

# 单一税的再分配效应： 基于工薪收入分布的模拟

石子印\*

**摘要：**本文基于工薪收入分布密度函数，通过设置不同场景，模拟了单一税在我国的再分配效应。结果显示，在税收收入中性的限定下，大部分场景中的单一税再分配效应轻微低于累进税制，但在某些场景中，单一税再分配效应反而超过了累进税制。放弃税收收入中性假设之后，模拟结果表明，无论在何种场景下，单一税总是能够实现累进税制的再分配效应。这表明，在我国实施单一税不仅可以简化税制，而且能够实现累进税制下的再分配效应，由此可能摆脱传统理论认为税收公平与效率两难选择的困境。

**关键词：**单一税 模拟场景 再分配效应 累进性

## 一、引言与研究综述

改革开放以来，我国居民收入差距呈现逐渐扩大趋势，个人所得税被期待进一步改革以成为调节收入分配的重要工具。但是，对个人所得税的改革方向的认识目前存在较大分歧。在诸多改革建议中，改超额累进税率为比例税率、将个人所得税打造为单一税（the flat tax）的设计因其绝对地挑战了税收传统而尤为引人注目。

单一税是由美国经济学家罗伯特·霍尔（Robert Hall）与阿尔文·拉布什卡（Alvin Rabushka）于1981年提出的，该方案试图通过基本免税额加上比例税率的方式来改革繁琐的超额累进税率。他们认为无论是从历史上和常识中的公平概念来看，还是根据由谁支付税款，单一税都是公平的。但是该建议在美国却未能实施。牙买加于1986年以单一税率33%取代了之前的累进税率，第一个实施了单一税（目前税率为25%），但是影响不大。直到1994年爱沙尼亚开始了单一税改革，拉脱维亚和立陶宛随后跟进，2001年俄罗斯也实施了单一税，个人所得税单一税的这种非传统设置才引起了各国的兴趣。截止到2011年12月31日，全球有俄罗斯、乌克兰等38个国家实施了该制度，其中大部分分布在东欧区域<sup>①</sup>。

学者们对单一税简化税制及提高效率的优势通常能够形成一致意见，但对于单一税是否能够实现累进税制的公平却存在异议。在单一税再分配效应的实证研究方面，Ho和Stiroh（1998）、Dunbar和Pogue（1998）、Ventura（1999）的结论表明，美国的单一税将使得高收入家庭负担减轻，中等收入家庭负担增加。Altig等（2001）得到的结果是最低收入家庭将在单一税改革中受到损失。Fuest、Peichl和Schaefer（2007）对德国实施单一税进行了模拟，得到的结论是在低免税额与低税率下，单一税再分配效应不如累进税制；在高免税额与高税率下，单一税再分配效应与累进税制相差无几。Paulus和Peichl（2008）对西欧国家实施单一税进行了模拟，认为在大多数国家，单一税在取得效率的同时会失去公平，因此，单一税并不能摆脱税收公平与效率的权衡。但是他们的模拟结果也表明存在一种例外：在希腊、葡萄牙及西班牙等地中海国家，由于存

\* 石子印，聊城大学电子商务系，邮政编码：252059，财政部财政科学研究所博士后流动站，邮政编码：100142，电子信箱：zyshi200407@126.com。

本文是国家社会科学基金青年项目“个人所得税结构累进性与有效累进性的关系研究”（项目编号：11CJY090）、中国博士后基金面上项目“税收调节收入分配的路径研究”（项目编号：2011M500266）的阶段性研究成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵建议，当然文责自负。

<sup>①</sup>这些国家中包括了牙买加与冰岛。牙买加曾在2010年实施了累进税，2011年又恢复了单一税；冰岛于2007年实施了单一税，2010年又放弃了单一税。

在收入分配的较高不平等与严重的贫富两极分化,中产阶级较少,单一税在提升效率的同时也能够降低收入不平等。

国内研究中,刘尚希和应亚珍(2004)、张青(2009)、冯兴元(2011)、李文(2011)、李稻葵(2011)都从不同角度提出了我国个人所得税的改革取向应该是单一税率。但是,相对于国外研究,目前我国对于单一税的研究仅仅停留在理论上的推演层次,其再分配效应并未有任何实证角度的模拟,中国学者对单一税的研究现状体现了如 Keen 等(2006)所言“对单一税的断言和言辞多于分析与证据”。本文将对单一税的再分配效应及累进性做出模拟,试图弥补我国单一税改革证据不足的状况。

本文余下部分安排如下:第二部分在税收收入中性限定下,计算出了两个场景中免税额及税率的参数数值,设定了单一税的模拟场景;第三部分分析工薪收入分布的密度函数,并且给出分布密度函数下的累进性及再分配效应的计算方法;第四部分为单一税再分配效应的模拟结果,包括各人群的纳税比例与税收累进性变化、税制改革的赢者与输者、税前及税后基尼系数的变化情况;第五部分为结论。

## 二、单一税模拟场景的设定

由于我国工资薪金所得税占个人所得税的绝大部分,并且该税也是按超额累进税率设置的,所以本文仅研究工资薪金所得税改为单一税率时累进性及税后不平等程度的变化。同时,由于税制改革引发的个体行为反应非常复杂,很难获得精确数据,因此,本文按照国外许多模拟的做法,并未将个体对单一税所引发的诸如劳动、投资、储蓄、避税等反应考虑在内,这意味着我们的模拟研究仅仅局限于非行为性的静态范畴。

### (一) 两个模拟场景的设定

个人所得税的累进性可分为直接累进性(directly progressivity)与间接累进性(indirectly progressivity)。前者是由累进税率所导致的累进性,后者则是免税额或其他税收优惠导致的累进性。即使在比例税制下,由于免税额的存在,间接累进性也是存在的。在免税额较大时,这种间接累进性甚至会高于由累进税率导致的直接累进性。我们对单一税下累进性及再分配效应的不同场景设定就是选择不同的免税额及比例税率来进行。

假设在超额累进税率下工薪所得税总额为  $T$ , 免税额为  $M$ 。按照 Kakwani(1977) 的理论, 税收总额的变化可能不会引起累进性的变化, 但是会导致收入不平等程度的改变。所以, 为排除这种干扰, 我们保持税制改革中税收总额的中性: 单一税与累进税两种税制下的税收总额  $T$  相等。在此前提下, 本文将模拟两种场景: 第一种场景是在单一税下, 税收总额及免税额都与累进税制一致, 为  $T$  与  $M$ , 这意味着此时的单一税将为低免税额与低税率(LL场景)。在此场景下我们将依据  $T$  与  $M$  计算出单一税率的数值, 并随即计算该场景下的税收累进性及税后基尼系数。第二种场景是在单一税下, 税收总额依然为  $T$ , 但免税额变为  $M'$ , 且有  $M' > M$ , 这意味着此时的单一税将为高免税额与高税率(HH场景)。在此场景下我们将依然依据  $T$  与  $M'$  计算单一税率的数值, 并得出该场景下的税收累进性及税后基尼系数。将这两种场景与原累进税制相比较, 我们就能够对比在获得同等规模的税收时, 单一税与累进税两种税制下的累进性及再分配效应的差异, 从而回答对于单一税的疑问: 单一税在获得简化及效率的同时是否也有利于缓解收入不平等。

### (二) 模拟场景参数的计算

模拟场景中两个关键参数是免税额及税率。LL场景与HH场景中免税额的设定较为简单: 前者与累进税制保持一致, 后者增加一个数量即可。随即问题的关键就转变为如何计算比例税率, 使得在该税率下的税收收入与原累进税制下税收收入相等。以下我们分为三步来得到该税率:

#### 1. 税前工薪收入的分布密度函数

在数据方面,我国目前并没有城镇居民工薪收入的官方微观数据,最详细的数据就是《中国统计年鉴》中的细分行业职工工资。本文试图根据这些数据得到工薪收入的分布密度函数,以此为基础分别计算税前收入、税后收入的不平等程度以及衡量税收累进性的K指数。从目前研究文献看,由于居民收入存在多元化的复杂性,因此,对居民收入的分布并未形成一致的结论。但对于工薪收入分布而言,结论比较一致。封建强(2000)通过对模拟数据的分析,认为根据峰度及偏度检验基本可以认定我国职工工薪收入服从Gamma分布。刘怡和聂海峰(2005)采用了广东省城镇住户的调查数据,并运用四种检验方法验证了工薪所得也服从Gamma分布。基于之前的研究结论,本文假定我国工薪收入服从Gamma分布。

由于Gamma分布的密度函数为  $f(x; \alpha, \beta) = \beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x} / \Gamma(\alpha)$ , 因此,要确定Gamma分布的密度函数,只需确定形状参数  $\alpha$  与尺度参数  $\beta$  即可。由于Gamma分布的均值  $E(x) = \alpha/\beta$ , 方差  $Var(x) = \alpha/\beta^2$ , 所以计算

出工薪收入均值与方差就可以得到参数  $\alpha$  与  $\beta$ 。

利用行业人均工资与职工人数, 本文将计算出工薪收入均值  $E(x)$ , 并同时可以得到行业间收入的方差  $Var(x)_1$ 。不过, 我们无法直接得到行业内收入的方差  $Var(x)_2$ 。由于行业内收入方差并不比行业间收入方差小, 甚至还要大许多, 所以, 我们按照洪兴建(2007)的方法, 假定组内方差为组间方差的一定倍数, 从 0.1 倍到 5 倍<sup>①</sup>逐一计算。随后, 就可以得到城镇居民工薪收入的方差  $Var(x) = Var(x)_1 + Var(x)_2$ 。根据  $\alpha = E(x)^2/Var(x)$  与  $\beta = E(x)/Var(x)$ , 就可以求出工薪收入的密度函数。

自 2009 年之后, 《中国统计年鉴》不再显示按细行业分职工的平均工资, 仅显示按国民经济行业分组的行业工资数据。为了使得分析更加精确, 本文的数据全部源自《中国统计年鉴(2009)》。尽管目前的个人所得税制度已与 2008 年的税制有所差别, 但是本文的结论对于目前个人所得税的改革依然具有同样重要的意义。

《中国统计年鉴(2009)》中共有细分行业 97 种, 每种又分为国有单位、城镇集体单位及其他单位三种类型, 这样应该得到 291 个平均工资数据。根据按登记注册类型和细行业分城镇单位就业人员数, 可以计算出各细行业的职工总工资。去掉就业人员数数据不全的类型, 本文共得到 92 个行业的 276 个数据。

按照上述方法, 本文计算了组内方差是组间方差从 0.1 倍到 5 倍的分布密度函数, 并选取了 1.5 倍及 4 倍分别作为收入不平等程度较低与较高两种情形来分析。结果显示, 当组内方差是组间方差的 1.5 倍时  $\alpha = 2.475938$   $\beta = 0.0010282350$ ; 当组内方差是组间方差的 4 倍时  $\alpha = 1.237969$   $\beta = 0.0005141175$ 。这样就得到了工薪收入两种情形的分布密度函数  $f(x)$ 。

## 2. 税收分布密度函数

如果工薪收入分布密度函数为  $f(x)$ , 经过推导, 可以得到累进税制与比例税制下的税收收入分布密度函数。

首先, 在我国九级累进税制<sup>②</sup>下, 税收收入分布密度函数将为:

$$T(x) = \begin{cases} f(x) & x = 0 \\ f[(x + 100)/0.05]/0.05 & 0 < x \leq 25 \\ f[(x + 225)/0.1]/0.1 & 25 < x \leq 175 \\ f[(x + 425)/0.15]/0.15 & 175 < x \leq 625 \\ f[(x + 775)/0.2]/0.2 & 625 < x \leq 3625 \\ f[(x + 1875)/0.25]/0.25 & 3625 < x \leq 8625 \\ f[(x + 3975)/0.3]/0.3 & 8625 < x \leq 14625 \\ f[(x + 7075)/0.35]/0.35 & 14625 < x \leq 21625 \\ f[(x + 11175)/0.4]/0.4 & 21625 < x \leq 29625 \\ f[(x + 16275)/0.45]/0.45 & x > 29625 \end{cases}$$

其中  $x$  为税收收入。

其次, 在比例税制下, 如果免税额为  $M$ 、比例税率为  $t$ , 那么工薪所得税分布密度函数为:

$$T'(x) = \begin{cases} f(x) & x = 0 \\ f[(x + Mt)/t]/t & x > 0 \end{cases}$$

其中  $x$  为税收收入。

## 3. 模拟参数的确定

由于我们限定了累进税制与比例税制下税收收入的规模不变, 所以有(1)式成立:

$$\int_0^{\infty} xT(x) dx = \int_0^{\infty} xT'(x) dx \quad (1)$$

由此, 我们可以计算出满足(1)式的比例税率  $t$ <sup>③</sup>, 如表 1 所示。

<sup>①</sup>当倍数大于 5 时, 可以求得  $\alpha < 1$ , 这意味着分布密度函数单调下降, 显然是与现实不符的, 所以我们将倍数取到 5。

<sup>②</sup>2008 年我国工薪所得税是九级累进税制设计, 免税额 1-3 月份是 1 600 元, 之后为 2 000 元。为简便起见, 本文全部按照 2 000 元计算。同时, 在计算过程中, 仅仅考虑了免税额与税率, 并未考虑诸如三险一金的扣除。这种处理不仅不会影响结论的正确性, 反而还会排除税收优惠对再分配效应的影响。

<sup>③</sup>本文数据的计算全部在 Mathematica8.0 上完成。

表 1 模拟场景的参数

	A 情形(收入差距较低) $\alpha = 2.475938 \beta = 0.0010282350$	B 情形(收入差距较高) $\alpha = 1.237969 \beta = 0.0005141175$
LL 场景	免税额( $M$ ), 税率( $t$ ) 2000, 9.7783% (LL <sub>1</sub> )	免税额( $M$ ), 税率( $t$ ) 2000, 11.3339% (LL <sub>2</sub> )
HH 场景	2500, 13.8227% (HH <sub>1</sub> )	2500, 14.3353% (HH <sub>2</sub> )

### 三、税后收入分布密度函数与再分配效应计算方法

#### (一) 税后收入分布密度函数

如果税前收入的分布密度函数为  $f(x)$ , 按照累进税制与比例税制的设置, 我们可以分别推出其税后收入分布密度函数。

首先, 九级超额累进税制下 税后收入分布密度函数为:

$$T(x) = \begin{cases} f(x) & 0 < x \leq 2000 \\ f[(x - 100)/0.95]/0.95 & 2000 < x \leq 2475 \\ f[(x - 225)/0.9]/0.9 & 2475 < x \leq 3825 \\ f[(x - 425)/0.85]/0.85 & 3825 < x \leq 6375 \\ f[(x - 775)/0.8]/0.8 & 6375 < x \leq 18375 \\ f[(x - 1875)/0.75]/0.75 & 18375 < x \leq 33375 \\ f[(x - 3975)/0.7]/0.7 & 33375 < x \leq 47375 \\ f[(x - 7075)/0.65]/0.65 & 47375 < x \leq 60375 \\ f[(x - 11175)/0.6]/0.6 & 60375 < x \leq 72375 \\ f[(x - 16275)/0.55]/0.55 & x > 72375 \end{cases}$$

其中  $x$  为累进税制下的税后工薪收入。

其次, 在比例税制下, 如果免税额为  $M$ 、比例税率为  $t$ , 那么税后工薪收入分布密度函数为:

$$R(x) = \begin{cases} f(x) & x \leq M \\ f[(x - Mt)/(1 - t)]/(1 - t) & x > M \end{cases}$$

其中  $x$  为比例税制下的税后工薪收入。

#### (二) 累进性、基尼系数与泰尔指数的计算方法

计算税收累进性有不同方法, 本文采用国际通用的  $K$  指数来计算税收累进性。 $K$  指数是 Kakwani(1977) 提出用于测度税收累进性的指标, 它等于税收集中度系数  $C_t$  与税前收入基尼系数  $G_b$  之差, 即  $K = C_t - G_b$ 。如果  $F(x)$  为人口分布累计比重,  $F_1(x)$  是税前收入洛伦兹曲线函数,  $F_1(T(x))$  表示税收集中度曲线函数, 则  $K$  指数可由(2) 式得出:

$$K = C_t - G_b = 2 \int_0^1 F_1(x) dF(x) - 2 \int_0^1 F_1(T(x)) dF(x) \quad (2)$$

税收的再分配效应通常用税前收入基尼系数与税后收入基尼系数之差来表示。Kakwani 用  $K$  指数来衡量税收的累进性, 表明了他已将累进性从税收再分配效应中分离出来。所以, 即使税收累进性相同, 但平均税率不同, 税收再分配效应也将会有差别。比如, 按照(2) 式, 税率组 5%、10%、15%、20% 与税率组 10%、20%、30%、40% 的税收累进性  $K$  将会相等, 但是后者的税收再分配效应明显大于前者。税收累进性与税收再分配效应的关系如(3) 式所示:

$$G_b - G_a = K \frac{t}{1 - t} \quad (3)$$

其中  $G_a$  为税后收入基尼系数,  $t$  为平均税率。

收入的基尼系数与税收集中度系数有多种计算方法, 并且视分组数据的离散分布或密度函数的连续分布而不同。本文之前采用密度函数  $f(x)$  来描述工薪收入分布, 在得到税前(税后) 收入分布密度函数  $f(x)$  (税收的分布密度函数为  $\varphi(x)$ ) 之后, 收入基尼系数及税收集中度系数由(4) 式计算得出:

$$G = 1 - \frac{2}{E(x)} \int_0^\infty (f(x) \int_0^x t f(t) dt) dx \quad (4)$$

其中  $G$  为税前(税后) 收入的基尼系数或税收集中度系数,  $E(x)$  为税前(税后) 收入或税收的加权平均

数  $f(x)$  为税前收入、税后收入或税收收入的分布密度函数。

将上述式子进一步简化可得(5)式:

$$G = \frac{2}{E(x)} \int_0^{\infty} xF(x)f(x) dx - 1 \quad (5)$$

其中  $F(x)$  为收入(税收)的分布函数。

税前收入  $R$  在  $(0, +\infty)$  上是连续的,所以本文将采取(5)式计算税前收入的基尼系数。但是税后收入函数与税收函数都是分段函数,因此本文采取(4)式计算税后收入的基尼系数与税收集中度系数。

由于基尼系数对中等收入敏感,所以本文还辅助采用了对低收入阶层敏感的泰尔指数指标,以对基尼系数起到补充作用。计算税前收入与税后收入泰尔指数所利用的公式为:

$$G^* = \int_0^{\infty} \ln[E(x)/x]f(x) dx \quad (6)$$

其中  $E(x)$  为收入的均值,  $x$  为收入,  $f(x)$  为收入的分布密度函数。

#### 四、模拟结果

根据以上场景参数及计算方法,我们得到了单一税再分配效应的模拟结果,如图1和表2所示,从中可以看出纳税人群的纳税比例、税收累进性、税制改革的赢者与输者、税后收入基尼系数及泰尔指数的变化情况。<sup>①</sup>

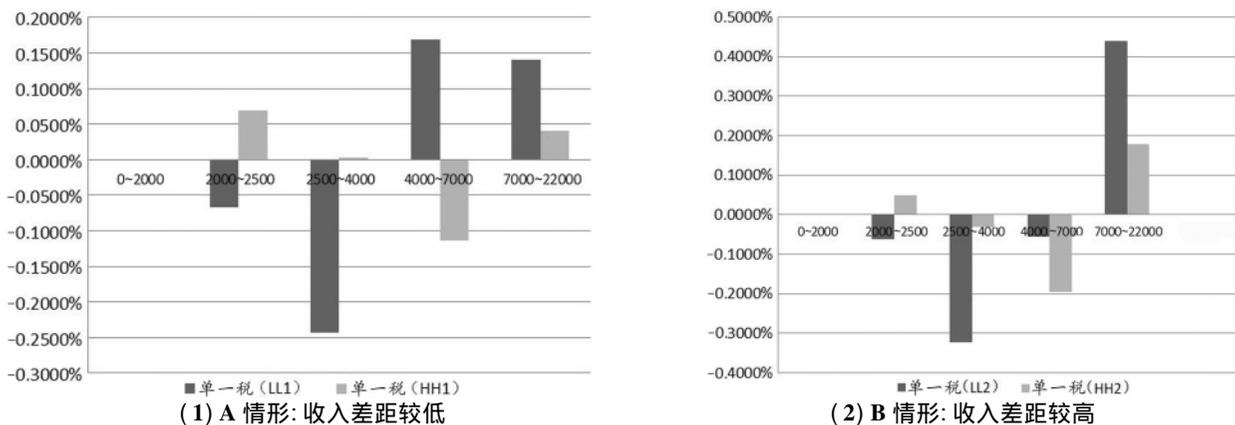


图1 税后收入比重变化

表2 单一税制的累进性及再分配效应模拟结果

收入段(元)	收入差距较低的A情形下的纳税比重(%)			收入差距较高的B情形下的纳税比重(%)		
	累进税制	LL <sub>1</sub>	HH <sub>1</sub>	累进税制	LL <sub>2</sub>	HH <sub>2</sub>
0~2 000	0	0	0	0	0	0
2 000~2 500	2.12203	4.14995	0	1.00353	2.27478	0
2 500~4 000	29.4963	36.8927	29.3915	15.16	21.8652	15.8188
4 000~7 000	54.0073	48.8516	57.4835	43.72	44.8712	47.7718
7 000~22 000	14.3743	10.1058	13.1251	40.02	30.9339	36.3416
22 000~42 000				0.09	0.0549367	0.067904
税前收入基尼系数		0.341014			0.459456	
税后收入基尼系数	0.326835	0.328607 (+0.5422%) <sup>①</sup>	0.326163 (-0.2056%) <sup>②</sup>	0.442219	0.444579 (+0.5337%) <sup>①</sup>	0.442289 (+0.0158%) <sup>②</sup>
累进性	0.432293	0.378242	0.452753	0.356912	0.308037	0.355459
税前收入泰尔指数		0.215333			0.455428	
税后收入泰尔指数	0.185549	0.201875 (+8.7988%) <sup>③</sup>	0.200047 (+7.8136) <sup>④</sup>	0.428411	0.430716 (+0.5380%) <sup>③</sup>	0.428588 (+0.0413%) <sup>④</sup>

注:①、②为LL<sub>1</sub>与HH<sub>1</sub>场景下税后收入基尼系数相比累进税制下的税后收入基尼系数的变化情况。③、④为LL<sub>1</sub>与HH<sub>1</sub>场景下税后收入泰尔指数相比累进税制下的税后收入泰尔指数的变化情况。

<sup>①</sup>由于我国个人所得税纳税人群较少,在收入差距较低情形下仅有52.6651%,在收入差距较高情形下仅有46.752%,此时采用十分位法看不出居民收入的变化情况,所以本文采用了累进税制设置下的税收级距对收入进行分组。

### (一) 各收入区间人群的纳税比例与税收累进性变化

由表2可以得到不同场景下各收入区间人群的纳税比重与税收累进性的变化。

首先,对于低免税额低税率的组合而言,无论在LL<sub>1</sub>场景还是在LL<sub>2</sub>场景下,2000~2500元与2500~4000元收入区间内的人群纳税比重均较累进税制上升;7000~22000元及超过22000元收入区间内的人群纳税比重均下降;4000~7000元收入区间的人群在收入差距较低的LL<sub>1</sub>场景下纳税比重降低,在收入差距较高的LL<sub>2</sub>场景下纳税比重升高。这说明累进税改为单一税的LL场景下,高收入群体纳税比重总体是下降的,中低收入组纳税比重上升。进一步,由于纳税比重与累进性直接有关,因此,反映在累进性上,LL<sub>1</sub>场景与LL<sub>2</sub>场景下的税收累进性大大降低。具体而言,与累进税制下的税收累进性相比,LL<sub>1</sub>场景下的税收累进性降低了12.5033%,LL<sub>2</sub>场景下的税收累进性降低了13.6939%。

其次,对于高税额高税率的组合而言,2000~2500元的收入区间都被排除在纳税体系之外,4000~7000元收入区间人群的纳税比重均上升;7000~22000元及超过22000元收入区间内人群的纳税比重均下降;2500~4000元收入区间内人群在收入差距较低的HH<sub>1</sub>场景下纳税比重小幅降低,在收入差距较高的HH<sub>2</sub>场景下纳税比重小幅升高。反映在累进性上,与累进税制下的税收累进性相比,HH<sub>1</sub>场景下的税收累进性反而升高了4.7329%,HH<sub>2</sub>场景下的税收累进性有所降低,但幅度非常小,仅比累进税制降低了0.4071%。

### (二) 税制改革中的赢者与输者

在税收中性限定下,税制改革将引起各收入阶层的利益变化,直接表现为税后收入比重的变化,由此可以定义税制改革中的赢者(winner)与输者(loser)。与改革前税后收入所占比重相比,改革后税后收入比重升高的阶层为赢者,税后收入比重下降的阶层为输者。

以税前收入0~2000元、2000~2500元、2500~4000元、4000~7000元、7000~22000元、22000元以上为收入区间,分别计算出各收入区间在累进税与单一税下税后收入所占的比重,就可以得到改革前后各收入区间税后收入所占比重的升降情况,如图1所示。

图1横坐标为各收入区间,纵坐标为各收入区间的税后收入所占比重在单一税下与累进税下之差。为正说明单一税改革下为赢者,为负则为输者。图1(1)是组内方差为组间方差的1.5倍,代表了收入差距较低的情形;图1(2)是组内方差为组间方差的4倍,代表了收入差距较高的情形。

图1(1)中,由于0~2000元收入区间改革前后都不纳税,并且改革前后的税收收入保持中性,因此,其税后收入比重没有变化。在免税额为2000元、税率为9.7783%的LL<sub>1</sub>场景下,2000~2500元(人数比重为13.3939%)、2500~4000元(人数比重为25.1825%)区间的个体税后收入比重下降,而4000~7000元(人数比重为12.8049%)、7000~22000元(人数比重为1.2837%)区间的个体税后收入比重上升。因此,14.0886%的中高及高收入阶层是税制改革的赢者,38.5764%的中等收入阶层是输者。在免税额为2500元、税率为13.8227%的HH<sub>1</sub>场景下,2000~2500元的收入区间由于无需纳税导致税后收入比重上升,2500~4000元区间税后收入比重微小上升,4000~7000元区间税后收入比重下降,7000~22000元区间税后收入比重上升,依然表现出高收入阶层从税制改革中受益的情形。但是,其税后收入比重上升幅度并不大,与累进税制相比,在LL<sub>1</sub>与HH<sub>1</sub>场景下,7000~22000元区间的税后收入分别上升了3.4829%与1.0191%。

图1(2)中,同样有0~2000元收入区间税后收入比重没有变化。在LL<sub>2</sub>场景下,2000~2500元(人数比重为9.2193%)、2500~4000元(人数比重为18.3197%)、4000~7000元(人数比重为13.9015%)区间的人群税后收入比重下降,而7000~22000元(人数比重为4.3089%)、22000元以上(人数比重为0.0024%)区间的税后收入比重上升。在HH<sub>2</sub>场景下,2000~2500元区间的人群由于无需纳税而导致税后收入比重上升,其余区间的税后收入比重升降方向与LL<sub>2</sub>相同,只是幅度有所差别:2500~4000元区间下降更少,4000~7000元区间下降更多,7000~22000元区间与22000元以上区间则上升更少。总体上图1(2)依然表现出中等收入阶层为税制改革的输者、高收入阶层为赢者的情形。

### (三) 税后收入基尼系数与泰尔指数

累进性仅仅表明了税收的分布状况,赢者与输者也仅是大体描述了税制改革导致的收入比重变化,考察再分配效应还需要计算税后收入基尼系数的变化情况。

表2的结果显示,与累进税制相比,LL场景下的税后收入基尼系数小幅增大,这表明了其税收再分配效应有所降低。其原因很明显,根据(3)式,再分配效应取决于税收累进性与平均税率,由于我们限定了税收收入中性,所以税率在累进税制下与单一税下不发生变化,这样再分配效应取决于税收累进性。LL场景下

的税收累进性下降,所以,其再分配效应降低。但是,税后收入基尼系数仅升高了0.5422%与0.5337%,再分配效应降低的幅度很小。

HH 场景下的状况有所改变。在 HH<sub>1</sub> 场景下,由于其税收累进性高于累进税制下的税收累进性,因此,其税后收入基尼系数低于后者,显示出在 HH<sub>1</sub> 场景下的税收再分配效应反而高于累进税制的情形。在 HH<sub>2</sub> 场景下,尽管这种情形未出现,其税后收入基尼系数依然高于累进税制,但是仅仅为 0.0158%,幅度非常小。

总之,从基尼系数角度看,单一税的再分配效应与累进税制相差很小,在设置较高免税额及较高税率时甚至还会大于累进税制。

由于基尼系数对中等收入的变化较为敏感,而本文采用(6)式计算的泰尔指数对低收入组变化较为敏感,所以,泰尔指数能够对基尼系数的结论做出补充。由表 2 可以看出,无论是在 LL 场景还是在 HH 场景下,税后收入泰尔指数都大于累进税制下的该指数,这表明其再分配效应均低于累进税制。但是,HH<sub>2</sub> 场景下的税后收入泰尔指数最接近于累进税制下的情形,其升高仅为 0.0413%。这说明即使从泰尔指数来看,累进税制调节收入不平等的效果依然能够通过设置较高免税额及较高比例税率来实现。

#### (四) 进一步的结果模拟

以上结果是在累进税制到单一税转变前后税收收入保持中性的限定下得到的。当我们放弃税收收入中性限定之后,模拟计算显示<sup>①</sup>,在收入差距较低的 A 情形下,免税额为 2 000 元、税率为 11.124% 的单一税设计方案的税后收入基尼系数与累进税制完全相同,一旦税率超过了 11.124% 的边界值,单一税的再分配效应将大于累进税制。在收入差距较高的 B 情形下,如果免税额为 2 000 元,这个税率的临界值将为 13.017%。超过该税率,单一税的再分配效应也将大于累进税制。对于 HH 场景下,也能够得到这样的税率临界值。因此,当放弃税收收入中性限定之后,免税额与比例税率适当组合的单一税的再分配效应并不小于累进税制,相反,再分配效应超过累进税制也是完全能够实现的。

## 五、结论

本文基于工薪收入分布密度函数,运用 K 指数、基尼系数及泰尔指数模拟分析了单一税的累进性及再分配效应,得到了两点结论:第一,保持税收收入不变,在不同场景下,单一税的再分配效应绝大部分是低于累进税制,但是幅度很小。在免税额与税率的某个组合(HH<sub>1</sub> 场景)中,单一税的再分配效应超过了累进税制。第二,如果放弃税收收入保持不变的限定,无论是在收入差距较低还是较高状态下,通过免税额与比例税率的适当组合的单一税都能够实现超过累进税制的再分配效应。

本文的结论表明,我国个人所得税累进税制的再分配效应完全可以通过单一税来实现,单一税的改革建议不仅能够由于其税率的简化而实现效率的提升,而且还能够同时实现公平,应该成为我国个人所得税改革的趋向。

当然,本文的模拟仅仅是停留在静态层面,并没有考虑单一税对劳动、储蓄、投资及税收遵从的激励效应。将这些效应考虑在内、在对微观主体行为模拟的基础上动态地分析单一税的再分配效应是下一步需要研究的任务。

#### 参考文献:

1. 封建强 2000 《我国职工工资收入分布函数的模拟与估计》,《预测》第 5 期。
2. 冯兴元 2011 《应该推进更为彻底的个税改革》,《民主与科学》第 4 期。
3. 洪兴建 2007 《提高工薪所得税免税额一定能降低收入不平等吗》,《统计研究》第 5 期。
4. 李稻葵 2011 《个税设计不能修修补补》,《今日中国论坛》第 6 期。
5. 李文 2011 《征管水平约束下的选择:单一税改革》,《涉外税务》第 4 期。
6. 刘尚希、应亚珍 2004 《个人所得税:如何发挥调节功能》,《税务研究》第 3 期。
7. 刘怡、聂海峰 2005 《中国工薪所得税有效税率研究》,《中国社会科学》第 6 期。
8. 罗伯特·E. 霍尔、阿尔文·拉布什卡 2003 《单一税(第二版)》,中译本,中国财政经济出版社。
9. 张青 2009 《个人所得税的累进性改革问题——基于单一个人所得税改革的前景分析》,《当代财经》第 10 期。
10. Paulus, Alari, and Andreas Peichl. 2008. "Effects of Flat Tax Reforms in Western Europe on Equity and Efficiency." EUROMOD Working Paper No. 03-08.
11. Altig, D., A. Auerbach, L. Kotliko, K. Smetters, and J. Walliser. 2001. "Simulating Fundamental Tax Reform in the U. S."

<sup>①</sup>限于文章篇幅与结构,此处仅列示了模拟计算的结果。如需有关计算过程及数据,可与作者联系。

*American Economic Review* 91(3):574–595.

12. Dunbar, A., and T. Pogue. 1998. "Estimating Flat Tax Incidence and Yield: A Sensitivity Analysis." *National Tax Journal*, 51(2):303–332.
13. Fuest, C., A. Peichl, and T. Schaefer. 2007. "Is a Flat Tax Feasible in a Grown-up Welfare State?" IZA Discussion Paper No. 11–07.
14. Ho, M., and K. Stiroh. 1998. "Revenue, Progressivity and the Flat Tax." *Contemporary Economic Policy*, 16(1):85–97.
15. Kakwani, N. C. 1977. "Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison." *The Economic Journal* 87(345):71–80.
16. Keen, M., Y. Kim, and R. Varsano. 2006. "The 'Lat Tax(es)': Principles and Evidence." IMF Working Paper No. 09–06.
17. Ventura, G. 1999. "Flat Tax Reform: A Quantitative Exploration." *Journal of Economic Dynamics and Control* 23(9/10):1425–1458.

## **A Simulation on the Redistribution Effect of Flat Tax: Based on the Distribution Density Function of Salaries Income**

Shi Ziyin<sup>1 2</sup>

(1: Department of Electronic Commerce, Liaocheng University; 2: Research Institute of Fiscal Science)

**Abstract:** Based on the distribution density function of salaries income, we studied the redistribution effect of the flat tax by a simulation model. We found that the redistribution effect of the flat tax is modestly lower than the graduated rate tax in most conditions, but it also can yield more redistribution effect than graduated rate tax in some certain scenario. When the limit of tax revenue neutral is given up, we found that the flat tax always can achieve the redistribution effect of graduated rate tax. According to the result, the implementation of flat tax in China cannot only simplify the tax system but also relieve the income inequality, which may settle the dilemma of fairness and efficiency of tax.

**Key Words:** Flat tax; Simulation Scenarios; Redistribution Effect; Progressivity

**JEL Classification:** H23

(责任编辑: 陈永清)

---

(上接第 18 页)

12. Kutty, N. 2004. "A New Measure of Housing Affordability: Estimates and Analytical Results." *Housing Policy Debate*, 16(1):113–142.
13. Ndubueze, Okey. 2007. "Measuring Housing Affordability: A Composite Approach." Paper Presented at the ENHR 2007 Conference, Rotterdam, June 25–28.
14. Stone, M. E. 1993. *Shelter Poverty: New Ideas on Housing Affordability*. Philadelphia: Temple University Press.
15. Stone, M. E. 2006. "A Housing Affordability Standard for the UK." *Housing Studies*, 21(4):453–476.

## **Measurement of Housing Affordability: A New Theoretical Framework**

Wang Xuefeng

(School of Tourism and Urban Management, Jiangxi University of Finance and Economics)

**Abstract:** Following the ideas of Lorenz curve and Gini coefficient, and taking account of the overall distribution of household income and house prices rather than just the mean or the median, this paper built a new theoretical measurement system for housing affordability. It was deduced through a path from households to society by using individual indicators such as housing affordable multiplier, housing affordable percentage and housing affordable degree, and aggregate analyzing instruments such as housing Lorenz curve and housing Gini coefficient. The empirical analysis for the second-hand housing market in four cities in China showed that the housing affordability of households with disposable income below medium-level was low in all sample cities; except Suzhou, the housing affordability of households with medium and medium higher income is not satisfactory; and the social housing affordability in those cities wasn't good enough, especially in Shanghai and Wuhan. No evidence showed that the situation of housing affordability in a big city is certain to be worse than that in a smaller city.

**Key Words:** Housing Affordability; Housing Affordable Multiplier; Housing Affordable Degree; Housing Lorenz Curve; Housing Gini Coefficient

**JEL Classification:** P25, R21

(责任编辑: 彭爽)