

中国家庭收入不平等与消费不平等

——基于收入冲击和消费保险视角的研究

姚 健 臧旭恒*

摘要 本文采用 CFPS 2010—2018 年数据,考察了中国家庭收入不平等和消费不平等之间的内在联系。研究发现:第一,收入不平等呈现先上升后下降的倒 U 形趋势,而消费不平等在平稳中有上升趋势。第二,消费对持久性冲击和暂时性冲击均存在部分保险。第三,收入不平等和消费不平等之间演变趋势的不同步可以通过这一时期收入冲击的持续程度和消费保险程度来解释。进一步分析表明,转移支付、耐用品交易和家庭资产在应对收入冲击时起着重要的保险作用。

关键词 收入不平等,消费不平等,部分保险

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.09

一、引 言

党的十九大报告明确指出,“我国收入分配差距依然较大,更加突出的问题是发展不平衡不充分,这已经成为满足人民日益增长的美好生活需要的主要制约因素”。这其中就包括人们越来越关注的平等问题。同时,十九大报告还提出“居民生活水平差距显著缩小”的目标。此后,“十四五”规划纲要再次强调了这一目标。如今,平等问题也已成为经济学研究的焦点(Kaplan, 2017)。在经济学层面,不平等通常表现为收入不平等、消费不平等和财富不平等。国内学者关于不平等的讨论多集中在收入不平等(陈纯瑾和李实, 2013; 万广华等, 2018; 甘犁等, 2018)。最近, Kanbur *et al.* (2021) 采用 CHIPS 和 CFPS 描绘了中国收入不平等趋势,并从收入来源进行了分解。但是,人们的基本效用函数通常是指消费而不是收入。收入的增加只有通过消费才能带来真实效用的提高,所以消费与居民福利联系更为密切。于是,越

* 姚健,山东大学经济学院;臧旭恒,山东师范大学经济学院、山东师范大学国家与区域财富研究院,山东大学消费与发展研究所。通信作者及地址:臧旭恒,山东省济南市长清区大学科技园大学路1号厚德楼,250358;电话:(0531) 88363616;E-mail: xhzang@sdu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金重大项目(218-ZD088)、国家自然科学基金面上项目(71773063)和国家社科基金青年项目(20CJL034)的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见和建议。文责自负。

来越多的学者开始将视角转向消费不平等(杨继东, 2013; 赵达等, 2017; 宋泽等, 2020), 以期更真实地反映居民福利水平差异。¹

事实上, 对收入不平等和消费不平等的联合分析更有助于全面理解居民生活水平差距。然而, 国内仅有少数学者同时关注了收入不平等和消费不平等, 如邹红等(2013)、陈志刚和吕冰洋(2016)研究表明, 收入不平等是消费不平等的主要原因, 但他们的研究并没有揭示二者之间变化的内在联系。本文将弥补这个空缺。

根据生命周期持久收入假说, 当面临收入冲击时, 家庭会通过各种方式分散风险以平滑消费。²除了跨期消费外, 家庭还可以通过市场和非市场的风险分担机制来平滑消费(陈玉宇和行伟波, 2006)。Blundell *et al.* (2008)使用“消费保险”(consumption insurance)来衡量收入冲击对消费的传导程度, 传导程度越小, 表明消费保险程度越大。本文即从收入冲击和消费保险的视角, 通过中国家庭追踪调查(CFPS)的收入和消费面板数据分析持久性冲击和暂时性冲击的消费保险程度, 以此来揭示收入不平等与消费不平等变化之间的内在联系。

本文的研究为完善促进人民日益增长的美好生活需要的体制机制提供了研究依据。这对于改善民生, 尤其是缩小居民生活水平差距、提升居民福利水平, 让改革发展成果更多更公平地惠及全体人民具有重要的现实意义。

本文其余部分安排如下: 第二部分是文献综述, 第三部分是理论模型与参数识别, 第四部分是收入不平等和消费不平等的特征事实分析, 第五部分是实证结果与分析, 最后是结论与政策建议。

二、文献综述

本文是从收入冲击和消费保险视角进行的研究, 所以将文献集中于这一视角。实际上, 收入冲击和消费保险之间的联系在经济学的研究中由来已久。完全市场假说假定市场是完备的, 消费对暂时性和持久性收入冲击是完全保险的, 但是这种假设通常被实证检验所否定。Cochrane (1991)的研究拒绝了完全保险。Mace (1991)检验发现, 指数效用函数的结果支持完全消费保险, 而幂效用函数的结果则不是。Hayashi *et al.* (1996)利用收入动态面板数据(PSID)检验美国家庭的风险分担是否完全, 结果拒绝家庭内部和家庭之间的完全风险分担。另外, 生命周期持久收入假说假定个人储蓄是消费者平滑收入冲击的机制。当面临收入冲击时, 消费者通过储蓄等自我保险可以实现跨期消费以平滑暂时性冲击, 但不能平滑持久性冲击(Deaton, 1992)。

¹ 近年来, 一些学者开始关注财富不平等, 但本文聚焦于对收入不平等和消费不平等进行研究。

² 一般而言, 收入冲击可分为持久性冲击和暂时性冲击。

然而，在微观数据的研究中，消费似乎过度平滑，即消费变化对持久性收入冲击的反应太小（Campbell and Deaton, 1989）。也有研究发现，消费存在过度敏感性，即消费变化对暂时性收入冲击的反应太大（Hall and Mishkin, 1982）。这些结果与生命周期理论相悖。可见，以完全市场为特征的模型，以及只允许个人储蓄作为平滑机制的模型是消费者面临的经济环境的特殊情况。Deaton and Paxson（1994）注意到了这一点，提出构建并检验具有部分保险的模型是未来值得研究的重要课题。

Blundell *et al.*（2008）在这方面做出了重要贡献。他们研究发现了持久性收入冲击的部分保险和暂时性收入冲击的几乎完全保险。20世纪80年代美国家庭收入不平等和消费不平等之间表现出背离的趋势。这一现象可以通过同时期持久性冲击的增长被暂时性冲击的增长所代替来解释。然而，Blundell *et al.*（2008）的研究取决于两个关键的假设：其一，消费者对未来的冲击没有预见性或先验信息；其二，冲击传递到消费是短记忆或短历史依赖的。那么，对于标准不完全市场模型来说，Blundell *et al.*（2008）的研究结论还成立吗？Kaplan and Violante（2010）评估了经过校准的不完全市场生命周期模型研究发现，与模型校准的结果相比，数据显示的家庭可以获得更多针对持久性冲击的消费保险。Blundell *et al.*（2008）估计36%的持久性冲击是可保的，而模型的校准结果在7%~22%之间，具体取决于家庭信贷的紧缩程度。

随后的研究进一步将先验信息考虑在内。Güvener and Smith（2014）通过间接推断法估计了消费-储蓄结构模型。该模型引入了关于收入增长率的先验信息，允许个人在进入劳动力市场之前对自己的收入增长率有初始信念，并随着时间的推移以贝叶斯方式更新自己的信念。研究的主要发现是收入冲击具有适度的持续性，大约一半的持久性冲击是通过非正式机制获得保险。Stoltenberg and Singh（2020）阐明了先验信息对消费保险的定量影响取决于保险市场的结构。特别是在完全市场和内生偿付能力约束下，具有先验信息的模型可以更好地解释消费保险，而在标准不完全市场模型中，先验信息对家庭消费-储蓄决策的影响很小，不足以弥合模型与数据估计结果的差距。

不难发现，上述研究为考察收入冲击和消费保险提供了关键的见解，但线性近似可能并不总是准确的，它排除了冲击的非线性传导。此外，消费保险的某些方面（如预防性储蓄或存在借贷约束和非线性持久性的情况下的资产积累）本质上是复杂的，使得线性框架的说服力会降低。近几年，Arellano *et al.*（2017、2018）使用一个基于分位数的收入动态面板数据框架探索了收入冲击的非线性性质。该框架允许过去收入冲击的持续性根据当前冲击的大小和方向而变化，当前冲击的未来持续性将取决于未来的冲击。研究表明，收入冲击存在非线性持续性，这种非线性持续性导致不同家庭对收入冲击的消费反应的异质性。这为部分保险提供了新的经验测度方法。

与国外研究相比，国内学者的相关研究还非常缺乏。陈玉宇和行伟波

(2006)是国内较早对消费保险进行研究的学者。他们采用广东省家庭收支调查数据的检验拒绝了在面临外生经济冲击时,城镇家庭消费可以完全保险的假设。罗楚亮(2006)研究发现,农村居民在面临不确定性的冲击时,消费保险机制的作用非常有限。然而,甘犁等(2007)分析了村庄治理、融资对消费保险的影响却发现,村庄内部存在不完全的风险分担,村庄当地信息和分权治理在保障农村消费保险方面起着重要作用。之后,一些学者研究发现,我国居民消费对持久性冲击和暂时性冲击存在不同程度的部分保险(寇恩惠和侯和宏,2015;王稳和张运智,2017;杨继生和邹建文,2020;王绍等,2021)。Santaaulalia-Llopis and Zheng (2018)研究表明,中国家庭面临的收入风险水平不断上升,持久性冲击对农村(城镇)家庭消费的传导从1997年之前的10%(5%)增加到1997年之后的28%(25%)。

相比已有研究,本文的贡献在于:第一,基于中国家庭追踪调查面板数据,分析了2010—2018年中国家庭收入不平等和消费不平等的变化趋势;第二,以收入冲击和消费保险为切入点,通过估计收入冲击的持续程度和消费保险程度探究了家庭收入不平等和消费不平等变化趋势的内在联系,并考察了城乡、不同受教育程度和不同年龄群体的消费保险程度的异质性;第三,检验了转移支付、耐用品以及家庭住房和金融资产等可能存在的保险机制。

三、理论模型与参数识别

(一) 消费保险模型:收入冲击对消费的传导

我们假设消费者面临不确定性的唯一相关来源是家庭收入。同时,消费和休闲偏好是可分离的。参考Hall and Mishkin (1982)、Blundell *et al.* (2008)、臧旭恒和张欣(2018),采用持久-暂时模型刻画收入过程,剔除影响收入的可观测因素部分后,不可观测的收入由持久性成分 $z_{i,t}$ 和暂时性成分 $v_{i,t}$ 组成,并允许持久性成分和暂时性成分的方差随时间变化:

$$y_{i,t} = z_{i,t} + v_{i,t}. \quad (1)$$

持久性成分 $z_{i,t}$ 服从鞅过程:

$$z_{i,t} = z_{i,t-1} + \zeta_{i,t}, \quad (2)$$

其中, $\zeta_{i,t}$ 表示序列不相关的持久性收入冲击。

暂时性成分 $v_{i,t}$ 遵循MA(q)过程:

$$v_{i,t} = \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{i,t-j}, \quad (3)$$

其中,当 $j=0$ 时, $\theta_j=1$ 。

于是,不可观测的收入变化表示为:

$$\Delta y_{i,t} = \zeta_{i,t} + \Delta v_{i,t}. \quad (4)$$

与 $\Delta y_{i,t}$ 类似，我们构建一个框架，能够研究收入冲击对消费的传导程度，将持久性收入冲击 $\zeta_{i,t}$ 和暂时性收入冲击 $\epsilon_{i,t}$ 对不可观测的消费变化的影响写为：

$$\Delta c_{i,t} = \varphi_{i,t} \zeta_{i,t} + \psi_{i,t} \epsilon_{i,t} + \xi_{i,t}, \quad (5)$$

其中 $c_{i,t}$ 是剔除了可观测成分的消费。持久性收入冲击 $\zeta_{i,t}$ 对消费产生影响，其系数为 $\varphi_{i,t}$ 。该系数的值越小，表明消费对持久性收入冲击的反应越小，即持久性冲击传递到消费的程度越小，消费保险程度越大。暂时性收入冲击 $\epsilon_{i,t}$ 对消费的影响由系数 $\psi_{i,t}$ 度量。同样，该系数的值越小，意味着消费者越有能力缓解暂时性收入冲击。随机扰动项 $\xi_{i,t}$ 可能捕获了消费测量误差、偏好冲击、对收入过程的扰动等。我们称 $\varphi_{i,t}$ 和 $\psi_{i,t}$ 为消费保险参数。同时，将持久性收入冲击 $\zeta_{i,t}$ 、暂时性收入冲击 $\epsilon_{i,t}$ 和扰动项 $\xi_{i,t}$ 的方差分别记为 σ_{ζ}^2 、 σ_{ϵ}^2 和 σ_{ξ}^2 。等式(5)嵌套了完全市场假说所设想的两种极端情况，即收入冲击完全保险($\varphi_{i,t} = \psi_{i,t} = 0$)和完全无保险($\varphi_{i,t} = \psi_{i,t} = 1$)，以及 $0 < \varphi_{i,t} < 1$ 和 $0 < \psi_{i,t} < 1$ 的中间情况，此时，意味着消费实现了部分保险。

(二) 矩条件：收入和消费方差协方差

我们假设 $\zeta_{i,t}$ 、 $\epsilon_{i,t}$ 、 $\xi_{i,t}$ 互不相关。正如 Hall and Mishkin (1982) 一样，可以对式(4)和式(5)施加协方差限制以识别感兴趣的参数。特别地，在面板数据中通过等式(4)可以推导出关于收入增长的协方差限制³：

$$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+k}) = \begin{cases} \sigma_{\zeta}^2 + \text{var}(\Delta v_t), & k=0 \\ \text{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+k}), & k \neq 0 \end{cases} \quad (6)$$

式(6)表明，收入不平等（在 $k=0$ 条件下获得）的变化可能因持久性冲击或暂时性冲击方差的增加而增加。式(6)中，协方差项 $\text{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+k})$ 取决于 v 的序列相关性。如果 v 是MA(q)序列相关过程，则 $\text{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+k})$ 在任何 $|k| > q+1$ 都为零。如果 v 是序列不相关的($v_{i,t} = \epsilon_{i,t}$)，那么 $\text{var}(\Delta v_t) = \text{var}(\epsilon_t) + \text{var}(\epsilon_{t-1})$ 。

通过等式(5)可以推导出对消费增长的限制如下：

$$\text{cov}(\Delta c_t, \Delta c_{t+k}) = \begin{cases} \varphi_t^2 \sigma_{\zeta}^2 + \psi_t^2 \sigma_{\epsilon}^2 + \sigma_{\xi}^2, & k=0 \\ 0, & k > 0 \end{cases} \quad (7)$$

式(7)表明，消费不平等($k=0$)的变化是由收入冲击的消费保险程度变化或收入冲击的方差变化引起的。消费不平等的增加可以由两个原因导致：对于给定方差时，收入冲击的消费保险程度下降（估计系数变大），或者给定消费保险程度时，收入冲击的方差增加。

最后，收入增长与消费增长在不同时滞下的协方差为：

³ 为了简洁起见，式(6)一式(12)省略了家庭的下标 i 。

$$\text{cov}(\Delta c_t, \Delta y_{t+k}) = \begin{cases} \varphi_t \sigma_\xi^2 + \psi_t \sigma_\varepsilon^2, & k=0 \\ \psi_t \text{cov}(\varepsilon_t, \Delta v_{t+k}), & k>0 \end{cases} \quad (8)$$

至此,理论上已实施约束矩条件式(6)、(7)、(8)(收入增长的方差协方差、消费增长的方差协方差、收入增长与消费增长的方差协方差)。实证分析的目的在于利用关于收入和消费增长的联合面板数据估计收入冲击分布特征(持久性冲击和暂时性冲击的方差)和消费增长特征(特别是消费保险参数),通过参数识别来揭示家庭收入不平等和消费不平等变化之间的内在联系。

(三) 参数识别

根据上文的分析,可以识别参数 σ_ξ^2 、 σ_ε^2 、 φ 、 ψ 。依据 Meghir and Pistaferri (2004)所述,可以证明通过式(9)一式(12)识别这些参数。

$$E(\Delta y_t (\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1})) = E((y_t - y_{t-1})(y_{t+1} - y_{t-2})) = \sigma_\xi^2, \quad (9)$$

$$E(\Delta y_{t+1} \Delta y_t) = E((y_{t+1} - y_t)(y_t - y_{t-1})) = -\sigma_\varepsilon^2, \quad (10)$$

$$\frac{E(\Delta c_t (\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1}))}{E(\Delta y_t (\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1}))} = \varphi, \quad (11)$$

$$\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})} = \psi. \quad (12)$$

具体而言,利用有关收入的面板数据,可以在不依靠消费数据的情况下确定持久性冲击的方差和暂时性冲击的方差,即通过式(9)、(10)来确定 σ_ξ^2 、 σ_ε^2 。可以发现,对式(9)的估计至少需要四期数据(从 $t-2$ 期到 $t+1$ 期),而对式(10)的估计至少需要三期数据(从 $t-1$ 期到 $t+1$ 期)。然后,利用式(11)识别持久性冲击的消费保险参数 φ ,即当前消费增长与当前收入增长之间的协方差 $E(\Delta c_t \Delta y_t)$ 剔除暂时性成分的影响后,反映了持久性冲击 $E(\Delta c_t (\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1})) = \varphi \sigma_\xi^2$,以此来识别参数 φ 。显然,这里有一个简单的IV解释: φ 是使用 $(\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1})$ 作为工具变量,通过 Δc_t 对 Δy_t 进行回归来确定的。同理,利用式(12)识别暂时性冲击的消费保险参数 ψ ,即通过暂时性成分相关的事实 $E(\Delta c_t \Delta y_{t+1}) = -\psi \sigma_\varepsilon^2$ 和 $E(\Delta y_{t+1} \Delta y_t) = -\sigma_\varepsilon^2$,利用收入和滞后消费识别 ψ 。与估计持久性冲击的保险参数一样,这里也有一个IV解释: ψ 是使用 Δy_{t+1} 作为工具变量,通过 Δc_t 对 Δy_t 进行回归来确定的。

最后,需要指出的是,受到数据的现实局限性,CFPS每两年进行一次调查,在没有进行调查的年份中,缺少了对暂时性冲击方差的估计,但即使存在样本调查时间缺口的情况下,对持久性冲击方差的估计也是有效的(Jappelli and Pistaferri, 2011)。可以说,选取连续年度、季度、月度等高频面板数据或者采用多个微观数据库配合的多期截面的实证框架进行考察是未来研究改进的方向。

四、收入不平等和消费不平等的特征事实分析

（一）数据来源、变量选取与描述性统计

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS）。我们借助 CFPS 2010、2012、2014、2016、2018 年共五轮调查，构建了家庭收入和消费的面板数据。

本文的收入是指家庭人均收入。CFPS 的家庭收入包括五个部分，分别为工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入。其中，转移性收入包括了政府补贴、离退休金、低保等政府补助。其他收入包括了亲友馈赠等。实际上，政府补助可以理解为正式的转移收入，而亲友馈赠等可以理解为非正式的转移收入。因此，本文将工资性收入、经营性收入、财产性收入之和称为所得收入，将转移性收入和其他收入之和称为转移收入，将五个部分的总和称为家庭收入。

本文的消费是指家庭人均消费。CFPS 整合了关于家庭消费的综合变量，包括食品、衣着、居住、家庭设备及日用品、医疗保健、交通通讯、文教娱乐和其他消费支出等八大类。其中，食品消费是最基本的非耐用品消费项目。

同时，还涉及个体和家庭层面的一些其他变量。个体层面变量有家庭户主（将家庭主事者/家庭财务熟悉人定义为家庭户主）的年龄、性别、婚姻状况以及受教育程度等人口统计特征。其中，对于婚姻状况，将在婚赋值为 1，其他赋值为 0。健康状况为二值变量，将健康和一般赋值为 1，比较不健康、不健康和非常不健康赋值为 0。受教育程度为类别变量，包括从未上过学、小学、初中、高中和大学及以上。家庭层面的变量有家庭人口结构，包括家庭规模、弱抚养比和强抚养比等。其中，弱抚养比定义为儿童数量（15 岁以下）除以成人数量，强抚养比定义为儿童和老年人（15 岁以下和 60 岁以上）的数量除以所有工作年龄成人（15 岁至 60 岁之间）的数量（Santaaulalia-Llopis and Zheng, 2018）。

我们通过匹配 2010—2018 年各年家庭、成人和少儿数据库，分别得到 13 055 个、11 693 个、12 802 个、13 241 个、12 421 个样本；然后，将五期数据纵向合并后得到 63 212 个样本；进一步剔除存在缺失的样本和收入、消费最高和最低 1% 的样本后，得到 53 551 个样本；最后，取平衡面板得到 14 560 个样本，共 2 912 户家庭。表 1 给出了样本特征的描述性统计。

表 1 样本特征：来自截面的描述性统计

	2010 年			2014 年			2018 年		
	总体	城镇	农村	总体	城镇	农村	总体	城镇	农村
年龄	44.87	44.73	44.96	46.76	46.36	47.07	49.97	49.65	50.23
性别									
男性	0.78	0.68	0.84	0.52	0.45	0.58	0.52	0.47	0.55
女性	0.22	0.32	0.16	0.48	0.55	0.42	0.48	0.53	0.45
受教育程度									
从未上过学	0.12	0.07	0.15	0.14	0.08	0.18	0.17	0.09	0.24
小学	0.23	0.14	0.30	0.22	0.15	0.28	0.24	0.17	0.29
初中	0.42	0.41	0.42	0.39	0.39	0.40	0.34	0.34	0.34
高中	0.17	0.25	0.12	0.18	0.25	0.12	0.17	0.25	0.11
大学及以上	0.06	0.13	0.01	0.07	0.13	0.02	0.08	0.15	0.02
家庭人口结构									
家庭规模	3.39	3.11	3.37	3.85	3.49	4.14	3.30	3.15	3.43
弱抚养比	0.31	0.26	0.34	0.25	0.21	0.29	0.24	0.20	0.28
强抚养比	0.47	0.38	0.52	0.47	0.40	0.53	0.51	0.46	0.55
样本量	2 912	1 144	1 768	2 912	1 262	1 650	2 912	1 323	1 589

2010—2018 年，平均而言，一半以上的家庭户主为男性，尤其是在农村地区。从户主受教育程度来看，小学和高中阶段变化并不明显，初中阶段的均值在下降，而大学及以上的均值有所上升。从城乡类别来看，城镇样本的数量在增加，农村样本的数量在减少，这反映了这一阶段我国城镇化进程的不断推进。从家庭结构看，城乡家庭规模均呈现出先增长后下降的趋势，而弱抚养比和强抚养比呈现出相反的趋势，弱抚养比从 2010 年的 0.31 下降到 2018 年的 0.24，强抚养比从 0.47 上升至 0.51，这反映出这段时期我国家庭子女数量减少和老龄化程度加剧的社会现象。

此外，即使收入分配没有变化，人口结构的变化也会影响家庭收入和消费。更重要的是，消费具有规模经济效应，家庭的消费不仅仅是简单的家庭成员个人消费之和。因此，在收入不平等和消费不平等趋势的研究中，为了控制家庭构成的变化，我们将收入和消费按成人等值规模 (adult equivalence scale) 进行校准，分别将家庭收入除以家庭中处于工作年龄的成年人的数量，将家庭消费除以 Krueger and Perri (2006) 中的成人等值规模：

$$KP = [(\# \text{ of adults age} \geq 15) + 0.7 \times (\# \text{ of children age} < 15)]^{0.7}.$$

(二) 收入不平等和消费不平等

文献中,不平等的度量方法通常有四种:基尼系数、对数方差、90分位数与50分位数之比、50分位数与10分位数之比。⁴如第三部分理论模型所示,收入和消费的方差协方差变化有助于识别持久性和暂时性冲击,故本文采用收入和消费的对数方差度量收入不平等和消费不平等。图1描绘了2010—2018年中国家庭收入不平等和消费不平等的演变趋势。

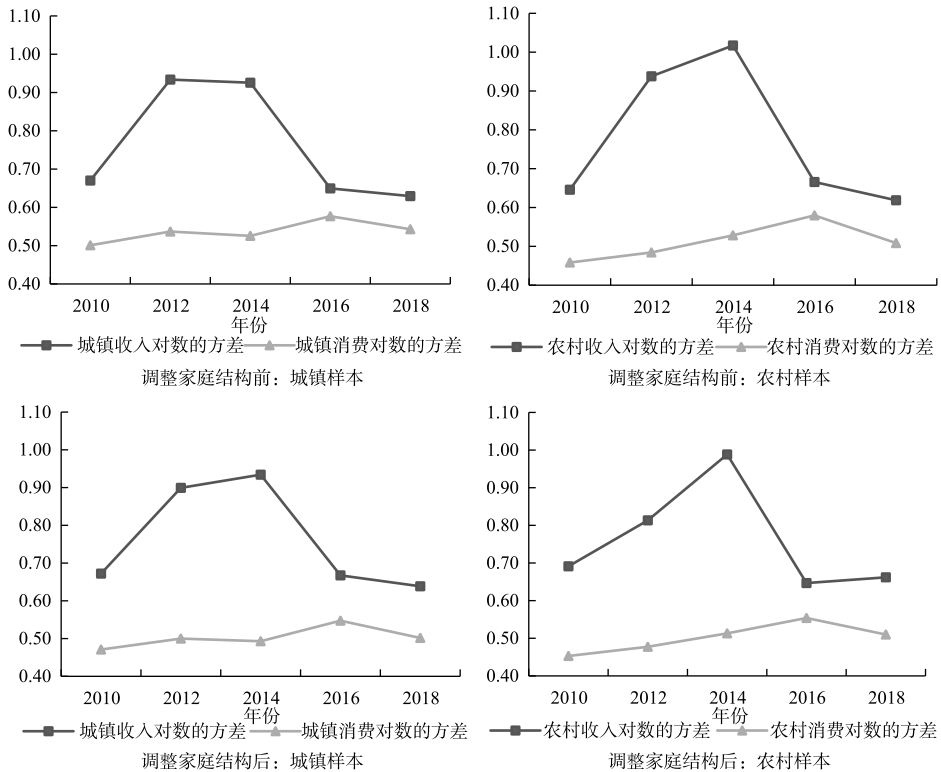


图1 收入不平等和消费不平等演变 (2010—2018)

无论是否根据成人等值规模进行调整,都可以发现两个明显的特征:第一个特征是收入不平等程度远高于消费不平等程度。第二个特征是收入不平等在样本前半部分急剧增加,而在后半部分则明显下降。相比之下,消费不平等也有所增加,但是消费不平等的变化比收入不平等的变化平稳得多。依据经济理论,相比收入,消费者会对其消费进行平滑。此外,消费者还可以通过购买保险以应对收入冲击。这都会使得消费不平等程度要低于收入不平等程度,而且消费不平等的波动也要小于收入不平等

⁴ 《动态经济学评论》(Review of Economic Dynamics) 2010年第13卷第1期是关于不平等的特刊。这一期的论文依据标准化方法探索了9个国家/地区的经济不平等的演变。

的波动。

具体来看,在调整家庭结构之前,样本期内,城镇样本的收入不平等从2010年的0.67上升到2014年的0.93,然后下降到2016年的0.65,之后趋于平稳。农村样本的收入不平等从2010年的0.65上升到2014年的1.02再下降到2018年的0.62,且2014年以后,农村样本收入不平等的下降幅度大于城镇样本。也就是说,收入不平等在经历了2010—2014年的增长后(万广华等,2018)⁵,出现明显的下降,之后趋于平稳,基本呈现倒U形。城镇样本的消费不平等从0.50增加到0.54,农村样本的消费不平等从0.46增加到0.51,均在平稳中有上升趋势。不难发现,收入不平等和消费不平等之间的演变趋势并不是同步的,尤其在2014年之后,二者表现出几乎相反的趋势。在调整家庭结构后,收入不平等和消费不平等的趋势与调整前基本一致。

(三) 残差(组内)收入和消费不平等

本节将收入不平等和消费不平等的变化分解为组间不平等和组内不平等的变化。组间不平等可归因于家庭可观察到的特征,其通常只能解释总体不平等的一小部分,仍然有相当大一部分的不平等不能通过组间不平等来解释。所以,学者们对于不平等的测度转向组内不平等。组内不平等使用回归残差来度量,故也称为残差不平等。它衡量了具有相同可观测特征样本的收入不平等和消费不平等情况。其中,包括因收入冲击而引起的不平等(Krueger and Perri, 2006, 徐舒和朱南苗, 2011)。本文研究的主要问题是,当受到收入冲击时,家庭能否将其消费与收入冲击隔离。如果家庭应对收入冲击的能力越强,那么残差收入不平等的增加就越不会导致残差消费不平等的增加。为了计算残差收入不平等和残差消费不平等,我们从成人等值收入和成人等值消费中剔除在户主开始工作之前持久的或预先确定的家庭特征的影响,拟合以下回归方程,得到残差:

$$\ln AEincome_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + y_t + \mu_{it}, \quad (13)$$

$$\ln AEconsumption_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + y_t + \mu_{it}, \quad (14)$$

其中, $\ln AEincome_{it}$ 和 $\ln AEconsumption_{it}$ 分别是成人等值收入和成人等值消费的对数。 X_{it} 表示可观测到的人口统计及家庭特征,如户主性别、年龄、年龄的平方、受教育程度、城乡类别以及性别与年份交互项、城乡与年份交互项、受教育程度与年份交互项、所在省份虚拟变量。 y_t 则通过年份虚拟变量进行控制。

图2报告了残差收入不平等和残差消费不平等的差异。其中,A组是城

⁵ 万广华等(2018)通过CFPS数据发现收入不平等在2010—2014年持续上升,与本文得到的结论是一致的。

镇和农村样本残差不平等的变化趋势。B 组是城镇和农村样本总体不平等和残差不平等变化的对比图。C 组是城镇和农村样本残差不平等占总体不平等的比值变化图，分别是残差收入方差与收入对数方差的比值，即方差比（收入）以及残差消费方差与消费对数方差的比值，即方差比（消费）的变化图。

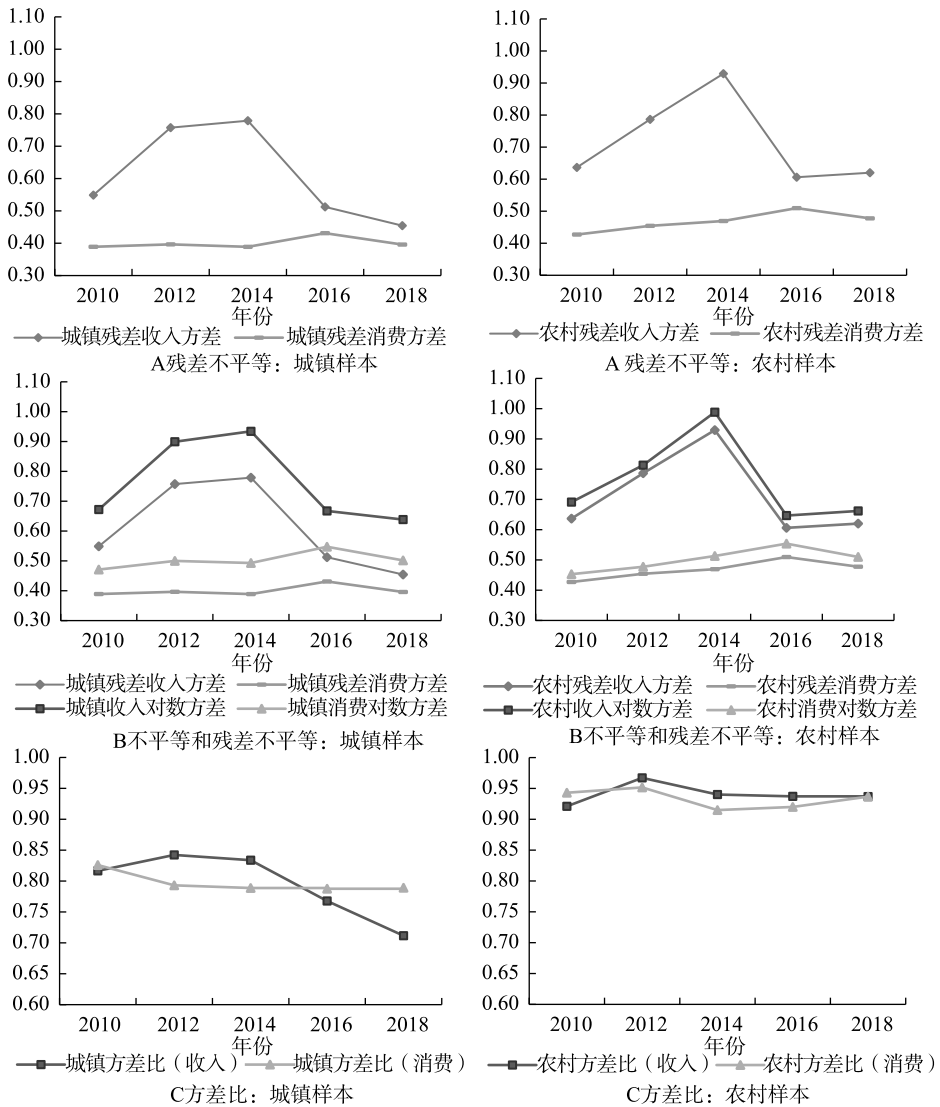


图 2 残差收入和消费不平等演变（2010—2018）

从图 2 可以得到以下三个主要的发现：第一，残差不平等经历了与总体不平等相似的过程。残差收入不平等在 2010—2014 年先上升，然后 2016 年明显下降，到 2018 年在平稳中有下降的趋势。残差收入不平等不断波动的事实表明，中国城镇和农村家庭都可能面临较大的收入冲击。残差消费不平等

程度也有所上升,但程度较小,这表明中国家庭拥有部分保险,因为他们可以平滑部分但不是所有的收入冲击。第二,消费不平等和收入不平等在很大程度上反映在残差不平等中。其中,城镇样本的残差不平等占其总体不平等的80%左右,而农村样本的残差不平等占其总体不平等的90%以上,这表明很大比例的不平等变化不能由可观测因素来解释。第三,在城镇样本中,残差收入不平等占总体收入不平等的比值趋于下降,从2010年的0.82下降到2018年的0.71,表明就城镇样本而言,可观测到的个体特征对收入不平等的解释力在不断扩大。尽管如此,仍然有超过2/3的收入不平等无法由可观测到的特征来解释,这反映出不可观测的异质性能力与收入冲击对收入不平等的巨大影响(徐舒和朱南苗,2011)。

尽管图1和图2基于两个不同的角度讨论了收入不平等和消费不平等的演变趋势,但是这些总体趋势还不能帮助我们定量地解释为什么会呈现出这样的特征。为了更深入地研究造成不平等变化的原因以及收入不平等和消费不平等之间演变趋势的不同步,我们将利用第三部分提供的分析框架,通过量化测试来揭示其背后的机制。

五、实证结果与分析

(一) 收入与消费的协方差

要实现收入冲击的分解,首先要分离出收入与消费的随机变化因素。我们通过成人等值收入和成人等值消费对可观测影响因素的回归来剔除这些因素的影响,即前文估计式(13)和式(14)得到回归的残差,记为 $c_{i,t}$ 和 $y_{i,t}$ 。然后,计算 Δc 和 Δy 的方差和协方差,包括方差 $\text{var}(\Delta y_t)$ 、 $\text{var}(\Delta c_t)$,一阶自协方差 $\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta y_t)$ 、 $\text{cov}(\Delta c_{t+1}, \Delta c_t)$,二阶自协方差 $\text{cov}(\Delta y_{t+2}, \Delta y_t)$ 、 $\text{cov}(\Delta c_{t+2}, \Delta c_t)$,收入与消费的协方差 $\text{cov}(\Delta y_t, \Delta c_t)$ 、 $\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta c_t)$ 、 $\text{cov}(\Delta y_t, \Delta c_{t+1})$ 。表2给出了结果。

表2 收入增长与消费增长的方差协方差

A: 收入增长的自协方差						
年份	城镇			农村		
	$\text{var}(\Delta y_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta y_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+2}, \Delta y_t)$	$\text{var}(\Delta y_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta y_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+2}, \Delta y_t)$
2012	0.9598	-0.5136	-0.0730	1.1399	-0.5896	-0.0599
2014	1.0341	-0.4712	0.0082	1.2915	-0.6461	0.0136
2016	0.8683	-0.2819	NA	1.0833	-0.3272	NA
2018	0.5873	NA	NA	0.7751	NA	NA

(续表)

B: 消费增长的自协方差						
年份	城镇			农村		
	$\text{var}(\Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta c_{t+1}, \Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta c_{t+2}, \Delta c_t)$	$\text{var}(\Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta c_{t+1}, \Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta c_{t+2}, \Delta c_t)$
2012	0.5543	-0.2538	-0.0068	0.7109	-0.3273	-0.0049
2014	0.5146	-0.2043	-0.0038	0.7020	-0.2968	-0.0302
2016	0.4706	-0.2464	NA	0.6637	-0.3259	NA
2018	0.5200	NA	NA	0.7055	NA	NA

C: 收入消费增长的协方差						
年份	城镇			农村		
	$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta c_{t+1})$	$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta c_{t+1})$
2012	0.0936	0.0104	-0.0048	0.1101	0.0118	-0.0252
2014	0.1020	-0.0733	-0.0582	0.0723	-0.0370	-0.0562
2016	0.1440	-0.0968	-0.0485	0.1167	-0.0709	-0.0682
2018	0.1602	NA	NA	0.1683	NA	NA

表2的A部分分别报告了城镇和农村样本不可观测的收入增长的方差、一阶自协方差、二阶自协方差。可以发现,样本期内,城镇样本收入增长的方差呈现先增长后下降趋势,一阶自协方差的绝对值一直在下降,二阶自协方差很小接近于零。农村样本收入增长的方差和一阶自协方差的绝对值均先增长后下降,二阶自协方差很小接近于零。这与我们设定的收入过程基本是一致的。

表2的B部分显示,样本期内,城镇和农村样本消费增长的方差基本在平稳中表现为先下降后上升。而C部分考察了在各种滞后情况下,不可观测的收入和消费增长之间的关系。如果消费中的测量误差与收入中的测量误差是正交的,那么同期协方差应该是关于收入冲击对消费增长影响的信息。在样本期内,同期协方差呈现增长趋势。由式(8)知,当前消费增长和提前一个时期收入增长之间的协方差 $\text{cov}(\Delta c_t, \Delta y_{t+1})$ 应反映与暂时性冲击有关的保险程度(即如果暂时性冲击完全保险,则 $\text{cov}(\Delta c_t, \Delta y_{t+1})=0$)。当前消费增长和滞后收入增长之间的协方差 $\text{cov}(\Delta c_{t+1}, \Delta y_t)$ 在存在流动性约束的模型中可能很重要(Deaton, 1992)。

(二) 参数估计结果

本文重点关注的是参数 σ_{ξ}^2 、 σ_{ε}^2 、 φ 和 ψ , 以及这些参数随时间的变化情况

和在不同群体之间的差异。我们基于矩条件式 (9) 一式 (12) 进行估计。结果如表 3 所示。

表 3 参数估计结果

	总体	城镇	农村	大学及以上	大学以下	50 岁及以上	50 岁以下
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
持久性冲击方差 σ_{ε}^2							
2014 年	0.0511**	0.0397	0.0598**	0.0741	0.0495**	0.1004***	0.0209
	(0.020)	(0.028)	(0.028)	(0.049)	(0.021)	(0.034)	(0.025)
2016 年	0.1102***	0.1186***	0.1034***	0.0653*	0.1136***	0.1262***	0.0963***
	(0.022)	(0.031)	(0.030)	(0.035)	(0.023)	(0.035)	(0.028)
暂时性冲击方差 σ_{ε}^2							
2012 年	0.5582***	0.5130***	0.5892***	0.4342***	0.5659***	0.5222***	0.5733***
	(0.030)	(0.046)	(0.040)	(0.093)	(0.032)	(0.054)	(0.036)
2014 年	0.5699***	0.4708***	0.6457***	0.2633***	0.5916***	0.5823***	0.5624***
	(0.030)	(0.045)	(0.041)	(0.057)	(0.032)	(0.051)	(0.038)
2016 年	0.3069***	0.2817***	0.3271***	0.0858***	0.3239***	0.3437***	0.2751***
	(0.021)	(0.029)	(0.031)	(0.031)	(0.023)	(0.035)	(0.026)
保险系数 φ							
2010—2018 年	0.1282***	0.1609**	0.1028*	0.1503	0.1184***	0.1822**	0.1299**
	(0.042)	(0.065)	(0.055)	(0.194)	(0.044)	(0.083)	(0.053)
保险系数 ψ							
2010—2018 年	0.0909***	0.1240***	0.0636***	0.0429	0.0884***	0.0969***	0.0937***
	(0.018)	(0.029)	(0.024)	(0.092)	(0.019)	(0.033)	(0.024)

注：括号内为标准误。

表 3 给出了四组结果，分别为全样本、城乡、不同受教育程度以及不同年龄梯队的估计结果。首先来分析保险系数的估计结果。其中，第 (1) 列是针对全样本的基准结果。在全样本中，持久性冲击的保险系数 φ 的估计为 0.1282，且在 1% 的水平上显著，意味着 10% 的持久性收入冲击会导致约 1.3% 的消费变化。暂时性冲击的保险系数 ψ 的估计为 0.0909，且在 1% 的水平上显著，意味着 10% 的暂时性收入冲击会导致约 0.9% 的消费变化。也就是说，家庭能够保险大约 87% 的持久性冲击和 90% 的暂时性冲击。这为部分保险提供了有力的证据。

第(2)、(3)列是分城镇和农村样本的估计结果。可以发现,保险系数估计值存在差异,无论持久性冲击的保险系数还是暂时性冲击的保险系数,农村样本的估计值均小于城镇样本,即农村样本应对收入冲击的保险能力更强。换言之,农村家庭获得了更大程度的消费保险。这与 Wongmonta (2019)、Kubota (2021) 分别对泰国和日本消费保险的研究结果是一致的。

第(4)、(5)列是根据受教育程度分别估计的结果。可以看出,接受大学及以上教育的群体收入冲击的保险系数是不显著的,即他们应对收入冲击实现了完全保险,而接受大学以下教育的群体的保险系数显著为正,即他们应对收入冲击仅仅实现了部分保险。也就是说,越高的受教育程度越能为收入冲击提供更大程度的保险。

最后,第(6)、(7)列是根据出生梯队分别估计参数。与50岁及以上中老年梯队相比,50岁以下中青年梯队的收入冲击得到了更大程度的消费保险,尤其表现在持久性冲击的保险程度。可能原因是,中青年群体可以通过多种渠道应对收入冲击,中老年群体更多地依靠养老金、子女馈赠等方式应对收入冲击,其消费保险程度较低。这也意味着,进一步完善社会保障制度可能提高中老年群体应对收入冲击的能力。

接下来,分析收入冲击的方差。总体而言,暂时性冲击的方差大于持久性冲击的方差。持久性冲击的方差在2014年后保持增长,而暂时性冲击的方差先增长后减少。前文第四部分的分析表明,样本期内,收入不平等和消费不平等之间的演变趋势并不是同步的,尤其在2014年之后,收入不平等大幅下降,使得二者表现出相反的趋势。Blundell and Preston (1998) 的研究认为,消费不平等更受到持久性冲击的影响,而收入不平等则更受到暂时性冲击的影响。徐舒和朱南苗(2011)的研究也表明,残差收入不平等的主要决定因素是暂时性收入冲击。因此,我们认为,收入不平等和消费不平等之间演变趋势的不同步可以通过这一时期收入冲击持续性的变化来解释,特别是暂时性收入冲击的方差在2014年后的明显下降(而2014—2016年持久性收入冲击的方差有所增长)。其中,农村样本的暂时性冲击的方差在2014年后下降的更为明显(这与图1和图2的结论是吻合的)。暂时性收入冲击的方差在2014年后的明显下降可能导致收入不平等的明显降低,从而引起收入不平等和消费不平等演变趋势的不同步。

(三) 进一步讨论: 保险机制分析

通常来讲,家庭应对风险的策略包括:通过储蓄等自我保险,正式的保险合同以及基于群体风险分担的消费保险机制以隔离某一时间点上家庭受到收入冲击的影响。实践中,家庭可能更倾向于多种应对策略的结合。本文分别考察转移支付、耐用品、家庭资产在收入冲击对消费传导中所起的作用。这里我们只关注两个保险参数 φ 和 ψ 。估计结果如表4所示。

表 4 保险机制分析

	基准结果	所得收入	收入 1	收入 2	非耐用品消费	高资产水平	低资产水平
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
保险系数 φ	0.1282*** (0.042)	0.0164 (0.012)	0.0136 (0.013)	0.0263 (0.016)	0.1058* (0.060)	0.1751 (0.111)	0.1019** (0.050)
保险系数 ψ	0.0909*** (0.018)	0.0068 (0.007)	0.0060 (0.008)	0.0190* (0.010)	0.0840*** (0.032)	0.1669*** (0.046)	0.0683*** (0.021)

注：括号内为标准误。

首先考察转移支付的作用，用前文提到的另一种收入衡量标准（所得收入）重新估计了模型。表 4 的第 (2) 列中持久性冲击的保险系数 φ 和暂时性冲击的保险系数 ψ 均明显下降，且变得不再显著。这表明转移支付在为收入冲击提供保险方面起到了重要作用。

进一步地，依据前文将转移收入分类为正式的转移收入（如政府补贴等）和非正式的转移收入（如亲友馈赠等），从家庭收入中分别剔除正式的转移收入（收入 1）和非正式的转移收入（收入 2）重新估计模型，分析到底哪种转移支付的保险作用更大？结果分别报告在表 4 的第 (3)、(4) 列。相比基准结果，保险系数 φ 和 ψ 均明显下降，且第 (3) 列的系数变得不再显著，而第 (4) 列的保险系数 ψ 仍显著。这表明正式转移支付比非正式转移支付的消费保险作用更大。

除了转移支付外，耐用品交易的时机也有可能成为应对收入冲击的某种形式的保险。Browning and Crossley (2009) 研究表明，在进入信贷市场的成本很小（或耐用品市场的交易成本很小）的情况下，面临收入冲击时，家庭可以使用未完全抵押的耐用品来平滑非耐用品消费。这意味着，如果在度量消费时，包括了耐用品消费，就应该找到更少的保险证据。也就是说，保险系数的估计值会上升。表 4 的第 (5) 列仅使用了食品消费作为非耐用品消费的指标，估计结果显示，以非耐用品消费度量的保险系数均小于以家庭消费度量的保险系数。这在一定程度上证实了耐用品交易作为一种保险机制，在应对收入冲击时可以用来平滑消费。

最后，本文考察家庭资产的作用。若家庭资产高于样本的平均值，就将其视为高资产家庭。反之，视为低资产家庭。我们估计了高资产和低资产家庭的消费保险程度。结果如表 4 的第 (6)、(7) 列所示。可以发现，高资产家庭的持久性冲击的保险系数并不显著，而低资产家庭的持久性冲击的保险系数显著为正。这意味着高资产家庭在面临持久性冲击时实现了完全保险，而低资产家庭仅实现了部分保险。可见，家庭积累的资产可以用来抵御持久性冲击进而平滑消费。暂时性冲击的结果表明，高资产家庭和低资产家庭的保险系数均显著为正，意味着他们实现了部分保险。

六、结论与政策建议

本文采用CFPS五期面板数据，通过分析持久性收入冲击和暂时性收入冲击的持续程度和消费保险程度来揭示中国家庭收入不平等和消费不平等之间的联系。研究发现：

第一，样本期内，收入不平等程度远高于消费不平等程度。收入不平等和消费不平等在很大程度上反映在残差不平等中。城镇样本的残差不平等占其总体不平等的80%左右，农村样本的残差不平等占其总体不平等的90%以上。在样本期前半部分（2010—2014）收入不平等急剧增加，在样本期后半部分（2016—2018）则有所下降。相比之下，消费不平等也有所增加，但是消费不平等的变化比收入不平等的变化要平稳得多。

第二，在全样本中，持久性冲击和暂时性冲击存在部分保险。特别是，10%的持久性收入冲击会带来1.3%的消费变化，而10%的暂时性收入冲击会带来0.9%的消费变化。异质性分析发现，无论持久性冲击还是暂时性冲击，农村家庭都比城镇家庭有更大程度的消费保险。受教育程度更高的群体有更大程度的消费保险。相比年轻群体，老年群体对持久性冲击有更小程度的消费保险。

第三，收入不平等和消费不平等变化趋势的不同步可以解释为：一方面，收入不平等的变化更容易受到暂时性冲击的影响，而消费不平等更容易受到持久性冲击的影响。在样本期内，暂时性冲击的方差大于持久性冲击的方差，且暂时性冲击的方差先增长后减少，持久性冲击的方差保持平稳增长。另一方面，家庭对持久性冲击和暂时性冲击存在部分保险。因此，收入不平等的变化并没有一一转化为消费不平等的变化。简言之，收入不平等和消费不平等之间演变趋势的不同步可以通过这一时期收入冲击持续性变化和消费保险程度来解释。

第四，转移支付、耐用品交易以及家庭资产是可能的保险机制。当仅使用所得收入作为收入的衡量指标时，我们发现转移支付对收入冲击起到重要的保险作用。当使用非耐用品消费衡量消费时，发现收入冲击的更大程度的消费保险，即耐用品交易可能是家庭的另一种保险机制。当面临持久性冲击时，高资产家庭比低资产家庭具有更大程度的消费保险。

据此，本文提出如下政策建议：

第一，要逐步调整和优化收入分配格局。一方面，要继续提高国民收入初次分配中劳动份额所占比重，促使中等收入群体加快扩张。另一方面，进一步缩小收入分配差距。这有赖于居民收入结构的变化。增加家庭非劳动收入，多渠道增加城乡居民财产性收入，逐步降低收入不平等和消费不平等，缩小居民生活水平差距，让改革发展成果更多更公平地惠及全体人民。第二，

保证劳动力市场稳定发展,坚持把稳就业摆在更加突出的位置,促进劳动者多渠道就业创业,从而减少居民面临的暂时性收入冲击。同时,促使城乡劳动力接受更高阶段的教育,以提高他们应对收入冲击的能力。第三,要注重加强社会保障(如政府补贴、离退休金等)提升消费保险的能力。相关部门也应引导商业保险机构加大产品创新力度,开发有针对性的保险产品,更好地发挥保险产品在分散风险平滑居民收入冲击中的作用。第四,进一步完善资本市场的发展,降低全社会交易成本,丰富家庭资产的种类、优化家庭资产的配置以提升家庭应对收入冲击的能力。

参 考 文 献

- [1] Arellano, M., R. Blundell, and S. Bonhomme, "Earnings and Consumption Dynamics: A Nonlinear Panel Data Framework", *Econometrica*, 2017, 85 (3), 693-734.
- [2] Arellano, M., R. Blundell, and S. Bonhomme, "Nonlinear Persistence and Partial Insurance: Income and Consumption Dynamics in the PSID", *AEA Papers and Proceedings*, 2018, 108, 281-286.
- [3] Blundell, R., and I. Preston, "Consumption Inequality and Income Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (2), 603-640.
- [4] Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston, "Consumption Inequality and Partial Insurance", *American Economic Review*, 2008, 98 (5), 1887-1921.
- [5] Browning, M., and T. F. Crossley, "Shocks, Stocks, and Socks: Smoothing Consumption Over a Temporary Income Loss", *Journal of the European Economic Association*, 2009, 7 (6), 1169-1192.
- [6] Campbell, J., and A. Deaton, "Why Is Consumption So Smooth", *Review of Economic Studies*, 1989, 56 (3), 357-374.
- [7] 陈纯槿、李实, "城镇劳动力市场结构变迁与收入不平等: 1989—2009", 《管理世界》, 2013年第1期, 第45—55页。
- [8] 陈玉宇、行伟波, "消费平滑、风险分担与完全保险——基于城镇家庭收支调查的实证研究", 《经济学》(季刊), 2006年第6卷第1期, 第253—272页。
- [9] 陈志刚、吕冰洋, "中国城镇居民收入和消费不平等的构成及其关系", 《经济理论与经济管理》, 2016年第12期, 第32—45页。
- [10] Cochrane, J. H., "A Simple Test of Consumption Insurance", *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (5), 957-976.
- [11] Deaton, A., *Understanding Consumption*. London: Oxford University Press, 1992.
- [12] Deaton, A., and C. Paxson, "Intertemporal Choice and Inequality", *Journal of Political Economy*, 1994, 102 (3), 437-467.
- [13] 甘犁、徐立新、姚洋, "村庄治理、融资和消费保险: 来自8省49村的经验证据", 《中国农村观察》, 2007年第2期, 第2—13页。
- [14] 甘犁、赵乃宝、孙永智, "收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率", 《经济研究》, 2018年第12期, 第34—50页。
- [15] Guvenen, F., and A. A. Smith, "Inferring Labor Income Risk and Partial Insurance from Economic Choices", *Econometrica*, 2014, 82 (6), 2085-2129.

- [16] Hall, R. E., and F. S. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households", *Econometrica*, 1982, 50 (2), 461-481.
- [17] Hayashi, F., J. Altonji, and L. Kotlikoff, "Risk-sharing between and within Families", *Econometrica*, 1996, 64 (2), 261-294.
- [18] Jappelli, T., and L. Pistaferri, "Financial Integration and Consumption Smoothing", *Economic Journal*, 2011, 121 (553), 678-706.
- [19] Kaplan, G., "Inequality, Heterogeneity, and Consumption in the Journal of Political Economy", *Journal of Political Economy*, 2017, 125 (6), 1767-1774.
- [20] Kaplan, G., and G. L. Violante, "How Much Consumption Insurance Beyond Self-insurance?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2 (4), 53-87.
- [21] Kanbur, R., Y. Wang, and X. Zhang, "The Great Chinese Inequality Turnaround", *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49 (2), 467-482.
- [22] 寇恩惠、侯和宏, "消费平滑、收入波动和局部保险——基于农村居民数据的分析", 《财贸经济》, 2015年第9期, 第33—45页。
- [23] Krueger, D., and F. Perri, "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory", *Review of Economic Studies*, 2006, 73 (1), 163-193.
- [24] Kubota, K., "Partial Insurance in Japan", *The Japanese Economic Review*, 2021, 72 (2), 299-328.
- [25] 罗楚亮, "预防性动机与消费风险分散——农村居民消费行为的经验分析", 《中国农村经济》, 2006年第4期, 第12—19页。
- [26] Mace, B. J., "Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty", *Journal of Political Economy*, 1991, 99 (5), 928-956.
- [27] Meghir, C., and L. Pistaferri, "Income Variance Dynamics and Heterogeneity", *Econometrica*, 2004, 72 (1), 1-32.
- [28] Santaaulalia-Llopis, R., and Y. Zheng, "The Price of Growth: Consumption Insurance in China 1989-2009", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2018, 10 (4), 1-35.
- [29] 宋泽、刘子兰、邹红, "空间价格差异与消费不平等", 《经济学》(季刊), 2020年第19卷第2期, 第591—616页。
- [30] Stoltenberg, C. A., and S. Singh, "Consumption Insurance with Advance Information", *Quantitative Economics*, 2020, 11 (2), 671-711.
- [31] 万广华、吴婷、张琰, "中国收入不均等的下降及其成因解析", 《劳动经济研究》, 2018年第3期, 第22—53页。
- [32] 王韶、徐舒、杨汝岱, "消费保险视角下农村扶贫政策的福利效应分析", 《中国工业经济》, 2021年第2期, 第61—79页。
- [33] 王稳、张运智, "基于部分保险假说的居民风险分担能力实证研究", 《保险研究》, 2017年第3期, 第56—70页。
- [34] Wongmonta, S., "Consumption Insurance and Household Vulnerability: Evidence from Thailand", *Southeast Asian Journal of Economics*, 2019, 7 (1), 93-122.
- [35] 徐舒、朱南苗, "异质性要素回报、随机冲击与残差收入不平等", 《经济研究》, 2011年第8期, 第92—105页。
- [36] 杨继东, "中国消费不平等演变趋势及其原因", 《财贸经济》, 2013年第4期, 第111—120页。
- [37] 杨继生、邹建文, "居民消费平滑及其结构异质性——基于生命周期模型的分析", 《经济研究》, 2020年第11期, 第121—137页。
- [38] 臧旭恒、张欣, "中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析", 《经济研究》, 2018年第3期, 第

21—34 页。

- [39] 赵达、谭之博、张军，“中国城镇地区消费不平等演变趋势——新视角与新证据”，《财贸经济》，2017 年第 6 期，第 115—129 页。
- [40] 邹红、李奥蕾、喻开志，“消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较”，《经济学》（季刊），2013 年第 12 卷第 4 期，第 1231—1254 页。

Household Income Inequality and Consumption Inequality in China —Based on the Perspective of Income Shocks and Consumption Insurance

YAO Jian

(Shandong University)

ZANG Xuheng*

(Shandong Normal University, Shandong University)

Abstract The internal connection between household income inequality and consumption inequality in China is examined, using CFPS 2010-2018. The study shows: First, income inequality presents an inverted U-shaped trend, while consumption inequality has an upward trend. Second, household has partial insurance against permanent shocks and transitory shocks. Third, the inconsistency in the trends between income inequality and consumption inequality can be explained by the persistence of income shocks and the degree of consumption insurance. Further analysis shows that transfers, durable goods transactions and household assets play an important insurance role in income shocks.

Keywords income inequality, consumption inequality, partial insurance

JEL Classification D12, D31, E21

* Corresponding Author: Zang Xuheng, No.1 University Road, Science Park, Changqing District, Jinan, Shandong 250358, China; Tel: 86-531-88363616; E-mail: xhzang@sdu.edu.cn.