

区域经济环境对 工资性别差异的影响

——基于多层模型的分析途径

郭凤鸣¹, 张世伟²

(1. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

【摘要】 本文建立了中国城镇居民工资方程的多层模型, 并提出了相应的工资差异分解方法, 用于分析区域经济环境对工资性别差异的影响。结果表明, 在所有地区劳动力市场中, 均存在明显的工资性别差异。虽然地区市场化水平的提高有助于个体工资水平的提升, 但却导致工资性别差异的扩大; 尽管地区失业率的上升将对个体工资获得产生不利影响, 但却导致工资性别差异的缩小。市场化程度越高的地区, 工资性别歧视越严重。因此, 在市场化进程中, 政府在发展教育和扩大就业的同时, 应致力于实施公平的工资分配制度, 将有助于缓解针对女性的工资歧视, 进而有助于工资性别差异的缩小。

【关键词】 工资差异; 性别歧视; 区域经济; 多层模型

【中图分类号】 F244

【文献标识码】 A

doi: 10.3969/j.issn.1004-129X.2013.04.005

【文章编号】 1004-129X(2013)04-0042-15

【收稿日期】 2013-03-20

【基金项目】 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(12JJD790042)

中国博士后科学基金资助项目(2012M510858)

【作者简介】 郭凤鸣(1982-), 女, 天津人, 吉林大学商学院讲师;

张世伟(1964-), 男, 吉林长春人, 吉林大学商学院副院长、教授、博士生导师。

一、引言

在计划经济时代, 由于中国政府推行地区之间和性别之间基本平等的就业制度和工资分配制度, 地区之间和性别之间的工资差异并不明显。随着由计划经济向市场经济的转型, 由于中国各个地区自然资源禀赋、人力资本存量、经济发展水平和市场化程度等存在明显差异, 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工资水平和地区内部男性与女性之间工资水平存在明显差异(如对于从事相同工作的劳动力来说, 东部地区的工资水平明显高于西部地区的工资水平)^①。区域经济环境对劳动力工资获得会产生哪些影响? 这些影响对男性和女性工资获得的作用

① 在劳动力可以自由流动的经济中, 劳动力倾向于由低工资地区向高工资地区流动, 劳动力流动导致高工资地区劳动供给增加, 低工资地区劳动供给下降, 进而导致高工资地区工资率下降, 低工资地区工资率上升。随着时间的推移, 地区之间工资率逐渐趋同, 个体工资差异将主要取决于个体特征差异。

程度是否存在较大差异?工资性别差异主要是来源于市场竞争,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。

根据经济理论,区域经济发展水平、市场化水平和失业率均会对个体工资的获得产生影响,因而可能会对工资性别差异产生影响。根据经济发展理论,经济发展水平的提高,不仅有助于个体就业机会的增加和工资水平的提升,而且有助于社会教育、培训和卫生保健资源的公平分配,进而有助于缩小男性和女性之间就业水平和工资水平的差异。^[1]根据 Becker(1957)歧视理论,由于歧视是有成本的,偏好歧视的企业将处于竞争的劣势,因而随着市场竞争性的增强,针对女性的歧视将会降低或消失。^[2]Bulow 和 Summers(1986)、Black 和 Brainerd(2002)分别指出,随着市场化水平的提高,地区(或行业)市场竞争性将增强,工资水平能够更加充分地体现个体的劳动生产率,有助于缓解针对女性的就业和工资歧视,进而有助于工资性别差异的缩小。^[3-4]然而,近年来的许多心理学研究结果表明,女性在风险偏好、谈判偏好、工作偏好和人际交往等方面均明显弱于男性,^[5]意味着随着经济社会的发展和市场竞争的加剧,处于竞争劣势的女性倾向于选择技术更新较慢和比较稳定的职业,导致其工资增长速度可能慢于男性,进而将导致工资性别差异扩大^①。根据工资曲线理论,失业率与工资率负相关。^[6]由于家庭分工和能力差异,女性在劳动力市场竞争中常常处于劣势,失业率上升对女性就业和工资获得的消极影响通常大于男性,进而可能导致性别工资差异扩大。然而,如果许多低工资女性因失业而退出劳动力市场,则也可能导致性别工资差异的缩小。^[7]迄今为止,经济理论尚无法预期区域经济环境会对工资性别差异产生怎样的影响,需要通过经验研究加以确定。

在 20 世纪 90 年代以前,关于中国劳动力工资决定问题的研究比较鲜见,主要缘于微观数据的匮乏。近年来,一些经济学者开始研究中国地区间的工资性别差异问题,试图基于不同地区市场化程度的差异探寻随着市场化进程的推进,针对女性的工资歧视是否逐渐有所缓解。目前,相关的研究主要采取两种途径:(1)在工资方程中引入表示不同地区的虚拟变量,通过比较地区虚拟变量回归系数以分析区域经济环境对工资性别差异的影响,^[8]研究表明,发达地区的工资性别歧视程度高于欠发达地区的工资性别歧视程度。该途径存在的问题在于假定不同地区内影响工资获得的其他因素作用效果相同,而事实上相同解释变量对不同地区劳动力工资获得的影响通常存在较大差异。(2)对不同地区的工资方程分别进行回归,通过对回归结果的分析劳动力个体属性在不同地区对男性和女性工资获得作用效果的差异,^[9]研究表明,随着地区市场化水平的提高,工资性别歧视呈现出先上升后下降的变动趋势。该途径存在的问题是无法显式地表述区域经济环境中的主要因素对个体工资获得的影响。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。^[10]

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工资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、心理学和社会学等。^[12-13]除了能够从宏观角度和微观角度对经济问题进行综合分析外,多层模型能够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,进而使得估计结果能够更加准确地反映实际数据的特征。另外,多层模型不需要假定数据中的观察相

^① Gupta(2002)通过对发展中国家工资性别差异的比较指出,随着国家工业化水平的提高,工资性别差异呈现出扩大趋势。^[11]



互独立,因而可以修正因数据非独立引起的 OLS 估计偏差。21 世纪初,一些经济学者开始应用多层模型分析宏观经济因素对个体工资获得的影响,如公司特征对个体工资获得的影响、^[14]地区交易水平对个体工资获得的影响、^[15]区域经济中其他经济成分职工占比和人均 GDP 与个体特征的交叉项对个体工资获得的影响、^[16]企业家身份对移民工资获得的影响、^[17]地区失业率对个体工资获得的影响。^[18]但迄今为止,应用多层模型和工资差异分解方法综合考查区域经济环境因素对工资性别差异的研究尚比较鲜见。

基于上述分析,本文拟依据中国城镇家庭调查数据,建立城镇居民工资方程的多层模型,并提出相应的工资性别差异分解方法,对男性和女性的工资方程分别进行回归,分析区域经济环境(包括经济社会发展水平、市场化和失业率)对劳动力工资获得的影响,进而分析区域经济环境对工资性别差异的影响。本文的第二部分对数据进行统计描述,第三部分对工资方程的多层模型进行设定,第四部分设计工资性别差异的分解方法,第五部分对工资方程回归结果进行分析,第六部分对工资性别差异分解结果进行分析,最后给出本文的研究结论。

二、数据统计描述

本文使用的数据来自中国社科院经济研究所“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,覆盖了中国东部、中部和西部三大地区 12 个省和直辖市的 60 多个城市 and 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信息。根据研究的需要,本文将样本限定为年龄在 18-60 岁之间的劳动年龄人口,并将离休、退休、提前退休、正在求学和丧失劳动能力的个体从样本中删除,得到男性个体 6361 个,女性个体 5842 个。

根据前文所述,在相对分割的中国劳动力市场中,劳动力工资获得不仅取决于劳动力人力资本等个体特征,而且受区域经济环境的影响。在区域经中,人类发展指数(Human Development Index)是人力资本存量、人均寿命和人均 GDP 的综合度量,是经济社会发展水平的集中体现;市场化指数是政府与市场关系、非国有经济发展和市场发育程度的综合度量,是市场化程度的集中体现;而失业率体现了劳动力就业的困难和劳动力市场的资源配置效率。因此,本文将地区的人类发展指数、市场化指数和失业率作为影响个体工资获得的区域经济环境因素。

表 1 给出了按照人类发展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。通过男性的工资水平可以发现,东部地区工资水平明显较高,而西部地区工资水平明显较低,其中北京市(工资水平最高)工资率是甘肃省(工资水平最低)工资率的 2 倍以上,说明地区区间存在明显的工资差距,地区工资水平与地区市场化程度和经济社会发展水平呈现出正相关关系,符合经济理论预期。在地区失业率方面,失业率最低的北京市工资水平最高,符合经济理论预期;但失业率较低的甘肃省工资水平却最低,失业率最高的安徽省工资水平却居中,地区失业率与工资水平在统计上没有呈现出明显的相关性。在工资性别差异方面,云南省和甘肃省的工资性别差异最低,市场化程度和经济社会发展水平最低;辽宁省的工资性别差异最高,市场化程度和经济社会发展水平较高;但安徽省和重庆市的工资性别差异较高,市场化程度和经济社会发展水平处于中等水平;

^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。



统计上无法确定区域经济发展水平和市场化程度与工资性别差异存在明显的相关性。云南省和甘肃省的工资性别差异最低,失业率较低;安徽省和重庆市的工资性别差异较高,失业率较高;但辽宁省的工资性别差异最高,失业率却较低;统计上同样无法确定地区失业率对工资性别差异的影响。

表 1 各省市区域环境指标和劳动力个体特征与工资水平均值

省 份	工资率(元/小时)		市场化 指 数	失业率	人类发 展指数	受教育年限		经验(年)	
	男 性	女 性				男 性	女 性	男 性	女 性
云 南	5.20	4.88	3.80	0.0515	0.645	11.49	11.22	21.02	18.53
甘 肃	3.72	3.48	3.05	0.0766	0.665	11.68	11.68	21.15	16.85
四 川	3.94	3.47	5.35	0.0867	0.702	10.66	10.48	22.12	18.22
安 徽	4.88	4.03	4.95	0.1343	0.708	11.56	11.55	21.99	18.37
重 庆	5.06	4.10	5.71	0.0982	0.718	11.37	11.53	22.79	19.82
湖 北	4.64	4.12	4.65	0.0952	0.728	11.91	11.60	20.54	17.44
江 苏	5.28	4.42	7.40	0.0986	0.730	11.43	11.06	21.98	18.14
河 南	4.18	3.64	4.30	0.0812	0.737	11.38	11.14	20.00	16.47
山 西	4.29	3.60	3.93	0.0835	0.738	11.42	11.65	20.19	17.06
辽 宁	5.01	3.61	6.06	0.0662	0.772	11.36	11.39	22.14	17.62
广 东	7.19	5.96	8.63	0.0894	0.797	11.34	11.01	22.35	18.93
北 京	8.09	7.17	6.92	0.0186	0.818	12.19	12.28	23.75	22.14

注:市场化指数来自樊纲等(2007)中的 2002 年中国各省区市场化指数,^[19]人类发展指数为 2002 年各省人类发展指数,由中国发展研究基金会(2005)中的 2003 年中国各省人类发展指数和指数增长率加权计算所得,^[20]其他数据根据 2002 年 CHIP 计算,失业率为全年失业率,下同。

当然,尽管区域环境会对劳动力工资获得产生重要影响,但劳动力工资水平的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和经验的均值,可以发现劳动力平均受教育年限和经验最高的北京市的工资水平最高,平均受教育年限最低的四川省的工资水平最低,符合人力资本理论预期。关于工资性别差异,在工资性别差异较高的北京市、辽宁省和重庆市,男性的平均受教育年限均低于女性,这是应用人力资本理论难以解释的经济现象;在工资性别差异较低的云南省和四川省,男性的平均受教育年限明显高于女性,说明性别间人力资本的差异可能是这两个省市工资性别差异的一个重要来源。从统计结果来看,不同地区男性和女性的经验差异与工资性别差异之间的相关性并不明显。由于统计分析只能定性地估计不同因素之间的相互作用关系,只有应用经济计量学方法才能较准确地度量个体特征和区域环境对劳动力工资获得的影响。

三、工资方程多层模型设定

工资方程的设定是分析工资性别差异的基础,传统的工资方程通常设定为如下形式:

$$\ln Y_i = X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, $\ln Y_i$ 表示个体 i 的小时工资对数, X_i 表示影响个体 i 工资获得的个体特征和区域环境因素, β 表示回归系数, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ 表示随机扰动项。

为了将宏观经济分析与微观经济分析相结合,本文考虑建立个体工资方程的多层模型。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 MO(空模型):

$$\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}, \quad (2a)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, \quad (2b)$$

$$\ln Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + \varepsilon_{ij}. \quad (2c)$$

其中, j 表示个体 i 所处的地区;式(2a)中的 β_{0j} 和 ε_{ij} 分别表示截距和随机扰动项,即 j 地区的工资均值以及围绕该均值的个体之间差异;式(2b)中的 γ_{00} 表示 Y_{ij} 的总体均值, u_{0j} 表示地区层面的随机扰动项,即地区间平均工资与总平均工资之间的差异;式(2c)是一个组合模型,表示工资的度量是固定部分 γ_{00} 和随机部分 u_{0j} 与 ε_{ij} 的线性组合。 u_{0j} 和 ε_{ij} 的均值为 0, 方差分别为 $\sigma_{u_0}^2$ 和 σ^2 , 且 $Cov(\varepsilon_{ij}, u_{0j}) = 0$ 。

基于 MO 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:

$$ICC = \frac{\sigma_{u_0}^2}{\sigma^2 + \sigma_{u_0}^2}. \quad (3)$$

显然, ICC 表示地区间方差与总体方差之比。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相关性;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(2c)所得 u_{0j} 的方差统计显著,则 ICC 统计显著,应考虑对数据进行多层模型建模;否则,可对工资方程(1)直接进行 OLS 回归分析。

如果 ICC 显著,则表明个体工资在地区间存在明显差异,解释地区间工资差异需在模型中加入反映区域经济特征的解釋变量,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:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij}, \quad (4a)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_{1j} + u_{0j}, \quad (4b)$$

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_{1j} + (u_{0j} + \varepsilon_{ij}). \quad (4c)$$

其中, R_{1j} 和 γ_{01} 分别表示区域经济特征变量及其系数。通过模型回归系数以及地区层面的误差项方差 $\sigma_{u_0}^2$ 的变化,可以识别所应用的区域经济因素对地区间个体工资差异的解释作用。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个体工资获得具有一定的解释作用。

根据 Mincer 的思想,个体工资水平与个体特征(知识和技能)密切相关。^[21] 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工资差异,建立随机截距模型 M2:

$$\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \alpha_1 X_{1ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (5a)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_{1j} + u_{0j}, \quad (5b)$$

$$\ln Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_{1j} + \alpha_1 X_{1ij} + (u_{0j} + \varepsilon_{ij}). \quad (5c)$$

其中, X_{1ij} 表示影响工资获得的个体层面解释变量。通过模型回归系数以及个体层面误差项方差 σ^2 的变化,可以识别个体特征对地区内个体工资差异的解释作用。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。



由于个体特征对工资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:

$$\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \alpha_1 X_{1ij}^0 + \beta_{1j} X_{1ij}^1 + \varepsilon_{ij}, \quad (6a)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_{1j} + u_{0j}, \quad (6b)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}, \quad (6c)$$

$$\ln Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_{1j} + \alpha_1 X_{1ij}^0 + \gamma_{10} X_{1ij}^1 + (u_{0j} + u_{1j} X_{1ij}^1 + \varepsilon_{ij}). \quad (6d)$$

其中,个体层面解释变量 X_{1ij} 被分解为两部分 X_{1ij}^0 和 X_{1ij}^1 , 其中 X_{1ij}^0 的系数 α_1 为固定系数,不随地区而变化; X_{1ij}^1 的系数 β_{1j} 可能随地区而变化。通过将其设定为随机系数 $\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$, 其中 γ_{10} 和 u_{1j} 分别表示 β_{1j} 的均值和随机误差项,以检验随机性是否存在。由方程(6d)可以发现,复合型残差 $u_{1j} X_{1ij}^1$ 的存在导致异方差性,因此可以应用条件极大似然法估计该形式的多层模型。假设 u_{1j} 的方差为 σ_{u1}^2 , 且 u_{0j} 和 u_{1j} 满足:

$$\begin{bmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{bmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{u0}^2 & \sigma_{u01}^2 \\ \sigma_{u01}^2 & \sigma_{u1}^2 \end{pmatrix} \right].$$

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工资的影响随地区的变化而存在明显差异,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),进而建立模型 M4:

$$\ln Y_{ij} = \beta_{0j} + \alpha_1 X_{1ij}^0 + \beta_{1j} X_{1ij}^1 + \varepsilon_{ij}, \quad (7a)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_{1j} + u_{0j}, \quad (7b)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} R_{1j} + u_{1j}, \quad (7c)$$

$$\ln Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} R_{1j} + \alpha_1 X_{1ij}^0 + \gamma_{10} X_{1ij}^1 + \gamma_{11} R_{1j} X_{1ij}^1 + (u_{0j} + u_{1j} X_{1ij}^1 + \varepsilon_{ij}). \quad (7d)$$

以上给出了建立工资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,才需要建立相应的模型。

相关研究表明,劳动力的工作单位类型和职业类型对个体工资获得一般具有显著影响。一般家庭负担越重的劳动力寻求高工资工作的愿望越强烈,因而家庭其他成员收入、家庭人口数和家庭中孩子年龄都可能对个体工资获得产生影响。此外,由于个体的就业选择不是随机的,只应用有工资收入的样本对工资方程进行回归势必存在样本选择偏差问题,需要依据 Heckman(1979)提出的两步骤方法对样本选择偏差进行修正。^[22]此外,根据前文的论述,本文选择地区市场化指数、地区人类发展指数和地区失业率作为工资方程中区域经济层面的解释变量。

四、工资性别差异分解方法

劳动经济学理论和实证分析均表明,劳动力个体的工资水平受个体人力资本水平和工作环境等多方面因素的影响,因此通常工资方程的多层模型至少建立到 M2 的形式,即考虑个体层面解释变量的影响。如果经检验模型设定为 M2 的形式,则男性和女性的对数工资均值分别可以表示为:

$$\ln \bar{Y}_{ij}^m = \hat{\gamma}_{00}^m + \hat{\gamma}_{01}^m \bar{R}_{ij}^m + \hat{\alpha}_1^m \bar{X}_{ij}^m + \eta_1^m \bar{\lambda}_{ij}^m + e^m,$$

$$\ln \bar{Y}_{ij}^f = \hat{\gamma}_{00}^f + \hat{\gamma}_{01}^f \bar{R}_{ij}^f + \hat{\alpha}_1^f \bar{X}_{ij}^f + \eta_1^f \bar{\lambda}_{ij}^f + e^f.$$

其中, $e^m = E(u_{0j}^m + \varepsilon_{ij}^m)$, $e^f = E(u_{0j}^f + \varepsilon_{ij}^f)$, m 和 f 分别代表男性和女性。 $\ln \bar{Y}$ 表示工资对数均值, \bar{R} 表示地区层面变量均值, \bar{X} 表示个体层面变量均值, $\bar{\lambda}_{ij}^m$ 和 $\bar{\lambda}_{ij}^f$ 分别表示由男性和女性劳动参与选择方程得出的逆米尔斯比均值, η_1^m 和 η_1^f 表示逆米尔斯比的回归系数。由于 u_{0j} 和 ε_{ij} 的均值均为 0, 因此 $e^m = e^f = 0$ 。

借鉴 Blinder (1973) 和 Oaxaca (1973) 的工资差异分解方法,^[23-24] 可以将男性和女性的工资差异分解为:

$$\ln \bar{Y}_{ij}^m - \ln \bar{Y}_{ij}^f = (\hat{\gamma}_{00}^m - \hat{\gamma}_{00}^f) + (\hat{\gamma}_{01}^m - \hat{\gamma}_{01}^f) \bar{R}_{ij}^f + \hat{\gamma}_{01}^m (\bar{R}_{ij}^m - \bar{R}_{ij}^f) + (\hat{\alpha}_1^m - \hat{\alpha}_1^f) \bar{X}_{ij}^f + \hat{\alpha}_1^m (\bar{X}_{ij}^m - \bar{X}_{ij}^f) + (\eta_1^m \bar{\lambda}_{ij}^m - \eta_1^f \bar{\lambda}_{ij}^f) \quad (1) \quad (2) \quad (3) \quad (4) \quad (5) \quad (6) \quad (8)$$

其中, (1)、(2) 和 (4) 表示工资性别歧视和不可观测个体特征差异导致的工资差异, 为工资性别差异中不可解释的部分^①, 其中 (1) 表示常数项差异导致的工资差异, (2) 表示地区特征回报差异导致的工资差异, (4) 表示个体特征回报差异导致的工资差异; (3) 和 (5) 表示特征差异导致的工资差异, 为工资性别差异中可解释的部分, 其中 (3) 表示男性和女性样本在地区间分布差异导致的工资差异, (5) 表示个体特征差异导致的工资差异; (6) 表示样本选择偏差导致的工资性别差异, 主要是由性别(就业)歧视导致。

如果经检验模型设定为 M3 的形式, 则男性和女性的对数工资均值分别可以表示为:

$$\ln \bar{Y}_{ij}^m = \hat{\gamma}_{00}^m + \hat{\gamma}_{01}^m \bar{R}_{ij}^m + \hat{\alpha}_1^m \bar{X}_{ij}^{0m} + \hat{\gamma}_{10}^m \bar{X}_{ij}^{1m} + \eta_1^m \bar{\lambda}_{ij}^m + e^m,$$

$$\ln \bar{Y}_{ij}^f = \hat{\gamma}_{00}^f + \hat{\gamma}_{01}^f \bar{R}_{ij}^f + \hat{\alpha}_1^f \bar{X}_{ij}^{0f} + \hat{\gamma}_{10}^f \bar{X}_{ij}^{1f} + \eta_1^f \bar{\lambda}_{ij}^f + e^f.$$

其中, $e^m = E(u_{0j}^m + u_{1j}^m \bar{X}_{ij}^m + \varepsilon_{ij}^m)$, $e^f = E(u_{0j}^f + u_{1j}^f \bar{X}_{ij}^f + \varepsilon_{ij}^f)$, \bar{X}^0 和 \bar{X}^1 分别表示具有固定系数和随机系数的个体层面变量均值。需要指出的是, 由于残差项包含个体层面和地区层面变量之间的交互作用, 因此, e^m 和 e^f 不一定为 0。

进而, 男性和女性的工资差异可以分解为:

$$\begin{aligned} \ln \bar{Y}_{ij}^m - \ln \bar{Y}_{ij}^f = & (\hat{\gamma}_{00}^m - \hat{\gamma}_{00}^f) + (\hat{\gamma}_{01}^m - \hat{\gamma}_{01}^f) \bar{R}_{ij}^f + \hat{\gamma}_{01}^m (\bar{R}_{ij}^m - \bar{R}_{ij}^f) + (\hat{\alpha}_1^m - \hat{\alpha}_1^f) \bar{X}_{ij}^{0f} + \hat{\alpha}_1^m (\bar{X}_{ij}^{0m} - \bar{X}_{ij}^{0f}) + \\ & (\hat{\gamma}_{10}^m - \hat{\gamma}_{10}^f) \bar{X}_{ij}^{1f} + \hat{\gamma}_{10}^m (\bar{X}_{ij}^{1m} - \bar{X}_{ij}^{1f}) + (\eta_1^m \bar{\lambda}_{ij}^m - \eta_1^f \bar{\lambda}_{ij}^f) + (e^m - e^f) \end{aligned} \quad (1) \quad (2) \quad (3) \quad (4) \quad (5) \quad (6) \quad (7) \quad (8) \quad (9)$$

其中, (3)、(5) 和 (7) 表示性别间可解释的特征差异导致的工资差异; (1)、(2)、(4) 和 (6) 表示不可解释的由工资性别歧视和不可观测个体特征差异导致的工资差异; (8) 和 (9) 分别表示样本选择偏差(就业歧视)和不可度量的因素(误差项)导致的工资性别差异。

如果经检验模型设定为 M4 的形式, 则男性和女性的对数工资均值分别可以表示为:

① 传统歧视理论将工资差异分解中不可解释的部分均视为歧视的作用。但事实上, 不可解释部分还包含许多计量经济学家无法观测到的特征差异的影响。^[25-26]

$$\ln \bar{Y}_{ij}^m = \hat{\gamma}_{00}^m + \hat{\gamma}_{01}^m \bar{R}_{ij}^m + \hat{\alpha}_1^m \bar{X}_{ij}^{0m} + \hat{\gamma}_{10}^m \bar{X}_{ij}^{1m} + \hat{\gamma}_{11}^m \bar{R}_{ij} \bar{X}_{ij}^{1m} + \eta_1^m \bar{\lambda}_{ij}^m + e^m,$$

$$\ln \bar{Y}_{ij}^f = \hat{\gamma}_{00}^f + \hat{\gamma}_{01}^f \bar{R}_{ij}^f + \hat{\alpha}_1^f \bar{X}_{ij}^{0f} + \hat{\gamma}_{10}^f \bar{X}_{ij}^{1f} + \hat{\gamma}_{11}^f \bar{R}_{ij} \bar{X}_{ij}^{1f} + \eta_1^f \bar{\lambda}_{ij}^f + e^f.$$

同理, $e^m = E(u_{0j}^m + u_{1j}^m \bar{X}_{ij}^m + \varepsilon_{ij}^m)$, $e^f = E(u_{0j}^f + u_{1j}^f \bar{X}_{ij}^f + \varepsilon_{ij}^f)$ 。

进而,男性和女性的工资差异可以分解为:

$$\ln \bar{Y}_{ij}^m - \ln \bar{Y}_{ij}^f = (\hat{\gamma}_{00}^m - \hat{\gamma}_{00}^f) + (\hat{\gamma}_{01}^m - \hat{\gamma}_{01}^f) \bar{R}_{ij}^f + \hat{\gamma}_{01}^m (\bar{R}_{ij}^m - \bar{R}_{ij}^f) + (\hat{\alpha}_1^m - \hat{\alpha}_1^f) \bar{X}_{ij}^{0f} + \hat{\alpha}_1^m (\bar{X}_{ij}^{0m} - \bar{X}_{ij}^{0f}) +$$

$$(1) \quad (2) \quad (3) \quad (4) \quad (5)$$

$$(\hat{\gamma}_{10}^m - \hat{\gamma}_{10}^f) \bar{X}_{ij}^{1f} + \hat{\gamma}_{10}^m (\bar{X}_{ij}^{1m} - \bar{X}_{ij}^{1f}) + (\hat{\gamma}_{11}^m - \hat{\gamma}_{11}^f) \bar{R}_{ij} \bar{X}_{ij}^{1f} + \hat{\gamma}_{11}^m (\bar{R}_{ij} \bar{X}_{ij}^{1m} - \bar{R}_{ij} \bar{X}_{ij}^{1f}) + (\eta_1^m \bar{\lambda}_{ij}^m - \eta_1^f \bar{\lambda}_{ij}^f) + (e^m - e^f)$$

$$(6) \quad (7) \quad (8) \quad (9) \quad (10) \quad (11) \quad (10)$$

其中,(3)、(5)、(7)和(9)表示性别间可解释的特征差异导致的工资差异;(1)、(2)、(4)、(6)和(8)表示性别间不可解释的工资性别歧视和不可观测特征差异导致的工资差异;(10)和(11)分别表示样本选择偏差导致的工资性别差异和不可度量的因素导致的工资性别差异。

五、工资方程回归结果分析

依据多层模型的建立步骤,建立工资方程的多层模型,并对男性和女性的工资方程分别进行回归。表 2 给出了模型 M0 和 M1 的回归结果^①,M0 回归结果显示,男性和女性工资的组内相关系数 ICC 分别为 0.1976 和 0.1767,且组间方差在 1%水平下显著,说明男性和女性的工资获得在各地区间存在明显差异,建立工资方程的多层模型是合理的。M1 回归结果显示,地区市场化指数和失业率对男性和女性工资的影响大多是显著的。此外,加入地区层面解释变量之后,相比于模型 M0,男性工资在地区间的方差从 0.0972 下降到 0.0616,女性工资在地区间的方差从 0.0949 下降到 0.0600,说明地区层面变量对地区间工资差异具有一定的解释作用,应该将其加入到模型中。

表 2 工资方程的 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			0.0984***	0.0838***
失业率			-3.6369***	-4.4485***
常数项	1.3877***	1.2224***	1.1600***	1.1466***
σ_{ω}^2	0.0972***	0.0949***	0.0616***	0.0600***
σ^2	0.3946***	0.4420***	0.3948***	0.4421***
ICC	0.1976	0.1767	0.1349	0.1195
样本量	5470	4373	5470	4373

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著;由于人类发展指数变量系数不显著,因而将其从模型中删除^②,下同。

通过地区层面解释变量的回归系数可以发现,地区市场化指数对男性和女性的工资获得均具有显著的正向作用,说明随着市场化进程的推进,劳动力市场资源配置效率得以优化,劳动生产率得以提高,进而劳动力工资水平得以提升,符合理论预期。男性市场化指数的回归系数大于女性,说明市场

① 受篇幅限制,本文未提供男性和女性劳动参与选择方程的回归结果,感兴趣的读者可以联系作者索取。

② 人类发展指数变量系数不显著缘于其与市场化呈强正相关性(相关系数为 0.74,且在 1%水平下显著),说明模型存在多重共线性。失业率与人类发展指数和市场化相关性均不显著。



化水平对男性工资获得的影响大于对女性工资获得的影响,市场化水平的提高将导致工资性别差异有所扩大;地区失业率对男性和女性工资均有显著的负向作用,说明地区失业率越高,个体工资水平越低,符合理论预期。男性失业率回归系数大于女性,说明失业率对男性工资的负向影响小于对女性工资的影响,失业率的上升将导致工资性别差异增大。

表3给出了模型M2、M3和M4的回归结果,M2回归结果显示,个体层面变量对男性和女性工资的影响大多是显著的。与模型M1相比,男性和女性工资的地区内方差均明显降低,表明个体特征变量解释了一部分地区内个体工资差异,因而在模型中加入个体层面解释变量是合理的,即个体工资差异取决于区域经济环境和个体特征差异。通过个体层面解释变量的回归系数可以发现,女性的教育回报明显高于男性,说明与男性相比,不同受教育水平女性之间的工资差异较大,且教育水平的提升有助于缩小性别工资差异;同样,女性经验回报高于男性,说明与男性相比,不同经验水平的女性之间工资差异较大,且经验水平的提升有助于缩小工资性别差异;已婚男性的工资水平明显高于未婚男性的工资水平,而婚姻对女性工资的影响不显著,主要缘于已婚男性需要承担较多的家庭经济责任;在工作单位类型方面,与国家机关相比,男性和女性事业单位和外资合资企业的工资水平明显较高,男性其他单位的工资水平明显较低,而女性国有独资企业和股份制企业的工资水平较高,这一特征与统计结果基本相符;在职业类型方面,与单位负责人相比,男性除技术人员外,其他职业工资水平明显较低,而女性除办事人员外,技术人员工资水平较高,其他职业工资水平明显较低;家庭其他成员收入对男性和女性工资的提高都起到促进作用;家庭中有6以下孩子或有7-16岁孩子均对男性和女性的工资具有显著的正向作用,且孩子对女性工资的影响大于对男性工资的影响,主要缘于培养孩子的费用占据了家庭支出的重要部分,成人需要承担较高的培养费用;家庭人口数越多,男性和女性的工资水平越低,且家庭人口数对男性和女性工资的影响不存在明显差异;男性逆米尔斯比系数显著,而女性逆米尔斯比系数不显著,说明对男性样本进行选择偏差修正是合理的。

个体层面变量的引入对地区层面变量的回归系数具有一定影响,相比于模型M1,市场化指数对男性工资的影响略有降低,而对女性工资的影响明显下降;失业率对男性和女性工资的影响均有所降低,且对于女性来说降低的幅度较大。地区层面变量回归系数的变化表明,一部分地区间工资差异是由不同地区劳动力个体差异导致的,且这一特征对于女性更加明显。个体层面变量的引入使得失业率对男性工资的影响大于对女性工资的影响,说明控制地区间的个体差异,失业率的上升将导致工资性别差异缩小。

在证明了工资随地区变化的特性以及地区变量和个体特征变量对个体工资差异的解释作用之后,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、经验和工作单位类型变量(除其他企业之外)对男性和女性工资的影响在地区间存在明显差异,因此需要建立模型M3。M3回归结果显示,与模型M2相比,工资方程解释变量的系数略有变化,但对男性和女性工资的影响方向不变。消除具有随机性的变量系数在地区间的差异之后,男性教育回报略有降低,而女性教育回报基本不变,说明男性教育回报在地区间的差异较大;男性经验回报略有提高,而女性经验回报略有降低,说明在不考虑变量系数随机性的情况下,男性经验回报的均值将被低估,而女性经验回报的均值将被高估;不论对于男性还是女性,工作单位类型变量的系数变动明显,但变动方向不存在明显规律性。

表 3 工资方程的 M2、M3 和 M4 模型回归结果

解释变量	M2		M3		M4	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
常数项	0.9572***	0.5227***	0.9785***	0.5115***	1.1788***	0.8241***
个体层面:						
受教育年限	0.0230***	0.0354***	0.0216***	0.0356***	-0.0014	0.0033
经验	0.0102*	0.0179***	0.0096*	0.0183***	0.0108*	0.0199***
已婚	0.0743*	-0.0473	0.0734*	-0.0373	0.0955**	-0.0243
事业单位	0.1333***	0.1876***	0.1322***	0.1909***	0.1346***	0.1862***
国有独资企业	-0.0432*	0.1065***	-0.0381	0.1070***	-0.0364	0.1009***
集体企业	-0.2545***	-0.0908**	-0.2768***	-0.0899*	-0.2760***	-0.0970**
私营个体企业	-0.1996***	-0.1271**	-0.2061***	-0.1335***	-0.2051***	-0.1400***
外资合资企业	0.1717**	0.2296**	0.1736**	0.1975**	0.1641***	0.1807*
股份制企业	-0.0595*	0.1187**	-0.0584*	0.1102**	-0.0587*	0.1016**
其他企业	-0.1663	-0.2396*	-0.1568	-0.2396*	-0.1543	-0.2347*
技术人员	-0.0066	0.1131**	-0.0104	0.1087***	-0.0123	0.1069***
办事人员	-0.0472*	0.0183	-0.0506*	0.0153	-0.0487*	0.0129
服务人员	-0.3806***	-0.2004***	-0.3874***	-0.2005***	-0.3881***	-0.2032***
操作人员	-0.2801***	-0.2094**	-0.2898***	-0.2180***	-0.2968***	-0.2200***
其他职业	-0.1400***	-0.0820**	-0.1462***	-0.0840**	-0.1432***	-0.0824**
家庭其他成员收入	0.0725***	0.0953***	0.0694***	0.0943***	0.0688***	0.0921***
6 岁以下孩子	0.0578*	0.0776**	0.0525	0.0828**	0.0533	0.0861***
7-16 岁孩子	0.0364*	0.0681**	0.0348	0.0662***	0.0352	0.0679***
家庭人口数	-0.0782***	-0.0755***	-0.0770***	-0.0778***	-0.0786***	-0.0791***
逆米尔斯比	-0.3899**	-0.1029	-0.4083***	-0.0878	-0.4183***	-0.1271
地区层面:						
市场化指数	0.0933***	0.0686***	0.1008***	0.0710***	0.1098***	0.0546*
失业率	-2.8954**	-2.8540***	-3.2432***	-2.9546***	-6.0556***	-4.8595**
跨层交互作用:						
受教育年限 * 市场化指数					0.0027	0.0047**
受教育年限 * 失业率					0.0952	0.0509
经验 * 市场化指数					-0.0020***	-0.0019***
经验 * 失业率					0.0930***	0.0728*
随机效应(标准差):						
受教育年限			0.0088***	0.0084***	0.0080***	0.0084***
经验			0.0037***	0.0031***	0.0012***	0.0029***
事业单位			0.0465**	0.1397***	0.0377*	0.1373***
国有独资企业			0.1110***	0.0859***	0.1105***	0.0832***
集体企业			0.1617***	0.1531***	0.1628***	0.1519***
私营个体企业			0.1937***	0.2011***	0.1983***	0.2013***
外资合资企业			0.0000	0.3586***	0.0000	0.3514***
股份制企业			0.0918***	0.1592***	0.0914***	0.1583***
模型拟合效果:						
σ_{u0}^2	0.0505***	0.0340***	0.0364***	0.0257***	0.0436***	0.0269***
σ^2	0.3235***	0.3520***	0.3140***	0.3364***	0.3138***	0.3355***
Prob>chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ICC	0.1350	0.0882	0.1039	0.0709	0.1220	0.0743
样本量	5470	4373	5470	4373	5470	4373

注:由于经验平方的回归系数不显著,故将其从表中删除。

由于受教育年限、经验和工作单位类型变量的系数在地区层面存在随机性,说明这些变量对个体工资的影响在地区之间存在明显差异。为检验这些个体层面解释变量和地区层面解释变量之间的跨层交互作用,需要建立模型 M4。M4 回归结果显示,教育和经验与市场化指数和失业率的交互项系数大多显著,且似然比检验的结果显示在 1%水平下接受模型 M4。

从模型 M4 的回归结果可以发现,男性教育回报随地区市场化水平提高的变化不明显,而女性教育回报随地区市场化水平的提高而提高,说明市场化水平的提高有利于女性知识的价值体现;个体的教育回报不随失业率的变化而变化^①;个体的经验回报随地区市场化水平的提高而下降,说明传统的中国企业论资排辈现象有所缓解,导致不同经验水平劳动力之间工资差异减小;个体的经验回报随失业率的提高而提高,说明失业有利于个体技能的价值体现,即不同经验水平劳动力之间工资差异增大。与模型 M3 相比,男性和女性教育变量回归系数均不再显著,主要缘于教育和地区因素的交互作用解释了教育回报的大部分;男性和女性经验回报的系数均有所提高,主要源于经验与市场化指数和失业率的交互项作用解释了经验回报随地区变化的部分。

出于比较的目的,本文还应用传统 OLS 方法对男性和女性工资方程分别进行了回归,工资方程中包含个体层面和地区层面解释变量及其交互变量(参见表 4),可以发现通过显著性检验的解释变量系数的符号与模型 M4 的回归结果是一致的,但对于男性来说,传统 OLS 回归对个体层面的回归系数普遍存在高估,对地区层面变量的回归系数普遍存在低估;而对于女性来说,对个体层面变量和地区层面变量的回归系数也都存在不同程度的高估或低估,说明应用多层模型可以更加准确地度量个体特征和区域经济特征对个体工资获得的影响。

表 4 工资方程 OLS 回归结果

解释变量	男性	女性	解释变量	男性	女性
受教育年限	0.0107	0.0131	家庭其他成员收入	0.0953	0.1122***
经验	0.0168**	0.0295***	有 6 岁以下孩子	0.0512	0.0802**
已婚	0.0658***	-0.0546	有 7-16 岁孩子	0.0269***	0.0709***
事业单位	0.1575	0.1762***	家庭人口数	-0.0842***	-0.0855***
国有独资企业	0.0248***	0.0912***	逆米尔斯比	-0.3914***	0.0146
集体企业	-0.2326***	-0.1244***	市场化指数	0.0914***	0.0505*
私营个体企业	-0.1570***	-0.1425***	失业率	-4.3229***	-4.4059**
外资合资企业	0.2549	0.2350***	受教育年限 * 市场化指数	0.0032*	0.0045**
股份制企业	0.0141	0.1235***	受教育年限 * 失业率	0.0184	0.0847
其他企业	-0.0397	-0.1864	经验 * 市场化	-0.0019***	-0.0016**
技术人员	0.0056**	0.1264***	经验 * 失业率	0.0555*	0.0201
办事人员	-0.0537***	0.0201	常数项	0.9751***	0.5910***
服务人员	-0.3565***	-0.1901***	样本量	5470	4373
操作人员	-0.2545***	-0.2358***	调整 R ²	0.2430	0.2831
其他职业	-0.1103***	-0.0793**			

① 相比于模型 M3,模型 M4 加入了教育与地区因素的交互项,由于教育回报在不同地区间存在明显差异,因而导致教育变量本身的回归系数不显著。

六、工资性别差异分解结果分析

基于工资方程多层模型(M4)的回归结果(本文对工资方程回归系数的性别差异进行了 Hausman 检验,检验结果显示 $\chi^2(26)$ 为 450.87,说明男性和女性工资方程回归系数存在显著性差异),依据式(10)对工资性别差异进行分解(结果见表 5)。可以发现,工资性别差异的 82.40%和 17.60%分别是由性别歧视与不可观测个体特征的性别差异和性别特征差异造成的,性别歧视与不可观测的个体特征性别差异是导致工资性别差异的主要原因。在性别特征差异中,地区特征差异和地区特征与个体特征交互项差异均是由男性和女性样本在地区间分布差异导致的,因而个体特征差异为性别特征差异的主要影响因素。在性别特征回报差异中,个体特征回报差异导致的工资差异为负值,而地区特征回报差异为正值,表明劳动力市场对女性个体特征的工资回报大于男性,与回归结果一致。地区特征和个体特征交互项系数差异为负,说明地区特征对个体特征回报的影响将导致工资性别差异减小。样本选择偏差和误差项差异均将导致工资性别差异的减小。

表 6 进一步给出了市场化指数和失业率对工资性别差异的影响情况(式(10)中的(2)和(8)),可以发现,市场化指数系数导致的工资性别差异为正值,而市场化与个体特征交互项系数导致的工资差异为负值,说明市场化一方面通过自身的作用增大了工资性别差异,另一方面通过影响个体特征回报减小了工资性别差异。失业率系数导致的工资差异为负值,而失业率与个体特征交互项系数导致的工资差异为正值,说明失业率一方面通过自身的作用减小了工资性别差异,另一方面通过影响个体特征的回报增大了工资性别差异。总体来看,市场化和失业率自身对工资性别差异的影响大于其通过作用于个体特征回报对工资性别差异的影响,因而市场化水平的提高将导致工资性别差异扩大,而失业率的上升将导致工资性别差异的缩小^①。

为了与国内相关研究结果进

表 5 工资性别差异分解结果

工资性别差异	0.1743
性别特征差异:	0.0307
回报随地区变化的个体特征差异(7)	0.0362
回报不随地区变化的个体特征差异(5)	0.0048
地区特征差异(3)	-0.0092
地区特征与个体特征交互项差异(9)	-0.0011
性别特征回报差异:	0.1436
回报随地区变化的个体特征回报差异(6)	-0.2206
回报不随地区变化的个体特征回报差异(4)	-0.1103
地区特征回报差异(2)	0.1998
地区特征和个体特征交互项系数差异(8)	-0.0577
样本选择偏差(10)	-0.0502
误差项差异(11)	0.0279
常数项差异(1)	0.3547

注:括号中数字对应式(10)中各项。

表 6 地区特征回报导致的工资差异

市场化指数		失业率	
系数	与个体特征交互项系数	系数	与个体特征交互项系数
0.3041	-0.1330	-0.1043	0.0754

① 事实上,失业率为劳动力市场绩效的影响更多地体现在就业方面,失业率上升将导致针对女性就业歧视的加剧。尽管失业率上升导致工资性别差异有所缩小,但却导致性别就业差异明显扩大,而就业歧视对劳动力市场效率和公平的负面影响远大于工资歧视。关于失业率为女性就业歧视影响的分析结果,有兴趣的读者可以向作者索取。



表7 不同省市的工资性别差异分解结果

省 份	市场化水平	失业水平	工资性别差异	性别特征差异	性别特征回报差异
甘 肃	3.05	0.0766	0.1574	0.0776	0.0798
云 南	3.80	0.0515	0.0721	0.0410	0.0311
山 西	3.93	0.0835	0.1693	0.0200	0.1493
河 南	4.30	0.0812	0.2303	0.0660	0.1643
湖 北	4.65	0.0952	0.1287	0.0278	0.1009
安 徽	4.95	0.1343	0.2105	0.0562	0.1543
四 川	5.35	0.0867	0.1390	0.0607	0.0784
重 庆	5.71	0.0982	0.2059	0.0461	0.1598
辽 宁	6.06	0.0662	0.3567	0.0600	0.2967
北 京	6.92	0.0186	0.1176	-0.0288	0.1464
江 苏	7.40	0.0986	0.2129	0.0657	0.1472
广 东	8.63	0.0894	0.1864	-0.0117	0.1981

行比较,基于模型 M4 的回归结果以及地区内男性和女性的个体特征均值,依据式(10)对不同省市的工资性别差异进行分解(见表7)。可以发现,在所有省市,性别特征回报差异(性别歧视和不可观测的个体特征差异)都是导致工资性别差异的主要原因。性别特征回报差异最低的甘肃省、四川省和云南省均位于西部地区,性别特征回报差异最高的北京市和广东省均位于东部地区。尤其在北京市和广东省,工资性别差异完全是由性别歧视与不可观测个体特征的性别差异导致的,说明在这两个地区,女

性的个体特征均值优于男性,工资性别差异应用区域经济理论和人力资本理论等难以解释。由于性别歧视是性别特征回报差异的重要组成部分,因此可以认为东部地区的性别歧视程度较高,西部地区的性别歧视程度较低,而中部地区的性别歧视程度居中,即随着市场化的推进,工资性别歧视将有所扩大,这与 Ying(2004)的研究结论一致,但与李春玲和李实(2008)的结论存在一定差异。

七、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工资方程的多层模型,并提出相应的工资性别差异分解方法,用于分析区域经济环境对劳动力工资性别差异的影响。从模型的设定检验结果可以发现,应用多层模型是合理的,多层模型不仅能够更加准确地对工资方程进行参数估计,而且能够清晰地描述区域经济环境因素对个体工资获得的影响。通过观察回归结果的系数可以发现,虽然多层模型和 OLS 模型中的解释变量对工资获得的作用方向均是一致的,但 OLS 模型的回归系数存在不同程度的低估或高估。

研究结果表明,地区市场化水平对劳动力的工资水平具有显著的正向影响,意味着随着市场化进程的推进,劳动力市场资源配置效率将逐渐得以优化,劳动生产率不断得以提升,导致个体工资水平不断得以提升。当然,由于市场化水平对男性工资获得的作用效果大于女性,意味着随着市场化进程的推进,工资性别差异将有所扩大。地区失业率对劳动力的工资获得具有显著的负向影响,暗示着促进城镇居民就业,降低失业率,将有助于劳动力工资水平的提升。失业率对男性工资获得的负面影响大于女性,意味着失业率上升将导致工资性别差异有所缩小。地区经济社会发展水平对劳动力工资获得没有显著影响,主要缘于经济社会发展水平通过地区市场化得以部分体现。

教育对男性和女性收入均有显著的正向影响,且女性的教育回报率略高于男性,因此政府发展教育不仅有助于个体工资水平的提升,而且有助于工资性别差异的缩小。经验对女性收入具有显著的正向影响,意味着促进女性的就业不仅有助于女性即期收入水平的提升,而且有助于女性长期收入水平的提升。此外,市场化对女性教育回报具有显著的正向影响,暗示着随着市场化进程的推进,女性知识价值越来越得到劳动力市场的认可,有助于抑制工资性别差异的扩大。市场化对个体经验回报具有显著的负向影响,暗示着随着市场化进程的推进,论资排辈的现象得以逐渐控制,劳动力工

资获得主要依据个体能力而非个体资历。失业率对个体经验回报具有显著的正向影响,暗示着个体的工作经验具有一定的抵御经济风险的能力。

在中国所有地区劳动力市场中均存在明显的工资性别差异,且工资性别差异主要是由个体和地区特征回报差异而非个体和地区特征差异导致的。由于性别歧视是性别特征回报差异的主要部分,因此可以认为工资性别差异主要是由性别歧视导致的。在中国的各个地区,东部地区的性别歧视程度较高,西部地区的性别歧视程度较低,而中部地区的性别歧视程度居中,说明随着地区市场化水平的提高,针对女性的工资歧视将有所加剧。

根据歧视理论,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。然而,本文与国内许多研究结果均表明,随着中国市场化进程的推进,女性在劳动力市场中竞争劣势越来越明显,导致针对女性的工资歧视呈现出加剧趋势,暗示着降低劳动力市场性别歧视不能仅仅靠市场自身的调节。^{[8][27-29]}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。因此,在市场化进程不断推进的过程中,政府应在大力提升城镇居民人力资本水平和创造就业岗位的同时,注重区域经济协调发展,并设计和实施公平的就业制度和工资分配制度,将有助于缓解针对女性的工资歧视,进而有助于工资性别差异的缩小。

【参考文献】

- [1] 中国发展研究基金会. 中国人类发展报告 2005: 追求公平的人类发展 [M]. 北京: 中国对外翻译出版社, 2005: 20.
- [2] Becker, G. The Economics of Discrimination [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- [3] Bulow, J. and Summers, L. A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination and Keynesian Unemployment [J]. Journal of Labor Economics, 1986, 4(3): 376-414.
- [4] Black, S. and Brainerd, E. Importing Equality? The Impact of Globalization on Gender Discrimination [R]. IZA Discussion Paper, 2002: 556.
- [5] Bertrand, M. New Perspectives on Gender [A]. Handbook of Labor Economics (4B) [C], Ashenfelter O. and Card, D. Amsterdam: Elsevier Science, 2011, 1543-1590.
- [6] Blanchflower, D. and Oswald, A. International Wage Curves [R]. NBER Working Papers, No. 4200, 1992.
- [7] Dong, Xiao-Yuan. and Zhang, Liqin. Economic Transition and Gender Differentials in wages and productivity: Evidence from Chinese manufacturing enterprises [J]. Journal of Development Economics, 2009, 88(1): 144 - 156.
- [8] Ying, C.N. Economic Development, Human Capital, and Gender Earnings Differentials in China [J]. Economics of Education Review, 2004, 23(6): 587-603.
- [9] 李春玲, 李实. 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 [J]. 社会学研究, 2008, (2): 94-117.
- [10] Schelling, T. Micromotives and Macrobehavior [M]. New York: W. W. Norton & Company, 1978.
- [11] Gupta, N. Gender, Pay and Development: A Cross-country Analysis [R]. MPRA Paper, No. 15311, 2002.
- [12] 杨菊华. 多层模型在社会科学领域的应用 [J]. 中国人口科学, 2006, (3): 44-51.
- [13] 王济川, 谢海义, 姜宝法. 多层统计分析模型——方法与应用 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2008: 2-4.
- [14] Cardoso, A. R. Wage Differentials across Firms: An Application of Multilevel Modelling [J]. Journal of Applied Econometrics, 2000, 15(4): 343-354.
- [15] Plasman, R., Rusinek, M. and Rycx, F. Union Wage Gaps in Multilevel Industrial Relations Systems [R]. International Conference—Applied Econometrics Association—Mons (B), 2004.
- [16] 郝大海, 李路路. 区域差异改革中的国家垄断与收入不平等——基于 2003 年全国综合社会调查资料 [J]. 中国社会科学, 2006, (2): 110-124.
- [17] Kesler, C. and Hout, M. Entrepreneurship and Immigrant Wages in US Labor Markets: A Multi-level Approach [J]. Social Science Research, 2010, 39(2): 187-201.



- [18] Blien, U., Wiedenbeck, M. and Arminger, G. Reconciling Macro and Micro Perspectives by Multilevel Models: An Application to Regional Wage Differences [A]. Trends and Perspectives in Empirical Social Research [C]. Borg, I. and Mohler, P., Berlin and New York: De Gruyter, 1994, 266 – 282.
- [19] 樊纲, 王小鲁和朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2006 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2007: 8.
- [20] 中国发展研究基金会. 中国人类发展报告 2005: 追求公平的人类发展 [M]. 北京: 中国对外翻译出版社, 2005: 165–167.
- [21] Mincer, J. Schooling, Experience and Earning [M]. New York: Columbia University Press, 1974.
- [22] Heckman, J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. *Econometrica*, 1979, 47(1): 153–162.
- [23] Blinder, A.S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates [J]. *Journal of Human Resources*, 1973, 8(4): 436–455.
- [24] Oaxaca, R. Male–female Wage Differentials in Urban Labor Markets [J]. *International Economic Review*, 1973, 14(3): 693–709.
- [25] Maurer–Fazio, M. and Hughes J. The effects of Market Liberalization on the Relative Earnings of Chinese Women [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(4): 709–731.
- [26] 卡赫克, 齐尔贝尔博格. 劳动经济学 [M]. 中译本, 上海: 上海财经大学出版社, 2007: 243–244.
- [27] Gustafsson, B., Li, S. Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China [J]. *Journal of Population Economics*, 2000, 13(2): 305–329.
- [28] 张丹丹. 市场化与性别工资差异研究 [J]. *中国人口科学*, 2004, (1): 32–41.
- [29] 张世伟, 郭凤鸣. 城市劳动力市场中性别工资差异的变动——基于固定效应模型的研究途径 [J]. *经济评论*, 2010, (4): 66–72.

[责任编辑 李新伟]

The impact of regional economic environment on gender wage differential: An Application of Multilevel Model

GUO Feng-ming¹ ZHANG Shi-wei²

(1. Business School of Jilin University, Changchun Jilin, 130012, China;

2. Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun Jilin, 130012, China)

Abstract: In this paper, we build a multilevel wage equation model for China's urban residents, and propose a wage differentials decomposition method, which is used to analyze the impact of regional economic environment on gender wage differential. The results show there is significant gender wage gap in all local labor market; raising the level of regional marketization will increase wages, while it also enlarges gender wage discrimination; although the increase of unemployment rate has adverse effect on individual wage attainment, it can help to narrow gender wage differential. Regions with higher marketization level also have more serious gender discrimination. Therefore, in the process of marketization, while developing education and expanding employment, government should also focus on the implementation of fair wage distribution system. These measures will reduce wage discrimination against female, and thus contribute to reduce gender wage differential.

Key Words: wage differentials, gender discrimination, regional economy, multilevel model