

□数量经济理论及应用

中国城镇居民劳动参与工资弹性的地区差异

张世伟 贾 朋

[摘要] 中国各地区间劳动力市场相对分割, 劳动力在地区间自由流动存在制度障碍, 同时由于各地区经济发展水平的差异导致工资率存在较大差异, 进而可能导致各地区城镇居民劳动参与行为存在较大差异。应用微观经济计量方法分析中国东中西部地区城镇居民的劳动参与行为, 并估算不同地区城镇居民劳动参与的工资弹性。结果表明: 在每个地区内部, 女性劳动参与的工资弹性均明显大于男性劳动参与的工资弹性; 随着地区工资率的上升, 女性劳动参与率明显上升, 劳动参与工资弹性明显下降; 随着地区工资率的上升, 男性劳动参与率呈现出上升趋势, 但劳动参与工资弹性没有显示出持续下降趋势。因此, 消除户籍制度形成的劳动力市场分割, 提高工资水平, 不仅能够有效地促进城镇居民的劳动参与和就业, 而且有助于抑制地区之间收入差距的持续扩大。

[关键词] 劳动力市场; 劳动参与; 工资弹性; 城镇居民

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (05JJD790079, 08JJD790153); 吉林大学杰出青年基金项目 (2009JQ005)

[收稿日期] 2010-08-13

[作者简介] 张世伟, 吉林大学数量经济研究中心教授, 经济学博士。(长春 130012)

一、引言

中国改革开放以来, 随着市场机制在资源配置过程中发挥的作用越来越大, 劳动力市场绩效不断提高, 但城镇居民失业却一直是近年来中国经济发展过程中的一个突出问题。理论上政府通过设计和实施相应的公共政策能够在一定程度上缓解失业问题, 但公共政策的实际作用效果取决于城镇居民的劳动参与行为反应。^[1] 由于中国地区间经济发展存在很大差异, 且户籍制度抑制了劳动力在地区间的自由流动, 导致不同地区城镇居民劳动参与行为可能存在较大差异。

劳动参与工资弹性的估算不仅是劳动供给行为分析的核心, 而且是积极的劳动力市场政策设计的基础。^[2] 劳动参与工资弹性估算的经典方法是 Heckman 提出的两阶段法。^[3] 上个世纪 90 年代以来, 经济学者陆续提出一些新的分析方法, 如自然实验法、半参数估计法和联立方程法等。^[4-6] 随着分析方法的进步, 经济学者对劳动参与工资弹性的估算越来越准确。Blundell 和 Ma-Curdy 通过对大量经验研究结果分析后指出, 劳动参与工资弹性远大于工作时间工资弹性, 女性劳动参与工资弹性远大于男性劳动参与工资弹性, 已经成为典型化事实。^[7] Heim 进一步通过对美国 1978 年至 2002 年女性劳动参与行为的分析指出, 随着工资率上升, 女性劳动参与率上升, 劳动参与工资弹性下降。^[8]

由于中国劳动力市场微观数据的匮乏, 关于中国城镇劳动力市场中劳动供给工资弹性的研究

相对较少,目前的工作主要分为3类:1)应用自然实验法研究城镇居民特定收入群体的劳动供给工资弹性;^[9]2)应用结构法(经典方法和联立方程法)研究城镇居民总体的劳动供给工资弹性;^[10-12]3)应用半参数估计方法研究城镇居民不同收入群体的劳动供给工资弹性。^[13]截至目前为止,不同地区劳动供给工资弹性的差异却没有得到经济学者的充分重视。

根据劳动力流动理论,在劳动力可以自由流动的情境下,劳动力倾向于从工资率低的地区向工资率高的地区流动。劳动力流动使得短期内高工资率地区的劳动参与率上升,随着劳动参与率的上升,高工资率地区的工资率下降,进而导致劳动力流动速度变缓。随着时间的推移,地区间工资率逐渐趋同,劳动参与率逐渐趋同,进而导致劳动参与工资弹性逐渐趋同。然而,目前由于户籍制度的限制,中国各地区间劳动力市场相对分割,劳动力在地区间自由流动存在制度障碍,同时由于各地区经济发展水平的差异导致工资率存在较大差异,进而可能导致各地区城镇居民劳动参与行为存在较大差异。

基于上述分析,本文拟应用微观经济计量方法分析中国不同地区城镇居民劳动参与行为,进而比较不同地区城镇居民劳动参与工资弹性的差异。本文第二部分进行回归模型的设定,第三部分对数据进行统计描述,第四部分对回归结果进行分析,最后给出研究结论。

二、模型设定

本文应用微观经济计量方法分析中国不同地区城镇居民的劳动供给行为,进而估算不同地区城镇居民的劳动供给工资弹性。根据 Heckman 两步骤方法,本文首先将简化式劳动参与方程设定为:

$$P_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Z_i' + \varepsilon_i$$

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

其中, P_i^* 表示不可观测的决定个体 i 是否参与劳动的变量, Y_i 表示个体 i 的非劳动收入, Z_i 表示可观测的影响个体 i 劳动参与决策的个体属性(不包括工资)向量, P_i 表示个体劳动参与状态(1表示参与,0表示不参与), α_0 、 α_1 和 α_2 表示回归系数, $\varepsilon_i \sim N(0,1)$ 为随机扰动项。

个体劳动参与概率可以表示为:

$$\Pr(P_i = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Z_i') \quad (2)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 为服从标准正态分布的分布函数。根据简化式劳动参与方程可以得到逆米尔斯比:

$$\lambda_i = \frac{\varphi(\alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Z_i')}{\Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Z_i')} \quad (3)$$

其中, $\varphi(\cdot)$ 为标准正态分布的概率密度函数。将 λ_i 作为解释变量引入工资方程以修正样本选择偏差,则工资方程可以设定如下:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 Q_i + \beta_2 \lambda_i + \mu_i \quad (4)$$

其中, $\ln W_i$ 为参与个体 i 的小时工资对数, Q_i 表示影响参与个体 i 工资收入的个体属性变量, β_0 、 β_1 和 β_2 表示回归系数, $\mu \sim N(0, \delta^2)$ 为随机扰动项。将个体工资作为解释变量引入劳动参与方程将得到结构式劳动参与方程如下:

$$P_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 \ln W_i + \gamma_2 Y_i + \gamma_3 Z_i' + \omega_i$$

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{if } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } P_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

其中, $\ln \hat{w}_i$ 是小时工资对数的预测值^①, γ_0 、 γ_1 、 γ_2 和 γ_3 表示回归系数, $\omega_i \sim N(0,1)$ 为随机扰动项。根据结构式劳动参与方程的计算结果可以计算劳动参与工资弹性的估计值为,

$$\hat{\eta}_w = \frac{\partial \Phi}{lfp * \partial \ln \bar{w}} \quad (6)$$

其中, lfp 为劳动参与率。

根据劳动供给理论, 个体是否劳动参与取决于其保留工资与市场工资的比较, 如果市场工资高于保留工资, 则个体选择劳动参与; 否则, 个体选择闲暇。个体的保留工资与个体属性密切相关。由于男性和女性在劳动力市场中的生产率 and 家庭中的生产率存在很大差异, 个体属性对男性和女性劳动参与影响程度存在很大差异, 导致对男性和女性的劳动参与行为必须分别加以研究。根据劳动供给生命周期理论, 个体在一生中不同时期的劳动参与行为不尽相同, 劳动参与概率通常会随着年龄的增长呈倒 U 型变动趋势。根据家庭联合劳动供给理论, 家庭情况会对个体劳动参与决策产生重要影响。个体的户主身份意味其需要承担较大的家庭责任, 具有户主身份的个体倾向于增加劳动参与概率; 个体的非劳动收入 (包括配偶等其他家庭成员的工资收入、资本收入、转移支付收入和其他非劳动收入等) 会产生收入效应, 导致个体劳动参与概率下降; 如果家庭中非劳动年龄的人口较多, 个体家庭负担会比较重, 导致其劳动参与概率较大; 但如果家中有婴幼儿, 则照料婴幼儿需要个体在家庭付出更多的时间。劳动者的身体健康状况显然会对劳动者的劳动参与决策产生重要影响。根据人力资本理论, 人力资本水平较高的个体劳动参与概率也较高。个体的受教育水平和政治面貌作为反映人力资本水平的重要指标, 与劳动参与率之间有着密切的关系。根据区域经济理论, 城市经济发展水平会对个体的劳动参与产生影响。因此, 本文选择个体的年龄、户主身份 (虚拟变量, 以非户主作为参照组)、健康状况 (虚拟变量, 以非健康作为参照组)、受教育年限、党员身份 (虚拟变量, 以非党员作为参照组)、非劳动收入、家庭人口数和所在省份 (虚拟变量) 作为劳动参与方程的解释变量。

根据人力资本理论, 个体工资的差异主要来源于个体人力资本水平的差异。人力资本主要构成为知识和技能, 受教育年限是个体知识水平的重要体现, 而工作经验是个体技能的重要体现。传统的 Mincer 工资方程没有考虑个人能力异质性问题, 党员身份、是否毕业于重点中学、中学成绩和是否通过高考上大学均可以作为个体能力的体现。^[15] 同时, 家庭教育背景会对个体知识和技能的获得产生影响。^[16] 此外, 城市经济发展水平会对个体工资水平产生影响。因此, 本文选择受教育年限、工作经验、工作经验平方、党员身份 (虚拟变量, 以非党员作为参照组)、重点中学毕业 (虚拟变量, 以非重点中学毕业作为参照组)、中学成绩良好 (虚拟变量, 以中学成绩后 60% 作为参照组)、考上大学 (虚拟变量, 以非考上大学作为参照组)、父亲或母亲大学毕业 (虚拟变量, 以非大学毕业作为参照组) 和所在省份 (虚拟变量) 作为工资方程的解释变量。

三、数据统计描述

本文使用的数据来自于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 年住户抽样调查数据, 该调查覆盖了中国 12 个省和直辖市的 60 多个城市近万个家庭, 调查内容涉及个体的人口统计学信息和经济信息, 如个体年龄、受教育程度、工资水平和就业状况等。根据研究需要, 本文将调查中的 12 个省和直辖市按照地理位置和经济社会发展水平分为东、中、西三个地区。其中, 东部地区包括北京、辽宁、江苏和广东, 中部地区包括安徽、河南、湖北和

^① 传统劳动参与方程的估计方法对于参与个体使用市场工资, 而对于非参与个体使用预测工资。但 Blundell 和 Smith 指出传统方法将产生不一致的估计量, 而对所有个体均采用预测工资会得到一致的估计量。^[14]

山西,西部地区包括重庆、四川、云南和甘肃。考虑到已婚个体样本占调查样本的绝大多数,且已婚个体与未婚个体劳动供给行为存在较大差异,故本文仅关注样本中已婚个体的劳动供给行为。首先,将样本范围限制为劳动年龄人口(即女性和男性年龄分别小于55岁和60岁),删除个体身份为离退休、丧失劳动能力、在校学生、待分配和待升学人口;其次,考虑到非正规就业个体与正规就业个体劳动供给行为存在较大差异,在样本中进一步删除失业期间从事过非正规就业的个体;最后,删除信息缺失样本,得到男性(或女性)样本总数为4 029,其中东部、中部和西部样本数分别为1 430、1 468和1 131。

表1给出了各地区城镇居民劳动力市场状态的分布情况,可以发现三个地区男性劳动参与率均很高^①,女性劳动参与率均较高。在所有地区男性劳动参与率均明显高于女性,说明在城镇劳动力市场中男性比女性表现更加积极。无论男性还是女性,东部地区劳动参与率均最高,而中部地区均最低,说明地区间劳动参与存在一定程度差异。中部地区男性劳动参与率仅比东部和西部地区低一个左右百分点,但中部地区女性却比东部地区和西部地区分别低10个和5个左右百分点,说明与男性相比,女性劳动参与的地区差异非常明显。东部、中部和西部男性全年失业的比例分别为4.62%、5.50%和4.61%,而东部、中部和西部女性全年失业的比例分别为9.41%、14.30%和10.46%,说明男性全年失业比例明显低于女性,同时中部地区女性全年失业比例明显高于东部和西部地区女性。

表1 各地区城镇居民劳动力市场状态的分布情况

劳动力市场状态	男 性			女 性		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
全年就业	1316	1306	1032	1200	1064	883
部分时间就业	28	59	35	39	59	40
部分时间失业	19	15	10	22	28	23
全年失业	66	80	52	131	192	107
退出劳动力市场	1	8	2	38	125	78
劳动参与率	95.31%	94.01%	95.23%	88.18%	78.41%	83.64%
样本数	1430	1468	1131	1430	1468	1131

注:部分时间就业是指2002年年底就业,但2002年整年中部分时间失业;部分时间失业是指2002年年底失业,但2002年整年中部分时间就业。

个体的劳动参与取决于个体的保留工资与市场工资的比较,其中保留工资与个体属性和非劳动收入密切相关。表2给出了各地区城镇居民劳动参与影响因素的统计描述,可以发现尽管男性年龄、户主比例、党员比例和受教育年限均明显高于女性,但地区之间的差异并不明显;不同地区之间城镇居民的身体健康状况和家庭人口数也不存在明显差异,说明地区之间城镇居民的人口统计学特征不存在明显差异。然而,地区之间的工资率和非劳动收入却存在明显差异,东部地区男性的工资率分别是西部地区和中部地区的1.46和1.51倍,东部地区女性的工资率分别是西部地区和中部地区的1.37和1.44倍。由于中国城镇居民通常位于劳动供给曲线的前半段(替代效应大于收入效应),随着工资率的提升劳动参与率将上升,暗示着东部地区城镇居民的劳动参与率将较高;但东部地区男性的非劳动收入分别是西部地区和中部地区的1.49和1.73倍,东部地区女性非劳动收入分别是西部地区和中部地区的1.48和1.59倍,由于随着非劳动收入的增加劳动参与率将下降,暗示着东部地区城镇居民的劳动参与率将较低。由于工资率和非劳动收入对劳

^① 根据Essia观点,在调查时点前一年中工作一小时以上可界定为劳动参与,本文将全年就业、部分时间就业和部分时间失业界定为劳动参与。^[4]

动参与的作用方向相反，需要应用计量模型对劳动参与的影响因素加以控制，才能准确地度量不同因素对不同地区城镇居民劳动参与的影响程度。

表2 各地区城镇居民劳动参与的影响因素

影响因素	男 性			女 性		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
小时工资	8.05	5.34	5.52	6.53	4.55	4.78
非劳动收入	15387.33	8896.89	10314.18	19913.39	12513.06	13444.12
年 龄	43.88	41.92	43.04	41.91	40.09	40.68
户主身份	0.70	0.70	0.62	0.30	0.30	0.38
健 康	0.96	0.97	0.96	0.95	0.95	0.94
党 员	0.34	0.39	0.38	0.22	0.18	0.20
受教育年限	11.33	11.57	11.07	10.90	10.88	10.56
家庭人口数	3.11	3.10	3.04	3.11	3.10	3.04

注：小时工资由参与个体的年工薪收入除以年工作小时数得到，非劳动收入指家庭其他成员劳动收入、资本收入和转移支付收入。

表3给出了各地区城镇居民劳动参与个体工资影响因素的统计描述，可以发现不同地区城镇居民家庭教育背景没有明显的差异；虽然男性党员比例和通过高考上大学比例明显高于女性，但地区间差异并不明显；中部地区城镇居民受教育年限较高，对其工资水平将产生正向影响；东部地区城镇居民工作经验较多，对其工资水平将产生正向影响；中部地区城镇居民重点中学毕业比例和中学成绩优良比例高于其他地区，这也有助于中部地区城镇居民工资水平的提升。由于工资水平影响因素对不同地区城镇居民工资收入的作用方向不一致，需要应用经济计量模型对个体属性加以控制，才能准确地度量不同因素对城镇居民工资收入的影响程度。

表3 各地区城镇居民参与个体工资的影响因素

影响因素	男 性			女 性		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
党员身份	0.35	0.40	0.39	0.25	0.21	0.23
受教育年限	11.40	11.68	11.19	11.15	11.42	10.99
经 验	23.91	21.59	22.62	21.57	18.87	19.51
重点中学	0.21	0.32	0.29	0.17	0.30	0.27
中学成绩良好	0.45	0.48	0.41	0.42	0.44	0.39
考上大学	0.15	0.15	0.15	0.08	0.11	0.11
父亲大学毕业	0.05	0.04	0.04	0.04	0.03	0.03
母亲大学毕业	0.02	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02
样本数	1363	1380	1077	1261	1151	946

四、回归结果分析

依据2002年中国住户抽样调查数据，本文应用微观经济计量方法对不同地区男性和女性城镇居民的简化式劳动参与方程、工资方程和结构式劳动参与方程进行了回归分析。表4给出了各地区城镇居民简化式劳动参与方程的估计结果，可以发现年龄对于各地区不同性别城镇居民的劳动参与决策均具有负面影响，即随着年龄的增长，个体劳动参与倾向逐渐降低，符合生命周期理

论预期^①；年龄对西部地区男性和中部地区女性负向影响较大，说明西部地区男性和中部地区女性随着年龄的增长，更倾向于退出劳动力市场。户主身份对各地区女性劳动参与均具有显著的正向影响，这是由于户主在家庭中需要承担较大的责任。西部地区女性户主的劳动参与倾向明显高于其他地区，说明在相对落后的西部地区女性成为户主，将承担相当大的家庭责任，并在一定程度上“被迫”参与劳动力市场。身体健康对东部地区和中部地区城镇居民劳动参与均有明显的正向影响，这与劳动供给理论预期是一致的。代表个人人力资本投资和积累的受教育年限和党员身份对各地区城镇居民劳动参与均具有正向影响，这与人力资本理论的预期相符。其中，受教育年限对中部地区城镇居民劳动参与的影响明显大于其他地区，说明中部地区对人才的需求明显高于其他地区。代表家庭情况的非劳动收入对中部地区城镇居民和西部地区女性的劳动参与具有负向影响，主要源于东部地区城镇居民的劳动参与决策对家庭经济情况的依赖性较小，夫妻双方具有一定的经济独立性，而中部地区男性和女性的劳动参与决策对家庭经济情况的依赖性较大。代表家庭人口情况的家庭人口数对东部地区和中部地区女性的劳动参与具有一定的负向影响，说明女性承担了更多照顾婴幼儿和老人的家庭义务，因此倾向于减少劳动参与。

表4 各地区城镇居民简化式劳动参与方程的估计结果^②

解释变量	男 性			女 性		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
年 龄	-0.0509 ***	-0.0459 ***	-0.0717 ***	-0.0279 ***	-0.0379 ***	-0.0297 ***
户主身份	0.2309 *	0.1812	0.1977	0.4269 ***	0.4341 ***	0.6106 ***
健 康	0.8275 ***	0.8770 ***	0.3436	0.4645 **	0.2904 *	0.2043
党 员	0.5576 ***	0.3245 **	0.6737 ***	0.7986 ***	0.6629 ***	0.6904 ***
受教育年限	0.0375 *	0.0813 ***	0.0722 ***	0.1164 ***	0.1471 ***	0.1281 ***
非劳动收入	-2.10E-06	-1.3760E-05 *	4.18E-06	-1.82E-07	-1.4310E-05 **	7.5320E-06 *
家庭人口数	0.1162	0.1037	0.0286	-0.1070 *	-0.1158 *	-0.0866
常数项	2.7087 ***	1.3656 **	3.4908 ***	1.4348 **	0.7131	0.6613

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著，下同。

表5给出了各地区城镇居民工资方程的估计结果，可以发现对多数地区男性和女性来说，逆米尔斯比系数显著，说明对工资方程进行样本选择偏差修正是必要的。党员身份对于各地区女性工资收入均无显著影响，但党员身份对于东部地区和中部地区男性工资收入具有的显著影响，其中对东部地区男性工资影响明显大于中部地区男性。受教育年限对于各个地区城镇居民工资决定均有明显的正向影响，中部地区城镇居民教育回报率最高，东部地区次之，而西部地区最低；除西部地区男性以外，工作经验对各个地区城镇居民工资决定均有明显的正向影响，其中东部地区回报率明显高于其他地区。这些结果与人力资本理论的预期是一致的。

代表家庭教育背景的父亲大学毕业和母亲大学毕业对各个地区城镇女性的工资收入均无显著影响，父亲大学毕业仅对中部地区和西部地区男性的工资收入有正向影响。代表个人能力的重点中学变量对于不同地区、不同性别的城镇居民工资影响存在较大差别，上过重点中学对于东部和西部地区女性、中部地区男性的工资决定具有正向影响，而对其他城镇居民工资决定无显著影响。中学成绩对于西部地区城镇居民和东部地区女性工资收入有显著的正向影响，但对其他居民

^① 许多经验研究结果表明，对于整个经济活动人口，通常随着年龄的上升，劳动参与概率呈现出先上升后下降的变动趋势。由于本文样本均为已婚人口，位于倒U曲线的后半段，随着年龄的上升，劳动参与概率逐渐下降。

^② 为了控制地区内部各省份之间的差异，劳动参与方程和工资方程中包括了省份代理变量。但限于篇幅，本文没有给出相应的估计值，感兴趣的读者可以向作者索取。

无显著影响。是否通过高考途径被高等院校录取也是代表个人能力的一个重要因素，考上大学对于各个地区男性和中部地区的女性的工资收入具有正向影响，但对于东部和西部地区女性的影响并不显著。

表5 各地区城镇居民工资方程的估计结果

解释变量	男性			女性		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
党员	0.1562 **	0.0920 **	0.0753	0.0724	-0.018	0.0459
受教育年限	0.0487 ***	0.0555 ***	0.0411 ***	0.0566 ***	0.0656 ***	0.0261 **
经验	0.0251 *	0.0178 **	0.0176	0.0538 ***	0.0274 **	0.0310 ***
经验平方	-0.0003	-0.0001	0.0002	-0.0010 ***	-0.0002	-0.0002
父亲大学毕业	0.1474	0.1425 *	0.2663 *	0.1507	0.0697	0.1478
母亲大学毕业	0.0406	-0.1289	0.1461	-0.0134	-0.0169	-0.2319
重点中学	0.0844	0.0643 *	0.0673	0.1337 *	0.0136	0.1470 ***
中学成绩良好	0.0425	-0.0021	0.1444 *	0.0265 **	0.0246	0.2792 ***
考上大学	0.1541 *	0.1265 **	0.2039 *	0.2418	0.1104 *	0.0813
λ	-0.9220 **	0.0275	-1.1693 **	-1.0161 ***	-0.2110 ***	-0.4948 ***
常数项	0.9944 ***	0.4866 ***	0.5617 *	0.3715	0.1369	0.4725 **
ρ	-1.0000	0.0488	-1.0000	-1.0000	-0.3061	-0.7429
σ	0.9220	0.5634	1.1693	1.0161	0.6892	0.6660

各种因素对中国不同地区、不同性别城镇居民工资收入影响的差异性反映了中国不同地区城镇劳动力市场的发育程度和对不同性别城镇居民劳动价值评估标准的差异。在中国的西部地区，经济发展水平相对落后，基础教育相对薄弱，城镇劳动力市场尚处在发育的初级阶段，因此，上过中学并取得较好的成绩对居民的工资有较大的影响，而接受过高等教育、代表个人人力资本的工作经验的多少反而不能成为决定居民工资收入的主要因素；中国中部地区的劳动力市场较西部地区有了进一步的发育，高等教育水平也有了进一步提高，是否接受过高等教育成为决定居民工资收入的主要因素；中国东部地区经济发展水平较高，城镇劳动力市场发育相对成熟，除了个人能力以外，代表个人人力资本水平的经验等因素成为个人收入的主要决定因素。对于女性而言，劳动力市场对其劳动价值的评价更多地依赖于其内在的、真实的能力反映如中学成绩是否优秀、是否上过重点中学等因素；而对男性而言，这种评价更多地依赖于作为信号的教育和党员身份等因素。

表6给出了各地区城镇居民结构式劳动参与方程的估计结果，可以发现简化式劳动参与方程与结构式劳动参与方程的估计结果存在较大差别，由于小时工资的加入，在简化式劳动参与方程中一些显著的解释变量在结构式劳动参与方程中变得不再显著，一些解释变量甚至作用方向相反，主要源于大多数解释变量通过小时工资发生作用。在结构式劳动参与方程的估计结果中，小时工资对于不同地区、不同性别的城镇居民均有较显著的影响，其中在各个地区小时工资对数对男性劳动参与决策的影响明显大于女性。通过比较简化式劳动参与方程和结构式劳动参与方程的估计结果可以发现，工资率是决定中国各地区城镇居民劳动参与决策最主要的因素，个人人力资本投资和积累对劳动参与决策的决策影响在很大程度上通过工资对劳动参与的正向影响得到了反映，因为具有较高人力资本投资和积累的个体工资收入也较高。

根据结构式劳动参与方程的估计结果可以在样本均值处计算各个地区城镇居民劳动参与弹性。由于结构式劳动参与方程中的家庭其他收入对男性和女性劳动参与的影响都不显著，说明各个地区男性和女性的劳动参与均缺乏收入弹性。

表6 各地区城镇居民结构式劳动参与方程的估计结果

解释变量	男 性			女 性		
	东部地区	中部地区	西部地区	东部地区	中部地区	西部地区
小时工资对数	4.2096 ***	4.3839 ***	3.4849 ***	2.4926 ***	4.1790 ***	2.6863 ***
年 龄	-0.0394 ***	-0.0847 ***	-0.1267 ***	-0.0376 ***	-0.0725 ***	-0.0568 ***
户主身份	-0.0919	0.109	0.1257	-0.0748	0.0122	0.2212 *
健 康	-0.8135 **	0.8592 ***	0.217	-0.0682	0.1114	0.3435 *
党 员	-0.5521 **	-0.1573	-0.0225	0.2208	0.2681 *	0.2482
受教育年限	-0.2661 ***	-0.1908 ***	-0.1608 ***	-0.2041 ***	-0.2666 ***	-0.1226 ***
家庭其他收入	-3.29E-06	-1.38E-05	-4.30E-07	1.08E-06	-3.60E-06	-3.28E-06
家庭人口数	0.1985 *	0.1219	0.0748	0.0214	0.0648	0.0282
常数项	-1.0733	-0.2535	3.4830 ***	1.7343 ***	1.3825 ***	1.0355 *
R ²	0.2288	0.2035	0.2498	0.2618	0.3299	0.3250

表7给出了各地区城镇居民劳动参与工资弹性的计算结果,可以发现男性劳动参与的工资弹性较低,而女性劳动参与的工资弹性较高,即女性劳动参与的工资弹性远远大于男性劳动参与的工资弹性,这与国内外相关研究结论是一致的。^[7,10]尽管男性劳动参与的工资弹性较低,但仍表现出中部地区男性劳动参与的工资弹性大于东部地区和西部地区男性的事实,主要源于中部地区男性的工资率较低。中部地区女性劳动参与的工资弹性最高,而东部地区女性劳动参与的工资弹性最低,这与Heim的发现是一致的,即随着工资率上升,女性劳动参与率上升,但劳动参与的工资弹性下降。^[8]

表7 各地区城镇居民劳动参与工资弹性的计算结果

性 别	东部地区	中部地区	西部地区
男 性	0.2061	0.3287	0.1210
女 性	0.3579	1.2957	0.5163

五、结 论

本文应用微观经济计量方法分析了中国东中西部地区城镇居民的劳动参与行为,并比较了不同地区城镇居民劳动参与工资弹性的差异。从统计分析结果中可以发现,无论是女性还是男性,地区平均工资越高,城镇居民劳动参与率越高,说明在地区间经济发展水平存在很大差异情境下户籍制度形成的劳动力市场分割限制了劳动力的自由流动,导致中国劳动力市场资源配置效率的降低。因此,消除户籍制度形成的劳动力市场分割,鼓励劳动力自由流动,不仅能够有效地促进城镇居民的劳动参与和就业,而且有助于抑制地区之间收入差距的持续扩大。

从简化式劳动参与方程和工资方程的估计结果中可以发现,受教育年限对城镇居民的劳动参与和工资获得均有明显的正向影响,说明发展教育不仅会促进城镇居民的就业,而且有助于城镇居民工资水平的提升。受教育年限对女性劳动参与的贡献明显大于对男性劳动参与的贡献,由于女性受教育年限低于男性受教育年限,消除城镇居民受教育方面的性别歧视,将会明显促进女性的劳动参与和就业。随着地区工资率的下降,受教育年限对居民劳动参与的贡献逐渐增强,发展经济发展水平落后地区的教育,将有助于男性和女性之间工资差距的缩小。

通过比较女性和男性劳动参与的工资弹性可以发现,每个地区内部的女性劳动参与工资弹性

均明显大于男性劳动参与工作弹性。由于女性的工资率和劳动参与率均明显低于男性的工资率和劳动参与率,提高女性的工资率,尽量消除针对女性的就业歧视和工资歧视,将有助于男性和女性之间工资差距的缩小。

通过对不同地区城镇居民劳动参与与工资弹性的比较可以发现,尽管男性劳动参与的工资弹性普遍较低,但中部地区男性劳动参与的工资弹性仍明显大于东部地区和西部地区。由于中部地区工资率相对较低且劳动参与率相对较低,提升中部地区的工资率,对促进中部地区城镇居民的劳动参与和就业的作用效果将非常显著。对女性而言,随着地区工资率的上升,劳动参与率明显上升,而劳动参与的工资弹性明显下降。由于女性工资率和劳动参与率均较低,提升女性工资率,将会明显促进女性的劳动参与和就业。

[参考文献]

- [1] Heckman J, Lalonde R, Smith V. The economics and econometrics of active labor market programs, in Ashenfelter O, Card D (eds), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, Amsterdam: Elsevier, 1999: 1865 - 2097.
- [2] Hausman J. Taxes and labor supply, in Auerbach A J, Feldstein M (eds), *Handbook of Public Economics*, Amsterdam: Elsevier, 1985: 213 - 263.
- [3] Heckman J. Sample selection Bias as a specification error, *Econometrica*, 1979, 47 (1): 153 - 161.
- [4] Eissa N. Taxation and labor supply of married women: the tax reform act of 1986 as a natural experiment, *NBER Working Paper*, No. 5023, 1995.
- [5] Martins M. Parametric and semiparametric estimation of sample selection models: an empirical application to the female labour force in Portugal, *Journal of Applied Econometrics*, 2001, 16 (1): 23 - 39.
- [6] Nawata K, Ii M. Estimation of the labor participation and wage equation model of Japanese married women by the simultaneous maximum likelihood method, *Journal of Japanese and International Economics*, 2004, 18 (3): 301 - 315.
- [7] Blundell R, MaCurdy T. Labor supply: a review of alternative approaches, in Ashenfelter O, Card D (eds), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, Amsterdam: Elsevier, 1999: 1559 - 1695.
- [8] Heim B. The incredible shrinking elasticities: married female labor supply, 1978—2002, *Journal of Human Resources*, 2007, 42 (4): 881 - 918.
- [9] 张世伟、周闯:《城市贫困群体就业扶持政策的劳动供给效应》,《经济评论》,2008年6期。
- [10] 张世伟、周闯:《中国城镇劳动力市场中劳动参与弹性研究》,《世界经济文汇》,2009年5期。
- [11] 张世伟、周闯:《城镇劳动力市场工资方程和劳动参与方程联立估计》,《财经问题研究》,2009年9期。
- [12] 张世伟、周闯:《工薪所得税减除费用标准提升的作用效果》,《世界经济》,2010年2期。
- [13] 张世伟、周闯:《中国城镇居民不同收入群体的劳动参与行为》,《管理世界》,2010年5期。
- [14] Blundell R, Smith R J. Coherency and estimation in simultaneous models with censored or qualitative dependent variables, *Journal of Econometrics*, 1994, 64 (1-2): 355 - 373.
- [15] Griliches Z. Estimating the returns to schooling: some econometric problems, *Econometrica*, 1977, 45 (1): 1 - 22.
- [16] Schultz P. Education investments and returns, in Chenery H, Srinivasan T (eds), *Handbook of Development Economics*, Amsterdam: Elsevier, 1988: 543 - 630.

[责任编辑:赵东奎]