

中国政府调节工具的再分配效应测算*

段 梦, 娄 峰

(中国社会科学院: a. 数量经济与技术经济研究所;
b. 中国经济社会综合集成与预测中心, 北京 100732)

摘 要: 本文拓展了测算政府调节工具再分配效应的传统分析方法, 基于居民收入核算原理与方法, 将居民金融资产收益纳入分析框架, 构建了可以综合测算包括税收、各项转移支付、货币政策在内的各项政府调节工具的再分配效应的研究框架。以 2018 年中国投入产出表和资金流量表等数据为基础, 构建了金融社会核算矩阵和中国金融可计算一般均衡模型。研究结果表明, 2018 年我国政府调节工具对全国居民的再分配效应总体为逆向调节, 导致全国基尼系数上升 1.16%, 分城乡看, 政府调节工具对城镇居民的再分配效应总体为逆向调节, 导致城镇居民基尼系数上升 2.74%, 对农村居民的再分配效应总体为正向调节, 导致农村居民的基尼系数下降 3.24%。本文对政府各项调节工具的再分配效应的测算, 能够为促进“十四五”时期优化收入分配结构的目标提供重要参考。

关键词: 基尼系数; 再分配效应; 中国金融可计算一般均衡模型

中图分类号: F202 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006 - 2912(2023)07 - 0001 - 17

一、引 言

收入分配是我国经济体制改革的重要组成部分, 国家统计局 2013 年公布了自 2003 年以来的全国居民可支配收入基尼系数。该数据显示, 自 2003 年以来, 我国基尼系数一直高于 0.4 的国际警戒线, 2008 年更是达到 0.491 的历史高位。虽然随后几年有所下降, 但截至 2022 年, 基尼系数仍处于 0.474 的高位, 整体收入差距的严重性引起了社会各界的广泛关注。2022 年, 党的二十大报告中指出, 要完善分配制度, 规范收入分配秩序, 规范财富积累机制。因此, 测算和分析现阶段政府调节工具的再分配效应, 探求政府再分配过程中存在的问题, 显得尤为重要。

作为政府调节工具的重要组成部分, 财政政策不仅具有配置资源、稳定宏观经济的职能, 还具有商品和服务的分配职能。货币政策的职能一般为稳定物价、促进经济增长、实现充分就业和平衡国际收支, 很少会考虑到货币政策对收入不平等的影响。伴随着新冠疫情在全球的暴发, 为降低疫情影响, 提振经济活力, 世界各国纷纷采取更为宽松的货币政策, 导致资产价格增幅长期

作者简介: 段梦, 男, 河南安阳人, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所/中国社会科学院中国经济社会综合集成与预测中心助理研究员, 经济学博士, 研究方向: 经济模型与政策评价; 娄峰 (通讯作者), 男, 安徽临泉人, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所/中国社会科学院中国经济社会综合集成与预测中心研究员、博士生导师, 金融学博士, 研究方向: 宏观经济预测与政策模拟分析。

* **基金项目:** 中国社会科学院马克思主义理论学科建设与理论研究工程项目“新发展理念与中国经济: 增长及结构路径研究”(2021mgczd013), 项目负责人: 娄峰; 国家重点研发计划资助项目“区域水平衡机制与国家水网布局优化研究”(2021YFC3200203), 项目负责人: 赵勇。

超过就业和工资增幅，引发收入差距进一步扩大。居民收入差距是在初次收入分配基础上经过政府再分配调节之后的结果，在初始收入差距既定的条件下，政府的再分配调节成为决定最终收入差距的关键。从国家治理的角度来讲，无论是处理好经济增长和收入分配之间的关系，还是处理好公平和效率之间的关系，都需要加深对再分配效应的理解和认识，从而更好地发挥政府调节工具在国家治理过程中的作用。

二、文献综述

近年来，关于政府调节工具再分配效应测算的研究，国内外学者取得了不少成果。国外相关研究方面，Chen Wang 等（2011）^[1] 基于 LIS 数据，分析了 36 个国家的再分配效应，研究发现，平均而言，转移支付减少了 85% 以上的收入不平等，而税收仅占再分配的 15%。Wang 等（2012）^[2] 基于微观家庭收入数据，调查了 2004 年前后 28 个经合组织国家的转移支付和税收对收入分配和再分配的影响。研究发现，平均而言，税收和转移支付导致基尼系数从 0.462 降至 0.299，即减少 35%。Lustig 等（2014）^[3] 通过对巴西、阿根廷等 6 个国家的财政工具发生率的比较分析发现，在阿根廷、巴西和乌拉圭，直接税和现金转移能够有效减少不平等和贫困，但在玻利维亚、墨西哥和秘鲁则不然，同时，在玻利维亚和巴西，间接税抵消了现金转移支付减贫的大部分效果。Higgins 等（2016）^[4] 基于家庭调查数据，首次对巴西和美国的财政负担进行了直接比较。研究发现，在美国，通过直接转移支付，间接补贴，直接税和间接税等财政工具，美国基尼系数减少了 6.5 个百分点，但在巴西，基尼系数只减少了 3.8 个百分点。

国内相关研究方面，岳希明等（2014）^[5] 通过对中国税制的收入分配效应进行测算，发现中国税制整体上是累退的，个人所得税等累进性税收虽然在一定程度上降低了间接税的累退性，但由于税率水平较低，并未从整体上扭转我国税制对收入分配的逆向调节作用。卢洪友和熊艳（2014）^[6] 基于税收收入规模、结构和征管的视角，实证分析了我国税收的收入再分配效应，结果表明，我国税收并未对居民收入分配差距起到有效的调节作用。汪昊和娄峰（2017）^[7] 基于 CGE 模型测算了我国各项财政工具的再分配效应，研究结果表明，我国财政再分配整体上对收入分配具有逆向调节作用，转移支付、社会保障缴费和个人所得税在一定程度上缩小了收入差距。张楠和邹甘娜（2018）^[8] 基于 CFPS2012 数据，测算分析了个人所得税的再分配效应，并指出，我国个人所得税的再分配效应较弱，主要是因为个人所得税平均税率过低。卢洪友和杜亦譔（2019）^[9] 基于 CFPS2012 和投入产出表数据，构建了居民收入核算账户，测算了中国财政体系的再分配效应，研究发现，中国财政体系总体上能够降低全国基尼系数水平，对市场分配的正向调节作用整体上较为微弱。刘蓉和寇璇（2019）^[10] 基于中国综合社会调查（CGSS）2015 年的数据，测算和分析了个税专项附加扣除制度的收入再分配效应，研究发现，专项附加扣除虽然在一定程度上降低了个税的收入再分配功能，但提高了社会整体福利水平。陆颖（2022）^[11] 基于 CFPS2018 数据，构建精算模型分析了养老金三支柱体系对收入再分配的影响，研究发现，单独提升第三支柱养老金覆盖率导致基尼系数呈现出先增大后减小的倒“U”型趋势。詹新宇和余倩（2022）^[12] 基于劳动收入份额视角的固定效应模型和动态面板门槛模型分析了政府补助的收入分配效应，结果表明，政府补助明显提升了劳动收入份额，但存在临界值效应。

以往关于再分配效应测算的研究多以某一具体的财政工具（如税收政策、转移支付等）为研究对象，然而在现实情况下，这些财政工具往往是作为一个整体而发挥再分配调节作用的。虽然也有相关研究测算了我国财政体系的再分配效应，但该类研究忽略了各项政府调节工具作用后的居民金融资产收益变动，因此，从这个角度出发，对我国政府再分配效应的研究尚有进一步改进提升的空间。如政府的各项再分配措施的综合效果如何？不同再分配措施发挥的大小和方向如何？我国再分配调节存在的问题有哪些？以及“十四五”期间如何完善再分配调节的体制机制？对这些问题的回答，有助于从整体上深化对政府再分配效应的认识。基于以上问题，本文基于构建的

包含金融模块的金融 CGE 模型，并结合间接税税收归宿原理与方法，实证分析了我国政府各项调节工具的再分配效应。

三、再分配效应测算原理

(一) 政府再分配调节工具

一般而言，政府再分配行为是指政府为实现社会公平和资源配置效率的最大化，积极主动地对收入分配进行调节。根据再分配行为的功能目标，政府的再分配行为分为政府直接再分配行为和政府间接再分配行为。

政府直接再分配行为是指政府通过财政收支行为调节居民的要素收入，直接提高或者降低居民的实际收入水平，从而实现缩小收入差距和社会公平的目标。具体而言，政府的直接再分配行为按照其机制可以分为税收调节、转移性收入以及均等化公共服务。税收调节主要是通过对居民的初次分配收入进行征税，降低高收入者的收入，或者对高收入者征收较高的税负，以降低其收入，从而缩小收入差距，比较典型的是个人所得税。个税实行的超额累进性税率结构以及一系列有助于形成税收累进性的扣除机制，形成一种“高收入者多纳税、中间收入者少纳税、收入低到一定程度的不纳税”的格局，从而实现缩小收入差距。转移性收入主要是指在初次收入分配的基础上，对低收入者增加更多的收入，从而缩小居民之间的收入差距。转移性收入的主要形式包括增加低收入者的现金收入，如政府对低收入群体实施的最低生活保障政策，实物性转移支付如对低收入群体或者困难群体提供免费食物或其他物品等。均等化公共服务是指政府对全体居民提供的社会化公共服务，其普遍提高了居民的实际收入或者社会福利水平。现阶段，这种再分配政策并未有效缩小居民之间的绝对收入差距，但是可以在一定程度上缩小居民之间的相对收入差距。由于目前城乡发展之间存在巨大差距的现实性，均等化公共服务其实也存在一定的城乡差异，从而在一定程度上影响着居民的收入差距格局。

政府间接再分配行为是指不以调节收入分配和缩小收入差距为主要目标，但是对收入分配产生影响的政府行为，政府间接再分配行为可以从财政收支归宿和货币政策效应两个方面展开。

财政收支归宿是指财政收入形成居民的税收负担，财政支出形成居民收益，导致居民实际收入的增减，从而间接影响收入分配。间接税是政府对企业生产活动中的各项投入或最终产品征收的税款，政府征收增值税、消费税等间接税，一方面是为了增加财政收入，另一方面是为了提高资源配置效率，并不以调节居民收入分配和缩小收入差距为主要目标。间接税不直接减少居民收入，但是因为居民购买含税产品，从而间接承担相应税负，这就是税收归宿。税收归宿影响居民收入分配，但是否扩大或者缩小收入差距存在不确定性。根据税收归宿原理，企业缴纳间接税后，可以通过税收转嫁的方式将税负转嫁给消费者或者要素所有者。一方面，企业通过提高商品价格将税负转嫁给商品消费者，从而形成居民支出端间接税负担。另一方面，企业通过降低工人的工资或资本价格，将税收负担转嫁给要素所有者，从而形成居民收入端间接税负担。因此，间接税税收负担由支出端税负和来源端税负两部分组成。在关于间接税税收归宿的实证分析中，主要有两种处理方法，一是将间接税全部转嫁给消费者，另一种是将间接税部分向前转嫁给消费者，部分向后转嫁给要素所有者。然而在现实经济中，无论间接税是向前转嫁还是向后转嫁，以及转嫁的数量等，都需要根据实际的经济环境等因素综合考虑。

货币政策效应是指政府实施的各项货币政策导致居民改变其资产组合行为，从而对收入分配产生影响。一般而言，政府的这种货币政策行为对居民收入分配的影响不是直接的，甚至长期以来，货币政策被认为是一种总量调控政策，不会对收入分配产生影响。但是随着各国各种量化宽松政策的实施，人们也越来越关注货币政策对收入分配的影响，而这种影响，对是否扩大收入差距存在异议。如政府实施宽松的货币政策，使得企业有机会获得更多的资本投入到生产中去，从而扩大生产规模，生产规模的扩大提升了就业水平和劳动者报酬，有利于收入差距的缩小。但反

过来，宽松的货币政策提升了金融资产价格，使得那些持有金融资产的高收入群体的收入大幅度提升，不利于收入差距的缩小。因此，货币政策对收入分配的影响存在不确定性，需要具体问题具体分析。

(二) 居民收入核算框架

居民收入核算框架是指从居民收入核算的角度分析各项政策工具对居民收入的影响，居民收入核算一般由两部分组成，一是居民各项收入概念的界定。参考 KaKwani (1977)^[13]、Reynolds 和 Smolensky (2013)^[14] 等的做法，本文将居民收入界定为市场收入、初始收入、金融资产收益后收入、各项转移收入后收入、各项转移支出后收入、个人所得税税后收入和真实收入。其中，市场收入是指居民作为要素所有者参与生产活动获得的资本收益和劳动者报酬，初始收入是指扣除来源端间接税后的收入，金融资产收益后收入是指居民的初始收入加上通过购买各种金融资产获得收益后的收入^①，各项转移收入后收入是指居民的金融资产收益后收入加上居民获得的各项转移收入后的收入，各项转移支出后收入是指居民的各项转移收入减去居民的各项转移支出后的收入，个人所得税税后收入是指居民的各项转移支出后收入减去居民缴纳个人所得税后的收入，真实收入是指居民的个人所得税税后收入减去居民承担的支出端间接税税负后的收入。

二是不同政策工具对居民收入的影响。各项政策工具按照一定的顺序对居民收入产生影响，从而可以分析各项政策工具作用前后居民收入和再分配效应的变化。但是需要注意的是，现有的核算框架并不能直接测算间接税的再分配效应，本文借鉴汪昊和姜峰 (2017) 研究，将间接税分为居民来源端间接税和居民支出端间接税，从而将间接税纳入到居民收入核算框架中。同时，本文细分了居民的各项金融资产收益后收入，用来反映政府各项货币政策等工具变动对居民资产组合行为的影响，从而影响其收入水平，这也是对现有居民收入核算框架的扩展。

(三) 基尼系数与城乡收入差距的测算

根据本文的数据特点，借鉴 Mookherjee 和 Shorrocks (1982)^[15]、Aronson 和 Lambert (1994)^[16]、李实 (2002)^[17]、金成武 (2007)^[18] 等人运用离散分布收入数据计算基尼系数的公式。具体计算公式为：

$$G = \sum_i \sum_j |x_i - x_j| / 2n^2 \mu \quad (1)$$

其中， G 代表基尼系数， x_i 和 x_j 分别代表第 i 组和第 j 组居民的收入水平， μ 代表等分组总体收入的期望值， n 代表总的分组数。

此外，考虑到我国独特的城乡二元结构，将全国居民收入差距分解为农村居民收入差距、城镇居民收入差距以及城乡居民收入差距，以便更好地了解我国现阶段城乡居民之间的收入差距状况。本文在借鉴 Silber (1989)^[19]、Yao (1999)^[20]、陈宗胜 (2002)^[21]、董静和李子奈 (2004)^[22]、程永宏 (2006、2007)^[23,24] 等以往研究的基础上，将基尼系数进行了分解，具体公式为：

$$G = \theta G_{hr} + (1 - \theta) G_{hu} + \frac{\alpha \beta D}{\mu_h} \quad (2)$$

$$\theta = \mu_{hr} N_{hr} / (\mu_{hr} N_{hr} + \mu_{hu} N_{hu}) \quad (3)$$

其中， G_{hr} 表示农村居民内部的基尼系数， G_{hu} 表示城镇居民内部的基尼系数， D 表示城乡收入差距， θ 表示农村居民收入在城乡居民总收入中所占份额， $(1 - \theta)$ 表示城镇居民收入在城乡居民总收入中所占份额， α 和 β 分别为农村人口数和城镇人口数占全国总人口数的比重， μ_h 、 μ_{hr} 和 μ_{hu} 分别为全国居民、农村居民和城镇居民的全国平均收入， N_{hr} 和 N_{hu} 分别为农村和城镇的人口总数。

^① 在本文构建的金融 CGE 模型中，为了模型的设置更加灵活和方便模型求解，同时为了将货币政策等工具的作用效果引入居民收入核算框架中，因此，用金融资产收益后收入表示各项货币政策等工具作用后的居民的收入水平。

(四) 再分配效应及分解方法

1. 再分配效应。再分配效应是评估政策工具对再分配影响效果的重要考量, 常用测算再分配效应的指标是 1948 年 Musgrave 和 Thin 提出的 MT 指数, 该指数为政府调节工具作用前的基尼系数和政府调节工具作用后的基尼系数的差值, 具体计算公式为:

$$MT = G_X - G_{NX} \quad (4)$$

其中, G_X 为政府政策工具作用前的基尼系数, G_{NX} 为政府调节工具作用后的基尼系数。如果政府调节工具作用后 MT 指数为正数, 说明政策工具作用后基尼系数 G_{NX} 减小, 表示政府调节工具有利于收入分配, 反之亦然。这里测算的 MT 指数单位是基尼点, 因此这个指标又称为绝对再分配效应。

相对再分配效应为绝对再分配效应相对于政策工具作用前的基尼系数的百分比变化率, 具体计算公式如下:

$$RMT = \frac{G_X - G_{NX}}{G_X} \times 100\% \frac{MT}{G_X} \times 100\% \quad (5)$$

其中, RMT 为相对再分配效应, 相对再分配效应能够更好地反映出政策工具在多大程度上改变了收入分配格局。

2. 再分配效应的循序分解法。假设初次收入分配为 X , 经过 n 个再分配调节项目之后, 得到最终的实际收入 NX 。对于居民而言, 若获得社会收益, 则再分配收入是正数, 若是税收等支出类项目, 则再分配收入为负数, 最终实际收入为经过各项社会再分配项目调节之后的结果。即:

$$NX = X + X_1 + X_2 + \cdots + X_n = X + \sum_i^n X_i \quad (6)$$

由式 (6) 可以看出, 第一个再分配调节项目为 X_1 , 经过第一个再分配项目调整之后的收入为 $NX_1 = X + X_1$, 第二个再分配调节项目为 X_2 , 经过第二个再分配项目调整之后的收入为 $NX_2 = NX_1 + X_2$, 以此类推, 第 n 个再分配项目为 X_n , 经过第 n 个再分配项目调整之后的收入为 $NX_n = NX_{n-1} + X_n$ 。那么, 此时的第一个再分配项目的再分配效应为初始收入的基尼系数 G_X 减去第一个再分配项目调整之后收入的基尼系数 G_{NX1} 的差值。第二个再分配项目的再分配效应为第一个再分配项目调整之后收入的基尼系数 G_{NX1} 减去第二个再分配项目调整之后收入的基尼系数 G_{NX2} 的差值。以此类推, 第 n 个再分配项目的再分配效应为第 $n-1$ 个再分配项目调整之后收入的基尼系数 $G_{NX(n-1)}$ 与最终实际收入基尼系数 G_{NX} 的差值。即,

$$MT_1 = G_X - G_{NX1} \quad (7)$$

$$MT_2 = G_{NX1} - G_{NX2} \quad (8)$$

$$MT_n = G_{NX(n-1)} - G_{NX} \quad (9)$$

据此, 可以得到再分配效应的循序分解法, 即:

$$MT = G_X - G_{NX} = (G_X - G_{NX1}) + (G_{NX1} - G_{NX2}) + \cdots + (G_{NX(n-1)} - G_{NX}) \quad (10)$$

或者写为:

$$MT = MT_1 + MT_2 + \cdots + MT_n = \sum_i^n MT_i \quad (11)$$

因此, 政策工具的总体再分配效应也等于各分项再分配项目的再分配效应之和, 即:

$$MT = G_X - G_{NX} = \sum_i^n MT_i \quad (12)$$

3. 再分配效应的 APK 分解法。一般来说, 再分配效应可以分为纵向效应、横向效应和再排序效应。Feldstein (1976)^[25] 把政策工具的横向效应等同于再排序效应, 在他看来, 如果两个人在政策工具作用前享有相同的福利水平, 那么政策工具作用后, 他们仍将享有相同的福利水平, 即享有相同水平福利条件的人应该缴纳 (获得) 相同的税款 (收益)。之后, Atkinson、Plotnick 和 Kakwani 扩展了 Feldstein 的分解思想, 并对其进行了应用。简称为 APK 分解法, 他们把再分配效应分解为纵向公平 (VE) 和横向公平 (HE)。即:

$$MT = VE + HE \quad (13)$$

按照 Kakwani (1977) 提出的税收累进性以及衡量税收相对规模的平均税率的框架, 纵向公平受到税收累进性和平均税率两个因素影响。即:

$$VE = \frac{t_i}{1 - t_i}(C_F^x - G_x) \quad (14)$$

其中, t_i 表示第 i 项税收的平均税率, C_F^x 表示按税收作用前收入 x 排序计算的某项税收的集中系数, G_x 为税收作用前收入的基尼系数, $(C_F^x - G_x)$ 表示税收的累进程度。在本文接下来的运算中, t_i 不仅表示平均税率, 还表示平均收益率。 C_F^x 也不仅表示税收作用前的集中系数, 还表示按各项政策工具作用前收入 x 排序计算的某项收益的集中系数。同理, G_x 表示各类政策工具作用前收入的基尼系数, $(C_F^x - G_x)$ 表示政策工具的累进性。由于 $0 < t_i < 1$, 所以 VE 的正负将由 $(C_F^x - G_x)$ 的正负决定, 如果 $(C_F^x - G_x) > 0$, 这说明政策工具是累进的, 能够起到缩小收入差距的作用, 具有正向的再分配效应。如果 $(C_F^x - G_x) = 0$, 则说明政策工具是中性的, 不能起到调节收入分配的作用。如果 $(C_F^x - G_x) < 0$, 则说明政策工具是累退的, 反而扩大了收入差距, 具有逆向的再分配效应。

在累进性指数为正数的情况下, 累进指数越大, 纵向公平就越大, 政策工具的平均税率 (收益率) 越大, 纵向公平也越大。反之亦然。纵向公平是再分配效应的来源, 决定了政策工具调节收入分配的方向。横向公平是在政策工具发挥作用的过程中, 最终收入排序相对于政策工具作用前排序发生变化造成的, 反映了政策工具对政策的纵向公平和横向公平的偏离。横向公平被表示为按政策工具作用前收入 x 排序计算得出的政策工具作用后的收入 y 的基尼系数 G_y^x 减去政策工具作用后的收入 y 的基尼系数 G_y 的差值。即:

$$HE = G_y^x - G_y \quad (15)$$

将 (14)、(15) 式代入 (13) 式得:

$$MT = \frac{t_i}{1 - t_i}(C_F^x - G_x) + G_y^x - G_y \quad (16)$$

四、模型与数据

由于 CGE 模型不仅考虑到部门之间投入产出的生产链关系, 而且能同时考虑整个经济范围内的相互作用机制, 能够将经济系统的重要特征反映在模型之中, 因此是进行政策模拟分析的重要工具。本文的金融 CGE 模型的主要设置和数据来源说明如下。

(一) 金融 CGE 模型设置

根据研究需要, 本文构建的金融 CGE 模型具有以下特点: (1) 包含政府、非金融企业、中央银行、商业银行、居民和国外等, 其中, 活动和商品部门分为 44 个, 居民按照收入水平细分为 5 类城镇居民和 5 类农村居民。细分中央银行和商业银行是考虑到要将各机构部门之间的金融交易活动纳入到实体 CGE 模型之中, 从而构建金融 CGE 模型。(2) 包含增值税、消费税、个人所得税等共计 18 种税收, 社会保障缴费、社会保障收益等各项转移支付, 利息、红利等各项金融资产收益。其中, 金融产品包括活期存款、定期存款、财政存款、外汇存款、其他存款、短期贷款、中长期贷款、外汇贷款、委托贷款、其他贷款、政府债券、金融债券、企业债券、股票、准备金、国际储备资产、再贷款等。(3) 按照居民收入核算框架, 可实现对政府各项调节工具作用前后的居民收入、基尼系数、MT 指数、收入差距等指标的测算。具体设置如下:

1. 生产模块设置。生产模块主要刻画经济体中各生产部门的生产过程, 这一生产过程由两层不同的嵌套函数进行描述。第一层嵌套函数是增加值和中间投入合计以 CES 函数的形式合成部门总产出。第二层嵌套函数是由劳动和资本以 CES 函数的形式合成部门增加值, 在同一层嵌套函数

中，各类中间投入以 Leontief 函数的形式合成中间投入合计。

$$QX_i = \lambda_i^{qx} (\beta_{kli} QKL_i^{-\rho_i^{qx}} + \beta_{ndi} QINT_i^{-\rho_i^{qx}})^{-\frac{1}{\rho_i^{qx}}} \quad (17)$$

$$QKL_i = \lambda_i^{kl} (\beta_{ki} QK_i^{-\rho_i^{kl}} + \beta_{li} QL_i^{-\rho_i^{kl}})^{-\frac{1}{\rho_i^{kl}}} \quad (18)$$

$$QINTA_{i,j} = ca_{i,j} \times QINT_j \quad (19)$$

其中， QX_i 为部门 i 的产出， QKL_i 为部门 i 的增加值， $QINT_i$ 为部门 i 的中间投入量， QK_i 为部门 i 的资本投入量， QL_i 为部门 i 的劳动投入量， $QINTA_{i,j}$ 为部门 i 生产 1 单位的产出需要 j 部门的中间投入量。 λ_i^{qx} 为规模参数， β_{kli} 为增加值的份额参数， β_{ndi} 为中间投入合成的份额参数，且 $\beta_{kli} + \beta_{ndi} = 1$ ， ρ_i^{qx} 为增加值和中间投入之间的替代弹性。 λ_i^{kl} 为规模参数， β_{ki} 为资本份额参数， β_{li} 为劳动份额参数，且 $\beta_{ki} + \beta_{li} = 1$ ， ρ_i^{kl} 为劳动和资本之间的替代弹性， $ca_{i,j}$ 为商品 i 作为中间投入到部门 j 的直接消耗系数。

2. 居民收支模块设置。按照居民收入核算框架，对政府调节工具作用前后的居民收支行为进行刻画。具体方程设置如下：

$$TYm_h = YHK_h + YHL_h \quad (20)$$

$$TYint_h = TYm_h - Indrtin_h \quad (21)$$

$$TYp_h = TYint_h + ID_h + IB_h + IN_h \quad (22)$$

$$TYtri_h = TYp_h + Ynfe2h_h + Yofi2h_h + Ygov2h_h \quad (23)$$

$$TYtre_h = TYtri_h - Yh2ofi_h - Yh2gov_h - IL_h \quad (24)$$

$$TYi_h = TYtre_h - Gihtax_h \quad (25)$$

$$TYext_h = TYi_h - Indrtex_h \quad (26)$$

$$TY_h = YHK_h + YHL_h + ID_h + IB_h + IN_h + Ynfe2h_h + Yofi2h_h + Ygov2h_h \quad (27)$$

$$PQ_i \times HD_{i,h} = conh_{i,h} \times (TY_h - SY_h - Gihtax_h - Yh2ofi_h - Yh2gov_h - IL_h) \quad (28)$$

式 (20) - (27) 为居民各项收入的决定方程式，式 (28) 为居民的消费支出方程式。其中， TYm_h 为居民 h 的市场收入， $TYint_h$ 为居民 h 扣除来源端间接税后的收入， TYp_h 为居民 h 获得金融资产收益后的收入， $TYtri_h$ 为居民 h 获得转移收入之后的收入， $TYtre_h$ 为居民 h 转移支出之后的收入， TYi_h 为居民 h 缴纳个人所得税之后的收入， $TYext_h$ 为居民 h 扣除支出端间接税之后的收入， TY_h 为居民 h 的总收入， YHK_h 和 YHL_h 为居民 h 获得的资本收入和劳动收入， $Indrtin_h$ 、 $Indrtex_h$ 分别为居民 h 承担的来源端间接税税负和支出端间接税税负， ID_h 、 IB_h 、 IN_h 分别为居民 h 获得的股票收益、债券收益和利息收益， $Ynfe2h_h$ 、 $Yofi2h_h$ 、 $Ygov2h_h$ 分别为居民 h 获得的来自非金融企业、商业银行以及政府部门的转移支付， $Yh2ofi_h$ 、 $Yh2gov_h$ 分别为居民 h 对商业银行和政府的转移支出， IL_h 为居民 h 的贷款利息支出， $Gihtax_h$ 为居民 h 缴纳的个人所得税， PQ_i 为商品 i 的价格， $HD_{i,h}$ 为居民 h 对商品 i 的需求量， SY_h 为居民 h 的储蓄， $conh_{i,h}$ 为居民 h 对商品 i 的消费比例。

居民将其收入一部分用于日常消费，一部分用于投资各类金融产品以获得收益。本文借鉴刘斌 (2011)^[26] 分析框架来刻画居民持有各类金融产品的行为方程，假设居民持有现金 $ECASH_h$ 、政府债券 $EGOV_b_h$ 、股票 $ESTO_h$ 、存款 $EDEPT_h$ 和其他资产 $EOTHA_h$ ，此外，假设居民持有现金与其消费成一定比例，即，

$$ECASH_h = \delta_{ecashh} \times (\sum_i PO_i \times HD_{i,h}) \quad (29)$$

居民持有的其他资产与居民持有的金融资产总财富 V_h 成一定比例，即，

$$EOTHA_h = sheotha_h \times V_h \quad (30)$$

居民的效用函数和约束条件设置如下：

$$\max U = [\alpha 1_h \times (\frac{1 + rgovb}{1 + rdept} \times EGOV_b_h)^{\frac{\sigma_h - 1}{\sigma_h}}$$

$$+ \alpha 2_h \times \left(\frac{1 + rsto}{1 + rdept} \times ESTO_h \right)^{\frac{\sigma_h - 1}{\sigma_h}} + \alpha 3_h \times \left(EDEPT_h \right)^{\frac{\sigma_h - 1}{\sigma_h}} \Big] \frac{\sigma_h}{\sigma_h - 1} \quad (31)$$

$$s. t. V_h = EGOVB_h + ESTO_h + EDEPT_h + ECASH_h + EOTHA_h \quad (32)$$

构造拉格朗日函数，可得到居民持有各类金融资产的行为方程式，即，

$$EGOV B_h = \left[\left(\alpha 1_h^{\sigma_h} \times \left(\frac{1 + rgovb}{1 + rdept} \right)^{\sigma_h - 1} \right) / \right. \\ \left. \left(\alpha 1_h^{\sigma_h} \times \left(\frac{1 + rgovb}{1 + rdept} \right)^{\sigma_h - 1} + \alpha 2_h^{\sigma_h} \times \left(\frac{1 + rsto}{1 + rdept} \right)^{\sigma_h - 1} + \alpha 3_h^{\sigma_h} \right) \right] \times (V_h - ECASH_h - EOTHA_h) \quad (33)$$

$$ESTO_h = \left[\left(\alpha 2_h^{\sigma_h} \times \left(\frac{1 + rsto}{1 + rdept} \right)^{\sigma_h - 1} \right) / \right. \\ \left. \left(\alpha 1_h^{\sigma_h} \times \left(\frac{1 + rgovb}{1 + rdept} \right)^{\sigma_h - 1} + \alpha 2_h^{\sigma_h} \times \left(\frac{1 + rsto}{1 + rdept} \right)^{\sigma_h - 1} + \alpha 3_h^{\sigma_h} \right) \right] \times (V_h - ECASH_h - EOTHA_h) \quad (34)$$

$$EDEPT_h = \left[\left(\alpha 3_h^{\sigma_h} / \right. \right. \\ \left. \left. \left(\alpha 1_h^{\sigma_h} \times \left(\frac{1 + rgovb}{1 + rdept} \right)^{\sigma_h - 1} + \alpha 2_h^{\sigma_h} \times \left(\frac{1 + rsto}{1 + rdept} \right)^{\sigma_h - 1} + \alpha 3_h^{\sigma_h} \right) \right) \right] \times (V_h - ECASH_h - EOTHA_h) \quad (35)$$

其中， U 表示居民投资金融资产的效用， $rdept$ 、 $rgovb$ 和 $rsto$ 分别表示存款利率、政府债券收益率、股票收益率， $\alpha 1$ 、 $\alpha 2$ 和 $\alpha 3$ 分别表示居民持有相应金融资产的倾向， σ_h 表示各类金融资产之间的替代弹性。

3. 政府收支模块设置。政府的收入主要来自于各项税收收入和金融产品的收益，支出主要是政府经常性支出以及各项转移支付。具体方程设置如下：

$$TYgov = YCgov + \sum_i (Gvat_i + Gtcon_i + Gtbus_i + Gten_i + Gtres_i + Gtumc_i + Gtpro_i + Gtsta_i + Gtulu_i \\ + Gtlvat_i + Gtvep_i + Gttra_i + Gtflo_i + Gtdet_i + Gtepr_i + Gtoth_i + Tariff_i) + \sum_h Gihtax_h + ID_{govin} + IN_{govin} \\ + \sum_h Yh2gov_h + Ynfe2gov + Yofi2gov + Yfrg2gov \quad (36)$$

$$PQ_i \times GD_i = cong_i \times (TYgov - SYgov - \sum_h Ygov2h_h - Ygov2nfe - IB_{govex}) \quad (37)$$

其中， $TYgov$ 为政府部门总收入， $YCgov$ 为政府部门资本收入， $Gvat_i$ 、 $Gtcon_i$ 、 $Gtbus_i$ 、 $Gten_i$ 、 $Gtres_i$ 、 $Gtumc_i$ 、 $Gtpro_i$ 、 $Gtsta_i$ 、 $Gtulu_i$ 、 $Gtlvat_i$ 、 $Gtvep_i$ 、 $Gttra_i$ 、 $Gtflo_i$ 、 $Gtdet_i$ 、 $Gtepr_i$ 、 $Gtoth_i$ 、 $Tariff_i$ 分别为政府获得的增值税、消费税、营业税、企业所得税、资源税、城市维护建设税、经营性房产税、印花税、城镇土地使用税、土地增值税、车辆购置税、车船税、耕地占用税、契税、环境保护税、其他各税以及关税等税收收入， ID_{govin} 、 IN_{govin} 分别为政府获得的股票收益和利息收益， $Ynfe2gov$ 、 $Yofi2gov$ 、 $Yfrg2gov$ 分别为非金融企业、商业银行以及国外对政府部门的转移支付， $Ygov2nfe$ 为政府部门对非金融企业的转移支出， IB_{govex} 为政府部门的债券利息支出， $SYgov$ 为政府部门储蓄， GD_i 为政府部门对商品 i 的需求量， $cong_i$ 为政府部门对商品 i 的消费比例。

(二) 数据说明

金融社会核算矩阵 (Financial Social Accounting Matrix 简称 FSAM 表) 是校准金融 CGE 模型参数及外生变量的数据基础。本文构建的 FSAM 表中的数据大部分来源于《中国投入产出表 (2018)》；政府转移支付等数据来源于《中国统计年鉴》(2019)；增值税、营业税、消费税等各类间接税税收数据来自《中国税务年鉴 (2019)》中“全国税收收入分税种分产业收入情况表”。各类金融产品的流量数据来源于《中国统计年鉴 (2019)》中“资金流量表 (金融交易, 2018 年)”，存量数据来源于《中国国家资产负债表 (2020)》以及中国人民银行、国家统计局发布的统计公报。按照国家统计局公布的官方数据，将农村居民和城镇居民按收入水平进行五等分。

根据上述数据，本文首先构建了宏观 FSAM 描述表，并在此基础上对生产、机构部门和间接税等账户进行细分。由于数据来源的多样性，因此初始完成构建的 FSAM 表不满足行列平衡，因

此需要对 FSAM 表进行平衡处理。平衡之后的 FSAM 表为刻画经济中各机构部门（非金融企业、中央银行、商业银行、居民、政府）的行为提供了基础数据，并内含了其重要特征及相关参数。

五、实证结果与分析

（一）各项政府调节工具的再分配效应

从全国来看，根据模型测算，2018 年政府调节工具作用前，居民市场收入的基尼系数为 0.441910，各项政府调节工具作用后，居民真实收入的基尼系数为 0.447058，MT 指数变化为 -0.005147，变化幅度为 -1.16%。该结果表明，各项政府调节工具作用后，不但没有起到降低基尼系数，缩小收入差距的作用，反而使得基尼系数进一步提高，扩大了收入差距。分项来看，由于间接税存在转嫁的问题，导致其对居民资本和劳动要素收入产生影响。具体而言，居民市场收入在扣除来源端间接税后的初始收入基尼系数为 0.442010，MT 指数变化 -0.000099，变化幅度 -0.02%，表明来源端间接税使得整体基尼系数提高，扩大了收入差距。同理，由于居民持有金融资产，货币政策等工具的变化导致居民获得的金融资产收益发生变化，金融资产收益的变化进而对居民收入差距产生影响。具体而言，金融资产收益的差异导致 MT 指数变化 -0.004441，变化幅度 -1.00%，表明货币政策效应导致居民收入差距进一步扩大。转移收入使得 MT 指数变化 0.003441，变化幅度 0.77%，表明转移收入缩小了居民之间的收入差距。转移支出使得 MT 指数变化 -0.003353，变化幅度 -0.76%，表明转移支出扩大了居民之间的收入差距。个人所得税使得 MT 指数变化 0.000446，变化幅度 0.10%，表明个人所得税在一定程度上缩小了收入差距，但是效果甚微。支出端间接税导致 MT 指数变化 -0.001140，变化幅度 -0.26%，表明支出端间接税扩大了收入差距。图 1 直观反映了政府总体调节工具和各项调节工具对全国居民收入差距影响的方向和大小。

表 1 政府再分配总效应及分解

| 居民收支 | 测算指标 | 全国 | 城镇 | 农村 |
|-----------|----------------|-----------|-----------|-----------|
| 市场收入 | ginim | 0.441910 | 0.323631 | 0.369148 |
| 来源端间接税 | MTts | -0.000099 | 0.000091 | 0.000025 |
| | MTts/ginim | -0.02% | 0.03% | 0.01% |
| 初始收入 | giniint | 0.442010 | 0.323540 | 0.369124 |
| 货币政策效应 | MTb | -0.004441 | -0.003095 | -0.000757 |
| | MTb/giniint | -1.00% | -0.96% | -0.21% |
| 金融资产收益后收入 | ginip | 0.446451 | 0.326635 | 0.369880 |
| 转移收入 | MTtraI | 0.003441 | 0.000377 | 0.014699 |
| | MttraI/ginip | 0.77% | 0.12% | 3.97% |
| 转移收入后收入 | ginitri | 0.443011 | 0.326258 | 0.355181 |
| 转移支出 | MTtrae | -0.003353 | -0.002279 | 0.004575 |
| | Mttrae/ginitri | -0.76% | -0.70% | 1.29% |
| 转移支出后收入 | ginitre | 0.446363 | 0.328537 | 0.350606 |
| 个人所得税 | MTt | 0.000446 | -0.000431 | 0.000333 |
| | MTt/ginitre | 0.10% | -0.13% | 0.10% |
| 个税后收入 | ginii | 0.445918 | 0.328968 | 0.350273 |
| 支出端间接税 | MTtu | -0.001140 | -0.003523 | -0.006901 |
| | Mttu/ginii | -0.26% | -1.07% | -1.97% |
| 真实收入 | giniext | 0.447058 | 0.332491 | 0.357174 |
| 整体再分配 | MT | -0.005147 | -0.008860 | 0.011975 |
| | MT/ginim | -1.16% | -2.74% | 3.24% |

数据来源：作者根据模型计算结果整理。

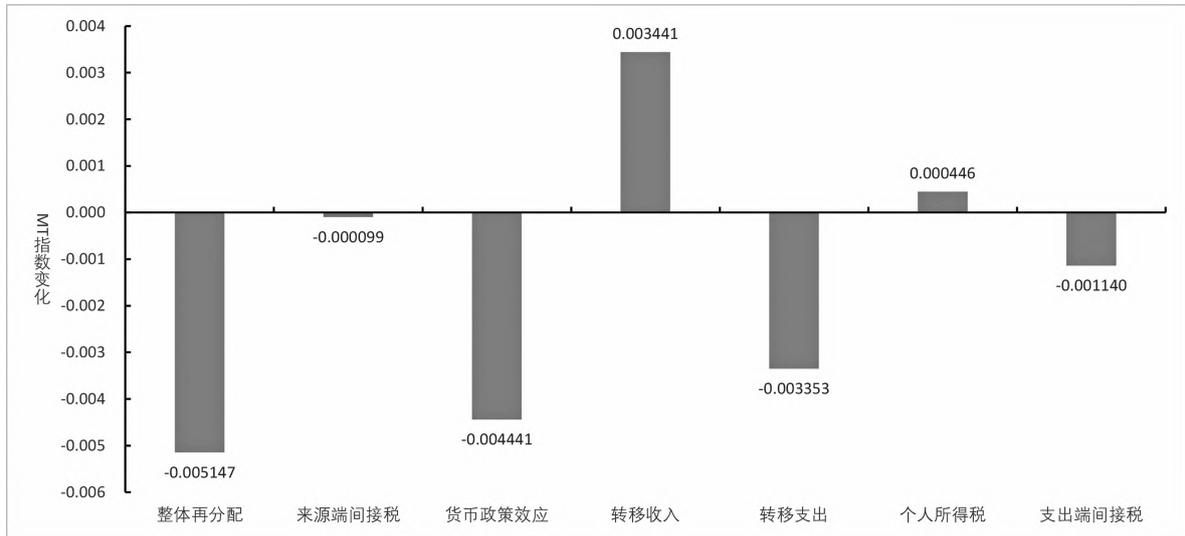


图1 政府再分配效应（全国）

资料来源：作者根据模型计算结果绘制。

从城镇来看，政府的各项调节工具使得居民基尼系数由工具作用前的0.323631变为工具作用后的0.332491，MT指数变化-0.008860，变化幅度-2.74%，表明政府调节工具没有起到缩小城镇居民收入差距的作用。分项来看，来源端间接税导致MT指数变化0.000091，变化幅度0.03%，表明来源端间接税在一定程度上缩小了城镇居民之间的收入差距。居民获得金融资产收益的差异导致MT指数变化-0.003095，变化幅度-0.96%，表明货币政策等工具的调整导致居民金融资产收益的变化在一定程度上扩大了城镇居民之间的收入差距。转移收入导致MT指数变化0.000377，变化幅度0.12%，表明转移收入缩小了城镇居民之间的收入差距。转移支出导致MT指数变化-0.002279，变化幅度-0.70%，表明转移支出扩大了城镇居民之间的收入差距。个人所得税导致MT指数变化-0.000431，变化幅度-0.13%，表明个税并未起到缩小城镇居民收入差距的作用。支出端间接税导致MT指数变化-0.003523，变化幅度-1.07%，表明支出端间接税扩大了城镇居民之间的收入差距。图2直观反映了政府总体调节工具和各项调节工具对城镇居民收入差距影响的方向和大小。

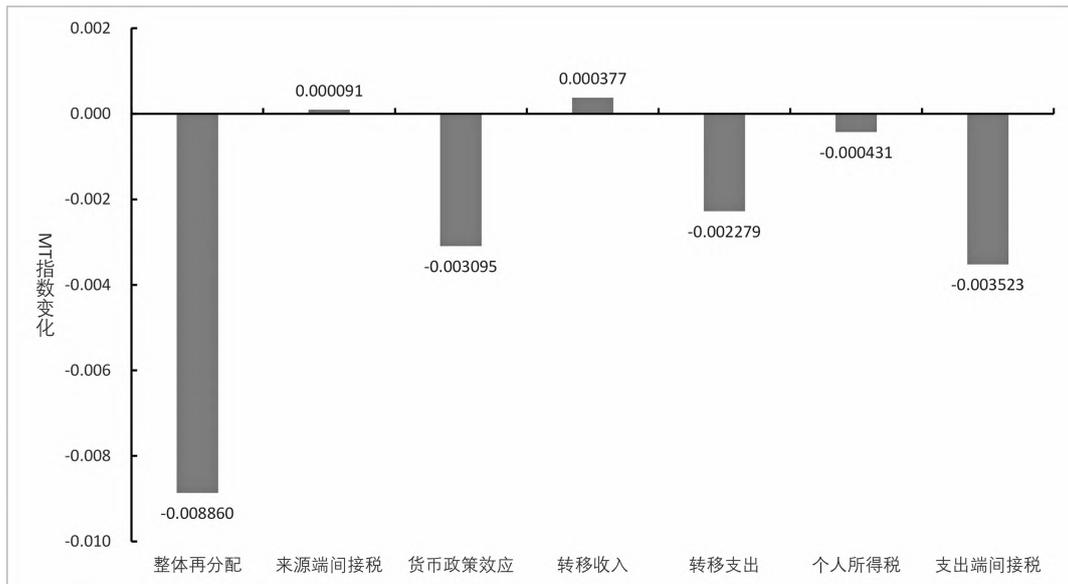


图2 政府再分配效应（城镇）

资料来源：作者根据模型计算结果绘制。

从农村来看，政府的各项调节工具使得居民基尼系数由工具作用前的 0.369148 变为工具作用后的 0.357174，MT 指数变化 0.011975，变化幅度 3.24%，表明政府调节工具起到降低农村基尼系数，缩小农村居民收入差距的作用。分项来看，来源端间接税导致 MT 指数变化 0.000025，变化幅度 0.01%，表明来源端间接税并未扩大农村居民之间的收入差距。居民获得金融资产收益的差异导致 MT 指数变化 -0.000757，变化幅度 -0.21%，表明货币政策等工具的调整导致居民金融资产收益的变化在一定程度上扩大了农村居民之间的收入差距。转移收入导致 MT 指数变化 0.014699，变化幅度 3.97%，表明转移收入起到了显著缩小农村居民之间收入差距的作用。转移支出导致 MT 指数变化 0.004575，变化幅度 1.29%，表明转移支出缩小了农村居民之间的收入差距。个人所得税导致 MT 指数变化 0.000333，变化幅度 0.10%，表明个税起到缩小农村居民收入差距的作用。支出端间接税导致 MT 指数变化 -0.006901，变化幅度 -1.97%，表明支出端间接税扩大了农村居民之间的收入差距。图 3 直观反映了政府总体调节工具和各项调节工具对农村居民收入差距影响的方向和大小。

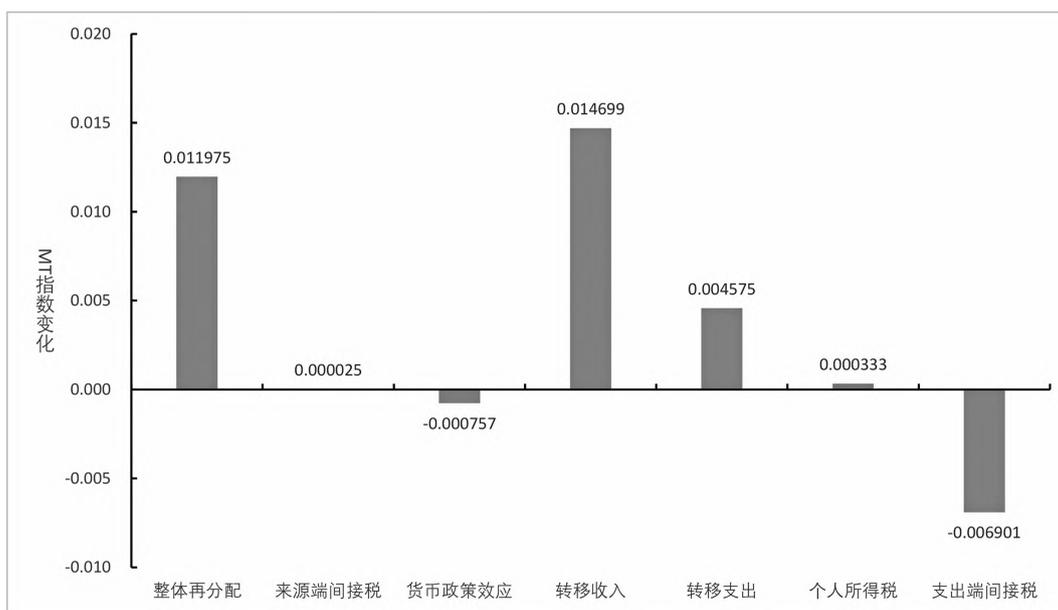


图 3 政府再分配效应（农村）

资料来源：作者根据模型计算结果绘制。

从图 4 城乡对比来看，现有政府调节工具对城镇居民的再分配效应为负，对农村居民的再分配效应为正，说明现有的政府调控工具有利于缩小农村居民收入分配差距，但不利于缩小城镇居民收入分配差距。其主要原因在于，转移收入对农村居民基尼系数的影响是 0.014699，对城镇居民基尼系数的影响是 0.000377，转移支出对农村居民基尼系数的影响是 0.004575，对城镇居民基尼系数的影响是 -0.002279，单就这两项政府调节工具，农村居民的正向再分配效应远大于城镇居民的正向再分配效应。此外，居民获得金融资产收益的差异对城镇居民的负效应远大于对农村居民产生的负效应，分别为 -0.003095 和 -0.000757。支出端间接税恰恰相反，其对城镇居民的负效应小于对农村居民的负效应，分别为 -0.003523 和 -0.006901。值得注意的是，来源端间接税对城镇居民和农村居民的再分配效应均为正效应，分别为 0.000091 和 0.000025，但来源端间接税对全国居民的再分配效应为负效应，为 -0.000099。说明来源侧间接税虽然在一定程度上缩小了城乡居民组内收入差距，但却拉大了城乡居民组间收入差距。此外还可以看出，个人所得税对农村居民的再分配效应为 0.000333，为正效应，对城镇居民的再分配效应为 -0.000431，为负效应。其主要原因为农村居民收入水平较低，能够缴纳个税的多为高收入人群，因此个税对农村居民发挥了正向的再分配效应，对于城镇居民而言，高收入人群更易采取避税的方式逃避个税征缴，

使得个税缴纳者多为中等收入或中低收入人群，因此个税对城镇居民发挥了逆向的再分配效应。综合来看，个税对全国居民发挥了正向的再分配效应，其效果为 0.000446。同时还可以看出，不同政府调节工具的调节方向和大小，是影响我国政府再分配效应的两个关键因素。从政府调节工具的全国再分配效果来看，本文测算表明，间接税、货币政策效应、转移支出的再分配效应为负，转移收入和个人所得税的再分配效应为正，整体再分配效应为负。

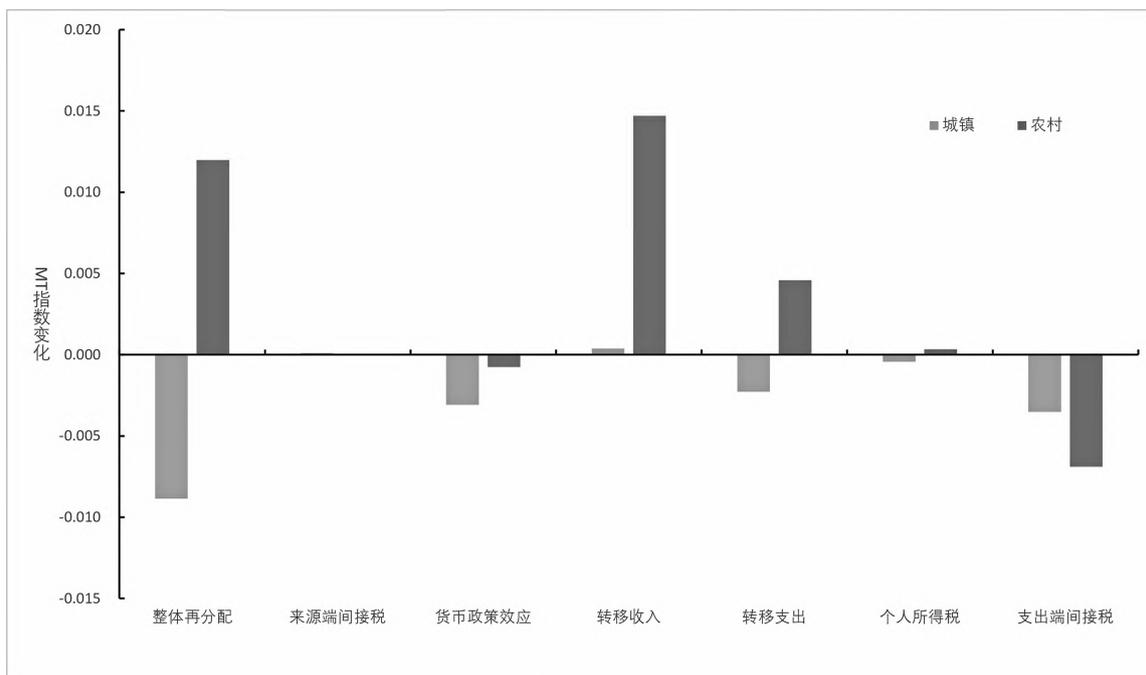


图 4 政府再分配效应 (城乡比较)

资料来源：作者根据模型计算结果绘制。

(二) 各项调节工具的纵向公平和横向公平

政府的各项调节工具可以进一步分解为纵向公平和横向公平，二者共同组成了再分配效应。其中，纵向公平又取决于税收（或收益）的累进（退）性 P 和平均有效税率（或收益率） t 。通过对各项政府调节工具再分配效应的分解，可以加深对各项政府调节工具再分配效应的认识和理解。

从全国来看，政府调节工具使得纵向公平变化 -0.004507 ，横向公平变化 -0.000640 ，纵向公平降低的原因是，整体政府调节工具的累退性，其 P 值为 -0.005338 。分项来看，来源端间接税呈现累退性，其 P 值为 -0.001954 ，导致纵向公平降低 0.000002 。货币政策效应呈累进性，其 P 值为 0.073780 ，导致纵向公平提高 0.005161 。转移收入呈现累退性，其 P 值为 -0.027579 ，导致纵向公平降低 0.004343 。转移支出呈现累退性，其 P 值为 -0.024231 ，导致纵向公平降低 0.003279 。个人所得税呈累进性，其 P 值为 0.021337 ，导致纵向公平提高 0.000537 。支出端间接税呈现累退性，其 P 值为 -0.004560 ，导致纵向公平降低 0.000362 。

从城镇来看，政府调节工具导致纵向公平降低 0.003736 ，横向公平降低 0.005124 。纵向公平降低的原因是，政府整体的调节工具具有累退性，表现为 P 值为 -0.004374 。分项来看，来源端间接税、货币政策效应具有累进性，其 P 值分别为 0.147915 和 0.046859 ，导致纵向公平分别提高 0.000091 和 0.003565 。转移收入、转移支出、个人所得税、支出端间接税均具有累退性，其 P 值分别为 -0.003192 、 -0.017773 、 -0.016376 和 -0.042322 ，导致纵向公平分别下降 0.000494 、 0.002279 、 0.000431 和 0.003523 。

从农村来看，政府调节工具使得纵向公平变化 -0.039965 ，横向公平变化 0.051940 。纵向公

平下降的原因是，政府调节工具的累退性，累退性指数为 -0.049066 。分项来看，来源端间接税、货币政策效应具有累进性，其累进性指数分别为 0.013971 和 0.016350 ，导致纵向公平分别提高 0.000025 和 0.000834 。转移收入和支出端间接税均具有累退性，其累退性指数分别为 -0.108296 和 -0.102752 ，导致纵向公平分别降低 0.018056 和 0.006901 。此外，与城镇不同的是，转移支出和个人所得税在农村表现为累进性，其累进性指数分别为 0.028846 和 0.015485 ，导致纵向公平分别提高 0.004575 和 0.000333 。之所以转移支出在农村表现出累进性，在于只有较高收入的居民才会进行转移支出或者转移支出才会比低收入者更多，而个人所得税在农村表现出累进性，主要是和居民的收入水平密切相关，只有较高收入的居民才能达到个税缴纳标准，因此具有缩小收入差距的作用，这也是农村居民真实收入基尼系数降低的重要原因。

表2 我国政府调节工具的纵向公平和横向公平效应

| 居民收支 | 测算指标 | 全国 | 城镇 | 农村 |
|--------|-------|-----------|-----------|-----------|
| 来源端间接税 | MTts | -0.000099 | 0.000091 | 0.000025 |
| | VEint | -0.000002 | 0.000091 | 0.000025 |
| | HEint | -0.000098 | 0.000000 | 0.000000 |
| | Ptin | -0.001954 | 0.147915 | 0.013971 |
| | Tin | 0.000893 | 0.000614 | 0.001774 |
| 货币政策效应 | MTb | -0.004441 | -0.003095 | -0.000757 |
| | VEp | 0.005161 | 0.003565 | 0.000834 |
| | HEp | -0.009602 | -0.006660 | -0.001591 |
| | Pp | 0.073780 | 0.046859 | 0.016350 |
| | tp | 0.065376 | 0.070708 | 0.048530 |
| 转移收入 | MTrai | 0.003441 | 0.000377 | 0.014699 |
| | VEtri | -0.004343 | -0.000494 | -0.018056 |
| | HEtri | 0.007784 | 0.000871 | 0.032755 |
| | Ptri | -0.027579 | -0.003192 | -0.108296 |
| | ttri | 0.136057 | 0.133936 | 0.142901 |
| 转移支出 | MTrae | -0.003353 | -0.002279 | 0.004575 |
| | VEtre | -0.003279 | -0.002279 | 0.004575 |
| | HEtre | -0.000073 | 0.000000 | 0.000000 |
| | Ptre | -0.024231 | -0.017773 | 0.028846 |
| | ttre | 0.119201 | 0.113676 | 0.136886 |
| 个税 | MTi | 0.000446 | -0.000431 | 0.000333 |
| | VEi | 0.000537 | -0.000431 | 0.000333 |
| | HEi | -0.000092 | -0.000000 | 0.000000 |
| | Pi | 0.021337 | -0.016376 | 0.015485 |
| | ti | 0.024569 | 0.025635 | 0.021063 |

续表 2

| 居民收支 | 测算指标 | 全国 | 城镇 | 农村 |
|---------|-------|-----------|-----------|-----------|
| 支出端间接税 | MTtu | -0.001140 | -0.003523 | -0.006901 |
| | VEext | -0.000362 | -0.003523 | -0.006901 |
| | HEext | -0.000778 | 0.000000 | 0.000000 |
| | Ptex | -0.004560 | -0.042322 | -0.102752 |
| | tex | 0.073590 | 0.076849 | 0.062932 |
| 整体政府再分配 | MTtt | -0.005147 | -0.008860 | 0.011975 |
| | VEtt | -0.004507 | -0.003736 | -0.039965 |
| | HEtt | -0.000640 | -0.005124 | 0.051940 |
| | Ptt | -0.005338 | -0.004374 | -0.049066 |
| | rtt | 0.457800 | 0.460624 | 0.448892 |

数据来源：作者根据模型计算结果整理。

(三) 城乡居民收入差距

从表 3 可以看出，根据模型测算，2018 年农村居民的人均收入均值为 21423.02 元，城镇居民的人均收入均值为 46837.22 元，全国居民人均收入均值为 36564.85 元。农村居民人均收入占全国平均数的 58.59%，而城镇居民人均收入是全国平均数的 1.28 倍，城乡收入差距为 16507.49 元。同时，还可以看出，农村人口占比 40.42%，城镇人口占比 59.58%，城镇人口数比农村人口数约多 20%，但是农村收入份额仅占总收入的 23.68%，远低于城镇收入份额 76.32%。此外，农村居民和城镇居民组内之间的基尼系数分别为 0.357174 和 0.332491，低于 0.4 的国际警戒线，但是城乡混合基尼系数却高达 0.447058，远高于 0.4 的国际警戒线，表明现阶段我国城乡之间的收入差距问题依然严峻。

表 3 城乡居民收入差距（2018 年）

| 指标 | 农村 | 城镇 |
|-----------|----------|----------|
| 城乡人均收入（元） | 21423.02 | 46837.22 |
| 城乡户数比重 | 40.42% | 59.58% |
| 城乡收入份额 | 23.68% | 76.32% |
| 城乡基尼系数 | 0.357174 | 0.332491 |
| 全国人均收入（元） | 36564.85 | |
| 城乡混合基尼系数 | 0.447058 | |
| 城乡收入差距（元） | 16507.49 | |

数据来源：作者根据模型计算结果整理。

六、结论与政策建议

现有研究政府再分配效应的方法中，没有能够将金融资产收益有效纳入分析框架中，随着我国市场经济和金融市场的不断发展和完善，忽略金融资产收益将会极大影响再分配效应测算结果的准确性。因此，本文根据国民收入核算原理，将金融资产收益纳入到居民收入核算框架之中。同时，本文根据间接税归宿原理，将居民承担的间接税分解为来源端间接税和支出端间接税，并将其纳入到居民收入核算框架之中。在此基础上，测算了我国间接税、货币政策、转移收支以及个人所得税等工具的再分配效应，并将再分配效应分解为纵向公平和横向公平，最后测算了现阶

段我国城乡居民之间的收入差距，并得出以下结论。

从全国来看，政府调节工具的再分配效应为负，说明现阶段的政府调节工具并未有效缩小城乡居民之间的收入差距。分城乡来看，政府调节工具对城镇居民的再分配效应为负，对农村居民的再分配效应为正，说明现阶段我国政府的再分配效应在城乡之间产生差异，现阶段政府调节工具有助于缩小农村居民组内收入差距，但不利于缩小城镇居民组内收入差距，反而在一定程度上扩大了城镇居民组内的收入差距。

不同政府调节工具的再分配效应存在显著差异。从全国来看，来源端间接税、货币政策效应、转移支出和支出端间接税的再分配效应为负，转移收入和个人所得税的再分配效应为正。对于城镇而言，货币政策效应、转移支出、个人所得税和支出端间接税的再分配效应为负，来源端间接税和转移收入的再分配效应为正。对于农村而言，货币政策效应和支出端间接税的再分配效应为负，来源端间接税、转移收入、转移支出和个人所得税的再分配效应为正。

从城乡居民收入差距来看。城镇居民收入占了城乡总收入的较大份额，相比之下，农村居民收入占比较低，与城乡人口数严重不匹配。此外，城乡居民组内基尼系数较低，但城乡居民组间基尼系数较高，表明现阶段我国城乡之间的收入差距依旧较大。

为了实现“十四五”规划提出的“坚持居民收入增长和经济增长基本同步、劳动报酬提高和劳动生产率提高基本同步，持续提高低收入群体收入，扩大中等收入群体，更加积极有为地促进共同富裕。”必须进一步优化完善现阶段我国政府各项调节工具的再分配效应。因此，本文提出以下政策建议：

（一）优化我国财政收支体系

相比于欧美等西方发达国家，我国直接税占总税收的份额较低，间接税占总税收的份额较高，税制结构表现出明显的失衡。税收作为现代财政体系的重要组成部分，是处理经济增长和收入分配的重要政策工具。因此，准确定位间接税在调节收入不平等过程中的作用，充分发挥间接税调节收入分配的功能显得尤为重要。随着我国财税体制机制的不断改革和完善，应逐步提高直接税的征收比例，进一步推进个人所得税和房产税制度的改革和完善，同时降低间接税的征收比例，稳步推进资源税和消费税改革进程。这不仅可以增加直接税对再分配效应的正向作用，还可以降低由于间接税转嫁而造成的对再分配效应的负面作用。此外，应不断加大政府转移支付力度和提升政府社会保障支出比例，增强政府财政支出调节收入分配的正向作用。

（二）优化我国个人所得税制度

个人所得税改革不应是简单地提高个税起征点，而应该以综合收入为原则，系统评估家庭的经济能力和纳税负担，完善税收抵免和费用扣除，以实现真正的税负公平。同时，紧跟经济社会发展的现实情况和人民对美好生活的向往，动态化调整专项附加扣除标准和范围，借助现代化信息技术手段，建立健全居民个税管理信息平台，解决申报难、征管难等问题。此外，由于我国个税税基较窄，无法有效发挥个税调节收入分配的正向作用，随着我国居民收入构成的不断变化，资本收入在居民收入中的比例不断上升，而拥有资本收入的群体多为高收入阶层，因此应考虑将资本收益纳入个税征缴范围或适时征收资本利得税，不断完善和优化居民资本收入的税收监管和征收，这不仅有利于拓宽个税税基，增加政府个税收入，还可以增强个税调节收入分配的正向作用。

（三）优化我国间接税制度

我国现阶段的间接税税制呈现明显的累退性，而间接税体系的累退性一般情况下不利于调节收入分配差距和减少贫困。因此，伴随着我国财税体制改革的不断深入，应逐渐降低间接税的累退性，增强其累进性。比如，对于增值税的改革而言，降低或取消居民日常消费的初级食品和常用药品的增值税，进一步发挥增值税中性和公平优势。对于消费税的改革而言，将高耗能、高污染的商品纳入到消费税的征收范围，同时扩大对私人飞机、高档服饰等高档商品的征收范围，提高贵重奢侈品等物品的消费税税率。此外，由于间接税在我国整体税收体系中所占比重较高，对

收入再分配的影响作用显著,因此如何完善整体间接税制度对提高财政再分配效应具有十分重要的作用。

(四) 提升再分配收入占比

居民转移性收入在缩小居民之间收入差距的过程中发挥着明显作用,因此,应不断优化和改进政府财政支出结构,增加居民转移性收入。社会保障作为社会的安全网和稳定器,在居民收入再分配中发挥着重要作用,是提高居民转移收入的重要工具,因此,应不断完善居民社会保障体系建设,将社保资源更多地投向农村,进一步改善和优化城乡社保结构,缩小城乡之间的差距。此外,将财政资金更多地投向保障和改善民生领域,特别是加大对贫困地区、关键领域和薄弱环节转移支付力度,健全基本公共服务体系,适度提升教育、医疗等基本公共服务水平,提高基本公共服务供给水平和效率,缩小城乡基本公共服务差距,推进基本公共服务均等化,不断提高居民转移支付收入在可支配收入中所占比重。

参考文献:

- [1] Wang C, Caminada K. Disentangling income inequality and the redistributive effect of social transfers and taxes in 36 LIS countries [J]. Department of Economics Research Memorandum, 2011 (08) : 1 - 53.
- [2] Wang C, Caminada K, Goudswaard K. The redistributive effect of social transfer programmes and taxes: A decomposition across countries [J]. International Social Security Review, 2012, 65 (3) : 27 - 48.
- [3] Lustig N, Pessino C, Scott J. The impact of taxes and social spending on inequality and poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru, and Uruguay: Introduction to the special issue [J]. Public Finance Review, 2014, 42 (3) : 287 - 303.
- [4] Higgins S, Lustig N, Ruble W, et al. Comparing the incidence of taxes and social spending in Brazil and the United States [J]. Review of Income and Wealth, 2016, 62 (s1) : 22 - 46.
- [5] 岳希明, 张斌, 徐静. 中国税制的收入分配效应测度 [J]. 中国社会科学, 2014 (06) : 96 - 117, 208.
- [6] 卢洪友, 熊艳. 我国税收的居民收入再分配效应研究 [J]. 财政研究, 2014 (04) : 15 - 18.
- [7] 汪昊, 姜峰. 中国财政再分配效应测算 [J]. 经济研究, 2017, 52 (01) : 103 - 118.
- [8] 张楠, 邹甘娜. 个人所得税的累进性与再分配效应测算——基于微观数据的分析 [J]. 税务研究, 2018 (01) : 53 - 58.
- [9] 卢洪友, 杜亦譔. 中国财政再分配与减贫效应的数量测度 [J]. 经济研究, 2019, 54 (02) : 4 - 20.
- [10] 刘蓉, 寇璇. 个人所得税专项附加扣除对劳动收入的再分配效应测算 [J]. 财贸经济, 2019, 40 (05) : 39 - 51.
- [11] 陆颖. 养老金三支柱体系的替代率与收入再分配效应 “两全其美” 抑或 “顾此失彼” [J]. 财政科学, 2022 (08) : 102 - 116.
- [12] 詹新宇, 余倩. 政府补助的收入分配效应——基于劳动收入份额视角的模型与实证 [J]. 财政研究, 2022 (05) : 59 - 77.
- [13] Kakwani N C. Measurement of tax progressivity: an international comparison [J]. The Economic Journal, 1977, 87 (345) : 71 - 80.
- [14] Reynolds M, Smolensky E. Public expenditures, taxes, and the distribution of income: The United States, 1950, 1961, 1970 [M]. Academic Press, 2013.
- [15] Mookherjee D, Shorrocks A. A decomposition analysis of the trend in UK income inequality [J]. The Economic Journal, 1982, 92 (368) : 886 - 902.

[16] Aronson J R, Lambert P J. Decomposing the Gini coefficient to reveal the vertical, horizontal, and reranking effects of income taxation [J]. National Tax Journal, 1994, 47(2): 273 - 294.

[17] 李实. 对基尼系数估算与分解的进一步说明——对陈宗胜教授评论的再答复 [J]. 经济研究, 2002(05): 84 - 87.

[18] 金成武. 离散分布收入数据基尼系数的矩阵向量形式及相关问题 [J]. 经济研究, 2007(04): 149 - 159.

[19] Silber J. Factor components, population subgroups and the computation of the Gini index of inequality [J]. The Review of Economics and Statistics, 1989: 107 - 115.

[20] Yao S. On the decomposition of Gini coefficients by population class and income source: a spreadsheet approach and application [J]. Applied economics, 1999, 31(10): 1249 - 1264.

[21] 陈宗胜. 关于总体基尼系数估算方法的一个建议——对李实研究员《答复》的再评论 [J]. 经济研究, 2002(05): 81 - 83, 87.

[22] 董静, 李子奈. 修正城乡加权法及其应用——由农村和城镇基尼系数推算全国基尼系数 [J]. 数量经济技术经济研究, 2004(05): 120 - 123.

[23] 程永宏. 二元经济中城乡混合基尼系数的计算与分解 [J]. 经济研究, 2006(01): 109 - 120.

[24] 程永宏. 改革以来全国总体基尼系数的演变及其城乡分解 [J]. 中国社会科学, 2007(04): 45 - 60, 205.

[25] Feldstein M. On the theory of tax reform [J]. Journal of public economics, 1976, 6(1 - 2): 77 - 104.

[26] 刘斌. 基于 CGE 框架下的央行宏观经济模型研究 [J]. 金融研究, 2011(06): 1 - 17.

(编辑校对: 孙 敏)

The Measurement of Redistribution Effect of Chinese Government Regulation Tools

Duan Meng, Lou Feng

Abstract: This paper expands the traditional analysis method for measuring the redistribution effect of government adjustment tools. Based on the principle and method of household income accounting, the income of residents' financial assets is included in the analysis framework, and a comprehensive calculation method including taxation, various transfer payments, and monetary policy is constructed. A framework for research on the redistributive effects of various government adjustment tools. Based on the data of China's input - output table and capital flow statement in 2018, the financial social accounting matrix and China's financial computable general equilibrium model are constructed. The research results show that at this stage, the redistribution effect of government adjustment tools on national residents is generally negative, resulting in an increase of 1.16% in the national Gini coefficient. From the perspective of urban and rural residents, the redistribution effect of government adjustment tools on urban residents is generally negative, which led to an increase of 2.74% in the Gini coefficient of urban residents, and the overall redistribution effect on rural residents was positively adjusted, resulting in a 3.24% decrease in the Gini coefficient of rural residents. This paper calculates the redistribution effect of various government adjustment tools, which can provide an important reference for promoting the goal of optimizing the income distribution structure during the "14th Five - Year Plan" period.

Keywords: Gini coefficient; Redistributive effect; China's financial computable general equilibrium model