

市场化、经济发展与 中国城市中的性别收入不平等*

贺光烨 吴晓刚

提要: 本文利用 2005 年人口抽样调查数据, 结合地市级统计数据, 探讨了改革时期中国城市劳动力市场中性别收入不平等的发展趋势及其背后的动力机制。我们特别关注市场化及社会经济发展这两个维度对性别收入不平等的影响。研究发现, 男女间的收入差距在机关事业单位最小, 但随就业部门的市场化程度增加而增大。在地区层次上, 市场化和社会经济发展影响性别收入不平等的方向和强度是不同的。尽管经济发展在一定程度上可以降低性别间的收入不平等, 但在市场化的主导作用下, 自改革以来, 男女间收入差异至今仍然不断扩大。这些发现对理解劳动力市场中性别不平等形成的宏观机制及政策制定等均有启示意义。

关键词: 经济发展 性别不平等 劳动力市场 市场转型

一、引言

肇始于 20 世纪 80 年代早期的中国经济体制改革, 至今已经 30 多年了。在此期间, 中国经济与社会经历了翻天覆地的巨大变化, 不仅反映在国民经济总量和人均国内生产总值的迅猛增长上, 也表现在 90 年代中期以来急剧的体制转型和产业结构升级上。伴随宏观经济社会变迁的是收入分配状况的进一步恶化。例如, 通常用来测量收入不平等的基尼系数已由 1978 年的 0.317 升至 2012 年的 0.5 左右 (Xie & Zhou, 2014)。不同的社会经济变迁力量形塑着城市劳动力市场, 深刻地影响着当代中国社会的不平等和分层结构的变迁。社会学研究一个

* 本文曾于 2012 年 5 月在香港举行的国际社会学学会社会分层与流动研究委员会春季会议上宣读。作者感谢与会人员和匿名评审人的宝贵意见, 以及香港博士研究生奖学金对第一作者的资助和香港特区政府研究资助局优配研究金项目 (GRF 644510)、大学资助委员会 2012-2013 年度“人文学与社会科学杰出学者奖” (HKUST602-HSS-12) 对第二作者的资助。文责自负。

主要的关注点是这场宏观经济变迁的社会分层后果,即“谁输谁赢”的问题。20世纪90年代国外社会学关于中国社会分层秩序变化的讨论,以著名的关于“市场转型”的争论为核心,集中关注市场转型对政治资本及人力资本在社会分层中作用的变化(Nee, 1989; Bian & Logan 1996; Xie & Hannum, 1996; 边燕杰主编, 2002)。这场争论最终没有结果,原因有二。一是参与争论的双方似乎在理论阐述和经验证据之间均存在一个认识论上的断层。他们经常从对不平等结构的观察描述直接跳跃到社会分层机制的理论分析,往往忽视了产生这些分层结果的潜在社会过程(吴晓刚, 2008)。二是将中国过去30年的巨大变迁简单化为市场化过程。事实上,社会变迁是多维度的,在中国特定情境下,体制转型与经济发展——非农产业特别是服务业的成长——是相生相伴的过程。如何具体测量市场化效应,并将其与其他力量的效应区分开来,一直是学者们面临的一个巨大挑战(参见 Xie & Hannum, 1996; Nee, 1996)。

在过去的10年里,关于中国社会分层动力机制的研究,已经逐渐超越了市场转型论所设定的理论框架,研究范畴也不局限在对人力资本和政治资本的回报这些问题上,而是更加关注现代社会分层研究中关心的一些共同问题,如教育、移民、家庭、代际流动等(边燕杰等主编, 2008)。然而,性别间的不平等作为社会分层的一个重要维度,在这个领域的研究中并没有受到足够的关注。市场化进程究竟如何影响性别收入不平等的变化趋势,在我们所知的有限文献中,至今没有一致的答案。舒晓玲和边燕杰(Shu & Bian, 2003)分析发现,性别收入不平等在转型期间的城市劳动力市场中并没有变化,也就是说,市场化对性别收入差异没有显著的影响。马修斯和倪志伟(Mathews & Nee, 2000)的研究则显示,在中国农村,尽管男性比女性更容易获得非农职业,但女性非农职业者相对于男性对家庭收入的贡献则随着市场化程度的增加而提高。张俊森等(Zhang [Junsen] et al., 2008)的分析表明,从1988至2004年,女性相对于男性的收入百分比由86.3%减少至76.2%,尽管在有些年份有波动,但两性间收入差距随时间推移不断扩大的趋势非常明显。

关于市场化如何影响性别间收入差异,以上这些看似矛盾、不太一致的发现,可能是因为研究所涉及的时间跨度上的差异(如舒晓玲和边燕杰的研究只到1995年,而张俊森等描述的趋势则延伸到2004

年),也可能是因为具体的劳动力制度环境在城乡间的差异(如马修斯和倪志伟讨论的是中国农村的非农就业收入问题,而舒晓玲等和张俊森等研究的则是城市中劳动者的工资性收入问题)。由于数据中缺乏对市场化的准确测量,研究者只能通过时间的变化间接地推断市场化的影响,而这种方法实际上将很多与时间相关联的社会经济变迁的过程简单化了。如经济发展与市场化密切相关,但又是不同的概念(Walder, 1996),它们或许会在不同的维度和方向上影响两性间的收入不平等。仅从时间的差异来看,我们看到的也不单纯是市场化的影响,而可能是经济发展与市场化对性别收入差异的综合影响。

本文利用2005年人口抽样调查数据及国家统计局搜集的全国地级市社会经济统计指标,试图通过区分市场化和经济社会发展这两种过去的市场转型的文献研究中无法分离的概念,就它们各自对性别间收入不平等变化趋势的影响进行实证分析。我们将首先回顾和讨论两种不同的社会转型力量对性别间社会分层的影响,以此提出研究假设。由于缺乏纵向数据,我们以中国不同地区的发展差异来模拟改革开放以来历史变迁的进程,利用多层次线形模型研究地区层次(地级市)的市场化水平和经济社会发展程度对性别间收入差距的影响。最后对我们经验发现的理论意义和未来可能的研究方向进行总结和讨论。

二、经济社会发展、市场化与性别不平等

性别不平等既是一个古老的社会话题,也是现代社会科学研究的一个重要问题。西方经济学和社会学中关于男女间在教育、就业和收入等方面的不平等及其变迁有着大量的论述。总体来看,研究发现,性别不平等随时间推移而有下降的趋势,这种变化与经济发展、教育扩张等社会趋势密切相关(Reskin, 2003)。“经济发展”不仅包括经济总量的增长,更包括经济结构的转型和产业结构的优化,以及经济和社会生活素质的改善和提高,而后者通常与教育的普及和人的现代化即所谓“社会发展”联系在一起。经济社会发展可以在很大程度上减少性别不平等。首先,经济发展会推动女性参与到回报率较高的非农就业中(Duflo, 2012)。其次,经济发展会增加对高教育水平的劳动力的需求,加快教育普及和教育扩张的步伐,而不论是教育分层的变化还是教

育扩张均有利于女性(Hout & Diprete, 2006)。教育水平的提高使得女性找到好工作的机会大大增加,从而减少劳动力市场上男女间的差异。第三,经济发展在一定程度上也增加了对女性劳动力的需求。经济发展常常伴随着产业结构的升级,而女性在从事服务业等第三产业中有着明显的比较优势(Rosenzweig & Zhang, 2013),而且一般来说服务业的报酬也较高。

尽管如此,西方资本主义劳动力市场中男女之间的收入差异依然存在。由于工作是人们获取收入的主要渠道,经济学家和社会学家分析性别间收入差距时一般都区分两个来源:一个是职业间的性别隔离,另一个是职业内部的性别差距。职业间的性别隔离指的是女性和男性从事的职业可能会有很大的不同,除了与男女间的择业偏好有关,还与女性相对较低的教育程度有关。正是由于女性教育程度偏低,其劳动力市场参与率相对较低,进入高收益的行业/职业的可能性就更低。以女性为主的职业平均工资较低,从而导致了整体上女性的收入低于男性(Petersen & Morgan, 1995; Charles & Grusky, 2004)。而职业内部的性别间收入差距(即“同工不同酬”问题)通常会被作为存在“性别歧视”的证据。西方经济学的研究认为,即便雇主是理性的、不带任何偏见的,他们在雇佣员工及分配报酬时,仍可能歧视一些特定的群体。这种歧视通常被称为“统计歧视”(statistical discrimination),即由于雇主对所雇员工的能力无法全面了解,且获取员工的相关信息需要支付成本,他们在录用或评估员工时往往通过一些外在特征,比如性别、年龄等,基于群体的平均情况(而非个人的具体特征)做出判断(Arrow, 1974; Phelps, 1972)。比如,我们都知道,女性尤其是婚后的女性会选择将更多的时间和精力放在照顾家庭上,在工作上所花的时间和精力相应地会减少,工作承诺感低,离职率比男性雇员高。因此,雇主在决定员工的工资时,性别往往作为一个重要参考因素。对于从事相同职业且(除性别外的)其他特征相似的员工,雇主付给男员工的薪水可能比女员工更高。

上述有关性别间收入差距的变迁趋势和机制的描述,均是基于西方发达资本主义社会的经验研究,其中市场机制是配置资源的主要方式。对女性工资的“统计歧视”背后,反映的则是雇主的自主决策、理性算计和对“效率”的追求。在社会主义平等主义意识形态的指导下,国家在促进性别平等方面发挥了重要的作用。中华人民共和国 1954

年的《宪法》明确规定男女平等,积极促进妇女参与劳动。中国的妇女劳动力参与率一度超过 90%,比一些西方发达国家还要高(Whyte & Parish, 1984)。国家通过计划体制下的单位制和统一的工资制度,落实同工同酬、男女平等的政策。因此,在一个不存在劳动力市场的体制下,对女性工资的“统计歧视”自然也没有。尽管社会主义社会中男女性别间的收入差距仍然存在,但主要是女性受教育程度低于男性,男女从事不同职业而导致性别间职业隔离造成的(Honig & Hershatter, 1988;王天夫等,2008)。

1978 年以来,随着经济体制改革的逐步推进和不断深化,中国城市中的劳动力市场开始出现。传统的单位制逐渐瓦解,大部分国有企业被推向市场,用工自主权也不断扩大。20 世纪 90 年代末的国有企业改革致使大量国企工人下岗,其中主要以中年人和女性为主,他们中的一部分人,通过政府的“再就业”工程重新找到了工作,但大多数进入的是非公有部门的某些行业和职业(谢桂华,2006;吴晓刚,2008)。另一方面,在此期间,非公有制部门呈指数级地增长,并提供了大量的就业机会。1992 年以前,在公有制部门(包括国有和集体所有制)就业的人口占有城镇就业人口的 8 成以上,而到了 2008 年,该比例下降至不到 1/4(Li, 2013)。

非公有制部门中的一部分劳动力从事的是个体经营(自雇佣)。这些人缺乏体制的保护,最容易受到市场竞争的影响;另一部分劳动力来自于以经济效益为导向的私营企业和外资企业。这些部门在招工和用工上强调市场需求和竞争机制,盈利导向更加明显,也更少依赖政府的行政指令行事。国有部门尽管仍需受政府行政指令的影响,但执行力度也不再是铁板一块,特别是在 20 世纪 90 年代以后这种转型更加明显,国有企业在招工、奖励和解雇工人上具有越来越多的市场化特征。有研究显示,当前中国单位间的工资和福利的最大差别存在于政府事业单位和企业之间,而不是不同的所有制企业之间(Wu, 2013)。因此,国有企业在员工雇佣方面的做法越来越接近于私有企业,而机关和事业单位与再分配时期一样,在一定程度上仍然起着提供公共物品以及维持社会平等的作用。

随着社会主义再分配经济向市场经济转型,政府对国有用人单位雇佣方面的直接干预逐渐减少,而私有部门的雇佣完全自主,且从业人员比例不断增长。这种从公有到私营经济主导力量的结构性转

变,使中国女性在劳动力市场中处于极为不利的地位(Zhang[Junsen] et al. , 2008)。在缺乏相应法律规管配套的情况下,劳动力市场中的雇主对女性的歧视可能会上升,从而导致性别间的收入差异扩大(Gustafsson & Li, 2000)。因此,市场化可能对中国的性别不平等产生深远的影响。

中国过去 30 年的巨变,伴随着体制改革和市场化的还有一个重要的过程——经济发展,其主要表现为经济结构从以农业为主导的第一产业向以制造业为主导的第二产业、进而向以服务业为主导的第三产业转型(即经济发展),还表现为教育的普及。这一过程与西方国家的历史经验基本一致。例如,我国第三产业占国内生产总值的比重从 1990 年的 17.3% 上升至 2012 年的 45% (国家统计局,2013);与此同时,我国人口的总体教育水平尤其是女性的教育水平大大提高。教育的普及有利于女性,从而使男女之间受教育程度的差距不断缩小(Bauer et al. , 1992; Hannum, 2005; Lavelly et al. , 1990; 叶华、吴晓刚, 2011),甚至出现逆转的趋势(Wu & Zhang, 2010),即女性在教育上相较于男性反而逐渐显示出优势。

如前所述,经济发展会大大促进女性就业,不但能提高对女性人力资本的回报,也会促使更多的女性进入社会经济地位比较高、传统上被男性占据的职业。在中国也不例外(参见 Bauer et al. , 1992; 张宛丽, 2004; 吴愈晓、吴晓刚,2008; 李春玲,2009)。如果教育差异和性别间的职业隔离是造成性别间收入差异的重要机制的话,那么可以预见,性别间收入差异将会随着这一趋势的发展而不断减少。

由此我们看到,在中国过去 30 多年的经济社会变迁过程中,多种相生相伴的宏观社会力量均对性别社会分层发挥着重要的影响,但其作用的方向又是不同的。在此,我们区分出了市场化和经济社会发展的不同影响,认为市场化可能会扩大性别收入差距,使女性在劳动力市场中处于更加不利的地位;而经济社会发展过程中的产业结构升级和教育普及,对女性劳动力市场的地位影响则是正面的,有助于缩小男女性别间的收入差距。在时间维度上,性别收入不平等的总体趋势取决于这些不同的宏观力量相对影响的大小。本文试图在概念上区分这两个不同的社会过程,并在经验层次上展示它们分别是如何影响中国城市劳动力市场中性别收入分层的变迁的。

三、研究设计与假设

本文开篇已指出,我们旨在考察中国宏观社会经济变迁对城市劳动力市场的性别分层的影响,特别关注市场化影响性别间收入差异的过程。这里所说的“市场化”是一个宽泛的概念,意指在资源分配中国家力量作用消退和市场力量增强的动态过程。就本文所关注的性别间收入差距问题而言,市场化的影响主要表现为在决定劳动者雇佣和工资的过程中,国家再分配力量式微,追求效率优先的市场逻辑兴起。在这种背景下,雇主有更大的自主空间对特定群体实行“统计歧视”。

与以往的文献面临的问题相同,我们缺乏对市场化程度的精确测量。纯粹用时间的差异来近似市场化进程,可能会忽视变迁过程的多维性。由于缺乏纵向的历时性数据,仅基于横截面数据,我们又无法直接测量性别间收入分层如何随着市场力量的崛起和国家再分配力量的减弱而改变。由于中国城市中大部分劳动者都属于受薪员工,市场化对人们收入(工资)的影响主要是通过其工作单位起作用的;而就业单位的部门所有制性质在一定程度上可以反映不同单位的市场化程度(Wu, 2002)。

吴晓刚和宋曦(Wu & Song, 2014)为研究市场化对民族分层的影响,将就业部门分为党政机关/事业单位、公有制企业、私营企业、个体自雇业,认为就业部门所有制之间的差别形成了一个再分配力量逐渐消退而市场力量逐渐增长的连续谱(continuum):机关/事业单位的再分配性质毋庸置疑,而全民和集体所有制企业则逐渐转变为需要面向市场竞争的相对独立的经济主体,当然,相对私有部门来说,它们所受到的政府规管还是要多一些。他们的分析结果显示,这些部门间确实存在一种从再分配到市场的连续变化。

我们借鉴这一研究思路,首先尝试用性别间收入的差异在就业部门之间的不同来测量市场转型是如何改变中国女性的生活际遇的。根据上述市场化对劳动力市场中女性地位的影响,我们可以提出以下假设:

假设1:性别间收入不平等随着工作部门市场化程度的升高而增加,即两性间收入差异在机关事业单位最小,公有制企业次之,而在私

有部门最大。

以工作部门的差异来推论市场化的影响,并非理想的研究设计,因为工作部门之间的差异可能也是多方面的。而对于市场化的影响,最好是有明确和具体的指标测量,同时与我们已经知道的可能影响性别分层的其他相关变量如经济社会发展水平相区别,采用更加精细的测量。

中国的经济与社会变迁具有极大的区域不平衡性。这种空间发展上的巨大差异,正好契合整个国家在时间维度上的变化。事实上,樊纲等经济学家(2011)已经针对中国的地区差异构建了省级层次的市场化指标,并且保持每两年更新一次。然而,省级层次的测量依然过于粗略,忽略了省内的巨大差异。在资料允许的情况下,更为精确的地理单元层次上的测量十分必要。此外,可能是出于特定的研究目的,他们没有在省级层次同时测量与市场化指标相关的其他经济发展指标。梁玉成(2007)用1952年-2003年的全国统计数据在时间维度上同时构建了市场化和现代化(经济社会发展)两个指标,做出了有益的尝试。然而,由于我们缺乏微观层次上的关于收入的历时性数据,这种分解不同效应的做法对解决本文要研究的问题并无助益。

本文基于大样本的截面数据,在地级市层次同时构建市场化和经济社会发展指数,并以地区间的差异来反映时间维度上变迁的多维性,研究它们对性别间收入不平等的影响。根据前面关于市场化对性别分层的理论阐述,我们进一步提出以下假设:

假设2:一个地区市场化程度越高,该地区内的性别间收入差异越大。

市场化程度与经济社会发展水平是高度相关的。在地区层次上,我们可以对它们分别进行测量。根据我们关于经济社会发展与性别不平等之间关系的讨论,可做出以下预测:

假设3:一个地区经济社会发展水平越高,该地区内性别间收入差异越小。

下面我们将依次分析性别收入差距在不同就业部门的差异,以及它们如何随着地区的市场化指标和经济社会发展水平的变化而变化。由于文章的重点在于用区域差异反映改革以来的时间变化,我们的分析旨在揭示不同的社会变迁力量如何影响性别间收入差异变化的趋势。

四、数据、变量及方法

(一)数据

我们分析的数据来自 2005 年全国 1% 人口抽样调查,俗称“小普查”。小普查使用多阶段、分层、整群概率比例的抽样方法,在两次人口普查之间搜集社会人口信息。与以往的人口普查和小普查不同的是,2005 年的小普查第一次将每月工作收入、雇佣身份、单位类型、每周工作时间、工作福利等内容纳入调查范围。与学术研究机构设计和搜集的抽样调查数据相比,2005 年小普查数据样本量较大。我们将分析对象限定为在调查时点 18 岁 - 54 岁居住在城镇的非农就业人员(不包括土地承包者即农民和自雇人士)。根据他们所居住的城市,我们查询了 2005 年《中国城市统计年鉴》中有关地级市的相关社会经济指标数据,合并成一个包括个体层次和地级市层次的多层数据集。删除地级市特征缺失的观测值后,我们最终得到了包含全国 29 个省、283 个地级市的 55240 人的数据。

(二)变量与测量

本文要研究的是性别间收入差异。关于收入,2005 年小普查问及被访者上个月的收入(即 2005 年 10 月),即所有工作收入但是不包括财产性收入。由于分析中不包括个体工商户的雇主,因此这里所说的收入大体是指工资性收入。由于中国劳动力市场就业日趋灵活,工作时间的差异也越来越大,因而有必要将此因素纳入考虑,计算出每个受访者的时薪,并对其取自然对数作为我们以下分析的因变量。

性别是本分析的关键自变量。我们将其转化成一个虚拟变量,即是否为女性(1 = 女性,0 = 男性)。其他与劳动力市场结果相关的个人特征包括人力资本变量,如教育和工作经验,以及其他社会人口学特征如婚姻状况、户口状况,也包括工作单位所在的部门。我们将受访者的教育程度转换成受教育年限(不识字/没上过学 = 0 年,小学 = 6 年,初中 = 9 年,高中 = 12 年,专科 = 15 年,本科 = 16 年,研究生 = 19 年)。我们用年龄减去 7 岁和受教育年数来测量工作经验。根据人力资本模型(Mincer, 1974),考虑到工作经验对收入的影响可能是非线性的,

我们在方程中增加了工作经验的平方项。婚姻状况和户口情况均为虚拟变量(1 = 已婚或再婚, 0 = 其他; 1 = 农村户口, 0 = 城市户口)。工作单位包括机关团体事业单位、国有或集体企业(国有及国有控股企业、集体企业)及私营部门(私营企业和其他类型单位)。职业包括管理人员、专业技术人员、办事人员、商业服务业人员和工人。单位和职业变量将被当作一系列的虚拟变量来处理。

在地级市层次上,我们首先用单个指标来测量地区的市场化程度和经济社会发展水平,即该地区私营部门的就业人口占总就业人口的比重和人均国内生产总值(GDP)。接着我们又从2005年《中国城市统计年鉴》里搜集了多个地级市的社会经济发展指标,包括第三产业就业比重、私有部门就业比重、工业总产值(GPVI)、人均GDP、教育支出、地方财政预算收入占GDP的份额等,利用因子分析法,提取出两个共同因子(它们可以解释城市间70%以上的差异,即便经过因子负荷的极大化旋转之后依然如此)。结果显示,私营部门雇佣比直接进入因子一,其他在该因子中负荷较高的指标还包括人均GDP、职工平均工资、国内企业产出占GDP的份额等。我们认为这是一个以“私营部门雇佣比”为核心因而与市场化水平有关的因子。而人均GDP和GPVI直接进入因子二,其他负荷较高的指标还包括第三产业生产总值、教育支出以及地方财政收入占GDP的份额。该因子与经济社会发展水平有关。

基于因子分析的结果,我们可以构建一个地区的市场化和经济社会发展的指数。具体步骤如下:首先,我们将所有因子中负荷较高的指标标准化;其次,对于因子中负荷方向相反的,反转量度从而使得所有指标的方向一致;第三,对于每个因子,给予因子负荷较高的指标相同的权重从而使得构建指标可适用于不同样本;^①最后,对上一步所得因子操作化(即减去因子最小值再除以最大值和最小值之差),使之在0-1范围内变动(Treiman, 2009)。为检查所构建的经济社会发展指标和市场化指标是否与我们的常识一致,我们在表1中列出了两个指标排名前10的地级市名称。

可见,就市场化指数而言,深圳为第一,其次是苏州和厦门;就经济社会发展指标而言,上海排名第一,北京和深圳紧跟其后。两个指标高

^① 较高负荷的标准为因子负荷大于或等于0.5。篇幅所限,因子分析的具体结果在此省略。

度正相关,但又不完全一致。图1以市场化指标为 x ,经济社会发展指标为 y ,进一步诠释了所构建的两个因子之间的关系,其中每一个点表示一个地级市。显而易见,市场化与经济社会发展呈正相关,然而,两者并非完全一致。市场化程度高的地区,经济社会发展水平不一定最高,反之亦然。

表1 两个构建因子(市场化和经济社会发展)排序前10的中国城市

市场化水平			经济社会发展水平		
地级市代码	名称	数值	地级市代码	名称	数值
4403	深圳	100.00	3101	上海	100.00
3205	苏州	81.50	1101	北京	81.72
3502	厦门	78.77	4403	深圳	74.92
3302	宁波	78.18	4401	广州	56.25
4420	中山	77.90	3205	苏州	46.61
3304	嘉兴	77.76	1201	天津	45.57
4404	珠海	77.66	3301	杭州	42.88
3505	泉州	76.92	3302	宁波	39.21
4413	惠州	76.37	3201	南京	38.12
3306	绍兴	72.04	3202	无锡	36.44

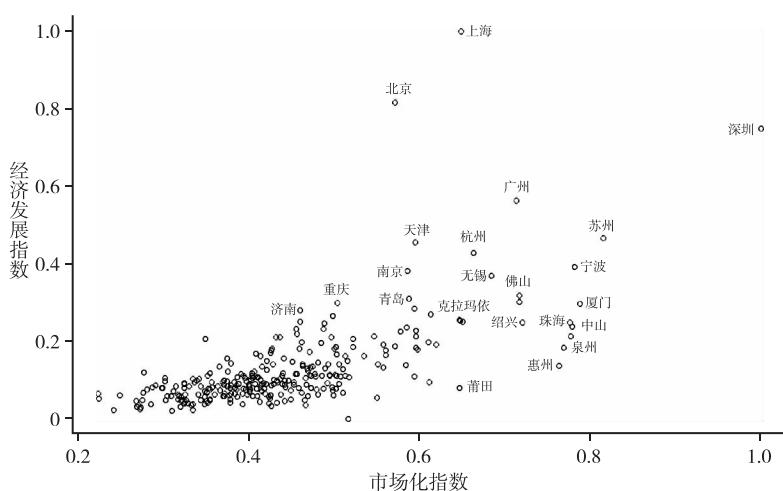


图1 经济社会发展水平指数与市场化指数的散点图

(三)模型和分析策略

我们首先利用 OLS 线性回归模型获得调整相关自变量之后的性别间的收入差距。

$$\ln(Earnings) = \beta_0 + \beta_1 Female + \beta_2 Schooling + \beta_3 Exp + \beta_4 Exp^2 + \beta_5 Marry + \beta_6 Rural + \beta_7 Han + \beta_8 Danwei + \varepsilon \quad (1)$$

其中, $\ln(Earnings)$ 是时薪的自然对数; $Female$ 为虚拟变量, 表示女性; $Schooling$ 和 Exp 均为连续变量, 分别表示教育年限和工作经验; $Marry$ 为虚拟变量, 表示婚姻状况; $Rural$ 和 Han 同样也是两分类别变量, 表示户口和民族; $Danwei$ 是四分类别变量, 表示工作单位部门。这里, β_1 为我们关注的性别主效应, ε 为残差项。

然后, 我们进一步分不同工作单位进行分析, 研究性别收入差距是如何随着部门的市场化程度而改变的。考虑到地级市经济结构、发展水平及文化背景的不同可能对性别间收入差异造成影响, 我们在这些回归模型中控制了地区虚拟变量, 因而获得的估计是地区内性别间的平均差异。

我们接着考察性别收入差异如何随地区特征而变化, 特别是该地区的市场化程度和经济社会发展水平的变化。我们采用两层线性模型。第一层, 即个体层面的方程, 与 OLS 回归模型基本一致; 第二层为区域层面的方程, 在这一层中, 我们令第一层的截距项和虚拟变量女性以及教育年限的系数随不同地级市的市场化程度和经济社会发展水平而变化。我们先用人均 GDP 和私营部门的劳动力比例作为测量经济社会发展水平和市场化的直接指标, 然后尝试用两个综合指数来取代直接指标, 以检验结果的稳健性。

分层线性模型的具体形式如下:

第一层(个体层面):

$$\ln(Earnings)_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} Female_{ij} + \beta_{2j} Schooling_{ij} + \beta_{3j} Exp_{ij} + \beta_{4j} Exp_{ij}^2 + \beta_{5j} Marry_{ij} + \beta_{6j} Rural_{ij} + \beta_{7j} Han_{ij} + \beta_{8j} Danwei_{ij} + \beta_{9j} Occup_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

第二层(区域层面):

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} EcoDevelop_j + \gamma_{02} Marketization_j + u_{0j} \quad (3)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} EcoDevelop_j + \gamma_{12} Marketization_j + u_{1j} \quad (4)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21} EcoDevelop_j + \gamma_{22} Marketization_j + u_{2j} \quad (5)$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30} \quad (6)$$

$$\beta_{4j} = \gamma_{40} \quad (7)$$

$$\beta_{5j} = \gamma_{50} \quad (8)$$

$$\beta_{6j} = \gamma_{60} \quad (9)$$

$$\beta_{7j} = \gamma_{70} \quad (10)$$

$$\beta_{8j} = \gamma_{80} \quad (11)$$

其中,下标 j 表示第 j 个地级市; u_{0j} 和 u_{1j} 均为地级市层的残差项,服从正态分布。第一层的残差项也为正态分布,表示为 $\varepsilon_{ij}^{iid} \sim N(0, \sigma^2)$ 。在该模型设定中, β 参数表示自变量的影响。市场化和社会经济发展水平在第二层方程中以向量 β 的自变量的形式进入模型。将方程(3)至(11)代入(2),我们可以得到:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Earnings})_{ij} = & \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{EcoDevelop}_j + \gamma_{02} \text{Marketization}_j + \gamma_{10} \text{Female}_{ij} \\ & + \gamma_{20} \text{Schooling}_{ij} + \gamma_{11} \text{Female}_{ij} \cdot \text{EcoDevelop}_j \\ & + \gamma_{12} \text{Female}_{ij} \cdot \text{Marketization}_j + \gamma_{21} \text{Schooling}_{ij} \cdot \text{EcoDevelop}_j \\ & + \gamma_{22} \text{Schooling}_{ij} \cdot \text{Marketization}_j + \gamma_{30} \text{Exp}_{ij} + \gamma_{40} \text{Exp}_{ij}^2 \\ & + \gamma_{50} \text{Marry}_{ij} + \gamma_{60} \text{Rural}_{ij} + \gamma_{70} \text{Han}_{ij} + \gamma_{80} \text{Danwei}_{ij} \\ & + \gamma_{90} \text{Occup}_{ij} + \beta_{0j} u_{0j} + u_{1j} \text{Female}_{ij} + u_{2j} \text{Schooling}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (12) \end{aligned}$$

在第二层模型中, β_{1j} 表示女性与男性月收入的自然对数之差。该项可分解为两个部分,即性别在地级市的平均效应以及各地级市的异质性效应。对于后者,女性的时薪对数又包含两个成分:(1)由社会经济发展和市场化程度得出的系统成分,和(2)地级市的残差项(u_{1j})。在方程(4)中, γ_{10} 表示经济社会发展和市场化程度为零的情况下性别间的平均差异, γ_{11} 表示与经济社会发展相关的变化, γ_{12} 表示与市场化程度相关的变化, u_{1j} 则为没有被多层次模型所捕捉到的地区间差异。在估计模型时,我们设定协方差矩阵是非结构化的,即每个方差和协方差均可自由估计。

本文的主要关注在于个体层性别这一变量与地级市宏观特征的交互项(即 γ_{11} 和 γ_{12}),加入教育年限的随机效应一方面是对之前文献的回应(Xie & Hannum, 1996),另一方面是考虑到不同发展程度的区域教育回报有所不同。因此,加上这一随机效应在一定程度上是对性别

效应的稳健性检验,以分析在控制了不同地区发展程度下教育回报水平差异后,性别效应是否依然显著。

五、分析结果

(一)描述性统计

表2是本文所涉及的相关变量的描述性统计结果。我们既报告了样本的整体情况,也分性别对相关的变量进行比较。可以看出,男性平均时薪约为6.68元,比女性平均高出24% [= (6.68 - 5.38)/5.38]。男性平均受教育程度略高于女性。由于女性退休比男性早,样本中女性的工作经验低于男性。在户口和民族方面,性别间的差异不太明显。此外,男女在就业部门和职业的分布上也有差异。女性在机关事业单位或私营部门工作、从事专业技术工作或服务业工作的比例比男性高。

表2 关键变量的描述性统计

全国样本	平均值		
	总体	男性	女性
个体层			
时薪(元)	6.13 (6.18)	6.68 (6.56)	5.38 (5.52)
教育年限	10.85 (3.00)	10.91 (2.95)	10.76 (3.07)
工作经验	16.93 (9.77)	17.79 (9.80)	15.74 (9.59)
工作经验的平方	382.00 (366.35)	412.61 (379.38)	339.79 (343.15)
已婚(%)	77.62	78.87	75.89
农业户口(%)	41.18	41.21	41.13
工作单位(%)			
机关事业单位	15.57	14.94	16.44
国有或集体企业	24.15	26.09	21.47
私有部门	60.28	58.97	62.09
职业(%)			
管理人员	3.51	4.71	1.85

续表 2

全国样本	平均值		
	总体	男性	女性
专业技术人员	16.30	13.01	20.85
办公室文员	10.91	12.39	8.88
服务业工作者	29.78	24.88	36.53
工人	39.50	45.02	31.88
N	55240	32022	23218
地级市层			
单一测量指标			
私营部门的就业比重			.44 (.14)
人均 GDP/10 万元			.17 (.21)
由因子分析构建的指标			
市场化指标			.44 (.12)
经济社会发展指标			.12 (.11)
N			283

注:括号里的数字是标准差。

(二) OLS 回归模型分析结果

表 3 为 OLS 回归模型的结果。模型 1 中的自变量包括性别、受教育年限、工作经验及其平方项、户口、民族、婚姻状况和地区差异。结果显示,除了民族外,其他变量都对时薪有显著影响。每增加 1 年的教育可以增加 12.0% ($=e^{0.113} - 1$) 的时薪。而收入与工作经验则呈非线性关系,先升后降,在达到约 33 年之后开始下降。持农村户口的人比持城市户口的人少挣 13.6% ($=1 - e^{-0.145}$);而已婚比未婚的时薪高 5% ($=e^{0.052} - 1$)。在控制了这些因素后,我们发现,女性的时薪比男性的仍然低 20.3% ($=1 - e^{-0.227}$),这个差距与表 2 中的描述性统计并没有太大的不同。性别间的差距依然存在。

模型 2 进一步加入了工作单位类型。可以看出,不同类型单位间的工资是有一定差距的。在其他个人特征相同的情况下,与在机关和事业单位相比,在国有或集体企业工作和在私有部门工作的时薪分别

表 3 OLS 回归估计预期收入

变量	模型 1	模型 2	模型 3
女性	-.225 *** (.005)	-.227 *** (.005)	-.218 *** (.005)
教育年限	.113 *** (.001)	.101 *** (.001)	.087 *** (.001)
工作经验	.014 *** (.001)	.013 *** (.001)	.012 *** (.001)
工作经验的平方/100	-.021 *** (.003)	-.021 *** (.003)	-.023 *** (.003)
已婚	.052 *** (.008)	.045 *** (.008)	.042 *** (.008)
农村户口	-.145 *** (.006)	-.100 *** (.006)	-.098 *** (.006)
汉族	.004 (.013)	.005 (.013)	.01 (.013)
工作单位(参照组:机关事业单位)			
国有或集体企业		-.062 *** (.008)	-.003 (.008)
私有部门		-.233 *** (.008)	-.148 *** (.009)
职业(参照组:工人)			
管理人员			.395 *** (.013)
专业技术人员			.170 *** (.008)
办公室文员			.102 *** (.009)
服务业工作者			-.093 *** (.006)
地级市虚拟变量	已控制	已控制	已控制
常数	.582 *** (.025)	.878 *** (.027)	.942 *** (.027)
观测数	55240	55240	55240
R ²	.406	.418	.436
调整后的 R ²	.403	.415	.433

注:(1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。(2) 括号里的数字是标准误。

要低 6.0% ($1 - e^{-0.062}$) 和 20.8% ($1 - e^{-0.233}$)。尽管如此,此时性别之间的差距并没有多大改变,女性的时薪比男性仍然少 20.3% ($= 1 - e^{0.227}$)。模型 3 进一步控制职业,性别间的时薪差距基本没有改变。

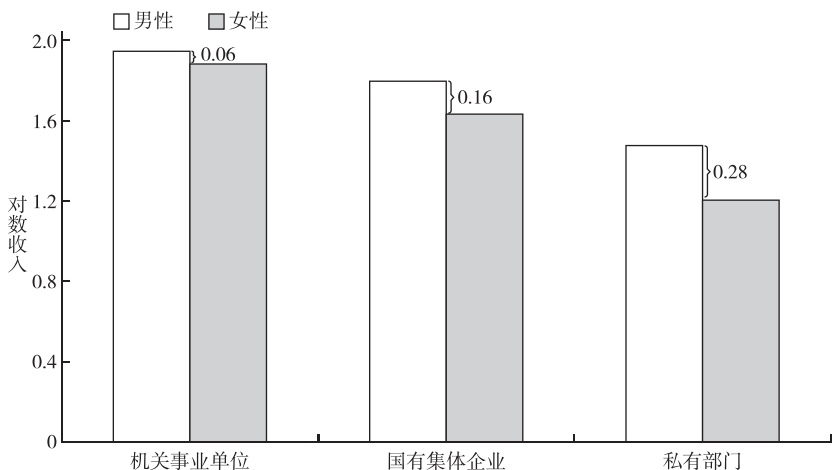
为检验假设 1,即性别差距如何随着工作单位(部门)而变,我们在表 4 中分部门,复制表 3 中的模型 3。结果表明,与假设 1 一致,性别间差异在私营部门最大,其次是国有或集体企业,差异最小的为机关事业单位。该结果与戴园晨和黎汉明(1995)的发现一致。控制了其他自变

表 4 分工作部门 OLS 回归估计预期收入

变量	机关事业单位	国有集体企业	私有部门
女性	-.064 *** (.010)	-.162 *** (.009)	-.276 *** (.007)
教育年限	.097 *** (.002)	.084 *** (.002)	.082 *** (.002)
工作经验	.024 *** (.002)	.011 *** (.002)	.007 *** (.001)
工作经验的平方/100	-.029 *** (.005)	-.020 *** (.005)	-.016 *** (.003)
已婚	.039 * (.016)	.062 *** (.015)	.056 *** (.010)
农村户口	-.346 *** (.020)	-.157 *** (.014)	-.066 *** (.008)
职业(参照组:工人)			
管理人员	-.010 (.027)	.304 *** (.025)	.577 *** (.020)
专业技术人员	-.010 (.021)	.101 *** (.013)	.254 *** (.014)
办公室文员	-.018 (.021)	.030 * (.014)	.125 *** (.016)
服务业工作者	-.230 *** (.025)	-.107 *** (.012)	-.072 *** (.007)
地级市虚拟变量	已控制	已控制	已控制
常数	.816 *** (.050)	.934 *** (.046)	.892 *** (.035)
观测数	8601	13339	33300
R ²	.527	.419	.373
调整后的 R ²	.511	.406	.368

注:(1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001。(2)括号里的数字是标准误。

量后,在机关事业单位、国有或集体企业及私营部门的女性平均时薪比男性少 6.2% ($1 - e^{-0.064}$), 15.0% ($= 1 - e^{-0.162}$) 和 24.3% ($= 1 - e^{-0.276}$)。这些证据支持假设 1, 如图 2 所示, 随着就业部门的市场化水平的提升, 性别差距往往会扩大。



注:依据表 3 的 OLS 回归结果绘制而成。图中括号所对应数字为男女间的对数收入差异。

图 2 控制了其他特征后各就业部门的男女收入差异

(三) 分层线性模型分析结果

OLS 回归分析基于地区间同质性假设, 尽管考虑了地区差异, 但这种差异仅反映在截距上, 所估计的自变量回报为全部样本的平均效应。自变量效应的区域差异因被平均化而无法显示。我们接下来利用分层线性模型来分析两性间收入不平等如何随地区的市场化及经济社会发展水平变化而变化。我们认为区域差异从某种程度上也可以反映中国自改革以来的时间维度的变化趋势。

在表 5 中, 我们通过不断放宽模型限制, 估计了一系列相互嵌套的两层线性模型。我们首先用两个直观的指标, 即私营部门的就业比重和人均 GDP, 然后再利用通过因子分析构建的地级市市场化和经济社会发展指数, 分别测量一个地区的市场化程度和经济社会发展水平。

表 5 分层线性模型估计性别间收入差异变化 (N = 55240)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
个体层						
女性	-.261 *** (.008)	-.251 *** (.008)	-.253 *** (.008)	-.215 *** (.017)	-.225 *** (.017)	-.207 *** (.031)
教育年限	.076 *** (.002)	.063 *** (.002)	.064 *** (.002)	.064 *** (.002)	.048 *** (.004)	.029 *** (.006)
地级市层						
经济社会发展			.379 *** (.046)	.359 *** (.048)	-.228 ** (.088)	-.254 (.204)
市场化			1.052 *** (.142)	1.183 *** (.149)	.745 ** (.289)	.239 (.214)
交互项						
市场化 × 女性				-.281 ** (.103)	-.255 * (.105)	-.152 * (.075)
经济社会发展 × 女性				.044 (.028)	.085 ** (.029)	.181 ** (.064)
市场化 × 教育					.040 (.024)	.050 ** (.016)
经济社会发展 × 教育					.053 *** (.007)	.087 *** (.015)
所从事职业大类	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
所属工作单位	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
其他人口学特征	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数	-.621 *** (.003)	.735 *** (.029)	.499 *** (.037)	.481 *** (.038)	.664 *** (.052)	.682 *** (.088)
对数似然率	-44722	-43854	-43790	-43786	-43748	-43696
自由度	9	13	15	17	19	19

注:(1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。(2) 括号里的数字是标准误。(3) 表中展示了固定部分的结果而略去了随机部分。关于其中其他控制变量,模型 1-5 均为随机截距随机系数模型,其中随地级市及其特征变化而变化的系数为女性和教育年限。对于经济社会发展和市场化测量,模型 1-5 分别用人均 GDP 和私有部门雇佣比作为近似,模型 6 用的是由因子分析构建出的经济社会发展指数和市场化指数。

表 5 中的模型 1 只包括个体层次的变量,即性别和教育年限,以及其他人口学特征和单位类型。模型 2 进一步控制了个体从事职业的大类。与表 4 中 OLS 分析结果类似,女性收入显著低于男性。我们接着

设定基线随地级市变化而变化,在模型 3 中加入了地级市的私有部门雇佣和人均 GDP,用来测量地区市场化程度和经济社会发展水平对收入的影响。结果显示,经济社会发展的效应 γ_{01} 和市场化的效应 γ_{02} 均为正,且在统计学上是显著的($p < 0.05$),表明在市场化水平高或者经济较发达的地区,个人的收入较高。在模型 4 中我们进一步加入两个地级市特征与性别的交互项后发现,市场化与女性的交互项系数为负($p < 0.01$),而经济社会发展与女性的交互项系数为正。与假设 2、3 一致,地级市私有部门的雇佣员工比重越高,性别间收入差异越大,即市场化对女性更加不利;相反,地级市的人均 GDP 越高,性别间的收入差异越小,即女性在经济社会发展中获益(尽管在统计学上是不显著的)。

在表 5 的模型 5 中,我们进一步加入教育年限和地级市特征的交互项。可以发现,教育回报随地区经济社会发展水平的提高而增大,效应是显著的($p < 0.001$);教育回报也会随着市场化的推进而升高,尽管统计学上不显著。在控制了教育回报的地区差异之后,性别与地区的市场化程度和经济社会发展水平的交互项系数仍旧显著。性别与私有部门雇佣比的交互项为 -0.255 ,标准误为 0.105 ($p < 0.05$); γ_{12} 可为个体层性别效应进一步贡献 -0.026 ($= -0.255 \times 0.1$) 到 -0.219 ($= -0.255 \times 0.86$) 的变异。假设 2 获得支持。人均 GDP 与性别的交互项系数为 0.085 ,标准误为 0.029 ($p < 0.01$),即在变异区间内,所估计的 γ_{11} 可进一步为个体层的性别效应贡献 0.020 到 0.231 的变异。这些证据支持了假设 3。为检验分析结果的稳健性,我们在模型 6 中用市场化和经济社会发展的替换性测量重新估计了结果。可见,不论是单一指标还是构建因子,性别与市场化程度及性别与经济社会发展的交互效应项的系数分别为负和正,与假设一致,且统计显著。

我们进一步考虑到,由于我国整体教育程度的提高,进入劳动力市场的年龄逐渐增大,且女性退休或提前退休的比例比男性高,我们的分析样本中是否包括这些人对我们的分析结果可能会有影响。我们进一步将样本限制在主要工作年龄人口(25 岁 - 50 岁)中。表 6 的结果显示,尽管估计系数有些差异,但是基本结论与表 5 中的是一致的,我们的分析结果具有相当的稳健性。

基于表 6 的结果,图 3 更加直观地诠释了性别间收入差异随市场

化和经济社会发展的变化趋势。随地区市场化水平的提高,性别间收入差异变大;随着地区经济社会发展水平的提高,性别间收入差距变小。

表6 分层线性模型估计性别间收入差异变化:对25岁-50岁
工作人口的稳健性检验 (N=43554)

	模型1 单一量度	模型2 构建指数
个体层		
女性	-.203 *** (.019)	-.165 *** (.033)
教育年限	.043 *** (.004)	.022 ** (.007)
地级市层		
私营企业雇佣比	.793 * (.309)	.209 (.228)
人均GDP/万元	-.276 ** (.093)	-.332 (.214)
交互项		
市场化×女性	-.450 *** (.112)	-.267 *** (.080)
经济社会发展×女性	.075 * (.030)	.177 ** (.067)
市场化×教育年限	.039 (.025)	.055 ** (.017)
经济社会发展×教育年限	.059 *** (.008)	.094 *** (.016)
所从事职业大类	已控制	已控制
所属工作单位	已控制	已控制
其他个人人口学特征	已控制	已控制
常数	-.623 *** (.003)	-.623 *** (.003)
对数似然率	-35130	-35081

注:(1) * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。(2) 括号里的数字是标准误。(3) 表中展示了固定部分的结果而略去了随机部分。回归模型均为随机截距随机系数模型,其中随地级市及其特征变化而变化的系数为女性和教育年限。

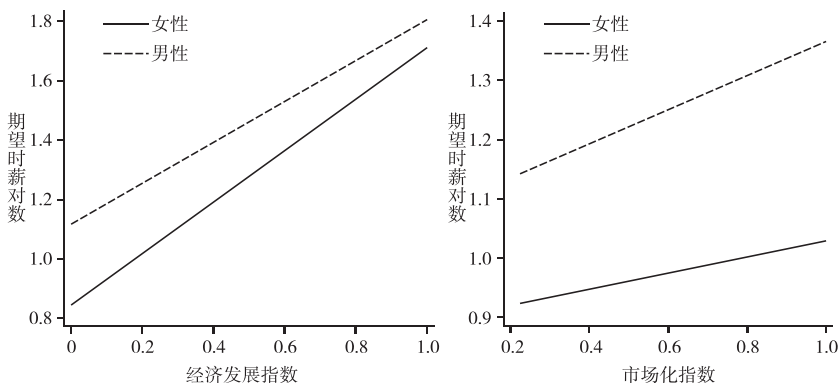


图3 预期收入对数随市场化及经济社会变化的变化

六、总结与讨论

过去的30多年里中国经济、社会均发生了翻天覆地的变化。这场变迁本身是多维的,其后果也是多方位的。清晰描绘这个多因多果的变迁过程,揭示其中复杂的动力机制,是当代社会科学家面临的一个智力上的巨大挑战。自20世纪90年代以来,社会学关于中国经济制度转型和社会分层秩序变迁的经验研究及理论争论积累了许多文献。近年来学者们的研究已经逐渐超越了“关于市场转型”的争论各方所设定的两分法的理论框架,研究范畴也不局限在对人力资本和政治资本的回报这些问题上,而是扩展到了与现代社会不平等相关的、人们日益关注的各种议题,如教育、移民、婚姻、家庭、代际流动等等。社会学研究为深入认识和理解社会不平等不断扩大的趋势提供了一个独到的视角。本文将中国城市劳动力市场中社会分层的一个重要方面(男女性别间的收入不平等)的变化趋势纳入社会变迁的宏观背景下考察,特别关注两种相互关联的变迁力量,即市场化和经济社会发展对性别分层可能产生的不同影响。

我们认为,市场化可能会扩大性别收入差距,使女性在劳动力市场中处于更加不利的地位;而经济发展过程中的产业结构升级和教育的普及,对女性劳动力市场的地位影响则是正面的,有助于缩小男女性别间的收入差距。我们由此提出了两种研究设计,利用2005年人口抽样

调查数据,结合中国地市级统计数据,检验了相关的三个假设。线性回归分析的结果显示,在中国城市劳动力市场中,在控制了相关的人力资本和社会人口学特征之后,女性收入仍然显著低于男性。男女间的收入差距在机关事业单位最小,国有和集体企业次之,私营部门最大。如果将就业部门差异视为市场化程度逐渐增加的一个连续谱,这一发现为市场化扩大性别差距提供了证据(假设1)。在地区层次上,我们同时测量了市场化和经济社会发展,区分了它们对性别收入不平等的不同影响。多层线性模型的分析结果进一步显示,地区的市场化程度扩大了性别间的收入差距(假设2),而经济社会发展在一定程度上可以降低性别间的收入不平等(假设3)。这些发现展示了中国城市劳动力市场中性别不平等形成的不同机制和过程。

中国地区发展具有相当大的不平衡性。地区在市场化 and 经济社会发展水平上的差异在某种程度上可以近似地反映整个国家在时间维度上的变化趋势。从这个意义上说,中国城市中性别收入不平等的总体趋势,取决于这些不同宏观力量的相对影响的大小。^①而近年来发现的男女收入差异不断扩大的趋势表明,市场化仍然是形塑当代中国城市中性别分层的主导力量。

制度主义的社会分层理论认为,一个社会的分层制度是建立在该社会占主导地位的经济整合方式基础之上的。国家社会主义和资本主义社会的分层制度是不同的,前者以再分配为基础,而后者以市场为基础。在中国,长期以来,社会主义国家在促进性别平等方面直接发挥了巨大的作用。当国家再分配的力量在劳动就业领域逐渐让位于竞争性的劳动力市场,在新的竞争性的市场中,那些在社会主义计划体制下受到保护的弱势群体就会处在一个不利的位置,面临着市场的歧视,进而成为转型过程中的输家。这一预测适用于少数民族(Wu & Song, 2014; Wu & He, 2014),也适用于女性,因为他们都是传统社会主义就业体制下受保护的對象。

当然,中国的市场化转型是一个动态的过程,对性别收入不平等的影响也是一个特殊时期的现象。需要指出的是,在劳动就业和工资报

① 就舒晓玲和边燕杰(Shu & Bian, 2003)的研究发现而言,性别间收入不平等不变的趋势也许是由于其背后不同方向推动力相互抵消所致;而马修斯和倪志伟(Mathews & Nee, 2000)来自中国农村的研究发现,可能反映的是经济发展而不是市场化对性别不平等的影响。

酬日益市场化的中国,至今依然没有就雇佣和薪金补偿中的性别歧视进行立法规管,而这正是成熟的自由竞争的市场经济下防止性别歧视的主要手段。随着中国市场经济体制的完善和社会进步的要求,通过法律规管劳动力市场、反对性别歧视必须提到议事日程上来。

此外,经济发展与教育扩张的一般社会趋势是有利于女性在劳动力市场中地位的提高了。因此,市场化作为形塑当代中国城市中性别分层的主导力量而导致男女收入差异不断扩大的趋势只是暂时的现象。长期来看,经济社会发展会进一步缩小中国城市劳动力市场中的性别收入差异。

在过去 30 年中国经济社会的巨大变迁过程中,我们强调了两种宏观的变迁力量对性别分层的影响。其他的宏观社会力量,诸如人口的跨区域迁移、经济全球化的发展,均有可能对性别分层带来不同的影响。了解这些宏观社会力量影响性别分层的结果,需要了解具体的中观过程。此外,市场化、经济社会发展是如何通过影响女性的劳动力参与率和职业性别隔离的变化并进而影响性别间收入差距的,这些问题均需要进一步的实证研究。

参考文献:

- 戴园晨、黎汉明,1995,《双轨制下工资收入及其对劳动力供给的影响》,《经济学动态》第 10 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。
- 边燕杰、吴晓刚、李路路主编,2008,《社会分层与流动:国外学者对中国研究的新进展》,北京:中国人民大学出版社。
- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏,2011,《中国市场化指数:各地区市场化相对进程 2011 年报告》,北京:经济科学出版社。
- 李春玲,2009,《中国职业性别隔离的现状与变化趋势》,《社会学研究》第 3 期。
- 梁玉成,2007,《现代化转型与市场转型混合效应的分解——市场转型研究的年龄、时期和时代效应模型》,《社会学研究》第 4 期。
- 王天夫、赖杨恩、李博柏,2008,《城市性别收入差异及其演变:1995 - 2003》,《社会学研究》第 2 期。
- 吴晓刚,2008,《1993 - 2000 年的中国城市自愿与非自愿就业流动与收入不平等》,《社会学研究》第 6 期。
- 吴愈晓、吴晓刚,2008,《1982 - 2000:我国非农职业的性别隔离研究》,《社会》第 5 期。
- 叶华、吴晓刚,2011,《生育率下降与中国男女教育的平等化趋势》,《社会学研究》第 5 期。
- 谢桂华,2006,《市场转型与下岗工人》,《社会学研究》第 1 期。
- 张宛丽,2004,《现阶段中国社会分化与性别分层》,《浙江学刊》第 6 期。

国家统计局, 2013, 《中国统计年鉴 2012》, 北京: 中国统计出版社。

- Arrow, Kenneth 1974, "The Theory of Discrimination." In Orley Ashenfelter & Albert Rees (eds.), *Discrimination in Labor Markets*. Princeton: Princeton University Press.
- Bauer, John, Feng Wang, Nancy Riley & Xiaohua Zhao 1992, "Gender Inequality in Urban China: Education and Employment." *Modern China* 18.
- Bian, Yanjie & John R. Logan 1996, "Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China." *American Sociological Review* 61.
- Charles, Maria & David Grusky 2004, *Occupational Ghetto*. Palo Alto, CA: Stanford University Press.
- Duflo, Esther 2012, "Women Empowerment and Economic Development." *Journal of Economic Literature* 50 (4).
- Gustafsson, Björn & Shi Li 2000, "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China." *Journal of Population Economics* 13.
- Hannum, Emily 2005, "Market Transition, Educational Disparities, and Family Strategies in Rural China: New Evidence on Gender Stratification and Development." *Demography* 42(2).
- Honig, Emily & Gail Hershatter 1988, *Personal Voices: Chinese Women in the 1980's*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Hout, Michael & Thomas A. DiPrete 2006, "What We Have Learned: RC28's Contributions to Knowledge about Social Stratification." *Research in Social Stratification and Mobility* 24.
- Lavelly, William, Zhenyu Xiao, Bohua Li & Ronald Freedman 1990, "The Rise in Female Education in China: National and Regional Patterns." *The China Quarterly* 121.
- Li, Jun 2013, "Job Mobility in Postreform Urban China." *Chinese Sociological Review* 45(4).
- Mathews, Rebecca & Victor Nee 2000, "Gender Inequality and Economic Growth in Rural China." *Social Science Research* 29.
- Mincer, Jacob 1974, *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Nee, Victor 1989, "A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism." *American Sociological Review* 54.
- 1996, "The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China." *American Journal of Sociology* 101.
- Petersen, Trond & Laurie A. Morgan 1995, "Separate and Unequal: Occupational Establishment Sex Segregation and the Gender Wage Gap." *American Journal of Sociology* 101.
- Phelps, Edmund S. 1972, "The Statistical Theory of Racism and Sexism." *American Economic Review* 62.
- Reskin, Barbara F. 2003, "Including Mechanisms in Our Models of Ascriptive Inequality." *American Sociological Review* 68.
- Rosenzweig, Mark R. & Junsen Zhang 2013, "Economic Growth, Comparative Advantage, and Gender Differences in Schooling Outcomes: Evidence from the Birth-weight Differences of Chinese Twins." *Journal of Development Economics* 104.
- Shu, Xiaoling & Yanjie Bian 2003, "Market Transition and Gender Gap in Earnings in Urban

- China." *Social Forces* 81(4).
- Treiman, Donald J. 2009, *Quantitative Data Analysis: Doing Social Research to Test Ideas*. San Francisco: Jossey-Bass/Wiley.
- Walder, Andrew G. 1996, "Markets and Inequality in Transitional Economies: Toward Testable Theories." *American Journal of Sociology* 101.
- Whyte, Martin King & William L. Parish 1984, *Urban Life in Contemporary China*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Wu, Xiaogang 2002, "Work Units and Income Inequality: The Effect of Market Transition in Urban China." *Social Forces* 80 (3).
- 2013, "Redrawing the Boundaries: Work Units and Social Stratification in Urban China." *Chinese Sociological Review* 45(4).
- Wu, Xiaogang & Guangye He 2014, "Changing Ethnic Stratification in Contemporary China." University of Michigan PSC Research Report No. 14-819, May 2014.
- Wu, Xiaogang & Xi Song 2014, "Ethnic Stratification amid China's Economic Transition: Evidence from the Xinjiang Uyghur Autonomous Region." *Social Science Research* 44.
- Wu, Xiaogang & Zhuoni Zhang 2010, "Changes in Educational Inequality in China, 1990-2005: Evidence From the Population Census Data." *Research in Sociology of Education* 17.
- Xie, Yu & Emily Hannum 1996, "Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China." *American Journal of Sociology* 101.
- Xie, Yu & Xiang Zhou 2014, "Income Inequality in Today's China." *Proceedings of the National Academy of Sciences* (<http://www.pnas.org/content/early/2014/04/24/1403158111?tab=metrics>).
- Zhang, Junsen, Jun Han, Pak-Wai Liu & Yaohui Zhao 2008, "Trends in the Gender Earnings Differential in Urban China." *Industrial and Labor Relations Review* 61(2).
- Zhang, Yuping, Emily Hannum & Meiyang Wang 2008, "Gender-based Employment Differences in Urban China: Considering the Contributions of Marriage and Parenthood." *Social Forces* 86 (4).

作者单位:香港科技大学社会科学部
责任编辑:杨 可