

“同酬” 还需 “同工”： 职位隔离对性别收入差距的作用

卿石松 郑加梅*

摘 要 职位隔离是形成性别收入差距的重要机制。本文构建一个引入了职位晋升机制的收入差距分解方法，利用 2006 年中国综合社会调查数据，考察了职位隔离对性别收入差距的作用，且在统一的模型框架内识别和估计了职位内工资歧视（同工不同酬）和晋升歧视的程度。研究发现，女性过多地集中于职位“金字塔”结构的底层。尽管职位晋升的工资效应不存在显著的性别差异，但约 41% 的性别收入差距是由于职位隔离导致的。工资歧视是职位层级内部性别收入差距的主要来源。与之类似，职位晋升歧视能够解释 1/4 的性别收入差距。因此，除了同工同酬政策，促进职位晋升的机会平等是缩小性别收入差距的重要措施，意即“同酬”还需“同工”。

关键词 职位隔离，收入差距，性别歧视

一、引 言

当前，我国性别收入差距持续扩大，政府和学术界都强烈感受到劳动力市场性别不平等是一个严重的社会问题。努力扭转性别收入差距扩大趋势，既是男女平等国策的基本要求，也是合理调整国民收入分配格局的重要组成部分。理清性别收入差距的成因和作用机制，是提出应对方案的基础。诸多经验研究发现性别工资歧视（不可被禀赋差异解释的部分）是形成和维持性别收入差异的重要因素（Zhang *et al.*，2007；Li *et al.*，2011），特别是低收入群体或在工资收入分布的低端（Li *et al.*，2011；葛玉好和曾湘泉，2011）。令人疑惑的是，人们直观感受到“单位内部同样的工作，性别收入差

* 卿石松，华东师范大学社会发展学院人口研究所；郑加梅，上海财经大学国际工商管理学院。通信作者及地址：卿石松，上海市东川路 500 号华东师范大学社会发展学院法商北楼 503，200241；电话：13321982600；E-mail: qshisong@163.com。感谢国家教育部人文社会科学研究青年项目“性别收入差距：多维解构与对策研究”（12YJC790154）和华东师范大学人文社会科学青年预研究项目“劳动力市场性别歧视问题及对策研究”（78110163）的资助。同时，感谢两位匿名审稿人的建设性意见和建议。

距很小”¹，研究结论似乎与“同工同酬”的现象不符。如果考虑到女性就业难、在高层次职位凤毛麟角的现象²，困惑的问题就迎刃而解，即女性在就业和职位晋升中可能并没有享受到与男性平等的机会，由此产生工作场所的性别隔离，又何来“同工”呢，也就不可能有平等收入分配。本文想说的正是“同酬”还需“同工”。但与以往研究主要关注横向的职业或行业隔离不同，我们集中于考察纵向职位隔离及其对性别收入差距的影响。

关于职业或行业隔离对性别收入差距的影响，国内研究发现，职业隔离（李实和马欣欣，2006）或行业隔离（王美艳，2005；葛玉好，2007）对性别收入差距的作用很小，性别收入差距主要来源于职业（行业）内部。这或许是因为我国的职业性别隔离水平本身相对较低（吴愈晓和吴晓刚，2008；李春玲，2009）。但另外一种更有可能的解释，则是就业领域存在严重的纵向职位隔离（女性集中于低层职位），例如，同样的职业，但由于工作配置和职位晋升存在性别歧视（颜士梅等，2008；卿石松，2011），女性被分配到该职业较低的等级。相应的，工资收入也较低。事实上，蔡禾和吴小平（2002）发现，工作场所不仅存在职业地位的性别差异，而且职位性别隔离在1985—2000年间有上升趋势。由此推理，纵向职位隔离可能是性别收入差距的一个重要作用机制。

于是，我们试图从职位隔离角度为性别收入差距问题提供一个新的解释。通过构建一个引入了职位晋升的收入差距分解方法，本文同时考察和估计资源禀赋差异、职位内工资歧视（同工不同酬）和晋升歧视对性别收入差距的作用。就所掌握的资料来看，我们的主题与 Shatnawi *et al.* (2011)、Malkiel and Malkiel (1973)，以及 Ransom and Oaxaca (2005) 最接近，他们都发现大部分性别收入差距是由职位层级差异所导致的。但他们的数据来源于单个企业，我们的数据来自于全国性抽样调查数据，这有利于分析得到普遍的、一般性结论。更重要的是，Malkeil and Malkeil、Ransom and Oaxaca 只是把职位层级作为虚拟变量纳入工资收入方程中，无法区分职位隔离对性别收入差距的作用是因为女性选择较少的人力资本投资（因而职位层级较低），还是因为女性在职位晋升中受到歧视。然而，我们借鉴 Brown *et al.* (1980) 和 Appleton *et al.* (1999) 等人的分解方法³，把性别收入差距的来源分解为四个部分，即职位内部可以被教育程度等人力资本解释的部分和职位内部不可

¹ 笔者在写作前从受到一位来自事业单位的友人质疑，她说“我们单位的工资没有性别差异啊，同一级别的工资水平是一样的？”，我反问她说“是吗，你们单位的领导是不是男的多啊？”，她有所悟地说“是啊……”。

² 陈至立：“在新中国60年优秀女性人才社会影响力论坛开幕式上的致辞”，《中国妇女报》，2009年12月14日第A1版。

³ 他们的方法最初应用于分析职业隔离对性别收入差距的作用，主要区别在于他们利用多元logit或probit模型分析职业选择方程，而我们利用有序probit模型分析职位层级方程。

解释的部分（职位内工资歧视），以及晋升决定因素差异（如男性经常加班工作或工作更努力等）所解释部分和职位之间不可解释的部分（职位晋升歧视）。这不仅可以准确衡量职位隔离对性别收入差距的作用，而且可在统一的模型框架内识别和估计职位晋升歧视、工资歧视和人力资本差异在性别收入差距中的相对作用。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分述评了有关职位晋升、工资增长和性别收入差距之间关系的相关文献；第三部分构建了引入职位晋升的收入差距分解模型和方法，介绍了数据来源和数据处理过程，并对职位性别隔离程度，职位晋升的工资效应等进行了初步的描述性分析；第四部分汇报了估计结果和相应的分析讨论；第五部分给出了评论性结语和政策建议。

二、职位隔离与性别收入差距

组织内部职位性别隔离是普遍现象。类似于职业拥挤现象，职位隔离是指女性集中于低层职位，而在高层职位阶梯代表性不足，属于垂直或纵向隔离的范畴（Bettio and Verashchagina, 2009）。女性在企业内部职位晋升中面临各种看得见和看不见的障碍，即玻璃天花板效应（Albrecht *et al.*, 2003; Arulampalam *et al.*, 2007），或女性一开始就进入了层次较低且晋升机会较少的岗位，即黏性地板效应（Booth *et al.*, 2003），这是企业内部职位隔离的主要原因。而在企业外部，女性则面临“玻璃门”效应，即很难应聘上外部企业的高层职位（Hassink and Russo, 2010）。当然，这三个效应并非独立，而是同时存在，相互作用，使得职位性别隔离在社会范围内普遍存在。

人力资本理论认为，因预期生育等原因而发生的职业中断，女性会选择较低的教育等人力资本投资。因此，女性倾向于选择人力资本或技能要求较低、工作时间和形式更灵活，以及职业中断损失较小的工作。考虑到男女职业定向的差异，某些职业，特别是资格素质和专用性人力资本较高的职位，雇主倾向于雇佣男性。基于此，Lazear and Rosen（1990）第一次对职位晋升性别差异做了形式化处理，在他们的职位晋升模型中，工作晋升前需要进行专用性人力资本投资，由于女性退出或中断劳动力市场的几率⁴相对较高，因而降低女性的晋升机会或提高晋升门槛是雇主的理性选择。Pekkarinen and Vartiainen（2006）利用1990—2000年芬兰金属行业面板数据对Lazear-Ros-

⁴ 文章给出的理由是女性的非市场工作（如家务活动）能力较高，即女性的非市场时间价值相对较高，因而平均来说，女性退出劳动力市场从事非市场工作的概率较大。而一旦退出，专用性人力资本的投资就得不到回报，企业会承担部分损失。因此，离职率是企业晋升决策的重要影响因素（另外一个能力因素，但模型假定雇佣之后，个体的能力能够完全观察得到）。

en 模型进行了验证。他们发现了女性晋升门槛较高,与之一致的是,女性退出劳动力市场的概率也显著高于男性。尽管如此, Winter-Ebmer and Zweimuller (1997) 研究发现, Lazear-Rosen 模型无法完全解释职位晋升性别差异。

职位晋升中的性别歧视是解释职位隔离的另外一个理论。⁵基于偏好歧视的基本思想, Baldwin *et al.* (2001) 认为企业内部及工作场所管理职位上女性很少,是因为男性不喜欢接受女性的领导或对女性上司存在偏见,即男性雇员接受女性领导存在负效用。因此,女性职位晋升存在歧视性晋升成本,只有少数能力较高(技能获取成本较小)的女性才能得到晋升。而且由于歧视性晋升成本与男性下属数量、男性下属工资收入水平和歧视程度正相关,因此,随着职位层次的上升,女性晋升机会按指数形式下降。这对职位层级越高,女性比例越少的现象做出了很好的解释。⁶而 Bjerk (2008) 则在一个多期(多个工作层次)动态统计性歧视模型中表明,女性在高层职位代表性不足是由于晋升机制中的统计性歧视造成的。由于个人能力无法确切地观察到,雇主必须依赖群体的统计性特征或不断更新能力信息来估计个体的能力,只要女性平均能力较低、女性发射的能力信号精确度较低和(或)女性发射能力信号的机会较少⁷,即使不存在性别偏见,女性也需要更长的时间或付出更多的努力才能得到晋升。但是,一旦得到晋升,管理职位上的能力表现机会增多了,晋升到高层职位的机会不会存在性别差异。因此,从这个意义上来说,职位性别隔离是由于“黏性地板效应”而不是“职位天花板效应”导致的。

职位层级是决定工资收入水平的重要因素(Gibbons and Waldman, 1999, 2006; Kosteas, 2009)。正因为职位晋升中存在性别歧视问题,以至于女性教育程度等人力资本特征不断上升,赶上甚至超过男性的时候,男女两性依然存在显著的收入差距,一个可能的原因就是女性的晋升速度较慢或晋升标准较高(Malkiel and Malkiel, 1973; Olson and Becker, 1983)。不仅如此,职位晋升的工资效应也存在性别差异。由于女性初始职位等级较低,有较大的晋升空间,但晋升对女性工资收入的实质影响却很小(Hersch and Viscusi, 1996),或是由于性别歧视使得女性的外部机会较少,当前雇主不用担心人才流失,因而策略性地降低女性职位晋升的工资溢价,女性从职位晋

⁵ 尽管 Lazear and Rosen(1990)是在人力资本可加下解释职位晋升的性别差异,但由于晋升决策利用了群体平均的统计性信息,这是统计性歧视的基本思路,因而可以归为统计性歧视模型。

⁶ Baldwin 等人的模型也为垂直的职业隔离和性别收入差距提供了理论联系,即一方面女性晋升到管理职位的比例较低,另一方面,由于需要补偿歧视性晋升成本,女性晋升的工资回报也较低。

⁷ 即使没有前面两个条件,只要第三个条件成立,由于表现能力水平的机会较少或雇主需要更多的时间来评估女性的能力,在工作年限的限制下,女性的晋升机会和晋升到高层次职位的机会就会减少。

升得到的工资收入回报要低于男性 (Booth *et al.*, 2003)。⁸于是, 职位晋升将从两个渠道导致或加剧性别收入差距: 一是职位晋升机会的性别差异, 如果女性的晋升机会少于男性, 那么势必会形成职业内部不同层次职位之间的性别隔离, 从而导致或加大性别收入差距; 二是职位晋升工资收入回报的性别差异, 即使晋升机会或晋升标准不存在性别差异, 如果男性从同样的职位晋升获得的工资收入回报高于女性, 那么也会形成性别收入差距。下文对这两个作用机制进行了检验。

三、研究方法 with 数据

(一) 研究方法

为了检验职位隔离对性别收入差距的作用, 借鉴 Brown *et al.* (1980) 和 Appleton *et al.* (1999) 的分解方法, 首先把男性 (女性) 的平均工资收入表示为职位平均工资收入和职位构成 (该职位上的样本占全部男性 (女性) 样本的比例) 的乘积, 并可把性别收入差距的来源分解成职位层级之间和职位内部两个部分; 其次使用明赛尔工资收入方程估计男性和女性的工资收入决定机制, 利用有序 probit 模型对男性和女性的职位晋升机制进行估计, 并模拟估计出无歧视状况下的工资机制和职位晋升机制; 最后, 比较实际观察到的工资和晋升机制下的性别收入差距和无歧视状况下的性别收入差距, 从而得到职位内工资歧视和职位晋升歧视对性别收入差距的作用。下面我们用公式来表达上述思路和步骤。如果以女性的职位晋升机制为基准, 即男性在职位晋升受到优待, 男女总的收入差距可以分解为:

$$\bar{w}^m - \bar{w}^f = \sum_j (p_j^m \bar{w}_j^m - p_j^f \bar{w}_j^f) = \sum_j p_j^f (\bar{w}_j^m - \bar{w}_j^f) + \sum_j (p_j^m - p_j^f) \bar{w}_j^m, \quad (1)$$

其中, \bar{w}^i 为男性或女性平均小时工资收入的对数, \bar{w}_j^i 为各个职位上平均的小时工资收入的对数, p_j^i 为观察到的样本晋升到某个职位层级的概率, $i=m, f$ 分别表示男性和女性, j 表示不同的职位。式 (1) 最右边的第一项表示来源于职位内部的性别收入差距, 第二项表示职位隔离对性别收入差距的贡献。

当然, 如果以男性的职位晋升机制为参考, 即女性在职位晋升中受到歧视, 男女收入差距也可以分解为:

⁸ 由于数据和定义的差别, 职位晋升及其工资效应的性别差异没有一致的结论, Blau and Devaro (2007) 发现职位晋升的工资效应在性别之间没有显著差异, 而个别文献则发现女性从晋升获得工资回报高于男性。更详细的讨论请见 Blau and Devaro (2007) 引言部分。

$$\bar{w}^m - \bar{w}^f = \sum_j (p_j^m \bar{w}_j^m - p_j^f \bar{w}_j^f) = \sum_j p_j^m (\bar{w}_j^m - \bar{w}_j^f) + \sum_j (p_j^m - p_j^f) \bar{w}_j^f. \quad (2)$$

从统计意义上说, 以上两个分解方法都是可行的, 但由于参考基准不同, 分解结果可能会存在较大差异, 性别收入差距来源于职位之间和职位内部的程度会发生相对变化。而且, 根据性别歧视理论也无法确定哪种分解方法更符合现实。这就是类似于 Oaxaca-Blind 分解方法中的分解次序 (index number) 问题。为了解决这个问题, 本文采用类似于 Neumark (1988) 的方法, 即把性别收入差距分解为:

$$\begin{aligned} \bar{w}^m - \bar{w}^f &= \sum_j (p_j^m \bar{w}_j^m - p_j^f \bar{w}_j^f) = \sum_j p_j^* (\bar{w}_j^m - \bar{w}_j^f) + \sum_j (p_j^m - p_j^*) \bar{w}_j^m \\ &\quad + \sum_j (p_j^* - p_j^f) \bar{w}_j^f, \end{aligned} \quad (3)$$

其中, p_j^* 是利用男性和女性混合样本做 ordered probit 回归估计得到的模拟的、无性别差异下的职位获取概率, 即:

$$p_j^* = \Phi(\mu_j - \gamma_j^* z) - \Phi(\mu_{j-1} - \gamma_j^* z), \quad (4)$$

其中, γ_j^* 则是估计得到的一致的、无性别差异的职位晋升机制, z 是职位晋升的影响因素, μ 是职位晋升能力门槛。根据相同的 γ_j^* , 我们就可以估计无歧视状况下男性和女性的职位获取概率 p_j^{m*} 和 p_j^{f*} 。于是, 职位之间的性别收入差距, 即式 (3) 的后两项可进一步分解为:

$$\begin{aligned} &\sum_j (p_j^m - p_j^*) \bar{w}_j^m + \sum_j (p_j^* - p_j^f) \bar{w}_j^f \\ &= \sum_j (p_j^{m*} - p_j^*) \bar{w}_j^m + \sum_j (p_j^* - p_j^{f*}) \bar{w}_j^f + \sum_j (p_j^m - p_j^{m*}) \bar{w}_j^m \\ &\quad + \sum_j (p_j^{f*} - p_j^f) \bar{w}_j^f. \end{aligned} \quad (5)$$

同理, 式 (3) 右边第一项也采用 Neumark 的方法对职位内部的性别收入差距进行分解。男女平均收入差距的分解公式 (式 (3)) 可扩展为:

$$\begin{aligned} \bar{w}_m - \bar{w}_f &= \overbrace{\sum_j p_j^* (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) \beta_j^*}^{\text{职位内人力资本特征差异}} + \overbrace{\sum_j p_j^* \bar{x}_j^m (\beta_j^m - \beta_j^*)}^{\text{职位内工资系数差异(工资歧视)}} + \sum_j p_j^* \bar{x}_j^f (\beta_j^* - \beta_j^f) \\ &\quad + \underbrace{\sum_j (p_j^{m*} - p_j^*) \bar{w}_j^m + \sum_j (p_j^* - p_j^{f*}) \bar{w}_j^f}_{\text{职位间人力资本特征差异}} \\ &\quad + \underbrace{\sum_j (p_j^m - p_j^{m*}) \bar{w}_j^m + \sum_j (p_j^{f*} - p_j^f) \bar{w}_j^f}_{\text{职位晋升机制的系数差异(职位晋升歧视)}}, \end{aligned} \quad (6)$$

其中, x_j 是决定对数小时工资收入的人力资本特征向量, β_j^m 和 β_j^f 分别是男性和女性的工资机制 (工资收入方程回归系数), β_j^* 是无歧视状况的工资机制 (利用男性和女性混合样本回归估计得到)。

式 (6) 右边前三项是来源于职位内部的收入差距, 第一项表示性别收入差距中可以被影响工资收入水平的人力资本特征差异所解释的部分, 第二项和第三项都是由工资收入系数差异, 也就是无法被人力资本差异所解释的部分, 称为工资歧视 (包括男性受到的优待和女性受到的歧视)。后四项是来源于职位之间的性别收入差距, 第四项和第五项表示由职位晋升因素差异带来的性别收入差距 (可以解释的部分), 第六项和第七项是由于职位晋升歧视带来的性别收入差距 (无法解释的部分), 包括男性在职位晋升中受到的优待和女性在职位晋升中受到的歧视。

(二) 数据说明

本文数据来源于 2006 年中国社会综合调查 (CGSS2006)。它是一个全国性的分层抽样调查, 调查的地域范围涵盖 28 个省、直辖市和自治区的城镇和农村, 但城镇和农村是分开调查的, 调查问卷也略有差异。该数据提供了比较充分的社会经济信息, 除了个体基本特征、教育程度和工作经历等人力资本特征, 以及工作单位特征和行业等变量外, 还包含调查对象过去三年是否有职位晋升和目前的职位层级, 以及工资收入⁹和平均每周工作时间等信息。这为我们研究职位晋升的影响因素、职位晋升性别差异及其对性别收入差距的影响提供了数据支持。鉴于城镇和农村居民就业模式的差异, 并根据本文的研究目的, 我们选取 16—60 岁的城镇居民中的就业样本 (但保留户籍为农村的样本) 作为研究对象¹⁰, 但不包括家庭企业的工作人员、自我雇佣者、个体经营户和私营企业主, 以及没有固定雇主的受雇者 (临时工)。最后包含样本数为 1 672, 女性样本占 43.96% (735)。

表 1 描述了男女两性在没有任何管理职务的“一般员工”、“班组长”、“基层管理”、“中层管理”和“主要领导”等职位层级上的分布状况及各职位上平均的小时工资收入。在整个样本中, 两性在职位层级的分布状况存在显著的差异 (Fisher's exact test 值为 0.000), 从男性和女性的职位构成来看, 大约 26% 的男性担任管理职务 (73.75% 的人为一般员工), 但女性担任管理职务的比例只有 16%。从职位性别构成数据来看, 随着职位层级的上升, 女性/男性比不断下降, 即女性在高层职位代表性不足。进一步的, 我们利用

⁹ 2006 年中国综合社会调查数据提供了个体的月工资收入 (包括所有的工资、各种奖励和补贴在内), 根据匿名审稿人的建议, 为了消除工作时间差异对工资水平的影响, 且与大多数文献中的工资收入变量保持一致, 以使得计量检验结果更加可靠, 本文依据平均每周工作时间和周数把月工资收入换算成小时工资, 即小时工资收入 = 月工资收入 / (平均每周工作小时数 × 4)。

¹⁰ 删除调查时点有工作但工资收入数据缺失, 以及回答“不清楚”、“不适用”和“拒绝回答”的样本。

Duncan 相异指数 (dissimilarity index) 来衡量职位性别隔离程度。该指数的计算公式是:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \left| \left(\frac{F_j}{F} \right) - \left(\frac{M_j}{M} \right) \right|, \quad \text{其中 } j = 1, 2, \dots, J,$$

其中, J 是管理职位个数; F_j 指的是女性在第 j 个管理职务上的从业人数, F 指的是女性就业样本总数; 相应地, M_j 指的是男性在第 j 个管理职务上的从业人数, M 指的是男性就业样本总数。从计算公式来看, Duncan 隔离指数介于 0—1 之间, 数值越大表示隔离程度越大, 如果男性、女性在各个职位上的分布完全一致, 则 Duncan 隔离指数为零。计算结果表明, 如果要想两性在职位层级上的分布一致, 提高女性在高层职位的代表性, 必须对 10.34% (相异系数) 的女性职位进行调整。

表 1 职位构成及性别收入差距状况(%)

	职位构成		性别构成	小时工资收入		性别收入比
	男	女		男	女	
一般员工	73.75	84.08	89.44	7.89	7.31	92.65
班组长	7.04	4.63	51.52	7.93	8.49	107.06
基层主管	8.00	5.03	49.33	11.2	11.27	100.63
中层管理	9.18	5.17	44.19	23.49	19.25	81.95
主要领导	2.03	1.09	42.11	15.33	21.07	137.44
合计	100.00	100.00	78.44	9.74	8.34	85.63
模拟结果 1				8.95		93.23
模拟结果 2					9.09	93.28

注: 模拟结果 1 表示如果男性的职位构成与女性的职位构成一致时, 男性的小时工资收入, 以及相应的性别收入比, 而模拟结果 2 表示如果女性的职位构成与男性一致时平均的小时工资收入及性别收入比例。

总体来看, 男性平均的小时工资收入 (9.74 元) 高于女性平均的小时工资收入 (8.34 元), 女性平均小时工资收入占男性平均小时工资收入的 85.63%。为了得到职位隔离对性别收入差距作用的初步证据, 我们利用一个简单的统计模拟方法, 即假设男性 (女性) 的职位构成与女性 (男性) 的职位构成一致时, 男性 (女性) 平均的小时工资收入¹¹和性别收入差距有什么变化。模拟计算结果表明, 如果男性的职位构成与女性一致, 男性平均的小时工资收入下降到 8.95 元, 并使性别收入比由 85.63% 增加到 93.63%。也就是说, 在不控制影响职位和收入因素的情况下, 性别收入差距中约 56.72% 是由于性别职位隔离造成的 (性别收入差距减少量与原性别收入差距的比)。类

¹¹ 男性的职位构成与女性的职位构成一致时, 男性的小时工资收入为 $\sum_c \bar{w}_c^m N_c^f / \sum_c N_c^f$ (其中 f 表示女性, m 表示男性, \bar{w}_c 是某个职位平均的小时工资收入, N_c 是某个职位 (c) 的样本量, n 是总的职位数), 使用类似的方法也可以计算女性职位构成与男性职位构成一致时, 女性平均的小时工资收入。

似的，如果女性的职位构成与男性一致，女性平均的小时工资收入约增加 1.35 元，并使性别收入差距由 14.37% 缩小到 6.72%，即 53.24% 的性别收入差距是由性别职位隔离造成的。

表 2 描述了按职位层级和性别比较了变量的均值。女性在“过去三年晋升概率”（由问题“在过去的三年内，您是否获得过技术等级或职务上的晋升？”得到）显著低于男性。此外，男性具有更多的在职培训机会、更长单位任期和工作经验，较长的工作时间，以及更高的党员比例，而男性的平均教育程度略低于女性（但在统计上不显著）。通过对其他变量均值的比较，随着职位层级的提高，教育年限、在职培训概率、单位任期、工作经验、已婚和中共党员比例都有上升趋势，而农村户籍比例有下降趋势。有意思的是，平均每周工作时间（小时数）出现了“两头高、中间低”的状况，即一般员工和单位主要领导的工作时间较长，而基层主管和中层管理者的工作时间相对较短。

表 2 按职位层级和性别细分的变量均值

	一般员工	班组长	基层主管	中层管理	主要领导	男性	女性	总体
前三年职位晋升	0.13	0.36	0.35	0.38	0.37	0.21	0.14	0.18
教育年限	11.36	11.34	12.67	13.43	12.70	11.53	11.74	11.62
在职培训	0.41	0.54	0.59	0.66	0.44	0.48	0.41	0.45
单位任期	9.65	12.74	12.99	11.48	12.93	11.71	8.39	10.25
工作经验	15.21	17.12	18.54	18.97	23.59	17.50	14.00	15.96
已婚	0.73	0.78	0.77	0.77	0.85	0.76	0.71	0.74
每周工作时间	47.69	46.98	44.00	43.79	47.11	48.20	45.71	47.10
中共党员	0.09	0.13	0.33	0.43	0.44	0.17	0.09	0.14
农村户籍	0.15	0.10	0.10	0.11	0.00	0.12	0.16	0.14
非全职工作	0.09	0.07	0.09	0.01	0.07	0.08	0.09	0.08
单位雇员规模	4.78	5.43	4.98	4.96	4.54	5.07	4.55	4.84

四、估计结果与分析

综上所述，女性的职位层级和晋升概率都低于男性，由此造成职位性别隔离。相应的，性别、职位层级之间的收入差距也非常明显。于是，我们接下来首先分析职位层级对工资收入及其性别差距的影响；其次检验职位晋升对性别收入差距的作用机制，即职位晋升及其工资效应的性别差距；最后应用上文构建的分解方法，对性别收入差距进行解构分析。

（一）职位层级与性别收入差距

职位层级对工资收入具有决定作用是本文分析的起点。与 Ransom and Oaxaca (2005) 的做法类似，我们在对数工资方程中逐步纳入回归变量，以

便检验职位层级与工资收入水平的关系,及职位隔离对性别收入差距的作用,回归结果汇报于表3。从模型(1)可以看出,平均来说,男性的小时工资收入比女性高11.9%。当然,这可能是由于人力资本等特征差异导致的。但当我们控制教育、工作经验和在职培训等人力资本特征变量后(模型(2)),女性与男性的工资差距缩小到7.2%。模型(3)的回归结果表明,职位层级与小时工资收入存在非常明显的正向关系。尽管班组长的工资收入与没有任何管理职务的一般员工的工资收入差距不明显,但基层主管、中层管理和主要领导的工资收入在数量和统计性都显著地高于一般员工。进一步控制职位层级虚拟变量后,小时工资收入的性别差距进一步缩小到只有5.5%。由此可见,职位层级是工资收入的重要决定因素。事实上,从模型(4)可以看出,职位层级因素对工资方程具有较高的解释程度(R^2 为0.285),从而使得职位隔离对性别收入差距具有一定的解释作用。

表3 职位层级对性别收入差距的作用

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
女性	-0.119*** (0.037)	-0.072** (0.031)	-0.055* (0.031)	-0.067** (0.033)
教育年限		0.083*** (0.006)	0.075*** (0.006)	
工作经验		0.003 (0.006)	0.001 (0.006)	
经验平方		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	
在职培训		0.034 (0.032)	0.015 (0.031)	
单位任期		0.003 (0.002)	0.004 (0.002)	
已婚		-0.005 (0.041)	0.001 (0.041)	
非全职工作		0.100* (0.056)	0.107* (0.055)	
中共党员		0.119** (0.048)	0.032 (0.048)	
农村户籍		-0.085* (0.050)	-0.101** (0.049)	
单位规模		0.076*** (0.009)	0.075*** (0.009)	
班组长			0.067 (0.062)	0.157** (0.068)
基层主管			0.231*** (0.061)	0.381*** (0.065)

(续表)

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
中层管理			0.448*** (0.060)	0.637*** (0.063)
主要领导			0.326*** (0.120)	0.410*** (0.130)
常数项	1.904*** (0.024)	0.855*** (0.130)	0.884*** (0.128)	2.240*** (0.089)
样本量	1672	1672	1672	1672
R ²	0.006	0.391	0.416	0.285

注：括号中的数字为标准差；***、**和*分别表示显著性水平为1%、5%和10%；除模型(1)之外，其他回归方程都控制了行业和省份虚拟变量。

(二) 职位晋升中的性别差异¹²

以上回归分析表明，职位隔离是性别收入差距的重要来源。为了检验职位隔离对性别收入差距的第一个作用机制，即职位晋升中是否存在性别歧视，我们利用有序 Probit 模型来对职位层级做回归分析，并根据 Pergamit and Veum (1999)、Bratti and Staffolani (2007)、Garcia-Crespo (2001)、Melero (2010) 和 Pfeifer (2010) 等理论和经验研究，我们在职位层级方程中纳入人力资本特征（教育程度、培训、工作经验和任期等）和工作努力程度（如加班时间）等因素（通过相关性分析，发现职位层级与这些变量大都存在显著的相关关系（见附录表 A）），以及控制人口特征变量和行业¹³虚拟变量后，检验性别是否显著影响职位层级。首先利用性别虚拟变量对全部样本进行回归，回归结果见表 4 模型（1）；其次，在全职就业和城市户口子样本中做稳健回归检验（见表 4 模型（2）和（3））；最后，在对男性和女性样本进行单独回归，以便检验职位晋升（职位层级的提升）门槛是否存在性别差异（见表 4 模型（4）和（5））。

从表 4 回归模型（1）可以看出，与预期一致，女性的职位层级在 1% 的显著性水平上低于男性。在全职就业和城市户口子样本中，性别对职位层级的影响得到了稳健的回归结果，其他变量的回归结果也基本一致。进一步的，通过对回归模型（4）和模型（5）比较发现，男性和女性职位晋升的门槛值（ μ_1 至 μ_4 ）存在显著差异，女性的晋升能力门槛明显地高于男性的晋升能力门

¹² 拙文(卿石松, 2011)对此已做了详细分析, 为了说明的需要而赘述之, 但做了改写。

¹³ 根据性别歧视理论预期, 行业特征(比如行业女性劳动力比重)对歧视程度有影响。也就是, 女性的职位层级可能与行业相关, 但与工作地点(省份)关系不大。因此, 我们在职位层级模型中控制行业虚拟变量而不控制省份虚拟变量。谨慎起见, 我们依然对控制省份虚拟变量做了回归分析, 只有极个别回归系数显著, 而且其他变量的回归系数几乎没有改变。所以职位层级方程只汇报控制行业虚拟变量的回归结果。但显然, 工资收入在行业和省份之间的差异很大, 下文的工资方程对行业和省份都做了控制。

槛¹⁴。在职位晋升中,女性没有享受平等对待或遭受性别歧视,同等能力条件下,男性有可能得到晋升而女性不会得到晋升,或男性会得到优先晋升。这与 Winter-Ebmer *et al.* (1997) 等文献的结论是一致的,符合职位晋升性别歧视理论的预期。

表4 职位层级 Ordered Probit 模型估计结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	全样本	全职就业	城市户口	男性	女性
女性		-0.285***	-0.231***		
	(0.077)	(0.080)	(0.081)		
教育年限	0.100***	0.104***	0.092***	0.094***	0.111***
	(0.015)	(0.015)	(0.016)	(0.019)	(0.024)
工作经验	0.035**	0.034**	0.040**	0.024	0.048*
	(0.015)	(0.016)	(0.016)	(0.020)	(0.029)
经验平方	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
在职培训	0.252***	0.260***	0.260***	0.261***	0.236**
	(0.072)	(0.075)	(0.077)	(0.092)	(0.120)
单位任期	0.001	0.001	0.002	0.007	-0.010
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.010)
已婚	-0.138	-0.145	-0.212*	-0.122	-0.155
	(0.101)	(0.105)	(0.110)	(0.131)	(0.170)
非全职工作	-0.089		-0.122	-0.312	0.120
	(0.142)		(0.152)	(0.205)	(0.207)
每周加班时间	-0.006	-0.006	-0.006	-0.006	-0.004
	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.006)
中共党员	0.641***	0.641***	0.649***	0.779***	0.470**
	(0.097)	(0.099)	(0.100)	(0.115)	(0.196)
农村户籍	0.187	0.189		0.335**	-0.000
	(0.123)	(0.128)		(0.162)	(0.195)
单位规模	0.009	0.008	0.002	0.012	0.010
	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.027)	(0.034)
μ_1	2.217***	2.251***	2.078***	2.157***	2.453***
	(0.274)	(0.286)	(0.292)	(0.356)	(0.436)
μ_2	2.485***	2.520***	2.349***	2.442***	2.706***
	(0.275)	(0.287)	(0.293)	(0.357)	(0.438)
μ_3	2.894***	2.916***	2.764***	2.877***	3.093***
	(0.278)	(0.290)	(0.296)	(0.361)	(0.443)

¹⁴ 根据匿名审稿人的建议,我们对分性别样本进行回归的系数差异进行了显著性检验,结果显示 $\chi^2(30)$ 为 360.04(显著性水平为 0.0000),说明男性和女性的职位晋升标准存在系统差异。同时,在全样本回归中,对女性与教育程度、工作经验、在职培训和单位任期等能力特征变量的交互作用做了回归分析,发现女性,以及女性与工作经验的平方、女性与在职培训、女性与单位任期交互变量的回归系数为负,联合显著性水平为 0.0135(女性与单位任期的交互变量独立显著,显著性水平为 0.028)。以上检验表明,女性的晋升能力门槛显著高于男性。

(续表)

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	全样本	全职就业	城市户口	男性	女性
μ_1	3.837*** (0.289)	3.906*** (0.302)	3.665*** (0.307)	3.880*** (0.375)	3.948*** (0.463)
样本量	1672	1530	1446	937	735
拟 R^2	0.106	0.110	0.103	0.114	0.101
chi-squared	284.4	275.2	246.9	194.4	95.30
对数似然比	-1.197	-1.113	-1.074	-757.2	-423.3

注：表中数字是回归系数(省略了行业虚拟变量的回归系数)；括号中的数字是相应的标准差；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

职位晋升可能是人力资本的体现，我们的发现与国外研究结论一致，教育程度和工作经验等人力资本特征变量与职位晋升概率正相关 (Pergamit and Veum, 1999; Pfeifer, 2010)。同时，在职培训能够提高专用性技能，雇主也可能利用晋升来鼓励在职培训等专用性人力资本投资。但与 Melero (2010) 不同的是，我们发现在职培训对男性和女性的职位晋升都有显著的积极作用 (通过检验，回归系数不存在显著差异)，而他们分别利用美国青年纵向调查 (NLSY) 和英国家庭追踪调查 (BHPS) 发现在职培训只对女性的职位晋升有显著的促进作用，而对男性职位晋升没有显著影响。类似的，在本单位工作任期越长，企业专用性人力资本积累越多，雇主也更加了解雇员的能力信息，从而能够通过晋升的方式促进人一岗匹配度。因此，理论预期工作任期 (企业专用性人力资本的衡量指标) 与职位晋升存在显著关系¹⁵，但我们的证据与 Pergamit and Veum (1999) 一致，单位任期与职位晋升概率没有显著关系。

当然，职位晋升也可能与工作投入或工作努力程度相关。有研究认为，晋升是工作努力程度的激励手段，大量研究都发现，加班时间与职位晋升概率 (Pfeifer, 2010) 或预期的职位晋升概率正相关 (Bratti and Staffolani, 2007)，非全职工作 (兼职工作) 与晋升概率负相关 (Garcia-Crespo, 2001)。但我们的证据没有支持以上研究结论，发现每周加班时间的长短、非全职工作等工作投入或工作努力程度指标都与职位晋升没有显著关系。这或许是因为在我国企业人力资源管理情境下，职位晋升主要是作为人力资本或技能的配置手段，而很少利用晋升作为绩效激励手段，这一点值得进一步分析和探讨。当然，结论的差异也可能是数据结构的原因，与面板数据，特别是来自单个企业的纵列数据相比，横截面数据很难追踪晋升的动态变化，也就难以体现前期工作努力程度对职位晋升的作用。

¹⁵ Francesconi (2001) 发现工作任期只对男性职位晋升有显著影响，且与晋升概率存在倒 U 形关系，2—6 年晋升概率达到峰值，此后，任期延长，晋升概率下降。

(三) 职位晋升的工资效应

上述回归分析发现, 职位晋升过程中女性处于劣势地位, 使得女性过多地集中于工资收入较低的低层职位, 由此导致性别收入差距。接下来, 为了考察职位因素对性别收入差距的第二个作用途径, 即职位晋升对女性工资收入的作用是否小于对男性的作用。为此, 我们分性别子样本对前三年职位晋升(由问题“在过去的三年内, 您是否获得过技术等级或职务上的晋升?”)的工资效应进行回归分析(表5)。从回归结果来看(见表5模型(1)和模型(2)), 职位晋升对男性和女性的工资收入都具有显著的正作用, 且女性工资收入方程的回归系数大于男性, 这似乎印证了Cobb-Clark(2001)的结论, 即尽管女性的晋升机会较少, 但女性能够从职位晋升中获得更多的工资回报。我们对此做进一步验证, 在小时工资收入方程中加入女性与职位晋升的交互变量, 结果发现(见表5模型(3)), 尽管女性与前三年晋升交互变量的回归系数为正, 但没有通过显著性检验, 而且回归结果在全职就业和城市户籍子样本中保持稳健(见表5模型(4)和(5))。这表明, 尽管回归系数的大小存在一定的区别, 但职位晋升对工资收入水平的作用不存在显著的性别差异, 这与Blau and Devaro(2007)等的结论是一致的。也就是说, 职位性别隔离对性别收入差距的作用, 主要是通过职位晋升歧视而不是职位晋升工资效应的性别差异导致的。

表5 职位晋升的工资效应

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	男性	女性	总样本	全职就业	城市户口
女性			-0.070** (0.034)	-0.088** (0.035)	-0.061* (0.037)
教育年限	0.081*** (0.008)	0.071*** (0.009)	0.079*** (0.006)	0.075*** (0.006)	0.079*** (0.007)
工作经验	-0.007 (0.009)	0.022** (0.011)	0.003 (0.006)	-0.002 (0.007)	0.002 (0.007)
经验平方	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
在职培训	-0.012 (0.043)	0.058 (0.047)	0.021 (0.031)	0.024 (0.032)	0.019 (0.034)
单位任期	0.004 (0.003)	0.001 (0.004)	0.003 (0.002)	0.005* (0.002)	0.003 (0.002)
已婚	0.110* (0.057)	-0.173*** (0.062)	-0.008 (0.041)	-0.004 (0.043)	0.010 (0.046)
非全职工作	0.042 (0.080)	0.133* (0.079)	0.102* (0.056)		0.123** (0.060)

(续表)

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
	男性	女性	总样本	全职就业	城市户口
中共党员	0.068 (0.059)	0.182** (0.085)	0.106** (0.048)	0.120** (0.048)	0.101** (0.050)
农村户籍	-0.026 (0.070)	-0.148** (0.071)	-0.078 (0.050)	-0.062 (0.051)	
单位规模	0.072*** (0.012)	0.079*** (0.013)	0.073*** (0.009)	0.073*** (0.009)	0.067*** (0.010)
前三年职位晋升	0.189*** (0.051)	0.277*** (0.064)	0.189*** (0.049)	0.173*** (0.050)	0.172*** (0.053)
女性×前三年职位晋升			0.080 (0.079)	0.126 (0.080)	0.077 (0.084)
常数项	0.884*** (0.177)	0.904*** (0.193)	0.907*** (0.130)	1.008*** (0.135)	0.928*** (0.143)
样本量	937	735	1672	1530	1446
R ²	0.380	0.471	0.403	0.409	0.382

注：括号中的数字为标准差；***、**和*分别表示显著性水平为1%、5%和10%；所有回归方程都控制了行业和省份虚拟变量；由于前期职位晋升与当期职位层级存在显著的相关性，因此模型不包括职位层级变量。

值得注意的是，工资方程中职位晋升潜在的内生性问题可能使 OLS 的估计结果存在偏误。¹⁶ 职位晋升一般发生在组织获悉员工生产力价值的正面信息后，这些信息可能来自于组织对员工能力的充分认识，或员工实际的价值确实提高了。同时，组织也可能因为这些信息而给员工增加工资而与职位晋升无关，或组织同时利用这些信息作为加薪和晋升的依据。由于员工对于组织的价值不仅取决于人力资本技能，还与员工与组织的匹配度相关，而这种匹配度难以被研究者或第三方所观察。因此，职位晋升的工资效应可能被高估。但是，本文数据是滞后的职位晋升（前三年职位晋升），这会大大降低内生性偏误。事实上，Kosteas（2009）在追踪调查数据（面板数据）中利用预期晋升机会的滞后变量作为工具变量，发现滞后的（前两年）职位晋升在总样本和女性子样本工资增长方程中不存在内生性偏误。¹⁷

此外，职位晋升变量的随机测量误差也可能导致衰减偏误（attenuation bias）。就本文数据来说，被调查者要求回答前三年是否有职位晋升，而不是具体到晋升次数。因此，在获得晋升的样本中，有些人可能不仅获得一次晋升，因而低报职位晋升。当然，也存在可能仅仅是头衔的改变而职位没有实质提升，但自我汇报有职位晋升，从而高报职位晋升。由于数据的限制，我

¹⁶ 感谢匿名审稿人对这个问题的提醒和评论。

¹⁷ 就我们所掌握的资料情况，在职位晋升工资效应文献中，仅有 Kosteas（2009）考虑了职位晋升的内生性问题，就像作者所声明的那样，这是该文的主要贡献。该文的职位晋升变量与本文类似，为前两年是否有职位晋升的哑变量。

们无法对这些问题做更多的检验分析。但幸运的是, 这些潜在的问题对本文主要结论的影响有限。首先, 职位晋升对工资收入有正向作用, 是有理论逻辑支持的, 并不完全依赖于计量研究策略; 其次, 本文考察职位晋升的工资效应, 主要目的还在于检验职位晋升的工资效应是否存在性别差异, 而不是职位晋升工资效应的具体程度。因此, 本文的主要结论是成立的, 即职位隔离是形成性别收入差距的重要机制, 且主要的作用途径是晋升歧视而不是晋升回报的性别差异。

(四) 性别收入差距分解

以上发现, 尽管职位晋升的工资效应不存在显著的性别差异, 即女性能够从晋升中至少获得与男性一样的工资增长, 但女性的职位层级较低、晋升机会较少。由此推理, 职位性别隔离对性别收入差距具有重要的解释作用。为此, 利用上文介绍的引入职位晋升机制的分解方法, 对性别收入差距的来源做分解分析。分解结果汇报于表6。

表6 纳入职位晋升机制的性别收入差距分解结果

		全样本		全职就业样本		城镇户籍样本	
		绝对值	百分比	绝对值	百分比	绝对值	百分比
职位层级内	人力资本差异	0.030	24.91	0.039	28.56	0.015	16.71
	工资歧视	0.041	34.10	0.042	31.02	0.032	34.62
职位层级间	人力资本差异	0.019	16.02	0.021	15.63	0.017	18.78
	职位晋升歧视	0.030	24.96	0.034	24.79	0.027	29.89
总体差距		0.119	100	0.135	100	0.091	100

全样本回归分解结果显示: 尽管职位内部的性别收入差距大于职位之间的性别收入差距, 但职位隔离对性别收入差距具有非常重要的影响, 能够解释40.98%的性别收入差距。其中, 职位晋升歧视能够解释约1/4(24.96%)的收入差距, 占整个职位层级之间性别收入差距的61%。在职位层级内部, 可以被人力资本差异所解释的部分比例较小, 大部分都是由工资歧视(系数差异)导致的。性别歧视(包括职位内的工资歧视和晋升歧视)对总的性别收入差距的作用达到59.06%, 其中, 职位晋升歧视占42.26%。

同时, 我们在全职就业和城镇户籍子样本得到了稳健的结果, 职位之间的性别收入差距略低于职位内的性别收入差距, 但在职位之间, 晋升歧视占主要部分。具体来说, 职位隔离在总的性别收入差距中所占比例分别为40.41%和48.67%。其中, 晋升歧视占职位层级之间性别收入差距的比重分别为61.33%和61.42%。

以上结果表明, 与国内以往性别收入差距文献一致的是, 我们也发现城镇劳动力市场存在严重的性别歧视问题, 但我们对性别歧视做了进一步的细

分，把职位晋升歧视对性别收入差距的作用从总的歧视作用中剥离出来。这不仅有利于打开性别收入差距成因的黑箱，明确性别收入差距的真实来源，而且研究结论与现实更加符合，回答了“单位内部同等工作的工资标准一致，为什么还存在性别收入差距”的疑问。同时也能够解释在“女性职业”内部依然存在性别收入差距的现象。

然而，值得注意的是，尽管我们分解得到的职位隔离对性别收入差距的作用比国外小，如 Ransom and Oaxaca (2005) 利用单个企业的人事数据发现职位隔离能够解释 95% 的工资收入差异，Malkeil and Malkeil (1973) 发现加入职位层级虚拟变量组之后，性别收入差距中不可被人力资本特征变量所解释的部分基本消失，但这并非表示职位隔离或职位晋升歧视在我国不严重。限于数据，我们对职位层级只能按五个等级做出粗略定义，而事实上，企业内部职位层级远远多于五个。也就是说，在我们定义的另一职位内部，依然还有职位层级的差异。因此，我们可能把一部分职位隔离的作用归为工资歧视。如果能够像 Shatnawi *et al.* (2011) 那样，利用企业人事数据对职位做出更细致的分类，职位隔离程度及其对性别收入差距的作用会显著提高。¹⁸

基于上述分析发现，职位隔离是我国性别收入差距的一个重要来源。显然，人力资本差异无法完全解释性别职位隔离。那么，在职位晋升性别歧视中，除了雇主的偏见或是统计性歧视，是否与我们目前讨论激烈的男女有差别的退休年龄政策相关呢？按照国家相关政策，我国实行差别性退休年龄政策，男性职工退休年龄为 60 岁，女性职工退休年龄为 50 岁，女性干部为 55 岁。¹⁹ 由于女性较男性提前退休，女性正常的就业时间远远少于男性的市场工作时间。这不仅直接影响了女性的职业生涯发展和职位晋升机会，比如，五十岁左右的时候，正是男性职业生涯发展的黄金时期，而女性因濒临退休而可能失去晋升机会。而且，由于政策性职业生涯的缩短，人力资本投资的回报周期较少，以及预期的职位晋升机会和职业发展前景的不乐观，从而降低女性人力资本投资（如教育和在职培训）的激励水平和工作的积极性，从而间接地、进一步地降低女性职位晋升机会。因此，有理由推测，差别性退休年龄政策对职位隔离具有重要影响。

¹⁸ Shatnawi *et al.* (2011)、Ransom and Oaxaca(2005)的数据是一样的，来自于美国一家地区性连锁商店，职位层级或职位头衔共 13 个。Malkeil and Malkeil(1973)的数据也来自于企业数据，并且样本都具有高等教育学历的专业性职业雇员。由于美国工会和法律的约束，企业内部同一职位头衔不存在收入差距，因此，不合理的性别收入差距主要来源于职位隔离。

¹⁹ 最早的文件见 1978 年 5 月国务院颁布的《关于安置老弱病残干部的暂行办法》。专业性和技术性较强的工作另有规定，如高等学校的教师，女性可以自愿选择与男性同龄退休。

五、结 论

本文从职位性别隔离角度为性别收入差距提供了新的解释。我们构建一个引入了职位晋升的性别收入差距分解方法,衡量了职位隔离对性别收入差距的作用,并把性别歧视进一步分解为职位内工资歧视(同工不同酬)和晋升歧视,由此得到一些具有理论价值和政策含义的结论。

我们的证据表明,劳动力市场存在严重的职位性别隔离。尽管职位晋升对工资收入水平的作用不存在显著的性别差异,甚至从回归系数来看,女性职位晋升的工资收入回报高于男性(不显著),但女性职位晋升概率较低,以及由此造成的职位隔离是城镇劳动力市场性别收入差距的重要影响因素。约41%的性别收入差距是由职位隔离引起的。其中,职位晋升歧视能够解释1/4的性别收入差距。而在职位层级内部,可以被人力资本差异所解释的部分比例较小,大部分都是由工资歧视导致的。性别歧视(不能被人力资本等特征差异所解释,包括职位内工资歧视和晋升歧视)是性别收入差距的主要来源(占59.06%)。我们在全部样本、全职就业和城镇户籍子样本中得到稳健和一致的结论。

从我们的估计结果来看,职位隔离对性别收入差距的作用不算低。但事实上,限于数据和职位的定义,我们仅把职位层级归为五个等级,实际中组织内部的职位层级远多于这个数,职位隔离程度及其对性别收入差距的作用也远比我们估计的程度更大。以上结论的政策含义在于,同工同酬虽是世界各国普遍倡导的性别平等原则和措施,但“同酬”还需“同工”。首先,与直接的、显性的“同工不同酬”的工资歧视相比,职位晋升中的性别歧视更加隐蔽而不容易直接观察到,这种隐蔽的歧视现象往往被表面现象所掩盖,使人们忽略了收入分配领域的性别不平等问题。其次,切实采取措施促进职位性别平等,提高女性在高层职位上的比例,这本身就是性别平等的议题,而且由于女性可能更具平等观念,提高女性在高层职位的代表性,有利于更好地实施性别平等政策和减少性别偏见。因而,促进女性职业发展,提高女性在高层管理职位的比例是促进性别平等的重要措施。

附录

表 A 变量皮尔逊相关性分析

	职位层级	对数小时 工资收入	前三年 职位晋升	女性	教育年限	工作经验	在职培训	单位任期	已婚	非全职 工作	加班时间	中共党员	农村户籍	企业规模
职位层级	1													
对数小时工资收入	0.2973*	1												
前三年职位晋升	0.2324*	0.2551*	1											
女性	-0.1185*	-0.1336*	-0.0844*	1										
教育年限	0.1856*	0.3804*	0.2101*	0.0333	1									
工作经验	0.1532*	-0.0066	-0.0596*	-0.1706*	-0.2529*	1								
在职培训	0.1408*	0.1269*	0.1318*	-0.0789*	0.1497*	0.0875*	1							
单位任期	0.1041*	0.0628*	0.0086	-0.1798*	-0.0923*	0.6626*	0.0892*	1						
已婚	0.0456	-0.039	-0.016	-0.0553*	-0.1317*	0.4543*	0.0914*	0.3405*	1					
非全职工作	-0.0643*	-0.1447*	-0.0642*	0.0284	-0.1542*	0.0022	-0.0684*	-0.0874*	0.0083	1				
加班时间	-0.0951*	-0.1475*	-0.0146	-0.1024*	-0.2492*	-0.0666*	-0.0543*	-0.1353*	-0.0486*	-0.0752*	1			
中共党员	0.3192*	0.1241*	0.1150*	-0.1189*	0.1833*	0.1879*	0.1050*	0.1449*	0.1183*	-0.0581*	-0.0971*	1		
农村户籍	-0.0600*	-0.0475	-0.0481*	0.0516*	-0.2521*	-0.2565*	-0.0761*	-0.2490*	-0.1703*	-0.0138	0.2448*	-0.1005*	1	
企业规模	0.0304	0.2154*	0.0676*	-0.1290*	0.0788*	0.1610*	0.1029*	0.2871*	0.1138*	-0.0839*	-0.1468*	-0.0027	-0.1719*	1

注：*表示相关系数的显著性水平小于5%(双尾)。

参考文献

- [1] Albrecht, J., A. Bjorklund, and S. Vroman, "Is There a Glass Ceiling in Sweden?", *Journal of Labor Economics*, 2003, 21(1), 145—177.
- [2] Appleton, S., J. Hoddinott and P. Krishnan, "The Gender Wage Gap in Three African Countries", *Economic Development and Cultural Change*, 1999, 47(2), 289—312.
- [3] Arulampalam, W., A. Booth, and M. Bryan, "Is There a Glass Ceiling over Europe? Exploring the Gender Pay Gap across the Wage Distribution", *Industrial and Labor Relations Review*, 2007, 60(2), 163—186.
- [4] Baldwin, M., R. Butler, and W. Johnson, "A Hierarchical Theory of Occupational Segregation and Wage Discrimination", *Economic Inquiry*, 2001, 39(1), 94—110.
- [5] Bettio, F., and A. Verashchagina, *Gender Segregation in the Labour Market: Root Causes, Implications and Policy Responses in the EU*. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2009.
- [6] Bjerck, D., "Glass Ceilings or Sticky Floors? Statistical Discrimination in a Dynamic Model of Hiring and Promotion", *The Economic Journal*, 2008, 118(530), 961—982.
- [7] Blau, F., and J. Devaro, "New Evidence on Gender Differences in Promotion Rates: An Empirical Analysis of a Sample of New Hires", *Industrial Relations*, 2007, 46(3), 511—550.
- [8] Booth, A., M. Francesconi, and J. Frank, "A Sticky Floors Model of Promotion, Pay, and Gender", *European Economic Review*, 2003, 47(2), 295—322.
- [9] Bratti, M., and S. Staffolani, "Effort-Based Career Opportunities and Working Time", *International Journal of Manpower*, 2007, 28(6), 489—512.
- [10] Brown, R., M. Moon, and B. Zoloth, "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials", *Journal of Human Resources*, 1980, 15(1), 3—28.
- [11] 蔡禾、吴小平, "社会变迁与职业的性别不平等", 《管理世界》, 2002年第9期, 第71—77页。
- [12] Cobb-Clark, D., "Getting Ahead: The Determinants of and Payoffs to Internal Promotion for Young U. S. Men and Women", in Polachek, S. (eds.), *Worker Wellbeing in a Changing Labor Market*, Vol. 20. New York, NY: JAI Press, 2001, 339—372.
- [13] Francesconi, M., "Determinants and Consequences of Promotions in Britain", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2001, 63(3), 279—310.
- [14] Garcia-Crespo, D., "Promotions in the Spanish Labour Market: Differences by Gender.", *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 2001, 63(5), 599—614.
- [15] 葛玉好, "部门选择对工资性别差距的影响: 1988—2001年", 《经济学》(季刊), 2007年第6卷第2期, 第607—628页。
- [16] 葛玉好、曾湘泉, "市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响", 《经济研究》, 2011年第5期, 第45—56页。
- [17] Gibbons, R., and M. Waldman, "A Theory of Wage and Promotion Dynamics Inside Firms", *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(4), 1321—1358.
- [18] Gibbons, R., and M. Waldman, "Enriching a Theory of Wage and Promotion Dynamics inside Firms", *Journal of Labor Economics*, 2006, 24(1), 59—107.
- [19] Hassink, W., and G. Russo, "The Glass Door: The Gender Composition of Newly-Hired Workers across Hierarchical Job Levels", 2010.

- [20] Hersch, J., and W. Viscusi, "Gender Differences in Promotions and Wages", *Industrial Relations*, 1996, 35(4), 461—472.
- [21] Kostea, V., "Job Level Changes and Wage Growth", *International Journal of Manpower*, 2009, 30(3—4), 269—284.
- [22] Lazear, E., and S. Rosen, "Male-Female Wage Differentials in Job Ladders", *Journal of Labor Economics*, 1990, 8(1), S106—S123.
- [23] 李春玲, "中国职业性别隔离的现状及变化趋势", 《江苏社会科学》, 2009年第3期, 第9—16页。
- [24] 李实、马欣欣, "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》, 2006年第5期, 第2—13页。
- [25] Li, S., J. Song, and X. Liu, "Evolution of the Gender Wage Gap among China's Urban Employees", *Social Sciences in China*, 2011, (03), 161—180.
- [26] Malkiel, B., and J. Malkiel, "Male-Female Pay Differentials in Professional Employment", *American Economic Review*, 1973, 63(4), 693—705.
- [27] Melero, E., "Training and Promotion: Allocation of Skills or Incentives?", *Industrial Relations*, 2010, 49(4), 640—667.
- [28] Neumark, D., "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *Journal of Human Resources*, 1988, 23(3), 279—295.
- [29] Olson, C., and B. Becker, "Sex Discrimination in the Promotion Process", *Industrial and Labor Relations Review*, 1983, 36(4), 624—641.
- [30] Pekkarinen, T., and J. Vartiainen, "Gender Differences in Promotion on a Job Ladder: Evidence from Finnish Metalworkers", *Industrial and Labor Relations Review*, 2006, 59(2), 285—301.
- [31] Pergamit, M., and J. Veum, "What is a Promotion?", *Industrial and Labor Relations Review*, 1999, 52(4), 581—601.
- [32] Pfeifer, C., "Determinants of Promotions in an Internal Labour Market", *Schmalenbach Business Review*, 2010, (62), 342—358.
- [33] 卿石松, "职位晋升中的性别歧视", 《管理世界》, 2011年第11期, 第28—38页。
- [34] Ransom, M., and R. Oaxaca, "Intrafirm Mobility and Sex Differences in Pay", *Industrial and Labor Relations Review*, 2005, 58(2), 219—237.
- [35] Shatnawi, D., R. Oaxaca, and M. Ransom, "Applying Fixed Effects to Hierarchical Segregation Models", *American Economic Review*, 2011, 101(3), 588—592.
- [36] 王美艳, "中国城市劳动力市场上的性别工资差异", 《经济研究》, 2005年第12期, 第35—44页。
- [37] Winter-Ebmer, R., and J. Zweimuller, "Unequal Assignment and Unequal Promotion in Job Ladders", *Journal of Labor Economics*, 1997, 15(1), 43—71.
- [38] 吴愈晓、吴晓刚, "1982—2000:我国非农职业的性别隔离研究", 《社会》, 2008年第6期, 第128—152页。
- [39] 颜士梅、颜士之、张曼, "企业人力资源开发中性别歧视的表现形式——基于内容分析的访谈研究", 《管理世界》, 2008年第11期, 第110—118页。
- [40] Zhang, J., J. Han, P. Liu, and Y. Zhao, "Trends in the Gender Earnings Differential in Urban China, 1988—2004", *Industrial and Labor Relations Review*, 2007, 61(2), 224—243.

Unequal Pay or Unequal Job: Effect of Hierarchical Segregation on Gender Earning Differentials

SHISONG QING

(East China Normal University)

JIAMEI ZHENG

(Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract Hierarchical segregation represents an important source of male-female earning differentials. Using a large scale national survey dataset drawn from the China General Social Survey of 2006, this paper develops a variation of wage decompositions that takes into consideration job title attainment and extends the literature by analyzing simultaneously the effects of hierarchical segregation, wage discrimination, and human capital on gender earning differentials in urban China. The evidences suggest that there exists hierarchical segregation in job positions. About 41 percent of the total gender log hourly earnings differentials results from across job levels. More of the unexplained difference account for wage discrimination within job levels. Meanwhile, a quarter of the total earnings gap is attributable to gender discrimination in job promotion. Therefore, in addition to the policy of “equal pay for equal work”, promoting more women into the higher positions is the active measure to promote gender equality.

JEL Classification J71, J31, J16