

减税降费对城镇居民消费差距的影响

——基于价格效应的消费行为分析

王斐然¹, 陈建东²

(1. 中央财经大学 中国财政发展协同创新中心, 北京 100081;
2. 西南财经大学 公共管理学院, 四川 成都 611130)

摘要:通过研究不同收入水平城镇居民的消费需求弹性和减税降费带来的价格效应, 文章综合分析减税降费对城镇居民消费差距的影响。结果表明: 城镇居民各类消费的边际支出份额并不必然与收入水平之间呈现线性关系, 且消费行为在不同收入水平之间存在异质性; 增值税税率下调能有效降低投入产出部门的成本和价格, 促进城镇居民各类消费价格指数下降, 其中卫生、社会工作和社会保障部门的价格下降效应在服务业中表现较为突出, 推动医疗保健消费价格的降低, 进而减少城镇居民相应的支出负担; 减税降费从整体上能够有效改善城镇居民消费差距, 但仍需密切关注中等收入户与低收入户之间的消费差距。鉴于此, 相关政策的落实可以从提高公共服务均等化、落实减税降费效果和完善消费税制度等方面进行, 以缓解消费差距问题。

关键词: 减税降费; 消费行为; 价格效应; 消费差距

中图分类号: F047 **文献标志码:** A **文章编号:** 1009-1505(2020)04-0111-14

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1337/c.2020.04.011

一、引言

党的十九大报告指出, 我国经济已由“高速增长阶段转向高质量发展阶段”, 需要加快完善社会主义市场经济体制, 其中一个重要途径是完善促进消费的体制机制, 增强消费对经济发展的基础性作用。为确保全面建成小康社会和“十三五”规划的圆满收官, 习近平总书记在2019年12月中央经济工作会议上进一步明确指出要使财政与消费等政策形成合力, 并对财政政策提出了“提质增效”的要求。但是, 我国社会主要矛盾的转变和新冠疫情的出现加剧了政府有效落实上述要求的难度。一方面, 当前我国社会主要矛盾已经转化为“人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”,

收稿日期: 2020-05-10

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“实质性减税降费与经济高质量发展”(19ZDA070)

作者简介: 王斐然, 男, 中央财经大学中国财政发展协同创新中心博士后, 经济学博士, 主要从事税收理论和收入分配研究; 陈建东, 男, 西南财经大学公共管理学院教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要从事收入分配和能源经济研究。

美好生活需要的直观表现是消费需求的日益提高,而消费差距扩大会影响消费对经济发展的基础性作用,不仅有碍经济高质量发展,也对全面建成小康社会产生不利影响。另一方面,对抗疫情期间,娱乐场所等人流聚集地的关闭与自发保持社交距离成为生活常态,抑制了居民的消费总需求,而前期大规模的减税降费压缩了政府调整税收政策的空间。因此,如何在上述复杂背景下制定减税降费政策以尽可能保障消费公平的同时刺激居民消费需求是政府需要思考的问题。

2008年以后,我国居民人均可支配收入基尼系数呈现下降趋势,至2016年人均可支配收入基尼系数由0.491下降至0.465,在改善居民收入差距问题上取得显著成效。^①伴随着收入差距的缩小,消费差距同样得到改善。孙豪等^[1]利用城乡消费分组数据测算2002至2012年间消费基尼系数,结果显示这期间消费基尼系数下降幅度为8.64%,其中城乡消费差距是中国消费差距的首要来源,其次是城镇内部消费差距。但是,城乡消费差距对总体消费差距的贡献率呈现显著下降趋势,而城镇内部消费差距的贡献率上涨12.20个百分点。上述结果说明,虽然城镇化使城镇居民群体规模得到增大,但同时造成城镇居民内部的消费分化,因此在深入推进城镇化的今天,在全面建成小康社会的决胜阶段,城镇居民消费差距的问题不容忽视。

税收是政府调节收入分配的重要工具,不少学者从直接税和间接税的视角分析了税收对居民贫富差距的影响。陈建东等^[2]从城乡居民家庭实际支出入手研究了直接税和间接税对城乡居民收入基尼系数的影响,发现直接税有助于缓解城乡收入差距而间接税呈现收入分配负效应。聂海峰和岳希明^[3]利用投入产出模型分析了居民的间接税负归宿,结果发现间接税无论是对全国还是城乡内部都表现出累退性,即低收入群体税收负担率高于高收入群体。由于间接税在税制结构中比例较高,其对收入差距的逆向调节作用大于直接税的正向调节作用,因此税制整体呈现负的收入分配效应^[4]。然而上述研究多聚焦于收入端的税负和差距分析,不能明晰税收对居民消费差距的影响,无法回答前文提出的问题。

鉴于此,本文通过对减税降费中增值税改革导致的投入产出部门的价格效应所引起的居民八大类消费价格指数的变化进行分析,结合不同收入等级城镇居民的需求弹性研究其消费行为的变化,进而探索对城镇居民消费差距的影响,以期得到对制定更精准有效的税收政策的有益启示。

二、文献综述

(一) 税收政策对消费差距的影响

尽管国内学者对税收收入分配效应的研究多是从“收入端”着手,但仍有部分学者从“消费端”的角度对这一问题进行有益探索,其主要方法是通过比较征税前后居民消费支出中含税量变化来分析税收对居民消费差距的影响。聂海峰和刘怡^[5]利用投入产出法计算2002年城镇居民的间接税负担,发现随着城镇居民收入水平的上涨,增值税和消费税占消费的比重下降,表现出累退性;营业税呈现相反态势,表现出累进性;就间接税整体而言,低收入群体的消费中含税量是高收入群体的0.98,表现出税收累进性,有利于促进消费公平。倪红福等^[6]同样采用投入产出法模拟了“营改增”对城镇居民终生收入(总消费)的税收负担的影响,发现“营改增”后,虽然高收入群体的消费含税量仍然高于低收入群体,对促进消费公平具有积极意义,但由于取消了累进性较强的营业税,导致整体累进性略微下降。马骁等^[7]基于基尼系数的数理方法研究了直接税和间接税对城乡居民消费差距的影响,结果显示直

^①2003-2016年全国居民人均可支配收入基尼系数,见中华人民共和国国家统计局: http://www.stats.gov.cn/zjtj/zdtjgz/yblh/zysj/201710/t20171010_1540710.html。

接税和间接税都有利于缩小城乡居民之间消费差距,且前者的正效应强于后者。此外,还有学者通过模拟税收政策调整引起的价格效应结合需求弹性分析居民消费行为的变化。童锦治等^①利用2002年至2008年城镇居民收入分组的微观消费数据模拟了增值税扩围对居民消费产生的影响,发现对于适用营业税的居民服务消费项目在转征增值税后,适用13%低税率能够更好兼顾扩大居民消费和维护低收入群体消费福利。

(二) 消费需求系统模型对税收政策的评估

消费需求系统模型能够从居民商品需求弹性的角度分析由税收政策变化带来的商品价格改变对居民消费的影响,因此被认为是评估间接税改革的重要工具^[8]。国内外很多学者对这方面多有应用。Lin等^[9]运用几乎完美的需求系统(Almost Ideal Demand System, AIDS)分析征收含糖饮料税对饮料需求的影响,结果表明对含糖饮料征税,低收入和高收入家庭都会降低含糖饮料消费;此外,尽管低收入家庭对于含糖饮料的价格变化相对不敏感,但是高收入家庭对饮料种类的选择更加丰富,替代效应更强,因此征税造成的价格上涨反而会造成低收入家庭减少更多含糖饮料摄入。Jansky^[10]利用二次近乎完美需求系统(Quadratic Almost Ideal Demand System, QUAIDS)对捷克增值税改革进行评估,研究比较了改革前2012年的增值税税率(含12%和14%两档),2013年公布的增值税改革方案(含15%和21%两档)以及2013年实际执行的增值税改革方案(17.5%一档),结果显示实际实施的方案能够有效刺激居民在外食品和奢侈品、家居物品的需求数量(分别平均增长4.58%和3.07%),但降低了居民对其他服务商品和交通娱乐的消费需求(分别降低3.24%和3.12%),同时政府税收收入大约减少2.3亿捷克克朗。类似的研究还有Zhen等^[11]、Dharmasena和Capps^[12]以及Aeppli^[13]等。李颖^[14]利用扩展的线性支出系统模型(Expend Linear Expenditure System, ELES)测算了不同收入水平城镇居民的需求价格弹性,并借此分析了商品税在不同收入阶层城镇居民支出过程中可能存在的税负转嫁状况,结果表明商品税不存在明显的累退性,并建议扩大“营改增”范围。平新乔等^[15]在详细分析增值税的价格传导机制的基础上,通过比较增值税和营业税对消费者产生的福利效应的差异,指出前者对于居民消费福利的影响要小于后者,因此建议推进“营改增”的实施。

综上所述,国内学者就税收对消费差距的影响和消费需求系统模型的应用做出有益探索,对该领域做出重要贡献。本文拟从下列两方面对现有研究做出边际贡献:一方面,现有研究多通过税收政策变化前后消费中含税量变化进行分析,忽略了居民面对价格变化而实际可能产生的消费行为变化,因此本文拟从此方面入手,利用投入产出等模型模拟税收政策调整引起的居民各类消费的价格效应,进而通过分析居民实际消费行为的变化探索对消费差距的影响。另一方面,现有文献利用消费需求系统模型分析税收政策多基于线性支出系统,忽略了消费者的恩格尔曲线可能呈现非线性状态,对QUAIDS模型运用在中国税收问题上尚有不足,因此本文拟从此方向着手对现有文献进行拓展。通过上述研究,可以为政府制定更加精准科学的减税降费政策、加强发挥消费的基础性作用和全面建成小康社会提供政策参考,具有重大的现实意义。

三、研究设计

(一) 模型设定

1. 二次近乎完美需求系统模型。由于在实际情况中物品的恩格尔曲线更可能呈现出一般的非线性

^①童锦治,李星,王佳杰.关于增值税“扩围”的税率选择与居民消费变动的研究[C].2012管理创新、智能科技与经济发展研讨会论文集.南昌工程学院经济贸易学院,2012:58-63.

性曲线^[16], Banks等^[8]在 AIDS 模型基础上加入一个二次项将其扩展成为二次近乎完美需求系统 (QUAIDS), 从而能够更好地辨识必需品与奢侈品。模型基本形式为:

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left[\frac{\chi}{a(P)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(P)} \left\{ \ln \left[\frac{\chi}{a(P)} \right] \right\}^2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, x 表示家庭名义总消费支出, w_i 表示居民家庭第 i 种消费品占其总消费支出的份额, $P = (p_1, p_2, \dots, p_k)$ 表示家庭消费品的价格向量, p_i 表示第 i 种消费品的价格, k 表示消费品的种类, ε_i 表示误差项。 $\alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ 和 λ_i 都为待估参数。当 $\lambda_i = 0$ 时, QUAIDS 模型转化为 AIDS 模型。 $a(P)$ 表示综合价格指数; $b(P)$ 表示柯布—道格拉斯型价格集合指数; $\lambda(P)$ 表示价格 p 的零阶齐次函数; $\ln a(P)$ 、 $b(P)$ 和 $\lambda(P)$ 的表达式如下所示:

$$\ln a(P) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

$$b(P) = \prod_{i=1}^k (p_i)^{\beta_i} \quad (3)$$

$$\lambda(P) = \sum_{i=1}^k \lambda_i \ln p_i \quad (4)$$

依据 Poi^[17] 的研究, 可以在 QUAIDS 模型中加入一系列家庭特征变量, 比如家庭所在地区和家庭收入等级等, 以观测家庭特征变量对商品消费份额的变化。参考赵昕东和汪勇^[18] 的研究, 本文采用加入家庭特征变量的 QUAIDS 模型来估计居民弹性, 其形式如下:

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + (\beta_i + H_i Z) \ln \left[\frac{x}{x_0(Z) a(P)} \right] + \frac{\lambda_i}{b(P) c(P, Z)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{x_0(Z) a(P)} \right] \right\}^2 + \varepsilon_i \quad (6)$$

其中 $Z = (z_1, z_2, \dots, z_l)$ 为家庭特征向量, l 为家庭特征的个数; $x_0(Z)$ 表示家庭消费支出关于家庭特征变量的函数; H_i 为 $l \times k$ 维矩阵 H 的第 i 列; $c(P, Z) = \prod_{i=1}^k p_i^{H_i Z}$, 其中 $\sum_{i=1}^k H_{si} = 0$ 对于 $s = 1, \dots, l$ 以满足加总性约束。

同时, 上述 QUAIDS 模型必须满足的约束条件如下:

(a) 对称性: $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}, i \neq j,$

(b) 齐次性: $\sum_{j=1}^k \gamma_{ij} = 0$

(c) 加总性: $\sum_{i=1}^k \alpha_i = 1, \sum_{i=1}^k \beta_i = 0, \sum_{i=1}^k \lambda_i = 0, \sum_{i=1}^k \gamma_{ij} = 0$

根据引入家庭特征变量的 QUAIDS 模型的参数估计结果, 可以分别测算出家庭各类商品的消费支出弹性、马歇尔价格弹性和希克斯价格弹性, 具体测算公式依次如下:

$$e_i = 1 + \frac{1}{w_i} \left\{ \beta_i + H'_i Z + \frac{2\lambda_i}{b(P) c(P, Z)} \ln \left[\frac{x}{x_0(Z) a(P)} \right] \right\} \quad (7)$$

$$e_{ij}^u = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \left(\gamma_{ij} - \left\{ \beta_i + H'_i Z + \frac{2\lambda_i}{b(P) c(P, Z)} \ln \left[\frac{x}{x_0(Z) a(P)} \right] \right\} \times \left(\alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j \right) - \frac{(\beta_i + H'_i Z) \lambda_i}{b(P) c(P, Z)} \left\{ \ln \left[\frac{x}{x_0(Z) a(P)} \right] \right\}^2 \right) \quad (8)$$

$$e_{ij}^c = e_{ij}^u + e_i w_j \quad (9)$$

其中, δ_{ij} 为克罗内克函数, 只有当 $i = j$ 时候, 取值为 1, 否则为 0。

2. 投入产出价格模型。投入产出表能够全面反映社会生产过程中不同国民经济部门之间的经济技术联系, 从而被视为分析间接税在各部门流转的重要工具。本章参照聂海峰和刘怡^[5] 的研究, 采用投入产出价格模型来确定增值税改革引起的各投入产出部门价格效应以及各部门的有效税率。鉴于本文主要对“营改增”后的增值税减税进行研究, 模型只需引入增值税和消费税, 则投入产出价格模

型形式^①如下:

$$P^* = (I - A^T - A^T \Gamma^\delta)^{-1} (I + \Gamma^{VA}) V \quad (10)$$

其中, P^* 代表部门单位产品含税的 n 维价格向量, I 是 n 维单位矩阵, A 是 $n \times n$ 维直接消耗矩阵, V 代表部门单位产品增加值比例 n 维列向量。 Γ^{VA} 和 Γ^S 都是 n 维对角矩阵, 对角元素对应的行业若不征收该项税收, 则该元素为 0。 Γ^{VA} 为实际征收的增值税税率对角矩阵, 按照实际征收的增加值和行业增加值来计算; Γ^S 为消费税的实际征收税率, 分别按照各部门实际征收的消费税占该部门总产出的比例计算。

3. 拉氏指数。消费价格指数 (CPI) 是由英国经济学家伏汉 (Voughan) 提出, 用来衡量一篮子代表性商品或服务的价格随着时间变动的相对数。本文利用物价指数的测算思想和方法, 用于衡量在城镇居民消费保持恒定下城镇居民面对税收政策调整前后各类商品总体价格百分比。拉氏指数 (Laspeyres Index) 是测算居民消费价格指数的基本方法^[19], 一般表达式为:

$$Index_{t,0} = \frac{\sum_i p_{it} q_{i0}}{\sum_i p_{i0} q_{i0}} \times 100 \quad (11)$$

其中, $Index_{t,0}$ 表示在基期 0 时测算的报告期 t 的拉氏指数, 本研究以税收政策调整前为基期, 税收政策调整后为报告期; p_{it} 和 p_{i0} 分别表示与城镇居民某一类消费支出对应的第 i 个投入产出部门产品在报告期和基期时的价格, q_{i0} 表示城镇居民在基期从第 i 个投入产出部门购买的人均商品数量, 则有 $q_{i0} = m_{i0}/p_{i0}$, m_{i0} 表示城镇居民在基期从第 i 个投入产出部门购买的产品人均支出。将 q_{i0} 的表达式代入式 (11) 中, 则 (11) 可以进一步改写为:

$$Index_{t,0} = \frac{\sum_i (p_{it}/p_{i0}) m_{i0}}{\sum_i m_{i0}} \times 100 = \sum_i (p_{it}/p_{i0}) w_{i0} \times 100 \quad (12)$$

其中, p_{it}/p_{i0} 表示税收政策调整后的报告期与调整前基期第 i 个投入产出部门的价格变动相对值, 可以根据投入产出价格模型得到; w_{i0} 表示城镇居民在基期从第 i 个投入产出部门购买产品支出占所有支出的比重。基期价格指数为 100, 则基期与报告期的某类商品的价格指数变化率为 $(Index_{t,0} - 100)/100$, 以此表示税收政策调整对某类商品的价格变化率。这里进一步以居民食品烟酒类支出为例进行说明。居民食品烟酒类支出涵盖食品加工业、烟酒饮料制造业、居民服务修理和其他服务业以及住宿和餐饮业四个投入产出部门, 分别与食品烟酒类中各细项支出对应。首先, 通过投入产出价格模型可计算得出税率政策调整前后各部门的价格, 从而得到每个部门的价格相对值 p_{it}/p_{i0} ; 其次, 计算可得基期时食品烟酒类各个细项支出占食品烟酒类支出比重; 最后, 将食品烟酒类支出中各细项占比乘以相对应的投入产出部门价格变化相对值, 所得数值进行加总即得到在税收政策调整后报告期价格水平下基期的价格指数。通过与原基期价格指数 100 比较, 最终得到税收政策调整对居民食品烟酒类支出产生的价格效应。利用投入产出部门与居民消费支出的匹配关系, 通过上述拉氏指数的方法得到税收政策调整对居民各类消费的价格效应, 是本文在方法上的创新点。

(二) 数据来源与处理

1. QUAIDS 模型数据来源与处理。对于 QUAIDS 模型, 在 2013 年城乡住户一体化调查制度实施后, 2014 至 2016 年城镇居民按收入水平分组的生活性消费支出及其构成数据不存在缺失的省份有 17 个 (北京、山西、内蒙、辽宁、江苏、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广东、海南、重庆、四川、西藏、陕西、宁

^①具体模型推导见: 聂海峰, 刘怡. 城镇居民的间接税负担: 基于投入产出表的估算 [J]. 经济研究, 2010(7): 31-42.

夏),同时自2018年起又有部分省份不再公布有关数据(如北京),因此本文采用2014-2016年的17省级收入分组城镇居民家庭八大类消费支出平衡面板数据。由于湖南、西藏和宁夏公布的数据是按照收入水平分组进行7分组,与其余14省(市、自治区)按照收入水平5分组数据并不相同,因此以所公布的最低收入户(10%)和低收入户(10%)的均值和高收入户(10%)和最高收入户(10%)的均值作为低收入户(20%)和高收入户(20%)时的数据。经此处理后,每年有85组数据,共255组不同收入分组城镇家庭消费支出数据。同时,本文加入年份(Z_{year})、地区(Z_{region})和收入等级的家庭特征变量。在调查年鉴中,城镇居民家庭一般按照收入水平等分为5组,包括:低收入户(20%)、中等偏下收入户(20%)、中等收入户(20%)、中等偏上收入户(20%)、高收入户(20%),相对应地,本文生成4个收入等级虚拟变量,分别为 $Z_i, i=1,2,3,4$,依次对应低收入组和中等偏上收入组,当住户属于低收入组时, $Z_1=1$,否则为0,依次类推。

此外,参考Li等^[20]的研究,利用各地区城镇居民各类消费价格指数取对数纳入模型进行计算,数据来自2014至2017年《中国价格统计年鉴》,均以2013年价格为基期进行调整。值得说明的是,2017公布的城镇居民各类消费价格指数口径上与以往存在一定差异,主要表现在将食品和烟酒消费价格指数合并为食品烟酒价格指数。因此,本文通过2013年和2014年全国城镇居民消费结构作为权重计算2014年和2015年城镇居民食品烟酒消费价格指数,进一步以与当年城镇居民食品价格指数之比作为调整参数对2014和2015年各地区城镇居民食品消费价格指数进行校正,从而得到各地区城镇居民食品烟酒消费价格指数数据。

2. 投入产出数据来源与处理。^①为了与城镇居民家庭消费数据相匹配,本文利用投入产出价格模型计算各产业部门的有效税率,使用的数据包括《2017年中国投入产出表》中42和149部门的投入产出数据以及《2018年中国税务年鉴》中全国税收收入分税种分产业收入情况表。具体处理方法借鉴聂海峰和刘怡^[5]和倪红福等^[6]的研究。

3. 居民在投入产出部门的支出计算。^②对于居民在投入产出部门的支出计算,在参考聂海峰和刘怡^[5]研究中附表的对应关系基础上,结合本文所采用的42部门进行微调,将居民消费支出项目与各投入产出部门相对应。本文主要使用2017年城镇居民家庭消费支出进行研究,由于2013年国家统计局在全国统一实施城乡一体化住户收支与生活状况调查制度之后,《中国住户调查统计年鉴》不再公布与以往《中国城市(镇)生活与价格年鉴》完全一致的城镇居民家庭的详细消费支出,本文以《中国价格统计年鉴》中居民消费价格指数构成为依据来判断居民各类消费包含项目,同时借鉴倪红福等^[6]的数据处理方法,根据2011年城镇居民家庭各细项的消费结构,进一步完善2017年城镇居民家庭细项支出结构。

四、实证结果与分析

(一) QUAIDS 模型估计结果及弹性分析

1. QUAIDS 模型的参数估计结果。本文参考张颖熙^[21]的研究,采用Poi^[17]建议的非线性不似相关法(Non-Linear Seemingly Unrelated Regression, NLSUR)对QUAIDS模型的参数进行估计,为了防止过度识别造成的奇异矩阵的问题,估计QUAIDS模型时只选用八大类消费支出中的七类支出方程,其他商品与服务支出的参数由模型的约束条件求出。

①限于篇幅,数据处理中的具体细节及结果可向作者索要。

②限于篇幅,数据处理中的具体细节及结果可向作者索要。

表1 城镇居民消费需求 QUAIDS 模型估计结果

参数	估计值	Z 值	参数	估计值	Z 值	参数	估计值	Z 值
α_1	0.216	0.74	γ_{71}	-0.338	-0.87	γ_{75}	0.667 *	2.73
α_2	0.282 *	2.49	γ_{81}	0.026	0.93	γ_{85}	-0.011	-0.34
α_3	-0.128 *	-2.29	γ_{22}	0.021	0.36	γ_{66}	0.106	1.16
α_4	-0.325 *	-2.47	γ_{32}	0.085 *	2.33	γ_{76}	0.538 **	2.81
α_5	-0.508 ***	-3.30	γ_{42}	-0.059	-1.07	γ_{86}	-0.025	-1.19
α_6	-0.263 *	-1.81	γ_{52}	0.248 ***	3.55	γ_{77}	-1.629 **	-2.89
α_7	1.756 ***	7.76	γ_{62}	0.071	1.59	γ_{87}	0.045	0.57
α_8	-0.030	-0.57	γ_{72}	-0.300 *	-2.04	γ_{88}	0.027	1.18
β_1	0.160	0.71	γ_{82}	0.052 *	2.10	λ_1	-0.047	-1.10
β_2	-0.152 *	-1.74	γ_{33}	-0.217 ***	-5.45	λ_2	0.026	1.56
β_3	0.139 **	3.22	γ_{43}	-0.003	-0.08	λ_3	-0.024 **	-2.96
β_4	0.295 **	2.91	γ_{53}	-0.055	-1.48	λ_4	-0.057 **	-2.95
β_5	0.464 ***	3.93	γ_{63}	-0.019	-0.65	λ_5	-0.079 ***	-3.55
β_6	0.289 *	2.57	γ_{73}	0.314 ***	3.58	λ_6	-0.056 *	-2.62
β_7	-1.236 ***	-7.27	γ_{83}	-0.016	-0.75	λ_7	0.244 ***	7.68
β_8	0.040	1.00	γ_{44}	-0.062	-0.61	λ_8	-0.005	-0.67
γ_{11}	2.067 ***	11.98	γ_{54}	-0.051	-0.59	ρ_1	-0.051 ***	-7.60
γ_{21}	-0.119 *	-1.82	γ_{64}	0.085	1.24	ρ_2	0.007	0.88
γ_{31}	-0.087 *	-1.83	γ_{74}	0.703 ***	3.82	ρ_3	-0.611 ***	-34.68
γ_{41}	-0.516 ***	-5.01	γ_{84}	-0.097 ***	-3.86	ρ_4	-0.488 ***	-25.11
γ_{51}	-0.352 *	-2.42	γ_{55}	-0.370 *	-2.41	ρ_5	-0.399 ***	-19.18
γ_{61}	-0.681 ***	-7.13	γ_{65}	-0.075	-0.9	ρ_6	-0.278 ***	-12.18

注:(1)QUAIDS 模型估计中, α_0 的初始值取8;^①(2) *, ** 和 *** 分别表示在 $p < 10\%$ 、 $p < 5\%$ 和 $p < 1\%$; (3) α_i 代表常数项系数, β_i 代表消费支出的系数, $\gamma_{i1} \dots \gamma_{i8}$ 分别表示食品烟酒、衣着、生活用品及服务、医疗保健、交通通信、文教娱乐、居住和其他商品服务价格项系数; λ_i 代表消费支出的二次项系数; ρ_1 和 ρ_2 分别表示地区和年份特征变量的系数; $\rho_3 \dots \rho_6$ 分别表示低收入组(Z_1)、 \dots 、中高收入组(Z_4)虚拟变量的系数。

表2 QUAIDS 模型检验结果

检验序号	项目	χ^2	Prob > χ^2
1	商品消费支出二次项系数联合 Wald 检验	160.12	0.000
2	QUAIDS 模型与 AIDS 模型 LR 检验	100.54	0.000
3	收入等级虚拟变量 Z_1 的系数 ρ_3 与 $H_{z1,i}$ 联合 Wald 检验	1358.57	0.000
4	收入等级虚拟变量 Z_2 的系数 ρ_4 与 $H_{z2,i}$ 联合 Wald 检验	695.02	0.000
5	收入等级虚拟变量 Z_3 的系数 ρ_5 与 $H_{z3,i}$ 联合 Wald 检验	389.73	0.000
6	收入等级虚拟变量 Z_4 的系数 ρ_6 与 $H_{z4,i}$ 联合 Wald 检验	158.46	0.000

注:检验1和2的 χ^2 为 $\chi^2(7)$, 检验3-6的 χ^2 为 $\chi^2(8)$ 。

^①根据 Banks 等^[8] 和 Poi^[17] 的研究, α_0 略低于样本数据中消费支出对数的最小值,本文样本数据中消费支出对数最小值为8.88,因此本文以8作为 α_0 的初始值。

表1汇报了以全部收入分组城镇居民为样本的 QUAIDS 模型的参数估计结果。从中可以看出,大多数参数在1%水平上显著,说明各变量的系数大小及符号方向能够较好反映城镇居民家庭消费需求份额的变化。进一步地,表2汇报了 QUAIDS 模型的相关检验结果。检验1和2是关于需求系统模型中是否应该包含消费支出二次项的检验,结果说明需求系统模型中应该包含消费支出的二次项,意味着采用 QUAIDS 模型比 AIDS 模型更为恰当。检验3-6是对收入等级虚拟变量进行显著性检验,以低收入户虚拟变量 Z_1 为例,如果 Z_1 不对城镇居民消费需求份额产生显著性影响,则 H_i 中所有对应 Z_1 的元素以及 Z_1 的系数向量应该联合等于0。根据检验3-4的结果,在1%的显著水平下拒绝收入等级虚拟变量相关系数全为0的假设,说明收入等级会显著影响城镇居民家庭消费需求结构。

2. 弹性分析。在 QUAIDS 模型参数估计结果的基础上,利用公式(7)至(9)能够计算出样本总体及观测值层面上的城镇居民家庭对八大类商品的支出弹性与价格弹性,具体结果如表3^①所示。

对于全体城镇居民来说,居民在生活用品及服务、医疗保健、交通通信、文教娱乐和其他商品方面的支出弹性大于1,意味着随着消费支出的增长,城镇居民更倾向于在新增消费中提高在这些消费支出上的份额。其中,又以在交通通信和其他商品及服务方面的支出最富有弹性,分别为1.474和1.403,意味着城镇居民会以支出增加额的1.474和1.403倍的幅度来提高在交通通信和其他商品及服务方面的支出。反之,城镇居民在食品烟酒、衣着和居住方面支出弹性小于1,分别为0.790、0.841、0.779,表明会在新增消费中降低这些消费支出的比重。通过比较可以看出,富有弹性的消费种类都属于居民的发展型消费支出,缺乏弹性的食品烟酒、衣着和居住都属于生存性消费支出,体现出随着支出水平的提高,我国城镇居民对于美好生活品质的追求,而对于维持生存的基本消费支出则趋于稳定。

对于城镇居民整体而言,在衣着、生活用品及服务、医疗保健和交通通信这些消费支出的价格弹性表现出负值,说明随着这些消费品价格的上涨,城镇居民会减小在对应消费品方面的支出,符合家庭生活消费价格弹性的一般特征。具体来说,以马歇尔价格弹性为例,生活用品及服务类和交通通信类商品的消费需求自价格弹性分别为-4.184和-2.021,绝对值明显大于1,富有弹性。这表示城镇居民家庭对生活用品及服务类和交通通信类商品的价格变化较为敏感,当这两类商品价格上升时,会明显降低这两方面支出;反之,当这两类商品价格下跌时,居民在这两方面消费会显著提高。同时,衣着类和医疗保健类的消费自价格弹性的绝对值明显小于1,表现为缺乏弹性,说明城镇居民对这些消费品价格变化相对不敏感。此外,城镇居民在食品烟酒、居住、文教娱乐和其他用品及服务的价格弹性为正值,意味着当这些商品价格上涨,城镇居民会增加在这些商品上的支出,这一结果与赵昕东和汪勇^[17]研究中展示的居住类消费和 Li 等^[20]研究中展示的食品类消费自价格弹性表现一致,比如本文得到的食品烟酒的自价格弹性为5.626,接近 Li 等^[20]得到的7.218。此外,对于马歇尔自价格弹性为负的商品,其希克斯价格弹性的绝对值要小于马歇尔价格弹性,这与谭涛等^[22]的结果相一致。希克斯价格弹性也是补偿弹性,“补偿”表示当价格发生变化时,为了保证消费者消费量不发生改变而进行一定的收入补偿。经过补偿后的各类消费的自价格弹性绝对值变小,意味着补偿能够一定程度上降低城镇居民对价格变化的敏感度。与之相反的是,对于原本马歇尔自价格弹性为正的商品,在得到收入补偿后,居民会增加这些商品的消费量,从而其希克斯弹性的绝对值相对更大。

①表3中,不同收入等级城镇居民的消费支出和价格弹性,是全样本下模型估计出的观测值层面的弹性结果在各收入等级子样本中的样本均值。

表3 不同收入等级城镇居民各类商品的消费支出弹性和价格弹性

指标	收入分组	食品烟酒	衣着	居住	生活用品 和服务	医疗 保健	交通 通信	文教 娱乐	其他用品 和服务	均值
消费支出 弹性	低收	0.828	0.775	0.921	1.216	1.292	1.457	1.114	1.408	1.126
	中低	0.801	0.841	0.878	1.225	1.264	1.453	1.099	1.428	1.124
	中等	0.770	0.883	0.930	1.212	1.227	1.400	1.060	1.405	1.111
	中高	0.720	0.905	0.969	1.193	1.193	1.370	1.041	1.391	1.098
	高收	0.618	0.945	0.995	1.202	1.177	1.362	1.031	1.386	1.090
	全国	0.790	0.841	0.779	1.262	1.314	1.474	1.136	1.403	1.125
马歇尔 价格弹性	低收	5.167	-0.320	0.378	-4.634	-0.216	-2.398	0.873	0.531	-0.077
	中低	5.415	-0.402	0.451	-4.459	-0.160	-2.065	0.923	0.344	0.006
	中等	5.675	-0.428	0.549	-4.202	-0.170	-2.018	0.966	0.162	0.067
	中高	6.147	-0.431	0.608	-4.139	-0.161	-1.865	1.047	0.055	0.158
	高收	7.188	-0.461	0.687	-3.797	-0.209	-1.746	1.093	-0.126	0.329
	全国	5.626	-0.453	0.135	-4.184	-0.317	-2.021	0.823	0.076	-0.039
希克斯 价格弹性	低收	5.465	-0.258	0.563	-4.568	-0.131	-2.255	1.007	0.531	0.044
	中低	5.691	-0.329	0.624	-4.389	-0.086	-1.889	1.049	0.344	0.127
	中等	5.931	-0.351	0.738	-4.128	-0.092	-1.846	1.083	0.162	0.187
	中高	6.374	-0.351	0.808	-4.065	-0.079	-1.679	1.157	0.055	0.278
	高收	7.362	-0.375	0.890	-3.713	-0.115	-1.542	1.202	-0.126	0.448
	全国	5.880	-0.381	0.288	-4.106	-0.226	-1.832	0.951	0.112	0.086

进一步地,可以对不同收入水平城镇居民家庭对八大类消费的支出弹性和价格弹性进行分析。由表3可以看出,就支出弹性而言,虽然各类消费品支出弹性均值随着收入水平的提高而逐渐降低,但并不是所有消费的边际支出份额都必然呈现线性变化,说明基于3秩需求系统的QUAIDS模型相比只能反映线性需求的AIDS模型或ELES模型更能体现出城镇居民收入等级变化对消费结构的影响。具体而言,食品烟酒、衣着和居住的支出弹性在不同收入水平城镇居民中都呈现缺乏弹性状态,说明随着我国经济水平的提高,城镇居民的基本的生存温饱需求已经得到满足,包括收入水平较低的城镇居民;同时,食品烟酒、衣着和居住的边际支出份额随着收入水平的提高分别呈现出单边降低、单边上涨和先减后增的态势。就发展型消费而言,在新增消费中增加这方面的支出比例是不同收入水平城镇居民的共同选择,同时中等及以下收入群体在新增消费中对这些商品的支出比例普遍高于中等以上收入群体,表现出更强的消费需求。

就价格弹性的而言,不同收入水平的城镇居民对八大类消费的价格敏感程度同样存在差异。以马歇尔价格弹性为例,城镇居民家庭在食品烟酒、衣着、文教娱乐和居住类商品的价格弹性绝对值与收入水平呈现正相关,意味着收入水平越高的城镇居民对这些商品的价格变动更敏感。比如就食品烟酒类商品而言,当其价格上涨时,不同收入水平居民都会增加在这方面的花费,且收入水平更高的城镇居民会对增加更多食品烟酒的消费量。其中的原因可能是:一方面,物流网络和冷链技术等经济科技因素的飞速发展使得越来越多的高品质食材进入百姓家厨房,不仅提高了居民的幸福感和,且相对于昂贵的奢侈品,也能够被大多数城镇家庭所承担。因此,面临食品价格水平上涨,城镇居民不会降低其对品质的追求,反而增加相应支出;另一方面,外出就餐和高档烟酒在高收入群体的食品烟酒消费中占比高于低收入群体。以河南省为例,2016年城镇高收入户的烟酒和饮食服务消费是低收入户的3.41倍,而前者的全部食品烟酒消费仅是后者的2.52倍,因此这类价格上涨的增加对高收入群体的影响更

显著。对于生活用品及服务 and 交通通信类商品,收入水平与对这些商品价格的敏感程度成反向关系,即低收入群体对这些商品的价格变化更敏。此外,虽然都表现出缺乏弹性状态,城镇居民的收入水平与医疗保健类商品价格弹性之间呈现非线性关系,低收入和高收入群体对医疗保健类商品的价格敏感程度都要高于中等收入群体。

(二) 减税降费对城镇居民消费差距的影响分析

1. 减税降费对投入产出部门的价格效应分析。在“营改增”之后,减税降费成为市场化改革的重头戏。2018年《政府工作报告》提出“大力简政减税降费”,2019年《政府工作报告》提出“实施更大规模的减税”,2020年《政府工作报告》提出“加大减税降费力度”,减税降费连续三年被写入政府工作报告,彰显政府对此方面的决心。其中,增值税改革是实施减税降费的重点,调整增值税税率是改革的主要方式。根据《关于简并增值税税率有关政策的通知》(财税[2017]37号)、《关于调整增值税税率的通知》(财税[2018]32号)以及《关于深化增值税改革有关政策的公告》(财政部、税务总局、海关总署公告2019年第39号)三份文件确定的各投入产出部门适用的增值税法定税率。^①本文将2017年完成“营改增”及增值税税率简并后作为基准情景,分别探索2018年增值税税率调整情景(情景一)和2019年增值税税率调整情景(情景二)下的价格效应。

表4 不同情境下各投入产出部门的相对价格变化率

(单位:%)

部门代码	部门	情景一:2018税率调整	情景二:2019税率调整
1	农林牧渔产品和服务业	-0.13	-0.48
2-5	采矿业	-0.53	-1.86
6-23	制造业	-0.48	-1.86
24-26	电力、热力、燃气及水生产和供应业	-0.58	-1.90
27	建筑业	-0.53	-1.62
28-42	服务业	-0.23	-0.83

注:采矿业、制造业、电力、热力燃气及水生产和供应业以及服务业的数值为相关投入产出部门价格效应均值;在计算时,信息传输、软件和信息技术服务部门法定增值税率取6%。

由于税收优惠及征管水平的原因,税收的实际征收率往往小于法定税率。考虑到这些因素,本文根据前文数据处理测算出的实际征收率与法定税率的比值作为衡量征管水平的能力参数,利用该参数乘以两种情境下的各投入产出部门的法定税率,从而得到税收政策调整后的实际征收的增值税税率。将上述得到的实际增值税征收税率代入公式(10)即可得到两种税收政策调整后情境下投入产出部门的价格,从而计算出价格变化率。由于篇幅限制,本文只汇报部分投入产出部门价格效应结果,其余结果若有需要可向作者索要。

表4显示,相较于“营改增”后,2018年以来实施的增值税减税使所有投入产出部门的价格都有不同程度的下降。对于制造业部门来说,“营改增”后完善了制造业部门在生产过程中的抵扣链条,允许其对服务业部门的中间投入进行抵扣,降低了制造成本,2018年的税率下能够促进制造业部门的价格平均较“营改增”税率简并后下降0.48%。对于服务业^②来说,各部门平均价格下降幅度为0.23%,低于制造业部门价格下降幅度,其中的原因可能是服务业部门的中间投入率相对较低^[6],能够被抵扣的进

^①限于篇幅,各投入产出部门法定税率可向作者索取。

^②根据国家统计局发布的“关于修订《三次产业划分规定(2012)》的通知”,这里服务业指代本文中部门代码在28-42的投入产出部门,通知见 http://www.stats.gov.cn/tjgz/tzgb/201803/t20180327_1590432.html。

项较少,因此税率降低虽然能够降低部门成本,但影响程度相对有限,从而对部门价格的影响也较小。进一步地,2019年增值税税率下调对于降低各投入产出部门的价格效果显著,相较于基准情景,42个部门价格降幅平均值达到1.44%,在2018年减税降费的基础上增加1.05个百分点,其中制造业部门和服务业部门价格分别进一步下降1.38和0.60个百分点。结合倪红福等^[6]的结果可以看出,2018年以后实施的增值税税率下调能够有效弥补“营改增”后可能由征收能力提升导致的服务业部门价格上涨,切实降低行业价格和企业成本。

表5 不同情境下城镇居民八大类消费的价格指数及变化率

类别	情景一价格指数	情景二价格指数	情景一价格指数变化	情景二价格指数变化
食品	99.74	98.99	-0.26%	-1.01%
衣着	99.60	98.44	-0.40%	-1.56%
居住	99.82	99.35	-0.18%	-0.65%
生活用品和服务	99.52	98.13	-0.48%	-1.87%
医疗保健	99.69	98.77	-0.31%	-1.23%
交通通信	99.57	98.39	-0.43%	-1.61%
文教娱乐	99.81	99.28	-0.19%	-0.72%
其他商品和服务	99.64	98.60	-0.36%	-1.40%

2. 减税降费对居民各类消费的价格效应分析。在前文得到各投入产出部门税制改革前后产品价格变化的基础上,利用公式(12)可以计算出税收政策调整对城镇居民八大类消费的价格效应。表6展示了在税收政策调整的两个情景下居民各类消费价格指数的变化。结果显示,减税降费政策实施后,如果城镇居民保持政策实施前各类商品的购买量,城镇居民各类消费的价格指数都得到不同程度的下降。从整体来说,2018年增值税税率调整能够促进八大类消费价格指数平均下降0.33%,2019年进一步减税所产生的价格下降效应较2018年显著提高,平均降幅相对于基准情景达1.25%。分消费品类而言,增值税税率下调对生活用品及服务类商品价格指数影响最大,两种情境下较基准情景的降幅分别为0.48%和1.87%,其中的原因是城镇居民的生活用品及服务类消费中,用品类消费远高于服务类消费,涉及较多的是投入产出部门中的制造业部门,得益于制造业部门价格下降效应较大,因此此类消费品的价格指数降低也更明显。与之相反,如果各类消费支出中服务类支出比重较大,则此类消费价格下降效应相对较低,如主要由房地产部门和教育及文化、体育和娱乐部门分别主导的居住类消费和文教娱乐类消费。值得注意的是,制造业中的通用专用设备部门和服务业中的卫生、社会工作和社会保障部门分别是在本轮减税降费下各产业中价格下降幅度较突出的部门,且都与居民消费中的医疗保健支出紧密相关,由此造成医疗保健消费价格指数下降1.23%,意味着本轮减税降费对降低城镇居民的医疗保健支出负担具有积极作用。

3. 减税降费对城镇居民消费差距的影响分析。结合各类消费价格指数的变化及前文计算出的不同收入水平城镇居民的八大类消费的马歇尔自价格弹性,本文在局部均衡的框架里估计城镇居民消费的改变,以此探究对居民实际消费差距的影响。表6汇报了不同情境下城镇居民整体及各类消费差距。在减税降费后,就城镇居民八大类消费基尼系数而言,食品烟酒、生活用品和服务、交通通信和其他商品和服务的消费基尼系数变化较为明显,其中前三类商品消费基尼系数有所降低,而其他商品和服务类消费基尼系数反而升高,比如在2019年增值税税率下调后,城镇居民消费变化后的实际食品烟酒、生活用品和服务和交通通信的消费基尼系数较原状况会分别下降0.0041、0.0046和0.0015,而其他商品和服务消费变化后的基尼系数较原本会增长0.0014。

表6 不同情境下城镇居民整体及各类消费差距

情景	指标	消费支出	食品	衣着	居住	生活用品和服务	医疗保健	交通通信	文教娱乐	其他商品和服务
2017消费差距	消费基尼系数	0.2225	0.1670	0.2438	0.2231	0.2664	0.2632	0.2840	0.2072	0.3167
	中等/低收	1.767	1.619	1.986	1.722	1.977	1.708	2.184	1.629	2.355
	高收/中等	1.859	1.519	1.929	1.881	2.097	2.216	2.248	1.831	2.440
	高收/低收	3.286	2.459	3.831	3.239	4.145	3.785	4.910	2.982	5.746
2018税率下调	消费基尼系数	0.2225	0.1660	0.2438	0.2230	0.2637	0.2633	0.2835	0.2071	0.3170
	中等/低收	1.768	1.617	1.987	1.722	1.972	1.707	2.181	1.628	2.358
	高收/中等	1.859	1.513	1.929	1.880	2.093	2.217	2.245	1.831	2.443
	高收/低收	3.286	2.446	3.833	3.237	4.129	3.785	4.896	2.981	5.759
2019税率下调	消费基尼系数	0.2224	0.1629	0.2441	0.2228	0.2618	0.2633	0.2825	0.2069	0.3181
	中等/低收	1.768	1.610	1.989	1.720	1.962	1.707	2.172	1.627	2.367
	高收/中等	1.858	1.494	1.930	1.879	2.083	2.218	2.238	1.829	2.450
	高收/低收	3.285	2.406	3.839	3.233	4.086	3.785	4.860	2.977	5.799

进一步地,本文通过分位数之比变化来探索不同情境下的城镇不同收入水平居民的消费差距改变。从整体而言,增值税改革会缩小高收入户与低收入户之间以及高收入户与中等收入户之间的消费差距,但是会加剧中等收入户与低收入户之间的消费差距。该结果表明,增值税改革在“扩中”和“限高”的途径下有效缓解了城镇居民消费差距,对促进消费公平具有积极影响,但对“提低”方面影响有限。就居民各类消费的分位数比值结果来说,基本与消费基尼系数的变化相一致。食品烟酒、生活用品和服务以及交通通信的消费三项分位数之比下降较为明显;以食品烟酒消费为例,由2019年增值税税率下调产生的食品烟酒类消费价格下降能够使中等收入与低收入之间、高收入与中等收入之间以及高收入与低收入之间的食品烟酒消费之比分别降低0.54%、1.61%和2.14%,其中高收入与低收入群体之间的消费差距改善最为显著,也是促进该项消费基尼系数减小的主要原因,类似的情形同样发生在生活用品和服务和交通通信的消费差距上。城镇居民在居住和文教娱乐上的三项消费分位数之比同样表现出下降态势,但幅度相对较小。对于衣着消费而言,在增值税改革中,三项分位数指标都有所提高,与该项支出消费基尼系数的增加相对应,其中的主要原因在于高收入群体对衣着类商品的价格变化更为敏感,此类价格下降使得高收入群体会在高品质衣着上产生更多消费,从而导致衣着消费差距的增大。此外,得益于减税降费政策,医疗保健类商品消费价格的下降能够促进城镇居民在此类商品方面的支出,尽管由于城镇中等收入群体对此类商品价格变化敏感程度弱于低收入和高收入群体,使得中等收入与高收入群体之间此项消费之比轻微上涨,但低收入与中等收入群体之间和高收入群体与低收入群体之间的医疗保健消费之比得到缩小,城镇居民整体医疗保健消费基尼系数基本保持不变。

五、结论与政策建议

本文通过研究不同收入水平城镇居民在面对由减税降费引起的八大类消费品价格效应红利时消费行为的变化来分析税收政策调整对城镇居民消费差距的影响。研究发现,第一,城镇居民所有消费品的支出弹性均值随着收入水平的提高而逐渐降低,表明低收入群体具有更强烈的消费意愿,但具体到各类消费品,其边际支出份额并不必然随着收入水平的上升呈现线性变化,表现出消费种类之间的异质性;不同收入水平城镇居民家庭的消费行为也显著不同,尽管城镇居民都愿意在新增支出中提高

发展性消费占比,但低收入群体在程度上相对较高,此外高收入群体相对更愿意为高档服饰和高品质居住环境买单。第二,当前减税降费能够切实有效地降低所有行业的价格水平,对降低企业成本具有积极影响;同时,得益于投入产出部门价格的下降,居民八大类消费价格指数会随之下降,其中生活用品和服务类消费价格指数下降最为明显,居住类消费价格下降幅度最小,此外医疗保健消费价格的下降能够降低城镇居民医疗支出负担。第三,受益于增值税税率下调带来的消费价格下降,城镇居民整体消费差距得到轻微改善,低收入群体与高收入群体之间消费之比的下降是其中的主要原因,但是中低收入者之间消费差异的加大,意味着距离完全达到“提低”、“扩中”和“限高”的收入分配制度尚存差距。

根据上述结果,本文从重点提高中等及低收入群体实际收入水平,促进其消费,从而实现改善消费差距这一思路着手提出下列政策建议:

其一,实现基本公共服务的均等化,促进城镇化人口消费。城镇居民财富分化的出现可能是由于在城镇化过程中将农村贫困人口直接转化为城镇贫困人口所造成的。为避免陷入“中等收入陷阱”,在规划城镇发展战略中,应充分考虑到城镇人口增加对城镇公共产品和公共服务需求的急剧上升以及对社会保障制度的冲击,因此应尽力完善城镇公共基础设施建设以及公共产品与公共服务的供给能力建设。只有这样才能更好地帮助农村居民融入城市,释放城镇化人口消费潜力,促进消费公平。

其二,完善和落实减税政策,尤其是对涉及食品类和医疗保健类商品生产部门。“打卡”网红餐厅成为时下居民追求潮流的普遍现象,意味着追逐食品烟酒类消费质量成为当前城镇居民提高幸福感的重要途径,并愿意为此承担相应成本,这无疑会加重低收入群体的支出负担并抑制其对其它类商品的消费。因此,针对食品类行业的减税降费则有助于更有效地稳定物价水平,使居民回归理性消费。同时,对涉及医疗保健类商品的生产部门实施税收优惠有助于进一步降低此类商品消费价格,减少低收入群体的医疗支出负担,帮助其缓解看病焦虑,从而增加其对其它类商品的消费,尤其是在对抗疫情背景下更是如此。

其三,完善消费税制度,将高档服务消费纳入征税范围。高收入群体与中、低收入群体在文教娱乐消费上存在结构差异,娱乐消费是前者文教娱乐支出的主要构成,而教育支出在后者支出中占主导地位。因此,对主要面向高收入群体的高档服务业征收消费税,不仅可以保证中、低收入群体继续享受减税降费带来的一般娱乐服务税率降低的红利,刺激中、低收入群体进行消费,又能调节高收入群体对具有炫耀色彩的高档娱乐服务消费,从而促进消费均衡。此外,从社会意义上来说,对奢侈品与高档服务征收消费税有利于缓和“炫富”现象对低收入群体的神经刺激和仇富心理,缓和社会矛盾。

参考文献:

- [1]孙豪,胡志军,陈建东.中国消费基尼系数估算及社会福利分析[J].数量经济技术经济研究,2017(12):41-57.
- [2]陈建东,孙克雅,马骁,等.直接税和间接税对城乡居民收入差距的影响分析[J].税务研究,2015(7):43-53.
- [3]聂海峰,岳希明.间接税归宿对城乡居民收入分配影响研究[J].经济学(季刊),2013(1):287-312.
- [4]童锦治,周竺竺,李星.我国城镇居民税收的收入再分配效应变动及原因探析[J].财贸经济,2011(6):31-37.
- [5]聂海峰,刘怡.城镇居民的间接税负担:基于投入产出表的估算[J].经济研究,2010(7):31-42.
- [6]倪红福,龚六堂,王茜萌.“营改增”的价格效应和收入分配效应[J].中国工业经济,2016(12):23-39.
- [7]马骁,王斐然,陈建东,等.直接税和间接税对城乡居民消费差距的影响分析[J].税务研究,2017(8):21-27.
- [8]BANKS J,BLUNDELL R,LEWBEL A. Quadratic Engel Curves and Consumer Demand[J]. Review of Economics and Statistics,1997,79(4):527-539.
- [9]LIN B,SMITH T,LEE J, et al. Measuring Weight Outcomes for Obesity Intervention Strategies: The Case of a Sugar-Sweetened Beverage Tax[J]. Economics and Human Biology,2011,9(4):329-341.

- [10] JANSKY P. Consumer Demand System Estimation and Value Added Tax Reforms in the Czech Republic[J]. Czech Journal of Economics and Finance, 2013, 64(3): 246-273.
- [11] ZHEN C, WOHLGENANT M, KARNS S, et al. Habit Formation and Demand for Sugar-Sweetened Beverages[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2011, 93(1): 175-193.
- [12] DHARMASENA S, CAPPS O. Intended and Unintended Consequences of a Proposed National Tax on Sugar-Sweetened Beverages to Combat the U. S. Obesity Problem[J]. Health Economics, 2012, 21(6): 669-694.
- [13] APELI M. Consumer Demand for Alcoholic Beverages in Switzerland: A Two-stage Quadratic Almost Ideal Demand System for Low, Moderate, and Heavy Drinking Households[J]. Agricultural and Food Economics, 2014, 2(1): 1-27.
- [14] 李颖. 商品税及税负转嫁对居民消费影响的实证研究[J]. 经济与管理评论, 2015(4): 79-86.
- [15] 平新乔, 梁爽, 郝朝艳, 等. 增值税与营业税的福利效应研究[J]. 经济研究, 2009(9): 66-80.
- [16] HAUSMAN J, NEWAY W, POWELL J. Nonlinear Errors in Variables: Estimation of Some Engel Curves[J]. Journal of Econometrics, 1995, 65(1): 205-233.
- [17] POI B. Easy Demand-System Estimation with QUAIDS[J]. The Stata Journal, 2012, 12(3): 433-466.
- [18] 赵昕东, 汪勇. 食品价格上涨对不同收入等级城镇居民消费行为与福利的影响——基于 QUAIDS 模型的研究[J]. 中国软科学, 2013(8): 154-162.
- [19] 陈晨, 刘强, 姜玉英. 英国价格指数体系的编制与借鉴[J]. 统计与决策, 2017(4): 11-17.
- [20] LI L, SONG Z, MA C. Engel Curves and Price Elasticity in Urban Chinese Households[J]. Economic Modelling, 2015, 44: 236-242.
- [21] 张颖熙. 中国城镇居民服务消费需求弹性研究——基于 QUAIDS 模型的分析[J]. 财贸经济, 2014(5): 127-135.
- [22] 谭涛, 张燕媛, 唐若迪, 等. 中国农村居民家庭消费结构分析: 基于 QUAIDS 模型的两阶段一致估计[J]. 中国农村经济, 2014(9): 17-31.

The Impact of Tax Reduction on the Chinese Urban Households' Consumption Gap ——Analysis of Consumer Behavior Based on Price Effect

WANG Feiran¹, CHEN Jiandong²

(1. Center for China Fiscal Development, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

2. School of Public Administration, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: By studying the elasticity of consumption demand of urban households at different income levels and the price effect of tax reduction, we can analyze the effect of tax reduction on the consumption gap of urban residents. The results show that the marginal expenditure share of all kinds of urban households' consumption does not necessarily change linearly between income levels, and there is heterogeneity between consumption behaviors at different income levels. VAT rate cut could effectively reduce the input and output unit costs and prices, contributes all categories of consumption price index to decline. Notably, such price decline is relatively remarkable in the health, social work and social security department in the service sector, which decreases the urban household's health care consumer price index and reduces the corresponding expenditure. Overall, the tax reduction can effectively close the consumption gap among urban households, but the consumption gap between the middle-income households and the low-income households still requires close attention. In view of this, the relevant policies can further alleviate the consumption gap from improving the equalization of public services, implementing the effect of tax reduction and improving the consumption tax system.

Key words: tax reduction; consumer behavior; price effect; consumption gap



(责任编辑 郭宝才 孙 豪)