有事业、党政机关以及集体企事业等其他三类体制内劳动力部门中的从业人数比例也随着年龄减小而不断下降, 而在私有类型劳动力部门中的从业人数比例则随着被调查者年龄的减小不断上升。

图 1 所显示的是被调查者的初职在不同所有制劳动力部门中的静态分布状况。那么, 职业流动所导致的劳动力部门的变迁情况又是怎样的呢? 由于我们已经发现初职是在体制内工作的人数比例随年龄减小而不断下降, 而初职是在私有类型劳动力部门工作的人数比例随年龄减小不断上升, 因此, 为了更加清晰地分析有关趋势, 我们将劳动力部门简单地划分为体制内和体制外两类, 并分别计算出初职和现职在这两类劳动力部门中的人数比例, 并给出按照年龄的分布状况图(见图 2)。

从图 2 中我们可以观察到两个方面的信息: 首先是在初职的获得方面。从被调查者进入不同所有制劳动力部门的模式上看, 1990 年之前进入劳动力市场, 即年龄在 35 岁以上的被调查者, 其初职是在体制内的比例基本稳定在 90% 以上; 1990 年之后进入劳动力市场, 即年龄是 35 岁到 18 岁的人群, 其初职是在体制内的人数比例迅速下降到 30% 到 40%。因此, 我们可以将 35 岁作为初职进入不同所有制劳动力

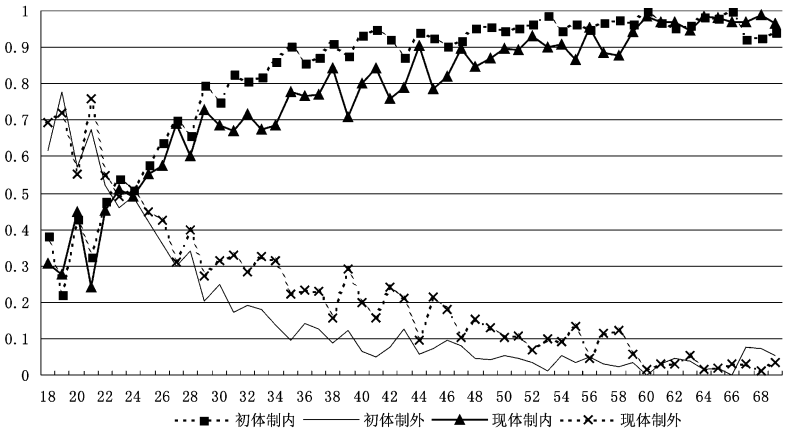


图 2 不同年龄被调查者的初职和现职在各个劳动力部门中的人数比例分布状况图

部门之模式的变迁分界点(这仅是一个粗略的分类)。其次是在跨不同所有制劳动力部门的代内职业流动方面。调查显示,初职的劳动力部门人数分布与现职的劳动力部门人数分布之间的差异不大,这说明大部分被调查者并没有经历过跨劳动力部门的代内职业流动。另外,从少数经历了跨劳动力部门代内职业流动的被调查者的情况来看,其跨越劳动力部门的主要方向是从体制内的劳动力部门向体制外劳动力部门流动;而且跨劳动力部门的代内职业流动主要发生在30—50岁的被调查者中间。

尽管在1990年前后,即35岁以上和35岁以下的被调查者初职进入不同所有制劳动力部门的模式发生了重大转变,但是跨不同所有制劳动力市场的代内流动模式并没有随之出现重大改变,跨体制的代内流动比例依然很小。

(二)俄罗斯、捷克和斯洛伐克的激进市场转型与劳动力部门的变迁

无论是俄罗斯,还是捷克和斯洛伐克,都选择了一条激进的转型道路。在激进转型中,产权从国有向私有的变迁发生在一个很短的历史时期内;与此同时,不同所有制性质的劳动力部门的构成结构发生急剧变迁。考察俄罗斯、捷克和斯洛伐克的转型历史,均是国有性质的劳动力部门在很短的时期内(1989—1995年)急剧缩小,而同时私有性质的

劳动力部门迅速扩张。捷克、斯洛伐克以及俄罗斯政府均认为他们在1995年已经大体上完成了转型。表2和表3分别展示了捷克、斯洛伐克和俄罗斯在1989年至1995年的转型期间,其不同所有制部门从业人员的人数比例的变化。

表2 捷克与斯洛伐克不同所有制部门从业人员人数比例变化(1989—1995年) 单位: %

捷 克							
	1989年	1990年	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年
国有部门	84.3	79.6	70.5	60.2	40.2	35.8	24.5
合资企业	12.9	12.3	9.6	7.5	5.7	4.8	4.2
私营部门	1.3	7.0	18.8	31.1	47.1	53.0	57.2
混合类型			0.3	0.3	6.4	5.9	13.4
斯 洛 伐 克							
	1989年	1990年	1991年	1992年	1993年	1994年	1995年
国有部门	81.1	78.9	72.5	71.6	59.2	47.2	45.8
私营部门	16.5	15.0	13.1	11.3	8.6	8.1	7.5
混合类型	1.0	5.0	12.5	17.1	32.2	44.7	46.7

资料来源:捷克共和国1996年统计年鉴(Czech Statistical Office, 1997);斯洛伐克共和国1996年统计年鉴(Statistical Office of the Slovak Republic, 1997)。

表3 俄罗斯不同所有制部门从业人员人数比例变化(1990—2004年) 单位: %

	1990年	1991年	1992年	1993年	1995年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
国有和地方 政府所有	82.6	75.5	66.9	58.5	42.1	37.9	37.4	37.0	36.4	36.0
私有	12.5	13.3	20.4	23.4	34.4	46.1	47.6	49.7	50.2	50.7
团体、宗教 组织所有	0.8	1.0	0.8	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	0.7	0.7
政府与俄罗斯 私人投资者 合资	4.0	10.2	11.5	17.0	22.2	12.5	11.6	9.4	9.2	8.9
外资、与外 资合资	0.1	0.1	0.3	0.4	0.6	2.7	2.6	3.1	3.5	3.0

资料来源:1991年,1992年的数据来源于二手文献,1993—2004年数据来源于俄罗斯2005年统计年鉴(State Committee of Statistics of Russia, 2005)。

从表2和表3中可以看到,从1989年至1995年的短短6年间,捷

克、斯洛伐克和俄罗斯的不同所有制劳动力部门的结构所发生的变化已经大于中国在过去 25 年间所发生的变化, 其国有劳动力部门的从业人员人数均减少了 60% 左右。这种急剧的转型不可能如前面对中国的分析那样, 是通过改变初职的不同所有制劳动力部门的进入模式来完成, 而是只能依靠大量劳动力的跨所有制劳动力部门的代内流动来完成。不难想象, 除了退休人员之外, 这 60% 曾经在国有劳动力部门工作的从业人员, 不得不通过代内流动, 从国有劳动力部门流动到非国有劳动力部门, 并从而完成了整个劳动力部门的结构变迁。

我们将捷克、斯洛伐克和俄罗斯的激进转型与中国的渐进转型情况进行比较, 可以看到转型模式对初职获得和职业生涯代内流动影响的两种不同情况: 从转型的实现过程上看, 在捷克、斯洛伐克和俄罗斯, 不同所有制劳动力部门的结构变迁主要通过跨不同所有制劳动力部门的代内流动来完成; 而在中国, 不同所有制劳动力部门的结构变迁则主要通过改变不同世代的初职进入不同所有制劳动力部门的模式来完成。从转型对社会分层秩序的后果来看, 激进转型打破并改变了代内流动的秩序; 而渐进转型则改变了初职的不同劳动力部门进入模型, 但似乎没有改变代内流动模式。

二、激进转型与渐进转型下的职业获得和职业流动的差异

根据前面部分的描述和分析, 我们基本勾画出了激进与渐进这两种不同类型的转型模式对于初职进入不同所有制劳动力部门的模式以及对跨不同所有制劳动力部门的代内流动模式所产生的不同影响。这种影响将会导致不同的社会分层秩序。

在捷克、斯洛伐克和俄罗斯等采用激进方式实现了社会转型的国家里, 不同所有制劳动力部门的转型在 6 年之间发生, 转型所导致的职位变迁只能通过代内流动来消化, 身处其中的每个年龄世代的人群都不得经历这种跨劳动力部门的代内流动, 因此年龄与现职的不同所有制劳动力部门类型之间没有明显的关联。

而在中国的渐进转型中, 不同所有制劳动力部门转型所导致的劳动力部门结构的变化, 是通过改变代际之间初职进入不同所有制劳动力部门的模式来完成的, 其各个年龄世代的代内跨所有制劳动力部门

的流动率很低。换句话说,在中国的渐进转型过程中,年龄越小,就业时间越晚,其进入私有化劳动力部门的概率就越大。因此,在渐进转型的社会中,年龄变量具有进入各类不同所有制劳动力部门的概率的意义。年龄与现职的不同所有制劳动力部门类型之间具有明显的关联。

根据以上分析,我们提出了中国市场转型中初职进入不同所有制劳动力部门模式的假设以及跨不同所有制劳动力部门代内流动的假设:

假设 1:在渐进转型的中国社会里,年龄越小,进入体制外劳动力部门的概率越大,进入体制内劳动力部门的概率越小。

假设 2:在渐进转型的中国社会里,不同所有制劳动力部门的变迁所导致的职位变化,主要由代际之间的差异解释,代内流动的解释力很小。

以上两个假设如被验证则意味着:不同类型的转型道路,即使得到了相同的市场化结果,但是由于其转型的时间跨度不一致,将导致在职业获得和流动上出现完全不同的秩序形态,这就直接否定了倪(Nee, 1989)所提出的市场转型理论中的市场化趋同假说。

为了验证以上假设,我们根据 CGSS 2003 的数据,分析了不同个人背景特征对于初职的劳动力部门类别的影响。我们采用了 logistic(最大似然估计)模型,将每个类别与其他全部类别进行比较。因变量为:初职的劳动力部门类别;自变量为:年龄、教育程度、性别、父亲是否具有党员身份。结果详见表 4。

表 4 初职进入不同所有制劳动力部门的 logistic 决定模型

	党政/事业单位	国有企业单位	集体企事业单位	个体企业	私/民营企业	三资企业
性别(男性=1)	.310***	-.411***	-.203***	.226**	-.028	.073
年龄	.032***	.033***	.004	-.085***	-.087***	-.112***
教育程度(小学=0)						
初中	.724***	1.079***	.196	-.671***	.148	.965
高中	1.001***	2.287***	-.028	-1.496***	-.139	1.157
大学	.623***	3.354***	-.931***	-2.989***	-.552*	1.789*
父亲是否党员=1	.461***	-.017	.001	-.543***	-.109	-.559
常数	-2.597***	-5.255***	-2.070***	1.419***	.125	-1.917

注 1: *, $p < 0.10$; **, $p < 0.05$; ***, $p < 0.01$ (双尾检验)。

注 2: 每组的参考群体均是非该劳动力部门的其他被调查者群体。

毫无疑问, 初职进入不同所有制劳动力部门的 logistic 决定模型结果证实了不同年龄人群, 其初职进入不同所有制劳动力部门具有不同概率的假设。对于党政/事业单位和国有企业单位, 其年龄效应都是正的, 即年龄越大则进入该劳动力部门的概率就越高; 而对于个体、私/民营以及三资企业, 年龄效应都是负的, 即年龄越大, 则进入该劳动力部门的概率就越低。只有集体企事业单位的年龄效应不显著。基本上可以说, 初职进入不同所有制劳动力部门的 logistic 决定模型的结果与假设 1 的预言是一致的。

为了验证假设 2, 我们做出了进一步的分析。这里我们按照倪和曹(Nee &Cao, 2002)的划分方法, 将所有被调查者划分为 3 个世代, 分别为 1948 年前出生的世代、1948—1959 年间出生的世代、1959 年后出生的世代, 然后对这 3 个世代在不同所有制劳动力部门中的流动情况进行比较(参见表 5、表 6)。^①

表 5 不同世代人群的代内流动情况表

	1948 年前出生		1948—1959 年间出生		1959 年后出生	
	频数	百分比	频数	百分比	频数	百分比
一直在体制内	1074	86.20	1090	75.17	1480	60.81
一直在体制外	47	3.77	122	8.41	477	19.60
体制内到体制外	60	4.82	164	11.31	347	14.26
体制外到体制内	45	3.61	43	2.97	66	2.71
体制内—体制外—体制内	13	1.04	18	1.24	30	1.23
体制外—体制内—体制外	4	.32	11	.76	25	1.03
体制内—体制外的 多次转换大于 3	3	.24	2	.14	9	.37
总计	1246	100	1450	100	2434	100

① 这里之所以没有使用本文前面根据实证资料得到的 2 个世代的划分方法, 是考虑到理论和实证分析的连贯性。由于最早的市场转型的文章发表在 1990 年之前, 而那个时候本文所划分的 35 岁以下的世代还没有进入劳动力市场, 所以本文如通篇只采用 2 个世代的划分来做分析将可能导致误解。所以在这里我们采用了经典的倪的划分方法。所得到的结论与 2 个世代的划分方法没有分歧。在这个分析部分之后, 我们重新采用了 2 个世代的划分方法。倪的划分的理论依据是被调查者的职业生涯所跨越的中国历史进程: 分别为 1948 年前出生的世代经历过解放前; 1948—1959 年间出生的世代经历过文化大革命; 1959 年后出生的世代则基本上是在改革后参加工作。但是, 倪的划分方法, 随着活跃的劳动力人口越来越集中在 1959 年以后的世代, 其有效性越来越低。

表 6 不同世代在劳动力部门之间的流动情况

		最后一份工作类别								
		党政机关	国有企业	国有事业	集体企事业	个体经营	私/民营企事业	三资企业	其他	合计
世代一	党政机关	21	17	11	2	1	0	0	1	53
	国有企业	8	502	23	14	10	8	1	5	571
	国有事业	11	27	166	4	0	0	0	3	211
	集体企事业	2	26	11	92	15	1	0	0	147
	个体经营	0	3	0	0	18	0	0	0	21
	私/民营企事业	1	6	3	2	0	2	0	1	15
	三资企业	0	1	0	0	0	0	1	0	2
	其他	3	12	7	5	0	1	0	13	41
	合计	46	594	221	119	44	12	2	23	1061
世代二	党政机关	21	5	5	1	2	1	0	0	35
	国有企业	15	568	25	14	27	17	6	15	687
	国有事业	5	7	101	8	4	2	1	2	130
	集体企事业	4	28	10	112	19	8	1	3	185
	个体经营	2	2	1	2	41	1	0	0	49
	私/民营企事业	0	0	1	0	2	16	1	0	20
	三资企业	0	0	0	0	0	0	2	0	2
	其他	4	13	7	9	5	0	0	17	55
	合计	51	623	150	146	100	45	11	37	1163
世代三	党政机关	84	2	3	3	1	1	0	1	95
	国有企业	8	734	18	19	64	53	18	15	929
	国有事业	8	10	286	8	17	8	2	7	346
	集体企事业	7	20	9	168	48	20	4	3	279
	个体经营	4	9	3	4	182	16	2	1	221
	私/民营企事业	1	9	5	3	25	116	4	4	167
	三资企业	3	6	0	4	1	4	31	0	49
	其他	0	2	3	2	8	2	2	29	48
	合计	115	792	327	211	346	220	63	60	2134

从表 5 的资料可以看到, 转型导致不同所有制的劳动力部门的比

例发生了非常大的变化,例如一直在体制外工作的人的比例,从第1个世代的3.8%增加到第3个世代的19.6%,增长了将近5倍;同时,从体制内流动到体制外工作的人的比例也在增加,从第1个世代的4.8%增加到第3个世代的14.2%,也增长了3倍之多。但是从数据中我们依然可以看到一些不变的特征:没有转换过劳动力部门,即一直在同一劳动力部门中从业的被调查者在3个世代的分布分别为89.9%、83.6%、80.4%。换句话说,相比于无代内流动的比例,跨不同所有制劳动力部门之间的代内流动的比例上升幅度很小。

由于工作职位的分布是由结构决定的,因此,当不同所有制的劳动力部门的构成结构发生变化时,结构将导致工作职位的分布也发生变化,这将造成职位位置的挤压,迫使一部分人不得不在自己的职业生涯中间转换工作。在中国的渐进转型过程中,3个世代的跨不同所有制劳动力部门的转换比例分别为4.8%、11.3%和14.3%,其比例远低于激进转型国家的60%。根据图2中不同年龄的被调查者的初职和现职在各个劳动力部门的人数比例分布情况,可以明显看出流动率几乎没有有什么大的变化,而主要的变化是初职进入不同所有制劳动力部门的模式。

为了进一步验证假设2,我们根据CGSS 2003的数据做出了3个世代跨不同所有制劳动力部门的流动状况表(参见表6)。在该流动表的基础上,我们计算出了3个世代在不同所有制劳动力部门中分布的duncan差异系数,结果表明3个代际之间的不同所有制的劳动力部门的职业分布差异非常大(参见表7)。

另外,我们还根据该流动表计算了各类流动率指标(参见表8)。对比各类流动率指标,不难发现,不同世代的跨劳动力部门的流动率指标是非常类似的。这就表明,中国的渐进转型基本上没有改变代内的跨不同所有制劳动力部门的流动模式。

表7 3个世代在不同所有制劳动力部门中分布的duncan差异系数矩阵

	1948年前出生	1948—1959年间出生	1959年后出生
1948年前出生	0		
1948—1959年间出生	36.73%	0	
1959年后出生	63.65%	57.14%	0

表 8 三个世代的各类流动率指标一览表

	1948 年前出生	1948—1959 年间出生	1959 年后出生
不流动率	79.41%	79.14%	77.91%
流动率	20.59%	20.86%	22.09%
结构流动率	4.46%	9.83%	10.02%
纯流动率	16.14%	10.75%	12.07%
总人数	1010	1088	2055

以上分析除了验证了假设 1 和假设 2, 同时还获得了一些有意思的意外发现: 即在跨越转型前后的 3 个世代均维持了非常高比例的不流动率。其中的原因值得进一步考察。可能的原因包括: 文化和心理的解释——中国人传统文化中求稳的心理和文化; 社会隔离的解释——不同所有制劳动力部门之间存在着严重的区隔; 经济理性的解释——跨不同所有制劳动力部门的流动并不能带来明显的经济收益。到底哪一种解释更符合实际情况, 这有待于进一步的深入研究。

三、转型研究的一般讨论验证模型的问题

本文在前面的分析已经清楚表明, 中国的渐进转型和其他前社会主义国家的激进转型, 其转型速度的差异导致了初职进入不同所有制劳动力部门的职业获得模式以及跨不同所有制劳动力部门的代内职业流动出现了不同的分层秩序。藉此, 以往转型分析的一般模式的不足便显露了出来。

转型理论讨论的内容虽然涉及很多不同的主题, 但基本上都是围绕着市场发育程度与社会分层秩序之间的关系这个核心问题展开的, 其中分层秩序主要涉及两大主题: 一个是前(现)共产党干部在社会转型中是获益还是受损; 另一个是直接劳动者在社会转型中是获益还是受损。获益还是受损的测量指标一般为收入。因此, 转型研究存在着一个通用的一般性讨论验证模式, 其大致思路正如倪所言: “这场争论的框架显然有利于进行实证性的研究: 以党员身份和在党的组织结构中的地位等级为标准, 通过实证研究的结果来得出政治资本在收入回报的方向和统计上的显著性, 并以此来验证市场转型理论是否成立”(Nee & Cao, 2002)。

一般来说,市场转型的研究模型通常采用各类回归模型。其因变量大致可以分为三类,第一类是直接的经济回报指标,如收入、住房面积、福利以及服务的数量和质量;第二类为综合的社会经济地位指标,如取得的职位、精英类别或阶层类别等;第三类主要是一些中介变量,例如教育的获得、劳动力部门的获得、政治地位(主要指入党)等。其中使用最多的指标是收入。^① 转型模型中的自变量还可以被区分为宏观变量和微观变量(尽管在方法论上一直存在着关于不同层次的变量能否被纳入同一个模型中的争论^②)。但是到目前为止,学者们还是普遍接受将不同层次的变量纳入同一个模型中。其中,微观的、个人层次的变量包括性别、年龄、婚姻状况、出生世代、教育程度、身份类别(主要指是否精英,以及精英的类别)、政治面貌以及继承性变量(主要包括父母的教育程度、职位和政治面貌等);宏观层次的变量包括市场化程度、工作单位的层级或级别、规模以及经济部门类型等。

转型研究通常采用的分析模型中,很少有研究者在自变量中加入被调查者所属劳动力部门的变量,更无人注意到在中国的渐进转型过程中,被调查者的年龄与其所处劳动力部门之间的交互作用。这些都导致转型研究的一般通用验证模型存在重大缺陷。

(一)劳动力部门变量缺失所导致的问题

既然不同所有制劳动力部门使得中国的渐进市场转型表现出不同于激进转型的分层秩序,那么,在研究中国转型的一般模式中,不同所有制劳动力部门就成了一个不可或缺的变量。该变量的缺失必然导致对分析模型所涉及的各种效应的估计出现偏差。所以我们提出:

假设 3: 不同所有制劳动力部门变量的缺失,将会导致在一般的市场转型的通用分析模型中变量效应的估计出现偏差。

由于劳动力部门是一个类别变量,该变量的缺失将导致一般市场转型研究模型的系数产生偏差。所导致的偏差的数量是怎样的呢?为了使我们的分析更准确,我们没有将不同所有制劳动力部门这个变量仅仅划分为体制内和体制外,而是采用了王飞凌(Wang, 1998)的划分方

① 以至于韦尔霍文能够收集到 90 篇以收入作为因变量的市场转型研究文献做 META 分析,并发表在 2005 年《欧洲社会学评论》中(Verhoeven, 2005)。以笔者的粗略统计,使用个人收入作为因变量的文章,大约占总文献的 80%以上。

② 争论的一个成果是多层次模型的出现。

法。他将城市中的劳动力部门划分为权威型的国家形态劳动力配置模式、社区形态劳动力配置模式以及全国性的劳动力市场配置模式。该划分凸显了转型过程中不同所有制劳动力部门的复杂性及其背后的理论意义。

为了数学表达的简便起见,我们假设分析模型为回归模型,其中涉及2个自变量: x_1 和 x_2 。其中, x_1 是连续变量(可以看作是一般转型讨论模型中的常用变量), x_2 是一个3个类别的类别变量(即按照王飞凌的3类劳动力部门类型),设定其对应的哑变量为 x_{21} 和 x_{22} ,如果以下是正确的回归模式:

$$y = a + b_1 x + b_2 x_{21} + b_3 x_{22} + e \quad (1)$$

而由于忽略了类别变量 x_2 ,在模型中只引入了连续变量 x_1 ,即这样的模式:

$$y = a' + b_1' x_1 + e' \quad (2)$$

那么, b_1 的估计将是偏的,其偏差的情况如下:

$$\begin{aligned} b_1' &= \frac{\text{Cov}(x_1, y)}{V(x_1)} \\ &= \frac{\text{Cov}(x_1, a + b_1 x_1 + b_2 x_{21} + b_3 x_{22} + e)}{V(x_1)} \\ &= \frac{\text{Cov}(x_1, a) + b_1 \text{Cov}(x_1, x_1) + b_2 \text{Cov}(x_1, x_{21}) + b_3 \text{Cov}(x_1, x_{22}) + \text{Cov}(x_1, e)}{V(x_1)} \\ &= \frac{0 + b_1 V(x_1) + b_2 \text{Cov}(x_1, x_{21}) + b_3 \text{Cov}(x_1, x_{22}) + 0}{V(x_1)} \\ &= b_1 + \frac{b_2 \text{Cov}(x_1, x_{21}) + b_3 \text{Cov}(x_1, x_{22})}{V(x_1)} \quad (3) \end{aligned}$$

根据(3),我们知道当在模型中缺失了劳动力部门类型后,会使得对变量 x_1 的效应估算出现偏差,偏差为 $\frac{b_2 \text{Cov}(x_1, x_{21}) + b_3 \text{Cov}(x_1, x_{22})}{V(x_1)}$ 。推而广之,在转型讨论的一般模式中,不同所有制劳动力部门变量的缺失将会导致对分析模型中其他变量效应的估计出现偏差。我们使用CGSS 2003的数据验证了偏差的情况。为了分析缺失变量造成的偏差的大小,正确模型(即公式1)我们采用了全模型;由于本部分讨论的只是模型的部分缺陷,因此本文在最后部分给出了修正模型,我们以该修正模型作为公式1中的系数进行

了计算(参见表 9)。

根据对 CGSS 2003 的数据分析,表 9 大致给出了缺失劳动力部门变量所可能导致的转型模型中变量出现的偏差:对初中教育程度的教育回报的高估;对年龄在 35 岁以上人群的收入回报的低估,对政治身份的收入回报的低估。

表 9 的实证结果显示,劳动力部门不是一个可以缺少的变量。下面我们以政治面貌为例进行详细的说明。由于党员在非国有劳动力部门中工作的人数比例低于在国有劳动力部门,所以 $Cov(x_1, x_{21})$ 和 $Cov(x_1, x_{22})$ 均为负。由于非国有劳动力部门的收入要高于国有劳动力部门,所以 b_2 和 b_3 的符号为正,这样,根据公式(3),劳动力部门变量的缺失导致对政治面貌的效应的估计偏小,即支持了党员回报率下降的假设。有趣的是,反对倪的理论,认为政治资本的回报没有下降的学者,如林南和边燕杰(Lin & Bian, 1991)、周雪光(Zhou, 2000),均在其研究模型中加入了劳动力部门变量,其实证结论是党员的回报率没有降低。因此,倪在缺少该变量的研究模型下得到的结论是存在严重问题的。学者们基于不同模型的结果对党员收入回报率的讨论是不具可比性的,并从而降低了讨论的效度。

(二)不同所有制劳动力部门和年龄的交互作用的缺失所导致的问题

一般来说,私有制劳动力部门的回报率是高于国有制劳动力部门的。从这个角度来说,年龄对于被调查者所属于的不同所有制劳动力部门具有关联性,而劳动力部门又与收入具有关联性,如此,年龄与收入就具有了关联性,即使得年龄越大,对收入的回报越低;反之,年龄越小,对收入的回报越高。但是,依据经典的人力资本理论,在一个常态的劳动力市场中,年龄具有相反的意义:年龄代表着经验,年龄越高,则其经验越多,因此人力资本理论中,年龄带来的是对收入的正相关;只有当到达一定年龄之后,劳动力的实际劳动能力由于体力、精力下降等方面的原因而下降,年龄才开始对收入有负作用(Becker, 1975)。从以上分析可以看到,在中国的转型过程中,年龄对收入存在着两种截然相反的效应,说明在收入的决定因素上,可能存在着年龄与不同所有制劳动力部门之间的交互作用。

如果在收入的决定因素中确实存在着年龄与不同所有制劳动力部门的交互作用,而过去的中国转型的实证分析模式中没有加入不同所

表 9 劳动力部门变量的缺失所导致的回归系数误差一览表

变量的名称	变量的回归系数	该变量与劳动力部门的协方差 $b_2 = 0.405, b_3 = 0.657$		该变量的方差 $V(x_1)$
	b_1	$Cov(x_1, x_{21})$	$Cov(x_1, x_{22})$	
世代(35岁以下=0)				
35岁以上	-.102	-.005	-.027	.211
年龄	-.004	-.463	-.698	160.671
年龄的平方项	.0001	-42.772	-54.285	1328173.600
教育程度(小学=0)				
初中	.206	.020	.001	.218
高中	.457	-.010	.001	.224
大专以上	.876	-.029	.001	.163
政治面貌(非党员=0)				
党员	.111	-.022	-.009	.157
性别(女性=0)				
男性	.163	-.013	-.002	.250
劳动力市场间的转换次数	.042	.077	.060	.910
劳动力市场内的转换次数	.017	-.039	-.018	1.277

续表 9

变量的名称	劳动力部门变量缺失 时候的回归系数数值	缺失导致的 回归系数的绝对差异	缺失导致的 回归系数差异的百分比
	$b_1 + \frac{b_2 \text{Cov}(x_1, x_{21}) + b_3 \text{Cov}(x_1, x_{22})}{V(x_1)}$	$\frac{b_2 \text{Cov}(x_1, x_{21}) + b_3 \text{Cov}(x_1, x_{22})}{V(x_1)}$	$\frac{b_2 \text{Cov}(x_1, x_{21}) + b_3 \text{Cov}(x_1, x_{22})}{V(x_1)}$ b_1
世代(35岁以下=0)			
35岁以上	-.196	-.094	91.86%
年龄	-.008	-.004	106.99%
年龄的平方项	.000	.000	-31.44%
教育程度(小学=0)			
初中	.246	.040	19.50%
高中	.442	-.015	-3.31%
大专以上	.808	-.068	-7.76%
政治面貌(非党员=0)			
党员	.016	-.094	-85.23%
性别(女性=0)			
男性	.137	-.026	-16.11%
劳动力市场间的转换次数	.120	.078	183.75%
劳动力市场内的转换次数	-.005	-.022	-126.48%

有制劳动力部门变量,也没有考虑到年龄与不同所有制劳动力部门之间的交互作用,那么它会得到怎样的结果呢?

从世代角度分析:由于年龄对收入存在两种截然相反的效应,而在不同的年龄阶段(或者说不同世代中),这两种效应的大小是不一样的。在越早出生的世代中,年龄对收入的不同所有制劳动力部门的效应越小,在越晚出生的世代中,年龄对收入的不同所有制劳动力部门的效应越大。如果我们假定对于不同世代,年龄对收入的人力资本效应基本保持一致(而实际上这应该是一个倒U形的曲线)。那么,我们将观察到这样的情况:越早出生的世代,其年龄的人力资本回报越少被年龄对收入的不同所有制劳动力部门的效应所抵消;越晚出生的世代,其年龄的人力资本回报越多被年龄对收入的不同所有制劳动力部门的效应所抵消。

从调查时间分析:如果分析不同时期的收入数据,则会出现这样的效应:越是改革早期的数据,新的进入私有劳动力市场的人数越少,年龄对收入的不同所有制劳动力部门的效应就越小,年龄的人力资本回报就越少被劳动力部门效应所抵消。

以下有2个例子,可以作为以上分析的佐证:

1. 边燕杰和罗根 1996 年发表的文章中,年龄对收入的影响分别为:

时间	1978 年	1983 年	1988 年	1993 年
年龄的效应	.148 ***	.151 ***	.100 ***	.031 *

注: *, $p < 0.10$; **, $p < 0.05$; ***, $p < 0.01$

边燕杰和罗根的实证结果(Bian & Logan, 1996: 表 4)与我们的分析结果是一致的:调查的时间越迟,年龄在人力资本意义上的正的回报被年龄在劳动力部门意义上的负的回报抵消得就越多,表现为年龄对收入的回报越来越少。

2. 周雪光 2000 年的文章:

时间	1960 年	1965 年	1975 年	1978 年	1984 年	1987 年	1991 年	1993 年
年龄的效应	.09 *	.07 **	.06 ***	.06 ***	.01 *	.02 *	.04 ***	-.04 ***

注: *, $p < 0.10$; **, $p < 0.05$; ***, $p < 0.01$

在周的文章中(Zhou, 2000),我们看到了类似于边燕杰和罗根所得

到的情况:1960到1978年,年龄对收入的回报基本上是在0.06以上,改革后观察到的年龄的回报大幅度下降,1993年甚至降低为负数。

基于以上的分析,我们提出假设4:

假设4:在中国的渐进转型中,收入回报模型中存在着年龄与不同所有制类型劳动力部门之间的交互作用。

如果假设4得到验证,则说明即使在市场转型的一般讨论模型中加入被调查者所在的不同所有制劳动力市场变量,仍然不完善,还应该做出进一步的修订,即加入年龄与劳动力部门变量之间的交互作用。

为了更好地完成对假设4的验证,我们首先根据前面的发现,将人群分为35岁以上的世代和35岁以下的世代,并将其现职的劳动力部门区分为体制内劳动力部门和体制外劳动力部门,分别做这四类人群的收入获得模型分析,以验证年龄和不同所有制类型劳动力部门之间是否存在着交互作用。其结果详见表10。

表10 不同世代在不同所有制劳动力部门中的月收入决定模型

	体制内 35岁以下	体制内 35岁以上	体制外 35岁以下	体制外 35岁以上
	标准化系数	标准化系数	标准化系数	标准化系数
年龄	.054	.136	.010	-.031
教育程度(小学=0)				
初中	.074	.168***	.194**	.118
高中	.406***	.317***	.328***	.110
大专以上	.663***	.483***	.498***	.228***
党员(非党员=0)	.012	.125***	-.019	.050
性别(女性=0)	.101***	.082***	.139***	.223***
N	667	2371	345	311
Adj R-squared	.210	.213	.132	.092

注1:*, $p < 0.10$; **, $p < 0.05$; ***, $p < 0.01$ (双尾检验)。

注2:为了使结果有可比性,我们给出了标准化回归系数。

不同世代在不同所有制劳动力部门中的月收入决定模型显示,在35岁以上世代和35岁以下世代,在体制内和体制外,呈现出3种完全不同形式的劳动力市场回报形式。

35 岁以下世代的被调查者, 无论其现职在体制内还是体制外, 其回报模式类似。模式的特征均为: 年龄对收入无影响; 不同教育等级对收入回报的差距增大; 党员身份在体制内、外都对收入没有显著影响; 男性较女性在收入回报上拥有显著优势。也就是说在劳动力市场急转型时期, 体制内、外在收入回报的模式上是趋同的。体制内、外的主要差异在于截距, 即体制内、外的收入起点是不同的, 体制外的起点工资略高于体制内的起点工资。如果可以将这一差异理解为是体制内福利在体制外的货币表现形式, 那么 35 岁以下世代在体制内、外的收入回报模式就几乎没有差异。

然而, 数据表明 35 岁以上世代的被调查者人群, 在体制内和体制外的收入回报模式上存在很大差异。具体表现为: 在体制内, 年龄是带来收入的因素, 因此年龄对收入的效应是正的; 而在体制外, 由于年龄增长到一定程度将导致劳动能力下降,^① 因此年龄对收入具有负的效应; 党员身份对于体制内的劳动者来说具有增加收入的作用, 但对于体制外的劳动者来说则对收入无作用。造成 35 岁以上世代的劳动力人群在体制内外的收入回报模式存在很大差异的原因一方面可能是制度的刚性, 另一方面也可能是由于前面发现的体制内与体制外之间流动比例很低的事实所致。

综合以上发现, 在不同年龄群之间、在不同劳动力部门之间, 存在 3 种不同的收入回报模式, 也就是说年龄和劳动力部门之间具有交互作用, 这就验证了我们在前面所提出的假设 4。

所以, 根据得到验证的假设 3 和假设 4, 我们认为, 以往的市场转型模型在被应用于中国的渐进转型分析时, 存在严重理论问题和模型偏差。由于中国的渐进转型所导致的分层秩序——初职进入不同所有制劳动力部门的模式, 以及跨不同所有制劳动力部门的代内流动模式——两者均完全不同于激进转型所导致的分层秩序。因此, 将适用于激进转型的市场转型模型简单地套用于研究中国的渐进转型, 必然会产生严重偏差。

① 周雪光(Zhou, 2000)发现, 在中国年龄对收入的倒 U 形曲线的顶点是 31 岁, 那么 35 岁以上的被调查者已经高于这个年龄了。

四、转型分析模型的修订

根据前面的分析,以及对假设 1 到假设 4 的验证结论,我们提出,对中国转型研究的一般分析模式,应该加以修订:引入被调查者工作的所有制的劳动力部门变量,以及年龄与所有制劳动力部门之间的交互作用项。

我们使用 CGSS 2003 的数据,采用修订的模型——同时加入被调查者工作的劳动力部门变量以及年龄与劳动力部门之间的交互作用,对收入的回报模式进行分析。我们同时希望该修订模型可以解释在中国转型过程中,跨不同所有制劳动力部门的流动率很低的现象。

我们对变量的处理如下:因变量分别为年收入与月收入的对数;自变量为年龄、教育、性别、党员身份,不同所有制劳动力部门、年龄和劳动力部门的交互作用、跨不同所有制劳动力市场的流动次数,以及在同一所有制劳动力部门内部的流动次数。同时,也为了验证我们在前面对劳动力部门的区分,我们对劳动力部门没有采用简单的二元划分,而是同样采用了王飞凌(Wang, 1998)的更为细致的三类划分,即权威型的国家形态劳动力配置模式、社区形态劳动力配置模式、劳动力市场配置模式等三类。我们得到的分析结果如表 11 所示。

表 11 的结果又一次验证了我们的假设 3 和假设 4,实证结果清楚地显示,被调查者所在的劳动力部门所有制变量、被调查者的年龄与劳动力部门所有制变量之间的交互作用均显著影响着被调查者的收入。无论是月收入 and 年收入的决定模型,其结果均非常类似,这说明这 2 个效应是稳定存在的。

五、结 论

以往关于市场转型的一般分析模型在分析社会报酬的获得时,往往只控制年龄而不控制劳动力部门;或者即使控制了劳动力部门,也没有注意到年龄和劳动力部门之间存在着交互作用。所导致的后果是年龄在分析结果中往往不具有显著性,或者是随着转型时间的延长,年龄的效应逐渐下降,显著性不断下降,进而导致难以得出关于人力资本的

正确结论。

表 11 修订的转型分析模型(收入决定因素分析)

模型摘要	月收入对数的 回归模型回归系数	年收入对数的 回归模型回归系数
世代(35岁以下=0)		
35岁以上	-.102 **	-.132 **
劳动力市场类型 (权威型的国家形态劳动力配置模式=0)		
社区形态劳动力配置模式	.405 ***	.405 ***
劳动力市场配置模式	.657 ***	.756 ***
年龄	-.004	-.019 ***
年龄与劳动力市场类型的交互作用		
年龄 * 社区形态劳动力配置模式	-.012 **	.009
年龄 * 劳动力市场配置模式	-.015 ***	-.012 ***
年龄的平方项	.000	.000
教育程度(小学=0)		
初中	.206 ***	.206 ***
高中	.457 ***	.470 ***
大专以上	.876 ***	.943 ***
政治面貌(非党员=0)		
党员	.111 **	.148 ***
性别(女性=0)		
男性	.163 ***	.178 ***
劳动力市场间的转换次数	.042 ***	.032 **
劳动力市场内的转换次数	.017	.015
常数项	8.177 ***	8.177 ***
N	3731	3706
Adj R-squared	.192	.186

注: *, $p < 0.10$; **, $p < 0.05$; ***, $p < 0.01$ (双尾检验)。

本文的研究揭示,中国的渐进转型与其他前社会主义国家的激进转型,对于分层秩序有着完全不同的社会影响,这主要表现在初职的不

同所有制劳动力部门进入模式和代内劳动力部门流动模式上。具体到中国渐进转型,这个特定的分层秩序导致了在中国的收入回报的决定因素中,既存在着行动者所处的劳动力部门的所有制效应,还存在着年龄和劳动力部门所有制之间的交互效应。缺少有关变量的转型讨论模型,将不仅导致无法得到年龄的真实效应,也将会影响到其他自变量效应的可信性。

近年来有学者一再强调“实践导向”(黄宗智,2005;孙立平,2005),即在引入西方的研究理论和研究范式的时候,需要注意中国社会实体的演变过程和存在状态的特殊性。本文所揭示出的渐进转型与激进转型在分析模式上的重要差异,正是对这种理论呼吁的研究实践回应。

参考文献:

- 边燕杰、张展新,2002《市场化与收入分配:对1988年和1995年城市住户收入调查的分析》,《中国社会科学》第5期。
- 边燕杰主编,2002,《市场转型与社会分层——美国社会学者分析中国》,北京:三联书店。
- 黄宗智2005,《认识中国——走向从实践出发的社会科学》,《中国社会科学》第1期。
- 加里·贝克尔,1995,《人类行为的经济学分析》,王业宇、陈琪译,上海:上海人民出版社。
- 孙立平,2002,《迈向实践的社会学》,《江海学刊》第3期。
- ,2005,《社会转型:发展社会学的新议题》,《社会学研究》第1期。
- 亚洲开发银行,2003,《中华人民共和国私营部门评估》,亚洲开发银行。
- 中华人民共和国统计局,2003《中国统计年鉴2003》,北京:中国统计出版社。
- ,2004,《中国统计年鉴2004》,北京:中国统计出版社。
- Becker, G. 1975, *Human Capital*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Bian, Y. 2002, “Chinese Social Stratification and Social Mobility.” *Annual Review of Sociology* 28.
- Bian, Y., X. Shu & J. R. Logan 2001, “Communist Party Membership and Regime Dynamics.” in *China Social Forces* 79.
- Bian, Yanjie & John W. Logan 1996, “Market Transition and Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China.” *American Sociological Review* 61.
- Cao, Y. & V. Nee 2000, “Comment: Controversies and Evidence in the Market Transition Debate.” *American Journal of Sociology* 105.
- 2002, “Remaking Inequality: Market Expansion and Income Stratification.” in *Reforming State Socialism*. Louisiana: Louisiana State University.
- Czech Statistical Office, 1997, *Statistical Yearbooks of the Czech Republic 1996*.
- Hanley, E. & D. J. Treiman 2001, “Dual Career Paths into the Eastern European Communist Elite.” Presented at the Research Committee on Social Stratification and Mobility (RC28), Berkeley.
- Hauser, S. M. & Y. Xie 2001, “Temporal and Regional Variation in Earnings Inequality: Urban China in Transition between 1988 and 1995.” Presented at the Research Committee on Social Stratification

- and Mobility (RC28), Berkeley.
- Lin, Nan & Yanjie Bian 1991, "Getting Ahead in Urban China." *American Journal of Sociology* 97.
- Nee, V. 1989, "A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism." *American Sociological Review* 54.
- 1991, "Social Inequality in Reforming State Socialism: Between Redistribution and Markets in China." *American Sociological Review* 56.
- 1996 "Symposium on Market Transition. The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China." *American Journal of Sociology* 101.
- Nee, V. & Y. Cao 1999, "Path Dependent Societal Transformation: Stratification in Hybrid Mixed Economies." *Theory and Society* 28.
- 2002 "Postsocialist Inequalities: The Causes of Continuity and Discontinuity." in Leicht, K. T. (ed.) *The Future of Market Transition*. Kidlington: Elsevier Science.
- Nee, V. & R. V. Liedka 1997, "Markets and Inequality in the Transition from State Socialism." in Midlarsky, M. I. (ed.) *Inequality, Democracy, and Economic Development*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Nee, V. & R. Matthews 1996, "Market Transition and Societal Transformation in Reforming State Socialism." *Annual Review of Sociology* 22.
- Peng, Y. 1992, "Wage Determination in Rural and Urban China: A Comparison of Public and Private Industrial Sectors." *American Sociological Review* 57.
- Hóna-Tas, á. 1994, "The First Shall Be Last? Entrepreneurship and Communist Cadres in the Transition from Socialism." *American Journal of Sociology* 100.
- Stark, D. 1992a, "From System Identity to Organizational Diversity: Analysing Social Change in Eastern Europe." *Contemporary Sociology* 21.
- 1992b, "Path Dependence and Privatization Strategies in East Central Europe." *East European Politics and Societies* 6.
- 1996 "Recombinant Property in East European Capitalism." *American Journal of Sociology* 101.
- State Committee of Statistics of Russia 2005 *The Statistical Yearbook of Russia 2004*.
- Statistical Office of the Slovak Republic 1997, *Statistická Rocenka Slovenska 1996*.
- SzeĚnyı, I. 1988, *Socialist Entrepreneurs: Embourgeoisement in Rural Hungary*. Madison: University of Wisconsin Press.
- SzeĚnyı, I. & E. Kostello 1996, "The Market Transition Debate: Towards a Synthesis?" *American Journal of Sociology* 101.
- SzeĚnyı, I. & D. J. Treiman 1994, *Social Stratification in Eastern Europe after 1989: General Population Survey*. Provisional Codebook.
- Treiman, D. J. & P. A. Roos 1983, "Sex and Earnings in Industrial Society: A Nine-Nation Comparison." *American Journal of Sociology* 89.
- Verhoeven, Willem-Jan 2005 "Income Attainment During Transformation Processes: A Meta-Analysis of the Market Transition Theory." *European Sociological Review* 21(3).
- Verhoeven, Willem-Jan, Wim Jansen & Jos Dessens 2005, "Income Attainment During Transformation

- Processes; A Meta-Analysis of the Market Transition Theory." *European Sociological Review* 21(3).
- Walder, A. G. 1990, "Economic Reform and Income Distribution in Tianjin, 1976—1986." In Davis D. & Vogel E. F. (eds), *Chinese Society on the Eve of Tiananmen: The Impact of Reform*. Cambridge, MA: Harvard University Press
- 1995 "Career Mobility and the Communist Political Order." *American Sociological Review* 60.
- 1996 "Markets and Inequality in Transitional Economies: Towards Testable Theories." *American Journal of Sociology* 101.
- 2002 "Markets and Income Inequality in Rural China: Political Advantage in an Expanding Economy." *American Sociological Review* 67.
- 2003 "Elite Opportunity in Transitional Economies." *American Sociological Review* 68.
- Wang, Fei-Ling 1998, *From Family to Market: Labor Allocation in Contemporary China*. Lanham: Rowman & Littlefield Publishers, inc.
- Wu, Xiaogang & Yu Xie 2003, "Does the Market Pay Off? Earnings Returns to Education in Urban China." *American Sociological Review* 68.
- Xie, Y. & E. Hannum 1996, "Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China." *American Journal of Sociology* 101.
- Xu, L. C. & H. F. Zou 2000, "Explaining the Changes of Income Distribution in China." *China Economic Review* 11.
- Zhou, Xueguang 2000, "Economic Transformation and Income Inequality in Urban China: Evidence from a Panel Data." *American Sociological Review* 105.

作者单位: 香港科技大学社会科学部
责任编辑: 张宛丽

The Different Patterns Between the First Occupation Attainment and Intra-generation Mobility in Gradualist and Radicalist Transition: A revised model of market transition theory applied to the study of China's transformation

..... *Liang Yucheng* 34

Abstract: Market transition theory and its following debates share the same main thought which is the relationship between the market development and social stratification order. This thought leads to a general empirical research and debate model. Based on this general model, Verhoeven did a meta-analysis in 2005. However, this paper argues that the general empirical research model of market transition debate has defects when applied to China—the model lacks of the controlling the labor sectors with different ownership, and an interaction effect between age and the labor sectors with different ownership. The absence of these two important variables leads to the biased estimation in previous empirical research. This paper also argues that the general model need a revision when applied to China for the different market transition—gradualist transition in China and radicalist transition in Eastern Europe — which eventually leads to the difference in social stratification order between China and Eastern Europe in terms of the first job entry and intra-generation mobility. The data from GSS 2003 support the theoretical analysis of the paper.

The Information-pooling Mechanism of ROSCAs: Preliminary evidences from Wenzhou and Taizhou

Zhang Xiang 59

Abstract: Why does someone borrow money from ROSCAs but not from every lender in the ROSCAs one by one? The author divides the lenders in the ROSCAs into two types according to their information about the borrower: the more informed and the less informed. The less informed get information about the borrower from the behavior of the more informed. And the meeting also facilitates information communication and the supervision among the members in the ROSCAs. The information-pooling mechanism in ROSCAs can lower the transaction cost and help the capital demander borrow money from the less informed. Using data and cases from Wenzhou and Taizhou, the author supports some deductions of the Information-pooling mechanism.

Social Capital of Chinese Policy Elites: An analysis in the view of structuralism

Zhu Xufeng 86

Abstract: The study of social capital theory has always been baffled by its functionalism. To avoid logical tautology and self contradictory problems on measurement, this article