

增值税留抵退税能够缓解企业融资约束吗？

——基于现金—现金流敏感性的实证证据*

岳树民

中国人民大学财政金融学院

肖春明

山西财经大学财政与公共经济学院

内容提要：为盘活企业由于留抵税额造成的沉淀资金，助力经济高质量发展，财政部和国家税务总局联合发文，于 2018 年对符合条件的“装备制造等先进制造业、研发等现代服务业及电网企业”实行增值税留抵退税。本文利用 2017 年第 3 季度-2019 年第 1 季度沪深 A 股上市公司财务数据，以 2018 年增值税留抵退税为准自然实验，运用双重差分法（DID）以及扩展的现金—现金流敏感性模型，实证检验了增值税留抵退税对企业融资约束的影响以及普惠性减税政策的普适性问题。研究发现：（1）增值税留抵退税可以显著降低全样本企业的现金—现金流敏感性，即可以显著缓解企业的融资约束问题；（2）增值税留抵退税对民营企业融资约束的缓解程度要高于国有企业，对高融资约束企业融资约束的缓解程度要高于低融资约束企业；（3）在分门类行业实证分析时，增值税留抵退税只对制造业的融资约束具有显著的缓解作用，对其他行业融资约束的缓解程度则不显著。本文的实证结果为政府部门推行减税降费、实施税收优惠政策激活企业活力等提供了一定的实证依据。

关键词：增值税 留抵退税 融资约束 现金-现金流敏感性

* 基金项目：国家社会科学基金专项课题“财税治理现代化问题研究”（17VZL012）；教育部人文社科青年项目“日本七、八十年代税制变革对收入公平影响的历史考察”（21YJC770034）。感谢中国人民大学财政金融学院岳树民教授、谢波峰副教授对本文研究提出的宝贵意见，感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然问责自负。肖春明电子邮箱：xcm0453@163.com。

中图分类号：F812.42 文献标识码：A 文章编号：

一、引言

我国增值税采用购进扣税法计算当期应纳税额，当期销项税额小于当期进项税额不足抵扣时，不足抵扣部分的税款需结转到下期抵扣^①，即为增值税期末留抵税额。期末留抵税额虽然在将来某一纳税期能够予以抵扣，但对于进项税额较大的企业，可能会在较长一段时期存在一定规模的期末留抵税额无法及时抵扣。期末留抵税额占用企业资金，不仅在一定程度上增加企业的资本成本、限制企业的现金流量，而且还会制约企业正常经营决策的及时实施。有文献估算，我国有 30% 左右的企业存在不同程度的增值税留抵税额（佟思其，2019；何杨等，2019），2018 年规模已超万亿元^②。据估计，2016 年 5 月“营改增”试点全面推开之后，留抵税额的增量基本与增值税收入增量相当，也即增值税收入的增收部分均为留抵税额形成，大量留抵税额的存在是造成企业经营困难的一个重要原因。中国财政科学研究院 2017 年调查发现，部分企业由于振兴装备制造业发展的产业政策调整或其对具体优惠政策不了解等原因，导致新办企业增值税留抵税额过高，占用企业大量流动资金，进而给企业生产经营带来很大困难^③。

而从理论上讲，企业承担的增值税进项税额属于政府预征、企业预缴的税款，未能在当期抵扣的进项税额所形成的期末留抵税额实际上是企业未能及时收回的垫付税款，相当于政府“欠”企业的“钱”且不需要支付任何“费用”。期末留抵税额的存在增加了企业的财务成本或资本成本。企业垫付税款不能及时收回占压了资金，企业会增加举债或者扩大融资，这与供给侧结构性改革“去杠杆”的目标“背道而驰”。

为解决企业采购设备造成的进项税额占用资金问题，自 2011 年 11 月起，中国率先对国家批准的 29 家集成电路重大项目企业因购进设备形成的增值税期末留抵税额予以退还^④，预测政策性

① 详见《中华人民共和国增值税暂行条例》第四条。

② 许善达：《尽快建立增值税留抵退税制度》，经济 50 人论坛网，2018 年 2 月 27 日。

③ 中国财政科学研究院“降成本”课题组：《降成本：2017 年的调查与分析》，中国财政经济出版社 2017 年版。

④ 详见《财政部 国家税务总局关于退还集成电路企业采购设备增值税期末留抵税额的通知》（财税[2011]107 号）。

减收 90 亿元^①。2014 年对外购石脑油、燃料油生产乙烯、芳烃类化工产品企业实行留抵退税政策^②；2016 年对从事大型客机、大型客机发动机研制项目企业实行期末留抵退税政策^③；2018 年对装备制造等先进制造业和研发等现代服务业 18 个大类行业，以及电网企业实行留抵退税政策。为进一步推进增值税实质性减税，2019 年中国增值税留抵退税取消了行业限制，对符合申请条件的纳税人，均可享受留抵退税政策^④。

增值税留抵退税政策的普遍适用，不仅实现了与国际惯例的接轨（丁东生、许建国，2019），更是赋予了纳税人对增值税期末进项留抵税额请求退税的权力（孙博，2018），在一定程度上可以有效缓解纳税人资金不足的问题（何杨等，2019），使得企业资金流转速度提高，进而减轻企业由于进项税额留抵占用流动资金的负担。企业由于增值税留抵退税带来“可支配资金”的增加，最直接的效果就是其内源融资的规模会扩大，进而可以有效降低其融资成本。企业在掌握充足资金的情况下，一方面可以通过加大资本投入来扩大市场占有率，另一方面还可以加大研发力度来增强产品竞争力。随着国家继续实施更大规模减税降费政策的推进，许多学者从不同角度对留抵退税进行了研究（刘怡、耿纯，2018；解洪涛等，2019；何杨等，2019；刘金科等 2020），但从留抵退税缓解企业融资约束及异质性影响角度的研究较少。本文利用 2017 年第 3 季度-2019 年第 1 季度沪深 A 股上市公司财务数据，实证分析了留抵退税作为普惠性减税降费政策对不同所有制企业、不同融资约束程度企业以及不同门类行业企业融资约束的影响，旨在从能否缓解融资约束角度评价留抵退税的政策效应，为国家继续推行减税降费政策提供一定的实证依据。

二、文献综述

（一）增值税留抵及留抵退税研究

通过对文献的梳理发现，现有关于增值税留抵及留抵退税的研究较少，且研究内容主要集中在以下三个方面：一是增值税留抵退税制度的改革与完善。吕丽娟和张玲（2018）研究发现电网企业由于其前期投入大、建设周期长等特点，导致较大留抵税额对企业现金流的占用，影响了企

① 数据来源于《中国税务年鉴 2013》。

② 详见《财政部 国家税务总局关于利用石脑油和燃料油生产乙烯芳烃类产品有关增值税政策的通知》（财税[2014]17 号）。

③ 详见《财政部 国家税务总局关于大型客机和新支线飞机增值税政策的通知》（财税[2016]141 号）。

④ 详见《财政部 税务总局关于 2018 年退还部分行业增值税留抵税额有关税收政策的通知》（财税[2018]70 号）。

业的健康发展，而留抵退税则是降低企业杠杆率及融资成本，充分利用资金组织生产、促进部分行业良性发展的必然要求。孙博（2018）从完善增值税法律制度视角出发，在对增值税留抵税额期末退税本质分析的基础上，指出应赋予全体纳税人增值税进项留抵税额的请求退税权，以此来提高纳税人的资金流转率，特别是减轻制造业因留抵税额占用资金而产生的负担。刘怡和耿纯（2018）指出增值税留抵税额会导致对企业资金的占用，使其经营成本增加、经济活动被扭曲。根据 2010 年企业年末留抵税额汇总估算的全年留抵税额约占当年国内增值税收入的 21.54%，以此按照 25%的比例估算，我国 2016 年留抵税额规模约为 1.02 万亿元，而留抵税额对资本密集型企业造成的影响最大，导致该类企业额外增值税税额高达近 8%，增值税留抵退税势在必行（刘怡、耿纯，2018）。丁东生和许建国（2019）结合中国增值税留抵退税中存在的退税门槛过高、期限较长、比例偏低、范围偏窄等问题，在借鉴国际通行做法的基础上，提出了建立现代化增值税留抵退税制度的政策建议。卢雄标等（2018）基于某省制造业税收调查数据，探究了留抵税额在制造业之间的分布及对企业成本、利润及现金流的影响，研究发现制造业存在较大规模的留抵税额，留抵税额则会加重企业的税收负担，影响增值税税收中性的发挥。

二是增值税留抵退税政策解读以及财务会计实务处理，这类文献主要集中在政策颁布初期。林彩云（2019）指出汽车租赁企业由于租赁业务的利润回收周期较长，进而造成大量期末留抵税额，甚至在企业注销的时候，还会存在大量尚未抵扣完的留抵税额，给企业经营带来较大障碍，并从企业日常处理留抵税额注意事项、注销时如何处理留抵等予以解读。章君（2018）指出留抵税额不退的政策占用了企业的流动资金，增加了企业的资金使用成本，进而会影响其运营发展。并从 2018 年留抵退税政策的税务处理和会计处理入手进行了探讨，以期为实务工作提供参考。李旭红（2019）认为留抵税额占用了企业货币资金的时间价值，影响了增值税税收中性的实现。由于留抵退税政策推行时间较短，所以大部分研究还是以政策解读和实务处理为主。

三是针对留抵退税政策的实证分析。由于数据的可获得性问题，在 2018 年增值税留抵退税政策颁布初期，关于增值税留抵退税的实证文献比较少。何杨等（2019）运用 2013-2018 年 A 股上市公司财务数据，实证研究了中国在 2016 年对航天航空行业以及 2018 年对 18 类行业实施留抵退税政策是否可以提升企业价值及相应的影响机制。研究发现，增值税留抵退税可以通过降低企业资本成本及增加企业当期现金流来促进企业的研发投入，进而对提升企业价值产生促进作用。

解洪涛等（2019）则利用 2015 年全国税源调查数据，实证分析了增值税留抵税额对企业融资成本的影响及其机制。研究发现，企业留抵税额通过挤占企业现金流会显著提高企业的融资成本，且企业留抵税额占营业收入每提高 1%，会引起企业融资成本提高 0.154%，对小企业融资成本的影响会更高。此外，在进行异质性检验时发现，留抵税额对高资本密集型企业影响更为显著，而 2018 年的留抵退税政策则有望降低相关行业的成本。

（二）融资约束及税收对融资约束的影响研究

融资是企业资本运作的起点，不仅为企业持续经营、实现利益最大化提供资金保障，更是对企业治理结构、经营绩效、企业价值等产生至关重要的影响（岳树民、肖春明，2017），而融资约束的存在则会导致企业被迫放弃某些盈利高、前景好的投资项目（Myers 和 Majluf，1984），则不利于企业的健康发展。因此，如何缓解企业融资约束成为国内外学者研究的重点，主要集中在提高企业自身优势、缓解信息不对称、与政府及银行关联以及金融工具创新等方面。

有学者研究发现，良好的信贷记录与企业声誉（Pagano 等，1998）以及良好的经营业绩均可以有效降低企业的融资约束（Cull 和 Xu，2003），且企业规模越大，其声誉也会越高，越可以通过资本市场获取融资（Petersen 和 Rajan，2017）。在降低信息不对称缓解融资约束方面，有学者发现集团内部企业之间可以通过内部资本市场融资来缓解信息不对称导致的融资约束问题（Gertner 等，1994），有学者则从机构投资者入手，研究发现机构投资者在参与投资过程中，由于具有专业的分析师团队，可以一定程度上降低信息不对称问题，进而起到缓解融资约束的作用（吴红军等，2014）。此外，有学者从政治关联和金融创新角度研究了企业融资约束问题，认为具有政治关联的企业由于拥有更好的融资平台及信息资源优势，可以有效缓解融资约束问题（Cull 等，2015），而金融创新引致的金融发展在改善金融市场的情形下，可以为企业提供更多的融资来源，同样可以解决企业的融资约束问题（陈学胜等，2012）。

税收政策不仅是国家宏观调控的重要手段之一，也是政府与微观经济主体联系最为紧密的环节，政府征税或进行税制改革，最直接的效果就是影响企业原有利益分配格局及其经营决策，最终对企业的融资行为或融资约束程度产生影响（岳树民、肖春明，2017）。关于税收对企业融资约束的影响，一方面是税制改革或税收优惠政策对企业融资约束的影响方面，主要集中在增值税转型、营改增以及税收优惠政策等方面。罗宏和陈丽霖（2012）研究发现，增值税转型通过内部积

累的增加以缓解内源融资约束，进而使企业总体融资约束程度得以改善，且其对融资约束的缓解效应呈逐年显现的状态，且非国有企业的融资约束缓解程度要优于国有企业，而高管的金融背景以及所处地区市场化程度均对增值税转型的融资约束缓解程度起到促进作用。乔睿蕾和陈良华（2017）研究发现，“营改增”通过固定资产和原材料进项抵扣，以及销售收入销项税额剥离来改善企业的经营现金流，进而通过有效降低现金-现金流敏感性来缓解企业的融资约束程度，且税负转嫁能力对“营改增”的政策效应具有增强的作用。江笑云等（2019）研究发现，研发税收减免通过杠杆变动率、流动及非流动资产增长率对企业资产规模扩张产生正向激励作用，以实现对企业融资约束的缓解，但是，研发税收减免却会通过劳动要素报酬、人员规模以及当期盈利能力对资产规模扩张和投资产生负向作用。

另一方面是从税收征管角度研究对企业融资约束的影响。孙雪娇等（2019）以国家税务总局纳税信用评级披露制度这一柔性税收征管作为自然实验，实证检验了柔性税收征管对企业融资约束的影响。研究发现，纳税信用评级高的企业在评级披露后期信贷资本成本会显著降低，而信贷融资规模会显著提高，即可以缓解样本企业的融资约束。此外，还有学者从税收负担对企业融资约束产生负效应进行了相关研究。邓晓丽和朱彦臻（2019）以世界银行 2012 年中国企业调查数据为样本，实证检验了企业实际税收负担对融资约束的影响。研究发现，企业税收负担会显著提高其融资约束程度，且对企业融资约束的影响主要发生在市场化水平较高的地区及民营企业，为供给侧结构性改革及减税降费提供了经验支撑。

增值税留抵及留抵退税研究为本文的研究提供了思路和研究方向，无论是关于增值税留抵退税政策的改革与完善，还是针对留抵退税政策的解读，绝大部分文献都指出留抵税额的存量和增量都会挤占企业的现金流，不利于企业经营发展。但是此类文献均从理论视角或简单的数据统计视角对留抵税额挤占企业现金流进行了阐述，并没有深入探析留抵税额或留抵退税对企业现金流的影响程度。这些文献为本文的实证研究提供了理论依据和研究方向，在对前人关于留抵税额及留抵退税研究理论的梳理下，本文从实证角度以弥补研究的不足。

在通过知网查询到的两篇实证文献中，何杨等（2019）的研究指出留抵退税通过增加企业当期现金流，促进其研发投入以提升企业价值，为本文研究提供了实证依据。但是何杨等（2019）的研究重点并不是缓解融资约束，只是通过引入“资金周转水平”作为中介变量进行机制检验。本

文在此研究基础上，引入“现金—现金流敏感性”作为融资约束的代理变量，较为系统的实证检验了留抵退税对融资约束的影响，则更有针对性。解洪涛等（2019）用 2015 年税源调查数据实证分析留抵税额对企业融资成本的影响，再次为本文的研究提供了理论和实证依据。本文的边际贡献之一是：在前人研究的基础上，通过引入扩展的现金—现金流敏感性模型，有针对性的从融资约束角度实证检验留抵退税的政策效应，以期弥补该方面文献的不足，起到为其他学者抛砖引玉的作用。

融资约束及税收对融资约束的影响研究，不仅为本文选取“现金—现金流敏感性”作为融资约束的代理变量提供了证据，而且税收对融资约束的影响研究更是为本文的研究提供了相关的印证。通过梳理文献，本文将“现金—现金流敏感性”作为基准回归的被解释变量来衡量企业融资约束程度，以实证分析留抵退税对企业融资约束的影响；将“投资—现金流敏感性”作为融资约束的另一个代理变量进行稳健性检验，符合主流文献变量的选取标准。同时，已有关于增值税转型、营改增、税收征管等对融资约束影响的文献，可以初步为本文的研究内容提供理论支撑，即“留抵退税不仅是宏观调控的工具，更会直接影响到企业现金流量，进而影响企业的融资约束情况”。本文的边际贡献之二是：增加留抵退税政策效应的研究视角，充实增值税改革的有关文献。

三、理论分析及研究假设

（一）增值税留抵退税与企业融资约束

全面“营改增”试点之后，增值税抵扣范围的扩大，抵扣链条的打通，政策红利带来的企业投资规模的扩大，使得企业进项税额规模增加，在销项税额增速与增幅落后于进项税额增速与增幅时，就会出现留抵税额的攀升，并且留抵税额的增加一方面挤占了企业的经营现金流，另一方面甚至对冲了“营改增”带来的减税红利。2018 年 5 月 1 日，增值税税率下调在一定程度上降低了企业的实际税负（肖春明，2021），但是，在税率下调之前企业结转的进项税额却是按照原税率计算而得，其他条件不变的情况下，销项适用税率下调与进项适用税率不变的反差，其结果就是留抵税额的增加，同样会对增值税税率下调的政策效应形成对冲。为此，财政部与国家税务总局于 2018 年 6 月 27 日发布了包括装备制造业等先进制造业、研发等现代服务业和电网企业关于增值税留

抵退税的税收优惠政策(详见财税[2018]70号),截止2018年年底办理留抵退税共计1148亿元^①,占当年增值税同比增加额的22.28%^②。增值税留抵退税作为一项税收优惠政策,可以通过两个途径对企业融资约束产生影响(见图1)。

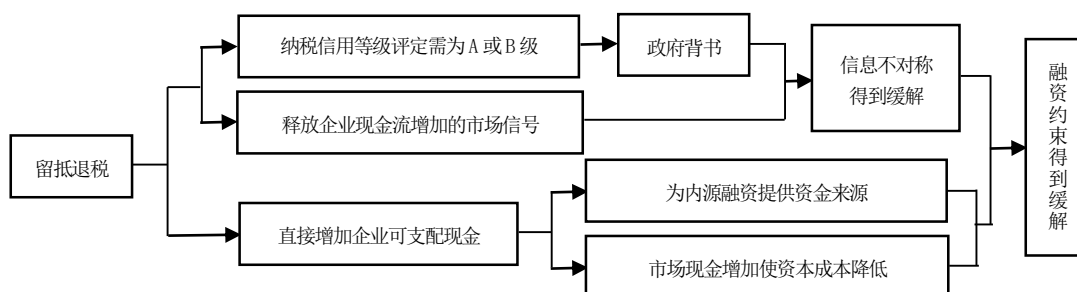


图1 留抵退税政策对企业融资约束缓解路径

一是“政府背书”可以缓解信息不对称问题,进而缓解企业的融资约束。一方面是此次增值税留抵退税的条件是企业纳税信用评级必须为A级或B级,纳税信用等级评定作为政府为企业的“背书”,是企业诚信纳税时政府给予的“褒奖”,而诚信纳税不仅可以提升企业的商业信用融资水平(张勇,2021),还可以提升企业的信贷融资规模(孙雪娇等,2019),进而有效缓解企业的融资约束。而享受留抵退税优惠政策的限制条件之一,即为纳税人纳税信用评级必须为A级或B级,在诚信纳税的加持之下,就可以缓解企业与金融机构或机构投资者之间的信息不对称问题,企业由此可以获得更多的外部融资或者获得“更为便宜”的外部融资,进而对企业融资约束起到缓解的作用。另一方面是留抵退税政策释放出企业现金流增加的市场信号、消除了部分信息不对称问题(何杨等,2019),会改变资金供需双方对资金需求的议价能力。在企业由于留抵退税政策使现金流增加的预期下,必然会使资金供给“价格”降低,企业不仅可以获得“更便宜”的资金,即使在企业原有偿债能力之下,也可以获得更多的外部资金。外部投资者也会由于信息不对称问题的缓解,改变其投资决策,愿意将资金投向那些偿债能力优良、诚信纳税的企业。二是增值税留抵税额的退还,可以直接增加企业的“可支配”现金,以缓解其融资约束。增值税留抵退税改变了过去销项不足以抵扣进项而结转抵扣的模式,企业不再需要将留抵的那部分税款“预缴”给政府,而是由政府将不足抵扣的部分直接退还给企业,这样最直接的效应就是增加了企业的可支配现金流。而企

① 数据来源:国家税务总局官网

<http://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n810214/n810641/n2985871/n2985918/c4064538/content.html>

② 数据来源:国研网统计数据库。

业可支配现金流的增加，不仅为企业进行内源融资提供了充足的资金来源保障，更是可以降低企业的资本使用成本，以同样的条件获取更多的资金，对企业融资约束的缓解起到双重促进作用。

基于此，提出假设 1。

假设 1：增值税留抵退税可以显著缓解企业的融资约束程度，即留抵退税可以降低企业的现金—现金流敏感性。

（二）留抵退税政策的异质性检验

1. 对不同所有制企业影响

我国的资本市场产生于国有企业改革，初衷是为国有企业脱困和解决融资问题，且在面临亏损时，国有企业往往比民营企业获得更多的政府补贴（孔东民等，2013）。而银行对民营企业往往会适用比国有企业更高的信用标准，因此民营企业从银行获得借款的难度更大，获取借款的数额也更小，且相对于国有企业来说，民营企业则会承担更高的债务融资成本（李广子、刘力，2009）。当同样面临融资约束问题时，国有企业不仅可以通过政府补贴获取资金，且在政府为其“担保”的前提下，更容易从银行等金融机构获得企业贷款，而民营企业由于没有政府“隐性担保”，则较难获得资金来源，因此会面临较高的融资约束程度（闫一石，2020）。相对于民营企业来说，由于国有企业要承担更多的政策性职能，更容易受到政府政策干预，所以，国有企业在经营过程中往往会放弃企业价值最大化的决策目标，而民营企业却始终坚持企业价值最大化，则会积极应对宏观财税政策的变化，以达到减轻税负提高企业价值的目标（钱晓东，2018）。国有企业所有权性质，决定了其要为政府达成一些社会目标，这种多元化的经营目标最终会影响到资源配置效率，作为资源交换，政府往往会给国有企业创造更加便利的融资环境，或为其提供更为充足的财政补贴和信贷资源（王跃堂等，2012），最终表现为国有企业对税收政策的敏感性较差。而民营企业则不容易获得政府的直接支持，反而导致其对税收政策的反映比较强烈。据此，提出研究假设 2a。

假设 2a：增值税留抵退税对民营企业融资约束的缓解程度要高于国有企业。

2. 对不同融资约束企业

在以融资约束程度为标准对增值税留抵退税缓解融资约束效应分析时，本文借鉴了翟淑萍等（2012）关于测度企业融资约束的有关模型，选取每股股利变化（ ΔPr ）、公司规模（ $Size$ ）、财务

松弛 (*Slack*)^①、经营现金流占总资产的比重 (*Cf*) 以及营业收入增长率 (*Growth*) 等五个财务指标识别企业融资约束状态, 并利用 *ordered logistic* 逐步回归构建如下融资约束度量模型:

$$Fc_{i,t} = -8.530658\Delta Pr_{i,t} - 0.4599886Size_{i,t} - 0.0030249Slack_{i,t} - 2.453183Cf_{it} - 1.304857Growth_{i,t} \quad (1)$$

利用公式 (1) 来测算全样本企业的融资约束指数, 且该指数越小, 则表明样本企业受到的融资约束程度越低。本文在对样本数据进行测算之后, 以均值为界 (融资约束指数 *Fc* 的均值为 -10.74077), 将样本分为高融资约束组 (融资约束指数 *Fc* 大于均值) 和低融资约束组 (融资约束指数 *Fc* 小于均值) 两组, 分别实证检验留抵退税对两组样本企业融资约束情况的影响。在高融资约束组中, 其中制造业样本量占全部高融资约束组样本量的 68.07%, 可见制造业企业受融资约束情况更为严重。

基于预防性动机, 企业为预防未来可能出现的财务及经营风险等, 会持有一定的现金, 且其现金持有水平受其融资约束程度的影响, 即高融资约束企业对现金流具有更积极的敏感性, 而低融资约束企业对现金的需求却不显著 (Almeida 等, 2005)。融资约束程度高的企业其面临较高的财务风险, 而持有有一定规模现金则是解决未来可能出现财务风险的有效手段, 所以, 融资约束较高的企业会表现出更为强烈的现金—现金流敏感性, 而非融资约束企业却没有这样的特征 (连玉君、程建, 2007)。当企业面对相同的宏观财税政策及外部市场环境时, 不同融资约束程度的企业会做出不同的决策 (乔睿蕾、陈良华, 2017), 即高融资约束企业面临外源融资严重不足且融资成本较高的时候, 增值税留抵退税为企业带来的直接现金流就可以缓解其融资约束问题, 基于此, 提出如下假设 2b。

假设 2b: 增值税留抵退税对高融资约束企业融资约束的缓解程度要高于低融资约束企业。

3. 对不同行业企业

由于本文所使用的国泰安数据库关于企业财务数据没有披露企业留抵税额, 所以不能准确测算样本企业的留抵及留抵退税情况, 只能根据已有文献及行业特点来分析不同行业的留抵税额情况, 进而实证检验留抵退税政策对不同行业融资约束的影响。

刘怡和耿纯 (2018) 从企业微观角度对留抵税额情况进行了估算, 结果显示存在留抵税额的企业全部属于资本密集型或中度资本密集型行业, 且留抵税额总额排名前十的行业有九个为制造

① 财务松弛 $Slack = (\text{现金} + \text{交易性金融资产} + 0.5 \times \text{存货} + 0.7 \times \text{应收账款} - \text{短期借款}) / \text{固定资产净值}$ 。

业，留抵税额占前十个行业总额的 81.1%。刘金科等（2020）在实证检验留抵退税对企业投资影响时发现，我国上市公司留抵问题非常普遍，且留抵税额比较严重的行业主要集中在制造业，其所选样本企业增值税留抵税额总额排名前十的行业有七个为制造业，留抵税额占前十个行业总额的 69.3%。大部分制造业企业属于资本密集型企业，对资本的需求比较大。此外，增值税转型将购进固定资产纳入进项抵扣范围，“营改增”促使制造业服务外包使其更专注于主业则为企业更新固定资产带来了政策红利，原本对固定资产需求较大的制造业，其进项税额的规模随着增值税转型及“营改增”的实施则会出现较大的增长，在销项税额不及进项税额增长速度及幅度时，就会出现大量留抵税额。

对于 2018 年纳入留抵退税范围的信息传输等服务业、科研和技术服务业以及公共设施管理业等，由于这些行业大多属于劳动密集型或技术密集型企业，一方面对资本的需求不及制造业强烈，另一方面则是增值税并未将劳动投入纳入进项抵扣范围，所以这些行业进项税额相对较少，进而不容易产生较多的留抵税额。基于此，提出本文假设 2c。

假设 2c：增值税留抵退税对制造业融资约束的影响程度要强于其他行业。

四、实证研究设计

（一）数据来源与样本处理

本文旨在考察 2018 年增值税留抵退税对企业融资约束的影响，且需要运用双重差分法(DID)进行实证分析，由于 2019 年 4 月 1 日起在全行业试行增值税留抵退税政策^①，为了消除 2019 年全面增值税留抵退税政策实施带来的影响，故样本数据选定为 2017 年第 3 季度-2019 年第 1 季度沪深 A 股上市公司财务数据，数据来源于国泰安经济金融研究数据库（CSMAR）及锐思金融研究数据库（RESSET）。为保证数据的可比性，对初选数据做如下处理：将国泰安季度累计数据调整为增加数据；剔除金融业企业、电网企业、ST、*ST 及 IPO 企业等数据；为保证面板固定效应的稳健性，剔除连续数据不足四期的样本；剔除资产负债率大于 1 的样本；剔除企业总资产为负的样本。同时，对主要变量做 1%双侧缩尾处理，分析软件采用 stata13.0。最终确定全样本数据

^① 详见《财政部 税务总局 海关总署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）。

11412 个，样本企业 1724 个，其中实验组样本企业 1172 个，对照组样本企业 552 个。

(二) 变量选取

本文借鉴 Almeida 等 (2005) 以现金—现金流敏感性衡量企业融资约束的研究方法，将企业现金持有变动水平 ($\Delta Cash$) 作为被解释变量，将企业经营现金流 (Cf) 和增值税留抵退税政策改革变量 (包括组别变量 $Treat$ 和政策改革虚拟变量 $Retax$) 作为解释变量。以现金—现金流敏感性衡量企业融资约束的初始模型为：

$$\Delta Cash_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cf_{i,t} + \alpha_2 Q_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中 $Cf_{i,t}$ 为企业的经营现金流, $Q_{i,t}$ 为企业投资机会, $Size_{i,t}$ 为企业规模。之后, Merton (1987) 将现金—现金流敏感性初始模型做了改进, 在模型中增加了资本支出 ($Expen$)、短期负债变动水平 (ΔSd) 以及非现金净营运资本变动 (ΔNwc) 等控制变量, 改进模型如下：

$$\Delta Cash_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cf_{i,t} + \alpha_2 Q_{i,t} + \alpha_3 Size_{i,t} + \alpha_4 Expen_{i,t} + \alpha_5 \Delta Sd_{i,t} + \alpha_6 \Delta Nwc_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

另外, 由于 $Tobin'Q$ 值在我国无法较好的替代企业成长机会, 故本文借鉴刘星等 (2016) 的方法, 以企业的营业收入增长率 ($Growth$) 作为企业投资机会的代理变量。因此, 本文基准回归的控制变量包括投资机会 ($Growth$)、企业规模 ($Size$)、资本支出 ($Expen$)、非现金净营运资本变动 (ΔNwc) 以及短期债务变动水平 (ΔSd), 同时对相关变量以除以总资产的方法来消除量纲的影响。考虑到企业的行业特征以及外部经济环境的影响, 还在模型中增加了行业虚拟变量 ($Indus$) 以及时间虚拟变量 ($Time$)。具体变量定义见表 1。

表 1 主要变量定义说明

| 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|----------|---------------|---------------------|
| 被解释变量 | | |
| 现金持有水平变动 | $\Delta Cash$ | 现金及现金等价物的变动/总资产 |
| 解释变量 | | |
| 实验组和对照组 | $Treat$ | 如为留抵退税行业, 取值为 1, 否则 |
| 政策虚拟变量 | $Retax$ | 实施留抵退税之后, 取值为 1, 否则 |
| 交乘项 | $Treat*Retax$ | 留抵退税政策对试点企业融资约束 |
| 企业经营现金流 | Cf | 经营活动现金流量净额/总资产 |
| 控制变量 | | |

| | | |
|------------|---------------|-------------------|
| 投资机会 | <i>Growth</i> | 营业收入增长率 |
| 企业规模 | <i>Size</i> | 总资产的自然对数 |
| 资本支出 | <i>Expen</i> | (购建固定资产、无形资产和其他 |
| 非现金净营运资本变动 | ΔNwc | (流动资产-流动负债-货币资金)的 |
| 短期债务变动 | ΔSd | 流动负债变化值/总资产 |
| 行业 | <i>Indus</i> | 行业哑变量 |
| 时间 | <i>Time</i> | 时间哑变量 |

(三) 模型设计

在实证检验时，将实施留抵退税政策的企业作为处理组 (Treatment group)，将未实施留抵退税政策的企业作为控制组 (Control group)，采取双重差分法 (DID) 以分离出留抵退税政策对处理组融资约束影响的纯效应。基于电网企业的特殊性，本文将电网企业数据予以删除，故处理组按门类区分共计 4 组，具体包括制造业、信息传输等服务业、科学研究和技术服务业、环境和公共设施管理业，其中制造业包括化学原料和化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业等 12 个大类行业；信息传输等服务业包括互联网和相关服务、软件和信息技术服务业；科学研究和技术服务业包括研究和试验发展、专业技术服务业以及科技推广和应用服务业；环境和公共设施管理业包括生态保护和环境治理业。其他未实施政策的行业均为控制组。最终，本文在模型 (3) 的基础上进一步扩展确定如下模型，以对本文的假设进行实证检验：

$$\Delta Cash_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Cf_{i,t} + \alpha_2 Time_{i,t} \cdot Retax_{i,t} + \alpha_3 Time_{i,t} \cdot Retax_{i,t} \cdot Cf_{i,t} + \alpha_4 Growth_{i,t} + \alpha_5 Size_{i,t} + \alpha_6 Expen_{i,t} + \alpha_7 \Delta Nwc_{i,t} + \alpha_8 \Delta Sd_{i,t} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中， $\Delta Cash_{i,t}$ 表示企业 *i* 在 *t* 期现金持有水平的变动情况； $Cf_{i,t}$ 表示企业 *i* 在 *t* 期经营活动现金流； $Time_{i,t} \cdot Retax_{i,t}$ 为实施留抵退税行业与留抵退税政策的交乘项，反映了留抵退税对企业现金流的影响。 $Time_{i,t} \cdot Retax_{i,t} \cdot Cf_{i,t}$ 表示留抵退税对企业现金—现金流敏感性的政策效应，如果其系数 α_3 相比 α_1 显著减小甚至变为负值，则说明增值税留抵退税政策可以使企业现金—现金流敏感性变小，即该政策可以缓解企业融资约束； $Growth_{i,t}$ 为企业的投资机会，本文用营业收入增长率作为其代理变量； $Size_{i,t}$ 为企业规模，为企业期末总资产的自然对数； $Expen_{i,t}$ 表示企业的资本支出，为“购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金”与“处置固定资产、无形资产和

其他长期资产收回的现金净额”之间的差额： $\Delta Nwc_{i,t}$ 表示企业非现金净营运资本变动，为流动资产扣除流动负债及货币资金后的变动水平； $\Delta Sd_{i,t}$ 表示企业流动负债的变动水平。此外，为消除行业及时间影响，还引入了行业控制变量 θ_i 及时间控制变量 δ_t 。

五、实证分析结果

（一）描述性统计及组间检验

表 2 列示了国有企业与民营企业、低融资约束企业与高融资约束企业、制造业与其他行业之间的组间检验以及相关变量的描述性统计结果。从组间检验的差异可以看出，国有企业现金流变动 ($\Delta Cash$)、经营活动现金流 (Cf)、企业规模 ($Size$) 及非现金净营运资本变动 (ΔNwc) 的均值和中位数都显著大于民营企业，说明国有企业比较容易获得政府及金融机构的资金支持，在资金充足的情况下则可以扩大企业规模及增加非现金净营运资本。国有企业投资机会 ($Growth$)、资本支出 ($Expen$) 及负债变动 (ΔSd) 的均值和中位数则都显著小于民营企业，说明国有企业现金流比较充足，其增持现金或进行债务融资的动机不强。但是在国有企业现金充足的情况下，其资本支出及投资机会却小于民营企业，一定程度上说明民营企业扶持政策发挥了重要作用。

高融资约束企业现金流变动 ($\Delta Cash$)、经营活动现金流 (Cf)、投资机会 ($Growth$)、企业规模 ($Size$) 资本支出 ($Expen$) 及负债变动 (ΔSd) 的均值和中位数都低于低融资约束企业，说明高融资约束企业在资金短缺的情况下，极大的限制了其经营现金流、投资机会、企业规模的扩大、资本支出的增加及其负债水平。制造业企业的现金增量及资本支出的均值和中位数显著高于其他行业，基本符合行业特色。此外，从高、低融资约束企业之间差异结果来看，说明本文在界定融资约束时所采用的方法比较合理。

表 2 描述性统计及组间检验

| | | $\Delta Cash$ | Cf | $Growth$ | $Size$ | $Expen$ | ΔNwc | ΔSd |
|-----|--------|---------------|--------|----------|--------|---------|--------------|-------------|
| 全样本 | Mean | -0.0510 | 0.0140 | 0.1920 | 22.05 | 0.0310 | 0.0010 | 0.0110 |
| | Median | -0.0210 | 0.0110 | 0.0310 | 21.95 | 0.0190 | 0.0020 | 0.0070 |
| 国有 | Mean | -0.0330 | 0.0170 | 0.1370 | 22.78 | 0.0240 | 0.0020 | 0.0080 |

| | | | | | | | | |
|------|--------|-----------|------------|------------|------------|------------|----------|-----------|
| | Median | -0.0150 | 0.0140 | 0.0240 | 22.72 | 0.0140 | 0.0040 | 0.0050 |
| 民营 | Mean | -0.0540 | 0.0130 | 0.1080 | 21.84 | 0.0330 | 0 | 0.0120 |
| | Median | -0.0230 | 0.0110 | 0.0320 | 21.79 | 0.0200 | 0.0020 | 0.0070 |
| 差异 | T | 6.028*** | 3.128*** | 2.413** | 37.949*** | -10.006*** | 1.080 | -2.998*** |
| | p | 0.000*** | 0.006*** | 0.210 | 0.000*** | 0.000*** | 0.035** | 0.031** |
| 低融资 | Mean | -0.0140 | 0.0260 | 0.4400 | 23.76 | 0.0320 | -0.0060 | 0.0230 |
| 约束 | Median | -0.0030 | 0.0190 | 0.1690 | 23.61 | 0.0210 | -0.0040 | 0.0180 |
| 高融资 | Mean | -0.0520 | 0.0140 | 0.1010 | 21.94 | 0.0310 | 0.0010 | 0.0100 |
| 约束 | Median | -0.0220 | 0.0110 | 0.0230 | 21.88 | 0.0180 | 0.0020 | 0.0060 |
| 差异 | T | -5.946*** | -5.366*** | -14.853*** | -41.517*** | -1.157 | 2.533** | -5.690*** |
| | p | 0.000*** | 0.000*** | 0.000*** | 0.000*** | 0.184 | 0.003*** | 0.000*** |
| 制造业 | Mean | -0.0560 | 0.0170 | 0.1060 | 22.08 | 0.0320 | 0.0010 | 0.0110 |
| | Median | -0.0210 | 0.0130 | 0.0290 | 21.99 | 0.0200 | 0.0020 | 0.0070 |
| 其他行业 | Mean | -0.0280 | 0.00500 | 0.3660 | 22.32 | 0.0230 | 0.0020 | 0.0110 |
| | Median | -0.0170 | 0.00300 | 0.0370 | 22.23 | 0.0110 | 0.0030 | 0.0070 |
| 差异 | T | 8.688*** | -11.125*** | 5.680*** | 16.517*** | -12.821*** | 0.134 | 0.472 |
| | p | 0.000*** | 0.000*** | 0.113 | 0.000*** | 0.000*** | 0.246 | 0.565 |

(二) 回归结果分析

表 3 列示了增值税留抵退税对全样本企业、国有企业、民营企业、低融资约束企业以及高融资约束企业的回归结果。从表 3 回归结果可以看出, 无论是全样本企业, 还是不同所有制企业, 或是高融资约束企业, 其企业经营现金流 Cf 的系数均显著为正, 可以说明这些样本企业都会面临不同程度的融资约束, 基于预防性动机, 样本企业会从经营现金流中留存部分现金以备不时之需, 即企业经营现金流 Cf 对现金—现金流敏感性 $\Delta Cash$ 的影响显著为正。而低融资约束企业的回归结果显示, 其企业经营现金流 Cf 的系数虽然为正, 但不显著, 一定程度上可以说明, 低融资约束企业也会出于预防性动机, 从经营现金流中留存部分现金以备不时之需。

表 3 第 (1) 列为全样本情况下增值税留抵退税对企业融资约束的影响, 其中 $Time\ Retax\ Cf$ 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负, 说明留抵退税政策显著降低了样本企业的现金—现金流敏感性 ($\Delta Cash$), 进而起到缓解样本企业融资约束的作用。留抵退税通过政府向企业直接退还“留抵税额”, 使得企业经营现金流得以改善, 从而使企业从经营现金流中用于留存持有的现金量减少, 假设 1 得证, 即增值税留抵退税可以显著缓解企业的融资约束程度, 即留抵退税可以降低企业的现金—现金流敏感性。

表 3 第 (2)、(3) 列为留抵退税对国有企业及民营企业融资约束的影响, 其中民营企业样本中 $Time\ Retax\ Cf$ 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负, 说明留抵退税政策显著降低了民营企业的现金—现金流敏感性, 可以缓解其融资约束程度。国有企业样本中 $Time\ Retax\ Cf$ 的系数虽然不显著, 但是为负, 可以说明国有企业在留抵退税政策实施之后其融资约束也得到了一定程度的缓解。同时, 民营企业 $Time\ Retax\ Cf$ 的系数明显小于国有企业, 说明增值税留抵退税政策对民营企业融资约束的缓解程度要高于国有企业, 假设 2a 得证。

表 3 第 (4)、(5) 列为留抵退税对低融资约束及高融资约束企业融资约束的影响, 其中高融资约束企业样本中 $Time\ Retax\ Cf$ 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负, 说明留抵退税可以有效缓解高融资约束企业的融资约束问题。低融资约束企业样本中 $Time\ Retax\ Cf$ 的系数虽然不显著, 但其系数比 Cf 系数有所下降, 一定程度上说明低融资约束企业的融资约束问题在政策实施之后也得到了缓解, 但是缓解程度既没有高融资约束企业大, 也没有高融资约束企业显著, 假设 2b 得证, 即增值税留抵退税对高融资约束企业融资约束的缓解程度要高于低融资约束企业。

表 3 留抵退税对企业融资约束的影响: DID 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------------|--------------------|---------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| | 全样本 | 国有企业 | 民营企业 | 低融资约束 | 高融资约束 |
| | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ |
| Cf | 0.478*** (9.59) | 0.4910*** (6.20) | 0.4710*** (7.26) | 0.1940 (1.60) | 0.4710*** (8.90) |
| $Time\ Retax$ | -0.0050 | 0.0039 | 0.0045 | 0.0007 | -0.0051 |

| | | | | | |
|--------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|------------------------|
| | (-0.78) | (0.49) | (0.51) | (0.05) | (-0.74) |
| <i>Time-Retax-Cf</i> | -0.3040*** (-4.02) | -0.0015 (-0.01) | -0.2990*** (-3.17) | 0.1240 (1.01) | -0.3070*** (-3.85) |
| <i>Growth</i> | 0.0070** (2.17) | 0.0059 (1.42) | 0.0074 (1.61) | 0.0023 (0.62) | 0.0064* (1.75) |
| <i>Size</i> | 0.0754*** (3.37) | 0.1400*** (4.19) | 0.0680** (2.51) | 0.0443 (1.14) | 0.0839*** (3.34) |
| <i>Expen</i> | -0.7090*** (-6.19) | -0.4260*** (-2.65) | -0.7070*** (-4.96) | -0.2750 (-1.51) | -0.7380*** (-6.16) |
| ΔNwc | -0.3720*** (-10.41) | -0.3130*** (-5.21) | -0.3880*** (-8.66) | -0.0979 (-1.16) | -0.3900*** (-10.45) |
| ΔSd | -0.0777** (-2.09) | -0.0998* (-1.73) | -0.0929* (-1.94) | 0.0976 (1.08) | -0.0888** (-2.24) |
| <i>Constant</i> | -1.6770*** (-3.38) | -3.2250*** (-4.20) | -1.4990** (-2.52) | -1.0760 (-1.16) | -1.8570*** (-3.36) |
| <i>Indus</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Time</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 7154 | 1625 | 5061 | 479 | 6675 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.4261 | 0.3726 | 0.4543 | 0.1737 | 0.4500 |

注：括号内为 t 统计量；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%显著性水平上显著。下同。

表 4 列示了增值税留抵退税对不同门类行业企业融资约束影响的回归结果。从表 4 来看，所有门类行业企业经营现金流 *Cf* 的系数均显著为正，且系数由大到小依次为制造业、科研技术服务业、公共设施管理业、信息传输等服务业，说明所有企业都面临不同程度的融资约束，且制造业受到的融资约束程度最大。制造业 *Time-Retax-Cf* 的系数在 1% 的显著性水平下显著为负，说明增值税留抵退税政策降低了制造业企业的现金—现金流敏感性 ($\Delta Cash$)，即可以缓解其融资约束程

度。信息传输等服务业、科研技术服务业及公共设施管理业 $Time \cdot Retax \cdot Cf$ 的系数均不显著, 说明增值税留抵退税政策对这三类企业的现金—现金流敏感性 ($\Delta Cash$) 影响不显著, 但是该三个行业 $Time \cdot Retax \cdot Cf$ 的系数均小于各自 Cf 的系数, 且公共设施管理业 $Time \cdot Retax \cdot Cf$ 的系数为负, 可以说明留抵退税政策对这三类行业的融资约束程度也具有一定的缓解作用, 但缓解程度不及制造业强。基于上述实证结果, 本文假设 2c 得到证实。

表 4 留抵退税对企业融资约束的影响: 分行业回归结果

| | (6) | (7) | (8) | (9) |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 制造业 | 信息传输等服务业 | 科研技术服务业 | 公共设施管理业 |
| | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ |
| Cf | 0.4560*** (8.93) | 0.3100*** (5.48) | 0.4040*** (6.27) | 0.3740*** (6.02) |
| $Time \cdot Retax$ | -0.0341*** (-5.58) | 0.1560*** (16.13) | -0.1100** (-2.16) | 0.0212 (1.20) |
| $Time \cdot Retax \cdot Cf$ | -0.2110*** (-2.65) | 0.1390 (0.98) | 0.1680 (0.28) | -0.3380 (-0.64) |
| $Growth$ | 0.0033 (0.90) | 0.0052* (1.71) | 0.0038 (1.19) | 0.0048 (1.48) |
| $Size$ | 0.0871*** (3.74) | 0.1020*** (4.99) | 0.1000*** (4.46) | 0.0957*** (4.44) |
| $Expen$ | -0.6390*** (-5.70) | -0.5270*** (-3.58) | -0.5070*** (-3.42) | -0.4910*** (-3.44) |
| ΔNwc | -0.3300*** (-9.03) | -0.3300*** (-6.53) | -0.2420*** (-3.95) | -0.2720*** (-4.51) |
| ΔSd | -0.0920** (-2.42) | -0.1610*** (-3.25) | -0.1480*** (-2.66) | -0.1500*** (-2.82) |

| | | | | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Constant</i> | -1.9440*** (-3.77) | -2.3010*** (-5.02) | -2.2840*** (-4.50) | -2.1890*** (-4.49) |
| <i>Indus</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Time</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 6328 | 2999 | 2380 | 2398 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.4849 | 0.3827 | 0.4224 | 0.4205 |

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验 (Placebo Test)

2018 年增值税留抵退税政策可能并不是完全的外生冲击事件,为消除这种顾虑,本文使用留抵退税实施之前的数据进行安慰剂检验 (Placebo Test)。具体做法为,假定增值税留抵退税政策分别在 2017 年第 3 季度、2017 年第 4 季度、2018 年第 1 季度及 2018 年第 2 季度实施,在政策实施的季度 *Retax* 取值为 1,政策实施之前的季度 *Retax* 取值为 0,即可生成 4 个虚拟变量 (dummy) 分别为 *Time·Retax·Cf_{2017q3}*、*Time·Retax·Cf_{2017q4}*、*Time·Retax·Cf_{2018q1}*、*Time·Retax·Cf_{2018q2}*。如果企业融资约束的缓解确实是由增值税留抵退税政策引起的,则在安慰剂检验的回归中 *Time·Retax·Cf_i* 的估计系数应该不显著。由于留抵退税只对全样本企业、民营企业、高融资约束企业、制造业企业融资约束具有缓解效应,所以只对上述 4 个样本数据进行安慰剂检验。

表 5 的安慰剂检验回归结果显示, *Time·Retax·Cf* 的回归系数均不显著,进一步表明本文的实证结论是可靠的。

表 5 安慰剂检验回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 全样本 | 民营企业 | 高融资约束企业 | 制造业企业 |
| | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ |
| <i>Time·Retax·Cf_{2017q3}</i> | 0.0123 (0.19) | -0.0414 (-0.47) | -0.0476 (-0.69) | -0.0600 (-0.72) |

| | | | | |
|----------------------------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>Time·Retax·Cf</i> _{2017q4} | 0.0597 (0.67) | -0.0381 (-0.32) | 0.0459 (0.47) | 0.0466 (0.47) |
| <i>Time·Retax·Cf</i> _{2018q1} | 0.0114 (0.12) | -0.192 (-1.55) | -0.146 (-1.47) | -0.0732 (-0.64) |
| <i>Time·Retax·Cf</i> _{2018q2} | 0.0123 (0.19) | -0.0414 (-0.47) | -0.0476 (-0.69) | -0.0600 (-0.72) |
| <i>Control</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Indus</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Time</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |

2. 更换为投资—现金流敏感性模型

学界对融资约束的研究大多集中在投资—现金流敏感性和现金—现金流敏感性两个方面，但有学者研究发现，投资—现金流敏感性衡量的不仅包括企业融资约束问题，在特定的样本中还可能包括企业的代理成本（连玉君等，2007）。因此，越来越多的学者在研究企业融资约束问题时多采用现金—现金流敏感性。基于此，本文使用现金—现金流敏感性模型作为主要回归方法，使用投资—现金流敏感性作为稳健性检验回归方法。

本文以企业投资水平 *Inv*（购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金）作为被解释变量，以企业经营现金流 *Cf*、留抵退税政策虚拟变量 $Time_{i,t} \cdot Retax_{i,t}$ 与企业经营现金流 *Cf* 的乘项为解释变量，以营业收入增长率（*Growth*）、主营业务收入（*Sale*）、期末现金及现金等价物余额（*Cash*）为主要控制变量建立扩展的投资—现金流敏感性模型，并对相关变量以除以总资产的方法来消除量纲的影响。

表 6 汇报了增值税留抵退税对企业投资—现金流敏感性的实证结果。从表 6 来看，所有样本企业经营现金流 *Cf* 的系数均显著为正，可以说明企业经营现金流对投资—现金流敏感性（*Inv*）具有显著的促进作用，即经营现金流可以有效提升企业的投资水平。*Time·Retax·Cf* 的系数与基准回归结果方向及显著性基本一致，可以进一步验证本文回归结果的可靠性。其他样本的回归结果也基本与基准回归结果一致，由于篇幅原因，回归结果不在文中赘述。

表 6 稳健性回归结果：投资-现金流敏感性模型

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 全样本 | 民营企业 | 高融资约束企业 | 制造业企业 |
| | <i>Inv</i> | <i>Inv</i> | <i>Inv</i> | <i>Inv</i> |
| <i>Cf</i> | 0.123*** (2.71) | 0.157*** (2.88) | 0.161*** (3.43) | 0.0909** (2.14) |
| <i>Time-Retax</i> | 0.0111 (1.13) | 0.0266* (1.84) | 0.0143 (1.36) | -0.0349*** (-3.80) |
| <i>Time-Retax-Cf</i> | -0.335*** (-3.33) | -0.327*** (-2.66) | -0.365*** (-3.51) | -0.207** (-2.11) |
| <i>Growth</i> | 0.000483 (1.08) | 0.00977** (2.08) | 0.00724* (1.88) | -0.000496 (-0.13) |
| <i>Sale</i> | 0.00821 (0.97) | 0.00889 (0.88) | -0.00259 (-0.27) | 0.0180* (1.94) |
| <i>Cash</i> | -0.0587 (-1.38) | -0.0617 (-1.22) | -0.0579 (-1.33) | -0.0820* (-1.76) |
| <i>Constant</i> | 0.0282*** (4.02) | 0.0274*** (3.27) | 0.0327*** (4.42) | 0.0276*** (3.77) |
| <i>Indus</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Time</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 11181 | 8082 | 10544 | 9838 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.3041 | 0.3179 | 0.3267 | 0.3776 |

3. 更换为随机效应模型

为增强基准回归结果的可靠性，本文对模型（4）采用随机效应模型（RE）进行了回归，回归结果如表 7 所示。采取随机效应模型时 *Time-Retax-Cf* 的系数与基准回归结果的系数显著性及方

向基本一致，再次验证了基准回归结果的可靠性。篇幅原因，其他样本的回归结果不再赘述。

表 7 稳健性回归结果：随机效应模型回归

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 全样本 | 民营企业 | 高融资约束企业 | 制造业企业 |
| | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ | $\Delta Cash$ |
| <i>Cf</i> | 0.373*** (7.49) | 0.403*** (7.86) | 0.411*** (10.09) | 0.374*** (9.23) |
| <i>Time-Retax</i> | -0.00985 (-1.32) | 0.00103 (0.12) | -0.00762 (-1.14) | -0.0382*** (-6.31) |
| <i>Time-Retax·Cf</i> | -0.212** (-2.32) | -0.201** (-2.31) | -0.212*** (-2.95) | -0.140* (-1.93) |
| <i>Growth</i> | 0.00248 (1.45) | 0.00898** (2.14) | 0.00717** (2.17) | 0.00444 (1.34) |
| <i>Size</i> | 0.0521*** (18.61) | 0.0573*** (21.12) | 0.0504*** (23.44) | 0.0511*** (23.90) |
| <i>Expen</i> | -0.430*** (-4.65) | -0.441*** (-5.27) | -0.472*** (-6.47) | -0.439*** (-6.30) |
| ΔNwc | -0.212*** (-3.32) | -0.350*** (-8.55) | -0.356*** (-10.43) | -0.297*** (-8.73) |
| ΔSd | -0.0790 (-1.34) | -0.00909 (-0.21) | -0.00114 (-0.03) | -0.0177 (-0.52) |
| <i>Constant</i> | -1.207*** (-17.51) | -1.328*** (-18.98) | -1.163*** (-20.95) | -1.158*** (-21.11) |
| <i>Indus</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |

| | | | | |
|--------------------------|--------|--------|--------|--------|
| <i>Time</i> | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>N</i> | 7154 | 5061 | 6675 | 6328 |
| <i>Adj.R²</i> | 0.3655 | 0.4522 | 0.4475 | 0.4827 |

六、结论及政策建议

本文利用 2017 年第 3 季度~2019 年第 1 季度沪深 A 股上市公司财务数据，以 2018 年增值税留抵退税为准自然实验，运用双重差分法（DID），实证检验了增值税留抵退税对企业融资约束的影响以及普惠性减税政策的适用性问题。研究发现：（1）增值税留抵退税可以显著降低全样本企业的现金—现金流敏感性，即可以显著缓解企业的融资约束问题；（2）增值税留抵退税对民营企业融资约束的缓解程度要高于国有企业，对高融资约束企业融资约束的缓解程度要高于低融资约束企业；（3）在分门类行业实证分析时，增值税留抵退税只对制造业的融资约束具有显著的缓解作用。基于本文的实证结果，提出如下政策建议。

（一）进一步放宽增值税留抵退税条件，充分体现增值税的税收中性原则。本文在分门类行业实证分析时发现，留抵退税政策对制造业产生了显著的融资约束缓解作用，但对其他行业却没有产生显著作用。根据其他学者的研究可知，留抵税额主要集中在资本密集型的制造业企业，而其他大部分企业的留抵税额却较少。鉴于留抵退税可以显著缓解制造业的融资约束，在考虑政府财力允许的情况下，建议从增量留抵比例退税分步向增量留抵退税、存量留抵退税改革，以最大限度发挥留抵退税解决企业沉淀资金问题的作用。同时，留抵税额相对较少的企业在申请留抵退税优惠政策时，却要面临较为严格的条件和程序，会在一定程度上增加企业的纳税成本，反而弱化了留抵退税的政策红利。基于此，建议取消连续一定时间增量留抵税额均大于零、且第六个月增量留抵税额不低于 50 万元的限制条件，切实将留抵税额退还于企业。建议取消前 36 个月未发生骗取留抵退税、出口退税或虚开增值税专用发票，或未因偷税被税务机关处罚两次及以上的限制条件，应该做到“奖惩分明”，企业出现涉税违法犯罪情况要按照相关法律条款进行惩处，同样属于企业的“留抵税额”要及时退还给企业，要充分发挥增值税的税收中性作用，降低税收对企业经营决策的扭曲。

(二) 促进不同所有制企业之间优势互补，实现资源配置效率的提升。本文实证结果显示，留抵退税对国有企业融资约束的缓解作用并不显著，而民营企业却表现出比较强烈的反应，这和不同企业的所有制特点有很大关系。国有企业由于承担了更多的政策性职能，往往会受到政府扶持政策的倾斜，在政府背书的情况下，金融机构也愿意将更多的资金提供给国有企业。但是国有企业生产的产品往往缺乏竞争优势，且无法有效的配置其所持有的大部分资源（朱富强，2021），这就很容易造成国有企业“多资源-低效率”的局面。民营企业由于没有政府背书，在信息不对称的情况下，又较难获得金融机构的贷款，在很大程度上约束了民营企业的发展，使“融资难、融资贵”问题一度成为制约民营企业发展的瓶颈。鉴于国有企业资金比较充足的情况，建议国有企业通过向民营企业适度注资或参股的形式以解决民营企业融资难问题，一方面可以提高国有企业资金的使用效率和收益，另一方面可以为推动混合所有制改革积累经验。

(三) 完善缓解民营企业“融资难、融资贵”的税收体系。本文在对样本企业进行融资约束程度测算时发现，在经过删除缺失值处理之后，高融资约束企业占全样本企业的比重要高于低融资约束企业，且大部分企业为民营企业，说明我国民营企业确实面临着较为严重的融资问题。建议进一步完善针对缓解民营企业“融资难、融资贵”的税收体系，让税收政策与财政政策形成扶持民营企业发展的合力。比如加大银行等金融机构用于民营企业贷款取得利息收入的税收优惠政策，提高金融机构针对民营企业贷款的积极性；进一步提升纳税信用等级的“含金量”，通过税务部门和金融部门的信息深度共享，缓解金融机构与民营企业之间的信息不对称问题，降低金融机构贷前对民营企业的审查成本，以提高金融结构对民营企业的贷款力度。

参考文献：

- 1.陈学胜、张建波、董文龙：《资本市场开放降低了企业融资约束吗？——基于中国上市公司的实证研究》，《证券市场导报》2012 年第 11 期。
- 2.邓晓丽、朱彦臻：《税收负担与企业融资约束——基于世界银行中国企业调查数据的实证分析》，《税收经济研究》2019 年第 4 期。
- 3.翟淑萍、耿静、韩雨珊：《融资约束指数设计与有效性评价——基于中国 A 股上市公司平行面板

- 数据的实证分析》，《现代财经(天津财经大学学报)》2012 年第 7 期。
- 4.丁东生、许建国：《增值税留抵退税的国际借鉴》，《国际税收》2019 年第 8 期。
 - 5.何杨、邓栖元、朱云轩：《增值税留抵退税政策对企业价值的影响研究——基于我国上市公司的实证分析》，《财政研究》2019 年第 5 期。
 - 6.江笑云、汪冲、高蒙蒙：《研发税收减免对企业融资约束的影响及其作用机制——基于微观企业数据的实证研究》，《财经研究》2019 年第 9 期。
 - 7.孔东民、刘莎莎、王亚男：《市场竞争、产权与政府补贴》，《经济研究》2013 年第 2 期。
 - 8.李广子、刘力：《债务融资成本与民营信贷歧视》，《金融研究》2009 年第 12 期。
 - 9.李旭红：《留抵退税如何实现减税》，《第一财经日报》2019 年 5 月 22 日。
 - 10.连玉君、程建：《投资—现金流敏感性:融资约束还是代理成本?》，《财经研究》2007 年第 2 期。
 - 11.林彩云：《“增值税留抵税额”政策解析与实务操作》，《注册税务师》2019 年第 3 期。
 - 12.刘金科、邓明欢、肖翊阳：《增值税留抵退税与企业投资——兼谈完善现代增值税制度》，《税务研究》2020 年第 9 期。
 - 13.刘星、田梦可、张超：《回归 A 股缓解了企业融资约束吗?——基于现金-现金流敏感性的分析》，《管理评论》2016 年第 11 期。
 - 14.刘怡、耿纯：《增值税留抵规模、分布及成本估算》，《税务研究》2018 年第 3 期。
 - 15.卢雄标、童锦治、苏国灿：《制造业增值税留抵税额的分布、影响及政策建议——基于 A 省制造业企业调查数据的分析》，《税务研究》2018 年第 11 期。
 - 16.罗宏、陈丽霖：《增值税转型对企业融资约束的影响研究》，《会计研究》2012 年第 12 期。
 - 17.吕丽娟、张玲：《从电网企业留抵进项税额看我国增值税退税制度的完善》，《国际税收》2018 年第 12 期。
 - 18.钱晓东：《基于企业价值视角的“营改增”政策效应研究——兼析治理环境的调节作用和控制权性质的影响》，《西部论坛》2018 年第 6 期。
 - 19.乔睿蕾、陈良华：《税负转嫁能力对“营改增”政策效应的影响——基于现金—现金流敏感性视角的检验》，《中国工业经济》2017 年第 6 期。
 - 20.孙博：《从税收优惠到权益普惠——我国增值税期末留抵税额的退税问题研究》，《法律与伦理》

- 2018 年第 2 期。
- 21.孙雪娇、翟淑萍、于苏：《柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据》，《中国工业经济》2019 年第 3 期。
- 22.佟思其：《退还部分行业增值税留抵税额政策对企业的影响浅析》，《纳税》2019 年第 7 期。
- 23.王跃堂、王国俊、彭洋：《控制权性质影响税收敏感性吗？——基于企业劳动力需求的检验》，《经济研究》2012 年第 4 期。
- 24.吴红军、刘啟仁、郭佐青：《环境信息披露、分析师跟踪与融资约束缓解——基于不对称性信息“投资-现金流”动态模型》，中国会计学会环境会计专业委员会 2014 学术年会论文，2014 年 10 月。
- 25.肖春明：《增值税税率下调对企业投资影响的实证研究——基于减税的中介效应》，《税务研究》2021 年第 3 期。
- 26.解洪涛、张建顺、王伟域：《增值税进项留抵、现金流挤占与企业融资成本上升——基于 2015 税源调查数据的实证检验》，《中央财经大学学报》2019 年第 9 期。
- 27.闫一石：《管理层能力、内部控制缺陷与融资约束关系的实证研究——基于产权性质和股权激励的调节》，《预测》2020 年第 4 期。
- 28.岳树民、肖春明：《“营改增”对上市公司债务融资的效应分析》，《中央财经大学学报》2017 年第 9 期。
- 29.张勇：《诚信纳税与企业商业信用融资——来自中国纳税信用 A 级企业的经验证据》，《金融论坛》2021 年第 6 期。
- 30.章君：《对退还增值税留抵税额政策财税处理的探讨》，《中国注册会计师》2018 年第 12 期。
- 31.朱富强：《建党百年论国有企业的发展路向——混合所有制改革的学理性拷问》，《财经问题研究》2021 年第 9 期。
- 32.Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M., The Cash Flow Sensitivity of Cash. *Journal of Finance*, Vol.59, No.4, 2005, pp.1777-1804.
- 33.Cull, R., & Xu, L., Who Get Credit? The Behavior of Bureaucrats and State Banks in Allocating Credit to Chinese State-Owned Enterprises. *Journal of Development Economics*, Vol.71, No.2, 2003, pp.533-559.

- 34.Cull, R., Li, W., Sun, B., & Xu, L., Government connections and financial constraints: Evidence from a large representative sample of Chinese firms. *Journal of Corporate Finance*, Vol.32,2015,pp.271-294.
- 35.Gertner, R. H., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C., Internal Versus External Capital Markets. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, No.4, 1994, pp.1211-1230.
- 36.Merton, R. C., A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information. *The Journal of Finance*, Vol.42, No.3, 1987, pp.483-510.
- 37.Myers, S. C., & Majluf, N. S., Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Social Science Electronic Publishing*, Vol.13, No.2, 1984, pp.187-221.
- 38.Pagano, M., Panetta, F., & Zingales, L., Why Do Companies Go Public? An Empirical Analysis. *Social Science Electronic Publishing*, Vol.53, No.1, 1998, pp.27-62.
- 39.Petersen, M. A., & Rajan, R. G., Trade Credit: Theories and Evidence. *Social Science Electronic Publishing*, Vol.10, No.3, 2017, pp.661-691.

Can VAT Retention Tax Rebate Ease the Financial Constraints of Enterprises?——Concurrently Discussing Applicability of Inclusive Tax Cuts Policy

YUE Shumin

(Renmin University of China, 100872)

XIAO Chunming

(Shanxi University of Finance and Economics, 030006)

Abstract: In order to revitalize the precipitation funds caused by enterprises' tax retention and help high-quality economic development, the Ministry of Finance and the State Administration of Taxation jointly issued a document to implement VAT retention and tax rebates for qualified "equipment manufacturing and other advanced manufacturing, research and development and other modern service industries and power grid enterprises" in 2018. This paper uses the financial data of A-share listed companies during Q3 2017 to Q1 2019 in order to test the effect of VAT retention tax rebate to financial constraints of enterprises and the applicability of inclusive tax cuts policy, using the DID method and the model of Cash-Cash Flow Sensitivity. It is found that:(1)VAT retention tax rebate can significantly reduce the cash-cash flow sensitivity of the whole sample of enterprises, that is, it can significantly alleviate the financing constraints of enterprises;(2) The financing constraint of VAT retention tax rebate on private enterprises is higher than that of state-owned enterprises', and the mitigation degree of the financing constraint of high financing constraint enterprises is higher than that of low financing constraint enterprises';(3) In the empirical analysis of different categories industries, VAT tax rebate only has a significant mitigation effect on the financing constraints of manufacturing. The research conclusions of this paper provides some empirical basis for government departments to implement taxes and fees and implement preferential tax

policies to activate the vitality of enterprises.

Keywords: VAT, Retention Tax Rebate, Financial Constraints, Cash-Cash Flow Sensitivity

JEL: H20, H25, H32

社会政策体系中的基本生活需要：内涵与测量*

岳希明

中国人民大学财政金融学院

胡一凡

中国人民大学财政金融学院

李禛临

中国人民大学财政金融学院

摘要：基本生活需要是社会政策领域最重要的概念之一，保证所有人最基本的生活需求是联合国等诸多国际组织的最重要目标之一，基本生活需要同时是制定贫困标准、低保标准、最低工资标准、个人所得税综合费用扣除额等标准的重要基础。本文利用 2018 年中国家庭收入调查项目（CHIP）住户数据，基于 Goedhart 提出的 SPL 法估计不同地区居民的基本生活需要，并将估计结果与低保标准等与基本生活需要有关的中国现行标准相比，研究发现：中国的绝对贫困线较低；城乡低保标准与居民基本生活需要之间的缺口较小，且随着近年来中国社会保障制度的改革，该缺口呈现逐年缩小的态势；最低工资标准能够完全覆盖当地居民维持基本生活水平所需的开支；个人所得税综合费用扣除标准超出居民基本生活需要，政府应当对其加以限制，避免免征额设定过高而引发新的税负不平等问题。

关键词：基本生活需要 社会政策 满足程度

中图分类号：F812.45

JEL：H53

*岳希明、胡一凡（通讯作者）、李禛临，中国人民大学财政金融学院，邮政编码：100872，电子邮箱：yue@ruc.edu.cn；hyfelisa@ruc.edu.cn；lizhenlin@ruc.edu.cn。基金项目：2022 年度国家社会科学基金重大项目“新时代我国财税再分配的精准调节机制研究”（项目批准号：22&ZD090）。感谢匿名评审专家的宝贵意见，文责自负。

一、引言

基本生活需要 (basic needs), 又称最低生活需求 (minimum living needs), 有时简称为基本需要或最低需要, 是指特定社会条件下个人或家庭为了维系其生存并求得发展而必须设法满足的状态。基本生活需要的满足是人们摆脱强制性劳动, 实现自由、展现个性的必要条件 (Marx & Engels, 1975; Van Parijs, 1995), 如果一个社会中某些人群的基本生活需要得不到满足, 他们的基本权利将会受到侵害^①。这种根本性的权利剥夺是一种必须解决的社会不公正, 政府有义务通过社会政策保证所有人的基本生活需要, 以消除这种明显的不公正现象, 推动社会向正义的方向发展 (Sen, 2009)。因此, 社会政策实质上是国家或政府为满足人们的基本生活需要、解决社会问题而进行资源配置的手段 (Jones et al, 1978), 其制定和实施应当尽可能地满足每一个共同体成员的基本需要^② (Walzer, 1983; Scanlon, 2000)。

基于满足居民最低生活需求的基本理念, 国际劳工组织于 1976 年在关于就业、收入分配与社会进步的国际分工问题世界会议上提出基本需求战略 (basic needs strategy), 呼吁发展中国家应当将满足社会成员 (尤其是贫困人口) 的基本需要作为工作重点。联合国在此基础上, 进一步推动基本需求战略的实施和发展, 于 1980 年、1986 年以及 1990 年相继出台《联合国第三个发展十年》

《发展权利宣言》以及《联合国第四个发展十年》, 强调“各国应在国家一级采取一切必要措施实现公民的发展权利, 确保所有人获得基本资源、初等教育、保健服务、粮食、住房等需要的机会均等”^③。与此同时, 世界银行通过制定和不断调整贫困线, 试图确定居民基本生活需要标准。

既然满足所有民众的基本生活需要是国际组织和各国政府的政策目标, 相关政策的实施则离不开对基本生活需要的界定和估计。事实上, 对于基本生活需要的估计在社会和经济政策的制定和实施上具有广泛的应用, 以下给出几例:

其一, 贫困标准的设立离不开对基本生活需要的估计。贫困标准指一个国家或地区为救助其

^①Townsend (1987) 将基本生活需要得不到满足时对个人构成的伤害定义为权利剥夺, 他认为如果人们没有享有基本的生活条件, 而作为社会成员必须享有这种条件以便能够发挥一定作用 (如参与各种社会关系、遵循习俗性的行为规范), 那么这种根本性的、长期的权利剥夺所导致的严重伤害将会随即而来。

^②斯坎伦契约主义认为, 如果在某种情况下牺牲部分利益, 就能够使得某个人摆脱极端困境而没有这样做, 则在道德上就是错的, 因此政府有义务满足民众的基本需要, 帮助其他人免受伤害; Walzer (1983) 提出的社会契约论同样指出, 政治共同体的目的是让所有成员都得以生存下去, 当某些成员的基本生活需要难以得到满足时, 共同体应当伸出援助之手, 根据民众的基本需要分配公共资源和公共产品。

^③参见《1986 年发展权利宣言》第 8 条第 1 款规定。

社会成员中收入难以维持基本生活水平者而制定的救济标准或界限，通常以基本生活需要为出发点进行估计。中国在 2020 年全面脱贫之前实行的农村绝对贫困标准，就是根据农村居民维持基本生存必需的热量和蛋白质，同时保障其一定数量的穿、住、用、行所需的最低生活费用确定。

其二，最低工资标准的设立需要界定和估计基本生活需要。最低工资是政府为维护劳动者取得劳动报酬的合法权益，保障劳动者个人及其家庭成员基本生活而制定的社会救助标准。英国、法国等多个国家奉行“生活工资”理念，提出以工人及其家庭的基本生活需要为基础确定员工最低工资^①。中国的最低工资标准一般采取月最低工资标准和小时最低工资标准的形式，同样在参考当地就业者及其赡养人口最低生活需求的基础上，考虑职工个人缴纳的社会保险费、住房公积金等因素进行必要的修正^②。

其三，最低生活保障计划需要基本生活需要估计值。最低生活保障计划一般通过现金或实物转移的方式，为低收入家庭维持基本生活水平提供保障。中国城乡低保制度即属于最低生活保障计划，它依据居民基本生活成本支出，结合当地经济社会发展水平和财力状况确定低保标准^③。

其四，个人所得税综合费用扣除额的确定依据是基本生活需要。个人所得税综合费用扣除额是政府为保障纳税人的基本生存权利，在“满足最低生活需求的收入不纳税”的理念和原则下，对纳税人及其家庭维持基本生活开支的豁免（岳树民、卢艺，2009）。中国目前的个人所得税综合费用扣除额统筹考虑了城镇居民基本消费支出（包括食品、家庭设备用品服务、教育文化娱乐服务以及住房）、居民消费价格指数和就业者平均赡养人数^④，能够保证纳税人实际收入的稳定性，满足其基本需要。

总而言之，在社会政策的制定和实施过程中，基本生活需要是一个应用十分广泛的概念，诸多社会政策的制定均以满足居民的基本需要为政策目标。基本生活需要估计值不仅直接影响着相

①英国最低工资标准包括法定最低工资（national minimum wage，适用于 21 岁及以上劳动者）、法定最低生活工资（national living wage，适用于 23 岁及以上劳动者）以及实际最低生活工资（real living wage）三种类型。其中，法定最低工资和法定最低生活工资分别由工会协商以及当地工人平均收入的 66% 确定，实际最低生活工资根据工人基本生活需要独立计算，由企业自愿支付。

②详见《最低工资规定》（劳动和社会保障部令第 21 号）

③《城市居民最低生活保障标准》（中华人民共和国国务院令第 271 号）规定“城市居民最低生活保障标准按照当地维持城市居民基本生活所必需的衣、食、住费用，并适当考虑水、电、燃煤费用以及未成年人的义务教育费用确定”。《关于在全国建立农村最低生活保障制度的通知》（国发〔2007〕19 号）同样规定“农村居民最低生活保障标准按照能够维持当地农村居民全年基本生活所必需的吃饭、穿衣、用水、用电等费用确定，并报上一级地方人民政府备案后公布执行。农村最低生活保障标准要随着当地生活必需品价格变化和人民生活水平提高适时进行调整”。

④《全国人大常委会 8 月 31 日新闻发布会》，国务院新闻办公室网站，<http://www.scio.gov.cn/xwfbh/qyxwfbh/Document/1636719/1636719.htm>

关社会政策的目标定位，同时关系到社会政策体系的标准设定和执行效果。尤其在当前共同富裕的大背景下，“基本生活需要”是推进民生工作和实施积极社会政策的重要抓手，同时也是不断满足人民美好生活需要，实现共同富裕的基石。目前我国相关社会政策中使用的基本生活需要标准大多由福利决策者和政府官员确定（Ignatieff, 1990），他们或是依据财政资金量及转移支付资金的多少划定，或是与相关部门协商后硬性规定，而最有发言权的低收入群体的意志和需求却缺乏参与的渠道（陈传波, 2011）。在这种情况下确定的社会政策标准可能引发若干问题，如政策标准设定偏低导致对居民基本生活需要的保障水平不充分；由于地方政府财力状况不同，造成地区间政策标准及保障程度不平衡，以及城乡间救助水平差别较大等。因此，现阶段我国相关社会政策使用的基本生活需要标准是否合理？政策标准究竟能否满足民众的现实需要？这是当前决策层重点关注的问题。

迄今已有较多文献考察有关社会政策对居民最低生活需求的满足程度，如陈传波（2011）、Gustafsson et al（2004）、Gustafsson & Yue（2012）以及 Bishop et al（2006）等。遗憾的是，既有文献大多集中于贫困线与低保标准合理性的探讨，鲜有研究对基本生活需要的内涵、测量及其在社会政策体系中的应用进行全面系统的梳理与讨论。且现有文献在估计基本生活需要时一般采用分项估计法，即根据基本生活需要所含商品和服务的种类分项进行估算，进而加以汇总得到居民基本生活需要。虽然该方法能够估计各项基本消费品的最低需求，但由于基本生活需要不存在特定标准，也不可能被赋予合理的跨文化内涵，学者难以对基本生活需要所涵盖的商品和服务进行明确界定（Streeten & Burki, 1978; Gray, 1983），因此，分项估计法并不能准确反映低收入群体的真实需求。鉴于此，本文试图总结归纳“基本生活需要”这一概念的由来、主要内容以及主要观点，同时对基本生活需要的不同测量方法进行比较，以选择最恰当的估计方法进行测算。在此基础上，本文进一步扩大社会政策的考察范围，评估贫困标准、低保标准、最低工资标准、个人所得税综合费用扣除额等多项社会政策使用的最低生活标准的合理性，由此提供较以往研究更准确、内容更丰富的分析和评估。

本文可能的边际贡献在于：第一，本文使用主观标准法对基本生活需要进行估计，估计结果充分反映政策对象人口对其自身最低生活需求的评价。第二，本文使用最新一期的中国家庭收入调查数据进行测算，并将估计结果与现阶段中国相关政策中使用的最低生活标准相比较，借此评

价其合理性以及对居民基本需要满足程度，能够为社会政策指标的修正和完善提供参考。第三，对于个人所得税基本减除费用标准、低保标准等富有争议的社会政策标准的制定，本文提出了测算的基本思路，主张以家庭的基本生活需要作为参照基准。

二、基本生活需要的内涵和测量

本部分就基本生活需要的内涵及其估计方法，对以往文献进行综述和讨论。

(一) 基本生活需要的内涵

基本生活需要应当包括哪些商品和服务？所含商品和服务的标准如何？对此问题的解答是最具争议和难以达成共识的。一言以蔽之，基本生活需要的内涵，因人、因地、因时而异，具有高度的不确定性。因人而异，既表现在因决策者和研究者而异，也表现在因对象人群而异；因地而异，表现在不同的国家和不同的地区，基本生活需要的内容不同；因时而异，主要表现在为同一对象人群确定的最低标准会随时间的推移而变化。以下就此进行较为详细的解释。

首先，基本生活需要的内涵因研究者而异。1901年朗特里在对英国工人家庭收支状况普查的过程中，首次提出基本生活需要的概念，认为基本需要是家庭维持其成员日常生理活动的最低生活需求，应当包括饮用水、食品、衣物以及住房等生物学需要（Rowntree, 1901; Morey, 1940），当此类需要得不到满足时，个体将无法存活。1943年马斯洛提出需求层次理论（hierarchical theory of needs），认为人的本能与动机是基本生活需要产生的根源，基本生活需要从低到高可以分为五个层次，只有满足低层次需要后才会出现高层次需要（Maslow, 1943）。因此，当“生物学需要”一类的低层次生存需要得到满足时，个体会出现充分运用自身能力向上发展的需要，即自我发展的需要。换言之，基本生活需要不仅包括衣、食、住、行等生物学需要，还应当包括初等教育等对于人们实现自我发展必不可缺的非物质需要（Rawls, 2005; Sen, 2009）。亚当·斯密指出，基本生活需要“不仅是维持生存必不可少的商品，而且是按照一国习俗，少了它，即使是最低阶层人民，也觉得有伤体面的那一类商品”^①；戴维·米勒在《社会正义原则》中同样提到社会公认的基本需要标准应当包括“最低限度的体面生活的需要”^②。据此，有学者提出基本生活需要还应当涵盖人们维

① 亚当·斯密（Adam Smith）：《国民财富的性质和原因的研究》（下），郭大力、王亚南译，商务印书馆1996年版，第431页。

② 戴维·米勒（David Miller）：《社会正义原则》，应奇译，江苏人民出版社2001年版，第231页。

护自尊所必需的体面生活的需要 (decent living needs), 如社会参与、参加宗教仪式以及文化娱乐等需要 (Doyal & Gough, 1991; Miller, 1999)。由此可见, 不同研究者从不同的研究视角出发, 所界定的基本生活需要各不相同。

其次, 基本生活需要的内涵因决策者和对象人群而异。政策决策者在确定社会政策使用的基本生活需要标准时, 一般遵循需要优先性原则, 即决策者根据需要的迫切性, 对众多不同的需求进行排序, 将那些对政策对象人群至关重要的需要界定为基本生活需要, 对其优先满足, 如若公共资源还有剩余, 决策者再提高基本生活需要标准, 进一步满足对象人群更高层次的需要 (Miller, 1999)。因此, 社会政策体系中的基本生活需要内涵取决于不同需要相对于决策者和对象人群的迫切程度。那么如何对各类需要进行优先性排序呢? 这是一个仁者见仁、智者见智的问题, 很大程度上由决策者和对象人群的意识形态以及价值观决定。一般而言, 衣、食、住、行等生物学需要以及医疗、教育等成长需要是最为重要的, 因为其决定了人的生存和发展。但对于追求宗教信仰的人群而言, 与宗教相关的诉求可能比生存更为重要, 如参与宗教仪式、学习宗教文化等 (李石, 2019)。因此, 在相互冲突的需要之间, 决策者和政策对象人群无法就其迫切性达成一致意见, 难以作出客观的优先性排序 (Gray, 1983), 导致不同决策者或不同对象人群所确定的基本生活需要内涵不尽相同。

再次, 基本生活需要的内涵因地而异。一方面, 相同的消费水平在不同地区会给居民带来不同程度的满足感, 经济发展水平较高的国家或地区维持社会公认的基本生活需要标准要求更多的资金投入; 另一方面, 实现相同基本生活功能在不同国家和地区所需的成本不同, 如在贫困国家进入就业市场只需要衣服和食物, 但在相对富裕的国家则需要电脑、手机等物品。因此, 人们对各类商品和服务的基本需求受政治环境、经济环境以及文化习俗等社会条件的制约, 在不同国家或地区, 由于社会公众的价值观以及政府财政所承载的保障力度不同, 基本生活需要的标准有高低差异 (Pigou, 1920; Maslow, 1943)。一般而言, 一个国家或地区的经济越发达, 基本生活需要的内涵越丰富。

最后, 基本生活需要的内涵因时而异。以中国改革开放进程为例, 1978—1993 年中国农村经济体制进行结构性变革, 改革带来的巨大红利推动了民生政策的实施。政府基于当时农村的实际情况, 将每人每年 100 元作为国家贫困标准, 该标准能够保证低收入群体每人每天 2100 大卡热

量的食物支出，但粗粮比重较高、肉蛋比重很低，食物支出约占总支出的 85%^①。这一时期，基本生活需要被界定为低层次的生存需要，仅能满足居民“衣能蔽体、食能果腹、房可避风雨”的最低生活需求。1994—2000 年中国开始实施《国家八七扶贫攻坚计划（1994—2000 年）》，政府开展了以贫困县为重点的开发式扶贫治理^②，基本普及九年义务教育和基本扫除青年文盲的“双基目标”实现，乡镇医院与贫困地区的科教文卫事业得到大力推广和发展^③。同时，贫困标准上调至每人每年 865 元，食物支出比重下降至 60%^④。2011 年政府再次上调国家贫困标准，达到每人每年 2300 元，该标准不仅能够满足每人每天 2100 大卡路里的食物支出和 60 克左右的蛋白质摄入量，而且能保证一定比例的教育、文化、娱乐等非食物支出^⑤。基本生活需要达到稳定温饱水平，在满足生存需要的基础上兼顾营养，实现“吃得饱”向“吃得好”的跨越。2011 年 12 月中共中央发布《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》，提出“两不愁，三保障”（即不愁吃、不愁穿，保障其义务教育、基本医疗和安全住房）的扶贫新任务，进一步明确了基本生活需要在新时代的内涵^⑥。这意味着，随着时间的推移以及经济发展水平不断提高，基本生活需要会由温饱型的低层次需要逐渐转向发展型的高层次需要，表现出较强的阶段性特征。

综上，基本生活需要由若干种商品和服务组合而成，其内涵受政治经济环境、意识形态、政府财政承载力等因素的影响，具有高度的不确定性。当然，人们对基本生活需要的认知天然具有相同的方面。由于基本生活需要是指特定社会条件下个人或家庭为了维系其生存并求得发展而必须设法满足的状态，因此其至少应当包括维持基本生存必需的食物支出以及满足居民教育和公用事业等所需的非食物支出。我国现阶段相关社会政策指标中所言的“基本生活需要”，就是以最低生活需求的共性部分为基础进行界定和估计的，因此，将基本生活需要测量结果与不同社会政策指标相比较，能够在一定程度上评估政策目标的实现程度。

（二）基本生活需要的测量

以往文献和实践中，基本生活需要的测量方法种类繁多。其中，基于客观指标计算基本生活需要的方法统称为客观标准法，依据个体主观判断估计基本生活需要的方法统称为主观标准法。

①2526 《贫困标准经历了几次变化？近几年农村贫困户的标准是多少？》，国家统计局网站，http://www.stats.gov.cn/zt_18555/zthd/lhfw/2022/rdwt/202302/t20230214_1903576.html

②参见《国家八七扶贫攻坚计划（1994—2000 年）》（国发〔1994〕30 号）

③参见《国务院关于进一步加强农村教育工作的决定》（国发〔2003〕19 号）

④参见《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》（中发〔2011〕10 号）

客观标准法又可以进一步分为绝对标准法和相对标准法，前者仅仅关注居民是否能够维持基本生存，后者认为基本生活需要具有很强的相对性，估计时应充分考虑社会整体的经济发展水平。

绝对标准法以居民维持基本生活水平的消费支出为基础估计基本生活需要。如预算标准法（又称市场菜篮法）首先由专家或政府官员确定一张基本生活必需品清单，再根据市场价格计算这些基本必需品的价值，以此作为基本生活需要估计值（Gillie, 1996; Deeming, 2005）；食物支出份额法建立在恩格尔定律的基础之上，通过居民食品消费支出除以一定的恩格尔系数（食品消费支出占总支出的比例）得到基本生活需要（Orshansky, 1965; Fisher, 1992）。随着相对剥夺概念的提出，人们意识到，如果一个社会中的家庭或个人仅能维持基本生存，不能参加正常的社会活动，难以获取社会公认的设施和服务，那么其基本生活需要仍未得到满足。据此，Townsend(1979)提出相对标准法，强调根据社会经济发展水平，确定一个社会公认的基本生活需要标准。如收入比例法根据一个国家或地区中位收入或平均收入的 50~60%确定居民基本生活需要（Muller, 2006）。

客观标准法的衡量指标清晰、计算简单且评估成本低，能在一定程度上反映低收入群体的基本需要，但其估计方法本身仍然存在一些缺陷。一方面，由专家及政府官员等非贫困者确定的基本生活需要清单，对非食物需求的界定缺乏一个理想的标准，难以反映政策对象人口的现实需求，以此确定的基本生活需要很可能脱离实际（Townsend, 1979）；另一方面，客观标准法包含了随意地强加于人的因素，“家长式作风”的意味明显，限制了受助者的生活方式，制约其自由选择生活必需品的权利，从人权角度看是不公平的。鉴于此，部分学者提出主观标准法，主张以社会成员对自身处境的认知和判断确定基本生活需要，基本生活需要的测量方法从“他定”转向“自决”。

主观标准法通过问卷调查获取个体对自身经济情况的评价，依据其对最低生活需求的预期标准推算出基本生活需要。总体上，根据调查问卷设计不同，主观标准法可以进一步划分为 LPL 法（Leyden Poverty Line）、SPL 法（Subjective Poverty Line）以及 CSP 法（Centre for Social Policy Question）。其中，LPL 法基于收入估计问题（income evaluation question, IEQ），利用受访者对不同收入水平的评价推导出个人收入福利函数及最低生活需求（Goedhart et al, 1977）；SPL 法基于最低收入问题（minimum income question, MIQ），根据受访者维持基本生活水平的最低收入需求确定基本生活需要（Goedhart et al, 1977; Kapteyn et al, 1985; Flik & Van Praag, 1991）；CSP 法

则依据受访者利用可支配收入维持基本生活水平的难易程度，将代表性人群的实际收入作为基本生活需要估计值（Pradhan & Ravallion, 2000）。

上述三种问卷调查方式中，由于 MIQ 更易于被受访者理解（Flik & Van Pragg, 1991; Wang et al, 2020），因此，相较于其他测算方法，SPL 法不仅具有主观标准法的相对优势，即利用居民的主观评价测算基本生活需要，估计结果充分反映政策对象人口对其自身最低生活需求的评价；而且其在实际调查过程中的可行性更高，目前我国住户调查问卷中大多使用 MIQ 获取个体对基本生活需要的主观评价。鉴于此，SPL 法被诸多学者借鉴用于估计我国居民的主观贫困标准（Gustafsson et al, 2004; Gustafsson & Yue, 2012; Bishop et al, 2006; 陈立中、张建华, 2006; 丁赛、李克强, 2019; Gustafsson & Ding, 2020）。本文遵循多数文献的选择，采用 SPL 法估计居民的基本生活需要，并考察不同社会政策对基本需要的满足程度。

三、数据说明及估计方法

（一）估计方法

SPL 估计法最早由 Goedhart et al（1977）提出，强调基于居民对个人生活水平的 subjective 偏好测算最低生活需求，其实质是通过问卷调查的方式，根据受访者对 MIQ 的回答值（即受访者认为维持家庭基本生活水平的最低收入需求，以下简称“最低收入需求”）与实际收入水平的交点，确定居民基本生活需要。一般而言，受访者对 MIQ 的回答值与家庭实际收入水平之间的关系可由如下方程表示：

$$\ln(Y_{min})_i = \alpha + \beta_1 \ln(Y)_i + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_n x_{ni} + \mu_i \quad (1)$$

其中， i 表示家庭， Y_{min} 表示被调查者对 MIQ 的回答值， Y 表示家庭实际收入， x_n 表示其他影响 Y_{min} 的解释变量， μ_i 代表随机扰动项， $\alpha > 0$ 且 $0 < \beta_1 < 1$ （如图 1 所示）。

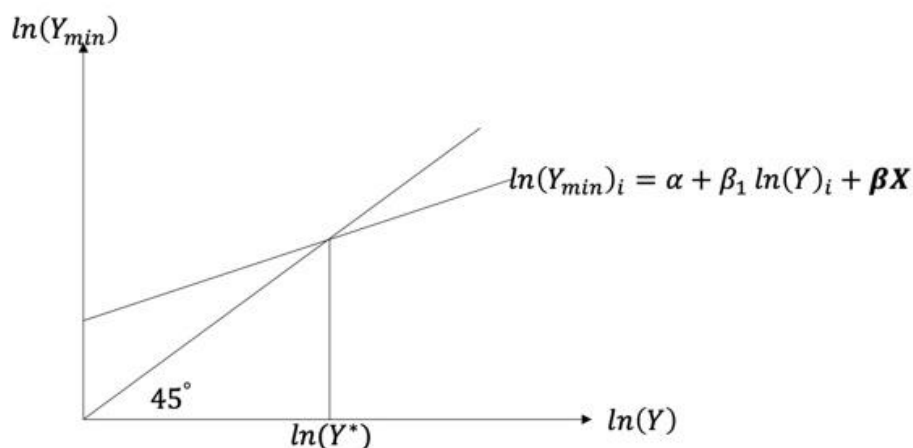


图 1 SPL 法确定基本生活需要

由于每个个体所处的生活环境不同，关于 MIQ 的回答值也有所不同，那么根据哪些群体确定的基本生活需要才能代表整个社会的可接受的最低生活需求呢？Goedhart et al (1977) 认为实际收入高于或低于最低收入的人所确定的最低生活需求都不能作为整个社会的基本生活需要，只有那些收入恰好处于最低收入水平的人知道真正的最低收入需求是多少，才能对维持基本生活水平的最低收入有一个现实的想法。因此， $Y = Y_{min}$ 的交点即为预测得到的基本生活需要 Y^* ，其估计式为：

$$Y^* = \exp\left(\frac{\alpha + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \cdots + \beta_n x_n}{1 - \beta_1}\right) \quad (2)$$

(二) 数据来源

本文使用的数据来源于 2018 年中国家庭收入调查项目 (China Household Income Project, CHIP) 的住户调查数据 (以下简称“CHIP2018”)。CHIP 是对中国城乡居民家庭收支及生活状况进行抽样调查的数据库，提供了从国家统计局过录的住户调查子样本的日记账收支信息 (以下简称“过录数据”)，以及通过问卷调查收集得到的个人和家庭基础信息及收支状况等其他信息。CHIP2018 共计调查了 20450 户常住家庭，农村、城镇及流动住户样本家庭分别为 9075 户和 11375 户，覆盖中国东部、中部、西部三个地区的 15 个省市。其中，东部地区包括北京、辽宁、江苏、山东和广东，共 7629 户样本；中部地区涵盖山西、安徽、河南、湖北以及湖南，共 5584 户样本；西部地区为重庆、四川、云南、甘肃以及内蒙古，样本户数为 7237 户，具有全国代表性。

(三) 变量选取与描述性统计

受访者对 MIQ 的回答值以及家庭实际收入水平是 SPL 估计法的两个核心变量。本文使用 CHIP2018 问卷中, 受访者关于“为了维持全家最低生活水平, 估计您家一年至少需要多少钱”问题的回答, 作为各家庭对 MIQ 的回答值。同时, 基于国家统计局过录数据中的住户可支配收入指标 (包括工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入) 估计家庭的实际收入水平。

本文还参考既有文献, 控制了如下解释变量: 第一, 家庭规模, 表示为家庭成员人口总数; 第二, 家庭成员年龄结构。由于处于不同年龄段人群的消费需求存在一定差异, 如学龄前儿童的食物需求相对较少、在校子女需要支付教育费用、老年人有更多的医疗支出需求等, 本文分别加入学龄前儿童人数、在校子女人数以及老年人人数, 用于控制年龄及教育水平对基本生活需要的影响; 第三, 家庭生活成本。本文使用国家统计局过录数据中的消费支出指标 (包括食品、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育以及医疗保健等八类支出) 衡量家庭生活成本; 第四, 县级人均收入。由于住户对个人生活水平的自我评价受所处地区经济环境的影响, 参考人群的不同而引起的攀比心理也会影响受访者对 MIQ 的回答, 本文加入县级人均收入, 用于控制地区差异以及参照群体对基本生活需要的影响。综上, 基准回归模型如式 (3) 所示:

$$\ln(Y_{min})_i = \alpha + \beta_1 \ln(Y)_i + \beta X + \mu_i \quad (3)$$

其中 Y_{min} 表示最低收入需求, Y 表示可支配收入水平, X 为一系列控制变量。各变量的具体含义如表 1 所示。

表 1 变量说明

| 变量名称 | 说明 |
|--------|-----------------------------------------|
| 最低收入需求 | 受访者回答的为了维持全家最低生活水平所需的最低收入 (包括自产自用的折算价值) |
| 可支配收入 | 家庭年可支配收入, 包括工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入 |
| 家庭生活成本 | 家庭消费支出总额的对数值 |
| 家庭规模 | 家庭人口总数 |
| 县级人均收入 | 县级总收入除以县级总人口的对数值 |

| | |
|---------|------------------------------|
| 学龄前儿童人数 | 家庭中尚未达到入学年龄的儿童人数 |
| 在校子女人数 | 家庭中仍在接受教育的子女人数 |
| 老年人人数 | 家庭中 60 岁以上的男性以及 55 岁以上的女性的人数 |

注：①县级人均收入根据 CHIP2018 住户调查数据计算得到；②为了减轻异方差对估计结果的影响，县级人均收入、家庭生活成本以及可支配收入等连续变量均取自然对数进行回归。

另外，本文对数据做如下处理：第一，由于中国当前的社会保障制度一般以户籍为前提，本文去除了流动住户样本数据。第二，本文根据 2018 年全国东中西部地区城镇常住人口与农村常住人口的比例，对样本数据进行地区加权调整。第三，CHIP2018 中有部分住户的 MIQ 回答值严重偏离样本中的其他数据，本文选择剔除这部分离群值。第四，本文对回归标准误差进行了市级层面的群聚调整。

表 2 分全国、城镇、农村给出了各个变量的均值和标准差。从表中可以看出：一方面，城乡之间经济差距悬殊，城镇家庭的可支配收入约为农村地区的两倍，最低收入需求、生活成本以及县级人均收入均显著高于农村地区；另一方面，农村家庭的子女人数以及老年人人数高于城镇家庭，其整体家庭规模大于城镇地区。

表 2 变量描述性统计

| | 全国 | | 城镇 | | 农村 | |
|------------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 |
| 最低收入需求（元） | 41756 | 39310 | 52120 | 45968 | 28218 | 21934 |
| 家庭规模（人数） | 3.42 | 1.44 | 3.14 | 1.27 | 3.79 | 1.57 |
| 县级人均收入（元） | 26036 | 13408 | 31203 | 14298 | 19287 | 8196 |
| 生活成本（元） | 62138 | 52848 | 78824 | 58718 | 40341 | 33147 |
| 学龄前儿童人数 | 0.15 | 0.41 | 0.14 | 0.39 | 0.15 | 0.43 |
| 在校子女人数 | 0.54 | 0.72 | 0.48 | 0.64 | 0.61 | 0.81 |
| 老年人人数 | 0.83 | 0.89 | 0.76 | 0.89 | 0.93 | 0.89 |
| 家庭可支配收入（元） | 86608 | 77609 | 111628 | 86650 | 53922 | 46877 |
| 样本量 | 17956 | | 9036 | | 8920 | |

数据来源：根据 CHIP2018 计算得到，下同。

表 3 分省、分地区给出了受访者对 MIQ 回答值的均值。从表 3 可以得知, 受访者自我评价的最低收入需求因地区而异, 最高的是东部地区, 最低收入需求为户均 46270 元; 最低的是中部地区, 为 35684 元; 不同省份之间的最低收入需求也存在较大差异, 这可能源于不同地区间区域政策、习俗、文化和地理环境的不同。后文将分地区估计居民的基本生活需要, 讨论地区间异质性对基本生活需要的影响。

表 3 最低收入需求分省、分地区均值

| 地区 | 省份 | 最低收入需求均值 (元/年/户) | |
|----|--------|------------------|-------|
| 东部 | 北京市 | 55604 | 46270 |
| | 辽宁省 | 37831 | |
| | 江苏省 | 43786 | |
| | 山东省 | 35976 | |
| | 广东省 | 58910 | |
| 西部 | 重庆市 | 42777 | 37451 |
| | 四川省 | 37987 | |
| | 云南省 | 35801 | |
| | 甘肃省 | 34909 | |
| | 内蒙古自治区 | 35884 | |
| 中部 | 山西省 | 29316 | 35684 |
| | 安徽省 | 37150 | |
| | 河南省 | 32974 | |
| | 湖北省 | 41469 | |
| | 湖南省 | 38599 | |

数据来源: 根据 CHIP2018 计算得到。

四、实证分析结果

(一) 基本生活需要估计结果

表 4 分全国、城镇和农村报告了最低收入需求的回归结果, 其中第 (1) (3) (5) 列为式 (3) 的基准回归结果, 第 (2) (4) (6) 列在式 (3) 的基础上, 以广东省作为对照组, 加入了各省份

的虚拟变量。从表中可以得到以下结论:

首先,在城镇地区和农村地区,可支配收入以及家庭生活成本对最低收入需求均具有显著的正向影响,可支配收入或生活成本更高的家庭,所界定的基本生活需要层次或维持基本生活水平的花销更高,最低收入需求也相应越高,这与现有文献的研究结论一致(Kingdon & Knight, 2006; Posel & Rogan, 2016; Wang et al, 2020)。另外,在给定条件下,可支配收入以及家庭生活成本每增加 1%,城镇家庭的最低收入需求分别增加 0.20%和 0.35%,而农村家庭仅增加 0.12%和 0.34%,即可支配收入及家庭生活成本对城镇地区最低收入需求的边际影响大于农村地区。这可能源于城乡家庭所处的发展阶段和要实现的基本功能不同。整体而言,城镇家庭的平均生活质量更高,其边际收入(或边际生活成本)一般用于实现高等教育、文化娱乐、科教活动等高层次的基本生活需要,而农村家庭仍处于基本温饱水平阶段,边际收入(或边际生活成本)主要用于满足吃穿住行等最低生存需求,因此,可支配收入及生活成本对城镇地区最低收入需求的边际影响更大(陈传波, 2011)。

其次,县级人均收入与最低收入需求之间同样存在显著的正相关关系。出现这一结果可能有两方面原因:其一,县级人均收入越高的地区,其家庭可支配收入水平越高,因而最低收入需求更高;其二,居民对 MIQ 的回答值是较为主观和社会化的感受,因时、因地、因人而异,而参照群体的选取对人的主观心理感知具有重要影响。县级人均收入越高的地区,居民选择的参照家庭的生活质量更高,所期待的基本生活需要的层次也越高,导致最低收入需求升高。

再次,家庭规模及成员年龄结构是影响最低收入需求的重要因素。一方面,最低收入需求与家庭规模正相关,随家庭成员人数的增加而增加;另一方面,城镇地区的学龄前儿童人数、在校子女人数对最低收入需求有显著的正向效应,而在农村地区,二者的估计系数较小,甚至为负。其原因之一可能是相较于农村地区,城镇地区的经济更发达、教育资源更丰富,居民更重视子女的物质投入和人力资本投入,因此,城镇家庭学龄前儿童与在校子女的基本生活需要高于其他年龄段的家庭成员;而农村家庭由于资金匮乏,对子女的投入有限,学龄前儿童与在校子女的基本生活需要较低。另外,老年人人数与最低收入需求存在显著的负相关关系,这可能与老年人的消费习惯及养老方式有关。中国这一代老人习惯省吃俭用,最大限度地储蓄;同时,子女供养是中国社会养老的主要形式,老年人倾向于降低自身的消费水平以减轻子女的经济负担。因此,即使

老年人存在更高的医疗需求，其整体的基本生活需要仍然低于其他年龄段人群。最后，在加入省份间虚拟变量后，各解释变量的估计系数的正负及显著性不变，表明上述结论具有稳健性。

表 4 最低收入需求估计结果

| | 全国 | | 城镇 | | 农村 | |
|---------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 可支配收入 | 0.1826*** (0.0110) | 0.1867*** (0.0107) | 0.1960*** (0.0146) | 0.2009*** (0.0134) | 0.1161*** (0.0167) | 0.1145*** (0.0160) |
| 家庭规模 | 0.0730*** (0.0068) | 0.0715*** (0.0064) | 0.0633*** (0.0089) | 0.0598*** (0.0083) | 0.1213*** (0.0081) | 0.1211*** (0.0077) |
| 县级人均收入 | 0.1997*** (0.0308) | 0.2395*** (0.0326) | 0.1655*** (0.0322) | 0.1920*** (0.0293) | 0.1266** (0.0501) | 0.1435** (0.0602) |
| 家庭生活成本 | 0.4021*** (0.0160) | 0.3888*** (0.0149) | 0.3523*** (0.0204) | 0.3369*** (0.0189) | 0.3460*** (0.0203) | 0.3376*** (0.0193) |
| 学龄前儿童人数 | 0.0189 (0.0160) | 0.0179 (0.0158) | 0.0583*** (0.0191) | 0.0559*** (0.0187) | -0.0436* (0.0230) | -0.0394* (0.0227) |
| 在校子女人数 | 0.0247*** (0.0094) | 0.0292*** (0.0092) | 0.0302** (0.0127) | 0.0340*** (0.0125) | 0.0110 (0.0131) | 0.0144 (0.0122) |
| 老年人人数 | -0.0542*** (0.0070) | -0.0536*** (0.0065) | -0.0447*** (0.0082) | -0.0426*** (0.0075) | -0.0670*** (0.0097) | -0.0706*** (0.0094) |
| 省份虚拟变量 | 否 | 是 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 常数项 | 1.7748*** (0.3218) | 1.5673*** (0.3193) | 2.6018*** (0.4085) | 2.6099*** (0.3311) | 3.5423*** (0.4658) | 3.4878*** (0.5743) |
| 观测值数 | 17956 | 17956 | 9036 | 9036 | 8920 | 8920 |
| R^2 | 0.4025 | 0.4108 | 0.3167 | 0.3318 | 0.3144 | 0.3243 |

注：①括号内的是标准误，* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，下同；②第(2)(4)(6)列以广东省作为对照组，加入省份虚拟变量。

将样本按家庭规模分组，家庭生活成本、学龄前儿童人数、在校子女人数以及老年人人数取组内均值，把各变量取值代入 SPL 法估计式(2)，使用表 4 第(1)(3)(5)列的估计系数，可以得到不同家庭规模下的基本生活需要。由于政府在制定社会政策标准时更关注的是低收入群体的

基本生活需求，因此，本文按县级人均收入从低到高排序，计算处于不同收入分位点的基本生活需要。表 5-1 至表 5-3 分别报告了全国、城镇以及农村地区的人均基本生活需要估计值。

为反映社会政策对低收入人群基本生活需要的满足程度，同时排除高收入群体对结果的干扰，本文采用县级人均收入 20% 分位点的基本生活需要估计值进行讨论。从表 5-1 中可以得知，在 20% 分位点上，2018 年全国居民的基本生活需要为人均 8087 元，其中，城镇地区为 10438 元，农村地区为 6255 元，城乡地区的生活水平差距悬殊。另外，人均基本生活需要随着家庭规模的增加而下降，这是家庭消费具有规模经济效应造成的。由于同一个家庭的成员会共享收入和支出，家庭开支中的公共物品能够满足额外增加的成员需求，但生活成本并不会显著增加(如租金、供暖、日用品等)，因此，人均基本生活需要随家庭成员数的增加而下降。值得注意的是，城镇地区基本生活需要随家庭规模增加而下降的速度快于农村地区，其原因之一可能是城乡居民的消费结构以及消费环境不同。城镇地区经济发达，在交通通信以及基础设施等方面具有显著优势，为居民消费提供更为便利的条件，因此，农村地区的儿童和成年人享有教育、医疗等需要的单位成本高于城镇地区，规模经济效应更不显著。

表 5-1 全国分家庭人口数的基本生活需要估计值（单位：元/人）

| 家庭规模 (单位：人) | 县级人均收入百分位数 | | | | | |
|----------------|------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 5% | 20% | 50% | 80% | 95% | 均值 |
| 1 | 16701 | 17755 | 19486 | 22023 | 24170 | 19678 |
| 2 | 9637 | 10245 | 11244 | 12708 | 13947 | 11355 |
| 3 | 8855 | 9414 | 10331 | 11677 | 12815 | 10433 |
| 4 | 7127 | 7576 | 8315 | 9398 | 10314 | 8397 |
| 5 | 5983 | 6361 | 6981 | 7890 | 8659 | 7050 |
| 6 | 5236 | 5567 | 6109 | 6905 | 7578 | 6169 |
| 7 | 4866 | 5173 | 5678 | 6417 | 7042 | 5733 |
| 8 | 4653 | 4946 | 5429 | 6135 | 6734 | 5482 |
| 9 人及以上 | 5183 | 5749 | 6309 | 7131 | 7826 | 6371 |
| 均值 | 7582 | 8087 | 8876 | 10031 | 11009 | 8963 |

表 5-2 城镇地区分家庭人口数的基本生活需要估计值（单位：元/人）

| 家庭规模 (单位：人) | 县级人均收入的百分位数 | | | | | |
|----------------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 5% | 20% | 50% | 80% | 95% | 均值 |
| 1 | 21509 | 22836 | 25215 | 27499 | 29196 | 25163 |
| 2 | 12770 | 13558 | 14971 | 16327 | 17334 | 14940 |
| 3 | 10990 | 11668 | 12884 | 14051 | 14918 | 12857 |
| 4 | 9129 | 9692 | 10702 | 11671 | 12391 | 10680 |
| 5 | 7756 | 8235 | 9093 | 9917 | 10529 | 9074 |
| 6 | 6966 | 7396 | 8166 | 8906 | 9455 | 8149 |
| 7 | 6119 | 6496 | 7173 | 7823 | 8305 | 7158 |
| 8 | 6141 | 6520 | 7199 | 7851 | 8335 | 7184 |
| 9 人及以上 | 7099 | 7537 | 8322 | 9076 | 9636 | 8305 |
| 均值 | 9831 | 10438 | 11525 | 12569 | 13344 | 11501 |

表 5-3 农村地区分家庭人口数的基本生活需要估计值（单位：元/人）

| 家庭规模 (单位：人) | 县级人均收入的百分位数 | | | | | |
|----------------|-------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 5% | 20% | 50% | 80% | 95% | 均值 |
| 1 | 11018 | 11464 | 11851 | 12430 | 13123 | 11929 |
| 2 | 6574 | 6841 | 7071 | 7417 | 7831 | 7118 |
| 3 | 6240 | 6493 | 6712 | 7039 | 7432 | 6756 |
| 4 | 5705 | 5936 | 6136 | 6436 | 6795 | 6177 |
| 5 | 5134 | 5342 | 5522 | 5792 | 6115 | 5559 |
| 6 | 4782 | 4976 | 5144 | 5395 | 5696 | 5178 |
| 7 | 4840 | 5036 | 5206 | 5460 | 5765 | 5240 |
| 8 | 4776 | 4970 | 5137 | 5388 | 5689 | 5171 |
| 9 人及以上 | 5035 | 5240 | 5416 | 5681 | 5998 | 5452 |
| 均值 | 6012 | 6255 | 6466 | 6782 | 7161 | 6509 |

(二) 分地区基本生活需要估计结果

考虑到中国东中西部地区的经济发展不均衡，且基本生活需要标准受地区间区域政策、文化习俗以及经济发展水平等的影响，本文分地区对最低收入需求进行估计，结果如表 6 所示。从中

可知，各解释变量估计系数的正负及显著性基本与基准回归结果保持一致：最低收入需求随着可支配收入水平、家庭规模、家庭生活成本以及县级人均收入的增加而增加；家庭成员的年龄结构仍然是影响最低收入需求的重要因素。

表 6 最低收入需求分地区估计结果

| | 东部地区 | | | 中部地区 | | | 西部地区 | | |
|---------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) |
| | 全地区 | 城镇 | 农村 | 全地区 | 城镇 | 农村 | 全地区 | 城镇 | 农村 |
| 可支配收入 | 0.1835** (0.0190) | 0.1927** (0.0236) | 0.1135** (0.0296) | 0.1866** (0.0176) | 0.1967** (0.0227) | 0.1369** (0.0265) | 0.1696** (0.0203) | 0.1872** (0.0304) | 0.0831** (0.0321) |
| 家庭规模 | 0.0831** (0.0097) | 0.0770** (0.0115) | 0.1406** (0.0148) | 0.0792** (0.0112) | 0.0511** (0.0164) | 0.1308** (0.0122) | 0.0521** (0.0133) | 0.0532** (0.0184) | 0.0948** (0.0153) |
| 县级人均收入 | 0.2554** (0.0515) | 0.1644** (0.0529) | 0.2645** (0.0588) | 0.1848** (0.0690) | 0.1537** (0.0664) | -0.0016 (0.1499) | 0.1312** (0.0649) | 0.1382* (0.0720) | 0.0116 (0.0858) |
| 家庭生活成本 | 0.3849** (0.0200) | 0.3433** (0.0233) | 0.3169** (0.0351) | 0.3656** (0.0225) | 0.3389** (0.0329) | 0.3138** (0.0302) | 0.4644** (0.0341) | 0.3841** (0.0562) | 0.4059** (0.0342) |
| 学龄前儿童人数 | 0.0592** (0.0223) | 0.1056** (0.0201) | -0.0335 (0.0291) | 0.0052 (0.0255) | 0.0489 (0.0365) | -0.0447 (0.0303) | -0.0292 (0.0334) | -0.0229 (0.0408) | -0.0617 (0.0594) |
| 在校子女人数 | 0.0118 (0.0164) | 0.0221 (0.0204) | -0.0143 (0.0237) | 0.0352** (0.0161) | 0.0468** (0.0230) | 0.0209 (0.0195) | 0.0263 (0.0165) | 0.0259 (0.0230) | 0.0181 (0.0225) |
| 老年人人数 | - (0.0136) | - (0.0142) | - (0.0221) | - (0.0083) | - (0.0116) | - (0.0131) | - (0.0140) | - (0.0170) | - (0.0139) |
| 常数项 | 1.3455** (0.5529) | 2.7210** (0.6339) | 2.4444** (0.5493) | 2.2463** (0.7165) | 2.8532** (0.8337) | 4.8950** (1.4318) | 2.0030** (0.6844) | 2.6939** (0.9272) | 4.4340** (0.8767) |
| 观测值数 | 6623 | 3850 | 2773 | 6456 | 3008 | 3448 | 4877 | 2178 | 2699 |
| R^2 | 0.4261 | 0.3277 | 0.3486 | 0.3841 | 0.3101 | 0.3424 | 0.3605 | 0.2602 | 0.2528 |

根据最低收入需求分地区的回归结果，表 7 进一步报告了县级人均收入 20% 分位点上，东中西部地区基本生活需要的估计值。从中可见，各地区的基本生活需要均随家庭规模的增加而逐渐降低。其中，东部地区居民基本生活需要的估计值最高，为人均 8854 元，中西部地区次之，分别

为 7525 元和 7805 元，这与三类地区的家庭人均纯收入以及经济发展水平相一致。东中西部地区城乡家庭基本生活需要之比分别为 1.93, 1.43 和 1.73, 说明城镇居民的基本生活需要均高于农村居民, 其中东部地区的城乡差距最大, 西部地区次之。

表 7 东中西部地区基本生活需要估计值 (单位: 元/人)

| 家庭规模 (单位: 人) | 东部地区 | | | 中部地区 | | | 西部地区 | | |
|-----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 全地区 | 城镇 | 农村 | 全地区 | 城镇 | 农村 | 全地区 | 城镇 | 农村 |
| 1 | 18878 | 25585 | 10314 | 15663 | 20224 | 11935 | 18986 | 24124 | 12548 |
| 2 | 10927 | 15267 | 6750 | 9155 | 12186 | 6670 | 10596 | 14054 | 7281 |
| 3 | 10109 | 13241 | 6538 | 8559 | 10478 | 6487 | 9549 | 12086 | 6575 |
| 4 | 8388 | 11540 | 5850 | 7143 | 8676 | 6194 | 7284 | 9448 | 5945 |
| 5 | 7110 | 9900 | 5514 | 5962 | 7164 | 5519 | 6047 | 8228 | 5150 |
| 6 | 6313 | 9071 | 5171 | 5390 | 6231 | 5326 | 5092 | 7709 | 4607 |
| 7 | 5847 | 7847 | 5261 | 5282 | 5881 | 5585 | 4407 | 6077 | 4475 |
| 8 | 5583 | 7907 | 5128 | 5060 | 6146 | 5625 | 4238 | 6204 | 4408 |
| 9 人及以上 | 6527 | 8419 | 5915 | 5512 | 7336 | 5822 | 4046 | 7035 | 3940 |
| 均值 | 8854 | 12086 | 6271 | 7525 | 9369 | 6574 | 7805 | 10552 | 6103 |

(三) 社会政策对基本生活需要的满足程度

正如引言所述, 基本生活需要是制定贫困标准、低保标准、最低工资标准以及个人所得税费用扣除额等社会政策标准的重要基础, 满足居民基本生活需要是推进民生事业发展的重中之重。因此, 本文将基本生活需要估计结果与现阶段中国相关社会政策中使用的最低生活需求标准相比较, 试图评价其合理性及对居民基本生活需要的满足程度。

本文采用的绝对贫困标准包括世界银行使用 2011 年 PPP (purchasing power parity, 购买力平价) 确定的“每人每天 1.9 美元”全球极端贫困标准、“每人每天 5.5 美元”的中等偏高收入国家贫困线; 使用 2017 年 PPP 确定的“每人每天 2.15 美元”全球极端贫困标准、“每人每天 6.85 美元”的中等偏高收入国家贫困线以及 2020 年全面脱贫以前中国政府使用的“每人每年 2300 元 (2010 年不变价)”的农村贫困标准。为保证贫困线之间代表的生活水平是可比的, 本文根据购买力平价指数将绝对贫困标准折算为 2018 年价格水平, 换算后的五条绝对贫困线分别为 2431 元、7038 元、

3283 元、10461 元以及 2995 元。中国目前没有设定相对贫困线，本文依据已有文献关于相对贫困标准设定方式的不同观点，分别计算了全国、城镇以及农村地区三条参考的相对贫困线，包括居民人均收入中位数的 40%、居民人均收入中位数的 50%（欧盟标准）以及居民人均收入中位数的 60%（OECD 标准）（沈扬扬、李实，2020）。个人所得税综合费用扣除额根据 CHIP2018 个人工资薪金收入计算，如果居民工资性收入大于 0，其个人所得税综合费用扣除额为 60000 元/年，对于没有劳动能力或工资性收入小于 0 的个体，其个人所得税综合费用扣除额为 0，据此得到人均所得税综合费用扣除额。此外，低保标准和最低工资标准分别来自民政部及人力资源和社会保障部 2018 年公布的官方标准，具体结果如表 8 所示。

从表中可以得知，中国农村绝对贫困标准以及世界银行所确定的两条全球极端贫困标准与农村地区居民基本生活需要估计值之比分别为 0.48、0.39 和 0.52，表明绝对贫困线的设定偏低，仅能维持低收入群体最低层次的生存需要。其原因之一可能是绝对贫困标准一般由福利专家或政策决策者确定，而没有考虑目标群体对自身福祉的评价与判断，这一点直接影响基本生活必需品的界定，导致绝对贫困线对基本生活需要的保障程度不足。两条中等偏高收入国家贫困线与农村居民基本生活需要估计值的比值分别为 1.13 与 1.67，这意味着，经过经济发展水平因素修正的绝对贫困线能较好地反映居民的真实需要，保证民众享有社会公认的健康、教育以及公用事业等最低生活需求。

相对贫困标准在城乡间的差距较大，城镇地区的相对贫困标准约为农村地区的 2.65 倍。此外，城镇地区相对贫困标准与基本生活需要之比分别为 1.23、1.54 和 1.85，而农村地区这一比值为 0.78、0.97 和 1.16，说明城镇相对贫困线能够较好地满足居民基本生活需要，但农村相对贫困标准的保障水平较低。若以基本生活需要为基准，相对贫困标准容易导致“马太效应”和“福利叠加”现象，即出现向城镇地区提供过度救助，但对农村地区供给不足的问题，使得政策向收入相对更高的城镇家庭倾斜。

城乡低保标准分别为对应地区基本生活需要估计值的 0.67 倍和 0.77 倍，其对基本生活需要的保障程度虽然高于绝对贫困线，但仍不能完全满足居民基本需求。出现这一结果可能与中国城乡低保制度设计有关。当前中国城乡低保制度为地方事权，低保标准的设定取决于地方政府的财政能力和当地政府官员的意愿（Umaphathi et al, 2013）。一般而言，地方政府对居民福利的偏好

程度较中央政府更弱，因此，当低保标准被划分为地方事权时，地方政府没有动力推行大规模或更高标准的低保计划（Oates, 1972; Musgrave, 1959）。另外，作为目标群体的低收入家庭，在确定低保标准时，其真实意志和现实需求仍然缺乏具体的参与渠道，导致当前低保标准的设定偏低。

城乡地区的个人所得税综合费用扣除额分别为基本生活需要估计值的 2.79 倍和 3.86 倍，远远超出纳税人维持基本生活水平所需的开支。且当前中国个税制度中的专项附加扣除已覆盖当代家庭负担最重的基本生活支出，包括医疗、教育、住房抵押贷款等，这将导致综合费用扣除额与专项附加扣除出现重复扣除的现象，使得个人所得税费用扣除总额保障了较多的中高收入人群。这意味着个人所得税综合费用扣除额应当依照居民基本生活需要加以限制，否则易引发新的税负不平等。另外，最低工资标准为 21240 元/年，与基本生活需要之比为 2.63，表明当前中国最低工资已经达到居民基本需要的同等水平，能够为劳动人口提供较好的基本生活保障。

表 8 基本生活需要估计值与其他社会政策指标的比较（单位：元/年/人）

| 标准 | | 时间 | 全国 | 城镇 | 农村 |
|-----------------|--------------|--------|-------|-------|-------|
| 基本生活需要（本文估计结果） | | 2018 年 | 8087 | 10438 | 6255 |
| 中国绝对贫困标准 | | 2018 年 | — | — | 2995 |
| 世界银行极端贫困线 | | 2011 年 | 2431 | — | — |
| | | 2017 年 | 3283 | — | — |
| 世界银行中等偏上收入国家贫困线 | | 2011 年 | 7038 | — | — |
| | | 2017 年 | 10461 | — | — |
| 中国相对贫困标准 | 人均收入中位数的 40% | 2018 年 | 8565 | 12839 | 4853 |
| | 人均收入中位数的 50% | 2018 年 | 10706 | 16049 | 6066 |
| | 人均收入中位数的 60% | 2018 年 | 12848 | 19259 | 7279 |
| 个人所得税综合费用扣除额 | | 2018 年 | 26964 | 29114 | 24175 |
| 中国低保标准 | | 2018 年 | — | 6960 | 4833 |
| 中国最低工资标准 | | 2018 年 | 21240 | — | — |

注：①基本生活需要取位于县级人均收入 20%分位点的估计值；②2015 年世界银行依据 2011 年 PPP（1 美元相当于 3.506 人民币），将国际贫困线调整至每人每天 1.9 美元，折算后为 2431 元/年；中等偏上收入国家的代表性贫困线为每人每天 5.5 美元，折算后为 7038 元/年；2022 年世界银行使用 2017 年 PPP（1 美元相当于 4.184 人民币）将国际贫困线再次上调至每人每天 2.15 美元，折算后为 3283 元/年；中等偏上收入国家的代表性贫困线为每人每天 6.85 美元，折算后为 10461 元/年；③人均所得税综合费用扣除依据 CHIP2018 公布的工资薪金收入计算，如果工资收入大于 0，那么所得税综合费用扣除额为 60000 元/年，否则为 0，将每户所得税综合费用扣除总额除以家

庭规模，得到人均个人所得税综合费用扣除额；④低保标准来源民政部官网 2018 年数据，城镇低保标准原始数据为元/月·人，此处对全国各省低保标准求均值后乘以 12；⑤最低工资标准（取最低档）来源人力资源和社会保障部官网，原始数据为元/月·人，此处对全国各省最低工资标准求均值后乘以 12。

表 9 分地区报告了各项社会政策对居民基本生活需要的满足程度。从表中可以看出，东中西部地区的基本生活需要估计值均远高于全球极端贫困标准以及中国农村绝对贫困标准，是三条绝对贫困标准的 2 倍以上，说明绝对贫困线对低收入人口的保障水平偏低，难以充分反映政策对象人群的基本需要。而经过经济发展水平调整的两条中等偏高收入国家贫困线能完全覆盖农村居民的基本生活需要，表明绝对贫困标准的设定不仅应考虑衣食住行等生物学需要，还应当保证教育和公用事业等社会公认的基础设施和服务。相对贫困标准基本能覆盖城镇地区居民的基本生活需要，但对农村地区，尤其是中西部农村地区的基本生活需要的保障程度略有不足。中西部农村地区经济不发达，人均纯收入相对更低，这可能是其相对贫困标准对居民基本生活需要满足程度较低的原因之一。

东中西部地区的个人所得税综合费用扣除额以及最低工资标准均远高于基本生活需要，这说明个税综合费用扣除的设定偏高，保障了较多的中高收入人群；同时也说明最低工资能够保障劳动者和充分就业家庭的基本生活开支，有利于政府当前重民生、优化经济的发展规划的实施。值得一提的是，低保标准对基本生活需要的满足程度在东中西部地区存在一定差异，其中，东部农村地区的满足程度最高，其低保标准为当地居民基本生活需要的 1.13 倍，西部城镇地区满足程度最低，该比值仅为 0.64。其原因之一可能是当前中国城乡低保标准的设定受地方政府财政承载能力的影响，而东西部地区与城乡地区之间经济发展水平差距悬殊，地区间政府财力不均衡，导致东部地区低保标准对基本需要的满足程度高于西部地区。

表 9 基本生活需要估计值与其他社会政策指标的比较 (单位: 元/年/人)

| 标准 | 地区 | 时间 | 全地区 | 城镇 | 农村 | |
|-----------------|--------------|--------|-------|-------|-------|------|
| 基本生活需要 (本文估计结果) | 东部地区 | 2018 年 | 8854 | 12086 | 6271 | |
| | 中部地区 | | 7525 | 9369 | 6574 | |
| | 西部地区 | | 7805 | 10552 | 6103 | |
| 世界银行极端贫困线 | 全地区 | 2011 年 | 2431 | — | — | |
| | | 2017 年 | 3283 | — | — | |
| 世界银行中等偏上收入国家贫困线 | 全地区 | 2011 年 | 7038 | — | — | |
| | | 2017 年 | 10461 | — | — | |
| 中国绝对贫困标准 | 全地区 | 2018 年 | — | — | 2995 | |
| 中国相对贫困标准 | 人均收入中位数的 40% | 2018 年 | 东部地区 | 10795 | 14559 | 6260 |
| | | | 中部地区 | 7374 | 11010 | 4639 |
| | | | 西部地区 | 7043 | 12168 | 3793 |
| | 人均收入中位数的 50% | 2018 年 | 东部地区 | 13493 | 18199 | 7825 |
| | | | 中部地区 | 9218 | 13723 | 5799 |
| | | | 西部地区 | 8804 | 15211 | 4741 |
| | 人均收入中位数的 60% | 2018 年 | 东部地区 | 16192 | 21839 | 9391 |
| | | | 中部地区 | 11061 | 16515 | 6959 |
| | | | 西部地区 | 10565 | 18253 | 5689 |
| 人均所得税综合费用扣除额 | 东部地区 | 2018 年 | 28219 | 29587 | 26010 | |
| | 中部地区 | | 26833 | 28138 | 25255 | |
| | 西部地区 | | 25238 | 29526 | 20859 | |
| 中国低保标准 | 东部地区 | 2018 年 | — | 8724 | 7066 | |
| | 中部地区 | | — | 6420 | 4365 | |
| | 西部地区 | | — | 6816 | 4163 | |
| 中国最低工资标准 | 东部地区 | 2018 年 | 23203 | — | — | |
| | 中部地区 | | 20430 | — | — | |
| | 西部地区 | | 20000 | — | — | |

注: 同表 8

(四) 与其他文献估计结果的比较

本文最后按时间顺序整理了已有文献中使用 SPL 法估计居民基本生活需要的结果, 具体如表 10 所示。其中第 (1) (2) 列为各文献使用不同年份数据对城镇及农村地区基本生活需要的估计结果; 第 (3) (4) 列是自城乡低保制度建立以来相应年份的低保标准 (城乡低保标准制度的建立时间分别为 1999 年和 2007 年), 第 (7) 列是中国农村贫困人口全面脱贫之前, 历年的绝对贫困标准; 第 (5) (6) (8) 列是对应地区基本生活需要与低保标准、绝对贫困标准的比值。

从表中可以得知, 无论在城镇还是农村地区, 基本生活需要的标准均随时间的推移而不断提高, 且基本生活需要与低保标准以及绝对贫困标准的比值大于 1, 表明二者均难以充分满足居民的基本生活需要。总体上, 基本生活需要与低保标准之间的差距逐渐缩小, 二者在城乡地区的比值分别由 8.69 和 1.83 下降至 1.49 和 1.29, 这意味着低保标准逐步贴近居民对个人福利水平的期待。与此相比, 基本生活需要与绝对贫困标准的比值始终较高, 并未出现随时间推移而逐步缩小的态势, 原因之一可能是自中国政府将绝对贫困线上调至 2300 元/年后, 绝对贫困标准只是根据物价指数逐年微调, 并未依照经济发展水平, 对所涵盖的基本生活必需品进行相应的调整, 因此, 绝对贫困标准与基本生活需要之间的差距始终较大。

表 10 与其他文献基本生活需要估计结果的比较

| 来源 | 时间 | 基本生活需要 (元/年) | | 低保标准 (元/年) | | 基本生活需要 低保标准 | | 绝对贫困标 准 (元/年) | 基本生活需要 绝对贫困标准 |
|----------------------------|--------|-----------------|------|---------------|-----|----------------|-----|---------------------|------------------|
| | | 城镇 | 农村 | 城镇 | 农村 | 城镇 | 农村 | 农村 | 农村 |
| | | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| Bishop et al (2006) | 1995 年 | 2401 | — | — | — | — | — | 530 | — |
| Gustafsson et al (2004) | 1999 年 | 2315 | — | — | — | — | — | 625 | — |
| Gustafsson & Yue (2012) | 2002 年 | — | 1249 | 624 | — | — | — | 627 | 1.9920 |
| 陈立中、张建华 (2006) | 2005 年 | 4970 | — | 868 | — | 5.7258 | — | 683 | — |

| | | | | | | | | | |
|-----------------------------|--------|-------|------|------|------|--------|--------|------|--------|
| Gustafsson & Ding (2020) | 2002 年 | 5423 | — | 624 | — | 8.6907 | — | 627 | — |
| | 2013 年 | 18303 | — | 4476 | 2434 | 4.0891 | — | 2736 | — |
| 丁赛、李克强 (2019) | 2011 年 | — | 3146 | 3456 | 1716 | — | 1.8333 | 2300 | 1.3678 |
| | 2013 年 | — | 4226 | 4476 | 2434 | — | 1.7362 | 2736 | 1.5446 |
| 本文估计值 | 2018 年 | 10438 | 6255 | 6960 | 4833 | 1.4997 | 1.2942 | 2995 | 2.0885 |

注：①Bishop et al (2006) 计算了 1995 年不同家庭规模的基本生活需要，此处对不同家庭规模的人均基本生活需要取均值；②Gustafsson et al (2004) 计算了两类模型对三口之家的基本生活需要估计值，此处对两类模型的人均基本需要估计值取均值；③Gustafsson & Yue (2012) 计算了中国农村 22 个省份的最低现金需求和最低食物需求，此处使用最低现金需求与最低食物需求对应货币量之和进行比较；④丁赛和李克强 (2019) 分别使用 CHES 数据和 CHIP 数据估计了 2011 年和 2013 年三类模型下的居民基本生活需要，此处使用三类模型人均基本生活需要的平均值；⑤Gustafsson & Ding (2020) 计算了不同家庭规模的基本生活需要，此处对不同家庭规模的人均基本生活需要取均值。

五、结论和启示

党的十八大以来，党中央持续加大基本民生保障力度，加强低保、特困等工作，旨在保障低收入群体的基本生活。基本生活需要作为社会政策的起点，不仅直接影响着相关社会政策的目标定位，同时关系到社会政策体系的执行效果。在当前推进共同富裕的背景下，提高社会政策对基本生活需要的满足程度，有利于经济发展成果惠及全体人民。本文使用 2018 年中国家庭收入调查住户数据，基于 SPL 方法估计全国以及东中西部地区城乡居民的基本生活需要，并将估计结果与现阶段中国相关政策中使用的最低生活标准相比较，借此评价其合理性以及对居民基本需要的满足程度，旨在为社会政策指标的修正和完善提供指导。

本文研究发现：第一，中国居民基本生活需要的估计值与当地经济发展水平相一致，东部地区高于中西部地区，城镇地区高于农村地区；第二，2020 年中国农村贫困人口全面脱贫之前的绝对贫困线偏低，仅能维持低收入群体最低层次的生活需要；第三，相对贫困标准在城乡之间差距悬殊，以相对贫困线作为救助基础会导致向城镇地区提供过度救助但对农村地区福利供给不足的现象；第四，城乡低保标准与居民基本生活需要之间的缺口相对较小，且随着近年来中国社会保障制度的改革，该缺口呈现逐年缩小的态势；第五，最低工资标准能够完全覆盖当地居民维持基本生活水平所需的开支；个人所得税综合减除费用标准远远超出居民基本生活需要。

以上分析结论具有一定的政策含义:

第一, 重视基本生活需要在民生决策中的重要作用, 逐步提高与低收入群体福利分配相关的社会政策标准。基本生活需要是个人或家庭维持生存并求得发展的前提条件, 满足所有共同体成员的基本生活需要是保障和改善民生事业的重中之重。本文分析显示, 目前与居民基础性福利相关的贫困标准以及低保等指标均不能充分满足居民的基本生活需要, 这是由于各地政府在标准制定时没有考虑政策对象人群的真实意志和现实需求。因此, 社会保障体系应当以维持当地居民基本生活需要为基础, 继续坚持科学测算、充分论证的原则, 逐步提高政策保障标准, 形成社会保障制度托底基本生活需要的格局, 兜牢基本民生保障底线。

第二, 分城乡制定相对贫困标准, 建立贫困治理的长效机制。随着 2020 年脱贫攻坚工作的完成, 中国贫困治理进入了新阶段, 出现了由消除绝对贫困向缓解相对贫困的转变。当前我国城乡之间收入差距悬殊, 且在相当长一段时期内难以趋同。分城乡制定相对贫困标准, 能更有效地保障居民基本生活需要, 有利于进一步深化拓展脱贫成果, 建立健全福利体系机制, 缓解居民相对贫困程度。

第三, 个人所得税综合费用扣除额的设定应当以基本生存权利原则为基础, 将基本生活需要作为重要参考依据。个人所得税政策是调节高收入群体的重要政策工具之一, 综合费用扣除额标准不断提高, 将导致个人所得税征收范围的缩小和平均税率的降低, 不利于充分发挥个人所得税的收入再分配效应。本文分析显示, 当前中国统一实施的 5000 元/月的个人所得税综合减除费用远远超出居民维持基本生活水平所需的费用支出, 保障了较多的中高收入人群。因此, 个人所得税综合费用扣除额应当依照居民基本生活需要加以限制, 避免免征额进一步增高而引发新的税负不平等问题。

参考文献:

1. 陈传波, 2011: 《城乡居民的最低生活需求与低保标准》, 《农业经济问题》第 8 期。
2. 陈立中 张建华, 2006: 《中国城镇主观贫困线测度》, 《财经科学》第 9 期。

3. 丁赛 李克强, 2019: 《农村家庭特征对收入贫困标准的影响——基于主观贫困的研究视角》, 《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》第 1 期。
4. 李石, 2019: 《论社会分配的“需要原则”》, 《国外理论动态》第 8 期。
5. 沈扬扬 李实, 2020: 《如何确定相对贫困标准? ——兼论“城乡统筹”相对贫困的可行方案》, 《华南师范大学学报(社会科学版)》第 2 期。
6. 岳树民 卢艺, 2009: 《我国个人所得税免征额界定的比较分析》, 《税务与经济》第 5 期。
7. Bishop, J. et al (2006), “Economic transition and subjective poverty in urban China”, *Review of Income and Wealth* 52(4): 625-641.
8. Deeming, C. (2005), “Minimum income standards: How might budget standards be set for the UK?”. *Journal of Social Policy* 34(4):619-636.
9. Doyal, L. & I. Gough (1991), *A Theory of Human Need*, Macmillan.
10. Fisher, G.M. (1992), “The development and history of the poverty thresholds”, *Social Security Bulletin* 55(4): 3-14.
11. Flik, R.J. & B.M.S. Van Praag (1991), “Subjective poverty line definitions”, *De Economist* 139(3): 311-330.
12. Gillie, A. (1996), “The origin of the poverty line”, *Economic History Review* 49(4): 715-730.
13. Goedhart, T. et al (1977), “The poverty line: concept and measurement”, *Journal of Human Resources* 12(4):503-520.
14. Gray, J. (1983), “Classical Liberalism, Positional Goods and the Politicization of Poverty”, In: A. Ellis and K. Kumar (eds), *Dilemmas of Liberal Democracies: Studies in Fred Hirsch's Social Limits to Growth*, Tavistock.
15. Gustafsson, B. et al (2004), “Can a subjective poverty line be applied to China? Assessing poverty among urban residents in 1999”, *Journal of International Development* 16(8):1-19.
16. Gustafsson, B. & X.M. Yue (2012), “Rural people's perception of income adequacy in China”, *China Agricultural Economic Review* 4 (3): 264 – 280.

17. Gustafsson, B. & S. Ding (2020), “Growing into relative income poverty: Urban China, 1988-2013”, *Social Indicators Research* 147:73-94.
18. Ignatieff, M. (1990), *The Needs of Strangers*, Hogarth.
19. Jones, K. et al (1978), *Issues in Social Policy*, Routledge & Kegan Paul.
20. Kapteyn, A. et al (1985), “The impact of changes in income and family composition on subjective measures of well-being”, *National Bureau of Economic Research* 83(30): 35-68.
21. Kingdon, G.G. & J. Knight (2006), “Subjective well-being poverty vs. income poverty and capabilities poverty?”, *The Journal of Development Studies*, 42(7):1199–1224.
22. Marx, K. & F. Engels (1975), *Karl Marx, Frederick Engels: Collected Works*, International Publishers.
23. Maslow, A.H. (1943), “A theory of human motivation”, *Psychological Review* 50(1): 370-396.
24. Miller, D. (1999), *Principles of Social Justice*, Harvard University Press.
25. Morey, R. (1940), “Basic needs of man in society”, *The Journal of Educational Research* 34(1):1-14.
26. Muller, C. (2006), “Defining poverty lines as a fraction of central tendency”, *Southern Economic Journal* 72 (3):720-729.
27. Musgrave, R.A. (1959), *The Theory of Public Finance*, McGraw-Hill.
28. Oates, W.E. (1972), *Fiscal Federalism*, Harcourt Brace & Jovanovich.
29. Orshansky, M. (1965), “Counting the poor: another look at the poverty profile”, *Social Security Bulletin* 28(1):3-29.
30. Pigou, A.C. (1920), *The Economics of Welfare*, Macmillan & Co.
31. Posel, D. & M. Rogan (2016), “Measured as poor versus feeling poor: comparing money-metric and subjective poverty rates in South Africa”, *Journal of Human Development and Capabilities* 17(1):55-73.
32. Pradhan, M. & M. Ravallion (2000), “Measuring poverty using qualitative perceptions of consumption adequacy”, *The Review of Economics and Statistics* 82(3): 462-471.

33. Rawls, J. (2005), *Political Liberalism*, Columbia University Press.
34. Rowntree, B.S. (1901), *Poverty: A Study of Town Life*, Macmillan & Co.
35. Scanlon, T.M. (2000), *What We Owe to Each Other*, Harvard University Press.
36. Sen, A. (2009), *The Idea of Justice*, Harvard University Press.
37. Streeten, P. & S. J. Burki (1978), “Basic needs: some issues”, *World Development* 6(3):411-421.
38. Townsend, P. (1987), “Deprivation”, *Journal of Social Policy* 16(2):125-146.
39. Townsend, P. (1979), *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standard Living*, University of California Press.
40. Umapathi, N. et al (2013), “Eligibility thresholds for minimum living guarantee programs: International practices and implications for China”, World bank Social Protection and Labor Working Paper No. SP 1307.
41. Van Parijs, P. (1995), *Real Freedom for All*, Oxford University Press.
42. Wang, H. et al (2020), “Poverty and subjective poverty in rural China”, *Social Indicator Research* 150(1):219–242.
43. Walzer, M. (1983), *Sphere of Justice: A Defense of Pluralism and Equality*, Basic Books.

Basic Needs in the Social Policy System: Concept and Measurement

YUE Ximing HU Yifan LI Zhenlin
(Renmin University of China, Beijing, China)

Abstract: The concept of basic needs is of paramount importance in the realm of social policy. The United Nations and many other international organizations prioritize the fulfillment of basic needs as one of their most important objectives. Basic needs are also a significant factor in the formulation of poverty standards, minimum living standards, minimum wage standards, personal income tax deductions amount and other standards. Using the 2018 China Household Income Project data, this paper estimates basic needs in different regions based on the SPL method proposed by Goedhart, and compares the results with the current policy standard. The results of this research indicate that the absolute poverty line in China is low. The gap between the minimum living standard and the basic needs is relatively small, and the gap is decreasing yearly thanks to the reform of China's social security system in recent years. The minimum wage standard is capable of adequately covering the basic expenses of local residents. The standard of comprehensive deduction of individual income tax is far beyond the basic living needs of residents and the government should limit it to avoid setting the exemption amount too high and causing new tax inequity problems.

Keywords: Basic Needs; Social Policy; Degree of Satisfaction