
工薪所得税减除费用标准提升的作用效果： 基于劳动供给行为微观模拟的研究途径

张世伟 周 闯^{*}

内容提要 本文应用行为微观模拟方法研究了工薪所得税减除费用标准提升的劳动供给效应、收入分配效应和财政效应。研究表明,已婚女性劳动供给的非补偿性工资弹性和收入弹性分别约为 0.4380 和 -0.1845 而已婚男性劳动供给缺乏弹性。伴随着工薪所得税减除费用标准的不断提升,在已婚女性劳动供给呈现小幅上升态势的同时,居民收入差距却不断扩大,且政府税收收入明显减少。因此,单纯的所得税减除费用标准提升无法达到有效地促进就业、调整居民收入分配、促进居民消费和稳定政府税收收入的政策目标。

关键词 税收制度 微观模拟 劳动供给 收入分配

一 引言

近年来,随着中国经济的高速增长和体制改革的持续深入,居民收入差距的逐渐扩大已经成为中国经济和社会发展中的一个突出问题。公共经济理论认为,政府通过适当的所得税制度改革能够有效地调整居民收入差距并促进就业。据此,中国政府在 2006 和 2008 年先后两次进行了提高工薪所得税减除费用标准的税制改革,期望在维持财政收支基本平衡基础上达到调整个人收入差距,促进就业,进而拉动内需的政策

* 张世伟、周闯:吉林大学数量经济研究中心 长春市前进大街 2699 号吉林大学数量经济研究中心 130012 电子信箱: swzhanrq4@yahoo.com.cn

本文得到国家社会科学基金项目(05BJY026)及教育部人文社会科学重点研究基地重大项目的资助。

目标。然而,由于缺少经验分析结果的支持,经济学界关于提高工薪所得税减除费用标准能否达到上述政策目标,是否有必要继续提高工薪所得税减除费用标准等问题,一直存在较大争议。

税制改革收入分配效应和财政效应的传统研究途径为:应用算术微观模拟方法,计算税收规则的变动导致个体收入分配状况的改变,通过对个体收入分配状况变动累计估算出政府财政收支的变动状况。由于忽略了个体的劳动供给行为反应,算术微观模拟方法的估算结果势必存在一定程度的偏差(Bouguignon and Spadaro 2006)。税改劳动供给效应的传统研究途径为通过应用结构法和自然实验法对个体劳动供给方程进行估计,计算出个体的劳动供给弹性,进而估算出税收制度改革导致的劳动供给变动状况(Blundell and MaCurdy 1999)。由于微观数据获取周期较长,直接应用劳动供给反应估算税收制度改革的收入分配效应存在时效性问题。

所得税制度改革首先会导致个体收入分配状况的改变(即政策首轮效应),收入分配状况的改变会导致个体劳动供给行为的改变(即政策次轮效应),进而导致个体收入分配状况的再次改变。上世纪90年代以来,一些西方学者通过在微观模拟模型中考虑个体对政策变动的劳动供给行为反应建立劳动供给行为微观模拟模型,以期对所得税制度改革的劳动供给效应、收入分配效应和财政效应进行更全面和准确的度量(Aaberge 2000, Blundell et al., 2000, Creedy 2002, Creedy and Duncan 2002, 2005, Hoynes 1996, Merz 1996)。

与国外的研究成果相比,国内学者在劳动供给行为的微观计量研究和税收政策作用效果的微观模拟研究方面所获得的成果并不多见,主要原因在于中国城镇劳动力市场改革起步较晚且劳动力市场微观调查数据相对匮乏。在劳动供给行为的微观计量研究方面,杜凤莲(2008)应用二元选择模型研究劳动供给的影响因素,但应用二元选择模型无法得到劳动供给弹性的估计值,因而无法分析公共政策变动对劳动供给的影响;L和Zax(2003)应用结构法估算了个体劳动供给的非补偿性工资弹性,姚先国和谭岚(2005)应用结构法估算了女性劳动参与对于丈夫收入的交叉弹性,然而在他们的分析中并没有考虑税收制度改革对劳动供给的影响;张世伟等(2008)以2006年的个人所得税制度改革作为自然实验,估算了个人所得税所产生的劳动供给效应,然而应用自然实验法只能得到某一群体的劳动供给弹性,无法考虑个体行为的异质性,自然无法用来度量税收制度改革的收入分配效应。在税收政策作用效果的微观模拟研究方面,张世伟等(2006)应用微观模拟方法分析了2006年个人所得税制度改革的收入分配效应和财政效应,由于忽略了个体劳动供给行为反应,该模型估算的收入分配

效应势必存在偏差。到目前为止,如何在微观模拟模型中考虑劳动供给行为,应用劳动供给行为微观模拟模型对中国所得税制度改革作用效果进行较精确度量的研究尚比较鲜见。

基于上述分析,本文拟应用行为微观模拟方法对工薪所得税减除费用标准(起征点)提升的劳动供给效应、收入分配效应和财政效应进行较全面和精确的度量。本文的第二部分将对劳动供给模型进行设定,第三部分将对个体劳动供给方程进行估计,并估算个体劳动供给弹性,第四部分将模拟工薪所得税减除费用标准提升的劳动供给效应、收入分配效应和财政效应,最后给出研究结论。

二 劳动供给模型的设定

根据劳动供给理论,我们假设个体效用由消费和闲暇决定,则个体效用最大化问题可以表示如下:

$$\begin{aligned} \max U(c, h) \\ \text{s.t. } c = y + w \cdot h - T(I) \end{aligned} \quad (1)$$

其中, c 和 h 分别表示消费和工作时间, $U(c, h)$ 表示效用函数, w 和 y 分别表示工资率和非劳动收入, T 表示纳税额度,为应税收入 I 的函数,应税收入表示为:

$$I = w \cdot h - M \quad (2)$$

其中, $w \cdot h$ 表示工资收入, M 表示免税收入(在中国主要指“三险一金”等)。在累进税收制度下纳税额度为应税收入的分段线性函数:

$$T(I) = T(I) + t(I - I) \quad (3)$$

其中, I 表示应税收入所属的税收区间, t 表示税收区间 I 的边际税率, I 表示税收区间 I 的最低应税收入。整理(1)、(2)和(3)式,可得税收区间 I 的线性预算约束:

$$c = y + w(1 - t)h + tM + (tI - T(I)) \quad (4)$$

尽管每个个体对于 h 和 c 的选择决定了其所处的预算约束区间,但从预算约束所处区间的局部来看,每个个体都是在闲暇的相对价格(净工资率, $w(1 - t)$)和虚拟收入($y + tM + (tI - T(I))$)的线性预算约束下做出的效用最大化选择。其中, $(tI - T(I))$ 表示对 $t(w \cdot h)$ 超过了处于税收区间 I 的个体实际税赋所做的补偿,意味着处于税收区间 I 的个体面对税率 t 所要缴纳的比例税率 tI 和实际纳税额度 $T(I)$ 的差额。

根据 Hausman(1981)的观点,在线性预算约束下,由直接效用函数给出的个体偏好可以表示为:

$$U(c, h) = \frac{1}{\beta} \left(h - \frac{\alpha}{\beta} \right) \exp\left(\frac{\beta c + Z\gamma + \epsilon - \alpha/\beta}{h - \alpha/\beta} \right) \quad (5)$$

其中, α 、 β 和 γ 为参数, Z 表示可观测的个体属性变量。假设 ϵ ($\epsilon \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$) 表示不可观测的个体异质性, 则最大化效用函数可得到个体最优工作时间:

$$h^*(w, Y) = \alpha w + \beta Y + Z\gamma + \epsilon \quad (6)$$

由(6)式可以得到劳动供给的非补偿性工资弹性 $\eta_w = \alpha w/h^*$, 劳动供给的收入弹性 $\eta_Y = \beta Y/h^*$, 依据 Slutsky 方程可以得到替代效应(劳动供给的补偿性工资弹性) $\eta_c = \eta_w - \beta w$ 。劳动供给理论认为补偿性工资弹性 η_c 为正值: 在保持效用不变的前提下, 工资率的增长增加了闲暇的价格, 从而减少对闲暇的消费, 增加劳动供给, $\alpha \geq 0$ 和 $\beta \leq 0$ 是补偿性劳动供给工资弹性非负的充分条件。如果闲暇为正常品, 劳动供给的收入弹性 η_Y 为负值: 收入的非补偿性增长会增加对闲暇的消费, 减少劳动供给。因而非补偿性工资弹性可以为正值、负值或等于零, 取决于替代效应和收入效应的大小。

当累进税收制度使个体的预算约束变为分段线性时, 应用净工资率替代工资率, 虚拟收入替代非劳动收入, 方程(6)在给定的预算约束区间上仍然成立。 h^* 的下限是0, 上限是个体所拥有的总可支配时间。由于个体实际工作时间并不一定等于效用最大化时的最优工作时间, 所以观测的工作时间 h 等于最优工作时间加上一随机扰动项:

$$h = h^* + \eta \quad (7)$$

假设 η 独立于 ϵ , 并且服从 $N(0, \sigma_\eta^2)$, 则当个体最优选择为不工作时, 观测的工作时间为0, 即不存在最优的选择是不工作而观测到的工作时间不等于0的情况。

Hausman(1981)给出了在考虑不可观测个体异质性 ϵ 和工作时间度量误差 η 的情况下, 估计劳动供给方程(6)的似然函数表达式。就业个体对于似然函数的贡献等于 h 的概率密度 $f(h)$:

$$f(h) = \sum_{i=1}^m \int_{\epsilon_{li}}^{\epsilon_{ui}} \frac{1}{\sigma_\eta} \varphi \left[\frac{h - (\alpha w_i + \beta Y_i + Z\gamma + \epsilon)}{\sigma_\eta} \right] \frac{1}{\sigma_\epsilon} \varphi \left(\frac{\epsilon}{\sigma_\epsilon} \right) d\epsilon + \sum_{i=1}^{m-1} \left[\Phi \left(\frac{\epsilon_{(i+1)}}{\sigma_\epsilon} \right) - \Phi \left(\frac{\epsilon_{ui}}{\sigma_\epsilon} \right) \right] \frac{1}{\sigma_\eta} \varphi \left(\frac{h - h_i}{\sigma_\eta} \right) + \left[1 - \Phi \left(\frac{\epsilon_H}{\sigma_\epsilon} \right) \right] \frac{1}{\sigma_\eta} \varphi \left(\frac{h - H}{\sigma_\eta} \right) \quad (8)$$

其中, $\varphi(\cdot)$ 表示标准正态概率密度函数, $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态累积分布函数, w_i 表示预算约束区间的净工资率, Y_i 表示预算约束区间的虚拟收入, h_i 表示预算约束区间 i 和 $i+1$ 之间角点上的工作时间。在方程(8)中, 第一项表示个体最优工作时间位于预算约束区间内部, 观测的工作时间为 h 的概率; 第二项表示个体最优的工作时间位于角点, 观测的工作时间为 h 的概率; 第三项表示个体最优工作时间为全部拥

有的时间 H_i 观测的工作时间为 h_i 的概率。 ϵ_{ui} 是导致个体最优的工作时间位于预算约束区间的最大值， ϵ_{li} 是导致个体最优的工作时间位于预算约束区间的 最小值， ϵ_{H_i} 是导致个体最优的工作时间为 H_i 的最小值， ϵ_{ui} 和 ϵ_{li} 取决于劳动供给函数的参数和预算约束角点处的工作时间：

$$\begin{aligned}\epsilon_{ui} &= h_i - (\alpha w_i + \beta y_i + Z_i \gamma) \\ \epsilon_{li} &= h_{i-1} - (\alpha w_i + \beta y_i + Z_i \gamma)\end{aligned}\quad (9)$$

预算约束角点处的工作时间取决于税收系统的结构和个体的小时工资率：

$$h_i = \frac{(I + M)}{w_i} \quad (10)$$

为了计算简便，根据 Moffitt (1986) 方法，方程 (8) 第一项可以转换成两个正态分布函数的差乘以一个标准正态分布概率密度函数的形式：

$$\begin{aligned}& \int_{\epsilon_{li}}^{\epsilon_{ui}} \frac{1}{\sigma_\eta} \varphi\left(\frac{[h_i - (\alpha w_i + \beta y_i + Z_i \gamma + \epsilon)]}{\sigma_\eta}\right) \frac{1}{\sigma_\epsilon} \varphi\left(\frac{\epsilon}{\sigma_\epsilon}\right) d\epsilon \\ &= \frac{1}{\sigma} \varphi\left(\frac{e_i}{\sigma}\right) \left\{ \Phi\left[\frac{\epsilon_{ui} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sigma}}{\sigma_\epsilon \sigma_\eta / \sigma}\right] - \Phi\left[\frac{\epsilon_{li} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sigma}}{\sigma_\epsilon \sigma_\eta / \sigma}\right] \right\} \\ & e_i = h_i - \alpha w_i - \beta y_i - Z_i \gamma, \quad \sigma^2 = \sigma_\epsilon^2 + \sigma_\eta^2\end{aligned}\quad (11)$$

当样本中存在较多失业或退出劳动力市场的个体时，忽略这部分样本会产生样本选择偏差，因此在分析中考虑这部分样本对劳动供给的影响。失业或退出劳动市场个体对于似然函数值的贡献为 $h = 0$ 的概率：

$$\begin{aligned}\Pr(h = 0) &= \int_{-\infty}^{\epsilon_{li}} \frac{1}{\sigma_\epsilon} \varphi\left(\frac{\epsilon}{\sigma_\epsilon}\right) d\epsilon \\ &+ \sum_{i=1}^m \left[\int_{\epsilon_{li}}^{\epsilon_{ui}} \frac{1}{\sigma_\eta} \varphi\left(\frac{[-(\alpha w_i + \beta y_i + Z_i \gamma + \epsilon)]}{\sigma_\eta}\right) \frac{1}{\sigma_\epsilon} \varphi\left(\frac{\epsilon}{\sigma_\epsilon}\right) d\epsilon \right] \\ &+ \sum_{i=1}^{m-1} \left[\Phi\left(\frac{\epsilon_{k+1}}{\sigma_\epsilon}\right) - \Phi\left(\frac{\epsilon_{ui}}{\sigma_\epsilon}\right) \right] \frac{1}{\sigma_\eta} \varphi\left(\frac{-h_i}{\sigma_\eta}\right) \\ &+ \left[1 - \Phi\left(\frac{\epsilon_{H_i}}{\sigma_\epsilon}\right) \right] \frac{1}{\sigma_\eta} \varphi\left(\frac{-H_i}{\sigma_\eta}\right)\end{aligned}\quad (12)$$

由于失业或退出劳动力市场个体的市场工资率不可观测，需要对其市场工资率加以预测。本文首先使用 Heckman (1979) 两阶段法估计工资方程，通过工资方程预测失业或退出劳动力市场个体的市场工资率，然后将失业或退出劳动力市场个体工资率的预测值和就业个体的实际工资率作为劳动供给方程中的工资率变量，对劳动供给方

程进行估计。工资方程设定形式为:

$$\ln W_{wk} = Z'_{wk} \tau + u_k \quad (13)$$

其中, W_{wk} 表示个体 k 的市场工资率, Z_{wk} 表示决定个体 k 工资率的个体属性向量, τ 表示参数向量。假定 $u_k \sim N(0, \sigma_u^2)$, 在个体就业的条件下, 能够观测到个体的工资率, 即:

$$E(W_{wk} | h_k > 0) = Z'_{wk} \tau + E(u_k | h_k > 0) \quad (14)$$

其中, $h_k > 0$ 表示个体 k 就业, 可以用 Probit 模型描述个体 k 的就业方程:

$$\text{Pr}(h_k > 0) = X'_{nk} \mu + \epsilon_k \quad (15)$$

其中, X_{nk} 表示决定个体 k 就业概率的个体属性向量, 假定 $\epsilon_k \sim N(0, 1)$, $\text{cov}(u_k, \epsilon_k) = \sigma_{ue}$, 可以得出:

$$\begin{aligned} E(W_k | h_k > 0) &= Z'_{wk} \tau + \sigma_{ue} \lambda_k \\ \lambda_k &= \varphi(X'_{nk} \mu) / \Phi(X'_{nk} \mu) \end{aligned} \quad (16)$$

根据人力资本理论, 工资收入主要取决于个体的人力资本积累水平, 人力资本主要包括两方面: 知识和技能。知识主要体现在个体受教育程度方面, 而技能主要体现在个体经验(年龄)和技术职称方面。由于中国城镇劳动力市场中存在户籍歧视, 户口类型是影响个体工资收入的重要因素。因此, 本文选取年龄、受教育程度、技术职称和户口类型等作为工资方程的解释变量。

根据劳动供给理论, 劳动供给取决于工资率和个体属性。年龄反映了个体劳动供给的生命周期效应; 受教育程度和技术职称反映了个体的人力资本积累水平; 配偶收入(可视为非劳动收入)对个体的劳动供给具有收入效应; 户口类型反映了城镇劳动力市场的户籍歧视情况; 照顾儿童需要一定的时间成本, 因为这一方面可能会降低个体的劳动供给意愿和时间, 另一方面儿童会增加家庭支出, 收入效应会促使个体增加劳动供给。此外, 照顾学龄前儿童(6岁以下)和学龄儿童(7至15岁)可能会对个体的劳动供给产生不同影响。因此, 本文选取年龄、受教育程度、技术职称、配偶收入、户口类型、学龄前儿童、学龄儿童和工资率作为就业方程和劳动供给方程的解释变量。

三 劳动供给弹性的估算

本文的样本来自 2006 年吉林省劳动力调查数据, 从中抽取有配偶的家庭样本进行分析。首先, 为了避免最低生活保障制度对劳动供给分析的干扰, 在样本中剔除享受最低生活保障的家庭; 其次由于土地承包者的劳动时间具有季节性, 个体工商户面

面临的税收体系与普通工薪劳动者所面临的税收体系存在差异,在样本中剔除含有土地承包者和个体工商业主的家庭;最后将样本限制为男性年龄小于 60 岁和女性年龄小于 55 岁的劳动年龄个体,得到男性样本 1533 个,女性样本 1432 个(样本的描述统计参见表 1)。^①

从表 1 中可以发现,男性就业率为 0.72 女性的就业率为 0.48 说明在 2006 年的城镇劳动力市场中存在着大量的失业个体和退出劳动力市场的个体,在劳动供给方程的估计中需要考虑样本选择偏差问题。表 2 给出了就业方程的估计结果,可以发现无论是女性还是男性年龄对就业概率的影响均呈现出倒 U 型趋势,即随着年龄的增加,就业的概率先增加后减少,这与劳动供给的生命周期理论是一致的;受教育年限和技术

个体属性	男性		女性	
	均值	标准差	均值	标准差
年龄	43.88	8.53	41.63	7.90
受教育年限	11.54	2.75	11.15	2.66
农业户口	0.07	0.26	0.08	0.27
技术职称	0.27	0.44	0.19	0.39
学龄前儿童	0.10	0.31	0.11	0.31
学龄儿童	0.28	0.45	0.29	0.46
就业率	0.72	0.45	0.48	0.50
月工作时间	190.12	48.57	185.54	44.02
小时工资率	8.73	5.66	7.60	4.79
样本数	1533		1432	

说明:农业户口、技术职称、学龄前儿童和学龄儿童为取值为 0 和 1 的代理变量。

职称的系数为正,说明较高教育水平和具有技术职称有助于个体就业,这与人力资本理论是一致的;配偶收入对男性的就业概率没有影响,而对于女性的就业概率具有正向影响,说明丈夫劳动供给的增加对妻子就业具有促进作用;学龄前儿童和学龄儿童的系数估计值均不显著,说明家中儿童对父母的就业没有产生显著影响。女性农业户口系数显著为负,说明在城镇劳动力市场中对女性存在着一定的户籍就业歧视,这与性别歧视理论是一致的。

表 3 给出了工资方程的估计结果,可以发现逆米尔斯比的系数在 1% 水平下显著,说明应用 Heckman 两阶段法是恰当的。年龄和受教育年限的系数均显著为正,说明随着年龄和受教育年限增加个体的小时工资率增加,这与人力资本理论是一致的;农业户口的系数为负,说明在城镇劳动力市场中存在着一定的户籍工资歧视。

^① 由于家庭分工等因素,工资率、非劳动收入和家庭属性等对男性和女性劳动供给的影响存在较大差异,需要对男性和女性的劳动供给行为分别进行分析 (Blundell and MaCurly 1999)。

表 2 就业方程的估计结果

解释变量	男性		女性	
	系数	标准差	系数	标准差
年龄	0.8628**	0.4378	2.6798***	0.5649
年龄平方	-0.1606***	0.0494	-0.3949***	0.0690
受教育年限	0.4949**	0.0791	0.6139**	0.0846
配偶收入	0.0089	0.0061	0.0132***	0.0048
农业户口	0.0898	0.1403	-0.3028**	0.1438
技术职称	0.4318***	0.0958	1.2091***	0.1211
学龄前儿童	-0.0279	0.1523	-0.0206	0.1533
学龄儿童	0.1860	0.1031	-0.0418	0.0997
常数项	-1.2510**	0.9696	-5.7936***	1.1576
调整后的 R ²	0.1709		0.2542	

说明: 为使方程中各变量系数估计的结果差距不至于过大, 本文对样本中实际变量做了如下处理, 年龄等于个体实际年龄除以 10 教育年限等于个体实际教育年限除以 5 配偶收入等于实际配偶收入除以 100 ***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著, 下同。

表 3 工资方程的估计结果

解释变量	男性		女性	
	系数	标准差	系数	标准差
年龄	0.1985***	0.0466	0.1528***	0.0383
受教育年限	0.25294***	0.0607	0.2794***	0.0621
农业户口	-0.1339*	0.0741	-0.2878**	0.1146
常数项	0.7755***	0.1587	0.8055***	1.4897
逆米尔斯比	-0.8040***	0.1634	-0.5266***	0.0832
Wald chi ²	171.19		158.84	

说明: 表中省略了未通过显著性检验的解释变量。

应用工资方程可以预测未就业个体的小时工资率, 应用就业和未就业个体的小时工资率可以对劳动供给方程进行估计。表 4 给出了劳动供给方程的估计结果, 从中可以发现年龄、年龄平方、受教育年限、女性技术职称和女性农业户口系数均通过显著性检验且与就业方程估计结果类似。观察小时工资率和配偶收入的系数可以发现, 在女性的劳动供给方程中, 小时工资率的系数显著为正, 即女性劳动供给的非补偿性工资弹性为正, 说明工资的增长会促进女性劳动供给增加; 配偶收入的系数显著为负, 即女性劳动供给的收入效应为负, 说明配偶收入增加会使女性劳动供给降低。女性劳动供

给的估计结果与理论预期和国外相关的经验研究结果是一致的。在男性的劳动供给方程中,小时工资率和配偶收入的系数均未通过显著性检验,说明对于男性劳动供给来说,经典劳动供给模型中的约束和(或)偏好设定是不恰当的,^①因而需要将男性的劳动供给视为外生确定,即男性劳动供给对税收制度的变动所引起的净工资率和非劳动收入的变动缺乏弹性,这与国内相关的经验研究结果是一致的(张世伟等,2008)。由于女性劳动供给对于工资率和非劳动收入的变动具有弹性,工薪所得税制度改革会对其劳动供给产生影响。应用女性劳动供给方程中小时工资率和配偶收入的系数可以在样本均值处测算出女性劳动供给的非补偿性工资弹性和收入弹性分别为0.4380和-0.1845,工资弹性远大于收入弹性意味着市场工资水平的提升将促进劳动供给的增长。

表 4 劳动供给方程的估计结果

解释变量	男性		女性	
	系数	标准差	系数	标准差
小时工资率	0.0143	0.0121	0.0825***	0.0157
配偶收入	-0.0139	0.0480	-0.0144***	0.0055
年龄	0.8824***	0.3059	2.9087***	0.5739
年龄平方	-0.151***	0.0349	-0.426***	0.0707
受教育年限	0.1757***	0.0619	0.3231***	0.0868
农业户口	0.2223**	0.0906	-0.2436*	0.1545
技术职称	0.1168	0.0757	0.6667***	0.0980
学龄前儿童	-0.0568	0.1059	-0.035	0.1485
学龄儿童	0.0186	0.0714	-0.0364	0.0975
常数项	-0.0004	0.6694	-5.0366***	1.1679
σ_{η}	0.3633***	0.1458	0.2231***	0.0820
σ_{ε}	0.9248***	0.3451	1.2275***	0.0459

四 工薪所得税减除费用标准提升的微观模拟

针对中国工薪所得税改革方案,劳动供给行为微观模拟的基本思路为:当市场工资水平或减除费用标准提升后,个体所面临的预算约束将会发生变动。在新的预算约

^① 在经典劳动供给模型中,工资率和非劳动收入的参数约束满足 Slutsky条件。如果不满足该条件,由方程(6)计算的补偿性工资弹性、非补偿性工资弹性和收入弹性并不满足文中所论述的关系(van Soest et al., 1988)。

束下,个体做出是否参与劳动力市场的决策和就业条件下工作时间的决策(劳动供给效应)。劳动供给行为的变化导致其收入发生变化(收入分配效应),进而导致政府税收收入发生变化(财政效应)。由于男性劳动供给缺乏弹性,税制改革仅导致其收入状态发生改变;但女性劳动供给具有弹性,税制改革不仅导致其收入状态发生改变,而且导致其劳动供给行为发生改变。

劳动供给方程的参数是通过不同个体人口特征的估计得到的,由劳动供给方程预测的劳动供给行为与实际的最佳劳动供给行为必然存在差异,这种差异可以看作个体偏好的异质性,在模拟时将作为个体特定的参数进入劳动供给方程从而保证个体所做出的劳动供给行为是最优选择。基于观测误差的个体异质性可以作为常数项的一部分进入劳动供给方程,即个体异质性可以表示为:

$$\varepsilon_i = h_i - (\alpha w_i + \beta y_i + Z_i \gamma) \quad (17)$$

其中, α 、 β 和 γ 为劳动供给方程的相应变量系数估计值, h_i 代表个体的实际劳动供给时间。在每个个体的劳动供给方程的常数项加上 ε_i 对劳动供给方程进行修正,从而可以获得每个个体特定的劳动供给函数。

为了使得政策分析更具现实意义,本文首先依据吉林省近年来行业工资增长率应用等级提升技术将2006年个体的工资数据时化(aging)成2008年的工资数据,^①然后分别模拟在工薪所得税减除费用标准为2000、2500、3000、3500、4000、4500和5000元情况下的劳动供给变动情况,进而确定居民收入分配变动情况和政府税收变动情况。

表5给出了执行不同所得税减除费用标准时女性月工作时间和劳动供给时间的变动情况。可以发现,随着减除费用标准的提升,高收入女性工资率不断上升,替代效应大于收入效应,导致其工作时间和劳动供给时间不断增加,但劳动供给增长的幅度较小(不足一个百分点),同时劳动供给增长幅度也在不断降低,说明税制改革对劳动供给影响较小。

表6给出了工薪收入10等分组税后工薪收入随所得税减除费用标准提升的变动情况。可以发现,低收入的3个组税后工资未发生变化,原因在于其工薪收入未达到任何减除费用标准,说明税制改革对其劳动供给和工资收入均未产生影响,低收入群体没有在税制改革中受益;中等收入的4个组受税制改革影响较小;高收入的3个组

① 根据历年《吉林省统计年鉴》中的分行业工资水平及个体所处行业和行业工资增长率,可以将个体2006年工资时化成2008年工资。未就业个体的工资依据工资方程预测得到,由于不知其所处行业,工资增长率采用吉林省平均工资增长率来替代。由于2009年《吉林省统计年鉴》尚未出版,无法获得2008年行业工资增长率,本文采用2005、2006和2007年行业工资增长率的平均值替代2008年行业工资增长率。

税后工资增长较大,原因在于随着减除费用标准的提升,工资率上升且劳动供给增加,导致其税后工资显著提升,高收入群体是税制改革的最大受益者。

表 5 2008年吉林省在不同工薪所得税减除费用标准情景下的女性劳动供给情况

减除标准	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000
月工作时间	175.87	177.47	178.67	179.86	180.69	181.17	181.75
劳动供给时间	101.07	102.00	102.68	103.37	103.85	104.12	104.46

表 6 2008年吉林省城镇居民税后工薪收入随所得税减除费用标准提升的变动情况

收入分组	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000
1	803 8086	803 8086	803 8086	803 8086	803 8086	803 8086	803 8086
2	1139 854	1139 854	1139 854	1139 854	1139 854	1139 854	1139 854
3	1497 529	1497 529	1497 529	1497 529	1497 529	1497 529	1497 529
4	1859 021	1859 571	1859 571	1859 571	1859 571	1859 571	1859 571
5	2312 17	2324 698	2325 773	2325 773	2325 773	2325 773	2325 773
6	2918 516	2938 023	2950 681	2953 103	2953 103	2953 103	2953 103
7	3610 193	3649 34	3671 504	3684 434	3686 871	3686 898	3686 898
8	4351 912	4418 736	4448 748	4469 098	4480 366	4486 142	4488 73
9	5290 561	5392 892	5477 934	5531 24	5568 446	5590 852	5610 703
10	7669 733	7804 464	7945 033	8082 505	8205 303	8289 622	8378 463

随着所得税减除费用标准的不断提升,可以发现收入不平等水平逐渐扩大(见表7),原因在于高收入群体随减除费用标准的提升受益越来越大,而中低收入群体却没有在改革中受益。因此,提高所得税减除费用标准非但不能达到缩小居民收入差距的目的,反而使居民收入差距不断扩大。

表 7 2008年吉林省城镇居民收入不平等随所得税减除费用标准提升的变动情况

不平等水平	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000
Gini	0 3598	0 3632	0 3665	0 3694	0 3720	0 3737	0 3755
Kakwani	0 1138	0 1158	0 1178	0 1195	0 1210	0 1220	0 1231
Theil	0 2224	0 2268	0 2308	0 2343	0 2373	0 2393	0 2414

表 8 给出了纳税额度随所得税减除费用标准提升的变动情况。随着减除费用标准的逐渐提升,纳税额度逐渐减少,且工薪收入越高的个体其纳税额度减少越多,因而

加剧了收入不平等的程度。尽管减除费用标准的提升等同于降低纳税个体的边际税率,增加个体的净工资率,导致劳动供给的增加,但由于男性劳动供给缺乏弹性,女性劳动供给弹性较小,导致劳动供给增量较小,劳动供给增加所产生的纳税额度增加远小于边际税率降低所产生的纳税额度减少,从而使政府税收收入出现大幅降低。从税负公平性角度出发,在目前的所得税减除费用标准下(2000),两个最高收入组纳税金额占总纳税金额的 79.39%,基本满足税负公平性的“二八”原则,无继续提高所得税减除费用标准的必要。此外,随着所得税减除费用标准的不断提升,纳税人群将逐渐减少,纳税额度占收入比重将逐渐降低,所得税调控个人收入的能力将逐渐减弱。

表 8 2008年吉林省城镇居民纳税额度随所得税减除费用标准提升的变动情况

收入分组	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	20.73	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	1277.78	7.85	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	3413.75	1206.83	182.32	0.00	0.00	0.00	0.00
7	6819.87	3600.55	1524.69	302.63	3.57	0.00	0.00
8	9271.31	5166.18	2947.06	1443.98	443.90	38.84	0.00
9	20573.39	12359.10	7237.16	4402.46	2794.64	1418.58	611.91
10	59573.74	44218.54	31526.99	21996.99	15332.75	11027.11	8131.89

上述结果是基于吉林省 2008年微观数据计算得出的,由于吉林省工资水平偏低,^①使用吉林省工资水平模拟所得结论可能并不具有代表性。为了分析税收制度改革对高工资省份的作用效果,本文将吉林省 2008年的个体工资数据继续时化至 2009年和 2010年,时化后 2009年吉林省平均工资水平为 28 863元,相当于 2008年全国的平均工资水平;2010年吉林省平均工资水平为 34 726元,相当于高工资省份浙江省 2008年平均工资水平(见表 9)。^②

① 2006年吉林省平均工资水平为 16 583元,在除港澳台之外的 31个省市中排在第 27位,全国平均工资水平为 21 001元,全国平均工资水平为吉林省平均工资水平的 1.266倍。

② 2004至 2007年工资数据来自于相应年份的《中国统计年鉴》,2008至 2010年的工资数据通过时化得到。

表 9 吉林省、浙江省和全国的平均工资水平

省份	2004	2005	2006	2007	2008	2009(估计)	2010(估计)
吉林省	12 431	14 409	16 583	20 513	24 253	28 863	34 726
浙江省	23 506	25 896	27 820	31 086	34 125	—	—
全 国	16 024	18 364	21 001	24 932	28 894	—	—

如果吉林省的工资收入分布与浙江省甚至全国的工资收入分布相近,则可以应用吉林省 2009 和 2010 年的微观数据近似估算出减除费用标准提升在全国和浙江省的作用效果。由于相对于 2008 年,2010 年市场工资水平有较大提升,导致女性劳动参与率提升较大(由 57.47% 上升至 74.65%)。表 10 给出了 2010 年吉林省在不同工薪所得税减除费用标准情景下的女性劳动供给情况。^① 可以发现,随着工薪所得税减除费用标准的不断提升,月工作时间和劳动供给时间仍呈不断上升趋势,劳动供给增长幅度呈波动下降趋势,且与 2008 年相比,增长幅度没有明显变化。

表 10 2010 年吉林省在不同工薪所得税减除费用标准情景下的女性劳动供给情况

减除标准	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000
月工作时间	159.02	160.18	161.51	162.78	164.30	165.49	166.16
劳动供给时间	118.71	119.58	120.57	121.51	122.65	123.54	124.04

表 11 给出了 2010 年吉林省城镇居民 10 等分组税后工薪收入随所得税减除费用标准提升的变动情况,可以发现低收入的两个组税后工资基本未发生变化,原因在于其工薪收入仍未达到任何减除费用标准;第三收入组随着收入的提升,税后工资发生轻微变化;而中等收入以上的 5 个组税后工资发生明显变化,且随着收入的提升其收益越来越大。

随着市场工资水平的进一步提升,居民收入差距进一步扩大。同时,随着所得税减除费用标准的不断提升,收入不平等水平再次扩大(参见表 12),原因在于越来越多的高收入居民受益越来越大。因此,随着市场工资水平的增长,单纯提高所得税减除费用标准仍会使得居民收入差距不断扩大。

^① 限于篇幅,本文未给出所得税减除费用标准提升在 2009 年吉林省的作用效果,有兴趣的读者可以向作者索取。

工薪所得税减除费用标准提升的作用效果

表 11 2010年吉林省城镇居民税后工薪收入随所得税减除费用标准提升的变动情况

收入分组	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000
1	950 43	950 43	950 43	950 43	950 43	950 43	950 43
2	1572 45	1572 45	1572 45	1572 45	1572 45	1572 45	1572 45
3	2069 50	2074 38	2074 38	2074 38	2074 38	2074 38	2074 38
4	2580 57	2595 62	2599 41	2599 41	2599 41	2599 41	2599 41
5	3176 45	3199 87	3218 21	3224 57	3224 83	3224 83	3224 83
6	3975 92	4028 32	4059 74	4076 43	4091 94	4097 75	4100 86
7	5000 10	5087 85	5135 59	5174 55	5205 29	5225 84	5236 80
8	6128 85	6216 78	6310 48	6409 64	6479 96	6517 69	6542 11
9	7510 50	7648 00	7783 90	7898 24	8022 85	8132 07	8215 26
10	11 233 41	11 387 54	11 533 68	11 688 54	11 885 44	12 058 79	12 184 06

表 12 2010工资水平下收入不平等随所得税减除费用标准提升的变动情况

不平等水平	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000
Gini	0 3749	0 3769	0 3794	0 3821	0 3852	0 3880	0 3900
Kakwani	0 1232	0 1246	0 1261	0 1278	0 1297	0 1315	0 1327
Theil	0 2490	0 2524	0 2560	0 2597	0 2640	0 2675	0 2701

表 13 2010年工资水平下纳税额度随所得税减除费用标准提升的变动情况

收入分组	2000	2500	3000	3500	4000	4500	5000
1	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00
2	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00
3	256 15	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00
4	2365 32	308 58	0 00	0 00	0 00	0 00	0 00
5	6734 66	2820 16	611 94	8 88	0 00	0 00	0 00
6	13 269 38	7746 76	4154 18	1755 61	468 18	40 28	0 00
7	22 271 41	14 440 62	9442 18	5913 40	3297 43	1522 36	489 68
8	36 874 20	25 459 15	16 273 04	10 441 89	7663 32	5056 29	2952 46
9	59 570 93	45 156 73	32 634 10	22 167 18	14 551 21	10 191 68	7376 45
10	156 800 62	135 164 43	115 228 94	97 690 50	81 949 82	67 868 61	55 562 42

随着经济不断发展,市场工资水平不断提升,政府税收额度不断增加(见表 13)。但随着减除费用标准的逐渐提升,纳税额度仍明显逐渐减少,导致政府税收收入出现

大幅降低。在所得税减除费用标准为 2000 元情境下,两个最高收入组纳税金额占总纳税金额的 72.57%;而在减除费用标准为 2500 元情境下,两个最高收入组纳税金额占总纳税金额的 78.03%,说明即使要满足税负公平性准则,所得税减除费用标准也只需提高至 2500 元即可,无进一步提高减除费用标准的必要。

五 结论

依据吉林省劳动力调查数据,本文应用行为微观模拟方法研究了工薪所得税减除费用标准提升的作用效果。结果表明,已婚女性劳动供给的非补偿性工资弹性和收入弹性分别约为 0.4380 和 -0.1845,工资弹性大于收入弹性,工资水平的增长将促进女性劳动供给的增加;已婚男性劳动供给缺乏弹性,说明工资水平的变动对男性劳动供给无影响。随着工薪所得税减除费用标准的不断提升,已婚女性劳动供给呈现轻微上升趋势,其主要原因在于劳动供给弹性较低且边际税率较低导致的工资率增幅较低。

随着工薪所得税减除费用标准的不断提升,高收入群体受益越来越大,而中低收入群体却没有在税制改革中受益,导致居民收入差距不断扩大。根据边际消费倾向递减原理,高收入群体消费弹性较低,增加的收入用于消费的比例较低,因而提升减除费用标准无法达到有效刺激消费和拉动内需的目的。同时,随着减除费用标准的不断提升,纳税群体规模越来越小,这不仅会导致政府税收收入的不断减少,而且容易导致广大民众纳税意识的淡漠和社会责任感的降低。

因此,单纯的工薪所得税减除费用标准提升无法达到有效地促进就业、缩小居民收入差距、刺激居民消费和稳定政府税收收入的公共政策设计目标。因此,中国未来工薪所得税制度改革的方向应该是合理地划分税收区间和提高边际税率。在税制改革的同时,一方面通过积极的劳动力市场政策(如就业扶持计划、最低工资制度和职业技能培训计划等)促进低收入群体就业;另一方面通过收入维持政策(最低生活保障制度和失业保险制度等)保障低收入群体基本生活需要。只有通过对公共政策体系进行全面合理的设计和实施,才能达到有效促进就业、缩小居民收入差距、刺激消费和维持财政收支基本平衡的政策目标。

参考文献:

- 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。
余显才(2006):《所得税劳动供给效应的实证研究》,《管理世界》第 1 期。

姚先国、谭岚 (2005):《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》,《经济研究》第 7 期。

张世伟、万相昱、樊立庄 (2006):《个人所得税制度改革的微观模拟》,《吉林大学社会科学学报》第 5 期。

张世伟、周闯、万相昱 (2008):《个人所得税制度改革的劳动供给效应——基于自然实验的研究途径》,《吉林大学社会科学学报》第 4 期。

Aaberge R “ Joint Labor Supply of Married Couples: Efficiency and Distribution Effects of Tax and Labor Market Reforms ” in L. Mittov, eds., *Microsimulation Modeling for Policy Analysis: Challenges and Innovations*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. PP. 269—291.

Blundell R; Duncan A; McCrae J and Meghir C “ The Labour Market Impact of the Working Families Tax Credit ” *Fiscal Studies*, 2000, 21, PP. 75—104.

Blundell R and MaCurdy T “ Labor supply: A Review of Approaches ” in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*. New York: North-Holland, 1999, 3, PP. 1559—1695.

Bourguignon F and Spadaro A “ Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies ” *Journal of Economic Inequality*, 2006, 4, PP. 77—106.

Creevy J “ Microsimulation Modelling of Taxation and the Labour Market ” Northampton: Edward Elgar Publishing, 2002.

Creevy J and Duncan A “ Behavioural Microsimulation with Labour Supply Responses ” *Journal of Economic Surveys*, 2002, 16, PP. 1—38.

——, “ Aggregating Labour Supply and Feedback Effects in Microsimulation ” *Australian Journal of Labour Economics*, 2005, 8, PP. 277—290.

Hausman J “ Labor supply ” in H. Aaron and J. Peckman, eds., *How Taxes Affect Economic Behavior*. Brookings Institution, 1981, PP. 27—83.

Heckman J “ Sample Selection Bias as a Specification Error ” *Econometrica*, 1979, 47, PP. 153—161.

Hoynes H “ Welfare Transfers in Two Parent Families: Labour Supply and Welfare Participation under AFDC — UP ” *Econometrica*, 1996, 64, PP. 295—332.

Li H Z and Zax J “ Labor Supply in Urban China ” *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31, PP. 795—817.

Mez J “ Market and Non-Market Labour Supply and the Impact of the Recent German Tax Reform— Incorporating Behavioural Response ” in A. Harding, eds., *Microsimulation and Public Policy*. Elsevier, 1996, PP. 177—202.

Moffitt R “ The Econometrics of Piecewise—Linear Budget Constraints: A Survey and Exposition of the Maximum Likelihood Method ” *Journal of Business & Economic Statistics*, 1986, 4, PP. 317—328.

van Soest A; Kooreman P and Kapteyn A “ Coherent Specification of Demand Systems with Corner Solutions and Endogenous Regimes ” Tilburg University Department of Economics Research Memorandum FEW No. 336, 1988.

(截稿时间: 2009年 6月 责任编辑: 宋志刚)