

附录

# 中国工资薪金所得税税负感知状况 及其影响因素分析

——以签订正规劳动合同的雇员为例

李 文

## 一、工薪所得税真实税负测算及感知税负偏差计算

本文拟通过如下步骤对2016年受访者最主要的一份工作的真实税额进行如下测算。

### 1. 税前月平均工薪收入计算公式推导

数据库报告的是样本的税后工薪收入,但若要测算其个税真实税额,首先需要估算其税前工薪收入。设 $msalary$ 为月平均税后工薪收入,该收入可由数据库中的年税后货币工资、税后奖金、税后补贴或实物收入之和(以 $salary$ 表示),除以年工作时间而得; $mbsalary$ 为样本月平均税前工薪收入, $f$ 为个税允许扣除的养老、医疗、失业保险及住房公积金的个人缴存额, $per$ 为上述“三险一金”的缴存比例,即“三险一金”缴存额占工资总额的比例, $t$ 为工资薪金所得最高边际税率, $q$ 为速算扣除数, $rtax$ 为按照报告工薪收入估算的个税真实税额。则有:

$$rtax = (mbsalary - f - 3500)t - q \quad (1)$$

$$msalary = mbsalary - rtax - f \quad (2)$$

《中华人民共和国个人所得税法实施条例》规定,个人缴付的基本养老保险费、基本医疗保险费、失业保险费和住房公积金允许从应纳税所得额中扣除。根据《财政部 国家税务总局关于基本养老保险费基本医疗保险费失业保险费住房公积金有关个人所得税政策的通知》(财税〔2006〕10号)，“三险一金”的缴存基数相同,均为本人上一年度的月平均工资,但不得超过当地统计部门公布的上一年度职工月平均工资的3倍;而根据“三险一金”的相关规定,“三险”的最低缴费基数下限为当地上一年度职工月平均工资的60%,住房公积金的缴存基数下限为当地当年职工月最低工资标准。以 $limit$ 表示各省、自治区、直辖市上一年(即2015年)职工月平均工资的3倍,同时,为了估算方便,假设住房公积金的缴存基数下限与“三险”相同,而由于缺乏样本2015年的月平均工资数据,使用当年(2016年)月平均工资<sup>①</sup>替代。因此,“三险一金”个人缴存额 $f$ 的计算可以分为三种情况:

① 职工月平均工资是按照国家统计局公布的工资总额口径计算的。根据国家统计局规定,工资总额由计时工资、计件工资、奖金、津贴和补贴、加班加点工资、特殊情况下支付的工资六部分组成。本文中的工薪收入基本符合这个口径。因此,此处的月平均工资即为月平均税前工薪收入 $mbsalary$ 。

$$f = \begin{cases} \text{limit}/3 \times 60\% \times \text{per} & \text{若 } \text{mbsalary} < (\text{limit}/3) \times 60\% \\ \text{mbsalary} \times \text{per} & \text{若 } (\text{limit}/3) \times 60\% \leq \text{mbsalary} \leq \text{limit} \\ \text{limit} \times \text{per} & \text{若 } \text{mbsalary} > \text{limit} \end{cases} \quad (3)$$

将式(1)和式(3)代入式(2),并进行适当变形,可推出如下月平均税前工薪收入  $\text{mbsalary}$  的计算公式:

$$\text{当 } \text{mbsalary} < (\text{limit}/3) \times 60\% \text{ 时, } \text{mbsalary} = \frac{\text{msalary} - 3500t - q}{1 - t} + \frac{\text{limit}}{3} \times 60\% \times \text{per} \quad (4)$$

$$\text{当 } (\text{limit}/3) \times 60\% \leq \text{mbsalary} \leq \text{limit} \text{ 时, } \text{mbsalary} = \frac{\text{msalary} - 3500t - q}{(1 - \text{per})(1 - t)} \quad (5)$$

$$\text{当 } \text{mbsalary} > \text{limit} \text{ 时, } \text{mbsalary} = \frac{\text{msalary} - 3500t - q}{1 - t} + \text{limit} \times \text{per} \quad (6)$$

由式(4)、式(5)、式(6)可见,若要测算样本的月平均税前工薪收入,需要首先对数据库未提供的“三险一金”缴存比例  $\text{per}$ 、适用边际税率  $t$  和速算扣除数  $q$  进行估计。

## 2. “三险一金”缴存比例估计

数据库报告了个人是否参加社会养老保险、社会医疗保险和失业保险,以及是否有住房公积金,本文据此对样本的“三险一金”缴存比例进行估计。

《财政部 国家税务总局关于基本养老保险费基本医疗保险费失业保险费住房公积金有关个人所得税政策的通知》(财税[2006]10号)规定,住房公积金的最高缴存比例为12%，“三险”的缴费比例则需要符合国家或省(自治区、直辖市)人民政府规定。根据2016年的相关规定,养老保险个人缴费比例为8%,医疗保险个人缴费比例为2%,失业保险个人缴费比例为1%;住房公积金的个人缴存比例介于5%~12%,各地规定不同,本文居中取9%,虽然这会导致一定的估计偏差,但根据各地住房公积金缴存比例的实际状况及本文对税负感知错误的定义方式,该偏差应处于可以接受的范围。数据库信息显示,不同样本所拥有的“三险一金”种类不同,因而“三险一金”的合计缴存比例  $\text{per}$  共存在15种可能,合计缴存比例分别对应1%、2%、3%、8%、9%、10%、11%、12%、17%、18%、19%和20%等12个档次。<sup>①</sup>

## 3. 个人所得税适用边际税率和速算扣除数估计

根据样本月税后平均工薪收入  $\text{msalary}$  推算出工薪所得应纳税所得额(不含税)(以  $\text{mtaxinc}$  表示,  $\text{mtaxinc} = \text{msalary} - 3500$ ),并据此依据工资薪金所得税率表上的所得级次设定分别确定样本的适用边际税率  $t$  和速算扣除数  $q$ 。

将估计得到的样本“三险一金”缴存比例  $\text{per}$ 、适用边际税率  $t$ 、速算扣除数  $q$  以及数据库提供的月平均税后工薪收入  $\text{msalary}$ ,根据来自《中国统计年鉴(2016)》的样本所在省份2015年的城镇就业人员平均工资计算而得的“三险一金”缴存基数上限  $\text{limit}$ ,分别依据样本月平均工薪收入的三种不同水平代入式(4)、式(5)和式(6),即可得到样本的月平均税前工薪收入  $\text{mbsalary}$ ,然后依据式(1)计算得到样本的个税月真实税额  $\text{rtax}$ 。将月平均税前工薪收入  $\text{mbsalary}$  与年工作时间相乘,即得到年税前工薪收入  $\text{ybsalary}$ 。

少数样本在2016年的工作时间并非整数月,如工作时间为5.5个月,由于工资薪金所得实行的是超额累进税率。因此,零头月的税额并不等于相应比例的整数月税额,零头月的真实税额需要按照与整数月类似的步骤单独测算。

将样本所有整数月和零头月的真实税额加总,就得到了2016年全年的真实税额  $\text{yrtax}$ 。将年

<sup>①</sup> 由于篇幅所限,具体估算过程略。

真实税额  $yrtax$  与年税前工薪收入  $ybsalary$  相除,即得到真实平均税率  $arrate$ 。

#### 4. 感知税负偏差计算

根据测算得出的真实税负与样本个人报告的感知税负之间的差异,可以建立若干感知税负偏差变量如下:

$$taxbias = tax - yrtax \quad (7)$$

$$perbias = \frac{taxbias}{yrtax} = \frac{arate - arrate}{arrate} \quad (8)$$

$$ratebias = \begin{cases} (arate - arrate) - 0.25arrate & \text{若 } (arate - arrate) > 0.25arrate \\ 0 & \text{若 } -0.25arrate \leq (arate - arrate) \leq 0.25arrate \\ (arate - arrate) + 0.25arrate & \text{若 } (arate - arrate) < -0.25arrate \end{cases} \quad (9)$$

其中,  $taxbias$  为税额差异,其值等于数据库中的样本年感知税额  $tax$  与测算得到的年真实税额  $yrtax$  的差额(见式(7));样本感知平均税率  $arate$  与测算得到的真实平均税率  $arrate$  分别等于  $taxlybsalary$  和  $yrtaxlybsalary$ ;  $perbias$  是税负差异程度,表示税额差异  $taxbias$  占真实税额  $yrtax$  的比重,也表示平均税率差异  $(arate - arrate)$  占真实平均税率  $arrate$  的比重(见式(8))。由于税额和平均税率都是有量纲的绝对数,同样的税额或平均税率差异对于收入水平不同因而承担的税负也不同的个体意义不一,因而需要用  $perbias$  这样的相对数来表示税负差异程度。

$ratebias$  为感知平均税率偏差,表示个体对自身平均税率的感知错误。其值本应等于感知平均税率  $arate$  与真实平均税率  $arrate$  的差额,但基于如下原因,应当将感知平均税率与真实平均税率之间的差异在一定幅度内者视同感知正确:首先,对于个体感知税负的正确性不能过度苛刻,不应将个体对自身税负的正确认知定义为分毫不差;其次,虽然作者已经采取各种措施努力提高估算结果的准确性,但由于数据可得性限制,仍不可避免地存在估算误差。因此,本文将视同正确的平均税率差异设定为税负差异程度  $perbias$  在  $\pm 25\%$  之间。<sup>①</sup>如式(9)所示,感知平均税率偏差  $ratebias$  的具体设定方式是,当平均税率差异的绝对值在真实平均税率( $arrate$ )的  $25\%$  之内时,  $ratebias$  等于  $0$ ;当平均税率差异大于真实平均税率  $arrate$  的  $25\%$  时,  $ratebias$  等于平均税率差异减去  $0.25arrate$ ;当平均税率差异小于  $-25\%arrate$  时,  $ratebias$  等于平均税率差异加上  $0.25arrate$ 。如此设定可以保证只将税负差异程度  $perbias$  超过  $\pm 25\%$  的部分视为感知税负偏差。

## 二、样本基本特征及工薪所得税税负感知状况分析

### 1. 样本基本特征

本文的样本具有如下特征。第一,年龄<sup>②</sup>介于  $18 \sim 85$  岁,平均年龄为  $42.22$  岁;  $44.85\%$  为女性,

① 由于本文的研究目的是证实确实存在工薪所得税感知税负偏差,因此,对于税负的感知错误设定了一个较为宽松的标准,以提高结论的可信性。这个设定确实带有较高的主观性,因而本文对此进行了必要检讨。首先,当将  $perbias$  位于  $\pm 25\%$  之间视同平均税率感知正确时,发生感知平均税率偏差的样本为  $2219$  人,而若将  $perbias$  位于  $\pm 15\%$ 、 $\pm 20\%$ 、 $\pm 30\%$  之间视同平均税率感知正确,则发生感知平均税率偏差的样本分别为  $2319$ 、 $2262$  和  $2170$  人,与  $2219$  人的差异仅分别为  $100$ 、 $43$  和  $49$  人,与平均税率偏差  $ratebias$  非缺失值样本总数  $4818$  人相比,数量很小,说明本文的设定不会导致过大偏差;其次,在对感知税负偏差的成因进行实证分析时,本文使用了其他视同平均税率感知正确范围进行了稳健性检验,表明无论使用哪种标准,回归结果都基本相同。

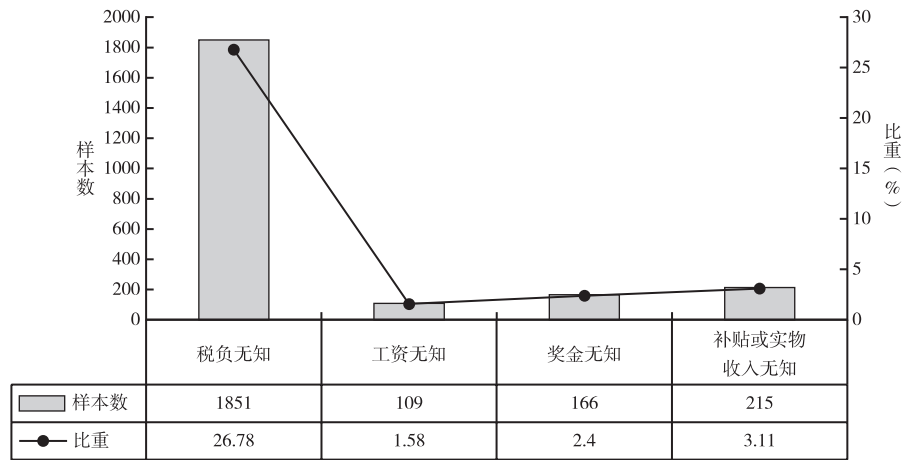
② 年龄 =  $2017 - \text{出生年份}$ 。虽然其他变量均为  $2016$  年数据,但样本的受访时间,也即样本感知税负的时间是  $2017$  年,因此年龄设定为受访者  $2017$  年的年龄,取值为  $2017 - \text{出生年份}$ 。

非单身者占 84.22%。受教育程度集中在本科(26.24%)、高中/中专(23.95%)、大专(21.86%)、初中(18.35%),其余为小学、硕士、博士及未上过学。样本平均拥有 3.02 项“三险一金”,缴存比例  $per$  介于 1%~20%,均值为 14.95%。

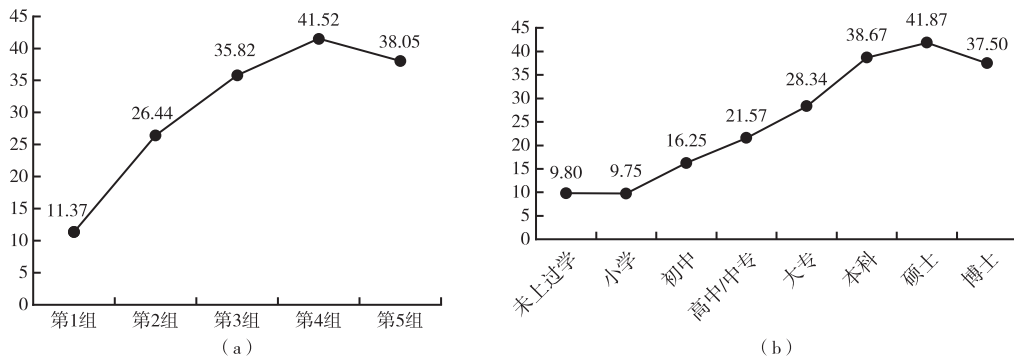
第二,月平均税前工薪收入  $mbsalary$  的最小值为 219.63 元,最大值为 161942.60 元,均值为 6974.03 元。大多数样本的月平均税前工薪收入都在 1 万元以下。

第三,最高边际税率  $t$  介于 0~45%,均值为 6.60%。其中,无须缴税( $t=0$ )者比重最高,达 43.63%;其次为最高边际税率为 10% 和 3% 者,分别为 20.77% 和 17.92%,三者之和高达 82.32%;而最高边际税率超过 25% 者数量很少,仅为 0.85%。

## 2. 工薪所得税税负感知状况相关图表



附图 1 税负无知与各类收入无知状况

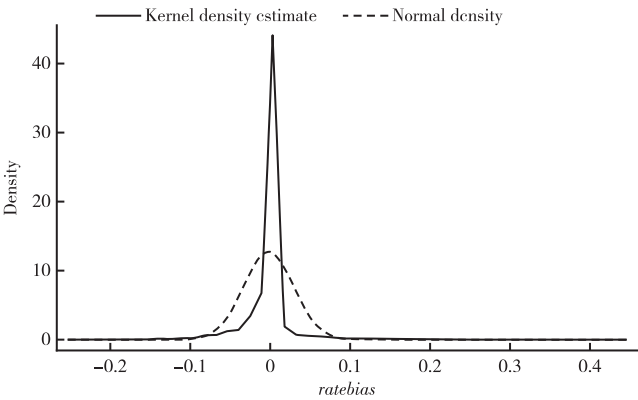


附图 2 不同应纳税所得额组别、不同教育程度税负无知者比重 (%)

注:图(a)中的第1组由应纳税所得额等于0的样本构成,第2~5组是应纳税所得额高于0样本的4等分组,其应纳税所得额水平由第2~5组依次升高。

附表 1
 样本感知税率偏差(ratebias)状况

	样本数	样本比重(%)	均值(%)	最小值(%)	最大值(%)
ratebias 整体状况	4818	—	-0.19	-25.03	44.28
ratebias <10% 样本	4703	97.61	-0.31	-10.00	9.99
高估平均税率样本	623	12.93	3.86	0.01	44.28
低估平均税率样本	1596	33.13	-2.07	-25.03	-0.003



附图 3
 样本感知税率偏差(ratebias)核密度图

三、变量定义及描述性统计

1. 主要变量定义

附表 2
 主要变量定义

变量种类	变量名称	变量含义	取值规则
被解释变量	<i>mbias</i>	感知税负偏差倾向	低估、正确估计、高估税负分别取值为 1、2、3
	<i>bbias</i>	感知税负错误	税负估计错误时取值为 1, 估计正确时取值为 0
解释变量	<i>lnsalary</i>	年税后工薪收入的自然对数	ln(年税后货币工资+年税后奖金+年税后补贴或实物收入)
	<i>age</i>	年龄	2017-出生年份
	<i>gender</i>	性别	女性取值为 1, 男性取值为 0
	<i>edu</i>	教育程度	最高学历为未上过学、小学、初中、高中/中专、大专、本科、硕士、博士者依次取值 1-8
	<i>marr</i>	婚姻状况	已婚、同居、再婚取值为 1, 其他取值为 0
	<i>per</i>	“三险一金”缴存比例	测算过程见正文
	<i>ecoinf</i>	对财经信息是否关注	从不关注取值为 0, 其他取值为 1
	<i>f1</i>	主观感受状况	因子分析的因子分。详情见正文。
	<i>supv</i>	监督政府意愿	非常不愿意、不愿意、一般、愿意、非常愿意分别取值 1-5

续附表 2

变量种类	变量名称	变量含义	取值规则
控制变量	<i>lnincome</i>	人均家庭年收入的自然对数	$\ln(\text{家庭总收入/家庭人口})$
	<i>wcapital</i>	家庭总资本	家庭总资产-家庭总负债
	<i>status1~3</i>	户口类型虚拟变量	<i>status1~3</i> 分别将农业户口、非农业户口、其他类型户口取值为 1,其他取值为 0
	<i>career1~7</i>	职业虚拟变量	<i>career1~7</i> 分别将党的机关、国家机关、社团和社会组织、企事业单位负责人;专业技术人员;办事人员和有关人员;社会生产服务和生活服务人员;农、林、牧、渔业生产及辅助人员;生产制造及有关人员;其他人员取值为 1,其他取值为 0

2. 主要变量的描述性统计

主要变量的描述性统计见附表 3。如论文所述,感知税负偏差倾向 *mbias* 为分类变量,低估、正确估计和高估平均税率的样本数分别为 1596、2599 和 623 个,占比分别为 33.13%、53.94% 和 12.93%,说明接近一半的样本错误估计了个税平均税率,这一点与感知税负错误 *bbias* 的均值 0.4606 相符。解释变量中的税后收入、年龄、性别、受教育程度、婚姻状况和“三险一金”缴存比例等前文已经进行了分析,此处不再赘述;自认对财经信息的关注 *ecoinf* 的均值为 0.5590,说明 55.90% 的人自认为平时关注财经信息。形成主观感受状况 *f1* 因子的 4 个变量的情况分别为:自感幸福程度 *happy* 的均值为 3.8134,说明平均而言,样本感觉在“一般”和“幸福”之间,接近“幸福”;公共服务提供满意度 *pubsatisfy* 的均值为 7.0182,说明样本对当地公共服务提供的满意度相对较高;公共服务改善满意度 *pubimpr* 的均值为 3.5622,介于“一般”与“满意”之间;公共服务公平意识 *pubfair* 的均值为 2.1592,介于“不太愿意”与“一般”之间,接近“不太愿意”,说明样本的总体公共服务公平意识较强。监督政府意愿 *supv* 的均值为 3.4894,介于“一般”和“愿意”之间,大体处于中等偏上水平。

附表 3 主要变量的描述性统计

变量	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>bbias</i>	4818	0.4606	0.498	0	1
<i>lnsalary</i>	6438	10.6716	0.814	6.4770	14.0306
<i>age</i>	6912	42.2231	10.822	18	85
<i>gender</i>	6912	0.4485	0.497	0	1
<i>edu</i>	6909	4.5803	1.341	1	8
<i>marr</i>	6912	0.8422	0.365	0	1
<i>per</i>	6912	0.1495	0.057	0.01	0.2
<i>ecoinf</i>	6905	0.5590	0.497	0	1
<i>f1</i>	6676	0	1	-4.5837	2.7401
<i>happy</i>	6906	3.8134	0.741	1	5
<i>pubsatisfy</i>	6886	7.0182	1.856	0	10
<i>pubimpr</i>	6764	3.5622	0.827	1	5
<i>pubfair</i>	6833	2.1592	1.098	1	5
<i>supv</i>	6839	3.4894	1.191	1	5



四、稳健性检验

1. 内生性排除

在基准模型的各解释变量和控制变量中,具有一定可能性与被解释变量 *mbias* 构成反向因果关系的变量是 *lnsalary*,即样本的个税感知税负偏差可能会影响其对工作的投入,进而影响税后收入,从而导致内生性。但在本文的背景下,这种反向因果关系可能并不强烈。原因是,第一,众所周知,影响个体劳动供给决策的是个税边际税率,而本文的研究所针对的是平均税率,平均税率主要作用于个体对税负公平性的感观,对劳动决策的影响相对较低。第二,本文是以签订正规劳动合同雇员最主要的那份工作为研究对象的,与劳务、兼职和自由职业等相比,该类型工作的劳动时间在许多情况下很难受劳动者个人意愿控制,因而样本因个税感知税负偏差而自由调整其劳动时间进而影响工薪收入的空间比较小,可以认为 *lnsalary* 具有相当的外生性。

但即便如此,本文仍采用以样本 2014 年的税后收入<sup>①</sup>替代 2016 年税后收入的方法以消除内生性。回归结果见附表 4 模型(1),可见绝大多数解释变量系数的方向和显著性均与基准模型相同,个别变量系数显著性的差异并不能影响总体结论。当然,由于部分样本 2014 年税后收入缺失,导致回归的样本容量由基准模型的 4209 下降到了 1990,使得本回归的样本成为基准回归样本的一个子集,这可能也是二者回归结果出现少量差异的原因。虽然不完美,这一检验仍然在很大程度上说明基准模型的回归结果是较为可信的。

附表 4 稳健性检验回归结果(1)

变量	以 <i>lnsalary</i> 滞后项替代 <i>lnsalary</i> (1)		以 <i>bbias</i> 为被解释变量 (2)
	低估	高估	
<i>lnsalary</i>	0.646*** (7.43)	0.415*** (3.97)	2.723*** (24.21)
<i>age</i>	-0.016** (-2.19)	-0.009 (-0.90)	-0.016*** (-3.46)
<i>gender</i>	-0.568*** (-4.65)	-0.484*** (-3.12)	-0.206** (-2.43)
<i>edu</i>	0.392*** (5.98)	0.211** (2.56)	0.098** (2.24)
<i>marr</i>	0.121 (0.62)	0.197 (0.78)	-0.099 (-0.82)
<i>per</i>	2.327* (1.88)	8.514*** (4.91)	1.501* (1.86)
<i>ecoinf</i>	0.063 (0.53)	0.435*** (2.82)	0.080 (0.95)
<i>f1</i>	0.096 (1.59)	-0.116 (-1.55)	0.038 (0.93)
<i>supv</i>	0.031 (0.62)	0.061 (0.94)	0.011 (0.33)

① 数据来源于 2015 年中国家庭金融调查(CHFS)。

续附表 4

变量	以 <i>lnsalary</i> 滞后项替代 <i>lnsalary</i> (1)		以 <i>bbias</i> 为被解释变量 (2)
	低估	高估	
Constant	-15.795*** (-12.43)	-11.517*** (-7.75)	-30.105*** (-25.53)
控制变量	Yes	Yes	Yes
样本容量	1990		4209

注:括号中数据为Z值;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

## 2. 以被解释变量 *bbias* 替代 *mbias*

以感知税负错误虚拟变量 *bbias* (税负估计错误时取值为1) 替代 *mbias*, 实施 Logit 回归, 结果见附表 4 模型 (2)。对比本模型和基准模型的回归结果, 可以发现二者存在高度的相似性。如在本模型中 *lnsalary* 的系数显著为正, 说明税后收入越高越容易发生感知税负偏差, 与基准模型税后收入越高越容易低估和高估税负结论一致。与 *lnsalary* 相同, *age*、*gender*、*edu*、*marr*、*per*、*supv* 等变量对感知税负偏差的效应也都与基准模型一致, 只有 *ecoinf* 和 *f1* 的系数与基准模型存在少许差异。这在很大程度上验证了基准模型的回归结果。

由于部分样本的被解释变量存在缺失值, 可能会导致样本选择偏差, 因而再建立考虑样本选择偏差的 Probit 模型, 发现 LR 检验  $p=0.1353$ , 无法拒绝不存在样本选择偏差的原假设, 这说明上述 Logit 回归并不存在样本选择偏差, 回归结果较为可信。

## 3. 变更感知税负偏差的确认标准

上述模型是将税负差异程度 *perbias* 位于  $\pm 25\%$  之间, 即  $|perbias| \leq 25\%$  作为税负感知正确, 由于这个设定具有一定的主观性, 因此, 这里再将税负感知正确的设定标准分别改为  $|perbias| \leq 20\%$  和  $|perbias| \leq 30\%$ , 重新使用基准模型实施回归, 以检测税负感知正确标准的改变是否影响回归结果。由附表 5 可知, 税负感知正确标准修改后, 各变量系数的符号、显著性与基准模型基本一致, 系数的数值也差异不大, 说明即使税负感知正确标准发生一定变化, 基准模型的估计结果也是较为可靠的。

附表 5 稳健性检验回归结果 (2)

变量	税负感知正确标准: $ perbias  \leq 20\%$ (1)		税负感知正确标准: $ perbias  \leq 30\%$ (2)	
	低估	高估	低估	高估
<i>lnsalary</i>	3.393*** (25.86)	2.261*** (15.84)	2.825*** (24.27)	1.713*** (13.04)
<i>age</i>	-0.018*** (-3.45)	-0.016** (-2.49)	-0.014*** (-2.83)	-0.011* (-1.71)
<i>gender</i>	-0.158* (-1.65)	-0.263** (-2.35)	-0.124 (-1.37)	-0.216* (-1.95)
<i>edu</i>	0.103** (2.10)	0.091 (1.58)	0.094** (2.02)	0.080 (1.41)
<i>marr</i>	-0.128 (-0.94)	-0.035 (-0.22)	-0.163 (-1.27)	-0.064 (-0.41)



续附表 5

变量	税负感知正确标准： $ perbias  \leq 20\%$ (1)		税负感知正确标准： $ perbias  \leq 30\%$ (2)	
	低估	高估	低估	高估
<i>per</i>	-0.450 (-0.50)	6.418*** (5.50)	-0.839 (-0.96)	6.412*** (5.47)
<i>ecoinf</i>	0.004 (0.04)	0.252** (2.23)	-0.024 (-0.27)	0.230** (2.05)
<i>f1</i>	0.105** (2.25)	-0.087 (-1.64)	0.100** (2.26)	-0.102* (-1.95)
<i>supv</i>	0.028 (0.71)	0.039 (0.84)	0.007 (0.18)	0.024 (0.51)
常数项	-37.070*** (-27.01)	-27.847*** (-18.76)	-30.796*** (-25.52)	-21.889*** (-16.16)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本容量	4209		4209	

五、调节效应检验

附表 6 教育程度对税后收入影响的调节效应

变量	低估	高估
<i>lnsalary</i>	8.539*** (18.68)	6.040*** (12.11)
<i>edu</i>	11.641*** (13.39)	8.744*** (9.03)
<i>lnsalary</i> × <i>edu</i>	-1.074*** (-13.38)	-0.816*** (-9.10)
其他变量	控制	控制

六、异质性分析

附表 7 不同收入水平和不同性别组感知税负偏差影响因素分析回归结果

变量	被解释变量： <i>mbias</i>				被解释变量： <i>mbias</i>			
	低收入 (1)		高收入 (2)		女性 (3)		男性 (4)	
	低估	高估	低估	高估	低估	高估	低估	高估
<i>lnsalary</i>	1.981*** (6.39)	1.618*** (5.12)	-0.235 (-1.38)	-1.527*** (-6.48)	3.360*** (17.08)	2.390*** (10.83)	3.006*** (18.16)	1.750*** (9.83)
<i>age</i>	-0.027*** (-2.86)	-0.017 (-1.60)	-0.009 (-1.01)	-0.007 (-0.71)	-0.025*** (-2.76)	-0.018 (-1.61)	-0.013** (-1.98)	-0.011 (-1.44)

续附表 7

变量	被解释变量: <i>mbias</i>				被解释变量: <i>mbias</i>			
	低收入 (1)		高收入 (2)		女性 (3)		男性 (4)	
	低估	高估	低估	高估	低估	高估	低估	高估
<i>gender</i>	-0.223 (-1.35)	-0.349** (-2.00)	-0.029 (-0.18)	-0.147 (-0.78)	—	—	—	—
<i>edu</i>	0.377*** (4.24)	0.192** (2.06)	-0.073 (-0.93)	-0.049 (-0.53)	0.182** (2.34)	0.109 (1.17)	0.025 (0.41)	0.045 (0.61)
<i>marr</i>	-0.263 (-1.24)	0.199 (0.78)	-0.030 (-0.12)	-0.122 (-0.45)	-0.049 (-0.25)	0.267 (1.07)	-0.206 (-1.12)	-0.238 (-1.11)
<i>per</i>	-1.051 (-0.71)	10.133*** (5.56)	-6.852*** (-3.41)	-2.361 (-1.03)	-0.924 (-0.66)	5.101*** (2.80)	-0.601 (-0.52)	7.155*** (4.63)
<i>ecoinf</i>	-0.197 (-1.19)	0.388** (2.24)	-0.213 (-1.22)	-0.067 (-0.34)	-0.053 (-0.37)	0.145 (0.83)	0.021 (0.17)	0.311** (2.10)
<i>f1</i>	0.010 (0.13)	-0.101 (-1.23)	0.212*** (2.72)	-0.007 (-0.08)	0.203*** (2.60)	-0.079 (-0.87)	0.066 (1.17)	-0.086 (-1.31)
<i>supv</i>	0.050 (0.73)	0.081 (1.11)	-0.036 (-0.52)	-0.044 (-0.55)	-0.080 (-1.27)	0.042 (0.54)	0.051 (1.05)	-0.002 (-0.03)
常数项	-27.381*** (-8.22)	-22.007*** (-6.70)	5.599*** (2.95)	16.322*** (6.46)	-36.772*** (-17.84)	-29.312*** (-12.83)	-32.730*** (-19.57)	-22.048*** (-12.22)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本容量	2364		1845		1929		2280	