

城镇的职业性别隔离与收入分层^{*}

吴愈晓 吴晓刚

提要: 利用 2003 年“中国综合社会调查”数据以及 2000 年人口普查数据最详细的职业信息, 本文研究了职业的性别隔离对当前中国城镇在职人员收入性别差异的影响及其在不同部门的差异。我们的分析结果表明, 职业的性别隔离确实是当前中国城镇职工性别收入差异的主要决定因素, 但其作用仅限于国有部门; 在非国有部门, 职业性别隔离的作用并不显著。我们的研究揭示了中国城镇劳动力市场性别分层机制在体制内外的重要区别: 在国有部门, 男女收入差异来源于结构性的因素——职业的性别隔离, 它以职业的性别构成为依据拉开职业间的收入差距, 从而导致了收入的性别不平等; 而在非国有部门, 决定收入差异的主要因素是男女个体人力资本方面的差异。基于这些发现, 我们认为非国有部门的性别歧视程度高于国有部门的观点以及市场化会增加性别歧视的观点均值得商榷。

关键词: 收入差异 人力资本 职业的性别隔离 劳动力市场性别歧视

一、引言

作为劳动力市场中性别关系最直接的表现形式, 性别收入差异是社会分层研究和劳动经济学研究的一个重要课题。已有的关于中国性别收入不平等的研究基本都是围绕着“市场转型与性别平等”这个命题展开的 (Entwisle & Henderson, 2000; Gustafsson & Li, 2000; Liu et al., 2000; Shu & Bian, 2003; 张丹丹, 2004; Shu, 2005; 王天夫等, 2008; 李春玲、李实, 2008), 而理论争论的焦点之一是市场化与性别平等之间的关系。在这个问题上, 目前存在三种不同的观点: 一种认为市场化会增加性别歧视, 因为女性在再分配体制中得到的保护逐渐消失; 另一种观点刚好相反, 认为市场化会减少性别歧视, 因为市场带来竞争机制, 性别

* 本论文使用数据主要来自“中国综合社会调查”(CGSS2003 项目)。该项目由香港特区政府研究资助局资助(CA03/04. HSS01), 中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行, 项目主持人为李路路教授、边燕杰教授。本研究得到了香港研究资助局研究基金(项目编号: HKUST6424P/05H)和香港科技大学学术副校长办公室博士后配对研究基金的资助。作者在此感谢以上机构提供的数据协助和资助, 本论文内容由作者自行负责。

等先赋因素的作用在减弱；而第三种观点则认为市场化与性别平等之间并没有直接的关联。^①

关于性别收入差异程度的测量和比较，已有的研究通常使用三种指标：一是直接观测到的总体性别收入差异，即女性平均工资与男性平均工资之间的差距；二是控制了其他变量之后的性别效应，即估计收入模型里的性别系数；三是不能被统计模型所解释的性别收入差异部分的比例，即经济学文献所说的工资歧视(Oaxaca, 1973)。我们清楚，这三种指标的计算结果对数据来源和具体统计模型的选择非常敏感。在中国，由于全国性的抽样调查数据的搜集工作仍处于起步阶段，研究同一个问题的学者通常使用完全不同的数据资料；另外，研究者在样本界定、核心变量的测量以及具体的方法模型的使用方面也大相径庭。这或许是导致已有研究结论比较混乱的主要原因之一（事实上，甚至出现过使用相同的数据却得出不同结论的情况^②）。

除此之外，我们认为导致目前不同经验发现的另一个主要原因是已有的研究忽略了一个影响性别收入分层的重要作用机制——职业，更准确地说，是性别—职业之间的联系。现代社会的人们大多是通过职业来获取收入的，而男女之间从事的职业有相当程度的不同，这就是社会学中说的职业的性别隔离(occupational gender segregation)^③。已有的社会学文献表明，职业的性别隔离是导致男女工资差异的最主要来源之一，因为大量的女性集中在低收入的“女性职业”（即女性员工占大多数的职业）中；职业的性别隔离被认为是劳动力市场中的一种结构性的性别歧视因素，它对性别收入差异的影响及其作用机制在西方社会学界得到非常广泛的关注（Marini, 1989; Reskin & Roos, 1990; England, 1992; Peterson & Moigan, 1995; Anker, 1998; Charles & Grusky, 2004）。关于中国劳动力市场性别隔离、趋势及其对性别收入差异影响的研究，还有待进一步开拓（参见吴愈晓、吴晓刚，2008）。我们认为，研究性别收入差异及其来源，不考虑职业、特别是职业性别隔离这一重

① 关于这些理论争论以及经验研究综述，读者可以参考 Entwisle & Henderson, 2000; Shu & Bian, 2003; 李春玲、李实, 2008。

② 例如，同是使用“全国城镇居民抽样调查”1988和1995的数据，边燕杰等发现性别收入差异没有变化(Shu & Bian, 2003)，而古斯塔夫森和李实以及李春玲等则发现性别收入差异呈增大的趋势(Gustafsson & Li, 2000; 李春玲、李实, 2008)。

③ 职业的性别隔离是指劳动者因性别不同而从事不同类型的职业或岗位(Gross, 1968)。

要机制,可能会导致理论概括上的偏差和经验解释上的混乱。^①

本文的研究试图填补这个研究空白。我们要回答的问题是:(1)职业的性别隔离是不是决定中国劳动力市场中性别收入差异的主要因素?如果是,它在多大程度上解释了收入的性别差异?(2)我国的市场化进程是如何通过职业的性别隔离来影响性别收入分层的?是不是市场化程度越高,职业性别隔离的作用越明显?引入职业的性别隔离因素,有助于加深我们对性别分层变化机制的理解,并厘清关于市场转型与性别歧视的理论争论。

关于第二个研究问题,比较理想的研究设计应当是历时性的,即比较改革前和改革后不同历史阶段的情况,然而遗憾的是,可以进行历史比较的数据本身就不容易得到,特别是关于职业性别隔离的数据。这是因为改革后我国城市劳动力市场的急速转型,职业的分类体系是变化的。我们在本文中采用了另外一种比较研究方案——跨所有制部门(国有与非国有部门)的比较。由于中国市场转型的一个重要特征就是不同经济部门在市场化程度上的不均衡——非国有部门(体制外)的市场化程度比国有部门(体制内)高。我们假定这种部门的差异性特征反映的是市场化水平的差异。因此,对比职业的性别隔离的影响在国有与非国有部门之间(或体制内外)的差异将有助于我们理解市场化与性别歧视之间的关联。

二、文献综述:职业的性别隔离对收入性别差异的影响

西方经济学和社会学研究中,解释性别收入差异的理论主要有两种:一是从劳动力供给方(受雇者)角度出发的人力资本理论,另一是从劳动力需求方(雇主)角度出发的职业性别隔离理论。人力资本理论强调劳动者的个人特征,认为女性在人力资本(如教育、技能或经验等)的投入比男性少,因而性别的收入差异正是体现了对不同人力资本投入所支付成本的补偿(Becker, 1993/1964; Mincer, 1974)。职业的性别隔离理论则着眼于结构性因素(职业的性别构成),并进一步认为劳动力市

^① 例如,在王天夫等(2008)对CGSS2003的数据分析中,对收入的线性回归分析中就没有考虑职业的作用。

场存在性别歧视。根据这种观点,劳动力市场中女性收入低于男性主要是因为职业的性别隔离(Reskin & Roos, 1990; England, 1992; Anker, 1998; Blau & Kahn, 2000; Charles & Grusky, 2004)。虽然新古典经济学认为女性选择低收入的职业是一种为了平衡家庭责任与职业发展的理性行为,而不是一种性别歧视(Polachek, 1979, 1981),但这种观点已经被一系列研究所否定(England, 1982, 1984, 1992)。经验研究进一步发现,即使控制了个体的人力资本因素以及职业的特征之后,职业的女性比例与职业的平均工资之间仍有显著的负相关关系,一个职业的女性比例越高,其平均工资则越低(England, 1992)。基于这些发现,研究人员认为女性为主的职业是受到歧视的,它们工资水平低不是因为它们所需的知识、技术和经验比较低,而是因为它们的“女性职业”标签(Treiman & Hartmann, 1981)。

关于职业的性别隔离对性别收入差异的作用机制,目前存在两种观点:一种是以“拥挤理论”(Beigmann, 1974)或“贬值理论”(England, 1992; Sorensen, 1994)为代表,认为当一个职业女性比例增加即女性劳动力供给增加的时候,雇主认为这个职业的价值在下降,因而降低这个职业的工资水平。这种机制,也即是彼得森和摩根所说的“价值性歧视”(Peterson & Morgan, 1995)。^①另一种观点是以雷斯金和卢斯的“排队理论”(queueing theory)为代表,认为理性的劳动者,不论男女,都会追求高收入的工作,但是雇主在雇佣或劳动力配置的过程中偏好男性,从而导致高收入的工作被男性占据(Reskin & Roos, 1990)。这也是彼得森和摩根所说的属于“分配性歧视”,即女性被动地被安排或分配到低收入的工作中(Peterson & Morgan, 1995)。虽然研究者关于这两种机制存在一定的争议(见 England et al., 2007),但似乎都同意因职业性别隔离而导致性别收入差异实质上是劳动力市场在雇佣和分配的过程中存在的一种性别歧视形式。这是一种间接的性别歧视,它并不违背“男女同工同酬”的原则或法律,而是通过拉开职业间的收入差异来实现。

基于人口普查数据的最近一项研究显示,在中国城镇劳动力市场

① 彼得森和摩根认为收入的性别歧视有三种形式:第一种是“分配性”歧视(allocative discrimination),即女性被分配或安排到低收入的职业或岗位中;第二种是“价值性”歧视(valuative discrimination),即女性占多数的职业被认为比男性占多数的职业的价值低,因而工资也低;第三种是职业内的工资歧视(within job wage discrimination),即在同一个职业或岗位上,女性的收入比男性低(Peterson & Morgan, 1995)。

中,职业性别隔离现象也很明显。在2000年,职业性别隔离指数(index of dissimilarity,即邓肯指数)为0.407,意味着超过40%的男性或女性在职人员需要转换他们的工作以达到职业的性别整合(吴愈晓、吴晓刚,2008)。那么,这种隔离现象是否也是我国城镇地区性别收入不平等的来源?女性为主的职业是否受到歧视?关心中国性别分层的学者已经认识到职业性别隔离的重要性并尝试分析其对中国性别收入差异的影响。例如,白威廉和布思观察到,在20世纪90年代早期,我国的销售和服务行业同时存在女性化和收入下降的趋势;同时他们还发现企业的女性比例与其员工的平均工资成反比(Parish & Busse, 2000)。舒晓灵等基于1988和1995年全国城镇居民抽样调查数据的分析发现,职业的性别隔离对性别收入差异的解释力有逐渐增加的趋势——从1988年的12%增加到1995年的19%(Shu & Bian, 2003)。利用1989、1991、1993和1997的“中国营养健康调查”数据,张丹丹的研究也发现,职业分布的性别差异对性别收入差异的解释力从1993年到1997年增加了20%(张丹丹,2004:40)。舒晓灵在最近的一个研究中还发现,在我国市场化程度比较高的城市中,女性比例提高的职业的工作人员(无论男女)的收入比较低,她由此认为,我国的市场化进程加剧了性别隔离对收入的负面影响(Shu, 2005)。另外,利用1999年中国城镇居民收入调查数据并结合严谨的计量方法,李实和马欣欣的研究也表明职业对中国城市男女工资差异有显著的影响,但是他们发现职业内的性别歧视比职业间的性别歧视更为严重(李实、马欣欣,2006)。

尽管上述研究探讨了职业性别隔离对中国性别收入差异的影响,并提出了这个因素随着中国市场化进程影响逐渐增加的观点。但是,这些研究存在着明显的不足。首先是职业性别隔离的测量问题:这些研究只是将职业分成非常笼统的几大类^①,而国内外的研究经验证明,职业类别的详细程度对测量职业的性别隔离是至关重要的,职业的类别越详细,其反映的隔离水平越真实可靠(Jacobs, 2001; Cotter et al.,

① 例如,舒晓灵和边燕杰将职业分成私营企业主、专业技术人员、管理人员、办公室职员和普通工人共5类(Shu & Bian, 2003);舒晓灵又分成专业技术人员、管理人员、职员、商业或销售人员、服务业人员和产业工人共6类(Shu, 2005);张丹丹在统计估计时简单地将职业分成“白领”职业和“蓝领”职业(张丹丹,2004);李实和马欣欣则将职业分成管理人员、技术人员、办事人员、制造业和运输业工人、服务业人员和其他职业等6类(李实、马欣欣,2006)。

2004; 吴愈晓、吴晓刚, 2008); 其次, 他们运用的统计模型只是将这几大类职业变成虚拟变量,^①这样估计出来的回归系数并不一定是直接的性别隔离效应, 而有可能是这些职业其他的未被观察到的特征本身造成的; 第三, 这些研究在分析职业性别隔离对性别收入差异的影响的时候, 忽略了不同所有制部门之间的差异。由于国有与非国有部门在市场化程度以及性别分层结构及特征的显著差异, 职业性别隔离对男女收入差异的影响力和作用模式在这两个部门可能也有明显的差别。

本研究试图弥补这些不足。我们使用目前可以获得的最详细的职业类别——国家统计局公布的“中国职业分类”体系(第五次人口普查使用的三位数的职业分类体系)(国家统计局, 2000), 并从人口普查的微观数据中计算这些职业的女性比例, 以此作为职业性别隔离的操作化指标(具体的计算方法在后面的数据部分介绍)。利用这个更直接且更准确的测量指标, 我们检验职业的性别隔离因素对当前中国城镇从业人员性别间收入差异的影响。通过进一步比较职业性别隔离的影响力在国有部门和非国有部门的差别, 我们可以检验市场化程度与职业性别隔离作用之间的关联及其对性别收入差异的影响, 从而重新检视关于市场化与性别歧视的理论观点。

三、研究假设: 市场转型、性别隔离与收入不平等

1978 年以来的经济体制改革导致了我国城镇地区逐渐出现了一个以所有制形式为基础的分割的二元劳动力市场。在讨论市场转型的相关文献中, 这种分割主要体现为“再分配”(即国有部门)与“市场”(即非国有部门)的二元划分(或称为体制内与体制外)。国有与非国有部门之间最直接的区别是后者的市场化程度高于前者, 因此研究人员通常将它们之间的区分作为市场化程度的测量指标。关于这两个部门的主要特征以及对它们进行区分对研究中国社会结构变迁和社会分层的重要性, 在有关市场转型的文献中已经有非常充分的讨论(见边燕杰主编, 2002; 刘精明, 2006a, 2006b), 本文不再赘述, 而只就这种部门分割对

^① 李实和马欣欣的研究除外, 他们的研究是使用 Brown 模型对职业的全因素分解分析, 以估计职业内差异和职业间差异对性别收入差异的贡献率(李实、马欣欣, 2006)。

性别分层的影响进行讨论。

在计划经济时代,国家鼓励女性就业,并将性别平等意识形态化,同时以男女同工同酬的原则或法律作为制度保证。随着改革的深入,虽然国有部门也经历了一系列的调整和变化,然而与非国有部门相比,它们仍然被置于国家的直接监控和管理之下,在劳动力配置、工资制度以及利益分配方面仍然保留着许多再分配体制的特征。在经济转型期间逐渐兴起的市场部门,平均主义的意识形态逐渐被效率优先的原则所取代。雇主在劳动力配置和工资分配方面拥有完全的自主权,国家对女性的保护也由此失去效力。因此,有研究者认为性别平等观念在国有部门仍有价值空间和制度约束力,而在非国有部门,性别歧视则逐渐盛行(张展新,2004;边燕杰等,2006)。王天夫等人也认为,与国有部门相比,非国有部门离再分配中心更远,因此非国有部门的性别歧视更严重(王天夫等,2008)。一系列经验研究揭示,非国有部门男女收入不平等程度高于国有部门,成为这种观点的佐证(如:边燕杰等,2006;王天夫等,2008;李春玲、李实,2008)。

在文献综述部分我们提到,职业的性别隔离及其导致的性别收入差异,是劳动力市场中雇佣和分配过程中体现出来的一种性别歧视。那么,职业的性别隔离对收入的负面效应以及对男女收入差异的影响力,应该与其所处的劳动力市场的性别歧视程度有直接的关系:性别歧视程度越严重的劳动力市场,职业性别隔离的负面效应越大,而且对性别收入差异的影响力也越大,反之亦然。因此,如果非国有部门比国有部门性别歧视严重这种观点成立的话,我们预期非国有部门的职业性别隔离效应及其对性别收入差异的贡献率将会高于国有部门。基于此,我们提出这样的假设:

假设 1a:职业的性别隔离是非国有部门性别收入差异的主要决定因素;

假设 1b:在非国有部门,职业性别隔离影响收入的负面效应比国有部门更加明显,而其对性别收入差异的贡献率也高于国有部门。

但是,根据“市场转型理论”(Nee,1989),市场化过程带来竞争机制,从而提高对人力资本因素的回报,而像性别等先赋性因素的影响将减少。新古典经济学家认为,在一个完全竞争的劳动力市场中,性别歧视是会逐渐消除的。如果这种观点成立,那么在市场化程度高的非国有部门,其以性别隔离形式表现出来的性别歧视应该小,性别收入差异

更多取决于劳动者的个人特征(主要是人力资本因素)。由此推论,职业性别隔离对男女收入差异的影响,国有与非国有部门可能没有显著的不同,前者是因为国家对女性的保护,后者是因为市场机制。对此我们提出另外一组竞争性假设:

假设 2a: 无论是国有部门还是非国有部门,职业的性别隔离都不是性别收入差异的主要决定因素;

假设 2b: 职业性别隔离对收入的负面效应及其对性别收入差异的贡献率,没有部门差异。

然而,现实也可能是另外一种情况,即职业性别隔离是国有部门男女收入差异的主要来源。这种推测有一定的现实基础。已有的研究揭示,即使在性别平等意识形态盛行的计划经济时期,性别收入差异依然存在(Stacey, 1983; Honig, 2000; Parish & Busse, 2000);而在改革后的国有部门内部,性别收入差异显著存在也同样是没有任何争议的经验事实(边燕杰等, 2006; 王天夫等, 2008; 李春玲、李实, 2008)。这种情况使我们相信在性别平等意识形态的背后,存在着某种不容易被觉察的不利于女性的结构性因素或制度安排。这种歧视因素很可能就是职业的性别隔离。如前所述,职业性别隔离并不是一种直接而是间接或隐性的歧视方式,它是通过改变职业间的工资差距来实现的,并没有直接违背性别平等的原则和抵触“男女同工同酬”的法律。也即是说,在计划经济时期,国家在劳动力配置和收入分配的过程中,可能有意或无意地将女性安排在工资较低的“女性职业”中,或根据职业的女性比例来制定工资标准(这种方式的可能性较小),因此,男女收入不平等的原因是因为多数女性集中在低收入的职业中。改革之后,国有部门的单位或企业逐渐获得独立的人事权,逐渐演变成为强调效率的理性行动者。但正如前面所述,它们在劳动力配置和收入分配方面仍受到国家的监管,而且性别平等的意识形态仍有价值空间和约束力,因而改革前的劳动力配置和收入分配机制得以延续。简而言之,国有部门的收入性别差异同样来源于职业性别隔离这种隐性的性别歧视方式。基于上述分析,我们提出第三组研究假设:

假设 3a: 职业的性别隔离是国有部门性别收入差异的主要决定因素;

假设 3b: 职业性别隔离对收入的负面效应及其对性别收入差异的贡献率,国有部门大于非国有部门。

四、数据、变量与方法

(一)数据

本研究的实证分析依据来源于两个数据。第一个也是最主要的依据是“全国综合社会调查”数据(CGSS2003)。该调查采用多阶段分层抽样的方法在我国城镇地区抽取了5894个样本(年龄介于15至77岁之间)。^①本研究的分析样本界定为“正在工作而且有收入的雇佣劳动者”。自雇人士(主要是个体户)以及调查时点不在劳动力市场(无业、失业、下岗或退休)的人员均被排除在外。由于本研究主要关注城镇劳动力市场,因此,所有从事农林牧副渔的职业也被排除在外。样本的年龄规定在18至60岁之间;本研究的另外一个实证资料来源是2000年人口普查微观数据(1%样本),我们的核心变量——职业性别隔离变量——则是从这个数据计算得到。由于这两个数据的职业分类都是目前可以获得的最详细的职业分类体系,即三位数的“2000年中国标准职业分类”(国家统计局,2000)。由于2000年人口普查数据没有关于收入的信息,这两个数据的结合是研究职业性别隔离效应的最理想的选择。

(二)变量

1. 因变量。本研究关心的是劳动力市场中收入分配的性别差异,因此我们的操作变量应该是指与工作有关的收入,包括工资、津贴或补助等。由于CGSS2003数据只提供被调查者的月总收入信息(包括工资、奖金、福利及其他收入),所以我们以此作为分析的因变量。按照惯例,我们对收入变量取对数值,以便使其接近正态分布。

2. 性别。统计模型中性别是一个虚拟变量(女性=1)。

3. 职业的性别隔离。本研究使用职业的女性比例作为职业性别隔离的操作化指标。这个变量的值是从2000年人口普查(“五普”)微观数据计算得到。“五普”使用的是目前可获得的最详细的职业分类体系——国家统计局公布的“1999年中国职业分类”编码,它共记录了408种职业类型,其中非农职业378种(国家统计局,2000)。CGSS2003

^① 关于CGSS2003详细的抽样设计或调查说明,读者可以在<http://www.cgss.org>查阅。

使用的职业编码系统与“五普”的编码系统一致,它共记录了234种非农职业类别(个体户除外)。我们从“五普”数据计算出这234种职业的女性比例^①,做成一个数值介于0与1之间的连续变量,然后合并(merge)到CGSS2003的数据中进行分析。需要指出的是,我们认为不可以直接从CGSS2003数据里计算职业的女性比例,主要基于两方面的原因:第一,CGSS2003的样本数量小,分布到每个职业的人数很少,则测量误差会很大;第二,直接从CGSS2003计算得到的变量并用它来估计该职业的平均工资,这种做法可能会存在内生性的问题。相反,2000年人口普查数据样本量极大,计算出来的职业女性比例可信度高,而且不存在内生性的问题。这样做惟一的缺点是时间不一致,中间有3年的差距,但职业女性比例作为一个结构性的特征,其变化是渐进缓慢的,即短时间内不会有大的变动,因此这种做法不会影响分析结果的可靠性。

4. 个人特征变量。在研究收入的方程中,个体特征是最重要的要素。而且,只有控制了个体的特征之后,我们才能估计职业性别隔离的真正效应。本研究的个体特征变量由政治资本和人力资本两个要素组成。政治资本指被调查者的中共党员身份,是一个虚拟变量(党员=1)。关于人力资本变量,以往的研究通常是使用教育年限和年资(工龄)作为操作化指标。然而,我国的实际情况也表明,转型期劳动力市场所回报的人力资本,不仅仅是教育和年资。一方面,现实社会越来越强调专业技术资格,在国有部门,不同行业或职业的工作人员需要参加考核评定不同的专业技术职称(如不同级别的教师或工程师资格等等);在非国有部门,则看重各种资格证书(如会计、法律、金融等等)。获得这些职称和证书并不是通过正式教育途径,而是需要额外的专业培训或自学。另一方面,转型期也造就了一大批低教育水平的年轻管理人员,这些人通常不是通过教育和资历,而往往是通过把握机会能力、人际技巧、实践能力等其他形式的人力资本形式(我们统称为管理资质)走到管理层的。基于这些考虑,本研究将使用一个扩展的人力资本概念,包括四个可操作化的测量指标:(1)教育年限(连续变量)^②;

① 读者如果想了解这234种职业的女性比例的详细数据,请与作者联系。

② CGSS2003问卷资料中测量教育的指标是被访者的最高学历,分析过程中需要进行换算,参照惯例,换算方式是:小学=6年,初中=9年,高中=12年,职高、技校、中专=13年,成人专科=14年,大学专科=15年,成人本科=15年,大学本科=16年,研究生=19年。

(2)工龄及工龄的平方项(工龄是被调查者初职开始时间到2003年之间的总年数,是一个连续变量);(3)管理者级别(包括非管理人员、低层管理人员、中层管理人员和高层管理人员共四类,模型中非管理人员为参照类);(4)技术专长(指被访者的技术职称或资格证书,包括无职称或证书、初级、中级和高级共四类,模型中无技术职称为参照类)。

5. 控制变量。本研究控制三个可能影响收入或性别收入差异的结构性因素。它们是:(1)被访者的行业(包括制造、采掘、建筑和运输业,商业房地产金融服务,卫生教育文化和政党与政府机关共4类,模型以制造、采掘、建筑和运输业为参照类);(2)城市级别虚拟变量(省会城市或直辖市=1);(3)区域虚拟变量(东部地区=1)。

(三)统计模型与分析策略

本研究的数据分析由三部分组成。第一部分是描述统计分析,主要目的是比较国有部门与非国有部门的收入差异以及其他变量的性别差异。在第二部分我们使用最小二乘法多元线性回归模型估计不同部门各要素对收入分配的决定作用,并检验各要素特别是职业的性别隔离对性别效应的直接影响及其部门差异。在第三部分,我们计算和分解不同部门各要素对性别收入差异的贡献率,进一步检验和比较性别隔离因素对性别收入差异的影响力及其部门差异。

五、分析结果

本部分将报告数据分析的结果并验证本文提出的研究假设。虽然本研究的核心是职业的性别隔离,但对于其他影响性别收入差异的因素特别是人力资本因素,也会报告并作相应的讨论。

(一)收入、职业性别隔离和个人特征因素的性别差异

表1报告了国有和非国有部门所有变量的均值及其性别差异。很明显,国有部门的性别收入差异低于非国有部门:在国有部门,女性平均月收入约为男性的91%($1005.9/1106.9 = 0.909$);而在非国有部门,女性收入约为男性的71%($955.9/1339.1 = 0.714$)。这一点在我们的意料之中,也与以往的研究相一致。值得注意的是,非国有部门的收入

表 1 所有变量的均值及其性别差异

变量	国有部门			非国有部门		
	男性	女性	差异 ^a	男性	女性	差异 ^a
月平均收入	1106.9	1005.9	100.9 [*]	1339.1	955.9	383.2 ^{***}
月平均收入自然对数	6.78	6.61	.18 ^{***}	6.53	6.30	.23 [*]
月平均收入基尼系数	.33	.36	—	.52	.49	—
教育年限	11.91	12.22	-.31 [*]	10.92	10.94	-.018
年资						
工作年资	21.61	17.88	3.73 ^{***}	18.78	16.88	1.90 [*]
工作年资平方/100	5.78	4.09	1.69 ^{***}	4.84	3.94	.90 ^{***}
管理职位						
不从事管理工作	.61	.71	-.10 ^{***}	.70	.70	.00
一般管理人员	.22	.23	-.01	.17	.22	-.05
中级管理人员	.14	.05	.09 ^{***}	.07	.08	-.01
高级管理人员	.04	.004	.036 ^{***}	.06	.006	.054 ^{***}
技术专长						
无专长	.65	.68	-.03	.75	.80	-.05
初级	.09	.115	-.025	.11	.13	-.02
中级	.18	.16	.02	.11	.06	.05 [*]
高级	.08	.05	.03 [*]	.03	.01	.02 ⁺
政治资本(党员=1)	.36	.17	.19 ^{***}	.14	.11	.03
性别隔离						
职业的女性比例	.30	.49	-.19 ^{***}	.30	.48	-.18 ^{***}
行业						
制造、采掘、建筑和运输	.55	.43	.12 ^{***}	.57	.42	.15 ^{***}
商业、房产、金融、服务	.12	.16	-.04 [*]	.36	.44	-.08 [*]
卫生、教育和文化	.16	.26	-.10 ^{***}	.04	.05	-.01
政党和政府机关	.16	.15	.01	.04	.09	-.05 ^{***}
城市级别						
县、县级市、地级市	.57	.56	.01	.51	.47	.04
省会城市或直辖市	.43	.44	-.01	.49	.53	-.04
地区						
东部地区	.48	.44	.04	.59	.56	.03
中、西部地区	.52	.56	-.04	.41	.44	-.03
样本数量	1005	670	—	378	342	—

注: a 差异即为表内男性的数值与相应女性数值的差

* $p < 0.05$ (双边 T-test 检验); ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$ 。

不平等程度远远高于国有部门, 无论男女, 非国有部门的收入基尼系数都高于国有部门。^① 这种工资结构(或收入分配结构)的差异通常被认为是影响性别收入不平等的一个因素——总体收入不平等程度越严重的劳动力市场, 性别收入差异也越严重(Blau & Kahn, 1996)。我们的计

① 如果不分性别, 国有部门的基尼系数是 0.34, 非国有部门的为 0.52(表 1 没有显示)。

算结果也表明(表 1 没有显示), 在国有部门, 女性收入的中位数大约处于男性收入分布的 39% 百分位, 而在非国有部门, 其相应的位置约为 35% 百分位, 比国有部门稍微低一点。也即是说, 从女性收入分布的相对位置来说, 国有部门与非国有部门的差别并不是很大。由此看来, 非国有部门性别收入差异大于国有部门的一个重要原因是前者的整体收入不平等程度高于后者。

在职业的性别隔离方面, 性别差异非常明显。女性所在职业的平均女性比例远高于男性所在职业的女性比例。两者的差距大约为: 国有部门是 19 个百分点, 非国有部门是 18 个百分点。这表明当前中国的城镇劳动力市场存在相当程度的职业的性别隔离现象, 无论是国有还是非国有部门, 女性职工集中在以女性占多数的职业种类中。

在个人特征方面, 两个部门都存在明显的性别差异。男性的政治资本优于女性, 党员比例比女性高, 这在国有部门尤为明显。但在人力资本方面, 男性的平均受教育年限非但没有优势, 反而落后于女性。至于教育年限之外其他三项人力资本类型, 总体而言是男性占优势: 无论是体制内或体制外, 男性的平均年资比女性长, 另外, 具有中高级管理职位或有中高级技术职称的人员中, 女性的比例也比男性低。

(二) 收入的决定因素及其对性别效应的直接影响

为了估计性别对收入的效应以及这种效应如何受其他因素的影响, 我们使用嵌套(nested)模型的方式建立 5 个模型: 首先是基准模型, 单独估计性别的效应, 在接下来的 4 个模型累积加入控制变量, 政治资本、人力资本和职业的性别隔离变量, 以观察性别效应(系数)的变化。模型的因变量是收入的自然对数。我们对国有部门和非国有部门分别建构模型。表 2 总结了我们的模型建构的结果。

首先我们看国有部门的情况(表 2 的左半部分)。模型 1(基准模型)的性别系数为 -0.177, 而且在 0.1% 的水平上是显著的。加入了行业、城市级别和地区三个变量之后(模型 2), 性别系数下降为 -0.213, 即性别不平等程度反而上升了。这是因为我们研究的样本中女性在行业、城市级别和地区的分布比男性占有优势。模型 3 显示, 加入政治资本这个因素之后, 性别系数从模型 2 的 -0.213 上升至 -0.161, 这表明约 24% ($[-0.213 + 0.161] / -0.213 = 0.24$) 的性别效应来源于男女政治资本的差异。模型 4 显示, 人力资本因素几乎不解释任何国有部门

的性别收入差异,因为加入这几项人力资本因素之后,模型4的性别系数(-0.162)与模型3(-0.161)相比,基本没有变化。加入职业的性别隔离因素之后(模型5),收入的性别效应与模型4相比大幅下降了大约42%([$-0.162+0.094$] / $-0.162 = 0.42$),而且没有了统计学显著性。很显然,与其他因素相比,职业的性别隔离是国有部门性别收入差异的最重要来源。

表2 各要素对性别效应的直接影响(分所有制部门)

	国有部门			非国有部门		
	性别系数	T 值	决定系数(R ²)	性别系数	T 值	决定系数(R ²)
模型1: 性别(女性=1)	-0.177	-3.76***	.008	-0.226	-2.02*	.006
模型2: 性别 + 控制变量(行业、城市级别、地区)	-0.213	-4.63***	.102	-0.228	-2.13*	.119
模型3: 性别 + 控制变量 + 政治资本(党员身份)	-0.161	-3.43***	.115	-0.219	-2.03*	.120
模型4: 性别 + 控制变量 + 政治资本 + 人力资本(教育、工龄、管理资质、技术专长)	-0.162	-3.60***	.179	-0.177	-1.68	.211
模型5: 性别 + 控制变量 + 政治资本 + 人力资本 + 职业的性别隔离	-0.094	-1.92	.186	-0.162	-1.42	.211

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

表2的右半部分反映的是非国有部门的情况。模型1(基准模型)的性别系数为-0.226,而且在5%的水平上是显著的。我们累积加入结构性控制变量(模型2)和政治资本因素(模型3),发现这两组因素对收入的性别效应作用甚微,控制了它们之后,模型的性别系数基本没有大的变化。而模型4的结果表明,人力资本因素对非国有部门收入的性别效应作用显著。加入了4个人力资本变量之后,性别的负面效应下降了将近20%([$-0.219+0.177$] / $-0.219 = 0.192$),而且性别差异在统计学上也没有显著性。这表明人力资本因素是非国有部门性别收入差异的重要决定因素。最后,从模型5我们可以看到,加入了职业的性别隔离因素之后,模型的性别系数与模型4的相比变化很小,仅仅下降了约8%([$-0.177+0.162$] / $-0.177 = 0.08$),亦即是说,职业的性

别隔离对非国有部门的性别效应影响很小。

简而言之,表2的结果揭示了职业性别隔离对收入性别不平等影响的部门差别:在国有部门,绝大部分性别的负面效应可以归因于职业的性别隔离;但在非国有部门,性别效应的主要决定因素不是职业的性别隔离,而是人力资本因素。表2的结果初步支持了我们的研究假设3a和3b,并拒绝了假设1a、1b以及假设2a、2b。

表3报告了城镇居民个人月收入(自然对数)的回归模型。对每个所有制部门,我们分别报告三个模型:所有样本模型(等同于表2的模型5)、男性样本模型和女性样本模型。这样我们既可以估计各因素对总体收入的效应,亦可以比较它们对男性和女性收入影响作用的差别。

表3显示,在国有部门的所有样本模型中,职业的性别隔离的系数是-0.438,并在0.1%的水平上是显著的。这表明一个职业的女性比例越高,其职工的平均收入水平越低。准确地说,如果其他因素保持不变,女性比例为100%的职业员工的平均收入要比女性比例为0%的职业员工的收入低大约35%($1 - e^{-0.438} = 0.35$),或者说当一个职业的女性比例每增加10%,其员工的平均收入将会减少约3.5%。国有部门分性别的模型则显示职业的性别隔离对男性或女性的收入都有负面效应:男性样本模型的系数为-0.506,并在0.1%的水平显著;女性样本模型的系数为-0.335(但仅在10%的水平显著)。这反映了男性的收入对职业性别隔离的影响更加敏感。在非国有部门,职业的性别隔离无论在所有样本模型或分性别模型,对收入都没有显著的影响。

关于人力资本的回报方面,表3显示,除了年资之外,所有其他三项人力资本因素(教育年限、管理资质和技术专长)对收入都有正面的效应,而且大部分都在5%的水平上显著。^①这种模式在国有部门和非国有部门基本是一致的。

① 年资的效应在表3的6个模型都不显著。我们猜测这是我国转型经济的一个特点,而且国有部门和非国有部门导致这种情况的原因亦可能不同。在国有部门的许多单位,工资改革实行“新人新办法,老人老办法”,因此新进入劳动力市场的人员得益于这种政策往往工资收入较高,而年长者由于有长时间的资历积累,工资收入也有一定的优势,从而导致年资的作用不显著。而在非国有部门,一些新兴部门(如外资或合资企业)的职位通常吸引年轻人;另外,新生的工作机会大量是在服务业,更加适合年轻人,因此年资对收入也没有显著的正面影响。

表 3 分所有制类型中国城镇从业人员月收入的决定因素

变量	国有部门			非国有部门		
	所有样本	男性样本	女性样本	所有样本	男性样本	女性样本
性别(女性=1)	-.094 (.049)	—	—	-.162 (.114)	—	—
政治资本(党员=1)	.071 (.055)	.037 (.059)	.166 (.112)	-.195 (.170)	-.392 (.225)	.147 (.274)
人力资本变量						
受教育年限	.068*** (.011)	.061*** (.012)	.081*** (.019)	.077** (.025)	.106** (.037)	.046 (.034)
年资	-.011 (.008)	-.014 (.009)	-.015 (.015)	-.010 (.017)	.020 (.024)	-.047 (.025)
年资平方/100	.031 (.019)	.030 (.020)	.056 (.039)	.007 (.041)	-.052 (.056)	.085 (.067)
管理级别 ^a						
一般管理人员	.125* (.055)	.073 (.063)	.208* (.098)	.377** (.139)	.334 (.209)	.390* (.189)
中级管理人员	.148 (.082)	.187* (.087)	.149 (.186)	.687** (.215)	.438 (.323)	.906** (.299)
高级管理人员	.079 (.142)	.099 (.134)	.373 (.579)	1.135*** (.291)	1.059** (.331)	.663 (1.058)
技术专长 ^b						
初级	.198** (.074)	.117 (.087)	.285* (.129)	.312* (.151)	.218 (.229)	.430* (.205)
中级	.240*** (.063)	.188** (.069)	.296* (.122)	.302 (.175)	.357 (.234)	.224 (.272)
高级	.168 (.088)	.173 (.092)	.086 (.190)	.207 (.473)	.005 (.579)	.833 (1.069)
性别隔离(职业女性比)	-.438*** (.116)	-.506*** (.140)	-.335 (.199)	-.083 (.252)	.103 (.390)	-.114 (.342)
控制变量						
行业 ^c						

续表 3

变量	国有部门			非国有部门		
	所有样本	男性样本	女性样本	所有样本	男性样本	女性样本
商业/房产/金融	-.069 (.065)	-.019 (.077)	-.105 (.115)	.069 (.111)	.058 (.164)	.082 (.156)
卫生、教育和文化	.258** (.062)	.193** (.075)	.332** (.108)	.009 (.259)	.181 (.409)	-.173 (.338)
政党和政府机构	.091 (.065)	.046 (.074)	.156 (.120)	-.379 (.228)	-.599 (.390)	-.348 (.290)
城市(省会直辖市=1)	.217*** (.047)	.283*** (.055)	.113 (.083)	.458*** (.112)	.551*** (.161)	.358* (.159)
地区(东部=1)	.270*** (.046)	.202*** (.053)	.344*** (.083)	.629*** (.111)	.629*** (.164)	.606*** (.158)
常数项	5.750*** (.160)	5.973*** (.179)	5.346*** (.308)	5.012*** (.353)	4.379*** (.514)	5.523*** (.506)
观察值	1674	1004	670	718	377	341
决定系数(R-squared)	.186	.189	.190	.211	.215	.225

注: a 参考群体为“非管理人员”;
 b 参考群体为“无技术专长”;
 c 参考群体为“制造、采掘、运输和建筑业”;
 * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001; 括号里的数字为标准误。

(三)收入性别差异的来源——职业性别隔离以及其他因素对性别收入差异的贡献率的分解

为了更加准确把握职业的性别隔离以及其他因素对收入性别差异的解释程度,我们这里对各要素的贡献率进行分解。分解的方法参照奥萨卡(Oaxaca, 1973)以及琼斯和凯莉(Jones & Kelley, 1984)的研究中使用的方法。根据这种分解方法,我们先对影响收入的各因素建立回归模型,然后根据各变量的回归系数和这些变量均值的性别差异进行计算。收入的性别差异由两部分组成——被可观察到的因素解释的部分和未被解释的部分(即纯粹因性别引起的差异,经济学的文献称之为工资歧视)。其分解公式是:

$$\ln W_m - \ln W_f = B_f(X_m - X_f) + \text{未被解释的部分} \quad (\text{公式 1a})$$

或

$$\ln W_m - \ln W_f - B_m (X_m - X_f) + \text{未被解释的部分} \quad (\text{公式 1b})$$

其中 $\ln W$ 是月收入的自然对数, X 是回归模型中所有自变量的均值, B 是回归模型中各自变量的系数; 下标 m 代表男性, f 代表女性, 因此 $(X_m - X_f)$ 即是变量 X 男性样本的均值与女性样本均值之差 (见表 1), $B_m (B_f)$ 代表变量 X 在男性样本 (女性样本) 模型中的回归系数 (见表 3)。由于同一变量在男性样本模型和女性样本模型的回归系数可能不同 (见表 3), 因而计算的结果取决于选择使用哪一个模型的系数, 而这种选择通常是很主观的, 因此, 许多研究者使用男性样本模型与女性样本模型回归系数的平均值来计算 (Marini & Fan, 1997; Shu & Bian, 2003)。另外, 亦有研究者建议使用所有样本模型的回归系数来计算, 认为所有样本模型的回归系数对数据的奇异值比较不敏感 (Wellington, 1994: 844)。按照这种方法, 分解公式应被修订为:

$$\ln W_m - \ln W_f = B_a (X_m - X_f) + \text{未被解释的部分} \quad (\text{公式 2})$$

其中 B_a 为所有样本模型的变量回归系数 (表 3), 其他符号与公式 1a 和 1b 一致。这里我们同时使用这两种方法进行计算。在报告和解释的时候, 我们主要围绕后一种方法 (公式 2) 计算得到的结果, 而用前一种方法的计算结果作为参照。同样, 我们对国有与非国有部门分开进行计算。表 4 报告了我们的计算结果。

从表 4 我们可以看到, 在国有部门, 大约 52% 的性别收入差异可以被职业的性别隔离、人力资本因素、政治资本和结构性控制变量解释 (虽然仍有 48% 的性别收入差异不能被我们的模型解释, 但如表 2a 的模型 5 显示, 控制了以上这些因素之后, 收入的性别效应已经没有统计显著性)。其中职业的性别隔离的贡献率为 46.11%, 而人力资本、政治资本和结构性控制变量的贡献率分别为 5.6%、7.22% 和 -7.22%。人力资本的总体贡献率之所以低, 是因为教育年限的贡献率是负的,^① 因而抵消了其他三项人力资本因素的贡献率。总之, 表 4 的结果清楚地显示, 职业的性别隔离因素是国有部门性别收入不平等最主要的来源。在非国有部门, 我们的模型共解释了 25% 左右的性别收入差异 (同样, 如表 2 的模型 5 显示, 控制了个人特征、职业的性别隔离和结构性变量之后, 非国有部门的性别效应也没有统计显著性), 其中 15% 来

① 因为女性的平均教育年限大于男性 (表 1), 而且教育回报率是正的, 因此, 教育对性别收入差异的贡献是负数。

自人力资本因素, 政治资本和结构性控制变量分别贡献了-2.61%和6.09%, 而职业的性别隔离只贡献了6.52%。这表明, 人力资本因素是解释非国有部门性别收入差异的最主要因素。

表 4 分部门各因素对收入性别差异的贡献率

	国有部门		非国有部门	
	使用所有样本模型系数计算 ^a	使用男性样本与女性样本模型系数的平均数计算 ^b	使用所有样本模型系数计算 ^c	使用男性样本与女性样本模型系数的平均数计算 ^d
性别隔离(职业的女性比例)	46.11	44.44	6.52	.43
人力资本变量	5.60	12.78	15.22	11.30
教育年限	-11.67	-12.22	-.43	-.043
年资+年资平方/100	6.11	10.56	-5.65	-4.78
管理职位	8.33	12.22	15.65	9.57
技术职称	2.78	2.22	5.65	6.96
政治资本(中共党员)	7.22	10.56	-2.61	-1.74
控制变量	-7.22	-7.78	6.09	8.26
行业	-12.22	-12.78	4.33	7.83
地区	6.11	6.11	8.26	8.26
城市级别	-1.11	1.11	-7.83	-7.83
被以上变量解释了性别差异	51.71	60.00	25.22	18.26
未被解释的性别差异	48.29	40.00	74.78	81.74
收入的性别差异(自然对数差)	.18	.18	.23	.23

注: a 百分比是根据公式 $B_a(X_m - X_f) \div 0.18 \times 100$ 计算得到;

b 根据 $\frac{1}{2} [B_m(X_m - X_f) + B_f(X_m - X_f)] \div 0.18 \times 100$ 计算得到;

c 根据公式 $B_a(X_m - X_f) \div 0.23 \times 100$ 计算得到;

d 根据 $\frac{1}{2} [B_m(X_m - X_f) + B_f(X_m - X_f)] \div 0.23 \times 100$ 计算得到。

以上数字(见表4的第2列和第4列)是根据所有样本模型的回归系数进行计算得到的。如果我们看表4的第3列和第5列报告的结果(根据男性样本与女性样本模型的系数的平均值计算得到的结果), 我们可以发现, 虽然具体的数字有一定的差别, 但两种方法算得的结果模式是完全一致的, 这也证明我们的分析发现是可靠的。

因此,表4的结果从另外一个角度直观地验证了我们的研究假设3a和3b,即职业的性别隔离是国有部门性别收入差异的最主要来源;而且,职业性别隔离对性别收入差异的贡献率,国有部门大于非国有部门。

六、结论与讨论

职业的性别隔离是影响社会性别收入不平等的一个重要结构性因素,它已经引起了西方社会学界的广泛关注。然而,这个因素对中国劳动力市场男女收入不平等的影响仍未引起足够的重视。本文试图填补这方面的研究空白。结合CGSS2003数据和2000年中国人口普查的详细职业数据,我们探讨了职业性别隔离对中国城镇不同所有制部门职工的性别收入差异的影响。我们发现:

第一,与西方社会一样,当前中国城镇劳动力市场也存在明显的性别隔离现象,主要表现为女性集中在以女性占多数的职业类型中。这种情况,国有部门与非国有部门是一致的。

第二,职业的性别隔离是中国城镇体制内劳动力市场收入分配和性别收入差异的一个重要影响因素。职业的性别隔离对国有部门收入分配有显著的负面效应:控制了人力资本和政治资本等个体特征以及城市级别、地区和行业等结构性因素之后,职业的女性比例越高,其职工的平均收入水平越低;另外,职业的性别隔离是国有部门最主要的性别不平等来源,它解释了国有部门46%的性别收入差异;而且,加入了职业的性别隔离因素之后,性别差异统计学上并不显著。

第三,职业的性别隔离因素对体制外劳动力市场的收入分配以及性别的收入差异没有影响。虽然在非国有部门职业的性别隔离对收入的效应是负面的,但是影响甚微,也没有统计显著性;另外,它对性别收入差异的贡献率也非常低(约为6%)。非国有部门性别收入差异的主要来源是人力资本因素,它解释了超过15%的性别收入差异。

回应第一部分提出的研究问题,我们的答案是:(1)职业性别隔离确实影响中国劳动力市场的性别收入差异,但这只适用于国有部门;(2)如果我们以国有与非国有部门的分割作为市场化的指标,那么市场化的深入并不会增加职业性别隔离的作用,相反,它在某种程度上消除性别隔离这种结构因素的影响。因此,如果接受一些西方社会学者的

观点,将职业的性别隔离看作是一种劳动力市场的歧视因素(Reskin & Roos, 1990; England, 1992),那么我们的研究结果表明中国的市场转型和劳动力市场的变迁会减少某种形式的性别歧视。

另外,本文的分析结果揭示了当前中国性别收入差异的主要来源以及国有部门与非国有部门在性别分层机制上的重要区别:在国有部门,导致男女收入差异的因素是职业的性别隔离,这是一种结构性因素,它以职业的性别构成为依据拉开职业间的收入差距从而导致了收入的性别不平等;而在非国有部门,决定收入性别差异的主要因素是男女个体在人力资本方面的差异,这是一种市场竞争因素或自致机制。由此看来,当前学界被普遍接受的一种观点——即认为非国有部门的性别歧视程度比国有部门严重(如:张展新,2004;边燕杰等,2006;王天夫等,2008;李春玲、李实,2008)——是值得商榷的。我们认为这种观点仅以表面上总体的性别收入差异程度作为依据,而忽略了隐藏在背后的性别分层机制。正如我们的研究结果所反映的,非国有部门的性别收入差异程度大于国有部门,主要是因为个体在人力资本方面的性别差距,另一方面是非国有部门整体收入不平等程度高于国有部门,并不能直接归因于性别歧视。

总之,我们的研究表明,职业的性别隔离因素对研究我国劳动力市场(特别是国有部门)的性别差异是至关重要的。引入这个因素之后,我们不仅找到了国有部门性别收入差异的来源,而且为“市场化与性别歧视”争论提供了新的实证依据,并丰富了已有的理论。而且,它可能有助于回答一个学界比较感兴趣但仍没有一致答案的问题:为什么在性别平等意识形态盛行的社会主义社会,性别收入差异仍然存在?我们认为很有可能就是职业性别隔离的机制在起作用。这表明,即使是在社会主义阶段,性别歧视也是存在的,只不过它是以间接的形式存在,并没有违背“男女同工同酬”的原则,因此它不容易被觉察到。或者,即使它被觉察到,作为一种结构性的问题也是难以在短的时间内得到改善的。正如在美国,学者们早在上世纪50、60年代就开始意识到了职业性别隔离的问题,然而直至今日,它仍是性别收入不平等的一个重要来源。

参考文献:

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:生活·读书·新

知三联书店。

- 边燕杰、张展新, 2002, 《市场化与收入分配——对 1988 和 1995 城市住户收入调查的分析》, 《中国社会科学》第 5 期。
- 边燕杰、李路路、李煜、郝大海, 2006, 《结构壁垒、体制转型与地位资源含量》, 《中国社会科学》第 5 期。
- 国家统计局, 2000, 《职业分类与代码》(供第五次全国人口普查用)。
- 李春玲、李实, 2008, 《市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释》, 《社会学研究》第 2 期。
- 李实、马欣欣, 2006, 《中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析》, 《中国人口科学》第 5 期。
- 刘精明, 2006a, 《市场化与国家规制》, 《中国社会科学》第 5 期。
- , 2006b, 《劳动力市场结构变迁与人力资本收益》, 《社会学研究》第 6 期。
- 王天夫、赖扬恩、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。
- 吴愈晓、吴晓刚, 2008, 《1982—2000: 我国非农职业的性别隔离研究》, 《社会》第 6 期。
- 张丹丹, 2004, 《市场化与性别工资差异研究》, 《中国人口科学》第 1 期。
- 张展新, 2004, 《市场化转型中的城市女性失业: 理论观点与实证发现》, 《市场与人口分析》第 1 期。
- 中国妇女地位调查课题组, 2001, 《第二期中国妇女社会地位调查主要数据报告》, 《妇女研究论丛》第 5 期。
- Anker, R. 1998, *Gender and Jobs: Sex Segregation of Occupation in the World*. Geneva: International Labor Office.
- Becker, G. S. 1993/1964 *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bergmann, B. R. 1974 "Occupational Segregation Wages and Profits when Employers Discriminate by Race and Sex." *Eastern Economic Journal*, (1) Apply/ July.
- Bian, Y., J. Logan & X. Shu 2000, "Wages and Job Inequalities in the Working Lives of Men and Women in Tianjin." in *Re-Drawing Boundaries: Work, Households, and Gender in China*, (eds.) by Entwisle & G. Henderson. Berkeley: University of California Press.
- Blaug, F. & L. M. Kahn 1996 "Age Structure and Gender Earning Differentials: An International Comparisons." *Economia* 63: 529—62.
- 2000 "Gender Difference in Pay." *The Journal of Economic Perspectives* 14 (4).
- Charles, M. & D. Gnsuky 2004, *Occupational Ghettos: The Worldwide Segregation of Men and Women*. Stanford, California: Stanford University Press.
- Corcoran, M. & J. D. Greg 1979 "Work History, Labor Force Attachment, and Earnings Differences between the Races and Sexes." *Journal of Human Resources* 14.
- Cotter, D. A., J. M. Hemmen & R. Vanneman 2004, *Gender Inequality at Work*. Washington, DC: Population Reference Bureau.
- England, P. 1982, "The Failure of Human Capital Theory to Explain Occupational Sex Segregation."

- Journal of Human Resources* 17.
- 1984 “Wage Appreciation and Depreciation: A Test of Neoclassical Economic Explanations of Occupational Sex Segregation.” *Social Forces* 62.
- 1992 *Comparable Worth: Theories and Evidence*. NY: Aldine.
- England, P., G. Farkas, B. S. Kilbourne & T. Dou 1988, “Explaining Occupational Sex Segregation and Wages: Findings from a Model with Fixed Effects.” *American Sociological Review* 53.
- England, P., P. Allison & Y. Wu 2007, “Does Bad Pay Cause Occupations to Feminize, Does Feminization Reduce Pay, and How Can We Tell with Longitudinal Data?” *Social Science Research* 36.
- Entwisle, B. & G. Henderson (eds.) 2000, *Re-drawing Boundaries: Gender, Households, and Work in China*. Berkeley: University of California Press.
- Gross, E. 1968, “Plus Ça Change ... ? The Sexual Structure of Occupations over Time.” *Social Problems* 16.
- Gustafsson, B. & S. Li 2000, “Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China.” *Journal of Population Economics* 13.
- Hong, E. 2000, “Iron Girls Revisited: Gender and the Politics of Work in the Cultural Revolution, 1966—76.” in B. Entwisle & G. E. Henderson (eds.) *Re-Drawing Boundaries: Work, Households, and Gender in China*. CA Berkeley: University of California Press.
- Jacobs, J. 2001, “Evolving Patterns of Sex Segregation.” in L. Berg & A. Kalleberg (eds.) *Sourcebook on Labor Markets: Evolving Structures and Processes*. New York: Plenum.
- Jones, F. L. & J. Kelley 1984 “Decomposing Differences between Groups: A Cautionary Note on Measuring Discrimination.” *Sociological Methods and Research* 12.
- Liu, P., X. Meng & J. Zhang 2000, “Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transitional Chinese Economy.” *Journal of Population Economics* 13.
- Marini, M. 1989, “Sex Differences in Earnings in the United States.” *Annual Review of Sociology* 15.
- Marini, M. & Pi-Ling Fan 1997, “The Gender Gap in Earnings at Career Entry.” *American Sociological Review* 62.
- Mincer, J. 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press for NBER.
- Nee, V. 1989, “A Theory of Market Transition: From Distribution to Markets in State Socialism.” *American Sociological Review* 54.
- Oaxaca, R. 1973, “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets.” *International Economic Review* 14.
- Parish, W. L. & S. Busse 2000 “Gender and Work.” in W. Tang & W. L. Parish, *Chinese Urban Life under Reform*. New York: Cambridge University Press.
- Polachek, S. 1979, “Occupational Segregation among Women: Theory, Evidence and a Prognosis.” in C. B. Lloyd, E. S. Andrews & C. L. Gilroy (eds.) *Women in the Labor Market*. New York: Columbia University Press.
- 1981, “Occupational Self Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupation

Structure.” *Review of Economics and Statistics* 58.

- Peterson, T. & L. A. Morgan 1995 “Separate and Unequal; Occupation-Establishment Sex Segregation and the Gender Wage Gap.” *American Journal of Sociology* 101(2).
- Reskin, B. & P. Roos 1990, *Job Queues, Gender Queues*. Chapter 2. Philadelphia: Temple University Press.
- Shu, X. & Y. Bian 2003, “Market Transition and Gender Gap in Earnings in Urban China.” *Social Forces* 81(4).
- Shu, X. 2005, “Market Transition and Gender Segregation in Urban China.” *Social Science Quarterly* 86.
- Sorensen, E. L. 1994. *Comparable Worth: Is It a Worthy Policy?* Princeton NJ: Princeton University Press.
- Stacey, J. 1983 *Patriarchy and Socialist Revolution in China*. CA Berkeley: University of California Press.
- Treiman, D. J. & H. I. Hartmann (eds.) 1981, *Women, Work, and Wages: Equal Pay for Jobs of Equal Value*. Washington, D. C. : National Academy Press.
- Wellington, A. 1994, “The Male/Female Wage Gap among Whites; 1976 and 1985.” *American Sociological Review* 59.

作者单位: 山东大学哲学与社会发展学院(吴愈晓)
香港科技大学社会科学部、
上海高校社会学 E-研究院(吴晓刚)
责任编辑: 谭 深

Abstract: According to Huntington's categorization pattern of social identities, this paper uses SEM to explore relations among social identifications of the immigrants, namely culture identification, region identification, group identification, SES identification and career identification. The new urban immigrants' survey data shows out that the consistency and diversity coexist within immigrants' identifications; career identification plays a positive role on SES identification and native identification the same to SES identification on region identification, region identification on culture identification and native identification, and native identification on culture identification, while career identification doesn't remarkably affect culture identification and region identification, nor SES identification on group identification and cultural identification; and residing plan has a positive correlation with local festival adoption and children developing expectation.

Occupational Gender Segregation and Gender Wage Gap in Urban China

..... *Wu Yuxiao & Wu Xiaogang* 88

Abstract Using data from 2003 Chinese General Survey and the occupation information extracted from the micro-data of 2000 Census, this paper investigates the effect of occupational gender segregation on gender wage gap in urban China and how the effect varies with different sectors. It finds out that, in state sector, occupational gender segregation has significant effects on income-individuals in an occupation with higher percentage of females earn lower wages. Moreover, occupational gender segregation explains about 50 percent of the observed gender wage gap in this sector. While in market sector, this link is not valid; neither does gender segregation influence wages, nor does it contribute to the gender wage gap. It is human capital that explains the gender wage gap in market sector. The findings of this paper uncover the different mechanisms of gender stratification across sectors in urban China and shed new lights on the theoretical debates upon marketization and gender inequality in transitional China.

Interpersonal Trust and Social Interaction between People of Different Regions

Sizes *Zhang Yunwu* 112

Abstract This study investigates interpersonal trust and the relevance between it and social interaction among people of different region sizes. The study finds: 1) In China, interpersonal trust among people in different region sizes did not show significant differences, but in some regions more or less the same. Meanwhile, the degree of trust is between "average" and "very". 2) Trust in all people in contact correlates orientation of social interaction and social networks. That is, the higher trust in people one has, the weaker selective and surface orientation of social interaction s/he has, and the more social networks s/he has. Based on the characteristics of regions, the study explains the findings whilst pointing out the limitations of Western theories when applied to China.