

中国城市性别失业率差异与就业歧视

刘 靖 张 琼*

内容提要 不同于劳动参与的研究，失业是个体积极寻找工作之后仍然无法得到雇佣。男性与女性在中国劳动力市场上的失业率是否存在差异，差异主要源于男性与女性自身条件的不同，还是因为市场存在性别歧视，具有重要的政策含义。本文基于中国家庭追踪调查数据发现：（1）女性失业率显著高于男性，即便控制其他因素影响，性别失业率差异依然显著，且25~34岁个体的性别失业率差异最大，45~55岁个体次之；（2）线性和非线性分解结果都显示，女性在就业过程中不仅遭遇了歧视，而且所遭遇的歧视远高于我们所观察到的性别差异。综合而言，女性处于劣势的自身条件及劳动力市场对其不利的认可，是女性面临更高失业风险的重要原因。

关键词 失业率 非线性分解 歧视

一 引言

目前国内常用的失业率统计数据为国家统计局公布的城市登记失业率，而登记失业率是通过劳动部门进行的失业登记得到的，没有包括享受下岗待遇的人员和未进行登记的人员，并不能完全反映真实情况（蔡昉，2004；张车伟，2003）。根据历次人口普查数据推算，中国城市地区失业率从1990年的0.88%上升到2000年的8.27%，并

* 刘靖，中央财经大学经济学院，电子邮箱：liujingeco@126.com；张琼（通讯作者），中央财经大学经济学院，zhangqiong08@126.com。本文得到国家自然科学基金项目“社会保障改革与中国收入分配：基于核密度估计的实证分析和政策建议”（项目编号：71103212）、教育部人文社会科学一般项目青年基金“人口转型、劳动力迁移与资本积累：论中国经济长期发展与短期波动中的人口因素”（12YJC790269）以及中央财经大学经济学院“协同创新项目”支持。

在2005年下降到6.08%，2010年下降到5.84%^①。2014年，中国首次发布了调查失业率，2014年6月末的调查失业率为5.05%。虽然2000年以后城市失业率逐渐下降，但是女性的失业率一直高于男性的失业率。2005年女性失业率为7.22%，2010年为6.35%，而相对应的男性失业率分别为5.2%和5.01%^②。同时，各个地区的女性失业率均高于男性，且在失业率相对较高的省份，性别差异更大。

同劳动参与的研究不同，失业的特殊之处在于不是选择进入或者退出劳动力市场，而是个体积极寻找工作之后仍然无法就业（被雇佣或自我雇佣）。失业率的性别差异则体现为即使女性决定工作，其就业的可能性仍然低于男性。弄清这种现象的根源至关重要：一方面，制订合适的劳动力市场政策需要关注女性失业率高于男性的背后原因，公平的市场环境可以提高女性在就业市场上的地位，改善劳动力市场的失业状况，提高总体就业率；另一方面，失业可能降低再就业者收入（刘文忻、杜凤莲，2008），扩大性别收入差距（杜凤莲、王晶，2005）。考虑到女性对于子女教育、性别平等和改善贫困等方面的积极作用（Hoddinott & Haddad, 1995；Song, 2008），改善女性就业状况对于家庭也具有重要作用。

已有文献主要从以下几方面解释城镇失业率的性别差异：首先，相对紧张的劳动力市场和缺乏公平的滞后的劳动保护法律体系可能导致就业性别歧视。Myatt & Murrell（1990）针对加拿大的研究发现，影响性别失业率差异的决定因素是最低工资水平和经济吸收新劳动力进入能力的瓶颈。基于对女性的偏见可能仅来自于信息不对称，雇主假定女性平均劳动技能和素质比男性更低（Webster, 2012），从而对不同性别给予不同对待（Ham et al., 1999）。在同等素质技能的条件下，男性比女性享受更多的优惠待遇，企业在雇佣过程中对女性存在歧视（Chen & Hamori, 2008）。

其次，因为女性较男性承担了更多的家庭责任，具有相似的人力资本特征的不同性别劳动力，市场对其婚姻状况的反应并不相同（Masaguè & Carolina, 2008）。因为家庭责任，女性也可能表现出更低的寻找工作的强度、较低的人力资本积累、更频繁地进入和退出劳动力市场和更高的保留工资水平等，这些因素同市场机制相互作用，同样可能导致失业率的性别差异（Azmat et al., 2006）。

① 根据2000年、2010年人口普查数据和2005年全国1%人口抽样调查数据计算得到。失业率是由统计局人口普查数据中16岁及以上失业人口数占16岁及以上失业人口与就业人口（经济活动人口）的总和的比例计算得出。城市失业率则由统计数据中城市失业人口除以城市经济活动人口得出。

② 根据2010年人口普查数据和2005年全国1%人口抽样调查数据计算得到。

最后，考虑到中国的特殊情况，20世纪90年代中期的国有企业改革产生了大批下岗工人，研究证实女性职工的解雇比率比男性高得多，而且再就业的难度也更大（Appleton et al., 2002；Giles et al., 2006）。此外，女性失业者实现再就业的概率更低也会导致女性的失业持续时间比男性的长（杜凤莲、董晓媛，2006）。

目前，针对女性就业状况的相关研究包括劳动市场参与率、工资性别差异以及性别职业隔离等（李春玲、李实，2008；蔡禾、吴小平，2002；蔡昉、王美艳，2004；Maurer-Fazio et al., 2011；Gustafsson et al., 2000；Zhang et al., 2007），针对失业的研究包括失业状态（陆铭、田士超，2009；蔡昉等，2004；李实、邓曲恒，2004）、失业持续时间以及失业再就业（魏立萍，2007；Giles et al., 2006），专门针对失业性别差异的研究相对较少。

杜凤莲和董晓媛（2006）、胡永远和余素梅（2009）针对大学生失业持续时间的性别差异进行了研究，发现女性失业持续时间显著长于男性，且这种性别差异主要来源于歧视。Appleton et al.（2002）使用1999年家庭入户调查的4000个样本数据，得出身体健康状况差、文化程度低、有子女的女性失业持续时间较长。魏立萍（2007）运用生存模型发现性别对“4050”失业者的失业持续时间与再就业机会具有显著的影响。张展新（2004）利用2000年人口普查数据采用logistic回归分析了失业的决定因素发现，中、低学历的女性失业率显著高于男性，但并没有性别歧视。Hamori & Chen（2008）使用中国营养健康调查数据（CHNS）采用Oaxaca线性分解雇佣的性别差异发现，1996年尚没有针对女性的雇佣歧视，但2005年女性受到了显著的雇佣歧视。除了魏立萍（2007），其他研究的基本结论是一致的，即女性的失业率较高，失业持续时间更长，然而以往研究使用的数据时间较早，对于性别差异的分析也不够深入，仅仅考察了总的特征差异和系数差异的大小，并未对性别差异中具体因素所起的作用进行详细分析。

本文使用北京大学中国家庭追踪调查（CFPS）2010年的调查数据，探讨中国城市失业率性别差异的原因。文中首先基于回归分析识别失业率的影响因素，发现女性失业的概率显著地高于男性。接着采用Oaxaca-Blinder（OB）线性及OB、Powers-Yoshioka-Yun（PYY）非线性分解方法分析发现，女性在就业过程中不仅遭遇歧视，所遭遇的歧视甚至远高于我们所观察到的性别差异。综合而言，女性处于劣势的自身条件以及劳动力市场对其不利的认可，是女性面临更高失业风险的重要原因。

同以往研究相比，本文的贡献主要体现在以下几方面：第一，除了考察性别失业率背后的原因，我们还对不同年龄组加以讨论。第二，同时考虑线性和非线性分解，

详细考察性别失业率差异的影响因素；通过对个体自身条件与家庭背景等不同因素的区别对待，将暗含在女性“家庭背景”中表现为降低失业风险但实际上对应于性别歧视的因素分离出来，从而更全面地揭示出性别歧视对性别失业率差异的影响。第三，所有分析中都同时放松了调查样本服从独立同分布的假设并进行了相应处理。

文中剩余部分结构安排如下：第二节是研究方法介绍，第三节对文中使用的数据进行说明，第四节给出失业率影响因素的识别结果，考察性别歧视对男性和女性失业率差异的影响，第五节为主要结论。

二 研究方法

文中的研究方法主要有两步：第一步识别失业率的影响因素，并考察不同年龄群体的性别失业率是否存在显著差异^①；第二步，使用线性和非线性等分解方法分析影响性别失业率差异的决定因素，以及不同因素对特征差异和歧视的单独贡献。下面简要说明分解的基本原理：

首先，使用 probit 模型分别估计男性和女性的失业率：

$$Pr(y^j = 1) = \Phi(B^j X^j), j = m \text{ or } f \quad (1)$$

其中， $\Phi(\cdot)$ 是累积密度函数。

依据经典的 Oaxaca-Blinder (1973) 分解技术，女性与男性之间失业率预测值的平均差异可以分解为：

$$\overline{\Phi(B^f X^f)} - \overline{\Phi(B^m X^m)} = \underbrace{\{\overline{\Phi(B^m X^f)} - \overline{\Phi(B^m X^m)}\}}_{E_1} + \underbrace{\{\overline{\Phi(B^f X^f)} - \overline{\Phi(B^m X^f)}\}}_{C_1} \quad (2)$$

其中，向量 X^m 和向量 X^f 分别表示影响男性、女性的特征因素（如个体自身特征、家庭特征及所在地区特征），向量 B^m 和向量 B^f 则是这些特征因素的边际影响， $\overline{\Phi}$ 是平均的失业概率。(2) 式中 E_1 衡量了“可解释的” (explainable) 失业率差异，即由于男性、女性特征不同而引起的失业率差异（特征差异）； C_1 衡量了性别失业率差异中“未解释的” (unexplainable) 部分。后者还可表示为 $C_1 = UR_d - UR_{nd}$ ，其中， UR_d 表示歧视情况下的失业率， UR_{nd} 则表示未受歧视情况下的失业率，即如果“不受歧视”时

^① 基于 Bertrand et al.(2004) 的研究方法对数据中不同个体可能不满足独立同分布的假设进行处理，将通常使用的估计标准误换成省际层面上的聚类稳健标准误，使用 stata12 来实现这一过程。

(各因素的边际影响与男性相同)的“理想”失业率。Mohanty (1998) 和 Chen & Ham (1999) 认为, 如果 C_1 在统计上是显著的正值, 那么针对女性的就业歧视是存在的。当然, 男性和女性的特征因素不同可能也是由于性别歧视造成的, 譬如“重男轻女”和“女子无才便是德”等思想导致女性比男性接受更少的教育, 而教育同时又是影响失业率的重要因素, 此时女性有可能面临更高的失业率。但这不是我们关注的重点, 文中更关心劳动力市场上是否存在式(2)所表征的性别歧视。此时, 即便男性和女性具有相同的特征, 譬如相同的受教育程度、相似的家庭背景或来自于同一地区等, 女性仍然可能面临更高的失业风险。

需要特别说明的是, 基于(2)式对性别失业率差异进行分解时, 未解释的部分实际上相当于一个“黑匣子”, 包括了被忽略的或未观察到的特征变量及就业歧视等多个因素的影响, 因此未解释的部分并不能完全对应于就业歧视。经验分析中如果不能很好地包括所有影响男性和女性失业率的个体特征和偏好等因素, 由此产生的“遗漏变量”问题将会影响“就业歧视”的分析结论, 使得“未解释部分”的分解变得没有价值。

然而, 对于文中的分析而言, 我们可以回避这一问题, 从而得以对“未解释部分”进行进一步的分解分析。一方面, 文中的研究对象为失业, 而个体(包括男性和女性)不太可能偏好失业^①, 因此个体偏好因素基本不会出现在未解释部分(Mohanty, 1998)。另一方面, 我们尽可能地将影响个体失业率的主要因素(包括自身特征、家庭成员特征以及个体所在地区特征等)纳入进来并较好地加以度量和识别。此时, 这些因素的影响将会剥离到“可解释部分”中, “黑匣子”中余下的部分将更贴近于“就业歧视”的影响。当然, 尽可能地回避“遗漏变量”问题有利于我们得到更合理的无歧视系数。

如果试图分离每个变量对各部分差异的单独贡献, 非线性模型的分解和线性模型略有不同, 由于路径依赖(Yun, 2004; Fortin et al., 2011), 前者对自变量进入分解的顺序十分敏感。Yun (2004) 通过概率模型一阶泰勒线性化得到的权重解决“路径依赖”的问题, 从而得到每个变量的单独贡献。根据 Yun (2004)、Powers et al. (2011), 针对式(2)的分解可以进一步定义为:

$$\begin{aligned} \overline{\Phi}(B^f X^f) - \overline{\Phi}(B^m X^m) &= \sum_{k=1}^K W_{\Delta x_k} [\overline{\Phi}(B^m X^f) - \overline{\Phi}(B^m X^m)] \\ &+ \sum_{k=1}^K W_{\Delta \beta_k} [\overline{\Phi}(B^f X^f) - \overline{\Phi}(B^m X^f)] \end{aligned} \quad (3)$$

① 失业是指个体有能力就业并积极寻求机会但依然没有就业。

$$\text{其中, } W_{\Delta x_k} = \frac{\beta_k^m (\bar{x}_k^f - \bar{x}_k^m)}{\sum_{k=1}^K \beta_k^m (\bar{x}_k^f - \bar{x}_k^m)}, \quad W_{\Delta \beta_k} = \frac{\bar{x}_k^f (\beta_k^f - \beta_k^m)}{\sum_{k=1}^K \bar{x}_k^m (\beta_k^f - \beta_k^m)}。$$

其中, k 是进入方程的解释变量, \bar{x}_k^f 和 \bar{x}_k^m 分别是第 k 个变量的女性、男性平均特征。 $W_{\Delta x_k}$ 反映了单个变量的特征差异对所有特征差异的相对贡献, 而 $W_{\Delta \beta_k}$ 则反映了单个变量系数差异对所有系数差异的相对贡献。该分解方法较好地修正了路径依赖问题, 下文将利用这一方法对性别失业率进行分解。

三 数据介绍

本文所使用的数据来自于北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 实施的中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS), 该调查的样本覆盖 25 个省/市/自治区, 目标样本规模为 16000 户, 调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。调查问卷共有社区问卷、家庭问卷、成人问卷和少儿问卷四种主体问卷类型, 调查问题涉及经济活动、教育成果、家庭关系与家庭动态、人口迁移、健康等诸多研究主题, 是一项全国性、大规模、多学科的社会跟踪调查项目。本文从 2010 年数据中提取城市样本 ($urban = 1$), 同时选择 16 岁以上 55 岁以下的劳动力个体, 去掉上学、残疾、家庭主妇等退出劳动力市场的样本, 最终样本总量为 7157 个, 其中男性 3937 个, 女性 3220 个。我们根据问卷中的问题“您现在是否有工作?”以及“过去的一个月, 您是否努力地寻找工作?”来识别失业样本。我们发现约有 16% 的劳动力处于失业状态, 女性失业率为 17.4%, 男性失业率为 15.3%, 两者具有统计显著差异 (女性高约 14%)。需要特别指出的是, 我们只考虑了积极找工作的样本, 如果考虑由于心灰意冷退出劳动力市场的样本, 即所谓的“沮丧工人”效应, 失业率的性别差异可能会更大。

正如前述研究方法所指出的, 男性和女性的失业率差异并不全是因为就业歧视所导致的, 因为男性和女性的特征 (含自身特征以及家庭成员特征) 可能存在不同, 而这些特征又会影响其在劳动力市场上的失业率。因此, 我们需要将这些特征的影响剥离出去。我们尽可能多地考虑可以较好度量和识别的特征因素, 包括个体自身特征变量, 如年龄、受教育年限、是否共产党员、是否具有当地城市户口、是否独生子女等; 个体所在家庭特征变量, 如是否有 0~3 岁的孩子、是否有 3~6 岁的孩子、家中 55 岁以上女性老人数量、家中 55 岁以上男性老人数量、配偶当前工作状态、配偶或其他家庭成员当前是否具有行政管理职务、最高职业声望得分 (SIOPS) 以及最高社会经济地

位指数 (ISEI)^①、家庭其他成员总收入等；个体所在地区的特征变量，如地区人均收入水平、服务业从业人员比例、技术工种从业人员比例以及当地最低工资水平。表 1 给出了主要变量的描述性统计结果。

从表 1 中可以发现，样本中女性的平均年龄、平均受教育年限都低于男性，女性个体中共产党员的比例只有男性个体中相应比例的一半左右。如果说年龄反映了可能的工作经验，受教育年限和是否是共产党员则可以反映个体的能力，样本中女性的自身特征显然略逊于男性。样本中约有 46% 的个体不具有当地城市户籍，由于我们提取样本时仅考虑城市人口，因此该变量主要反映外来人口或者流动人口所占比例；女性外来人口的比例略高于男性。子女情况反映了个体面临的家庭负担，从样本中可以发现，男性个体中有 0~3 岁孩子的比例高于女性，而两者有 3~6 岁孩子比例没有差别，这可能是因为较小孩子的母亲倾向于暂时或永久性地退出劳动力市场，因此并没有进入我们的样本。女性个体家庭中有 55 岁以上女性老人和男性老人的数量更多。女性个体的配偶（通常为男性）有工作及具有行政管理职务的可能性显著高于男性个体的配偶（通常为女性）。与男性相比，女性所在家庭其他家庭成员的职业声望地位和社会经济背景更好，且其他家庭成员的总收入水平更高。整体而言，因为男性在工作中职位更高或收入更高，样本中女性的家庭背景情况优于男性。此外，不同性别所面临的地区经济因素非常接近，值得注意的是，相比于女性所在地区，男性所在地区的服务业和技术工种从业人员的比例略高。

表 1 主要变量描述性统计

变量名	全部			男性		女性	
	观测数	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
失业(是=1,否=0)	7157	0.162	0.369	0.153	0.360	0.174	0.379
年龄(岁)	7157	38.150	9.654	38.568	9.765	37.640	9.494
受教育年限(年)	7157	9.510	4.373	9.701	4.151	9.278	4.621
共产党员(是=1,否=0)	7157	0.102	0.303	0.134	0.340	0.063	0.244
非本地城市户口(是=1,否=0)	7157	0.463	0.499	0.453	0.498	0.475	0.499
独生子女(是=1,否=0)	7157	0.244	0.430	0.264	0.441	0.220	0.414

① SIOP 是由 Treiman (1977) 整合 60 个国家职业声望量表编制而成，主要依据不同国家之职业声望量表而来，该数值表示不同职业类别在社会上所代表的声望高低；而 ISEI 则是由 Ganzeboom et al.(1992) 对邓肯社会经济地位指数 (Duncan, 1961) 的改进，基于职业的平均受教育水平和收入计算而来。两者分别代表个体职业社会经济地位测量的两个维度，声望维度和社会经济维度。

续表

变量名	全部			男性		女性	
	观测数	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
0~3岁的孩子(是=1,否=0)	7157	0.106	0.308	0.117	0.322	0.092	0.289
3~6岁的孩子(是=1,否=0)	7157	0.104	0.306	0.104	0.305	0.104	0.306
55岁以上女性老人的数量(个)	7157	0.228	0.433	0.222	0.429	0.236	0.437
55岁以上男性老人的数量(个)	7157	0.206	0.409	0.196	0.402	0.218	0.418
配偶工作(是=1,否=0)	7157	0.615	0.487	0.526	0.499	0.724	0.447
配偶行政管理职务(是=1,否=0)	7157	0.067	0.250	0.039	0.193	0.102	0.303
其他成员行政管理职务(是=1,否=0)	7157	0.097	0.297	0.095	0.293	0.100	0.300
其他成员最高职业声望 SIOPS	7157	37.979	20.196	36.834	20.558	39.380	19.658
其他成员最高社会经济地位指数 ISEI	7157	37.124	22.564	35.758	22.831	38.795	22.123
家庭其他收入(对数)	7157	8.387	3.672	7.938	3.924	8.936	3.255
地区人均收入(对数)	7157	9.415	0.547	9.415	0.550	9.415	0.545
地区服务业从业人员比例	7157	0.194	0.090	0.195	0.090	0.194	0.090
地区技术工种从业人员比例	7157	0.188	0.105	0.189	0.106	0.186	0.104
当地最低工资水平(对数)	7157	6.465	0.233	6.465	0.234	6.465	0.231

资料来源：根据中国家庭追踪调查 2010 年数据计算得到。

表 2 给出了所有个体以及分年龄段的性别失业率差异。结果表明，男性和女性的失业率都呈现出随年龄增加先下降后上升的“U”型变化趋势。16~24 岁个体的失业率最高，25~34 岁失业率最低，之后随着年龄增加，失业率逐渐增加，这一趋势符合生命周期发展规律。一般而言，青年人失业问题最为严重，其次为 45 岁以上群体。就性别差异而言，女性失业率更高，除了 16~24 岁年龄段外，其他年龄段女性失业率均显著高于男性，且随着年龄增加，失业率的性别差异逐渐增加。

表 2 区分年龄的失业率的性别差异

	全部	16~24 岁	25~34 岁	35~44 岁	45~55 岁
男性	0.153 (0.006)	0.271 (0.020)	0.114 (0.010)	0.128 (0.009)	0.167 (0.011)
女性	0.174 (0.007)	0.246 (0.021)	0.136 (0.012)	0.158 (0.011)	0.200 (0.014)
差异(男性 - 女性)	-0.022** (0.009)	0.025 (0.029)	-0.022** (0.015)	-0.030* (0.014)	-0.033* (0.018)

注：括号内为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

资料来源：根据中国家庭追踪调查 2010 年数据计算得到。

四 实证结果

本节中，我们首先给出失业率影响因素的估计结果，之后基于多种不同的分解方法来考察“失业率”存在性别差异的原因。我们认为，男性和女性由于特征因素（如受教育程度等）不同从而“失业率”存在差异是较为正常的情形，而男性和女性即便特征相同，但因为在劳动力市场被区别对待，从而“失业率”有所不同才是更为严重的社会问题。

（一）失业率影响因素

表3考察了个体不同特征因素对失业率的影响。表3第1列考虑所有年龄段个体的情形，第2~5列则分别以16~24岁、25~34岁、35~44岁、45~55岁年龄组人群为分析对象，进一步揭示不同年龄组人群的差异。表3的第1列表明，控制了个体自身特征、家庭背景和地区特征变量后，性别变量的估计系数统计显著为正。从第2~5列中可以发现，当控制了其他因素后，16~24岁人群中男性和女性的失业率并不存在统计显著差异，就业性别歧视主要表现在25~55岁人群当中。但不同年龄段表现不同，虽然描述性分析表明性别失业率及其差异随年龄段增加而增加，但控制了其他因素的影响后，25~34岁个体的性别失业率差异最大，其次为45~55岁个体，而35~44岁个体失业率的性别差异反而最小。这或许是因为25~34岁为女性承担家庭子女抚育责任最重的年龄段。

对于个体特征变量而言，总体结果表明年龄对失业率存在统计显著的“U”型影响，即随着年龄上升失业率先下降然后上升（37岁左右的失业率最低），这个结果与表2中的T检验结果一致，也同后面分年龄的回归结果吻合。受教育年限及其平方项表明受教育年限对失业率存在统计显著的倒“U”型影响，受教育年限约在5年左右的个体失业率最高，然而受教育年限主要影响25~44岁的个体。共产党员的身份有助于降低失业率，已有文献称之为“党员”正向信号识别效应（Li et al., 2007）。这既可能是由于优秀的个体更有可能成为共产党员（这些“优秀”特质体现在除受教育程度之外的其他能力方面），也可能是由于“共产党员”身份可以享受到特殊政策。具有非本地城市户籍的个体失业率更低，这可能源于以下两方面原因：一是外来人口，如农民工，对就业的要求相对较低，二是优秀的人更有可能在非户籍所在地找到工作而留在当地就业，而未找到工作的非本地户籍人员可能又回到了户籍所在地。

观察家庭背景变量，孩子的数量反映了个体面临的家务劳动负担，这可能通过影

响找工作的认真程度以及工作状态（家务劳动繁重的个体工作可能没有其他个体努力）从而影响到失业率，但本文研究发现个体“是否有0~3岁婴幼儿”以及“是否有3~6岁儿童”^①并不显著地影响个体的失业率。这可能源于，一方面女性承担了更多居家抚育子女的责任，从而有6岁以下非学龄孩子对个体失业率的影响部分地反映在性别虚拟变量中；另一方面孩子太小的女性选择“退出”劳动力市场，从而不在我们的样本人群中，以往研究表明，女性劳动参与率会随着儿童年龄的增加而增加（杜凤莲，2009）。家庭“55岁以上女性老人数量”以及“55岁以上男性老人数量”的影响统计不显著；而“配偶是否有工作”以及“配偶是否具有行政管理职务”的估计系数均统计显著为负，这也基本符合预期。因为配偶有工作或者有行政管理职务意味着该个体的配偶更优秀，从而间接表明该个体更优秀（“门当户对”的婚姻匹配效应），另一方面配偶有工作或者有行政管理职务也能够为该个体就业提供一定的帮助。类似地，“家庭其他成员是否具有行政管理职务”的影响统计显著为负，这与预期相符。家庭其他成员的“职业声望得分”以及“社会经济地位指数”分别对失业率存在统计显著的负向和正向影响。这可能源于家庭中其他人的社会地位高有利于个体就业，而家庭经济支持则可能降低了个体找工作的努力程度或者提高了保留工资，从而失业率更高，这也与家庭其他总收入的估计系数统计显著为正相呼应。

表3 失业率影响因素

概率(是否失业)	全部	16~24岁	25~34岁	35~44岁	45~55岁
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
性别(女性=1)	0.041*** (0.009)	-0.030 (0.033)	0.058*** (0.013)	0.031*** (0.010)	0.049*** (0.019)
年龄	-0.015*** (0.004)	-0.025*** (0.007)	0.003* (0.002)	-0.003 (0.002)	0.003 (0.003)
年龄平方项	0.000*** (0.000)				
受教育年限	0.013** (0.005)	-0.013 (0.014)	0.017*** (0.006)	0.014** (0.006)	0.009 (0.011)
受教育年限平方项	-0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.001)
共产党员	-0.083*** (0.012)	0.033 (0.084)	-0.052* (0.028)	-0.061*** (0.019)	-0.132*** (0.014)

① 不含3岁。

续表

概率(是否失业)	全部	16~24岁	25~34岁	35~44岁	45~55
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
非本地城市户口	-0.080 *** (0.011)	-0.146 *** (0.028)	-0.032 (0.022)	-0.081 *** (0.017)	-0.106 *** (0.031)
独生子女	-0.004 (0.013)	0.052 ** (0.025)	-0.000 (0.017)	-0.016 (0.023)	0.007 (0.030)
0~3岁的孩子	0.000 (0.023)	0.031 (0.054)	0.007 (0.022)	0.000 (0.039)	
3~6岁的孩子	0.008 (0.016)	0.033 (0.138)	0.002 (0.014)	0.011 (0.023)	0.452 ** (0.182)
55岁以上女性老人的数量	-0.010 (0.012)	0.004 (0.043)	-0.030 ** (0.015)	0.020 (0.030)	0.005 (0.026)
55岁以上男性老人的数量	-0.004 (0.009)	0.009 (0.035)	0.006 (0.018)	-0.016 (0.035)	0.003 (0.024)
配偶工作状态	-0.084 *** (0.012)	-0.032 (0.036)	-0.099 *** (0.016)	-0.044 *** (0.015)	-0.078 *** (0.025)
配偶行政管理职务	-0.040 ** (0.017)	0.261 (0.195)	-0.015 (0.016)	-0.061 *** (0.018)	-0.045 (0.035)
其他成员行政管理职务	-0.022 ** (0.010)	-0.023 (0.119)	-0.026 (0.018)	-0.014 (0.016)	-0.011 (0.022)
其他成员最高职业声望 SIOPS	-0.002 *** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.004 *** (0.001)	-0.003 * (0.001)	-0.001 (0.001)
其他成员最高社会经济地位指数 ISEI	0.001 ** (0.000)	0.002 (0.002)	0.003 *** (0.001)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
家庭其他收入(对数)	0.003 ** (0.001)	0.002 (0.004)	0.001 (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.003 (0.003)
地区人均收入(对数)	-0.008 (0.036)	-0.115 (0.116)	-0.016 (0.037)	0.009 (0.044)	0.043 (0.053)
地区服务业从业人员比例	-0.317 *** (0.085)	-0.413 * (0.228)	-0.331 *** (0.098)	-0.154 * (0.085)	-0.531 *** (0.173)
地区技术工种从业人员比例	-0.326 *** (0.120)	-0.285 (0.324)	-0.204 * (0.108)	-0.332 *** (0.113)	-0.411 * (0.241)
当地最低工资水平(对数)	-0.052 (0.116)	-0.073 (0.279)	-0.088 (0.109)	-0.036 (0.142)	-0.075 (0.225)
省份固定效应	是	是	是	是	是
观测数	7,157	881	1832	2426	1864

注：(1) 括号中为聚类稳健标准误，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；(2) 部分省份“分年龄组”后样本太少导致某些指标（虚拟变量）取值恒为常数，从而丢失了一些观测值，导致“分年龄组”后样本观测值个数之和并不等于“全部个体”观测值数。

资料来源：根据中国家庭追踪调查2010年数据计算得到。

对于地区特征指标而言,地区人均收入对失业率并不存在统计显著的影响。虽然理论预期最低工资可能导致更高的失业水平,但回归结果中并没有找到相应的证据。对于失业有显著负向作用的是当地服务业人员所占比重、当地建筑业和技术工种所占比重,这些变量反映了劳动力市场吸纳劳动力的能力。

考虑到各列中所包含的个体年龄较为接近,表3的第2~5列仅包含“年龄”而不再包含其平方项^①。我们发现,整体而言,上述各指标的估计结果与第1列的结果一致。此时,对于“16~24岁个体”而言,“是否为独生子女”的估计系数统计显著为正;对于“25~34岁个体”而言,“年龄”的估计系数统计显著为正,“55岁以上女性老人的数量”的估计系数统计显著为负;对于“45~55岁个体”而言,“是否有3~6岁儿童”的影响统计显著为正。这与我们的直觉相符,独生子女常常被认为更娇气且啃老现象更严重;25~34岁个体中大部分已经位于第1列中所反映的“年龄”的“U”型曲线的右侧,且对于这部分个体而言,家中老人的身体状况能够帮忙照顾孩子等,这与“55岁以上女性老人的数量”估计系数显著而“55岁以上男性老人的数量”估计系数不显著相一致,因为在中国女性老人承担了更多照顾孙辈的职责;“45~55岁个体”较少有“0~3岁幼儿”(从而该变量缺失),但是“中年得子”使得其在年幼子女身上所花的时间和精力更多,从而有“3~6岁儿童”的家庭相对而言失业率更高。

(二) 失业率性别差异原因分解

接下来,我们基于Oaxaca-Blinder(简称OB)线性分解以及OB、Powers-Yoshioka-Yun(简称PYY)非线性分解方法对性别失业率差异原因进行分解。正如我们之前所讨论的,男性和女性失业率的差异,既可能与男性和女性的特征本身所存在的差异(特征差异)有关,也可能与男性和女性在劳动力市场上相应因素的边际影响差异(系数差异)有关。我们之所以同时考虑三种不同的分解方法,是因为OB线性和PYY非线性分解的基本原理略有不同^②,引入OB非线性分解作为中间过渡。这一方法既与前者相似又与后者同属非线性分解的范畴,将有利于我们综合进行比较。此外,相比于OB非线性分解,PYY非线性分解的结果可以完全对应于“可解释部分”和“未解释部分”^③,从而更为直观地考察劳动力市场上的“性别歧视”现象。

① 我们考虑了包含“年龄”平方项的情形,此时所有分年龄组估计中的“年龄”及其平方项的估计系数都不显著,而所有其他变量的估计结果基本与去掉“年龄”平方项的估计结果相同,因此我们去掉“年龄”及其平方项的估计结果,感兴趣的读者可以索取其他相关结果。

② 待分解的变量为取值为0或1的二元虚拟变量。

③ OB非线性分解中还有一个“交叉项”(interaction)。

表 4 给出了以全部样本为分析对象的分解结果^①。其中，第 1~2 列、第 3~4 列以及第 5~6 列分别基于 OB 线性以及 OB 与 PYY 非线性分解方法。第 1、第 3 和第 5 列为女性、男性在相应特征因素上的差异所导致的失业率差异（特征差异），第 2、第 4 和第 6 列则为女性、男性在相应因素上对失业率的边际影响不同所导致的差异（系数差异）。

值得注意的是，表 4 中我们将“个体自身特征”、“家庭背景”和“地区特征”三类因素分开分析^②，一方面有利于我们清晰地了解失业率性别差异的来源，另一方面也有利于我们分离出可能存在相互抵消的影响。如果劳动力市场上表现为男性的自身特征更优（如具有更高的受教育水平或更有可能为共产党员等），且劳动力市场上存在性别歧视（不利于女性），那么“家庭背景”因素中与配偶有关的指标分解结果将会与个体自身特征相关指标的分解结果相反，因为男性的配偶为女性，女性的配偶为男性。

表 4 失业率性别差异分解（总体样本）

	OB 线性分解		OB 非线性分解		PYY 非线性分解	
	可解释部分	未解释部分	可解释部分	未解释部分	可解释部分	未解释部分
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	-0.000 (0.000)	0.051 (0.040)	-0.003 (0.004)	0.140 (0.163)	-0.001 (0.001)	0.031 (0.041)
受教育年限	0.002 (0.001)	-0.008 (0.027)	0.010 (0.006)	-0.020 (0.116)	0.003 *** (0.001)	-0.004 (0.023)

① 我们不再考虑“年龄”以及“受教育年限”的平方项，主要基于以下两个方面的考虑：首先“年龄”与其平方项，以及“受教育年限”与其平方项显然并不满足“渐近不相关”的要求，此时我们考察相应因素“小计”和“总计”影响时不能简单将其相加，从而并不完全满足分解表达式（4）的要求；另一方面在表 3 识别失业概率影响因素时，我们关心“年龄”和“受教育年限”可能存在的非线性影响，从而引入相应的平方项，而在这里应用 OB 线性及 OB 与 PYY 非线性分解时，我们主要关心这两个变量在女性和男性的平均差异（包括特征差异和系数差异）对性别失业率的影响。值得一提的是，我们应用同样的分解方法考察了包含这两个变量的平方项的情形，除了“年龄”与“受教育年限”及其相应的平方项不太好解释之外，其他变量以及相应“小计”和“总计”的符号与其所表达的含义与我们这里的分析基本一致。

② 我们对这三类因素中各变量的估计系数分别加以汇总，得到各类因素的“小计”的影响；由于各变量满足“渐近不相关”的假设要求，基于各类因素中相应指标的估计系数是否显著异于 0 的联合显著检验（卡方检验）结果，得到表 4 中各“小计”是否统计显著的结论。

续表

	OB 线性分解		OB 非线性分解		PYY 非线性分解	
	可解释部分	未解释部分	可解释部分	未解释部分	可解释部分	未解释部分
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
共产党员	0.007*** (0.001)	0.003 (0.002)	0.028*** (0.010)	0.019 (0.013)	0.008** (0.003)	0.009* (0.005)
非本地城市户口	-0.002* (0.001)	-0.005 (0.011)	-0.009* (0.005)	-0.005 (0.049)	-0.003*** (0.000)	-0.001 (0.009)
独生子女	0.000 (0.001)	-0.000 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.001 (0.021)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.006)
小计	0.007***	0.042	0.026**	0.134	0.007***	0.034
卡方	29.17	6.64	12.26	5.69	42.73	4.25
0~3岁的孩子	0.000 (0.001)	0.009*** (0.003)	-0.005 (0.004)	0.036*** (0.011)	-0.001** (0.001)	0.010*** (0.004)
3~6岁的孩子	0.000 (0.000)	-0.001 (0.004)	-0.000 (0.000)	-0.006 (0.018)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.003)
55岁以上女性老人的数量	-0.000 (0.000)	-0.007 (0.005)	-0.002 (0.002)	-0.031 (0.022)	-0.001* (0.000)	-0.006 (0.005)
55岁以上男性老人的数量	-0.000 (0.000)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.002)	-0.021 (0.019)	-0.001 (0.000)	-0.004 (0.005)
配偶工作	-0.022*** (0.004)	-0.044*** (0.013)	-0.111*** (0.015)	-0.110** (0.047)	-0.031*** (0.004)	-0.017 (0.011)
配偶行政管理职务	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.015* (0.008)	-0.000 (0.011)	-0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)
其他成员行政管理职务	-0.000 (0.000)	0.001 (0.003)	-0.000 (0.001)	0.008 (0.015)	-0.000 (0.000)	0.002 (0.003)
其他成员最高职业声望	-0.008*** (0.002)	0.010 (0.037)	-0.026*** (0.009)	0.071 (0.190)	-0.007*** (0.003)	0.014 (0.041)
其他成员最高社会经济地位指数	0.005*** (0.002)	-0.020 (0.040)	0.012 (0.011)	-0.105 (0.206)	0.003 (0.003)	-0.021 (0.037)
家庭其他收入(对数)	0.004** (0.002)	-0.014 (0.024)	0.010 (0.013)	-0.095 (0.124)	0.003 (0.002)	-0.018 (0.019)
小计	-0.023***	-0.072***	-0.140***	-0.254***	-0.038***	-0.043
卡方	67.58	34.18	99.91	51.58	129.56	13.60
地区人均收入(对数)	-0.000 (0.001)	-0.169 (0.291)	-0.000 (0.003)	-0.499 (1.251)	-0.000** (0.000)	-0.109 (0.266)
地区服务业从业人员比例	0.000 (0.001)	0.015 (0.018)	0.001 (0.002)	0.045 (0.079)	0.000*** (0.000)	0.010 (0.020)

续表

	OB 线性分解		OB 非线性分解		PYY 非线性分解	
	可解释部分	未解释部分	可解释部分	未解释部分	可解释部分	未解释部分
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地区技术工种从业人员比例	0.001 (0.001)	0.057 ** (0.024)	0.000 (0.002)	0.271 *** (0.099)	0.000 (0.000)	0.060 *** (0.018)
当地最低工资水平(对数)	-0.000 (0.000)	0.179 (0.357)	-0.000 (0.002)	1.046 (1.607)	-0.000 * (0.000)	0.228 (0.378)
小计	0.001	0.083 **	0.001	0.863 ***	0.000 ***	0.189 ***
卡方	1.28	9.52	0.41	13.79	61.29	14.74
常数项	-	-0.016	-	-0.587	0.000	-0.128
	-	(0.240)	-	(1.047)	(0.000)	(0.259)
总计	-0.016 *** (0.005)	0.037 *** (0.009)	-0.113 *** (0.023)	0.156 *** (0.041)	-0.031 *** (0.005)	0.053 *** (0.010)

注：(1) 括号中为聚类稳健标准误，*、**和***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；(2) 表中分解时控制了“年龄”与“受教育年限”及其相应平方项的影响。

资料来源：根据中国家庭追踪调查2010年数据计算得到。

整体而言，OB线性分解、OB以及PYY非线性分解给出了一致的结论：性别之间的失业率具有显著差异，为0.022；其中^①，“可解释的部分”（特征差异）所造成的失业率性别差异总计均为负值，意味着基于现有特征变量的差异，女性失业率应该低于男性。而“不可解释部分”（系数差异）都为正值（绝对值远大于“可解释部分”的绝对值），表明女性在就业过程中所遭遇的歧视远高于我们所观察到的性别差异。考虑到所选取的分解指标为失业概率（取值为0或1的二元虚拟变量），之后将基于非线性分解结果展开讨论。

表4中，如果某种因素对于“可解释部分”的影响系数显著为正，表示男性和女性的特征因素的差异对于失业率的性别差异的作用为正，即如果该因素本身的性别差异增加，将进一步扩大性别差异。这可能是两种情况引起的，一种情况是该因素女性个体的平均值低于男性个体的平均值，即男性在这种特征因素上比女性具有优势，同时失业率影响因素分析（表3）中该因素的系数为负值（有助于降低失业率）；另一种情况是该因素女性个体的平均值高于男性个体的平均值，同时该因素对失业率的作用为正。二者分别对应于“负负得正”和“正正得正”的情形，意味着该因素使女性个

^① OB非线性分解因为还有一个“交叉项”，所以“可解释部分”和“未解释部分”之和大于0.022，OB线性分解和PYY非线性分解则完全对应于这两项，所以相应的和约等于0.022。

体具有更高的失业倾向。如果某种因素对于“可解释部分”的影响系数显著为负,则表明男性和女性的特征因素差异导致性别失业率差异缩小。如果系数不显著,则说明这种特征上的差异并没有对失业率的性别差异产生显著影响。对于“不可解释部分”即歧视部分,如果某因素的系数显著为正,这表明由于市场对于不同性别的评价不同导致该因素加剧了就业歧视(使得女性失业倾向更高);如果某因素的系数显著为负,则该因素有助于降低就业歧视;如果不显著,则表明市场评价没有带来显著的性别差异,或者市场评价有显著的性别差异但对就业歧视无影响。

文中首先观察个体特征变量,“年龄”的“可解释部分”和“未解释部分”在OB和PYY非线性分解中都统计不显著,表明男性和女性在这方面不存在统计显著差异,同时,劳动力市场上对其评价也不存在统计显著的性别差异。“受教育年限”的“未解释部分”统计不显著,但其“可解释部分”则在PYY非线性分解时表现出统计显著的正向影响,表明女性相比于男性较低的受教育程度,使其在劳动力市场上面临较高的失业风险。“是否是共产党员”对于“可解释部分”的系数为正,意味着相比于男性,女性更低的共产党员比例使其失业率更高;而“未解释部分”的系数为正则意味着市场对女性和男性的共产党员身份评价差异加剧了性别失业率差异。由于“非本地户口”对失业率的边际影响为负(见表3),而女性个体相对更高的非本地户口比例(见表1)使得该因素的“可解释部分”为负,即该因素本身的性别差异有助于缩小性别失业率差异;而“未解释部分”的系数统计不显著,意味着男性和女性是否“非城市户口”在市场上的评价没有显著差异,或者评价有差异但并没有造成明显的歧视。虽然身为独生子女的男性比例略高于女性,但这种比例的差异对于失业率的性别差异没有显著影响。综合来看,女性处于劣势的“自身特征”使其在劳动力市场上面临更高的失业可能性,劳动力市场对其“自身特征”的相对歧视加大其失业的风险。

考察家庭背景变量,“是否有0~3岁孩子”有显著作用。根据描述性分析,女性拥有“0~3岁孩子”的比例低于男性,这意味着:一方面,假如市场对于不同性别“是否有0~3岁孩子”的反应相同,该因素女性比例低于男性将降低失业率的性别差异,从而其“可解释部分”在某些分解情形中统计显著为负^①。另一方面,“拥有0~3岁孩子”女性相比于男性受到该因素的边际影响更大,这将增加女性失业概率,从而使得该因素对于“未解释部分”显著作用为正。“家庭中55岁以上女性老人的数量”

^① 值得一提的是,这样的比例差异也可能是较多女性退出劳动力市场所致。

在 PYY 非线性分解时“可解释部分”统计显著为负，表明“家中 55 岁以上女性老人的数量”倾向于降低女性失业风险。

观察其他家庭背景变量，“配偶是否有工作”、“配偶是否具有行政管理职务”以及“家庭其他成员是否具有行政管理职务”的“可解释部分”统计显著为负。结合表 1 女性个体在相应指标上的均值比男性相应均值大，这意味着女性和男性在这些特征因素上的差异降低了性别失业率差异。“配偶是否有工作”在“未解释部分”中体现出了显著负向作用，这表明“配偶是否有工作”对于不同性别失业率的影响是不同的，且这种不同有助于降低性别歧视，这意味着女性相比于男性就业时更受益于其配偶是否有工作。其他家庭背景因素对歧视没有显著作用，表明女性和男性受益于其“配偶是否有行政管理职务”以及“家庭其他成员职业声望”的程度并不存在统计显著的差异。

整体而言，女性相对更优的“家庭背景”及市场对其“家庭背景”相对有利的认可，一定程度上降低了女性的失业率。但这从另一侧面反映了性别歧视的存在，因为有利于缓解女性失业风险的“家庭背景”（其中非常重要的一项是与其配偶相关的指标）通常与男性配偶相对更优的自身特征及市场评价密切相关。

观察地区特征因素，不同性别的地区变量均值没有显著差异（见表 1）。因此，地区特征，如“当地收入水平（对数）”、“服务业从业人员比例”、“技术工种从业人员比例”和“当地最低工资水平”等变量的“可解释部分”要么不显著，要么显著，但数值接近于 0。此外，这些变量中仅有“技术工种从业人员比例”变量的“未解释部分”统计显著为正且系数较大，表明“技术工种从业人员比例”降低男性失业率的作用远远大于女性，市场结构对于不同性别劳动力的吸纳能力构成了歧视的重要部分。其他变量对女性、男性的边际影响并不存在统计显著的差异，或者有差异但对歧视没有影响。

综合而言，目前女性就业时面临较为严重的歧视现象，如果进一步考虑到女性配偶对其失业风险的抵消效果，劳动力市场上的性别歧视比我们实际观察到的失业率性别差异严重得多。更详细的分析表明，劳动力市场的性别歧视主要来自于市场结构对女性、男性特征评价的差异。此外，女性在家庭中的责任使其在劳动力市场上处于劣势，“拥有 0~3 岁孩子”的女性受到的边际影响更大，而这尚未考虑由于家庭负担而退出劳动力市场的女性群体。整体而言，女性处于劣势的自身条件以及劳动力市场对其不利的认可，是女性个体失业率显著高于男性的重要原因。

五 结论

性别失业率差异是一个非常值得关注的话题,这一现象意味着女性决定并积极寻找工作之后,其就业的可能性仍然低于男性。对所有个体一视同仁是“以人为本”最起码的要求,因此,弄清这一现象产生的根源,能够为有的放矢地改善劳动力市场的失业状况提供政策参考。

基于北京大学中国家庭追踪调查(CFPS)2010年的微观数据,本文首先识别了失业率的影响因素,然后使用线性和非线性分解分析探讨了中国城镇地区性别失业率差异的原因。研究发现:第一,女性和男性失业率具有统计显著差异,控制了个体自身特征、家庭背景和地区经济变量后,女性失业率仍然显著高于男性;25~34岁个体的性别失业率差异最大,其次为45~55岁个体。第二,线性和非线性分解结果均显示,“可解释的部分”即特征差异所造成的性别差异显著为负,意味着基于现有的特征变量差异,女性失业率应该低于男性,但这主要源于家庭背景即女性个体的男性配偶的影响,最终仍对应于性别歧视。第三,“不可解释部分”即歧视部分为正,且绝对值大于总性别差异,表明女性在就业过程中不仅遭遇了歧视,所遭遇的歧视甚至高于我们观察到的差异。整体而言,女性处于劣势的自身条件以及劳动力市场对其不利的认可,即便受益于其男性配偶,最终未能避免其在劳动力市场面临更高的失业风险。

基于以上结论,我们认为政府可以从以下几方面着手缓减性别歧视现象。首先,改善社会舆论环境,保障女性获得公平受教育的权利,增加女性接受教育和培训的机会,避免“前劳动力市场歧视”。其次,育龄期女性就业压力最大,受到的歧视也最大,政府可以有针对性地出台相应政策保护育龄期女性的权益。最后,当前劳动力市场供需结构失衡严重,技术人员短缺,而市场对于男性技术人员的偏好将加剧供需不均衡的现象,打破传统职业分割、给予女性更多技术培训机会也是当务之急。

参考文献:

蔡昉(2004),《中国就业统计的一致性:事实和政策涵义》,《中国人口科学》第3期,第4-12页。

蔡昉、都阳、高文书(2004),《就业弹性、自然失业和宏观经济政策——为什么经济

- 增长没有带来显性就业?》，《经济研究》第9期，第18-25页。
- 蔡昉、王美艳（2004），《中国城镇劳动参与率的变化及其政策含义》，《中国社会科学》第4期，第68-79页。
- 蔡禾、吴小平（2002），《社会变迁与职业的性别不平等》，《管理世界》第9期，第71-77页。
- 杜凤莲（2008），《家庭结构、儿童看护与女性劳动参与：来自中国非农村的证据》，《世界经济文汇》第2期，第1-12页。
- 杜凤莲、董晓媛（2006），《中国城镇人口失业持续时间的性别差异》，《世界经济文汇》第2期，第1-10页。
- 杜凤莲、王晶（2005），《中国城镇人口失业与性别的收入差异》，《市场与人口分析》第4期，第8-14页。
- 胡永远、余素梅（2009），《大学毕业生失业持续时间的性别差异分析》，《人口与经济》第4期，第43-47页。
- 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，第94-117页。
- 李实、邓曲恒（2004），《中国城镇失业率的重新估计》，《经济学动态》第4期，第44-47页。
- 刘文忻、杜凤莲（2008），《失业与中国城镇人口收入差距》，《经济评论》第1期，第36-39页。
- 陆铭、田士超（2008），《显性失业还是隐性就业？——来自上海家庭调查数据的证据》，《管理世界》，第48-56页。
- 魏立萍（2007），《性别对“4050”失业者的失业持续时间和再就业机会的影响——运用生存模型对厦门市失业者的经验研究》，《人口与经济》第5期，第35-38页。
- 张车伟（2003），《失业率定义的国际比较及中国城镇失业率》，《世界经济》第5期，第47-54页。
- 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》第10卷第1期，第1-9页。
- Appleton, Simon, John Knight, Lina Song & Qingjie Xia (2002). Labor Retrenchment in China: Determinants and Consequences. *China Economic Review*, 13(2), 252-275.
- Azmat, Ghazala, Maia Guell & Alan Manning (2006). Gender Gaps in Unemployment Rates in OECD Countries. *Journal of Labor Economics*, 24(1), 1-37.
- Chen, Guifu & Shigeyuki Hamori (2008). Do Chinese Employers Discriminate against Females

- When Hiring Employees. *Economic Bulletin*, 10(14), 1 – 17.
- Duncan, Otis Dudley (1961). A Socioeconomic Index for All Occupations. In Albert Reiss (ed.), *Occupations and Social Status*. New York: Free Press, pp. 109 – 138.
- Fortin, Nicole, Thomas Lemieux & Sergio Firpo (2011). Decomposition Methods in Economics. In David Card & Orley Ashenfelter (ed.), *Handbook of Labor Economics* (4th Edition). North Holland: Elsevier, pp. 1 – 102.
- Ganzeboom, Harry, Paul De Graaf & Donald Treiman (1992). A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status. *Social Science Research*, 21(1), 1 – 56.
- Giles, John, Albert Park & Fang Cai (2006). How has Economic Restructuring Affected China's Urban Workers? *China Quarterly*, 185, 61 – 95.
- Gustafsson, Björn & Shi Li (2000). Economic Transformation, the Gender Earnings Gap in Urban China. *Journal of Population Economics*, 13(2), 305 – 329.
- Ham, John, Jan Svejnar & Katherine Terrell (1999). Women's Unemployment during Transition Evidence from Czech and Slovak Micro-data. *Economics of Transition*, 7(2), 47 – 78.
- Hoddinott, John & Lawrence Haddad (1995). Does Female Income Share Influence Household Expenditure Patterns: Evidence from Côte d'Ivoire. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57, 77 – 96.
- Li, Hongbin, Pak Wai Liu, Junsen Zhang & Ma Ning (2007). Economic Returns to the Communist Party Membership: Evidence from Chinese Twins. *Economic Journal*, 117(523), 1504 – 1520.
- Masagué, Ortega & Ana Carolina (2008). Gender Gaps in Unemployment Rates. *Económica*, 54, 161 – 202.
- Maurer-Fazio, Margaret, Rachel Connelly, Lan Chen & Lixin Tang (2011). Childcare, Eldercare, and Labor Force Participation of Married Women in Urban China, 1982 – 2000. *Journal of Human Resources*, 46(2), 261 – 294.
- Mohanty, Madhu (1998). Do US Employers Discriminate Against Females When Hiring Their Employees? *Applied Economics*, 30, 1471 – 1482.
- Myatt, Anthony & David Murrell (1990). The Female-Male Unemployment Rate Differential. *The Canadian Journal of Economics*, 23(2), 312 – 322.
- Oaxaca, Ronald (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693 – 709.

- Powers, Daniel, Hirotohi Yoshioka, & Myeong-Su Yun (2011). Mvdemp: Multivariate Decomposition for Nonlinear Response Models. *The Stata Journal*, 11(4), 556 – 576.
- Song, Lina (2008). In Search of Gender Bias in Household Resource Allocation in Rural China. *IZA Discussion Papers*, No. 3464.
- Treiman, Donald (1977). *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.
- Webster, Timothy (2012). Ambivalence and Activism: Employment Discrimination in China. *Vanderbilt Journal of Transnational Law*, 5, 643 – 705.
- Yun, Myeong-Su (2004). Decomposing Differences in the First Moment. *Economics Letters*, 82 (2), 275 – 280.
- Zhang, Junsen, Jun Han, Pak-Wai Liu & Yaohui Zhao (2007). Trends in the Gender Earnings Differential in Urban China, 1988 – 2004. *Industrial Labor Relations Review*, 61(2), 224 – 243.

Employment Discrimination and Gender Gaps in Unemployment Rate in Urban China

Liu Jing & Zhang Qiong

(School of Economics, Central University of Finance and Economics)

Abstract: The aim of this paper is to find whether there are significant gender gaps in unemployment rate in China and further to identify the factors that may explain such gaps. It focuses on whether the gaps are mainly due to dominated personnel conditions of women compared to their counterparts, or discrimination against them in the labor market. Using micro data from China Family Panel Studies in 2010, it finds that the unemployment rate of women is significantly higher than that of men, especially for those aged 25 to 34 and then 45 to 55. Both linear and non-linear decomposition approaches indicate that women even surface severer discrimination than that is captured by data. To be concluded, the disadvantageous personnel conditions, together with discrimination in the labor market, are important contributions to spur record-high unemployment risk for women.

Keywords: unemployment rate, non-linear decomposition, discrimination

JEL Classification: J64, J71

(责任编辑: 李雅楠)