

## 个人所得税调整与劳动供给变化\*

马 骥

(安徽师范大学经济管理学院, 安徽芜湖 241000)

**摘 要:** 文章通过对调查样本数据进行分析, 并对个人所得税税基调整后对劳动供给产生的影响进行估计, 指出劳动者传记特征对劳动供给产生重大影响。只有针对不同劳动者传记特征来调整个人所得税政策, 才能解决中国目前社会工资水平过低和缓解当前严峻的就业形势。

**关键词:** 个人所得税; 调整; 劳动供给; 传记特征

目前, 国外经济学界在个税调整对劳动力供给变化的影响上存在着激烈的争论, 争论双方通过大量的调查实验来证明自己的观点。以 Orszag 为代表人物的自由派学者认为, 降低边际税率对劳动参与率不会产生影响<sup>[1]</sup>; 以 Prescott 为代表的保守派学者则认为, 边际税率的变动与劳动供给之间是一种正相关关系<sup>[2]</sup>。国内的经济学者对于该命题的研究颇少, 仅有的研究只是结合了中国的一些实际进行了偏向于保守派观点的理论阐述, 但几乎都没有进行调查实验来证明自己的观点。同时, 边际税率调整与劳动供给之间的正相关关系这一命题对于单个劳动力来说可能是正确的, 但对于总体劳动供给的影响来看, 这一命题是否还适用, 还需要进一步分析证明, 因为来自每个劳动者的个人情况是不同的<sup>[3]</sup>。

因此, 在目前中国个人所得税税基调整的情况下, 结合劳动力的传记特征 (Biographical characteristic)<sup>1</sup>, 通过调查实验来分析这一命题的正确性就显得尤其重要。本文正是在芜湖市劳动力就业调查数据的基础上, 利用相关计量模型, 对包含了劳动传记特征在内的影响劳动力供给变动的因素进行分析, 来研究税率变动对劳动力供给会产生什么样的影响。

### 一、模型设定

劳动供给理论实质上是基本价格理论的应用, 即劳动力在收入约束下, 怎样安排劳动时间的支出使自己的个人效用最大化。在讨论个税调整对劳动供给的影响时, 关键在于分析个税调整对劳动力的收入产生的影响, 劳动力为保证自身效用最大化而相应采取的劳动供给的变化。

考察 Stone-Geary 效用函数<sup>[4]</sup>,

$$u(x) = \prod_{i=1}^n (x_i - c_i)^{\beta_i}, \beta_i > 0 \quad (1)$$

如果  $C_i=0$  对于所有  $i$  成立,  $u(x)$  是柯布-道格拉斯函数。即:

$$U = \alpha \ln(Y - A) + \beta \ln(T - L) \quad (2)$$

其中,  $U$ : 个人总效用;  $Y$ : 总收入;  $T$ : 总可用时间;  $L$  为工作时间;  $T-L$ : 闲暇;  $A$ : 商品消费支出;  $\alpha$ 、 $\beta$  非负参数。在不考虑劳动者商品消费支出 ( $A$  假定为 0) 的情况下, 运用正的单调变换可得到:

\* 芜湖市科技研究基金项目 (2005BH058)。

【作者简介】马骥 (1975 - ), 男, 安徽肥东人, 硕士, 安徽师范大学经济管理学院讲师, 芬兰奥博大学访问学者; 研究方向: 产业经济学。

<sup>1</sup> 传记特征: 人口统计学概念, 一般包括劳动力的年龄、性别、教育年限、婚姻状况等。

$$U = \alpha \ln(Y)(1 - \alpha) \ln(T - L) \quad (3)$$

其中， $\alpha$  和  $1 - \alpha$  为分享参数。

设劳动力税前收入约束为：

$$Y = wL + I \quad (4)$$

$w$  为工资率， $I$  为非工资性收入，因此，(3) 可以表示为：

$$U = \alpha \ln(wL + I) + (1 - \alpha) \ln(T - L) \quad (5)$$

消费者效用最大化的一阶条件为  $U_L = 0$

$$\alpha w(T - L)(1 - \alpha)(wL + I) = 0 \quad (6)$$

在征收所得税的情况下：

$$(1 - t)Y = (1 - t)wL + (1 - t)I = (1 - t)wL + M, \quad M \text{ 为劳动者税后非工资性收入}^{[5]}.$$

$$Y = wL + M/(1 - t) \quad (7)$$

$$U = \alpha \ln\{wL + M/(1 - t)\} + (1 - \alpha) \ln(T - L) \quad (8)$$

因此，在征收个人所得税的情况下，劳动供给函数为：

$$wL = \alpha wT - (1 - \alpha)M/(1 - t) \quad (9)$$

根据(9)式的劳动供给函数，我们可以判断出，随着个人所得税率降低（个人所得税起征点提高），劳动者会增加劳动供给（ $L$  值变大）。但这种判断没有考虑劳动者的个人因素即劳动力的传记特征，因此这种分析方法不具有普遍意义。

引入变量  $Z$  表示劳动力的传记特征<sup>[6]</sup>，则劳动供给就可表示为  $w$ 、 $I$  和  $Z$  的函数。即：

$$L = f(w, I, Z; \alpha, \beta, \gamma) + \varepsilon$$

其中， $\gamma$  为参数， $\varepsilon$  为残差值。则公式(2)就变化为：

$$U = \alpha \ln(wL + I) + \beta \ln(T - L) + \gamma \ln Z; \alpha + \beta = 1 \quad (10)$$

在征收个人所得税的情况下，劳动供给函数为：

$$\alpha(1 - t)/[(1 - t)wL + M] - \beta/(T - L) + \gamma/Z = 0 \quad (11)$$

## 二、数据分析

根据芜湖市科技规划研究项目的要求，我们对芜湖市第三产业就业的劳动力进行了抽样调查，调查样本数 1058 个，调查项目分别为：性别、年龄、教育年限、婚姻状况、子女状况、劳动时间、工作年限、兼职情况、工资性收入（月）和其他收入（月）等。

表 1 工资性收入（月）样本区间

收入区间	$wL \leq 800$	$800 < wL \leq 1600$	$1600 < wL \leq 3600$	$3600 < wL$
样本数（1058）	94	612	275	77
百分比	8.8%	57.8%	26.2%	7.2%

现在，我们根据调查样本数据按税基调整前后分别对公式(9)分别进行参数估计（本文所有变量值均采用 SPSS13 统计软件计算而来），得到表 2。

从表 2 的数据中，我们可以得出以下几点基本信息：第一，当税基从 800 元调整到 1600 以后，劳动供给增加，幅度为 3.07%；第二，分享参数  $\alpha$  下降了 0.0221，但参数值依然较大，它表明在劳动者的收入中，工资性收入依然是主要收入，工资性收入占总收入的比重接近 76%，这与我们的调查数据基本一致。第三，税基调整后，劳动者的工资率有所提高，增加了 0.02075，但总体上看，调查样本的工资率依然偏低。

表 2 税基调整后劳动供给函数变量参数值

变量	变量值（起征点 800 元）		变量值（起征点 1600 元）	
	参数值	标准误	参数值	标准误
Constant	2.57905	0.55605	2.70210	0.55474
$\alpha$	0.78208	0.01907	0.75998	0.01918
Lnw	0.37046	0.12135	0.39121	0.12444
L	2469.61		2545.56	
$\Sigma \Delta L$	↑3.07%			

第二步, 我们再根据调查样本数据对公式 (11) 进行参数估计, 得到表 3。

表 3 税基调整后包含变量 Z 的劳动供给函数变量参数值

变量	变量值 (起征点 1600)	
	参数值	标准误
Constant	2.83342	0.25113
$\alpha$	0.73096	0.01688
lnw	0.41306	0.13109
$\gamma$	0.10659	0.00531
L	2495.49	
$\sum \Delta L$	$\uparrow 1.04\%$	
L(wL $\leq$ 1600)	2613.66( $\uparrow 0.23\%$ )	
L(wL $\leq$ 3600)	2286.32( $\uparrow 1.82\%$ )	
L(wL $>$ 3600)	2159.04( $\downarrow 1.07\%$ )	

比较表 2 和表 3 的数据, 我们可以看出: 第一, 在加入了劳动力传记特征变量后, 税基调整的结果依然导致劳动供给增加, 但增加的幅度却没有表 2 中的 3.07% 那么大, 劳动供给只增加了 1.04%。第二, 不同收入区间的劳动者劳动供给变化产生较大区别, 低收入区间的劳动者劳动供给增加幅度较小, 只有 0.23%; 中等收入区间的劳动者劳动供给增幅较大, 增幅达 1.82%; 而高收入区间的劳动者劳动供给却出现了下降趋势, 下降幅度达 1.07%。第三, 样本劳动者劳动供给时间偏大, 平均每周工作 48.93 小时 (全年按 51 周计算); 不同收入区间的劳动者劳动时间差别较大, 低收入区间的劳动者每周工作 51.25 小时, 远高于中高收入区间每周 44.83 和 42.33 小时。第四, 劳动者的工资率进一步提高, 从 0.39121 增加到 0.41306, 这表明, 劳动者的传记特征对工资率产生重大影响。

劳动者传记特征对工资率会产生重大影响, 继而对劳动者的收入和劳动供给会产生较大影响。因此, 在下表中我们对调查样本劳动者的基本传记特征进行了函数描述, 以期能进一步分析出这些特征变量与劳动供给之间的具体关系。

表 4 劳动力传记特征 (Z) 变量值描述

Z 变量	变量值描述
性别	Sex=1: 被调查者为男性, 女性变量值为 0
年龄	Age=1: 被调查者年龄特征值在 18~40 岁, 其他情况下值为 0
婚姻状况	Marr=1: 被调查者已婚, 未婚或离异时值为 0
子女状况	Nchild=1: 被调查者没有子女或子女已经成人, 其他情况下值为 0
教育年限	Educ12=1: 被调查者受教育年限为 9~12 年, 其他情况下值为 0
	Educ14=1: 被调查者受教育年限为 13~14 年, 其他情况下值为 0
	Educ15=1: 被调查者受教育年限为 15 年或以上, 其他情况下值为 0

最后，再根据调查样本数据计算出劳动力传记特征与工资率的相关参数值。

表 5 劳动力传记特征与工资率的相关参数值<sup>[6]</sup>

变量		因变量：Lnw	
		系数	标准误差
常数		-0.15648	0.06307
性别		0.21203	0.02909
年龄		0.01753	0.01358
婚姻状况		-0.10338	0.02410
子女状况		0.03065	0.01043
教育年限	12 年	0.14415	0.00294
	14 年	0.27270	0.04609
	15 年	0.51619	0.00358

注：参数值表示的是自变量与因变量之间的显著性相关程度。

从表 5 数据中，我们可以看出：第一，年龄、子女状况这两类传记特征与劳动者的工资率的高低没有显著性关系，这与调查样本工资水平情况吻合。第二，劳动者性别特征对工资率影响较大，参数值 0.21203 表明男性劳动者工资率高于女性劳动者，这与调查样本和第三产业工资水平女性劳动者工资水平低于男性的总体情况一致。第三，劳动者受教育水平与工资率关系最大，当劳动者受教育年限在 13 年以上的时候，这种显著性就表现的更加明显，这与调查样本和中国第三产业总体受教育水平较低，劳动者受教育水平越高工资率越高的情况完全相同。第四，劳动者的婚姻状况与工资率是负相关的，在调查样本中，已婚劳动者的工资率低于未婚者，这也与中国第三产业某些有争议的用工政策有关。

### 三、结论与建议

个人所得税主要是一种对劳动所得课征的税，它的调整变动会改变个人来自供给劳动所得到的收益，因此，我们可以预期个人所得税政策调整可能影响个人供给多少劳动的决策变化。个人所得税政策调整对劳动力供给会同时产生替代效应和收入效应，而且这两种效应对劳动力供给的影响方向相反：替代效应会增加劳动力供给，收入效应会减少劳动力供给，那么个人所得税政策变动对劳动力供给的净效应是什么？这个问题，对不同的劳动者答案是不同的。正是由于劳动者传记特征的差异，导致不同的劳动者对劳动和闲暇的偏好不同，所以他们在劳动力供给方面对个人所得税政策变化所做出的反应也不同。从前文的分析来看，由于样本劳动力在教育年限、性别和婚姻状况等方面的特征差异，导致不同收入区间的劳动力在税基调整后的劳动供给产生了较大的差异，低收入劳动者在工资率提高的情况下，由于本身劳动供给时间已经在一个较高的水平（2613.66 小时）上，因而劳动供给增加的幅度较小；而中等收入区间的劳动者则更倾向于减少闲暇来增加劳动供给；高收入劳动者在个人效用不减少的情况下则倾向于获得更多的闲暇。

税收政策的调整要体现公平税负原则，即要求国家在征税时，应使每个人的税收负担水平保持均衡，而中国目前实行的个人所得税制度不利于对劳动力劳动供给的调控。中国现行税法把所有应扣除的费用都包含在 1600 元的基数中，表面上达到了公平，实际上，由于中国各地区、各行业的工资率水平是不一样的，同时每一个劳动者的个人传记特征不同，导致了劳动者的纳税能力不一样，纳税能力不同却实行同样的扣除生计费用后缴纳同等税款，这样操作的结果虽然简便易行，但很容易造成税收负担不平衡，不利于低收入区间的劳动力劳动供给的降低。同时，中国现行的个人所得税对工薪阶层所征收实行 5%~45% 九级超额累进税制，而对个体工商户和承包、承租所得实行 5%~35% 五级超额累进税制，这就产生了一个不公平的问题，中国的工薪所得最高边际税率为 45%，边际税率过高、征税区间划分过细，导致工资性

收入占主体 ( $\alpha=0.73096$ ) 的劳动者来说税负过重, 劳动供给偏大。

根据以上分析, 为提高社会工资水平以缓解当前中国严峻的就业形势, 首先应进一步调整个人所得税征收税基和累进税率。这样可以促进中国中等收入阶层的发展壮大, 从而使一部分中等收入者减少劳动供给或者提早退出劳动力市场; 同时也有利于受教育年限较高的青年群体降低劳动力参与率。其次, 全面提高低收入保障标准和低档次退休金的标准, 使其达到一定的水平, 尽可能避免低收入区间劳动者因可支配收入过低无保障而导致劳动供给过高的问题, 同时避免退休人员因退休金过低而重新进入劳动力市场。第三, 把加快城市化进程和新农村建设作为促进就业的有效方式, 摆在更高、更重的战略地位。因为城市化和新农村建设不仅可以促进社会分工的细化, 从而创造出大量的工作岗位, 同时在城镇化过程中劳动者的受教育程度、社会保障程度普遍提高的情况下, 可有效地降低青年群体和老年群体的劳动力参与率, 减少劳动力供给总量。

#### 参考文献:

- [1] ORSZAG, PETER R. (2001). Marginal Tax Rate Reductions and the Economy. *Paper for Center on Budget and Policy Priorities*, Mar. 16.
- [2] PRESCOTT, EDWARD C. (2004). Why Does the Government Patronize US. *The Wall Street Journal*, Nov. A16.
- [3] 谈多娇, 杨进, 马童犁. 税务筹划对劳动力供给的经济效应分析[J]. 经济师, 2003 (1): 25.
- [4] STONE G. (1954). Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *Economic Journal*, 64: 511 - 527.
- [5] 许生, 付俊海. LES 系统及收入维持制度下所得税变化对劳动供给的影响[J]. 税务研究, 2005 (4): 21 - 23.
- [6] KUISMANEN M. (2005). Labor Supply and Taxation: Estimation and Simulation Exercise for Finland. *Finnish Economic Papers*, 18: 16 - 30.

(责任编辑: 裴中华、陆军香)

(上接第 17 页)

#### 5. 进一步加强生态规划, 力促区域可持续发展

要实现可持续发展, 京津冀必须坚持环境与发展的综合决策, 在生态建设方面实现规划和合作。

(1) 将北京与其周边地区作为整体进行规划, 在摸清生态环境整治现状的基础上, 从流域内上下游地区之间的生态联系、水资源纽带和经济关系入手, 提出今后一段时期都市圈生态环境整治的目标和重点。

(2) 在北京与张家口、承德等地之间建立起比较稳定的政府间经济联系。

(3) 建立以水源保护为主要内容的经济补偿机制。

(4) 加大中央政府对京津冀都市圈生态治理的资金投入, 并广泛吸引社会资金的参与。

#### 参考文献:

- [1] 高洪深. 区域经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2002.
- [2] 王亭亭, 贺文. 京津冀区域经济一体化基本构想[J]. 河北学刊, 2002 (3).
- [3] 钱智, 季任钧, 陈和平. 论冀京津合作中的问题、机遇、方针和措施[J]. 中国软科学, 2000 (8).
- [4] 周立群, 罗若愚. 京津冀经济一体化: 基础、制约因素与思路[J]. 北京规划建设, 2005 (4).
- [5] 唐茂华. 京津冀区域经济一体化发展战略构想与前景展望[J]. 首都经济论坛, 2005 (3).
- [6] 张辉, 吴艳荣. 与“第三级”共成长同崛起——为什么要融入京津冀一体化[N]. 河北日报, 2006-04-18.
- [7] 张波, 刘西田, 张学维. 河北省加快区域经济发展的战略思考[J]. 首都经济杂志, 2003 (2).
- [8] 景体华. 中国区域经济发展报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2004.
- [9] Amm Markusen. (1996). Interaction Regional and Industrial Policies: Evidence from Four Countries. *International Regional Science Reviews*, January.
- [10] Jian Chen and B. M. Fleisher. (1996). Regional Income Inequality and Economic Growth in China. *Journal of Comparative Economics*, Vol.22: 141-164.

(责任编辑: 陆军香、裴中华)