

区域经济环境对就业性别差异的影响

——基于多层模型的分析途径

张世伟, 郭凤鸣

(吉林大学数量经济研究中心, 长春 130012)

摘要: 本文建立了中国城镇居民就业方程的多层模型, 并提出了相应的就业性别差异分解方法, 用于分析区域经济环境对就业性别差异的影响。研究表明, 在所有地区劳动力市场中, 均存在明显的就业性别差异, 就业性别差异完全由性别歧视导致; 虽然地区市场化水平的提高有助于个体就业, 导致就业性别差异的缩小, 但无法使就业性别歧视得到明显的缓解。因此, 政府在提高欠发达地区的市场化水平和经济社会发展水平的同时, 应注重区域经济的协调发展, 实施公平的就业制度, 将有助于缓解针对女性的就业歧视, 进而抑制就业性别差异的持续扩大。

关键词: 就业; 性别歧视; 多层模型; 区域经济

引言

在计划经济时代, 由于中国政府推行地区间和性别间基本平等的就业制度, 地区间和性别间的就业差异并不明显。随着中国由计划经济向市场经济转型, 由于中国各地区自然资源禀赋、人力资本存量、经济发展水平和市场化程度存在明显差异, 同时户籍制度限制了劳动力在地区之间的自由流动, 导致地区之间劳动力就业和地区内部男性和女性的就业都存在明显差异。区域经济环境对劳动力就业会产生那些影响? 这些影响对男性和女性就业的作用程度是否存在较大差异? 就业性别差异主要来源于市场竞争, 还是来源于性别歧视? 对于这些问题的解答, 不仅有助于我们加深对劳动力市场运行规律的理解, 而且有助于政府部门劳动力市场制度的评价与设计。

近年来, 就业性别差异受到了西方劳动经济学家的广泛关注。基于微观个体相关数据, Lauerov á和 Terrell (2002) 对捷克男性和女性就业状况进行的研究发现, 女性失业率明显高于男性, 且女性失业率受婚姻和孩子等多种因素的影响; Livanos 等 (2009) 对意大利地区的就业性别差异分析表明, 性别歧视是劳动力市场中男性和女性间就业差异的主要影响因素。Seguino 和 Stephanie (2003) 应用宏观经济数据分析了男性和女性就业差异的影响因素, 发现区域经济环境和职业分割对就业性别差异具有一定解释作用, 且经济增长并没有充分降低就业性别不平等。

在 20 世纪 90 年代以前, 关于中国城镇劳动力市场中就业性别差异的研究比较鲜见, 主要缘于微观数据的匮乏。近年来, 随着微观数据的日益丰富, 许多学者开始关注中国城镇劳动力市场中的就业性别差异, 研究表明, 随着中国就业形势的日益严峻, 女性就业越来越

越困难，且在就业过程中普遍受到性别歧视的影响，导致就业性别差异不断增大（张车伟、吴要武，2003；张善余，2004；张抗私，2009；Chen and Hamori, 2008；曹星、岳昌君，2010）。然而，这些研究要么仅仅建立在统计分析的基础之上，没有对就业性别差异的影响因素做出具体的解释；要么仅仅考虑了劳动力个体特征对就业性别差异的影响，没有考虑区域环境对就业性别差异的影响。同时，现有的一些经验研究结果表明，区域环境（如地区产业结构、非公有制经济、劳动力流动、人力资本、财政状况和外商投资等）对地区间就业差异产生了重要影响（蔡昉、王美艳，2004；张世伟、罗胤，2006；周勤、吴利华，2008）。事实上，Schelling 早在 1978 年就指出，微观个体的相互作用决定了宏观经济的动态，而宏观经济动态会对微观个体行为产生深刻影响，但如何在回归分析中将微观因素和宏观因素结合却一直是经验研究面临的一个难题。

多层统计分析模型为综合分析宏观因素和微观因素对个体就业获得的影响提供了一个有益的思路。近 20 年来，多层模型已成功地应用于社会科学的诸多领域，如教育学、心理学、社会学和公共卫生研究等（杨菊华，2006；王济川、谢海义和姜宝法，2008）。21 世纪初，一些经济学者开始将多层模型应用于劳动经济学领域，如 Cardoso（2000）应用多层模型分析了公司之间的工资差异和不同公司中个人特征对工资获得的影响，Plasman、Rusinek 和 Rycx（2004）应用多层模型分析了地区交易水平对蓝领和白领以及男性和女性工资水平的影响，Kesler 和 Hout（2009）应用多层模型分析了企业家身份对移民工资水平的影响。2010 年，Cipollone 和 D'Ippoliti 应用多层模型分析了意大利的就业性别差异，指出在女性就业决定中，劳动力个体特征与地区政策密切相关，仅仅考虑劳动力个体特征的分析可能存在较大偏差。

基于上述分析，本文拟依据 2002 年中国城镇家庭调查数据（CHIP），建立城镇居民就业方程的多层 Logistic 模型，并提出就业性别差异的分解方法，分析区域环境对城镇居民就业的影响，进而分析区域环境对就业性别差异的影响。本文第二部分对数据进行统计描述，第三部分对就业方程的多层模型进行设定，第四部分设计就业性别差异的分解方法，第五部分对就业方程回归结果进行分析，第六部分对就业性别差异进行分解分析，最后给出本文的研究结论。

1 数据统计描述

本文使用的数据来自中国社会科学院经济研究所“中国城乡居民收入分配”课题组 2002 年住户抽样调查（CHIP），该调查在国家统计局大样本二次抽样的基础上得到，覆盖了中国东、中、西三大地区 12 个省和直辖市的 60 多个城市和地区¹。数据调查内容涉及个人（和家庭）基本人口信息、收入与财产信息和劳动力市场状态信息。考虑到已婚劳动力和未婚劳动力就业选择存在明显差异，而已婚劳动力构成了中国劳动力的主体，故本文将样本限定为已婚且男性年龄在 22-60 岁之间、女性年龄在 20-55 岁之间的劳动参与人口，得到男性个体 5202 个，女性个体 4623 个。

劳动力就业不仅取决于劳动力个体自身的选择，而且受区域环境的影响，具有相同

¹ 其中，东部地区包括北京市、广东省、辽宁省和江苏省，中部地区包括安徽省、湖北省、河南省和山西省，西部地区包括云南省、甘肃省、四川省和重庆市。

个体特征的劳动力在不同地区得到的就业机会可能完全不同,这一特征在劳动力地区间流动受到诸多限制的中国表现得尤其明显,如相同技能的劳动力在南方沿海地区就业相对容易,而在北方地区就业则相对困难。根据经济理论,区域经济社会发展水平是人力资本存量、人均寿命和人均 GDP 的综合度量,通常经济社会发展水平越高,劳动力就业机会越多;市场化是政府与市场关系、非国有经济发展和市场发育程度的综合度量,市场化为区域经济资源优化配置提供了基础,通常市场化程度越高,劳动力资源配置效率越高,劳动力越可能找到适合自己的工作。因此,本文将体现区域经济社会发展水平的人类发展指数(Human Development Index, HDI)和体现区域经济市场化程度的市场化指数作为影响个体就业获得的区域经济环境因素。

表 1 给出了按照市场化指数排序的地区特征统计结果,可以发现东部地区的市场化程度和经济社会发展水平明显较高,而西部地区的市场化程度和经济社会发展水平明显较低,符合中国区域经济发展的现实。通过男性的就业状况可以发现,北京和辽宁地区劳动力就业率较高,而在同样处于东部地区的广东和江苏地区劳动力就业比率相对较低;西部地区中云南地区劳动力就业比率较低,而甘肃地区劳动力就业比率较高;中部地区劳动力的就业比率居中;劳动力就业比率与地区的市场化水平和经济社会发展水平之间在统计上没有呈现出明显的相关性。在男性和女性就业差异方面,所有地区男性的就业比率均高于女性,安徽、山西和甘肃地区的就业性别差异较大,且这些地区的市场化指数较低;北京和云南地区的就业性别差异最小,但这两个地区的市场化指数却存在明显差异,人类发展指数也分别处于所有地区中最高和最低水平。由于统计分析结果无法确定区域经济环境对地区就业性别差异的影响,因而需借助经济计量模型对其进行分析。

尽管区域经济环境会对劳动力就业产生重要影响,但不同劳动力之间的就业差异仍主要取决于劳动力个体特征(尤其是人力资本)的差异。表 1 中给出了不同省市劳动力受教育年限的均值,可以发现劳动力平均受教育年限最高的北京市的就业比率最高,符合人力资本理论预期。在就业性别差异较大的安徽省、山西省和甘肃省,男性的平均受教育年限均明显高于女性,说明性别间教育水平的差异可能是这三个省份就业性别差异的一个主要来源。在重庆地区,男性的平均受教育水平低于女性,暗示着劳动力市场中可能存在明显的就业性别歧视。统计分析只能定性地估计不同因素之间的关系,只有应用经济计量模型对个体特征和区域经济环境异质性加以控制才能较精确地度量个体特征和区域经济环境对劳动力就业的影响。

表 1 各省市区域经济环境指标和劳动力个体特征与就业状况统计

省 份	就业比率		市场化指数	HDI 指数	受教育年限	
	男 性	女 性			男 性	女 性
甘 肃	0.9010	0.6945	3.05	0.665	11.49	10.46
云 南	0.8428	0.7912	3.80	0.645	11.20	10.76
山 西	0.8700	0.6476	3.93	0.738	11.26	10.58
河 南	0.8929	0.7488	4.30	0.737	11.18	10.47
湖 北	0.8584	0.7674	4.65	0.728	11.55	11.08
安 徽	0.8932	0.658	4.95	0.708	11.31	10.59
四 川	0.8998	0.762	5.35	0.702	10.30	9.80

重 庆	0.8710	0.7526	5.71	0.718	10.80	10.95
辽 宁	0.9286	0.8094	6.06	0.772	11.03	10.81
北 京	0.9472	0.9300	6.92	0.818	11.79	11.78
江 苏	0.8752	0.778	7.40	0.730	11.12	10.38
广 东	0.8968	0.8081	8.63	0.797	11.05	10.52

注：市场化指数来自于樊纲等（2007）的 2002 年中国各省区市场化指数；人类发展指数来自于中国发展研究基金会（2005）的 2003 年中国各省人类发展指数；其他数据根据 2002 年 CHIP 计算，其中就业比率=1-失业率，本文将失业 6 个月以上的个体视为失业；下同。

2 就业方程多层模型设定

就业方程的设定是分析就业性别差异的基础。通常，劳动力就业方程的指示模型可以表示为：

$$y_i^* = Z_i' \gamma + \mu_i,$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中， y_i^* 表示不可观测的决定个体 i 是否就业的变量， y_i 表示个体就业状态（1 表示就业，0 表示非就业）， Z_i 表示可观测的影响个体就业的特征向量， γ 表示相应的回归系数， μ_i 表示随机误差项。

进而，劳动力就业的条件概率可以表示为：

$$\begin{aligned} \Pr[y = 1 | Z] &= \Pr[y^* > 0] \\ &= \Pr[Z' \gamma + \mu > 0] \\ &= \Pr[-\mu < Z' \gamma] \\ &= F(Z' \gamma) \end{aligned} \quad (2)$$

当 $F(\cdot)$ 表示 $-\mu$ 的累积密度函数，在密度函数关于 0 对称的情况下， $F(-\mu) = F(\mu)$ 。 $F(\cdot)$ 的函数形式决定指示函数模型的形式。本文假设误差项 μ 服从均值为 0，方差为 $\pi^2/3$ 的标准 Logistic 分布，则：

$$\Pr[y = 1 | Z] = \Lambda(Z' \gamma) = \frac{e^{Z' \gamma}}{1 + e^{Z' \gamma}} \quad (3)$$

其中， $\Lambda(\cdot)$ 表示 Logistic 分布的累积分布函数。通常，将 $\Pr[y = 1 | Z]$ 转化为发生比（odds）的形式，即 $p/(1-p)$ 。发生比的自然对数 $\ln[p/(1-p)]$ 被处理为解释变量的线性函数，即：

$$\text{logit}(p_i) = \ln \frac{p_i}{1-p_i} = Z' \gamma \quad (4)$$

由于地区内个体之间可能存在明显的相关性，本文考虑建立个体就业方程的多层 Logistic 模型。依据多层模型建立的步骤，首先需要检验地区内个体之间的相关性，只有存在显著的相关性，才有必要进行多层模型的建模。检验地区内个体相关性需要运行截距模型 M0（空模型）：

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \gamma_{0j} \quad (5a)$$

$$\gamma_{0j} = \gamma_{00} + v_{0j} \quad (5b)$$

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \gamma_{00} + v_{0j} \quad (5c)$$

其中, j 表示个体 i 所处的地区; p_i 表示个体 i 就业的概率; 式 (5a) 中 γ_{0j} 表示 j 地区就业发生比对数的均值; 式 (5b) 中, γ_{00} 表示所有地区 γ_{0j} 的总平均值, v_{0j} 表示地区层面的随机误差项, 即 j 地区的平均就业发生比对数与总平均就业发生比对数的差异; 式 (5c) 是一个组合模型, 显示就业发生比对数的度量是两部分的线性组合: 固定部分 γ_{00} 和随机部分 v_{0j} 。

基于 M0 的回归结果, 地区内个体相关性可以用组内相关系数 (Intra-class Correlation Coefficient, ICC) 来度量:

$$ICC = \frac{\sigma_{v0}^2}{\sigma_{\mu}^2 + \sigma_{v0}^2}$$

其中, σ_{v0}^2 和 σ_{μ}^2 分别表示 v_{0j} 和 Logistic 模型残差项 μ_i 的方差, 由于 $\sigma_{\mu}^2 = \pi^2/3$, 因此,

$$ICC = \frac{\sigma_{v0}^2}{\pi^2/3 + \sigma_{v0}^2} \quad (6)$$

显然, ICC 表示地区间方差与总方差之比。当地区间方差相对于地区内方差非常大时, ICC 趋于 1, 表明地区内个体间存在完全的相关; 相反, 当地区内个体趋于相互独立时, ICC 趋于 0, 表示地区内个体间不存在相关性。如果回归模型 (5c) 所得方差 σ_{v0}^2 统计显著, 则表明 ICC 显著, 应考虑对数据进行多层模型建模, 否则可对就业方程 (4) 直接进行 Logit 回归。

如果 ICC 显著, 则表明个体就业在地区间存在明显差异, 解释地区间就业差异需在模型中加入反映区域经济特征的解释变量, 建立带有区域经济特征解释变量主效应的随机截距模型 M1:

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \gamma_{0j} \quad (7a)$$

$$\gamma_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + v_{0j} \quad (7b)$$

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + v_{0j} \quad (7c)$$

其中, Z_{1j} 和 γ_{01} 分别表示地区特征变量及其系数。通过模型回归系数以及地区层面的误差项方差 σ_{v0}^2 的变化, 可以识别所应用的区域经济因素对地区间个体就业差异的解释作用。通过对截距模型和该模型分别进行极大似然估计 (ML), 并进行似然比检验 (LR 检验),

可以比较该模型相对于截距模型的拟合效果。如果该模型拟合效果优于截距模型，表明区域经济环境对劳动力就业具有一定的解释作用。

根据劳动供给理论，个体就业与个体特征（知识和技能等）密切相关。因此，考虑在模型中加入个体层面解释变量来解释地区内个体间的就业差异，建立随机截距模型 M2:

$$\ln \frac{P_i}{1-p_i} = \gamma_{0j} + b_1 G_{1ij}, \quad (8a)$$

$$\gamma_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_{1j} + v_{0j} \quad (8b)$$

$$\ln \frac{P_i}{1-p_i} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_{1j} + b_1 G_{1ij} + v_{0j} \quad (8c)$$

其中， G_{1ij} 表示影响个体就业的个体层面解释变量。通过模型回归系数，可以识别所应用的个体层面变量对区域内个体就业差异的解释作用。同样对模型 M1 和该模型分别进行 ML 估计和 LR 检验，可以比较该模型相对于模型 M1 的拟合效果。

由于个体特征对就业的影响可能随着个体所处地区的不同而存在差异，即个体层面解释变量系数可能存在随机性。为了检验这一随机性，需要将待检验变量的回归系数设定为随机系数，建立模型 M3:

$$\ln \frac{P_i}{1-p_i} = \gamma_{0j} + b_1 G_{1ij}^0 + \gamma_{1j} G_{1ij}^1 \quad (9a)$$

$$\gamma_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_{1j} + v_{0j} \quad (9b)$$

$$\gamma_{1j} = \gamma_{10} + e_{1j} \quad (9c)$$

$$\ln \frac{P_i}{1-p_i} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_{1j} + b_1 G_{1ij}^0 + \gamma_{10} G_{1ij}^1 + (v_{0j} + e_{1j} G_{1ij}^1) \quad (9d)$$

其中，个体层面解释变量 G_{1ij} 被分解为两部分 G_{1ij}^0 和 G_{1ij}^1 ，其中 G_{1ij}^0 的系数 b_1 为固定系数，不随地区而变化； G_{1ij}^1 的系数 γ_{1j} 可能随地区而变化，通过将其设定为随机系数 $\gamma_{1j} = \gamma_{10} + e_{1j}$ ，其中 γ_{10} 和 e_{1j} 分别表示 γ_{1j} 的均值和随机误差项，观察 e_{1j} 的方差的显著性以检验随机性是否存在。

如果某些个体层面解释变量系数经检验是随机的，说明这些变量对个体就业的影响随地区的变化而存在明显差异，因此可进一步检验地区层面变量对这些具有随机效应的个体层面变量系数的解释作用（跨层交互作用），因而建立模型 M4:

$$\ln \frac{P_i}{1-p_i} = \gamma_{0j} + b_1 G_{1ij}^0 + \gamma_{1j} G_{1ij}^1 \quad (10a)$$

$$\gamma_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_{1j} + v_{0j} \quad (10b)$$

$$\gamma_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} Z_{1j} + e_{1j} \quad (10c)$$

$$\ln \frac{p_i}{1-p_i} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_{1j} + b_1G_{1ij} + \gamma_{10}G_{1ij}^1 + \gamma_{11}Z_{1j}G_{1ij}^1 + (v_{0j} + e_{1j}G_{1ij}^1) \quad (10d)$$

以上给出了建立就业方程多层模型的完整步骤, 每一个更详细的模型都是建立在统计检验的基础上, 只有通过了统计检验, 才可以建立相应的模型。多层模型调节数据的聚类性质, 使个体因素对被解释变量的影响从群体因素中分离出来, 从而获得更好的假设检验和参数估计, 因而多层模型的参数估计结果更能反映实际数据的特征。

人力资本理论认为, 个体人力资本水平是个体劳动参与的重要影响因素; 生命周期理论认为, 个体劳动参与的概率在整个生命周期内是不断变化的; 家庭劳动供给理论认为, 个体家庭状况会影响个体的劳动参与概率; 区域经济理论认为, 地区经济发展水平也会影响个体参与劳动力市场的概率。因此, 本文将受教育年限、年龄、年龄平方、家庭人口数、家庭其他成员收入、家庭中 16 岁以下孩子数作为就业方程中个体层面的解释变量。此外, 根据前文的论述, 本文选择地区市场化指数和人类发展指数 (HDI) 作为就业方程中地区层面的解释变量。

3 就业性别差异分解方法

依据男性就业方程的回归结果, 可以预测得到不存在就业歧视时女性的就业状况:

$$\ln \frac{\tilde{p}_i^f}{1-\tilde{p}_i^f} = \hat{\gamma}_{00}^m + \hat{\gamma}_{01}^m Z_{1j}^f + \hat{b}_1^m G_{1ij}^{0f} + \hat{\gamma}_{10}^m G_{1ij}^{1f} \quad (11)$$

其中, m 和 f 分别代表男性和女性, \tilde{p}_i^f 表示预测得到的女性个体 i 的就业概率。

借鉴 Blinder (1973) 和 Oaxaca (1973) 对工资差异进行分解的思想, 分解男性和女性的平均就业差异。首先, 计算男性和女性平均就业概率以及按照男性就业状况预测得到的女性就业概率的平均值:

$$\bar{p}^m = \sum_{i=1}^{N_m} y_i / N_m$$

$$\bar{p}^f = \sum_{i=1}^{N_f} y_i / N_f$$

$$\bar{\tilde{p}}^f = \sum_{i=1}^{N_f} \tilde{p}_i^f / N_f$$

其中, N_m 和 N_f 分别表示男性和女性个体总数, N_{1m} 和 N_{1f} 分别表示男性和女性就业个体总数。 \bar{p}^m 、 \bar{p}^f 和 $\bar{\tilde{p}}^f$ 分别表示男性平均就业概率、女性平均就业概率和按照男性就业状况预测得到的女性平均就业概率。

其次, 男性和女性的就业差异可以分解为两部分:

$$\bar{p}^m - \bar{p}^f = (\bar{p}^m - \bar{\tilde{p}}^f) + (\bar{\tilde{p}}^f - \bar{p}^f) \quad (12)$$

其中, $(\bar{p}^m - \bar{\tilde{p}}^f)$ 表示男性和女性的特征差异导致的就业差异, 为就业差异中可解释的部分, 而 $(\bar{\tilde{p}}^f - \bar{p}^f)$ 表示男性和女性的特征回报的差异导致的就业差异, 为就业差异中不可解释的部分, 本文将其视为就业歧视的作用。

4 就业方程回归结果分析

依据多层模型的建立步骤，建立就业方程的多层 Logistic 模型，并对男性和女性的就业方程分别进行回归（结果见表 2 和表 3）。截距模型的回归结果显示，男性和女性就业的组内相关系数 ICC 分别为 0.0741 和 0.0853，而且组间方差在 5% 水平下显著，表明男性和女性的就业在各地区间存在明显差异，因而建立就业方程的多层模型是合理的。从 M1 的回归结果可以发现，地区市场化指数对男性和女性就业的影响都是显著的，且对男性就业的影响大于对女性就业的影响，人类发展指数对男性和女性就业的影响均不显著，因而将其从模型中删除。然而，相比于模型 M0，加入地区层次解释变量后，男性就业在地区间的方差从 0.2633 下降到 0.2495，女性就业在地区间的方差从 0.3068 下降到 0.2493，表明地区层面解释变量对地区间就业差异具有一定的解释作用，应该将其加入到模型中。

表 2 就业方程的 M0 和 M1 模型回归结果

解释变量	M0		M1	
	男 性	女 性	男 性	女 性
市场化指数			0.0713*	0.1364***
常数项	2.2190***	1.2525***	2.2155***	1.2412**
σ_{i0}^2	0.2633**	0.3068**	0.2495**	0.2493**
σ^2	$\pi^2/3$	$\pi^2/3$	$\pi^2/3$	$\pi^2/3$
ICC	0.0741	0.0853	0.0705	0.0704
样本量	5202	4623	5202	4623

注：已删去所有回归中系数均不显著的变量，下同。

从模型 M2 的回归结果可以发现，考虑到的个体层面变量对男性和女性就业的影响大多是显著的，表明所加入的个体层面变量是合理的。在证明了就业随地区变化的特性以及地区变量和个体特征变量对个体就业的作用之后，考虑个体层次解释变量系数的随机性。根据经济理论和以往研究经验，对可能存在随机性的系数进行检验，结果表明，受教育年限对男性就业的影响在地区间存在明显差异，而家庭中 16 岁以下孩子数对女性就业的影响在地区间存在明显差异，因此建立男性和女性就业方程的 M3 模型。进一步对随机变量的跨层交互作用进行检验发现，随机变量对男性和女性就业的影响不存在跨层交互作用，因而男性和女性就业方程的最终模型均确定为 M3。

从就业方程 M3 的回归结果可以发现，男性和女性就业方程回归系数存在明显差异。教育和年龄对女性就业的影响大于对男性就业的影响，表明与男性相比，不同受教育水平、不同年龄女性间的就业差异更大，与理论预期相符；家庭中 16 岁以下孩子数对女性就业存在明显的负效用，而对男性就业的影响不显著，表明女性承担更多照顾家庭的责任而导致其就业比率低于男性。从地区层面解释变量的回归系数来看，地区市场化指数对男性和女性就业都有显著的正向作用，且女性的回归系数大于男性，表明市场化水平越高的地区，个体越倾向于就业，且地区市场化水平对女性就业的影响大于对男性就业的影响。

表 3 就业方程的 M2 和 M3 模型回归结果

解释变量	M2		M3	
	男 性	女 性	男 性	女 性

常数项	-0.8682	-5.5582***	-0.9143	-5.5335
个体层面:				
受教育年限	0.1029***	0.2292***	0.1069***	0.2291***
年龄	0.1847***	0.2956***	0.1851***	0.2943***
年龄平方	-0.0030***	-0.0043***	-0.0030***	-0.0043***
16岁以下孩子数	-0.0426	-0.1947**	-0.0396	-0.1793*
地区层面:				
市场化指数	0.1203**	0.1635***	0.1204**	0.1641***
随机效应 (标准差):				
受教育年限			0.0004**	
16岁以下孩子数				0.0675**
σ_{v0}^2	0.2709**	0.2752**	0.2273**	0.2613**
σ^2	$\pi^2/3$	$\pi^2/3$	$\pi^2/3$	$\pi^2/3$
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ICC	0.0761	0.0772	0.0646	0.0736
样本量	5202	4623	5202	4623

5 就业性别差异分解结果分析

基于就业方程的多层模型回归结果,依据(11)式对女性就业进行预测(结果见表4)。可以发现,男性的实际就业比率为0.8891,女性的实际就业比率为0.7618,而预测就业比率为0.9141,男性的就业比率明显高于女性的就业比率,女性实际就业比率明显低于预测就业比率,表明如果女性具有与男性相同的就业决定结构,其就业比率将明显提高。

表4 女性和男性就业比率和女性预测就业比率

就业比率	男 性	女 性
实 际	0.8891	0.7618
预 测		0.9141

依据式(12)对男性和女性的平均就业差异进行分解(结果见表5)可以发现,特征差异导致的就业性别差异为负值,占总体就业性别差异的-19.64%,而就业歧视导致的就业性别差异占总体就业性别差异的119.64%,表明如果女性具有男性的就业决定结构,女性的就业比率将高于男性,就业性别差异完全由性别歧视导致。

表5 就业性别差异分解结果

总差异	特征差异导致	性别歧视
0.1273	-0.0250	0.1523

依据男性和女性就业方程的特征回报差异,可以分析不同特征对就业性别歧视的影响。教育和年龄对男性就业的影响低于对女性就业的影响,表明随着教育水平和年龄的提高,就业性别歧视将减小;16岁以下孩子数对男性的影响不显著,对女性的影响显著为负,表明家庭孩子数的增多,将使得就业性别歧视增大;市场化指数对男性就业的影响低于女性,表明地区市场化指数的提高起到缩小就业性别歧视的作用。

为了比较不同地区的就业性别差异,基于就业方程的回归结果以及地区内男性和女性劳动力的特征,依据公式(12)对不同地区的就业性别差异进行分解。从表6的分解结果可以

发现，在所有地区，性别歧视对总体就业性别差异的解释程度都超过了 100%，表明在所有地区男性和女性的就业差异都是由就业歧视导致的。就业歧视程度最低的两个地区为北京和云南，分别位于我国的东部和西部；就业歧视程度最高的两个地区是山西和安徽，均位于我国中部；总体来看，可以认为东部地区的就业歧视程度较低，中部地区的就业歧视程度较高，而西部地区的就业歧视程度居中。

表 6 不同省份的就业性别差异分解结果

地 区	市场化指数	就业性别差异	特征差异		就业歧视	
			数 值	比 例	数 值	比 例
甘 肃	3.05	0.2064	-0.0105	-5.07%	0.2169	105.07%
云 南	3.8	0.0516	-0.0427	-82.81%	0.0943	182.81%
山 西	3.93	0.2224	-0.0253	-11.36%	0.2477	111.36%
河 南	4.3	0.1441	-0.0161	-11.14%	0.1602	111.14%
湖 北	4.65	0.091	-0.037	-40.69%	0.1281	140.69%
安 徽	4.95	0.2353	-0.0208	-8.84%	0.256	108.84%
四 川	5.35	0.1378	-0.0194	-14.05%	0.1571	114.05%
重 庆	5.71	0.1184	-0.0428	-36.18%	0.1612	136.18%
辽 宁	6.06	0.1192	-0.0153	-12.81%	0.1344	112.81%
北 京	6.92	0.0172	-0.0001	-0.85%	0.0174	100.85%
江 苏	7.4	0.0972	-0.0453	-46.63%	0.1425	146.63%
广 东	8.63	0.0887	-0.0301	-33.93%	0.1188	133.93%

6 结论

依据 2002 年中国家庭收入项目调查数据，本文建立了中国城镇居民就业方程的多层 Logistic 模型，用于分析区域经济环境对劳动力就业性别差异的影响。回归结果的检验证实，应用多层模型是合理的，多层模型能够更加准确地对就业方程进行参数估计。

地区市场化指数对男性和女性就业具有显著的正向影响，说明市场化水平提高了劳动力市场的资源配置效率，促进了劳动力的就业；市场化水平对女性就业的作用效果大于对男性就业的作用效果，因此市场化水平的提升将导致就业性别差异减小，即针对女性的就业歧视得到缓解。

在中国所有地区劳动力市场中均存在明显的就业性别差异，且就业性别差异完全是由就业歧视导致的，如果女性具有与男性相同的就业结构，女性的就业水平将高于男性。从不同地区就业性别歧视程度来看，东部地区较低，中部地区较高，西部地区居中。

根据 Becker (1957) 的歧视理论，随着市场竞争日益充分，偏好歧视的企业将处于竞争的劣势，进而退出竞争的市场。本文的研究结果表明，随着地区市场化水平的提高，城镇劳动力市场中就业性别歧视的程度并不能得到明显的缓解。因此，降低劳动力市场性别歧视不能仅仅靠市场自身的调节，即使市场调节最终能够使得性别歧视程度下降，其过程也将是漫长的。政府应在提升女性人力资本和鼓励女性转变就业观念的同时，设计和实施公平的就业制度，以缩小就业性别歧视。同时，政府应均衡各地区的发展，提高欠发达地区的市场化水平、经济社会发展水平，扩大就业的同时，更应注重社会的公平性，减小区域经济环境因素对就业性别差异的影响。

参考文献

- [1] 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。
- [2] 曹星、岳昌君 (2010): 《中国高校毕业生就业状况性别差异研究》, 《高等教育研究》, 第 1 期。
- [3] 樊纲、王小鲁、朱恒鹏 (2006): 《中国市场化指数——各省区市场化相对进程 2006 年度报告》。
- [4] 王济川、谢海义、姜宝法 (2008): 《多层统计分析模型——方法与应用》, 高等教育出版社。
- [5] 杨菊华 (2006): 《多层模型在社会科学领域的应用》, 《中国人口科学》, 第 3 期。
- [6] 张车伟、吴要武 (2003): 《城镇就业、失业和劳动参与: 现状、问题和对策》, 《中国人口科学》, 第 6 期。
- [7] 张抗私 (2009): 《就业性别歧视与人力资本投资倾向的交互作用分析》, 《浙江大学学报》, 第 6 期。
- [8] 张善余 (2004): 《中国劳动人口就业形势的差异分析》, 《人口学刊》, 第 2 期。
- [9] 张世伟、罗胤 (2006): 《吉林省城镇就业、失业和劳动参与的现状和对策》, 《人口学刊》, 第 6 期。
- [10] 中国发展研究基金会 (2005): 《中国人类发展报告 2005》。
- [11] 周勤、吴利华 (2008): 《产业结构、产业竞争力和区域就业差异》, 《世界经济》, 第 1 期。
- [12] Becker, G.S. (1957), *The Economics of Discrimination*. University of Chicago Press, Chicago.
- [13] Blinder, A. (1973), Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4): 436-455.
- [14] Cardoso, A.R. (2000), Wage Differentials across Firms: An Application of Multilevel Modelling. *Journal of Applied Econometrics*, 15(4):343-354.
- [15] Chen, G., Hamori, S. (2008), Do Chinese employers discriminate against females when hiring employees ? *Economics Bulletin*. 10(14): 1-17.
- [16] Cipollone, A., D'Ippoliti, C. (2010), Discriminating factors of women's employment. *Applied Economics Letters, Taylor and Francis Journals*, 17(11): 1055-1062.
- [17] Kesler, C., Hout, M. (2010), Entrepreneurship and Immigrant Wages in US Labor Markets: A Multi-level Approach. *Social Science Research*. 39(2): 187-201.
- [18] Lauerová J., Terrell, K. (2002), Explaining Gender Differences in Unemployment with Micro Data on Flows in Post-Communist Economies. IZA Discussion Paper, No. 600; William Davidson Institute Working Paper, No. 506.
- [19] Livanos, I., Yalkin, Ç. and Nuñez, I. (2009), Gender employment discrimination: Greece and the United Kingdom. *International Journal of Manpower*. 30(8): 815-834.
- [20] Oaxaca, R. (1973), Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. 14(3): 693-709.
- [21] Plasman, R., Rusinek, M. and Rycx, F. (2004), Union Wage Gaps in Multilevel Industrial Relations Systems. International Conference - Applied Econometrics Association, Econometrics of Labor Demand.
- [22] Seguino, Stephanie (2003): *Why are women in the Caribbean so much more likely than men to be unemployed?*. <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/6507/>, MPRA Paper, No. 6507.