

出口冲击如何影响居民消费不平等？

——基于消费相对剥夺的视角*

李五荣 丰晨宇

内容摘要：在全球经济不确定性上升的背景下，研究负面外部冲击对国内居民消费水平分化产生的影响，对于提升我国居民福利和推进共同富裕具有重要意义。本文基于微观家庭视角考察了负面出口冲击对居民消费不平等的影响。研究表明，负面出口冲击显著扩大了居民消费不平等，稳健性检验依然支持研究结论。机制分析发现，负面出口冲击扩大了居民收入不平等，增加了不同收入家庭的未来收入不确定性和流动性约束，进而导致消费不平等程度的提升。同时，出口冲击对居民消费不平等的影响在出口依赖度较高、人口规模较大的城市，以及工资性收入占比较高的家庭更加显著。本文为我国有效应对出口冲击带来的不利影响，保障中低收入家庭的消费水平和增进民生福祉提供了重要的政策启示。

关键词：出口冲击 消费不平等 收入不确定性 共同富裕

中图分类号：F126.1；F752.62 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告提出“中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化”。共同富裕不仅涵盖经济上的“富裕”，更强调社会主体上的“共同”，兼顾各个群体福利的均衡提升，让全体人民共享发展成果、发展机会以及同等的基本公共服务（李实和朱梦冰，2022）。然而，伴随我国经济的快速发展和人民生活水平的不断提升，国内发展不平衡不充分问题日益凸显，其中消费不平等越来越受学术界和社会公众的密切关注。不同于收入和财富，消费对于有效拉动内需、促进国民经济增长、满足人民群众物质与精神生活的需求具有不容忽视的作用。因此，降低消费不平等对于我国发挥超大规模优势，推动经济增长动力转换，实现经济提质增效意义重大。但现有研究表明，中国居民消费不平等整体上呈现持续扩张甚至超过收入不平等的态势（Xia et al., 2017; 臧旭恒和易行健，2023）。本文使用中国家庭追踪调查数据（CFPS）测算发现，2010年消费水平前10%家庭的人均消费是后10%家庭的15.28倍，2014年、2016年和2018年分别攀升至15.59倍、16.95倍和17.47倍。消费不平等的加剧会导致经济发展的内生动力不足，社会信任受损从而激化社会矛盾，不利于实现共同富裕。

在经济发展初期，以出口扩张为导向的经济发展模式为国内居民创造了更多的就业机会并提高了其工资收入，极大地促进了居民消费水平的提升（刘铠豪等，2022b）。然而，2008年金融危机爆发改变了国际政治经济格局，逆全球化浪潮加剧、贸易保护主义抬头和全球经济疲软使得中国出口增长率由2001-2008年平均24.75%的高速增长骤降至2011-2018年的6%。出口增速放缓意味着国内地区遭遇了显著的负面出口冲击，会通过劳动力市场影响不同居民的家庭收入水平，是否会进一步影响居民消费以及如何影响居民消费不平等却不得而知。从理论上讲，负面出口冲击会对消费不平等产生两个方面的后果：一是，负面出口冲击会扩大居民消费不平等，表明冲击产生了不良的经济后果和福利分配，此时应当高度重视弱势群体的消费不足问题，从而针对性地提振消费；二是，负面出口冲击会降低

* 李五荣，湘潭大学商学院，邮政编码：411105，电子信箱：wwlechn@126.com；丰晨宇（通讯作者），湘潭大学商学院，邮政编码：411105，电子信箱：slyvia163@126.com。本文得到国家社科基金重点项目（18AGJ002）的资助。

居民消费不平等，表明可能存在高收入家庭消费降级和消费抑制的情况，这将会削弱消费对经济增长的拉动作用。因此，厘清出口增速放缓与居民消费不平等之间的内在联系，对于中国在经济下行时期采取适当的冲击防范和稳消费措施，推进全体人民的共同富裕具有重要的现实意义。

与本文密切相关的是国际贸易福利分配效应的研究，国外文献主要从收入渠道和消费渠道两个方面展开分析。从收入渠道来看，国际贸易通过影响不同个体或家庭的就业和收入变动来影响居民福利水平（Feenstra & Hanson, 1996; Helpman et al., 2016）。学者们对此展开了丰富的研究，并探讨了具体的作用机制，例如外包、劳动力市场摩擦、资本技能互补和质量升级等（Feenstra & Hanson, 1999; Brambilla et al., 2012; Frías et al., 2012; Burstein et al., 2013）。从消费渠道来看，贸易自由化会改变消费产品的国内价格，由于不同家庭的消费结构具有异质性，如果国际贸易在一国范围内引致的产品价格变化幅度相同，在居民维持自身效用不变的前提下，家庭消费结构的不同将转化为消费支出水平的变化，导致不同收入家庭的福利产生差异（Fajgelbaum & Khandelwal, 2016）。现有文献主要从消费价格指数和生活成本指数的角度展开了细致的探讨（Hobijn & Lagakos, 2005; Gravino & Levchenko, 2017; Jaravel, 2019; Faber & Fally, 2022）。此外，也有学者结合收入和支出两种渠道来研究贸易利益的群体分配效应，基本逻辑是国际贸易引起国内产品价格和要素市场价格发生变化，对不同收入水平和消费结构的家庭产生了异质性影响，导致了国际贸易的福利分配效应（Deaton, 1989; Porto, 2006; Nicita et al., 2014）。

相比于国外文献，国内从消费不平等视角来考察国际贸易福利分配效应的相关研究仍处于探索阶段。刘铠豪等（2022a、2022b）分别以进口关税削减和外部关税减让为研究视角，考察了贸易自由化对家庭消费者行为的影响，发现关税削减冲击使国内不具有比较优势的产业受到冲击，显著降低了家庭消费支出并抑制了家庭消费结构升级，而外部关税减让却产生了相反的影响。也有学者关注国际贸易对消费者福利分化的影响，例如施炳展和张夏（2017）基于收入和支出渠道研究贸易自由化对消费者整体福利水平的影响，发现关税削减对低收入家庭整体福利提升的幅度超过高收入家庭。王备和钱学峰（2022）从家庭生活成本视角来研究贸易自由化对居民家庭消费福利差距的影响，发现相比于高收入群体，进口关税削减对低收入家庭的消费促进作用和福利改善效应更强。

本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面：第一，丰富了国际贸易的福利分配效应和消费不平等影响因素的研究。一方面，国内关于贸易的福利分配效应的研究主要集中在加入世界贸易组织（WTO）时期的全球化（Han et al., 2012）和贸易自由化（陈勇兵等，2011；施炳展和张夏，2017；刘铠豪等，2022a、2022b），却较少聚焦于金融危机后的出口增速放缓。金融危机发生后，由出口增速放缓带来的负面出口冲击对经济稳定、工人就业、地方官员任职以及社会安全都产生了不良影响（Ma et al., 2022；陈安平，2023；Campante et al., 2023）；另一方面，已有研究指出，房价和住房财富（刘婧和陈斌开，2021；张雅琳等，2022）、家庭负债（栾炳江等，2022）、数字金融与数字鸿沟（张海洋和韩晓，2022；杨碧云等，2023）是影响中国消费不平等的重要因素，但较少从外部经济环境不确定性的视角对消费不平等进行考察。本文基于出口增速放缓的背景，研究负面出口冲击对居民消费不平等的影响，为理解外部经济不确定性对国内居民消费不平等的影响提供新的视角。

第二，从微观家庭角度构建消费不平等指标，详细地评估了出口增速放缓对消费不平等的影响。现有文献通常使用基尼系数、泰尔指数衡量地区层面的消费不平等（周广肃等，2020；刘婧和陈斌开，2021；张海洋和韩晓，2022），地区层面的不平等指标容易掩盖内部不同家庭之间的潜在差异（Kanbur et al., 2021）。本文使用刻画个体消费不平等的消费相对剥夺指数，能够更好地衡量微观家庭之间消费水平的真实差异。与此同时，基于微观层

面展开研究也有助于挖掘负面出口冲击影响居民消费不平等的内在机制，为负面出口冲击影响消费不平等提供经验证据。

第三，厘清了负面出口冲击对居民消费不平等影响的传导机制。本文通过理论与实证研究发现，负面出口冲击对居民消费不平等的影响渠道主要包括三个方面：一是负面出口冲击会通过扩大居民收入不平等进而扩大消费不平等；二是负面出口冲击会通过增加不同收入家庭的未来收入不确定性进而扩大消费不平等；三是负面出口冲击会通过加强不同收入家庭的流动性约束进而扩大消费不平等。本文的研究结论增进了负面出口冲击对家庭消费不平等影响渠道的认识。

本文余下部分结构安排如下：第二部分基于现有理论进行分析并提出相应假说；第三部分介绍数据来源和实证方法；第四部分进行计量结果分析；第五部分是机制分析；第六部分是结论与政策建议。

二、理论分析与研究假说

国际贸易理论指出，贸易自由化的过程带来了劳动力市场的调整和福利的重新分配（Goldberg & Pavcnik, 2007; Pavcnik, 2017）。诸多研究证实了贸易自由化为中国居民带来的收入提升和消费促进效应，并且低收入群体成为贸易开放的最大受益者（张川川, 2015; 施炳展和张夏, 2017; 王备和钱学锋, 2020; 刘铠豪等, 2022a）。但也有研究将贸易自由化视作当地的负向冲击，认为贸易自由化会抑制居民家庭消费扩张。刘铠豪等（2022b）使用 1997-2009 年城镇住户调查数据发现，贸易自由化带来的关税削减冲击显著抑制了家庭消费支出和家庭消费结构升级，并且对低收入家庭的消费抑制作用更强。

相对于出口自由化对我国产生的正向冲击，由出口增速放缓带来的负面出口冲击，会通过劳动力市场影响不同收入家庭的消费支出，进而改变居民消费不平等。由于高收入家庭以财产性收入为主，具备较强的抵御外部风险能力，并且该群体拥有较高的技能水平，其工资性收入不会受出口增速放缓的较大影响，因此高收入家庭的消费水平受负面出口冲击的影响相对较小。相比之下，中低收入家庭以工资性收入为主，出口增速放缓对参与劳动力市场的家庭成员会产生一定程度的收入冲击或失业冲击，从而削弱居民的消费能力，导致消费支出减少。与此同时，中低收入家庭的财富积累水平相对较低，抵御外部风险的能力相对较弱。在面临经济衰退等外部冲击时，居民家庭通常采取使用优惠券、减少购买频率、消费低质量产品等策略来降低消费支出（Nevo & Wong, 2019; Argente & Lee, 2021），因此，从理论上来看，出口下行会使收入较低的家庭减少消费支出，扩大与高收入家庭的消费差距，导致消费不平等上升。基于上述分析，本文提出假说 1。

假说 1：在其他条件不变的情况下，负面出口冲击会扩大居民消费不平等。

本文认为，负面出口冲击会通过以下三种渠道影响居民消费不平等。第一是收入不平等。Duesenberry（1949）提出，家庭的消费水平取决于其在周围群体中收入分布的相对位置，家庭在收入分配的相对地位变化会引起收入用于消费的部分发生变化。因此，收入不平等加剧是导致消费不平等扩大的决定性因素（Krueger & Perri, 2006; Jappelli & Pistaferri, 2010）。然而，负面出口冲击会扩大当地居民家庭的收入不平等，原因在于，出口增速放缓显著地降低了出口产品价格和当地出口企业的经营利润，企业为了维持正常经营，倾向于将这一负向冲击转嫁给劳动者来降低生产成本，进而导致当地劳动力失业概率上升和劳动报酬下降（赵春明等, 2020）。已有研究表明，收入分配底层的群体最容易受到不利经济冲击的影响，主要表现为经济低迷时期低收入群体最先失业或降薪，而高收入群体受到经济波动的影响相对较小（Romer & Romer, 1999; Carpenter & Rodgers, 2005; Heathcote et al., 2010）。因此，当地区面临严重的出口增速放缓时，低收入群体更容易遭受失业和收入下降的风险（Campante et al., 2022），导致其家庭在参照组中的收入相对地位下降，从而扩大

收入不平等。基于此，本文提出假说 2。

假说 2：负面出口冲击会通过扩大居民收入不平等，进而扩大消费不平等。

第二是收入不确定性。根据预防性储蓄理论，预防性储蓄主要是为预防未来收入不确定性而进行的额外储蓄。由此可见，居民进行预防性储蓄的根本原因是对未来收入不确定性预期的增加。诸多学者的研究证实了，当未来收入不确定性越高时，具有预防性储蓄动机的家庭消费支出越少（Leland, 1968；孙凤, 2001；Meng, 2003；Mody et al., 2012）。从理论上来看，经济环境波动会增加家庭未来收入的不确定性，削弱消费者对未来获得稳定收入的信心，导致居民的预防性储蓄增加。Mody et al. (2012) 发现 2007-2009 年经济大萧条显著地增加了居民的收入不确定性，强化了消费者的预防性储蓄动机，导致消费下降。基于上述逻辑，在国际政治经济形势复杂多变的情况下，全球经济增长疲软导致我国出口增速放缓，这会使居民对未来经济走势和未来收入预期持有消极心态，加强预防性储蓄动机，从而减少居民家庭的消费支出。此外，相比于高收入家庭，收入较低的家庭在面对不利经济冲击时表现出更强的脆弱性（Di et al., 2022），因此出口增速放缓可能导致中低收入家庭对未来收入不确定性的预期更强，消费下降更多，从而加剧消费不平等程度。基于此，我们提出假说 3。

假说 3：负面出口冲击会增加不同收入家庭的未来收入不确定性，进而扩大消费不平等。

第三是流动性约束。流动性约束是指居民从正规或非正规金融机构获得贷款以满足消费所受的限制。在经济不确定性上升的条件下，流动性约束是影响居民消费的关键因素（Deaton, 1989）。当居民受到较强的流动性约束时，通常很难依靠自身资源来平滑整个生命周期的消费，从而使得当期消费小于未来时期的消费（万广华等, 2001），即偏紧的流动性约束会抑制居民家庭消费。然而，负面出口冲击会影响不同收入家庭的流动性约束。^①正常经济条件下，银行等正规金融机构的信贷风险偏好较高，对融资项目的风险容忍度也较高。当地区遭遇较大的负面出口冲击时，企业的盈利能力严重受损，债务违约风险上升，导致银行的风险偏好显著下降，实行的信贷政策和借贷条件更加严格（French & Vigne, 2019），主要表现在：第一，负面出口冲击使得银行增加贷款利率或提高贷款审批要求来降低贷款风险（Pistaferrri, 2016），这意味着借贷家庭需要承担更高的利息成本或面临更高的担保要求，增加家庭的借贷负担，因此收入较低的家庭会降低借贷规模，导致流动性约束上升。第二，负面出口冲击使得金融机构降低贷款规模来减少贷款风险，这将降低那些难以为借贷提供良好偿付能力预期的中低收入家庭的借贷可得性，使其面临的流动性约束增加，但对于负债较少且财富缓冲存量较高的高收入家庭而言，流动性约束并不会受到太大影响。第三，负面出口冲击更大程度地降低了中低收入家庭的收入水平，这将增加家庭偿还贷款的负担，导致出现拖欠或违约的后果，也会增加该群体的流动性约束。基于此，本文提出假说 4。

假说 4：负面出口冲击会增加不同收入家庭的流动性约束，进而扩大消费不平等。

三、研究设计

（一）模型构建

$$Inequality_{ift} = \alpha_0 + \alpha_1 Expshock_{ift-1} + \alpha_2 X_{ift-1} + \alpha_3 K_{ift} + D_f + D_t + \varepsilon_{ift} \quad (1)$$

其中， i 表示城市， f 表示家庭， t 表示年份。 $Inequality_{ift}$ 为中国第 t 年 i 城市 f 家庭面临的消费不平等，由 f 家庭人均消费支出计算的消费相对剥夺指数得到。为了避免反向因果问题，本文将核心解释变量滞后一期。 $Expshock_{ift-1}$ 为地区出口冲击变量，表示 $t-1$ 期 f 家

^① 由于居民家庭主要通过正规金融机构进行借贷。在经济环境不景气的情况下，居民使用民间借贷等非正规金融机构展开借贷更少，因此本文主要考虑银行等正规金融机构的借贷。

庭所在 i 城市面临的劳均出口变动。 X_{ift-1} 为城市层面的控制变量，包括地区人均 GDP、第三产业占比、当地老年人占比、当地男性占比、金融发展程度和互联网覆盖率。 K_{ift} 为家庭层面变量和户主特征变量，包括家庭规模、家庭平均受教育程度、家庭总收入、家庭财富、家庭抚养比以及户主性别、年龄、年龄的平方、受教育程度等相关变量。 D_f 为个体固定效应，用于控制家庭层面不随时间变化的不可观测因素产生的影响。 D_t 为年份固定效应，用于控制时间趋势。 ε_{ift} 表示聚类到城市层面的随机扰动项。 α_1 为本文关注的回归系数。当城市面临负面出口冲击（即 $Expshock_{ift-1}$ 为负值）时，当地家庭的消费不平等扩大，那么 α_1 系数应当为负，反之为正。

（二）样本数据

本文的数据来源有以下三部分。第一，家庭微观数据选用北京大学中国社会科学调查中心实施的中国家庭追踪调查数据（CFPS），主要基于以下原因。（1）CFPS 重点关注中国居民的经济福利和经济活动，详细记录了受访家庭的消费支出明细，包括食品、衣着、居住、家庭设备及日用品、医疗保险、交通通讯、文教娱乐和其他消费支出等八大类，为我们测算消费不平等提供了详细信息。（2）调查样本的代表性较强，覆盖全国 25 个省、市、自治区。并且，自 2010 年第一次调查后，每隔两年对居民家庭展开一次追踪调查，有助于我们探究 2008 年后出口增速放缓时期中国家庭消费不平等的变化。本文选取 2010、2012、2014、2016 和 2018 年五期数据展开研究，其中包含家庭经济关系库、家庭关系库、成人库和儿童库。第二，出口相关数据来源于产品层面的中国海关进出口数据库。为了更好地识别出口增速放缓对家庭消费不平等的因果关系，本文构建了滞后一期的城市出口相关指标，即 2009、2011、2013、2015 和 2017 年城市出口冲击。劳动年龄人口来自中国普查数据库。除中国外其他国家之间的贸易数据来源于对应年份的联合国 CEPII 数据库。第三，城市特征变量来源于对应年份的《中国城市统计年鉴》。

本文首先匹配 2010-2018 年 CFPS 各期的家庭经济关系库、成人库和少儿库，再将五期数据纵向合并，得到 34030 个样本，共计 6806 户家庭。在数据处理上，本文剔除家庭总收入、总消费和总资产小于 0 的异常值，对家庭的经济变量进行 1% 的缩尾处理，同时以 2010 年为基期进行价格平减。其次，将 CFPS 家庭平衡面板数据与 2009-2017 年出口相关数据以及相应年份的地级市数据进行匹配，最终得到 30175 个样本，共计 6035 户家庭。

（三）变量定义

1. 消费不平等

现有文献对消费不平等的测度方法通常采用基尼系数、泰尔指数、对数方差以及分位数之比进行衡量（Blundell et al., 2008; Krueger & Perri, 2006），但这些测度方法适用于刻画整体层面或群组的消费不平等，忽略了个体异质性。本文强调不同家庭的消费水平存在显著差异，使用消费相对剥夺指数来刻画家庭消费不平等。“相对剥夺”是指个体与参照群体中比自己在某方面更好的其他个体进行比较而产生的一种被剥夺、不公平的心理状态（Ishida et al., 2014），在测量不平等时具有严格偏好和传递性的特征，能够精准反映不同个体的差异。消费相对剥夺是个体与其所在参照群中消费水平更高的其他个体比较得到的相对消费地位（Kafle et al., 2020）。当一个家庭在参照群体中的消费水平越高，他们面临的消费相对剥夺程度越低，表现为消费不平等下降。

消费相对剥夺指标主要有 Yitzhaki 指数（Yitzhaki, 1979）、Kakwani 指数（Kakwani, 1984）、Podder 指数（Podder, 1996），后两种指数是在 Yitzhaki 指数基础上得到的。参考现有研究，本文选取家庭所在地级市的其他个体作为参照，将 CFPS 受访家庭的人均消费支出与其所在城市人均消费支出更高的家庭进行比较。假定参考群组 X 的样本总量为 n ，家庭人均消费均值为 μ_x ，群组内家庭人均消费向量 $X=x_1, x_2, \dots, x_n$ ，并满足不等式 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ ，定义群组中人均消费支出超过 x_i 的样本消费均值为 $\mu_{x_i}^+$ ，人均消费支出超过 x_i 的

观测值占总观测值的比重为 $\gamma_{x_i}^+$ ，人均消费支出对数超过 $\ln x_i$ 的样本消费均值为 $\mu_{\ln x_i}^+$ 。

*Kakwani*指数、*Yitzhaki*指数和*Podder*指数测得第 i 个家庭面临的消费不平等表示如下。

$$Kakwani(x, x_i) = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{j=i+1}^n (X_j - X_i) = \gamma_{x_i}^+ [(\mu_{x_i}^+ - x_i)/\mu_x] \quad (2)$$

$$Yitzhaki(x, x_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=i+1}^n (X_j - X_i) = \gamma_{x_i}^+ [(\mu_{x_i}^+ - x_i)] \quad (3)$$

$$Podder(x, x_i) = \frac{1}{n} \sum_{j=i+1}^n (\ln x_j - \ln x_i) = \gamma_{x_i}^+ [(\mu_{\ln x_i}^+ - \ln x_i)] \quad (4)$$

*Yitzhaki*指数通常对数据分布和人口规模比较敏感，并且不满足正规化和无量纲化要求。*Podder*指数虽然在一定程度上能够克服*Yitzhaki*指数的分布敏感性问题，但仍不满足正规化条件。*Kakwani*指数同时满足正规化和无量纲性（任国强等，2017），在消费分布拟合中具备良好性质，并且所有个体相对剥夺的加权平均值为基尼系数（*Kakwani*，1984）。因此，本文选用*Kakwani*指数作为衡量家庭消费不平等的核心指标进行基准回归，将*Yitzhaki*指数和*Podder*指数作为稳健性检验。

2. 出口冲击

参考 Campante et al. (2022) 的研究思路，本文构建中国 i 城市面临的出口冲击指标，具体公式如式（5）所示：

$$ExpShock_{ift-1} = \sum_p \sum_{j \in i} \frac{X_{ijpft-1} - X_{ijpft-2}}{L_{i2000}} \quad (5)$$

其中， p 表示中国海关数据库中 HS-6 位代码产品， i 表示城市， j 表示企业， f 表示家庭， t 表示年份，2000 年为基期。 $X_{ijpft-1} - X_{ijpft-2}$ 表示 f 家庭所在的 i 城市 j 企业在 $t-1$ 时期和 $t-2$ 时期 p 产品的出口总额增长变化。 L_{i2000} 是基期 i 地区 16-64 岁劳动人口数量，来源于 2000 年第五次全国人口普查数据。本文根据基期适龄劳动力数量将城市层面的出口额变化标准化为城市人均出口额变化，最终得到 $ExpShock_{ift-1}$ ，单位为 1000 美元/人。例如， $ExpShock_{if2011}$ 表示 2011 年 f 家庭所在的 i 城市人均出口额相对于 2010 年人均出口额的增长变化。

3. 控制变量

由于其他因素可能影响出口冲击对家庭消费不平等因果关系的识别，借鉴现有研究（栾炳江等，2022；杨碧云等，2023），本文纳入家庭层面、个体层面和城市层面的控制变量。家庭层面的变量包括家庭规模（家庭人口总数）、家庭平均受教育程度、家庭总收入、家庭财富（家庭总收入与家庭总负债之差）、家庭抚养比（家庭 65 岁以上中老年人和 14 岁以下儿童的数量与家庭成年人的数量之比）。

个体层面的变量包括户主性别（将问卷的“财务管理者”定义为户主）、受教育程度（根据受教育年限为不同学历赋值，小学为 6，初中为 9，高中为 12，大专为 15，本科为 16，硕士为 19，博士为 23）、是否已婚（是=1，否=0）、健康状况（不健康=1，健康=2，非常健康=3）、年龄（问卷发放年份-户主出生年份）、年龄的平方（年龄的平方/100）、是否农村户籍（是=1，否=0）。

城市层面的变量包括地区人均 GDP、产业结构（第三产业占比）、当地老龄化程度（老年人占比）、当地男性占比、金融发展程度（金融机构年末存款与贷款余额与当地 GDP 之比）和互联网覆盖率（互联网使用人数与当地总人数之比）。其中，一个国家产业结构优化升级的重要特征是现代服务业所占比重不断增加，为城市中的低技能劳动力提供更多就业机会，因而会对城市居民的收入差距和消费差距带来重要影响。城市的金融发展水平越高，为受到资金约束的居民提供的资金缓冲存量越多，更有利于缓解居民家庭的流

动性约束，从而降低当地家庭的消费不平等。

4.工具变量

基于式（1）研究出口冲击对家庭消费不平等的影响可能会存在内生性问题。尽管在模型中加入了相关控制变量并控制固定效应，但仍可能存在未观察到的随时间变化的不可观测因素，例如地区禀赋条件可能同时影响出口变动和居民消费不平等，导致遗漏变量偏误。

为了克服潜在的内生性问题，本文参考 Campante et al.（2022）的做法，利用除中国之外的全球其他国家的产产品需求变化和中国城市初始年份的出口结构，为出口冲击构造 Bartik IV，具体构建方式如下：

$$ShockIV_{ift-1} = \sum_k \frac{X_{ipf,2000}}{\sum_i X_{ipf,2000}} \frac{X_{pt-1}^{ROW} - X_{pt-2}^{ROW}}{L_{i,2000}} \quad (6)$$

其中，*ROW* 表示除中国之外的世界其他国家，*p* 表示 CEPII-BACI 提供的 HS-6 位数代码产品，*i* 表示城市，*f* 表示家庭，*t* 表示年份。本文构建的 Bartik IV 由冲击（shift）和份额（share）两部分组成：shift 部分相当于使用了来自需求端的冲击， $X_{pt-1}^{ROW} - X_{pt-2}^{ROW}$ 表示 *t*-1 年至 *t*-2 年期间除中国之外的世界其他所有国家在 *p* 产品的出口额变化，并根据 2000 年各地级市 16-64 岁劳动力数量 $L_{i,2000}$ 计算劳均出口额变化；share 部分使用了基期城市产品出口占全国的比重，利用中国海关数据构造 2000 年 *f* 家庭所在的 *i* 城市 *p* 产品的出口强度 $X_{ipf,2000} / \sum_i X_{ipf,2000}$ 。外需冲击导致人均出口额发生变化，再将 *p* 产品的出口变化分配给中国各地级市，最终得到城市出口冲击的 Bartik IV。

Borusyak et al.（2022）指出，Bartik IV 的外生性来自冲击的外生性或者份额的外生性，但冲击的外生性比份额的外生性更容易满足，并且即使份额相对内生，只要冲击满足了外生性，也能保证 Bartik IV 的一致估计。因此，从上述构造方式来看，本文选取的工具变量是有效的：一方面，本文的 shift 部分是来自需求端的冲击，外部需求变化是由国外经济环境所决定，并不会直接影响居民消费不平等，满足工具变量的外生性条件。另一方面，诸多学者发现，2010 年后 60%-80% 的国际贸易额变动归因于全球需求疲软，供给侧和贸易摩擦等因素较少（Aslam et al., 2016; Qian et al., 2016; 葛阳琴和谢建国, 2018）。根据式（6），如果 *p* 产品在 *t*-2 至 *t*-1 年份的全球需求下降，而 *f* 家庭所在的城市 *i* 恰好是产品 *p* 的重要出口地，那么中国 *i* 城市的产品 *p* 在对应年份的出口会随之下降。因此，工具变量与城市出口冲击具有较强的相关性。

表 1 展示了所有变量的描述性统计。我们发现 2009-2017 年城市平均出口变动为负值，意味着近年来中国城市出口增速整体上处于下降趋势。中国家庭的消费不平等程度较高，平均消费相对剥夺指数在 0.44 附近，超过现有研究中的地区消费不平等水平（张海洋和韩晓, 2022）。由此可见，地区层面的消费不平等容易掩盖家庭之间消费不平等的重要特征。其余变量均处于合理区间范围内。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
出口冲击	31676	-0.093	0.729	-4.953	0.002	1.227
Shock IV	33129	-0.511	8.963	-34.848	0.083	22.217
消费相对剥夺指数 (Kakwani)	33144	0.437	0.232	0	0.435	0.910
消费相对剥夺指数 (Yitzhaki)	33144	0.474	0.348	0	0.403	1.685
消费相对剥夺指数 (Podder)	33144	0.460	0.435	0	0.329	2.054
家庭抚养比	32993	0.440	0.460	0	0.330	5
家庭规模	33144	3.880	1.870	1	4	21
家庭平均受教育程度	32993	7.880	3.700	0	7.500	21
家庭总收入的对数	32775	9.970	1.740	0	10.33	13.69
家庭总财富的对数	32276	11.79	1.510	0	11.88	17.91
户主性别	32224	0.520	0.500	0	1	1

户主受教育程度	32433	8.060	4.770	0	9	21
户主是否已婚(是=1)	31180	0.870	0.340	0	1	1
户主健康状况	32925	2.220	0.710	1	2	3
户主年龄	32993	49.96	15.48	20	50	80
户主年龄平方/100	32993	27.36	15.63	4	25	64
户主是否农村户口	31698	0.730	0.440	0	1	1
城市人均GDP的对数	30390	11.74	1.250	8.680	11.60	14.53
第三产业占GDP的比重	31024	41.15	10.50	14.36	40.04	79.65
城市老龄化程度	33144	0.130	0.060	0.010	0.120	0.410
城市男性比重	33144	0.650	0.120	0.480	0.640	0.830
金融发展水平	30619	3.440	3.150	0.590	2.470	37.53
互联网覆盖率	31024	0.185	0.169	0.014	0.137	0.892

注：小学、初中、高中 / 中专 / 技校 / 职高、大专、大学本科、硕士和博士为受教育程度 0、6、9、12、15、16、19、22。

四、实证分析

(一) 基准回归

表 2 展示了地区出口冲击对居民消费不平等的基准回归分析结果。第 (1) 列仅加入出口冲击变量，同时控制个体固定效应和年份固定效应，实证回归的估计系数显著为负。在原有基础上，第 (2) - (4) 列逐步控制家庭特征变量、户主特征变量以及城市特征变量，发现出口冲击对居民消费不平等的回归系数依然显著为负，说明地区出口增速放缓（即 $ExpShock_{ift-1}$ 为负值）显著扩大了居民消费不平等，即在负面出口冲击越大的地区，居民消费不平等程度越高，符合假说 1 的推测。其他控制变量的回归系数基本符合逻辑。家庭人口规模和家庭抚养比与家庭消费不平等呈现正相关关系，家庭平均受教育程度、家庭总收入和家庭总财富与消费不平等具有负相关关系。户主年龄与消费不平等之间呈现先增加后减少的倒 U 型关系。农村户口的户主可能受到消费习惯的制约，家庭消费支出相对较低，消费相对剥夺程度较高。城市的第三产业占比越高，代表城市服务业的发展水平越高，越能促进当地居民消费，缩小消费不平等。城市男性比例越高，城市的劳动力市场拥有的劳动力越充足，能够获得越多的收入来满足消费，从而缩小居民消费差距。

表 2 出口冲击对家庭消费不平等的影响：OLS 回归

变量	被解释变量：消费相对剥夺指数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
出口冲击	-0.0101** (0.0044)	-0.0098** (0.0044)	-0.0123** (0.0056)	-0.0094** (0.0045)
家庭规模		0.0357*** (0.0008)	0.0358** (0.0014)	0.0369*** (0.0008)
家庭平均受教育程度		-0.0119*** (0.0004)	-0.0093*** (0.0008)	-0.0097*** (0.0006)
家庭总收入		-0.0130*** (0.0008)	-0.0113*** (0.0014)	-0.0119*** (0.0008)
家庭总财富		-0.0345*** (0.0009)	-0.0314*** (0.0024)	-0.0327*** (0.0010)
家庭抚养比		0.0177*** (0.0028)	0.0112** (0.0042)	0.0108*** (0.0033)
户主性别			-0.0031 (0.0028)	-0.0008 (0.0027)
户主受教育程度			0.0010* (0.0005)	0.0009** (0.0005)
户主是否已婚(是=1)			-0.0239*** (0.0057)	-0.0250*** (0.0046)
户主健康状况			0.0065*** (0.0024)	0.0067*** (0.0021)

户主年龄			0.0035*** (0.0007)	0.0039*** (0.0006)
户主年龄平方			-0.0017** (0.0007)	-0.0021*** (0.0006)
户主是否为农村户口 (是=1)			0.0689*** (0.0078)	0.0744*** (0.0034)
城市人均GDP的对数				0.0295*** (0.0024)
第三产业占比				-0.0010*** (0.0003)
城市老龄化程度				0.0308 (0.0311)
城市男性比重				-0.0816*** (0.0168)
金融发展水平				0.0034*** (0.0009)
互联网覆盖率				0.0243 (0.0172)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29773	28907	26447	25904
R ²	0.182	0.184	0.203	0.211

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为地级市层面的聚类标准误。

(二) 工具变量回归

由于可能存在未被观测到的其他因素同时影响出口冲击和居民消费不平等，导致实证回归出现遗漏变量偏误。为了缓解这一内生性问题，本文利用除中国以外世界其他国家的需求变化和我国城市基期的出口结构来构建出口冲击的 Bartik IV，并使用 2SLS 方法进行模型估计，回归方程如下所示。

$$Expshock_{ift-1} = \beta_0 + \beta_1 ShockIV_{ift-1} + \beta_2 X_{ift-1} + Z_f + Z_t + v_{it} \quad (7)$$

$$Inequality_{ift} = \mu_0 + \mu_1 Exp\widehat{Shock}_{ift-1} + \mu_2 X_{ift-1} + \mu_3 K_{ift} + D_f + D_t + \varepsilon_{ift} \quad (8)$$

其中， $ShockIV_{ift-1}$ 表示与出口冲击时期相对应的工具变量， $Exp\widehat{Shock}_{ift-1}$ 表示由第一阶段出口冲击对工具变量和控制变量回归得到的拟合值。 X_{ift-1} 为城市层面的控制变量，与式(2)一致。 Z_f 为个体固定效应， Z_t 为年份固定效应， v_{it} 为随机误差项。考虑到不同家庭在城市内部可能存在的相关性，本文将标准误聚类在地级市层面。

表 3 展示了工具变量回归的实证结果。由第一阶段的回归结果可知，工具变量与地区的出口冲击呈现显著的正相关关系，说明当城市受到的外部需求冲击越大时，当地的出口增速放缓程度越大。与此同时，第一阶段的 KP-F 值均显著大于 10，拒绝弱工具变量的原假设。第二阶段的回归结果显示，核心解释变量的系数估计值依然显著为负，进一步证实了假说 1 的观点，即出口增速放缓会扩大居民消费不平等。根据第(4)列的回归结果，地区出口冲击每下降 1 个单位（即出口增长幅度降低 1000 美元/人），当地居民家庭的消费相对剥夺指数会上升 0.0254（消费相对剥夺指数均值为 0.440）。此外，2SLS 的估计系数比 OLS 估计的系数更大，说明 Bartik IV 在一定程度上缓解了模型存在的遗漏变量偏差。

表 3 出口冲击对居民消费不平等的影响：工具变量回归结果

Panel A: 第一阶段回归结果				
变量	被解释变量：出口冲击			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Shock IV	0.0287*** (0.0039)	0.0287*** (0.0039)	0.0287*** (0.0039)	0.0287*** (0.0039)
KP-F 值	55.113	55.116	56.511	65.508
Panel B: 第二阶段回归结果				
	被解释变量：消费相对剥夺指数			

	(1)	(2)	(3)	(4)
出口冲击	-0.0185* (0.0109)	-0.0188* (0.0108)	-0.0287** (0.0112)	-0.0254** (0.0108)
家庭规模		0.0357*** (0.0014)	0.0358*** (0.0014)	0.0369*** (0.0013)
家庭平均受教育程度		-0.0119*** (0.0007)	-0.0093*** (0.0008)	-0.0097*** (0.0008)
家庭总收入		-0.0130*** (0.0015)	-0.0113*** (0.0014)	-0.0119*** (0.0014)
家庭总财富		-0.0344*** (0.0026)	-0.0314*** (0.0024)	-0.0326*** (0.0025)
家庭抚养比		0.0177*** (0.0042)	0.0111*** (0.0042)	0.0107*** (0.0041)
户主性别			-0.0030 (0.0028)	-0.0006 (0.0029)
户主受教育程度			0.0010** (0.0005)	0.0009** (0.0005)
户主是否已婚 (是=1)			-0.0238*** (0.0057)	-0.0249*** (0.0057)
户主健康状况			0.0065*** (0.0024)	0.0067*** (0.0025)
户主年龄			0.0035*** (0.0007)	0.0039*** (0.0007)
户主年龄平方			-0.0017** (0.0007)	-0.0021*** (0.0007)
户主是否为农村户口 (是=1)			0.0688*** (0.0078)	0.0743*** (0.0073)
城市人均GDP的对数				0.0296*** (0.0058)
第三产业占比				-0.0010 (0.0006)
城市老龄化程度				0.0268 (0.0792)
城市男性比重				-0.0824** (0.0400)
金融发展水平				0.0033** (0.0015)
互联网覆盖率				0.0183 (0.0305)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	29773	28907	26447	25904
R ²	0.162	0.163	0.184	0.193

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为地级市层面的聚类标准误。KP-F 值为 Kleibergen-Paap F 值，当其大于临界值时，表示拒绝弱工具变量假设。

（三）稳健性检验

为了检验本文研究结论的稳健性，本文通过替换消费不平等指标的衡量方法、更换研究样本的时间窗口、控制其他经济冲击和加入滞后一期被解释变量等方式进行验证。

1. 替换被解释变量测算方法

在基准回归中，本文使用了 Kakwani 指数测算居民家庭的消费不平等。为了避免指数测算方法差异对实证结果产生影响，本文使用 Yitzhaki 指数和 Podder 指数测算的居民消费不平等来进行稳健性检验。表 4 第 (1) - (2) 列展示了回归结果，我们发现，出口冲击的系数仍显著为负，即负面出口冲击会扩大居民消费不平等的结论依然成立。

2. 更换为 2011-2015 年出口增速放缓时期

考虑到在 2016 年后中国出口增速有所回升的同时，2017 年引发的中美贸易争端使中国出口前景进一步受挫。为了排除这一政策事件对本文的影响，本文参考 Compante et al. (2022) 的研究思路，考察 2011-2015 年出口冲击对居民消费不平等的影响。具体做法是

2011、2013 和 2015 年出口冲击相关变量与 2012、2014 和 2016 年 CFPS 相关数据进行匹配，并使用工具变量缓解内生性问题。表 4 第（3）列显示，出口冲击依然显著地扩大了居民消费不平等，并且这一时期的系数估计值远超过基准回归的系数估计值，主要是因为 2011-2015 年是中国面临负面出口冲击最严重的时期，显著地扩大了居民消费不平等，也进一步证实了本文结论的稳健性。

3. 剔除进口变动的影响

由于地区的进口冲击会影响不同居民家庭的消费行为（刘铠豪等，2022），如果家庭消费不平等因此而发生变化，那么本文的基准估计结果可能会有偏误。为了进一步排除进口冲击的影响，本文构建地区层面的进口冲击指标并加入回归方程，具体构建方法如式（9）所示。其中， $M_{ijpft-1} - M_{ijpft-2}$ 表示 f 家庭所在的 i 城市 j 企业在 $t-1$ 时期和 $t-2$ 时期 p 产品的进口额增长变化，再根据基期适龄劳动力数量将城市层面的出口额变化标准化为城市人均出口额变化。

$$ImpShock_{ift-1} = \sum_p \sum_{j \in i} \frac{M_{ijpft-1} - M_{ijpft-2}}{L_{i2000}} \quad (9)$$

表 4 第（4）列展示了控制进口冲击的实证结果。我们发现，一阶段回归 KP-F 值大于 10，进口冲击的回归系数不显著，但出口冲击的回归系数整体上仍显著为负，表明城市进口冲击对居民消费不平等的影响不大，出口冲击扩大居民消费不平等的基本结论依然稳健。

4. 加入滞后一期因变量

本文进一步探讨常用于面板数据的替代性规范，这种规范具有较短的时间维度（Angrist & Pischke, 2009），例如删除个体固定效应，但纳入滞后一期的被解释变量来控制个体层面事前趋势中存在的特定因素。本文借鉴 Angrist & Pischke（2009）的做法，删除个体固定效应，加入滞后一期的家庭消费不平等，同时控制省份-年份固定效应进行稳健性检验。表 4 第（5）列显示，回归系数仍显著为负，表明出口增速放缓会显著扩大居民消费不平等。

表 4 稳健性检验

变量	更换因变量测算指标		时间窗口更换为 2011-2015 年	剔除进口变动的 影响	加入滞后一期 因变量
	Yitzhaki 指数	Podder 指数	Kakwani 指数	Kakwani 指数	Kakwani 指数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
出口冲击	-0.0450*** (0.0141)	-0.0446*** (0.0159)	-0.0312** (0.0142)	-0.0271** (0.0129)	-0.0087* (0.0046)
进口冲击				-0.0001 (0.0035)	
滞后一期 Kakwani 指数					0.3900*** (0.0096)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	否
年份固定效应	是	是	是	是	否
省份*年份固定	否	否	否	否	是
KP-F 值	65.508	65.508	57.755	58.841	18.872
观测值	25904	25904	16132	25119	23384
R ²	0.126	0.151	0.192	0.207	0.151

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为地级市层面的聚类标准误。参考张雅琳等（2022）的做法，本文采取 Yitzhaki 家庭消费剥夺指数/10000 进行检验。此外，基于消费不平等指标的 Yitzhaki 指数和 Podder 指数，本文通过更换研究样本的时间窗口、控制其他经济冲击和加入滞后一期被解释变量，发现结论依然稳健，相关的实证结果详见附录。

（四）异质性回归

考虑到出口增速放缓对家庭消费不平等的影响可能会因城市的不同出口依赖程度和不

同规模、家庭的不同消费类型和收入结构而产生较大差异，本文分别从城市层面和家庭层面进行异质性检验。

1.不同出口依赖程度

城市不同的出口依赖程度会改变出口冲击对城市居民的消费不平等的影响。理论上，当城市面临严重出口冲击时，如果当地对出口的依赖程度相对较低，那么城市可以通过发展优势产业来缓冲出口冲击带来的不利影响，减小居民家庭受到的干扰；反之，倘若城市的出口依赖程度较高，出口增速放缓必将使当地居民家庭受到较大的负面影响，消费不平等程度更大。基于此，本文区分不同出口依赖程度的城市来探究出口增速放缓对家庭消费不平等的影响。本文采用城市出口总量占 GDP 比重来衡量城市的出口依赖程度，并利用出口依赖程度的中位数将样本分为高低两组进行检验。表 10 的前两列显示，出口增速放缓对家庭消费不平等的边际影响只在出口依赖程度较高的地区存在，说明出口依赖程度更高的城市对出口冲击的敏感度更高，会显著扩大当地家庭的消费不平等，证实了上述逻辑。

2.不同规模城市

出口增速放缓对家庭消费不平等的影响会因城市规模的不同而产生差异。在我国经济发展早期，工业的迅速发展吸引了大量农业转移人口进入城市就业，导致城市形成了人口集聚的规模效应。在人口规模越大的城市，出口增速放缓带来的负面冲击可能产生的影响更大。本文将所有样本分为一二线城市、三四线城市和五六线城市，分别考察了出口增速放缓对不同规模城市的家庭消费不平等的影响。表 5 的后三列结果显示，出口冲击对家庭消费不平等的影响在一二线、三四线城市非常显著，尤其是在经济发展相对较好的一二线城市。一二线城市的出口依赖程度相对较高，受负面出口冲击的影响相对较大。并且在对外开放时期，以农村劳动力为主的外来劳动力迁移至经济发展水平较好的沿海地区就业，一二线城市拥有了丰富的中低收入劳动群体，而出口冲击会对中低收入群体的收入和消费产生了较大影响，因此在一二线城市，家庭面临的消费不平等更大。

表 5 异质性检验一：不同城市出口依赖程度与不同规模城市

变量	不同出口依赖程度城市		不同规模城市		
	出口依赖度较高地区	出口依赖度较低地区	一二线城市	三四线城市	五六线城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
出口冲击	-0.0840 ^{***} (0.0289)	-0.0075 (0.0120)	-0.2386 ^{***} (0.0791)	-0.1059 ^{***} (0.0316)	0.1144 (0.1338)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
KP-F值	60.387	41.839	19.365	17.937	25.298
观测值	12666	12848	6745	12925	5844
R ²	0.197	0.217	0.204	0.154	0.163

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为地级市层面的聚类标准误。

3.不同家庭消费类型。由于不同收入家庭在消费结构上存在很大差异，与此同时，现有研究发现，经济萧条等外部冲击会改变不同家庭的消费结构，例如牺牲耐用品的消费来满足非耐用品的消费支出（Chen et al., 2013）。基于此，出口增速放缓也会影响当地家庭的消费支出，本文试图探究出口增速放缓如何影响不同类型家庭消费的不平等。借鉴程名望和张家平（2019）、葛继红等（2022）的研究，本文将居民家庭消费划分为生存型消费、发展型消费和享受型消费。其中，生存型消费包含食品烟酒、衣着和居住消费支出；发展型消费包含交通和通信消费、家庭用品及服务消费等支出；享受型消费包括教育文化娱乐服务、医疗保健支出、其他商品和服务支出。其次，本文使用 Kakwani 指数分别计算生存型消费不平等、发展型消费不平等和享受型消费不平等，探究出口增速放缓对三者的异质性影响。研究发现，出口增速放缓显著扩大了生存型消费不平等和发展型消费不平等，对

享受型消费不平等的负面影响不显著。这可能是因为在面临负面出口冲击时，高收入家庭可能不太会改变原有消费结构，各项消费支出基本能维持在冲击前的水平，但收入较低的家庭可能因遭遇负向收入冲击而调整购买频率或缩减食品、生活用品、耐用品等方面的基础性生活开支，但教育医疗等投资属于必需性消费支出，在短期内可能不会发生太大变化，导致家庭面临的生存性和发展型消费不平等扩大。由此可见，出口增速放缓使其呈现出高收入家庭消费稳定，低收入家庭消费降级的两极化趋势，不利于居民消费结构的转型升级和共同富裕的推进。

4.不同工资性收入占比家庭。现有研究发现出口增速放缓会对当地劳动力市场产生显著的负面影响（赵春明等，2022），由于工资性收入在家庭总收入所占比重不同，使得不同家庭的收入结构产生差异，从而导致出口增速放缓对不同家庭消费不平等的影响产生异质性。本文以工资性收入占家庭收入比重的中位数为界，区分高工资性收入占比和低工资性收入占比的家庭，进行分组回归。表6表明，对于高工资性收入占比的家庭，出口增速放缓会显著扩大该群体的消费不平等，但对于低工资性收入占比的家庭，出口冲击的影响不具有显著性。这可能是因为家庭收入来源相对单一、以工资性收入为主的家庭，更容易市场变动、外部冲击等影响，因此出口增速放缓对工资性收入占比较高家庭的负面冲击更大，这将抑制家庭消费支出，加剧消费不平等程度。

表6 异质性检验二：不同家庭特征

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	不同消费类型			不同家庭收入结构	
	生存型消费	发展型消费	享受型消费	高工资性收入占比	低工资性收入占比
出口冲击	-0.0423*** (0.0133)	-0.0249** (0.0122)	-0.0046 (0.0232)	-0.0341** (0.0131)	-0.0158 (0.0139)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
KP-F值	65.508	65.508	65.508	58.091	55.737
观测值	25904	25904	25904	12469	13046
R ²	0.194	0.093	0.090	0.199	0.201

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平；括号内为地级市层面的聚类标准误。

五、机制检验

基于前文假设，本文主要从收入不平等、收入不确定性和流动性约束三个角度来检验出口增速放缓对居民消费不平等的影响机制。其一，出口增速放缓会对当地劳动力市场产生显著的负面冲击，导致部分劳动力失业或工资收入下降，增加居民家庭的收入不平等。由于收入不平等的扩大会加剧消费不平等（Krueger & Perri, 2006），因此，出口冲击通过扩大居民收入不平等来增加消费不平等。其二，出口增速放缓增加了经济下行压力，降低了居民家庭对未来收入的良好预期，相比于高收入家庭，收入水平较低的家庭更容易受到外部冲击的影响，对未来收入不确定性的预期更强。而未来收入不确定性的上升会强化个体的预防性储蓄动机，减少当期消费支出（Leland, 1968）。因此，出口冲击通过增加居民未来收入的不确定性，尤其是中低收入家庭未来收入的不确定性，降低家庭消费支出，从而扩大消费不平等。其三，出口增速放缓会使银行等金融机构收紧信贷规模或实施更严格的借贷审核条件，相比于高收入家庭，缺乏偿还能力的中低收入家庭更难以获取贷款来平滑消费，导致中低收入家庭的流动性约束上升。流动性约束的存在会使居民家庭难以实现生命周期内的最优消费，抑制家庭的消费支出（Deaton, 1989），因此，出口冲击通过加强中低收入家庭的流动性约束，减少消费开支，从而扩大消费不平等。基于上述分析，本文参考江艇（2022）的研究，探究出口增速放缓对机制变量的影响效应。

1. 收入不平等

本文利用 Kakwani 指数的测算方法，基于家庭人均收入的相对剥夺指数来测算家庭收入不平等，考察出口增速放缓对家庭消费不平等的影响机制。表 7 展示了实证结果，第 (1) 列的回归系数显著为负，表明出口增速放缓显著地扩大了居民家庭的收入不平等。考虑到既有研究发现持久性收入对居民消费的影响大于暂时性收入，也有研究发现持久性收入不平等和暂时性收入不平等都是影响消费不平等的重要因素，并且后者对消费不平等的贡献更大（颜迪和罗楚亮，2023），而出口增速放缓可能会影响家庭的持久性收入和暂时性收入，进而影响消费不平等。因此，我们进一步探究出口冲击对家庭持久性收入不平等和暂时性收入不平等的影响。参考 Carrol（1994）的方法，本文将家庭收入分解为持久性收入和暂时性收入两部分，分别构建相应的 Kakwani 指数，得到持久性收入不平等和暂时性收入不平等。第 (2) 和 (3) 列的回归结果显示，出口增速放缓显著扩大了家庭的持久性收入不平等和暂时性收入不平等，说明家庭收入不平等是出口增速放缓扩大家庭消费不平等的重要机制，证实了假说 2。

表 7 机制检验一：出口冲击对居民收入不平等的影响

变量	收入不平等	持久性收入不平等	暂时性收入不平等
	(1)	(2)	(3)
出口冲击	-0.0641*** (0.0148)	-0.0221*** (0.0054)	-0.0078** (0.0039)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
KP-F值	65.508	65.508	65.508
观测值	25904	25904	25904
R ²	0.176	0.843	0.003

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为地级市层面的聚类标准误。

2. 收入不确定性

参考罗楚亮（2004）的方法，本文使用家庭收入对数值的组内方差作为家庭收入不确定性的代理变量。具体做法是，根据户主的年龄、受教育程度、所在城市、工作性质、工作单位和行业将所有家庭分组，分别计算家庭收入对数值的组内方差，再将组内收入方差相乘，最终用所得乘积来衡量家庭收入不确定性。为了更好地识别家庭收入的变动方向，如果当期收入水平低于上期收入，则家庭的收入对数方差取负值，否则取正值。按照家庭人均收入的 1/3 和 2/3 分位点，本文将所有家庭划分为低收入家庭、中等收入家庭和高收入家庭三组，分别检验出口冲击对不同收入家庭未来收入不确定性的影响。表 8 的实证结果显示，出口冲击对不同家庭收入不确定性的回归系数都显著为负，其中，低收入家庭受到的影响大于中高收入家庭。相比于高收入家庭，收入较低家庭在面临负面出口冲击时，抵御外部风险的能力更弱，当期收入水平的下降将增强家庭对未来收入的不确定性预期，对于未来生活各项支出成本更加谨慎，从而降低消费支出，扩大家庭消费不平等程度，因此证实了本文的假说 3。

表 8 机制检验二：出口冲击对不同收入家庭的未来收入不确定性的影响

变量	被解释变量：收入不确定性		
	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭
	(1)	(2)	(3)
出口冲击	-1.5506*** (0.2867)	-0.5018*** (0.1213)	-0.3956*** (0.1141)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
KP-F值	19.316	19.574	19.281

观测值	8564	8837	8503
R^2	0.119	0.032	0.019

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为地级市层面的聚类标准误。

3. 流动性约束

参考 Zeldes (1989) 和甘犁等 (2018) 的研究, 本文使用家庭流动性资产是否大于两个月收入来定义家庭是否受到流动性约束, 分别检验出口冲击对低收入家庭、中等收入家庭和高收入家庭流动性约束的影响。表 9 展示了实证回归结果, 系数均为边际效应。结果显示, 低收入家庭、中等收入家庭和高收入家庭的回归系数都显著为负, 并且低收入家庭的系数绝对值大于中高收入家庭, 这意味着出口冲击显著增加了低收入家庭的流动性约束。可能的原因在于: 出口冲击使银行的借贷审核条件更为严格, 同时缩减了借贷规模, 降低了所有家庭的信贷可及性。出口冲击会将那些难以为借贷提供良好偿付能力预期的家庭排除在外, 导致中低收入家庭的流动性约束增加, 与此同时, 出口冲击也会导致中低收入家庭遭遇负向收入冲击, 削弱了信贷资金的偿还能力, 收紧流动性约束, 这在低收入家庭中会表现得更为突出。受流动性约束的家庭会降低消费支出, 从而扩大与高收入家庭的消费差距, 导致消费不平等加剧, 证实了假说四。

表 9 机制检验三: 出口冲击对不同收入家庭的流动性约束的影响

变量	被解释变量: 流动性约束		
	低收入家庭	中等收入家庭	高收入家庭
	(1)	(2)	(3)
出口冲击	-0.1112*** (0.0374)	-0.0729*** (0.0181)	-0.0396*** (0.0134)
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
KP-F值	53.129	71.459	58.216
观测值	8380	8700	8434
R^2	0.121	0.077	0.088

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；括号内为地级市层面的聚类标准误。

六、结论与政策建议

2008 年金融危机后, 全球经济衰退期与世界动荡变革期叠加, 国际政治经济格局加速重构, 国外需求下降对我国出口增长产生了巨大的负面冲击。然而, 鲜有文献关注出口增速放缓对国内居民消费分化产生的影响。本文使用 2009-2017 年中国海关数据库和 2010-2018 年中国家庭追踪调查数据构建了出口冲击变量和消费相对剥夺指数, 基于微观家庭视角研究了出口增速放缓对居民消费不平等的影响及其作用机制。基于 Bartik IV 的实证结果表明, 出口冲击显著提升了居民消费不平等, 经过一系列稳健性检验后结论依然成立。本文认为, 出口冲击对居民消费不平等的影响渠道主要有三方面: 第一, 负面出口冲击显著扩大了居民收入不平等, 进而导致消费不平等加剧。第二, 负面出口冲击显著增加了居民家庭未来收入的不确定性, 尤其是中低收入家庭的收入不确定性, 进而扩大居民消费不平等。第三, 负面出口冲击强化了中低收入家庭的流动性约束, 进而拉大了家庭间的消费差距, 导致消费不平等上升。本文发现, 出口冲击显著扩大了居民的生存型消费不平等和发展型消费不平等, 对享受型消费不平等却无显著影响。由不同城市特征和家庭特征发现, 出口冲击扩大居民消费不平等的影响在出口依赖程度较高、经济发展水平较高的城市以及以工资性收入为主的家庭更明显。

近年来中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情、俄乌战争等不确定性事件频发, 我国将在未来相当长一段时间仍将面临着出口下行的压力。基于上述结论, 本文提出以下政策建议。第一, 促进高质量对外开放, 积极参与全球治理, 提升出口韧性。伴随重大突发公共卫生事

件爆发和地缘政治风险上升，逆全球化浪潮迭起，未来一段时期内中国的出口贸易仍将受到较大阻力，将导致居民消费进一步产生分化。在国际上，我国应当展现负责任的大国担当，坚定推动全球化，加强全球治理体系合作，维护多元稳定的国际经济格局和经贸关系，避免逆全球化和其他不利因素对各国对外贸易和经济产生的下行压力。与此同时，开发国外新兴市场，推动贸易与投资的自由化和便利化，推进双边、区域和多边合作，增加国外市场需求，应对“逆全球化”潮流。在国内，针对性地向出口企业提供风险保障，降低企业融资成本并给予税收减免，增强出口企业应对外部干扰、抵御风险冲击的能力，推动更多企业“走出去”，提高产品质量，实现出口促稳提质。

第二，畅通劳动力要素社会性流动渠道，促进劳动力在不同部门之间流动，尽可能减少出口冲击对家庭消费的抑制作用。本文研究发现，出口增速放缓显著扩大了居民家庭的消费不平等，说明负面出口冲击会通过劳动力市场最终传递给居民家庭，侧面反映出城市中劳动力跨部门流动不够充分，使居民家庭无法转移至其他不可贸易部门来抵御出口冲击产生的负面影响。因此，需要完善社会保障制度来推进劳动力市场一体化，提高城市劳动力在不同部门的就业灵活性和流动性，在一定程度上可以避免出口冲击扩大居民家庭消费不平等的影响。

第三，强化低收入群体的劳动技能，提高弱势群体的收入水平，增强消费意愿。本文研究发现，收入较低的居民家庭更容易受到负面出口冲击的影响，导致未来收入的不确定性显著增加，降低消费信心，扩大消费不平等。因此，在出口放缓背景下，稳定中低收入群体的就业、增强其抗风险能力是促进消费的政策核心。通过公平的基础教育体系提升低收入群体的人力资本，相关企业可以为低收入劳动者提供定期职业技能培训，提高劳动力的劳动技能和职业素养，一方面有助于提高劳动者的劳动生产率并增加劳动报酬，另一方面有助于面临失业冲击时拓宽职业选择路径。稳定中低收入群体就业，才能增强消费能力和消费意愿，促进消费水平的提升。此外，地方政府对于提供员工培训的企业可以给予适当税收减免或补贴。

第四，重视经济发展较好城市内部的发展不平衡不充分现象。本文发现，在出口依赖度越高和人口规模越大的城市，负面出口冲击对居民消费不平等的影响越大。现实情况是，我国经济发展水平较好的城市通常人口规模较大，出口依赖程度较高。随着全球经济下行风险加剧，经济相对发达城市内部面临较高的消费不平等现象，而这些城市最具有消费潜力。因此，一二三线城市要加快转变经济发展方式，适当降低城市对出口贸易的依赖程度，加大对科技研发和高新技术产业的投资，促进服务业和高技术产业的发展，通过数字经济和数字金融提升低收入居民家庭消费，增强发展内生动力，降低消费不平等，进而实现共同富裕。

参考文献

- 陈安平、赵曼、刘娜，2023：《出口下降、经济增速下行与双循环新发展格局》，《经济科学》第1期。
- 陈勇兵、李伟、钱学锋，2011：《中国进口种类增长的福利效应估算》，《世界经济》第12期。
- 程名望、张家平，2019：《新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距》，《数量经济技术经济研究》第7期。

- 甘犁、赵乃宝、孙永智, 2018:《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,《经济研究》第12期。
- 葛继红、王猛、汤颖梅, 2022:《农村三产融合、城乡居民消费与收入差距——效率与公平能否兼得?》,《中国农村经济》第3期。
- 葛阳琴、谢建国, 2019:《需求变化与中国劳动力就业波动——基于全球多区域投入产出模型的实证分析》,《经济学(季刊)》第4期。
- 杭斌、修磊, 2016:《收入不平等、信贷约束与家庭消费》,《统计研究》第8期。
- 黄彦彦、郭克莎, 2021:《家庭负债与恩格尔系数分化——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的证据》,《经济学动态》第11期。
- 李实、朱梦冰, 2022:《推进收入分配制度改革 促进共同富裕实现》,《管理世界》第1期。
- 刘靖、陈斌开, 2021:《房价上涨扩大了中国消费不平等吗?》,《经济学(季刊)》第4期。
- 刘铠豪、臧旭恒、王雪芳, 2022a:《贸易自由化与家庭消费——来自中国城镇住户调查的微观证据》,《中国工业经济》第3期。
- 刘铠豪、臧旭恒、王雪芳, 2022b:《外部关税减让与家庭消费——来自中国城镇住户调查的微观证据》,《南开经济研究》第5期。
- 栾炳江、陈建、邹红、黄俊兵, 2022:《城镇家庭负债存量与消费不平等》,《南开经济研究》第10期。
- 罗楚亮, 2004:《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,《经济研究》第4期。
- 任国强、黄云、周云波, 2017:《个体收入剥夺如何影响城镇居民的健康?——基于CFPS城镇面板数据的实证研究》,《经济科学》第4期。
- 施炳展、张夏, 2017:《中国贸易自由化的消费者福利分布效应》,《经济学(季刊)》第4期。
- 孙凤, 2001:《预防性储蓄理论与中国居民消费行为》,《南开经济研究》第1期。
- 万广华、张茵、牛建高, 2001:《流动性约束、不确定性与中国居民消费》,《经济研究》第11期。
- 王备、钱学锋, 2020:《贸易自由化、生活成本与中国城市居民家庭消费福利》,《世界经济》第3期。
- 颜迪、罗楚亮, 2023:《支出弹性、消费升级与消费不平等》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第2期。
- 杨碧云、王艺璇、易行健, 2023:《数字鸿沟与消费鸿沟——基于个体消费不平等视角》,《经济学动态》第3期。
- 臧旭恒、易行健, 2023:《中国居民消费不足与新发格局下的消费潜力释放(上)》,《消费经济》第1期。
- 张川川, 2015:《出口对就业、工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据》,《经济学(季刊)》第4期。
- 张海洋、韩晓, 2022:《数字金融能缓和社会主要矛盾吗?——消费不平等的视角》,《经济科学》第2期。
- 张雅淋、吴义东、姚玲珍, 2022:《住房财富“寡”而消费“不均”?——青年群体住房财富对消费相对剥夺的影响研究》,《财贸经济》第3期。
- 赵春明、李震、李宏兵, 2021:《中国出口增速放缓与区域劳动力市场就业调整》,《财经研究》第1期。
- Argente, D., and M. Lee, 2021, “Cost of Living Inequality During the Great Recession”, *Journal of the European Economic Association*, 19 (2), 913—952.
- Aslam, A., E. Boz, E. Cerutti, M. P. Ribeiro, and P. Topalova, 2016, “Global Trade: What’s behind the Slowdown?”, *IMF World Economic Outlook*, 63—119.
- Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston, 2008, “Consumption Inequality and Partial Insurance”, *American Economic Review*, 98 (5), 1887—1921.
- Borusyak, K., P. Hull, and X. Jaravel, 2022, “Quasi-experimental Shift-share Research Designs”, *The Review of Economic Studies*, 89 (1), 181—213.
- Brambilla, I., G. Porto, and A. Tarozzi, 2012, “Adjusting to Trade Policy: Evidence from US Antidumping Duties on Vietnamese Catfish”, *Review of Economics and Statistics*, 94 (1), 304—319.
- Burstein, A., J. Cravino, and J. Vogel, 2013, “Importing Skill-biased Technology”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5 (2), 32—71.
- Campante, F. R., D. Chor, and B. Li, 2023, “The Political Economy Consequences of China’s Export Slowdown”, *Journal of the European Economic Association*, jvad007.
- Carpenter, S. B., and W. M. Rodgers III, 2004, “The Disparate Labor Market Impacts of Monetary Policy”, *Journal of Policy Analysis*

and Management, 23 (4), 813—830.

Carroll, C. D., 1994, “How does Future Income Affect Current Consumption?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 109 (1), 111—147.

Chen, B., D. Liu, and M. Lu, 2018, “City Size, Migration and Urban Inequality in China”, *China Economic Review*, 51, 42—58.

Chen, Y., Y. Huang, and H. Wang, 2013, “How do Households Respond to Income Shocks: Evidence from Urban China from 1992 to 2003”, SSRN, 2277691.

Cravino, J., and A. A. Levchenko, 2017, “The Distributional Consequences of Large Devaluations”, *American Economic Review*, 107 (11), 3477—3509.

Cynamon, B. Z., and S. M. Fazzari, 2016, “Inequality, the Great Recession and Slow Recovery”, *Cambridge Journal of Economics*, 40 (2), 373—399.

Deaton, A., and J. Muellbauer, 1980, “An Almost Ideal Demand System”, *The American Economic Review*, 70 (3), 312—326.

Deaton, A., 1989, “Saving and liquidity constraints”.

Di Maggio, M., A. Kermani, R. Ramcharan, V. Yao, and E. Yu, 2022, “The Pass-through of Uncertainty Shocks to Households”, *Journal of Financial Economics*, 145 (1), 85—104.

Duesenberry, J. S., 1949, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press.

Dynan, K., A. Mian, and K. M. Pence, 2012, “Is A Household Debt Overhang Holding Back Consumption?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 299—362.

Faber, B., and T. Fally, 2022, “Firm Heterogeneity in Consumption Baskets: Evidence from Home and Store Scanner Data”, *The Review of Economic Studies*, 89 (3), 1420—1459.

Fajgelbaum, P. D., and A. K. Khandelwal, 2016, “Measuring the Unequal Gains from Trade”, *The Quarterly Journal of Economics*, 131 (3), 1113—1180.

Feenstra, R. C., and G. H. Hanson, 1996, “Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality”.

Feenstra, R. C., and G. H. Hanson, 1999, “The Impact of Outsourcing and High-technology Capital on Wages: Estimates for the United States, 1979—1990”, *The Quarterly Journal of Economics*, 114 (3), 907—940.

Fehr, E., and K. M. Schmidt, 1999, “A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation”, *The Quarterly Journal of Economics*, 114 (3), 817—868.

French, D., and S. Vigne, 2019, “The Causes and Consequences of Household Financial Strain: A Systematic Review”, *International Review of Financial Analysis*, 62, 150—156.

Frias, J. A., D. S. Kaplan, and E. Verhoogen, 2012, “Exports and Within-plant Wage Distributions: Evidence from Mexico”, *American Economic Review*, 102 (3), 435—440.

Goldberg, P. K., and N. Pavcnik, 2007, “Distributional Effects of Globalization in Developing Countries”, *Journal of Economic Literature*, 45 (1), 39—82.

Han, J., R. Liu, and J. Zhang, 2012, “Globalization and Wage Inequality: Evidence from Urban China”, *Journal of International Economics*, 87 (2), 288—297.

Heathcote, J., F. Perri, and G. L. Violante, 2010, “Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in the United States, 1967—2006”, *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 15—51.

Helpman, E., O. Itskhoki, M. A. Muendler, and S. J. Redding, 2016, “Trade and Inequality: from Theory to Estimation”, *The Review of Economic Studies*, 84 (1), 357—405.

Hobijn, B., and D. Lagakos, 2005, “Inflation Inequality in the United States”, *Review of Income and Wealth*, 51 (4), 581—606.

Ishida, A., K. Kosaka, and H. Hamada, 2014, “A Paradox of Economic Growth and Relative Deprivation”, *The Journal of Mathematical Sociology*, 38 (4), 269—284.

Jappelli, T., and L. Pistaferri, 2010, “Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?”, *Review of Economic Dynamics*, 13 (1), 133—153.

Jaravel, X., 2019, “The Unequal Gains from Product Innovations: Evidence from the US Retail Sector”, *The Quarterly Journal of*

- Economics*, 134 (2), 715—783.
- Kafle, K., R. Benfica, and P. Winters, 2020, “Does Relative Deprivation Induce Migration? Evidence from Sub-Saharan Africa”, *American Journal of Agricultural Economics*, 102 (3), 999—1019.
- Kakwani, N., 1984, “The Relative Deprivation Curve and Its Applications”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2 (4), 384—394.
- Kanbur, R., Y. Wang, and X. Zhang, 2021, “The Great Chinese Inequality Turnaround”, *Journal of Comparative Economics*, 49 (2), 467—482.
- Krueger, D., and F. Perri, 2006, “Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory”, *The Review of Economic Studies*, 73 (1), 163—193.
- Ma, H., Y. Pan, and M. Xu, 2022, “Work or Crook: The Socioeconomic Consequences of the Export Slowdown in China”, SSRN, 4232616.
- Meng, X., 2003, “Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China”, *Journal of Comparative Economics*, 31 (3), 465—485.
- Mian, A., and A. Sufi, 2010, “Household Leverage and the Recession of 2007–09”, *IMF Economic Review*, 58 (1), 74—117.
- Mody, A., F. Ohnsorge, and D. Sandri, 2012, “Precautionary Savings in the Great Recession”, *IMF Economic Review*, 60 (1), 114—138.
- Nevo, A., and A. Wong, 2019, “The Elasticity of Substitution between Time and Market Goods: Evidence from the Great Recession”, *International Economic Review*, 60 (1), 25—51.
- Nicita, A., 2004, “Efficiency and Equity of a Marginal Tax Reform: Income, Quality, and Price Elasticities for Mexico”, *World Bank Publications*.
- Pavcnik, N., 2017, “The Impact of Trade on Inequality in Developing Countries”, NBER working paper, 23878.
- Pistaferri, L., 2016, “Why has Consumption Remained Moderate after the Great Recession”, Stanford University Department of Economics working paper.
- Podder, N., 1996, “Relative Deprivation, Envy and Economic Inequality”, *Kyklos*, 49 (3), 353—376.
- Porto, G. G., 2006, “Using Survey Data to Assess the Distributional Effects of Trade Policy”, *Journal of International Economics*, 70 (1), 140—160.
- Porto, G. G., 2015, “Estimating Household Responses to Trade Reforms: Net Consumers and Net Producers in Rural Mexico”, *International Economics*, 144, 116—142.
- Qian, X, Z. Liu, and Y. Pan, 2017, “China’s Trade Slowdown: Cyclical or Structural?”, *China & World Economy*, 25 (6), 65—83.
- Romer, C. D., and D. H. Romer, 1998, “Monetary Policy and the Well-being of the Poor”, NBER working paper, 6793.
- Waugh, M. E., 2019, “The Consumption Response to Trade Shocks: Evidence from the US-China Trade War”, NBER working paper, 26353.
- Xia, Q., S. Li, and L. Song, 2017, “Urban Consumption Inequality in China”, IZA Discussion Paper Series, 11150.
- Yitzhaki, S., 1979, “Relative Deprivation and the Gini Coefficient”, *The Quarterly Journal of Economics*, 93 (2), 321—324.
- Zeldes, S. P., 1989, “Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation”, *Journal of Political Economy*, 97 (2), 305—346.

How does Export Shocks Affect Consumption Inequality? A Perspective on the Relative Deprivation of Consumption

Abstract: In the context of increasing global economic uncertainty, studying the impact of negative external shocks on the divergence of domestic residents' consumption is of great significance for improving the welfare of Chinese residents and promoting common prosperity. This paper examines the effect of adverse export shocks on consumption inequality from a micro household perspective. The research findings demonstrate that negative export shocks significantly exacerbate consumption inequality among residents, and robustness tests support the research conclusions. Mechanism analysis reveals that negative export shocks widen income inequality among residents, increase future income uncertainty and liquidity constraints for households with different income levels, thus resulting in higher consumption inequality. Furthermore, the impact of export shocks on consumption inequality is more pronounced in cities with high export dependence and large population size, as well as in households with a higher share of wage income. This study provides important policy implications for effectively mitigating the adverse effects of export shocks in China, ensuring the consumption levels of low-income families, and promoting people's well-being.

Keywords: Export Shocks; Consumption Inequality; Income Uncertainty; Common Wealth

JEL Classification: F126.1, F752.62