

东北城镇居民劳动供给行为分析

张世伟 郭凤鸣

(吉林大学数量经济研究中心,吉林 长春 130012)

[摘要] 通过对东北城镇劳动力市场中已婚男性和已婚女性的劳动参与方程和工作时间方程的回归分析发现,男性和女性劳动参与的工资弹性分别为0.05和1.27,女性劳动参与的收入弹性为-0.42;女性工作时间的工资弹性和收入弹性分别为0.21和-0.11。因此,市场工资水平的上升将有助于东北城镇居民劳动供给的增加。

[关键词] 劳动供给;劳动参与;工作时间;东北地区;城镇居民

[中图分类号] F241 **[文献标识码]** A **doi:**10.3969/j.issn.1003-7411.2010.04.015

[文章编号] 1003-7411(2010)03-0112-(8)

[收稿日期] 2009-07-07

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“收入再分配政策机理和效应的微观模拟”(05JJD790079)

[作者简介] 张世伟(1964-),男,吉林长春人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师。

郭凤鸣(1982-),女,天津人,吉林大学数量经济研究中心博士研究生。

一、引言

个体劳动供给行为是劳动经济学研究的主题之一,是评价公共政策就业效应的基础。劳动供给理论认为,个体劳动供给决策取决于两种作用方向相反的效应——收入效应和替代效应,如果收入效应小于替代效应,劳动供给增加;否则,劳动供给减少。由于经济理论无法确定收入效应和替代效应孰大孰小,人们不得不通过经验研究的途径来分析个体的劳动供给行为。^[1]

劳动供给行为经验研究的核心是估算劳动供

给的弹性(工资弹性和收入弹性),劳动供给弹性的估算方法主要包括两类:

1. 结构模型法,依据微观截面数据,通过应用微观经济计量方法估计劳动供给方程估算劳动供给弹性。^[2-5]

2. 自然实验法,依据微观面板数据,通过比较公共政策实施前后个体劳动供给变化估算劳动供给弹性。^[6-7]

与结构模型法相比,自然实验法能够克服估计结构模型设定的内部和外部有效性问题,因而估计结果精度比较高;但自然实验法缺少坚实的

理论基础,且由于其通常要求政策实施前后的面板数据而使其应用受到限制。Blundell 和 MaCurdy 通过对大量相关的研究进行总结指出,个体劳动参与弹性大于工作时间弹性,女性劳动供给弹性大于男性劳动供给弹性。^[5]

关于我国城镇居民劳动供给的研究起步较晚,主要源于微观数据相对匮乏。目前,我国学者主要应用二元选择模型研究劳动供给的影响因素,但这类方法无法估算出劳动供给弹性。^[8-10]姚先国和谭岚应用结构模型法估算了女性劳动参与对于丈夫收入的交叉弹性,但他们没有估算出劳动参与的工资弹性。^[11]张世伟等应用自然实验法估算了纳税群体和贫困群体的劳动供给弹性,但这类方法无法估算其他群体的劳动供给弹性。^[12-13]

东北地区是中国老工业基地,国有大中型企业所占比重较大,城镇职工下岗和失业的比例较大,东北城镇居民劳动供给行为可能存在较大的特异性。依据 2006 年东北三省劳动力市场的调查数据,本文试图应用微观经济计量方法,对东北城镇居民劳动供给行为进行分析。本文的第二部分对数据进行统计描述,第三部分论述结构模型的设定,第四部分对估计结果进行分析,最后给出本文的研究结论。^[14]

二、数据描述

本文所使用的数据来自于 2006 年我国东北三省城镇劳动力市场调查数据。考虑到已婚个体构成劳动年龄人口的绝大部分,且已婚个体和未婚个体的劳动供给行为存在较大差异,故本文仅对已婚劳动力的劳动供给行为进行分析。

表 1 给出了东北城镇居民的人口统计学特征,可以发现男性和女性劳动力的平均年龄为 40 岁左右,男性的平均年龄略高于女性,说明东北城镇居民劳动力年龄比较适中;随着受教育程度的上升,相应人口比例越来越低,特别是初中及以下人口占劳动力总人口的一半以上,说明东北城市劳动力市场中高素质劳动力资源相对比较稀缺。此外,三个不同省份的样本比例与实际人口分布基本是一致的。

根据 Heckman 的界定,^[15]劳动供给的变化分为广度变化(劳动参与)和深度变化(工作时间),因此对劳动供给行为的分析分为劳动参与分析和工作时间分析。表 2 给出了对男性和女性的劳动参与率、周工作时间和小时工资的分组比较结果,从个体属性的角度可以发现,随着配偶工资水平的上升,个体的劳动参与率和工资率逐渐上升,这可能是夫妻之间人力资本存在的相关性导致工资收入存在相关性;而工作时间逐渐减少,这可能是收入效应在发挥作用。随着年龄的增长,个体的劳动参与率和工作时间基本呈逐渐减少趋势,这与劳动供给的生命周期理论基本是一致的;而工资收入呈现出先上升后下降的倒 U 型趋势,这与工资理论是基本一致的。随着受教育程度的上升,个体的劳动参与率基本呈逐渐上升趋势,这可能是受教育程度较高的劳动力就业机会较多,因而“沮丧工人”比例较低的原因;工作时间逐渐减少,这主要源于受教育程度较高的个体在正规部门就业的比例较高,而正规部门的工作时间相对较短(接近周工作 40 小时);工资率逐渐上升,主要在于受教育程度是个人人力资本水平的最重要体现,人力资本水平与工资水平正相关。

表 1 东北城镇居民人口统计特征

人口统计特征	男性	女性
年龄	40.51	39.01
受教育程度		
初中及以下	0.506 8	0.588 4
高中	0.278 6	0.265 1
大学专科	0.125 1	0.091 1
大学本科	0.080 3	0.052 3
研究生及以上	0.009 3	0.003 1
省份		
辽宁	0.523 9	0.408 3
吉林	0.221 5	0.270 7
黑龙江	0.254 6	0.321 0
样本量	8 385	10 760

注:根据 2006 年东北三省城镇劳动力市场调查数据计算得出,下同。

表2 劳动参与率、周工作时间和小时工资分组比较

属性分组	劳动参与率		周工作时间		小时工资	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
配偶工资水平						
500元以下	0.8899	0.5183	54.13	52.51	4.1324	2.3647
500~1000元	0.9151	0.5659	50.54	50.57	5.2723	3.4536
1000~1500元	0.9282	0.6496	44.38	45.87	7.7226	5.2025
1500~2000元	0.9228	0.6869	43.94	45.26	10.7574	7.0659
2000元以上	0.9252	0.6582	43.96	44.81	14.6932	9.6482
年龄段						
25岁以下	0.9236	0.3794	57.05	52.23	3.8134	3.1853
25~35岁	0.9306	0.6006	53.44	49.51	4.8204	4.1773
35~45岁	0.8916	0.5998	51.73	49.27	5.0559	4.1281
45~55岁	0.8149	0.4895	50.87	49.38	4.9236	4.1131
55岁以上	0.7846		52.87		4.4806	
受教育程度						
小学及以下	0.8765	0.3704	60.16	55.27	3.2083	2.3037
初中	0.8700	0.4837	55.84	53.37	3.8903	2.7506
高中	0.8627	0.6204	49.72	48.04	5.0397	4.1476
大学专科	0.9339	0.8766	43.81	42.60	6.8908	6.28
大学本科	0.9544	0.9484	42.30	41.44	8.9959	8.0523
研究生及以上	0.9620	0.9412	40.95	40.31	14.6981	12.4274
工作单位类型						
事业单位和国有企业			44.86	42.93	6.2743	5.8104
集体企业			48.90	46.01	4.0521	3.5294
其他单位类型			55.03	48.85	3.4937	2.9691
私营企业			56.58	54.34	4.3556	3.1725
个体工商户			59.46	56.11	4.0208	2.6030
省份						
辽宁	0.9151	0.6376	51.07	48.82	5.6329	4.3815
吉林	0.8624	0.5487	52.27	49.58	4.6303	4.1792
黑龙江	0.8592	0.5081	53.13	50.09	4.3327	3.6277

从工作单位类型的角度可以发现,在事业单位和国有企业就业的个体平均周工作时间最短,而在个体工商户企业就业的个体平均周工作时间最长,主要源于事业单位和国有企业属于正规部门,基本严格执行国家周工作时间标准(40小

时);而个体工商户属于非正规部门,每周工作日较多且每天工作时间较长。在事业单位和国有企业就业的个体平均工资率最高,而在其他类型企业就业的个体平均工资率最低,主要源于正规部门中的劳动力人力资本水平较高,而非正规部门

中的劳动力人力资本水平较低。

从东北地区的三个省份结果可以发现,辽宁省的劳动参与率远高于吉林省和黑龙江省的劳动参与率,辽宁省的工资率明显高于吉林省和黑龙江省的工资率。这主要源于辽宁省的经济发展水平高于吉林省和黑龙江省的经济发展水平;辽宁省劳动力平均周工作时间略低于吉林省和黑龙江省劳动力平均周工作时间,主要是辽宁省国有大中型企业相对较为集中的缘故。

从男性和女性劳动力比较的角度看,男性个体的劳动参与率(90.34%)远高于女性个体的劳动参与率(58.18%),男性就业个体的月平均工资(1066.91)明显高于女性就业个体的月平均工资(788.16),而男性就业个体的周工作时间(51.43)也略高于女性就业个体的周工作时间(49.35)。

三、模型设定

根据劳动供给理论,个体的劳动参与决策取决于其所面对的市场工资水平和自身的保留工资水平,市场工资是劳动参与方程中的重要解释变量。假设个体的工资方程如下:

$$\ln W_i = X_i \beta + \mu_i \quad (1)$$

其中, W_i 表示个体 i 小时工资, X_i 表示影响个体 i 工资的因素, β 表示回归系数向量, μ_i 表示随机扰动项。

由于非参与个体的小时工资是不可观测的,仅仅应用就业个体样本估计工资方程势必会带来样本选择偏差的问题,必须通过工资方程对非参与个体的工资水平做出预测。根据 Heckman 二阶段估计方法,^[16] 首先需要估计简化式劳动参与方程^①:

$$P_i^* = Z_i \delta + v_i, \\ P_i = \begin{cases} 1 & \text{if } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } P_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中, P_i^* 表示不可观测的决定个体 i 是否参与劳动供给的潜在变量, P_i 表示个体是否劳动参与(1表示参与,0表示未参与), Z_i 表示影响个体

i 是否参与劳动供给的解释变量(不包括市场工资水平), δ 表示回归系数向量, $v_i \sim N(0,1)$ 表示随机扰动项。简化式劳动参与方程可以应用 Probit 模型进行估计。^[17]

如果工资只取就业个体的样本观测值,则个体 i 工资对数的期望可以表示为:

$$E(\ln W_i) = X_i \beta + E(\mu_i | P_i^* > 0) \\ = X_i \beta + E(\mu_i | v_i > Z_i \delta) \\ = X_i \beta + \lambda_i \sigma_{12} / \sigma_2 \quad (3)$$

其中, $\lambda_i = [\phi(Z_i \delta)] / [\varphi(-Z_i \delta)]$, $Z_i^0 = -(Z_i \delta) / \sigma_2$, $\phi(\cdot)$ 和 $\varphi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的概率密度函数和概率分布函数。假设 μ_i 和 v_i 服从二元正态分布, $E(\mu_i^2) = \sigma_1^2$, $E(v_i^2) = \sigma_2^2$, 且 $E(\mu_i v_i) = \sigma_{12}$, λ_i 的一致估计量 $\hat{\lambda}_i$ (逆米尔斯比)可以由简化式劳动参与方程的估计结果得到:

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\phi(Z_i \delta)}{\varphi(Z_i \delta)} \quad (4)$$

其次,将逆米尔斯比作为一个解释变量加入到工资方程中修正样本选择偏差,工资方程(1)转换为,

$$\ln W_i = X_i \beta + \hat{\lambda}_i c_w + \mu_i^* \quad (5)$$

其中, c_w 为逆米尔斯比的系数, $\mu_i^* \sim (0, \sigma_\mu^2)$ 。借鉴 Blundell 和 Smith 方法,^[18] 应用工资方程估计系数对所有个体工资进行预测,并将工资预测值作为结构式劳动参与方程的解释变量能够得到一致的估计量。结构式劳动参与方程为,

$$P_i^* = \ln W_i^p \delta_0 + Z_i \delta_1 + v_i, \\ P_i = \begin{cases} 1 & \text{if } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } P_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

其中, $\ln W_i^p$ 表示个体 i 的工资对数预测值, δ_0 为待估系数,表示工资对劳动参与的影响。进而,可以估算个体劳动参与的工资弹性和收入弹性:

$$\frac{\phi(\ln W_i^p \delta_0 + Z_i \delta_1) \delta_0}{P}, \quad \frac{\phi(\ln W_i^p \delta_0 + Z_i \delta_1) \delta_{1s} \bar{W}_s}{P}$$

其中, P 表示劳动参与率, \bar{W}_s 表示个体非劳动收入(配偶收入)均值, δ_{1s} 表示相应的回归系数。

同样,为了分析工资对工作时间的影响,将预

① 解释变量中不包含市场工资水平的劳动参与方程称为简化式劳动参与方程,解释变量中包含市场工资水平的劳动参与方程称为结构式劳动参与方程。^[16] 由于简化式劳动参与方程没有考虑市场工资对劳动参与的影响,故无法确定市场工资对劳动参与率所产生的影响。

测的工资值作为一个解释变量加入到工作时间方程中,且加入个体劳动参与的逆米尔斯比修正样本选择偏差,则工作时间方程设定为:

$$\ln H_i = \ln W_i^p \beta_{0h} + Q_i \beta_{1h} + \lambda_i c_h + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中, $\ln H_i$ 表示个体 i 周工作小时对数, $\ln W_i^p$ 表示个体小时工资对数预测值, 系数 β_{0h} 表示工资对工作时间的影响, Q_i 表示影响个体 i 工作时间的因素, β_{1h} 和 c_h 为回归系数, $\varepsilon_i \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ 为随机扰动项。进而可以估算出工作时间的工资弹性和收入弹性分别为 β_{0h} 和 $\beta_{1h} \bar{W}_i$, 其中, β_{1h} 表示非劳动收入(配偶收入)变量的回归系数。

根据生命周期理论,劳动参与率随着年龄的增加呈现先增加后减少的倒U型趋势。根据人力资本理论,受教育程度较高的个体,其市场劳动生产率较高,因此其劳动参与率较高。根据家庭劳动供给理论,家庭情况会对个体劳动参与的概率产生影响,其中丈夫收入的增加等同于增加了已婚女性的非劳动收入从而会降低已婚女性的劳动参与率;而已婚男性由于承担更多的家庭责任,妻子收入对其劳动参与影响较小。地区的经济发展水平会对个体劳动参与产生深刻影响,地区经济发展水平越高,个体就业机会越多且工资水平越高,个体劳动参与率越高。东北地区劳动力市场数据的统计描述结果与这些经济理论预期是一致的。因此,本文选择年龄、年龄平方、受教育程度(虚拟变量,以初中以下作参照组)和省份(虚拟变量,以辽宁省作为参照组)作为个体劳动参与方程的解释变量。此外,配偶工资还作为女性劳动参与方程的一个解释变量。

根据 Mincer 方程的基本思想,个人收入主要取决于其人力资本水平(知识和技能),人力资本水平与个体工资水平正相关,其中知识通常用受教育程度描述,而技能通常用经验来描述。从数据的统计描述结果可知,夫妻间工资水平存在相关性,配偶工资水平越高,个体工资水平越高。地区经济发展水平是个体工资水平的重要决定因素,地区经济发展水平越高,个体工资水平越高。东北地区劳动力市场数据的统计描述结果与这些经济理论预期也是一致的。因此,本文选择受教

育程度(虚拟变量,以初中以下作参照组)、经验、^①经验平方、配偶工资、省份(虚拟变量,以辽宁省作为参照组)作为工资方程的解释变量。

由于工作时间不仅受劳动供给因素影响,而且受劳动需求因素影响。工作单位类型作为劳动需求的一种体现,其对个体工作时间存在重要影响。因此,工作时间方程不仅包括劳动参与方程的所有解释变量,而且引入工作单位类型(虚拟变量,以事业单位和国有企业作为参照组)作为一个解释变量。当然,在结构式劳动参与方程和工作时间方程中均将工资水平作为一个解释变量。

四、回归结果

依据东北地区劳动力市场数据,本文首先对简化式劳动参与方程(2)和工资方程(5)进行估计(参见表3)。从简化式劳动参与方程的估计结果可以发现,随着年龄的增长,男性个体劳动参与率逐渐下降,而女性个体劳动参与率呈现出先上升后下降的趋势,这与统计描述的结果是一致的。随着个体受教育程度的提升,个体的劳动参与率明显提高,说明教育有助于个体的劳动参与。与辽宁省相比,吉林省和黑龙江省个体的劳动参与率明显偏低,主要源于辽宁省经济发展水平高于其他两省,经济发展水平高意味着更多的劳动需求,进而带动了个体更高的劳动参与。从工资方程的估计结果中可以发现,随着经验的上升,个体工资水平呈现出先上升后下降的变动趋势,这与国内外相关经验研究结果是一致的。随着受教育程度的提升,教育回报率逐渐上升,个体工资水平逐渐上升,说明教育有助于个体工资水平的增长。^[19] 配偶工资水平与个体工资水平呈现出明显的正相关。与辽宁省相比,吉林省和黑龙江省个体的工资水平偏低,主要源于辽宁省的经济发展水平较高。逆米尔斯比系数显著,说明应用 Heckman 两阶段估计方法是正确的,男性个体逆米尔斯比系数为负意味着不可度量因素对男性劳动参与的影响与对其工资的影响是反向的,女性个体逆米尔斯比系数为正意味着不可度量因素对女性劳动参与的影响与对其工资的影响是同向的。

① 由于实际工作经验数据不易获取,本文依照相关研究惯例,用个体年龄减去受教育年限再减去6作为个体工作经验的替代。

张世伟 郭凤鸣：东北城镇居民劳动供给行为分析

表3 简化式劳动参与方程和工资方程回归结果

解释变量	简化式劳动参与方程		工资方程	
	男性	女性	男性	女性
年龄(或经验)		0.149 5***	0.016 2***	0.025 2***
年龄(或经验)平方	-0.000 6**	-0.002 0***	-0.000 3***	-0.000 5***
初中			0.189 6***	0.073 8*
高中		0.401 6***	0.417 7***	0.596 3***
大学专科	0.479 9***	1.195 9***	0.603 9***	1.182 9***
大学本科	0.697 7***	1.690 7***	0.779 8***	1.405 2***
研究生及以上	0.707 4**	1.873 9***	1.064 0***	1.698 8***
配偶工资			0.000 3***	0.000 3***
吉林	-0.609 2***	-0.195 2***	-0.183 6***	-0.029 3
黑龙江	-0.653 9***	-0.286 2***	-0.196 0***	-0.105 7***
逆米尔斯比			-0.337 7*	0.436 1**
常数项	1.827 7***	-2.620 2***	0.839 9***	-0.141 9
Prob > chi2	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著，表中未列出未通过显著性检验的系数估计值，下同。

表4 结构式劳动参与方程和工作时间方程回归结果

解释变量	结构式劳动参与方程		工作时间方程	
	男性	女性	男性	女性
工资对数	0.255 7**	1.907 1***		0.210 8**
年龄	-0.047 9*	0.057 3**		-0.014 0**
年龄平方		-0.000 8***		0.000 2*
高中	-0.146 6***	-0.616 4***	-0.031 1*	-0.127 8**
大学专科		-0.893 0**	-0.061 8**	-0.294 2**
大学本科		-0.797 2*	-0.071 2*	-0.343 3**
研究生及以上				-0.395 3**
配偶工资		-0.000 6***		-0.000 1***
个体工商户			0.120 4***	0.076 9***
私营企业			0.136 9***	0.138 1***
其他类型企业			0.040 2***	-0.028 2**
吉林	-0.102 9**	-0.138 4***	0.036 0***	0.042 9***
黑龙江	-0.153 7***	-0.082 7*		0.024 6*
常数项	2.595 9***	-1.240 2***	3.774 1***	4.053 4***
Prob > chi2	0.000 0	0.000 0		
Prob > F			0.000 0	0.000 0

依据工资方程对个体工资的预测值,对结构式劳动参与方程(6)和工作时间方程(7)进行估计(参见表4),应用结构式劳动参与方程的估计结果可以估算出男性和女性劳动参与的工资弹性分别为0.05和1.27,说明随着个体工资水平上升,个体劳动参与率上升,且女性个体劳动参与对工资变动的反应远大于男性;女性劳动参与的收入弹性为-0.42,说明随着收入的上升,女性个体劳动参与率将下降。由于替代效应大于收入效应,市场工资水平的提升将促进女性的劳动参与。需要说明的是,结构式劳动参与方程与简化式劳动参与方程估计结果存在较大差异,主要源于劳动参与方程中与工资相关的其他解释变量对劳动参与的影响通过工资体现出来。

从工作时间方程的估计结果中可以发现,男性个体工作时间缺乏工资弹性,而女性个体工作时间的工资弹性为0.2108,说明随着工资水平的上升,女性个体工作时间将增加;女性个体工作时间的收入弹性为-0.1050,说明随着收入的增长,女性工作时间将减少。由于替代效应大于收入效应,随着市场工资水平的上升,女性工作时间将增加。此外,随着个体受教育程度的提高,个体的工作时间逐渐减少。与在事业单位和国有企业就业个体相比,在个体工商户和私营企业就业个体工作时间较长,在其他类型企业就业的男性个体工作时间较长,而女性个体工作时间较短,主要源于事业单位和国有企业属于正规部门,而其他工作单位类型大多属于非正规部门。与辽宁省相比,吉林省的就业个体和黑龙江省的女性就业个体工作时间较长,可能是辽宁省国有大中型企业相对比较集中的缘故。

五、结论

依据东北地区劳动力市场调查数据,本文应用微观经济计量方法分析了城镇居民的劳动供给行为。研究表明:随着个体受教育程度的提升,个体劳动参与率明显提高,教育收益率明显上升,说明教育能够促进个体的劳动参与并有助于工资水平的提升;辽宁省城镇居民劳动参与率和收入水平明显高于吉林省和黑龙江省,说明地区

经济发展水平与居民劳动参与和工资水平正相关。因此,教育事业发展和经济增长将有助于居民就业的提升和生活质量的改善。

本文通过对劳动参与方程和工作时间方程的回归分析指出,男性劳动参与的工资弹性为0.05,说明男性劳动参与对工资水平变动的反应不太明显;女性劳动参与和工作时间的工资弹性分别为1.27和0.21,而女性劳动参与和工作时间的收入弹性分别为-0.42和-0.11,说明女性劳动供给的替代效应远大于收入效应,女性劳动供给与工资水平正相关。因此,市场工资水平的提升将会促进男性劳动供给的轻微增加和女性劳动供给的明显增加,进而达到促进居民就业提升和生活质量改善的政策目标。

参考文献:

- [1] Ehenberg R, Smith R. 现代劳动经济学:理论与公共政策[M].北京:中国人民大学出版社,2007.
- [2] Hausman J. The Effect of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation [J]. Journal of Public Economics, 1980, 14: 161-194.
- [3] Burtless G. The Supply Side Legacy of the Regan Years: Effects on Labor Supply [A]. Sahu A, Tracy R. The Economic Legacy of the Regan Years: Euphoria or Chaos? [C]. New York: Praeger, 1991, 43-67.
- [4] Soest A. Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach [J]. Journal of Human Resources, 1995, 1: 63-88.
- [5] Blundell R, MaCurdy T. Labor Supply: A Review of Alternative Approaches [A]. Orley A, David C. Handbook of Labor Economics [C]. Amsterdam: Elsevier, 1999, 3A: 1559-1695.
- [6] Eissa N. Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment [M]. NBER, 1995, No. 4325.
- [7] Blundell R, Duncan A, Meghir C. Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms [J]. Econometrica, 1998, 4: 827-861.
- [8] 于洪. 我国个人所得税税负归宿与劳动力供给的研究 [J]. 财经研究, 2004, (4): 50-59.
- [9] 余显才. 所得税劳动供给效应的实证研究 [J]. 管理世界, 2006, (1): 28-40.
- [10] 杜凤莲. 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 [J]. 世界经济文汇, 2008, (2): 1-12.
- [11] 姚先国, 谭岚. 家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析 [J]. 经济研究, 2005, (7): 18-27.

张世伟 郭凤鸣：东北城镇居民劳动供给行为分析

- [12] 张世伟, 周闯, 万相昱. 个人所得税制度改革的劳动供给效应 [J]. 吉林大学社会科学学报, 2008, (4): 98 - 106.
- [13] 张世伟, 周闯. 城市贫困群体就业扶持政策的劳动供给效应 [J]. 经济评论, 2008, (6): 23 - 30.
- [14] 周晓梅, 宋春燕. 构建吉林省私营企业和和谐劳资关系的对策研究 [J]. 东北亚论坛, 2009, (6): 90 - 95.
- [15] Heckman J. What Has Been Learned about Labor Supply in the Past Twenty Years? [J]. American Economic Review, 1993, 1: 116 - 121.
- [16] Heckman J. Sample Selection Bias as Specific Error [J]. Econometrica, 1979, 1: 152 - 161.
- [17] Killingsworth R. Labor Supply [M]. Cambridge University Press, 1983.
- [18] Blundell R, Smith J. Coherency and Estimation in Simultaneous Models with Censored or Qualitative Dependent Variables [J]. Journal of Econometrics, 1994, 2: 355 - 373.
- [19] 张世伟, 吕世斌. 家庭教育背景对个人教育回报和收入的影响 [J]. 人口学刊, 2008, (3): 49 - 53.

[责任编辑 赵东波]

Labor Supply in Northeast Urban Labor Market

ZHANG Shi - wei GUO Feng - ming

(Quantitative Economic Center of Jilin University, Changchun Jilin 130012, China)

Abstract: By regressing the labor force participation equation and the working hour equation of married women and men in northeast urban labor market respectively, we found the wage elasticity of men labor force participation is 0.05, and the wage elasticity of women labor force participation is 1.27. The income elasticity of married women labor force participation is -0.42. The wage elasticity and income elasticity of married women working hours were 0.21 and -0.11. Therefore, the increase of wages will increase labor supply in northeast urban labor market.

Key Words: labor supply; labor force participation; working hours; Northeast China; urban residents