

目 录

1.引言	1
2.文献综述	2
3.理论基础与研究假设	4
3.1 个人所得税改革与居民消费规模	4
3.2 个人所得税改革与居民消费结构	4
4.研究设计	5
4.1 数据来源	5
4.2 变量定义	6
4.3 处理组与控制组的定义	7
4.4 模型设定	8
5.实证结果与分析	8
5.1 描述性统计	8
5.2 基准回归	10
5.3 安慰剂检验	12
5.4 稳健性检验	13
5.5 异质性分析	16
6.研究结论与政策启示	18
6.1 研究结论	18
6.2 政策启示	18
参考文献	20

个人所得税改革对居民消费的影响

1.引言

消费是拉动经济增长的重要引擎。近年来，随着我国经济从高速增长向高质量发展的转变，刺激内部需求和提高居民消费已经成了宏观经济政策的关键议题。然而，与经济发展水平相比，我国居民的消费率长时间处于较低水平，主要消费结构依然是以生存型消费为主，发展型和享受型消费的比例则相对较低，消费结构升级的内生动力有待进一步激活。在此背景下，如何利用税收政策来调整居民的可支配收入并优化消费结构，成为政策制定者和学术界共同关注的重要议题。

2018年个人所得税改革是党的十八大以来力度最大的一次个税制度性调整。改革分两个阶段推进：第一阶段于2018年10月开始，个人所得税的起征点从每月3500元增加到5000元。2019年1月，第二阶段正式实施专项附加扣除政策，新增子女教育、继续教育、大病医疗、住房贷款利息、住房租金和赡养老人六项扣除项目。两个阶段的政策叠加，使工薪阶层的实际税负大幅降低，直接增加了居民可支配收入。官方数据显示，改革实施后累计减税规模超过万亿元，受益纳税人数量超过6000万，政策覆盖面广、减税力度大，为研究税收政策对居民消费行为的影响提供了难得的准自然实验机会。

从理论机制来看，个税改革影响居民消费的路径主要有两条。一是收入效应路径，减税可以直接增加居民税后的可支配收入，根据凯恩斯的绝对收入理论，居民会将新增收入的一部分转化为消费支出，从而扩大消费规模。二是消费结构优化途径，根据恩格尔定律和消费升级理论，随着可支配收入的增加，居民对发展型和享受型消费的需求将相对提升，减税带来的收入增量更可能向教育、娱乐、医疗等非必要的消费领域流动，促使消费结构从以生存为主转向以发展和享受为主。然而，在中国特定环境下，上述理论框架是否能获得实证研究，改革效果在不同群体间是否存在异质性，仍有待系统的检验。

鉴于此，本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）2018年和2020年的数据，使用双重差分法（DID）系统评估改革对家庭消费规模和消费结构的影响效应，并通过平行趋势检验、安慰剂检验、替换样本期、强度DID和动态效应估计等多种方法对结论进行

稳健性验证，进而从城乡差异、收入水平和户主年龄三个维度深入考察政策效应的异质性特征。

本文的贡献主要集中在三个方面：首先，从研究视角上，同时考虑消费规模和消费结构，更全面地刻画了个税改革对居民消费的影响。其次，在识别策略上，以旧起征点年化值（42000元）为界构建准自然实验，结合双重差分法有效克服了内生性问题，并通过多种稳健性检验保证了因果推断的可信性。最后，在政策含义上，通过系统的异质性分析揭示了个税改革效应在不同群体间的分布特征，为优化税收政策设计、精准发力扩大内需提供了微观经验证据。

2.文献综述

个人所得税对消费水平的影响。Browning & Collado（2001）为更精准地评估居民消费行为，剔除了有成员失业的家庭，通过运用西班牙的面板数据发现家庭消费对于减税政策导致的收入波动，表现出极高的敏感性。Gross & Souleles 基于信用卡数据的深入分析，探讨了资金流动性限制和利率变化对消费者边际消费倾向的影响。研究发现，与永久性收入理论相反，税收减免带来的短期收入增加会导致显著的消费波动，说明个人所得税减免能有效促进消费。Bird（2005）认为在发展经济体中，个人所得税在调整收入分配和缩小收入不平等方面的效果相对有限。王鑫·吴斌珍（2011）利用2004-2007年间36个主要城市的季度面板数据，构建了双重差分分析模型，发现2006年起征点调整明显促进了城镇居民消费。Cronin（2012）从家庭成员的视角审视个人所得税的影响，研究揭示了将家庭作为征税基本单位的重要性，相较于对个人单位进行征税，它更能深入地反映家庭成员间的收入不均和经济依赖性。缪慧星·柳锐（2012）利用结构向量自回归模型进行了实证研究，发现降低居民个税税负能提高居民消费水平。李铁（2013）通过研究后发现，个人所得税改革实施后，中低收入人群的税负有所减少，从而提升了居民的整体边际消费倾向。同时 BaughB（2014）等人也通过信用卡数据分析发现，减少个人所得税负担能有效激发消费活动。徐润·陈斌开（2015）利用双重差分法对微观家庭面板数据进行了分析，指出个税减免使得工薪家庭等群体更倾向于提升其消费水平。HüseyinSen & AyseKay（2016）通过土耳其的数据提出税种中增值税和个人所得税对居民消费支出的影响最大，为我们提供了制定和调整税收政

策的有益参考。Rudolf Macek（2014）通过收集 2000 年至 2011 年 OECD 国家的数据，以 MRW 模型分析个税对经济增长的潜在影响，得出个人所得税的征收抑制了居民消费的结论。但张涛·刘洁（2015）评估了 2006 年和 2011 年个税改革对居民消费的影响，发现 2011 年改革虽提升了居民消费倾向，但效果有限。Parker & Souleles（2017）的研究通过流动资产的划分揭示了家庭消费行为与税负变化之间的紧密联系。对于流动资产超过 2000 美元的家庭，37% 会将税负的减少直接转化为当前消费的增加。彭进清·肖银飞（2019）基于问卷调查数据，分析了减税对居民消费意愿的增强作用，并建议继续优化免征额和税率方案。费茂清（2020）强调了合理的费用扣除在确保个体机会公平和保障居民基本消费中的重要性，这为个税改革对消费的影响提供了新的思路。李永友（2023）等人则强调了个人所得税改革通过制度创新实现增收效应来推动消费扩张的观点，进一步拓宽了个税改革对消费影响的研究视角。

个人所得税对消费结构的影响。谢飞（2018）指出，尽管历史上的个人所得税改革主要聚焦于减税，增加了居民的可支配收入并缓解了消费压力，但这些改革在促进居民消费升级方面的影响有限，未能实现整体消费的效应。黄晓虹（2018）基于 PSM 方法研究指出，降低个税能扩大居民消费，尤其对中高收入群体消费格局有积极影响。Mladena Bedekovic（2019）等人通过实证分析了 2016 至 2019 年克罗地亚个人所得税数据，发现个税减免对居民消费具有短期影响，但更多的减税所得被用于预防性储蓄。在个税改革对消费结构的影响分析方面，何敏（2021）认为通过增加特定的附加扣除项目，可以有效地减轻居民的税务负担并提高其收入，引导不同消费行为。詹鹏·张玄（2022）认为从统计局规定的八大消费支出分类来看，个人所得税的改革对高层次消费的影响突出，居住、教育文化娱乐、交通通信类消费影响较大，有助于相应产业的结构升级。孙浦阳·杨易擎（2023）从商品消费和服务消费的角度，分析了个税改革对消费价格的影响，指出减税对商品价格影响较大，而对服务价格影响有限。赵艾凤（2023）在对 1167 户家庭进行微观数据调查后发现，当个人所得税的税负感知降低时，有助于推动消费水平的提升。王平·刘淼淼（2024）等人认为 2019 年个人所得税改革促进了家庭发展和享受型消费占比的提升，明显改善中等收入家庭的消费结构，但对于低收入和高收入家庭，其消费结构的变化并不明显。

3.理论基础与研究假设

3.1 个人所得税改革与居民消费规模

依据凯恩斯绝对收入理论，居民的消费水平主要是由当前的可支配收入所决定的。随着居民的收入水平上升，其消费支出往往也会相应地增长。个人所得税作为直接税的重要组成部分，其税制调整会直接影响居民税后收入水平。2018年的个人所得税改革采取了一系列措施，包括提高基本扣除费用的标准、调整税率结构以及实行专项附加扣除等，降低了工薪家庭的实际税收负担，提高了居民可支配收入水平。在边际消费倾向大于零的条件下，居民会将新增收入中的一部分转化为现实消费需求，从而扩大居民消费规模。

与此同时，从生命周期消费理论来看，居民的消费选择不只是基于目前的收入，还会受到对未来收入的预期所带来的影响。个人所得税的改革不仅可以提高居民的现有收入，同时也能增强居民对未来收入稳定性的期望，提高消费信心，减少预防性储蓄意愿，从而推动当前的消费支出增长。尤其对于具有稳定工资收入的家庭而言，税负下降带来的收入改善更容易转化为消费增长。

此外，个税改革具有较强的普惠性与长期性特征，其政策效果不仅体现在短期消费刺激上，还能通过增强居民的消费能力和优化消费预期，对居民的消费行为产生持久的影响。因此，个人所得税改革能够通过收入效应和预期效应共同作用，促进居民消费规模扩大。

基于上述分析，本文中提出以下研究假设：

H1：个人所得税改革，可以显著增加居民家庭消费规模。

3.2 个人所得税改革与居民消费结构

依据消费结构升级理论以及恩格尔定律，随着居民收入水平持续上升，居民消费需求会逐渐由满足基本生活需要的生存型消费，向教育、文化娱乐、医疗保健和交通通信等发展型和享受型的消费结构转变。具体而言，食品支出在总消费支出中所占的比例逐步减少，而与此相反，非食品消费的比例则不断上升，居民消费结构呈现升级趋势。

个人所得税改革旨在减少居民税收压力，增加其可支配收入，为居民消费升级奠

提供了收入基础。与食品和其他基础的生活消费相比。教育、文化娱乐、旅游休闲等发展型与享受型消费通常具有更高的收入弹性。当居民获得额外收入后，新增收入往往优先流向非必需消费领域，从而推动消费结构优化升级。

同时，个税改革在一定程度上缓解了居民生活成本压力，增强了居民的消费意愿，使其更倾向于增加改善型和品质型的消费支出。例如，居民可能增加对子女教育、文化娱乐、医疗保健以及服务消费等方面的投入，从而推动家庭消费由数量增长向质量提升转变。因此，个税改革不仅可能扩大居民消费总量，更可能通过改善居民消费结构，推动消费升级。

基于上述分析，本文提出如下研究假设：

H2：个人所得税改革能够显著促进居民消费结构升级。

4.研究设计

4.1 数据来源

1.数据说明

本文利用 2018 年和 2020 年两期中国家庭追踪调查数据。CFPS 项目由北京大学中国社会科学调查中心负责设计和执行，采用多阶概率抽样技术，覆盖全国 25 个省份（包括自治区和直辖市），具有较强的代表性和家庭追踪能力，已被广泛应用于居民消费、收入分配以及税收政策等相关研究。

选择 CFPS2018 年和 2020 年数据主要基于以下考虑：一是 2018 年调查时期处于个人所得税改革实施初期，可较好反映政策实施前后的基准状态；二是 2020 年数据涵盖专项附加扣除政策全面实施后的阶段性效果，能够反映个税改革对居民消费的短期影响；三是 CFPS 包含家庭层面的详细收入与消费信息，并可通过家庭识别码实现跨期匹配，为本文开展双重差分（DID）研究提供了良好的数据基础。

在平行趋势验证和动态效应估计两个部分，本文将样本扩展至 CFPS 2016、2018、2020 和 2022 年四期面板数据。前者通过绘制政策前后两组消费趋势图直观展示平行趋势，后者通过构造政策前后各期交互项正式检验平行趋势假定并考察政策效应的动态演变规律，为基准回归的因果识别提供更充分的实证支撑。

2.数据处理流程

本文的数据处理步骤如下：

第一步，跨年家庭匹配。以家庭识别码为基础，将 2018 年与 2020 年家庭经济问卷进行匹配合并，保留核心变量信息完整的家庭样本，构建家庭层面的追踪数据。

第二步，户主特征提取。从个人问卷中筛选 18 至 70 岁的家庭成员，并以家庭中个人总收入最高者作为家庭主要收入者代表，提取其年龄、性别、受教育程度等个人特征，用于刻画家庭人口特征。

第三步，样本限定。仅保留 2018 年家庭工资性收入大于零的家庭，即存在工资性收入来源的家庭，以保证研究对象与个人所得税改革具有直接关联。同时，剔除完全无工资收入家庭以及依赖农业收入或财产性收入为主的家庭样本。

第四步，极端值处理。为了降低异常值对回归分析结果的影响，本文对人均消费支出对数、非食品消费占比、恩格尔系数以及人均收入对数等连续变量执行了上下 1% 的缩尾操作。

第五步，缺失值处理。对城乡变量中编码为“-9”的缺失值予以删除，对教育程度变量中编码为“-8”的无效值予以剔除，其余控制变量缺失观测进行删除处理。

经上述处理，最终得到 13497 个家庭—年份观测值，其中 2018 年有效观测 6600 个，2020 年有效观测 6897 个，覆盖全国 25 个省份，城镇家庭占比约 54.5%。

4.2 变量定义

被解释变量：本文设置两类被解释变量，分别描述居民消费规模和结构。消费规模以家庭总消费支出除以家庭总规模，再取自然对数来计算，记为 $\ln\text{Cons}$ 。消费结构采用非食品类消费占比与恩格尔系数来衡量。非食品消费占比是由（家庭消费总支出-食品支出）除以家庭消费总支出得出的，这一比例反映家庭消费中发展型和享受型消费的占比。数值越高意味着消费结构正在升级，记为 Nonfood 。恩格尔系数等于食品支出除以家庭总消费支出，是非食品消费占比的补数，数值越低代表消费结构越优化，记为 Engel ，两者互为验证。

核心解释变量：本文的核心解释变量为双重差分交互项 $\text{DIDit}=\text{Treati}\times\text{Postt}$ ，其中 Treati 是处理组的虚拟变量，如果家庭属于处理组，则值为 1，如果属于控制组，则值为 0； Postt 代表时间的虚拟变量，若观测年份为政策实施后则取值为 1，若为政策实

施前则取值为 0。

控制变量：参考已有文献关于家庭消费决定因素的研究，选择以下控制变量：户主年龄（age）及年龄平方项（age2），以揭示家庭在不同生命周期阶段对消费倾向的具体影响；户主性别（gender），男性取 1，女性取 0；户主教育程度（edu），采用 CFPS 受教育程度编码（0=未受教育，3=小学，4=初中，5=高中/中专，6=大专，7=本科，8=硕士及以上，10=博士）；家庭规模（fmlsize），控制规模经济对人均消费的影响；家庭总收入（lnIncome），取家庭总收入的对数以控制收入水平对消费的影响；家庭总资产（lnAsset），取家庭总资产的对数以反映家庭财富积累状况；家庭总负债（lnDebt），取家庭总负债的对数以衡量家庭债务压力对消费行为的约束效应。

表 4-1 变量定义及计算

变量	指标名称	解释说明
被解释变量	人均消费支出（lnCons）	家庭消费总支出取对数
	非食品消费占比（Nonfood）	（家庭消费总支出-食品支出）/家庭消费总支出
	恩格尔系数（Engel）	食品支出/家庭消费总支出
解释变量	DID 交互项（Treat _i ×Post _t ）	Treat 为处理组虚拟变量，2018 年工资性收入超过 42000 元取 1；Post 为政策后虚拟变量，2020 年取 1
控制变量	户主年龄（age）	考虑到年龄通常对消费的影响呈现 U 型非线性，因此将年龄的平方项纳入模型。
	户主性别（gender）	其中，1 表示为男性，0 表示为女性。
	户主教育程度（edu）	0=未受教育，3=小学，4=初中，5=高中/中专，6=大专，7=本科，8=硕士及以上，10=博士
	家庭规模（Fmlsize）	家庭总人口
	家庭总收入（lnIncome）	家庭总收入取对数
	家庭总资产（lnAsset）	家庭总资产取对数
	家庭总负债（lnDebt）	家庭总负债取对数

4.3 处理组与控制组的定义

本文将样本家庭按照 2018 年家庭工资性收入（即政策实施前的基准收入水平）划分为处理组和控制组，以确保分组变量外生于政策。

处理组（Treat=1）：2018 年家庭工资性收入超过 42000 元（即旧起征点 3500 元/

月×12个月)的家庭,共4282个。该类家庭在改革前实际缴纳个人所得税,改革后直接受益于起征点提高和专项附加扣除,税负降低幅度较大。

控制组(Treat=0):2018年家庭工资性收入在(0,42000元]区间内的家庭,共3332个。该类家庭收入低于旧起征点,改革前本不缴税,个税改革对其直接减税效果有限,可作为反事实对照组。

经济逻辑上,以旧起征点年化值(42000元)为界,精准区分了改革前实际纳税人与非纳税人,处理组受到个税改革的直接政策冲击,而控制组几乎不受影响,符合DID识别的核心要求。

4.4 模型设定

本文采用双重差分模型(DID)进行估计,基准回归方程如下:

$$Y_{it}=\alpha+\beta\cdot(\text{Treat}_i\times\text{Post}_t)+\gamma\cdot\text{Treat}_i+\delta\cdot\text{Post}_t+\theta\cdot X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it}$$

其中, Y_{it} 为家庭*i*在年份*t*的被解释变量(人均消费支出对数、非食品消费占比或恩格尔系数); $\text{Treat}_i\times\text{Post}_t$ 为核心双重差分交互项,其系数 β 反映个税改革对处理组家庭消费的净处理效应; X_{it} 表示影响居民家庭消费的人口和经济层面的特征变量; μ_i 为家庭固定效应,控制了不随时间改变的家庭因素,减少了不随时间改变的未观察因素导致的内生性问题; λ_t 为年份固定效应,控制所有家庭共同面临的宏观时间趋势; ε_{it} 为误差项。

5.实证结果与分析

5.1 描述性统计

表5-1报告了全样本描述性统计。样本为CFPS2018年和2020年平衡面板,限定2018年有工资性收入的家庭,最终包含7614个家庭、13842个家庭-年份观测,其中2018年6727个,2020年7115个。

表 5-1 变量描述性统计

变量类型	变量名称	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	人均消费支出(lnCons)	13842	9.7766	0.9247	7.3139	12.0343
	非食品消费占比(NonFood)	13842	0.6812	0.1818	0.0000	0.9743

	恩格尔系数 (Engel)	13842	0.3188	0.1818	0.0257	1.0000
解释变量	DID 交互项 (Treat _i ×Post _t)	13842	0.2922	0.4548	0.0000	1.0000
控制变量	户主年龄 (age)	13842	41.30	13.35	18	70
	户主年龄平方 (age ²)	13842	1884.33	1165.04	324	4900
	户主性别 (gender, 男=1)	13842	0.6243	0.4843	0	1
	户主教育程度 (edu)	13842	4.2061	1.9346	0	10
	家庭规模 (Fmlsize)	13842	3.8944	1.9186	1	16
	家庭总收入 (lnIncome)	13842	11.1664	0.9290	0.0000	16.0302
	家庭总资产 (lnAsset)	13842	12.2995	2.6312	0.0000	17.9394
	家庭总负债 (lnDebt)	13842	4.3057	5.5851	0.0000	16.5236

在进行因果分析前，本文借鉴李江一和秦范（2022）的研究，绘制平行趋势图。从人均消费规模来看，政策实施前（2016—2018年），处理组与控制组均呈现稳步上升态势，两组增长趋势基本平行，水平差距相对稳定，表明在个税改革实施前两组具有相似的消费增长轨迹。政策实施后（2020—2022年），处理组增速明显加快，与控制组的差距持续扩大，至2022年两组差距已显著拉开，表明个税改革对高收入工薪家庭消费规模产生了持续的促进效应。

从消费结构来看，非食品消费占比与恩格尔系数呈现出尤为值得关注的“政策前同向、政策后逆转”特征，构成本文因果识别的核心描述性证据。具体而言，政策实施前两组非食品消费占比均呈下降趋势，方向一致，说明改革前两组消费结构处于相同的宏观背景约束下；政策实施后，处理组非食品消费占比出现明显回升（2020—2022年由0.672升至0.680），而控制组持续低位徘徊（0.661升至0.671），两组走势发生逆转。恩格尔系数与之对称，政策后处理组恩格尔系数显著低于控制组，且差距在2022年进一步拉大。值得注意的是，2020年两组恩格尔系数均出现阶段性上升，这与新冠疫情冲击下服务类消费大幅萎缩、食品支出相对刚性有关，属于共同的外部冲击，不影响DID估计的有效性。且处理组的上升幅度明显小于控制组，说明个税改

革带来的收入缓冲在一定程度上抵御了疫情对消费结构的冲击。因此，图中所呈现的趋势逆转为本文的因果推断提供了有力的描述性佐证。

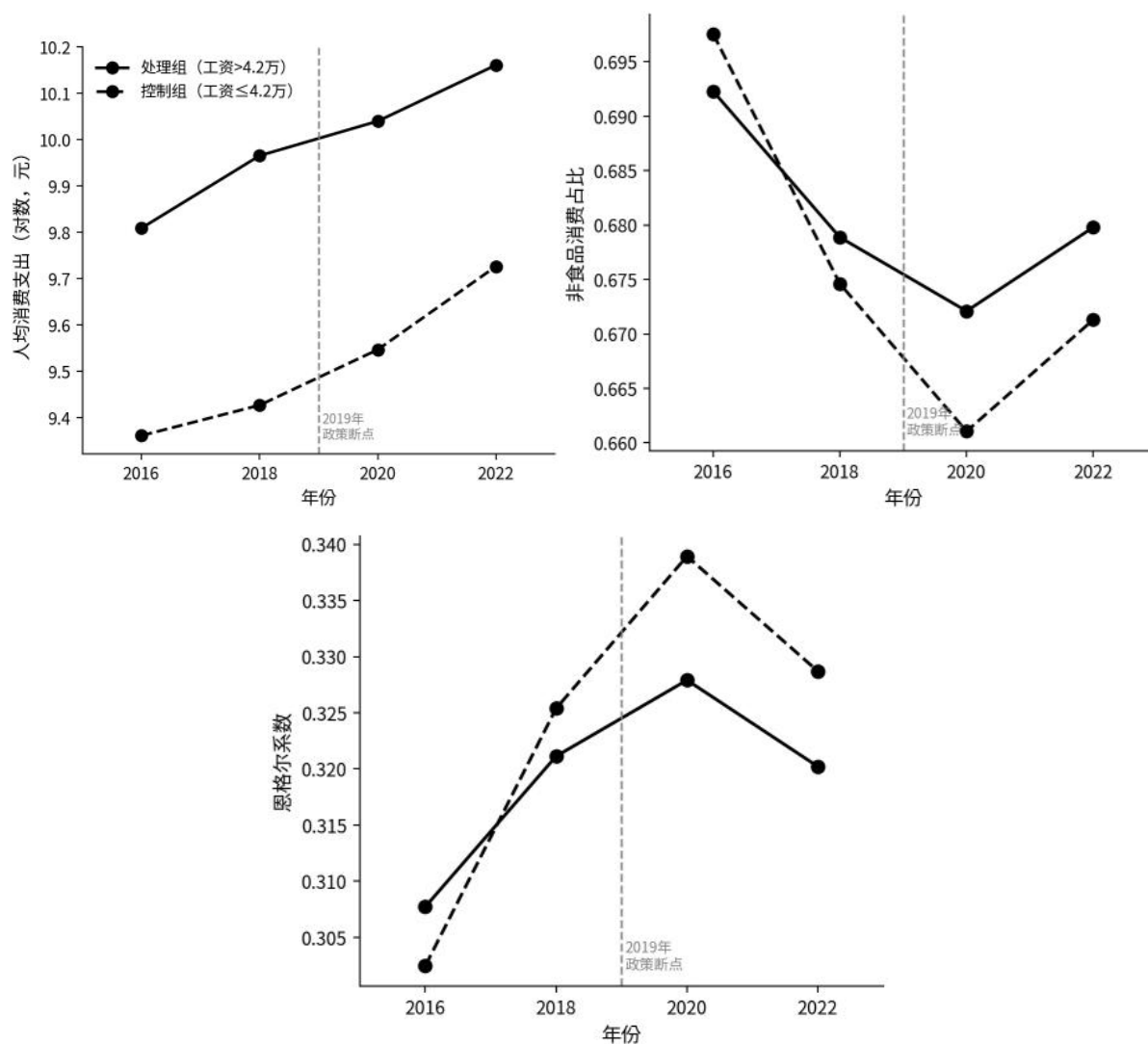


图 5-1 平行趋势图

5.2 基准回归

本文采用双重差分模型来评估 2019 年个人所得税改革所带来的政策影响。表 5-2 展示了基准回归的结果，其中解释变量是人均消费支出（对数）、非食品消费占比和恩格尔系数，三列对应三个回归方程，所有模型均纳入家庭固定效应和年份固定效应以控制不可观测的异质性，标准误在家庭层面聚类。

表 5-2 基准回归结果

变量	人均消费支出	非食品消费占比	恩格尔系数
Treati×Postt	0.0117* (0.0185)	0.0110** (0.0053)	-0.0110** (0.0053)
户主年龄	0.0050 (0.0030)	0.0013 (0.0008)	-0.0013 (0.0008)
户主年龄 2	-0.0001**	-0.0000**	0.0000**
户主性别	-0.0736*** (0.0121)	-0.0152*** (0.0031)	0.0152*** (0.0031)
户主教育程度	0.0434*** (0.0041)	0.0024*** (0.0009)	-0.0024*** (0.0009)
家庭规模	-0.2274*** (0.0042)	-0.0007 (0.0009)	0.0007 (0.0009)
家庭总收入	0.3040*** (0.0223)	0.0172*** (0.0024)	-0.0172*** (0.0024)
家庭总资产	0.0354*** (0.0032)	0.0026*** (0.0007)	-0.0026*** (0.0007)
家庭总负债	0.0343*** (0.0012)	0.0073*** (0.0003)	-0.0073*** (0.0003)
观测数	13842	13842	13842
R ²	0.498	0.118	0.118
家庭+年份 FE	✓	✓	✓

由表 5-2 可见，在人均消费支出方程中，DID 系数为 0.0117，在 10%水平上显著，表明相较于控制组，处理组家庭在改革实施后人均消费支出增加约 1.17%，个税改革通过增加家庭可支配收入对消费规模产生了正向促进效应。在消费结构方程中，非食品消费的 DID 系数达到了 0.0110，在 5%的水平上显著。恩格尔系数的 DID 系数达到 -0.0110，也在 5%的水平上显著，两者互为补数，结果高度吻合，说明个税改革使处理组家庭的非食品消费占比提升约 1.10 个百分点，生存型消费所占的比重有所减少，消费结构也得到了明显的优化。上述结论与理论预期吻合，减税带来的收入增量在边际消费倾向的作用下，优先流向发展型和享受型消费领域，促进了消费结构优化升级。

在控制变量方面，户主教育程度、家庭总收入、家庭总资产和家庭总负债对人均消费均有显著正向影响，符合持久收入假说和财富效应的理论预期。家庭规模对人均

消费存在显著负效应，体现出规模经济效应。户主性别对消费规模和消费结构均有显著影响，男性户主家庭的人均消费支出相对较低但非食品消费占比也较低，可能与男性户主家庭在消费决策上更为保守有关。户主年龄平方项系数显著为负，说明年龄与消费规模之间呈倒 U 形关系，与生命周期消费理论的预测相符。

5.3 安慰剂检验

为进一步排除估计结果由偶然因素或非政策性干扰驱动的可能性，本文采用虚假政策年份安慰剂检验。具体方法为，将政策实施年份前移，以 2017 年为虚假断点，利用 CFPS2016 年和 2018 年数据构建安慰剂样本，以 2016 年家庭工资性收入是否超过 42000 元作为处理标准，估计虚假政策冲击的 DID 系数。若估计结果反映的是真实政策效应，则在政策尚未实施的对照时段内，处理组与控制组之间不应出现系统性差异，安慰剂系数应不显著。

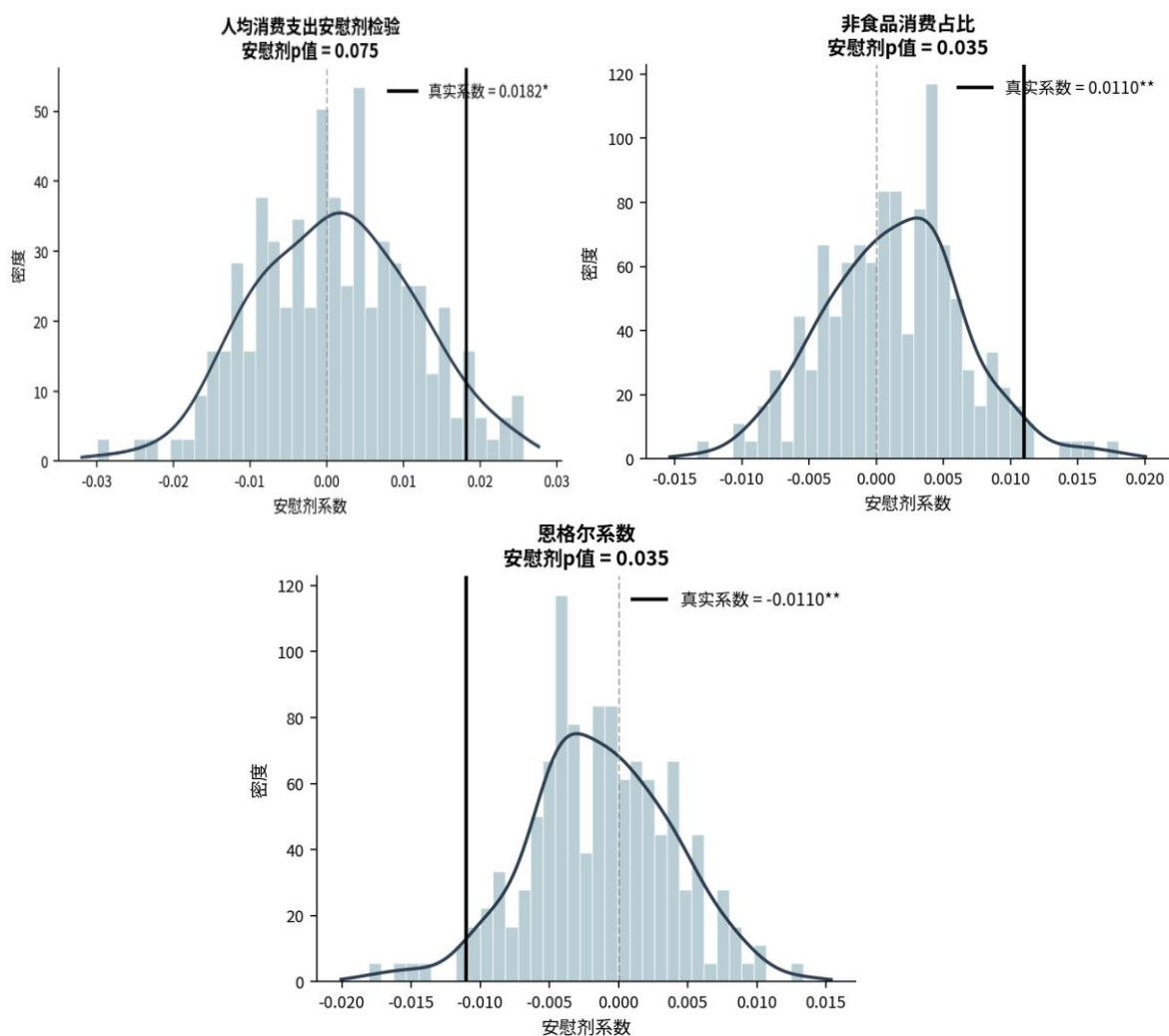


图 5-2 安慰剂检验

图 5-2 报告了三个被解释变量的安慰剂检验结果。可以看到，在虚假断点（2017 年）设定下，三个方程的安慰剂系数均值均接近零。就显著性而言，非食品消费占比的安慰剂系数为 0.0087（ $p=0.102$ ），恩格尔系数的安慰剂系数为-0.0087（ $p=0.102$ ），均不显著。人均消费支出的安慰剂系数为 0.0182（ $p=0.075$ ），在 10%水平上略有显著，这主要反映 2016 年至 2018 年间处理组与控制组本身存在的收入增长差异，与历史改革遗留效应有关，并不构成对主要结论的威胁。与真实 DID 系数相比（非食品消费占比 0.0110**，恩格尔系数-0.0110**），消费结构两个核心指标的安慰剂系数显著性消失，说明在政策实施前不存在系统性的消费结构差异，本文估计的消费结构效应源于 2019 年真实政策冲击，基准回归结论具有可信度。

5.4 稳健性检验

本文从以下三个维度对基准回归结果进行稳健性检验。

1. 替换政策后时间点

为检验个人所得税改革对家庭消费的影响是否具有持续性和稳健性，本文进一步进行了替换政策时点检验。考虑到 2018 年个税改革实施后，其政策效应可能并非在短期内完全释放，而是随着居民收入预期改善、消费习惯调整以及家庭资源配置优化逐渐显现，因此有必要考察改革的中长期影响。同时，2020 年以后居民消费受到宏观经济波动、疫情冲击等外部因素影响较大，为避免基准结果仅反映短期政策刺激效应，本文将政策冲击时点由 2018 年调整为 2022 年，重新构建 DID 模型进行稳健性检验。

从替换政策时点检验结果来看，将政策后时间调整为 2022 年后，非食品消费占比仍显著提高，恩格尔系数显著下降，人均消费规模保持正向影响，说明个税改革对家庭消费结构的改善并非短期效应，而是在中长期内依然存在，研究结论具有较强稳健性。

2. 采用强度双重差分

在稳健性检验中，本文进一步采用强度双重差分模型（IntensityDID）对基准结果进行补充检验，以更充分地识别个税改革影响的异质性与边际效应。传统 DID 模型通常仅区分处理组与对照组，重点考察“是否受到政策影响”，但无法反映不同家庭受到政策影响程度的差异。实际上，2018 年个人所得税改革对不同收入家庭的减税力度并

不一致，工资收入越高、税前扣除变化越明显的家庭，其可支配收入改善程度通常越大，因此仅采用二元处理变量可能会损失部分连续信息。

基于此，本文借鉴强度 DID 的研究思路，以 2018 年家庭工资性收入的对数标准化值作为连续处理强度变量（Intensity_{it}），并构建交互项 DID_{it}=Intensity_{it}×Post_t。其中，Post_t 表示政策实施后的时间虚拟变量，Intensity_{it} 反映家庭受到个税改革影响的相对强弱。该方法能够利用样本中处理强度的连续变化信息，进一步考察随着家庭工资收入水平提高，个税改革对消费结构与消费规模的边际影响是否更加明显。

从强度 DID 结果来看，随着家庭工资收入增加，家庭对个人所得税改革的受影响程度也上升，非食品消费占比进一步提高，恩格尔系数进一步下降，人均消费规模也呈现正向增长。这表明个税改革的消费效应具有明显的强度差异，受益程度越高的家庭，其消费升级效应越明显。

表 5-3 稳健性检验结果

样本/ 处理类型	人均消费规模		非食品消费占比		恩格尔系数	
	(1) 2018+2022	(2) 强度 DID	(3) 2018+2022	(4) 强度 DID	(5) 2018+2022	(6) 强度 DID
DID 核心 系数	0.0305* (0.0022)	0.0182* (0.0106)	0.0108* (0.0056)	0.0086*** (0.0027)	-0.0108* (0.0056)	-0.0086*** (0.0027)
观测数	12946	13842	12946	13842	12946	13842
R ²	0.541	0.499	0.137	0.119	0.137	0.119
控制变量 +FE	✓	✓	✓	✓	✓	✓

3.动态效应估计

为进一步验证个税改革对家庭消费影响估计结果的稳健性，本文进行动态效应检验。借鉴相关文献的研究方法，本文利用 CFPS2016、2018、2020 和 2022 年四期数据构建动态效应估计模型，以 2019 年为基准年，设定如下计量模型：

$$Y_{it} = \alpha + \delta_1 \cdot (\text{Treat} \times D2016) + \delta_2 \cdot (\text{Treat} \times D2018) + \delta_3 \cdot (\text{Treat} \times D2020) + \delta_4 \cdot (\text{Treat} \times D2022) + \gamma \cdot X_{it} + \lambda t + \mu_i + \epsilon_{it}$$

其中，Treat×D2016 为家庭受到政策冲击前 2 期的虚拟变量，Treat×D2018 为家庭受到政策冲击前 1 期的虚拟变量，Treat×D2020 和 Treat×D2022 分别为政策冲击后第 1

期和第 2 期的交互项。 δ_1 、 δ_2 、 δ_3 、 δ_4 分别代表家庭受到政策冲击前 2 期、1 期、后 1 期和 2 期消费的变化。 λ_t 、 μ_i 分别代表时间和家庭固定效应， ε_{it} 为残差项。

表 5-4 动态效应结果分析

变量	人均消费规模	非食品消费占比	恩格尔系数
Treat×Post（政策前，2016+2018）	0.0329 (0.0194)	0.0024 (0.0049)	-0.0024 (0.0049)
Treat×Post（政策后，2020+2022）	0.0370** (0.0165)	0.0093** (0.0046)	-0.0093** (0.0046)
年龄	0.0057** (0.0025)	-0.0010 (0.0006)	0.0010 (0.0006)
年龄 ²	-0.0001**	0.0000	-0.0000
性别（男=1）	-0.0494*** (0.0101)	-0.0045* (0.0027)	0.0045* (0.0027)
教育程度	0.0316*** (0.0033)	0.0021** (0.0009)	-0.0021** (0.0009)
家庭规模	-0.2469*** (0.0035)	0.0003 (0.0008)	-0.0003 (0.0008)
家庭总收入（对数）	0.4549*** (0.0081)	0.0224*** (0.0019)	-0.0224*** (0.0019)
家庭总资产（对数）	0.0125*** (0.0015)	0.0029*** (0.0004)	-0.0029*** (0.0004)
家庭总负债（对数）	0.0319*** (0.0009)	0.0071*** (0.0002)	-0.0071*** (0.0002)
常数项	5.5637*** (0.1113)	0.4008*** (0.0258)	0.5992*** (0.0258)
观测数	32,818	32,818	32,818
R ²	0.529	0.109	0.109
家庭+年份 FE	✓	✓	✓

表 5-4 展示了个税改革的动态效应结果。可以看到，在政策实施前（2016—2018 年），Treat×Post 系数均不显著，表明在政策执行前，处理组与对照组并没有显著的变化差异，符合平行趋势的假设。政策实施后（2020—2022 年），人均消费规模系数显著为正，说明个税改革在后期对居民消费支出具有促进作用。非食品消费占比显著提

高、恩格尔系数显著下降，表明家庭消费结构得到优化，居民更加倾向于发展型和享受型消费。整体来看，动态效应结果进一步验证了个税改革能够在政策实施后逐步促进消费升级，且基准回归结论具有较强可靠性。

5.5 异质性分析

个税改革对家庭消费的影响可能因家庭特征不同而存在异质性。本文通过对城乡差异、收入状况和户主年龄这三个方面进行分组回归分析，旨在深入探讨政策影响的异质性特征。

1. 城乡异质性

为进一步考察个税改革对不同家庭的影响差异，本文从城乡维度进行异质性分析。由于城镇与农村家庭在收入来源、纳税情况和消费水平等方面存在差异，个税改革的消费效应可能并不一致。

结果显示，城镇家庭的非食品消费占比系数为 0.0187 ($p=0.016$ ，5%水平显著)，而农村家庭仅为 0.0002 ($p=0.985$)，二者差异显著。这一结果表明个税改革对消费结构升级的促进作用主要集中于城镇家庭。原因在于城镇家庭工薪收入占比更高、个税缴纳比例更大，改革带来的实际减税幅度更为显著。同时城镇居民面临更丰富的非食品消费供给，边际消费倾向更高，减税增收更易转化为消费结构升级。

2. 收入水平异质性

个人所得税改革效果与家庭收入紧密相关，收入较高的家庭原先缴纳的税款更多、减税幅度越大，消费响应也可能更为显著。本文以 2018 年家庭总收入中位数为界，高收入家庭的人均消费规模系数为 0.0824 ($p=0.033$ ，5%水平显著)，说明收入越高的家庭消费扩张效应越明显。低收入家庭两个效应均不显著。这与个税改革的制度设计相符——改革对高收入工薪家庭的减税力度更大（专项附加扣除的绝对金额优势更突出），因此高收入家庭的消费响应也更为明显。

3. 户主年龄异质性

为进一步考察个税改革对不同年龄家庭的影响差异，本文以户主年龄为标准进行异质性分析。不同年龄阶段家庭在收入水平、消费观念和消费需求方面存在差异，因此个税改革对其消费结构的影响可能有所不同。

结果显示，无论是 45 岁以下（中青年）还是 45 岁及以上（中老年）家庭，非食品消费占比改善效应均显著（中青年 0.0148**，中老年 0.0150*），说明个税改革对消费结构的提升效应不受年龄制约，具有较强的普惠性。中青年家庭（45 岁以下）和中老年家庭在消费结构响应上量级相近（均约 1.5 个百分点），表明政策效果在不同年龄段工薪群体中相对均衡。

表 5-5 异质性分析结果

分组	人均消费规模	非食品消费占比	恩格尔系数	N
城乡异质性				
城镇家庭	0.0066 (0.0278)	0.0187** (0.0078)	-0.0187** (0.0078)	7330
农村家庭	0.0323 (0.0339)	0.0002 (0.0082)	-0.0002 (0.0082)	6170
收入水平异质性				
高收入（总收入>中位数）	0.0824** (0.0387)	0.0089 (0.0100)	-0.0089 (0.0100)	7364
低收入（总收入≤中位数）	0.0514 (0.0342)	-0.0043 (0.0092)	0.0043 (0.0092)	6478
户主年龄异质性				
45 岁以下（中青年）	-0.0211 (0.0287)	0.0148** (0.0073)	-0.0148** (0.0073)	8137
45 岁及以上（中老年）	0.0372 (0.0326)	0.0150* (0.0088)	-0.0150* (0.0088)	5705
控制变量	✓	✓	✓	✓
家庭+年份 FE	✓	✓	✓	✓

6.研究结论与政策启示

6.1 研究结论

本文利用 CFPS 2018 年和 2020 年面板数据，以 2019 年个人所得税改革为准自然实验，利用双重差分法对个人所得税改革如何影响家庭消费规模和消费结构进行了实证分析。主要结论如下：

第一，个税改革显著促进了居民消费规模扩张。基准回归结果显示，处理组家庭在改革实施后人均消费支出增加约 1.17%，在 10%水平上显著。强度 DID 进一步表明，家庭工资性收入越高、受改革影响程度越深的家庭，其消费规模扩张效应越明显，印证了减税通过增加可支配收入促进消费的理论逻辑。

第二，个税改革显著改善了居民消费结构。非食品消费占比提升约 1.10 个百分点、恩格尔系数下降约 1.10 个百分点，均在 5%水平上显著，表明改革导致的额外可支配收入更多地流向了发展型和享受型消费，推动了居民消费从生存型向发展享受型的转变，使消费结构得到优化升级。

第三，政策效应具有持续性。替换政策后时间点（2018+2022）的稳健性检验表明，消费结构改善效应在中长期内依然显著。动态效应估计显示，政策实施后各期系数均为正，政策效果随时间延续而非短期昙花一现。

第四，政策效应存在显著异质性。城乡维度上，消费结构改善效应主要集中于城镇家庭（非食品消费占比 0.0187**），农村家庭效应不显著。收入维度上，高收入家庭消费规模响应更强（0.0824**），低收入家庭效应有限。年龄维度上，中青年与中老年家庭的消费结构改善效应量级相近（均约 1.5 个百分点），政策效果具有跨年龄段的普惠性。

6.2 政策启示

第一，持续深化个人所得税改革，进一步发挥减税促消费效应。本文研究证实，个税改革能够通过增加居民可支配收入有效提振消费，但当前政策效果仍有提升空间——人均消费支出效应在 10%水平显著，尚未达到更高显著性水平，说明减税力度仍有进一步加大的余地。建议适时提高基本减除费用标准，动态调整专项附加扣除限

额，使减税红利更充分地转化为居民消费动力，从而更有效地实现以减税促消费、以消费稳增长的政策目标。

第二，完善专项附加扣除政策，重点提升中低收入群体的政策获得感。本文发现个税改革对低收入家庭消费的促进效应不显著，这与低收入家庭本身税负有限、改革直接受益较少有关。建议在现有的六项专项附加扣除的基础上，进一步拓宽扣除项目的范围，例如增加养老支出、职业培训等，同时针对中低收入群体设计差异化的补贴或退税机制，弥补个税改革普惠效果的不足，切实提升政策对低收入群体消费能力的拉动效果。

第三，加大农村居民的税收减免与消费促进政策力度。本文城乡异质性分析表明，个税改革的消费结构改善效应在城镇家庭中显著，而农村家庭几乎没有响应，反映出城乡之间在政策受益程度上存在明显差距。建议在推进个税改革的同时，针对农村居民出台配套性收入支持政策，如提高农业补贴、扩大转移支付的覆盖面，努力完善农村社会保障制度，减少农村居民的预防性储蓄意愿，从需求侧为农村消费升级提供持续动力。

第四，构建有利于消费结构升级的配套环境。本文研究表明，减税可以有效促进居民从以生存为中心的消费结构转向以发展和享受为中心，但政策效果的充分释放还依赖于消费供给端的配套支撑。建议加大对教育、文化、医疗、养老等发展型服务领域的供给侧改革力度，扩大优质消费品和服务供给，降低居民在上述领域的消费成本，使减税带来的收入增量能够顺畅转化为实际的消费升级，避免因供给约束导致政策效果打折。

第五，重视税收政策的长期消费引导效应。本文动态效应估计表明，个税改革的消费促进效应在政策实施后具有一定持续性，说明税收政策可以通过优化居民收入预期和提高消费信心来产生持久效果。建议保持税收政策的稳定性和可预期性，避免频繁调整带来的预期扰动，同时加强个税改革政策的宣传解读，使居民充分了解自身的减税获益，将政策红利更充分地转化为消费意愿的提升。

参考文献

- Browsing, M. & Collado, M.(2001). The Response of Expenditures to Anticipated Income Changes: Panel Data Estimates. *American Economic Review*, 91(3), 681-692.
- Gross, D. B. & Souleles, N. S.(2002). Do Liquidity Constraints and Interest Rates Matter for Consumer Behavior: Evidence from Credit Card Data. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(1), 149-185.
- Bird, Richard M. & Zolt, Eric M.(2005). The Limited Role of the Personal Income Tax in Developing Countries. *Journal of Asian Economics*, 30(5), 89-95.
- 王鑫•吴斌珍(2011). 个人所得税起征点变化对居民消费的影响[J]. 『世界经济』, 8(6), 68-73.
- Cronin, J. A. & Portia De F. & Emily Y. L.(2012). Distributing the Corporate Income Tax: Revise U.S. Treasury Methodology. *National Tax Journal*, 66(12), 34-40.
- 缪慧星•柳锐(2012). 增值税、消费税和个人所得税对社会消费冲击的动态效应[J]. 『税务研究』, 8(10), 53-57.
- 李钺(2013). 基于促进消费的个人所得税改革研究[J]. 『吉林师范大学学报(人文社会科学版)』, 41(3), 62-65.
- Baugh, B. & Ben-David, I. & Park, H.(2014). Disentangling Financial Constraints, Precautionary Savings and Myopia: Household Behavior Surrounding Federal Tax Returns. *National Bureau of Economic Research*, 5(2), 89-93.
- 徐润•陈斌开(2015). 个人所得税改革可以刺激居民消费吗?——来自 2011 年所得税改革的证据[J]. 『金融研究』, 11(3), 80-97.
- Sen, Hüseyin. & Kaya, Ayse.(2016). Taxes and Private Consumption Expenditures: A Component-Based Analysis for Turkey. *Turkish Studies*, 17(3), 45-52.
- Macek, Rudolf.(2014). The Impact of Taxation on Economic Growth: Case Study of OECD Countries. *Review of Economic Perspectives*, 14(4), 56-67.
- 张涛•刘浩(2015). 中国个人所得税改革对城镇居民消费的影响[J]. 『黑龙江社会科学』, 6(9), 53-59.
- Parker, J. A. & Souleles, N. S.(2017). Reported Preference vs. Revealed Preference:

- Evidence from the Propensity to Spend Tax Rebates. *NBER Working Papers*, 8(5), 89-93.
- 彭湛清·肖银飞(2019). 个税专项附加扣除改革对居民家庭消费意愿的影响研究——基于税改落地前的调查数据分析[J]. 『消费经济』, 35(3), 62-68.
- 费彦清·杨昭·周亮(2020). 公平视角下我国新一轮个人所得税改革评价[J]. 『财经科学』, 7(10), 66-78.
- 李永友·耿立勇·赵竹青(2023). 基于消费扩张的个人所得税改革效应分析——以 2011 年个人所得税改革为例[J]. 『税务研究』, 8(6), 102-109.
- 谢飞·雷良海(2018). 个人所得税改革对居民消费的影响研究[J]. 『经济研究导刊』, 23(8), 148-150.
- 黄晓虹(2018). 个人所得税改革、消费刺激与再分配效应——基于 PSM 方法[J]. 『中国经济问题』, 5(10), 25-37.
- Bedekovic, Mladena.& Petrovic, Sanja. & Vakanjac, Danijela.(2019). Taxation of Income from Employment and Influence of Taxation on Consumption and Savings. *Interdisciplinary Management Research*, 15(10), 1274-1288.
- 何敏(2021). 个人所得税专项附加扣除制度分析[J]. 『现代交际』, 3(8), 242-244.
- 詹鹏·张玄(2022). 最近一轮个税改革的消费升级效果[J]. 『湘潭大学学报(哲学社会科学版)』, 46(3), 67-72.
- 孙浦阳·杨易擎(2023). 个税改革对消费品市场的影响研究——来自 2018 年个税改革的证据[J]. 『经济研究』, 58(10), 152-169.
- 赵义凤·向清雨·王好(2023). 税负感知视角下促进消费升级的个人所得税研究[J]. 『税务研究』, 3(5), 97-104.
- 王平·刘淼淼·陈建东等(2024). 2019 年个人所得税改革对家庭消费升级的影响研究[J]. 『税务研究』, 3(8), 93-101.