

高阶收入风险、收入流动与不平等

邹建文 杨继生*

摘要：本文论证了高阶收入风险的存在及其异质性，并研究了高阶收入风险对收入流动和不平等的影响。本文研究发现优化收入冲击结构、消除高阶收入风险能够提高收入流动性、降低低收入群体收入停滞的风险，并且能够降低消费不平等和财富不平等。因此，政府一是需要保就业、降低劳动力市场摩擦，防范劳动者受到失业等极端收入冲击的影响，二是需要进一步完善职业培训体系、职业晋升体系，降低劳动者在工作阶梯下滑的风险。

关键词：高阶收入风险；收入流动；不平等

DOI：10.13821/j.cnki.ceq.2024.01.03

一、引言

伴随着经济的高速发展，中国的不平等也在迅速扩大，一方面，前 10% 高收入群体收入占比从 1978 年的 27% 升到 2015 年的 41%，底层 50% 收入群体收入占比则从 1978 年的 27% 下滑到 2015 年的 15% (Piketty et al., 2019)。另一方面，中国收入流动性一直在下降，朱诗娥等 (2018) 基于农村固定观察点数据研究了中国农村居民的收入流动问题，发现 1986—2017 年，中国农村居民收入流动性一直在下降。在促进共同富裕的背景下，优化收入分配结构、促进收入流动显得愈发重要。

然而现有的对中国收入流动和不平等的研究主要是描述性的，从理论上去刻画不平等的还较少，从理论上去刻画收入流动的更是几乎没有。其中 Ding et al. (2018) 建立了一个理论，解释了为何经济转轨会导致不平等的上升。陈彦斌等 (2009)、陈彦斌和邱哲圣 (2011)、陈彦斌等 (2013) 基于 Bewley 模型分别研究了灾难风险、高房价和通货膨胀对中国居民财产不平等的影响。^①

在文献上，基于永久性收入冲击-暂时性收入冲击模型去研究收入动态演变一直是主流的做法。通常设定收入残差由永久性收入冲击和暂时性收入冲击组成，一般会假设永久性收入冲击和暂时性收入冲击服从正态分布 (Meghir and Pistaferri, 2004; Blundell et al., 2008; 徐舒, 2010; 徐舒和朱南苗, 2011)。但是这种假设存在很强的约束，正态分布假设意味着只存在二阶方差意义上的风险，不存在高阶收入风险，事实上

* 邹建文，中南财经政法大学收入分配与现代财政学科创新引智基地、财政税务学院；杨继生，华中科技大学经济学院。通信作者及地址：邹建文，湖北省武汉市东湖新技术开发区南湖大道 182 号中南财经政法大学南湖校区文沁楼，430073；电话：13125011285；E-mail: zoujianwen@zuel.edu.cn。本文受国家自然科学基金青年项目 (72303248)、教育部人文社会科学研究青年基金项目 (22YJC790196)、中国博士后科学基金面上项目 (2022M713504) 和中央高校基本科研业务费 (2722022BQ062) 的资助，作者感谢匿名审稿专家的建设性意见。文责自负。

① 其他的对中国不平等问题理论研究还有欧阳葵和王国成 (2014)、杨娟等 (2015)。

忽略收入冲击的高阶矩特征会难以拟合收入冲击的分布（见图 1），在研究不平等和收入流动问题时可能会造成很大的偏误。当关注不平等、收入流动等问题时，我们需要对收入冲击的分布形态有完整的认识，而不是仅仅了解收入冲击的方差。

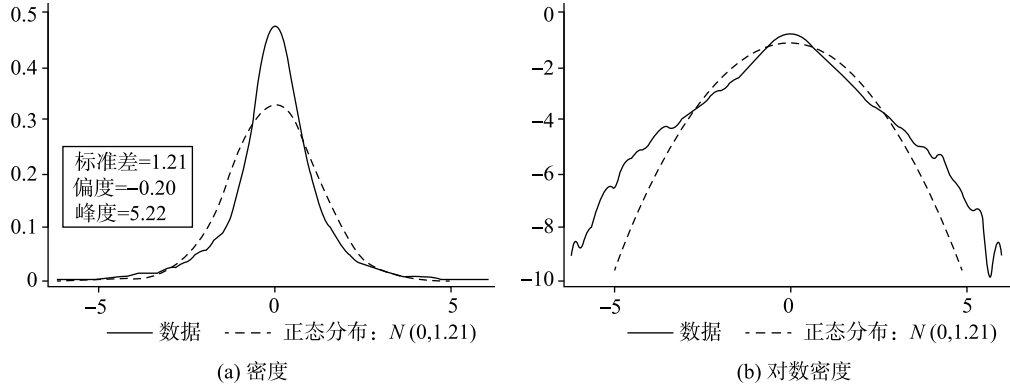


图 1 收入冲击的分布

注：作者根据中国家庭追踪调查 2010—2018 年的面板数据计算。

为何我们要研究高阶收入风险？因为高阶收入风险会影响社会福利、影响不平等（Güvenen et al., 2016；De Nardi et al., 2020），会影响最优税率、影响社会保障体系的设计（Golosov et al., 2016），以及资产定价（Constantinides and Ghosh, 2017）。此外，收入冲击的尖峰厚尾性质会影响居民的资产配置，从而影响货币政策的效果（Kaplan et al., 2018），在 HANK 模型中，这是一个核心要素。收入冲击的偏度能很好地刻画经济周期（Güvenen et al., 2014；McKay, 2017；Salgado et al., 2020），并且收入冲击的高阶特征与劳动力市场密切相关（Lise, 2013；Hubmer, 2018）。

Güvenen et al. (2021) 使用私密的社会保障局税收数据（称为“W2 数据”）证明了收入动态是非正态的，有着负向的偏度和更高的峰度。De Nardi et al. (2020) 使用 PSID（Panel Study of Income Dynamics）数据发现了类似的事实，虽然相比 W2 数据不太精确。这些经验性证据引起了众多学者的关注，很多学者开始意识到除了方差意义上的收入风险，高阶收入风险也会对不平等、社会保障等问题产生重要的影响。

在现有研究高阶收入风险的文献的基础上，本文进一步做出了以下贡献：一是我们基于微观数据描述了中国居民的收入动态的典型化事实，证明了中国居民也同样面临着高阶收入风险，这补充了现有对高阶收入风险的经验性研究，为高阶收入风险的存在提供了来自中国的经验性证据。进一步地，我们还研究了收入冲击在收入、城乡、受教育程度上的异质性。二是我们建立了一般化的收入动态模型以刻画收入动态和收入流动，尤其是，我们建立了收入冲击和收入流动之间的联系，研究了优化收入冲击结构、消除高阶收入风险对收入流动的影响，这是以往文献没有的。三是我们基于生命周期模型，研究了优化收入冲击结构、消除高阶收入风险对中国居民消费不平等和财富不平等的影响。

国内关于收入冲击的研究不多，现有的少数研究也都是传统的收入冲击研究，都是假设收入冲击服从正态分布，从而对收入冲击进行分解或进一步研究不同收入冲击的影响，比如徐舒（2010）对居民收入进行分解和估计，徐舒和朱南苗（2011）分解出了劳

动者不可观测的异质能力、随机收入冲击及其相对应的价格效应对中国劳动者残差收入不平等的影响,王韶等(2021)测算了家庭对不同收入冲击的保险能力。不同于国内现有文献,本文研究的是非正态分布下的收入冲击。

本文推进了现有对中国收入流动与不平等的理论和经验研究,加深了对中国收入流动与不平等的理解。在政策上,我们研究了优化收入冲击结构、消除高阶收入风险对收入流动和不平等的影响,指出了收入冲击结构优化的重要政策意义。

论文其余部分结构如下:第二部分是数据描述;第三部分描述收入动态的经验性事实;第四部分估计收入动态模型及研究优化收入冲击结构、消除高阶收入风险对收入流动的影响;第五部分基于生命周期模型进一步研究收入冲击结构优化对不平等的影响;最后是研究的结论。

二、数据与描述性统计

本文使用的数据是来自北京大学中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)2010年、2012年、2014年、2016年、2018年五期的面板数据,CFPS数据提供了对中国家庭的追踪调查,非常适合研究中国居民的动态行为。

在选取样本点时,我们做了如下处理:(1)剔除收入和消费在1%以下和99%以上的样本^①;(2)只保留户主年龄在25—60岁的样本。

样本数据中最关键的变量是收入和消费,这里的收入为调整后的家庭纯收入,并且都是以2010年为基期的可比收入。消费为家庭居民消费性支出,使用CPI进行平减。流动资产包括存款、股票、基金、别人欠自己家的钱。

表1对CFPS数据作了统计性描述,为了得到全国层面的代表性样本的总体特征,在做描述性统计时使用了抽样权重进行调整,其中健康为户主的主观健康状况。^②为了进行对比,我们也报告了未加权的描述性统计结果^③,可以发现,CFPS数据在抽样时有很好的全国代表性,未加权的结果和加权的结果很接近,虽然CFPS数据对于农村居民会有更大的抽样权重。我们也进行了城乡对比,可以发现中国农村居民和城镇居民在收入、消费、资产、受教育程度、家庭规模等方面都存在明显的差异。

表1 主要变量描述性统计

变量	全样本		全样本(未加权)		农村		城镇	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
收入	43 630	40 531	44 167	40 908	36 384	34 063	52 603	45 750
消费	34 803	31 710	35 333	31 986	30 229	28 969	40 866	34 114

^① 收入冲击的偏度和峰度容易受到极端值的影响,在数据处理中,为了避免极端值的影响,我们剔除了收入和消费在1%以下和99%以上的样本。为了检验极端值对本文结果的影响,我们也使用不删除极端值的样本作为稳健性检验,结果不受影响。

^② 在CFPS中,受教育程度等级为1—8,分别代表:未上学、小学、初中、高中、专科、本科、硕士、博士。性别取值0和1,0代表女性,1代表男性。健康状况具体问题为“您觉得您自己的健康状况怎么样?1.很好,2.好,3.一般,4.不好,5.很不好”,当选择为1或2时,我们令主观健康状况哑变量取值为1。

^③ 加权和未加权的样本量不同是因为不是所有居民都有权重数据。

(续表)

变量	全样本		全样本 (未加权)		农村		城镇	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
流动资产	66 073	165 446	69 180	171 267	41 249	102 330	99 457	219 127
家庭规模	3.967	1.661	3.868	1.606	4.160	1.698	3.551	1.433
健康	0.489	0.500	0.487	0.500	0.480	0.500	0.495	0.500
受教育程度	2.696	1.204	2.772	1.220	2.371	1.000	3.206	1.287
年龄	47.32	8.021	47.18	8.062	47.44	7.909	46.91	8.216
性别	0.748	0.434	0.738	0.440	0.801	0.399	0.670	0.470
城镇	0.429	0.495	0.480	0.500	—	—	—	—
样本量	32 188		32 189		18 395		13 793	

三、经验事实

参照 De Nardi et al. (2020)、Güvenen et al. (2021) 的做法，我们对收入取对数，再做如下回归：

$$\log(Y_{it}) = X_{it}\gamma + u_{it}, \quad (1)$$

其中， Y_{it} 为收入， X_{it} 为家庭规模、户主年龄、户主受教育程度、户主健康、户主性别、省份虚拟变量、年份虚拟变量等控制变量，回归系数反映了家庭规模、户主年龄等可观测的解释变量的影响，得到的对数收入的残差记为 y_{it} 。

在研究收入冲击时，文献中通常设定收入残差服从以下一般化的过程：

$$y_{it} = \alpha_i + z_{it} + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

$$z_{it} = \rho z_{i,t-1} + \eta_{it}, \quad (3)$$

其中， α_i 为个体效应， z_{it} 为收入冲击的永久性部分， ϵ_{it} 为暂时性收入冲击， η_{it} 为永久性收入冲击， ρ 为永久性收入冲击的持久性。一般文献会假设永久性收入冲击 η_{it} 和暂时性收入冲击 ϵ_{it} 服从正态分布 (Meghir and Pistaferri, 2004; Blundell et al., 2008; 徐舒, 2010; 徐舒和朱南苗, 2011)。但是这种假设存在很大的限制，尤其是忽略了收入冲击的高阶矩特征会难以拟合收入动态的特征。

我们以对数残差收入增长为分析对象，即 $\Delta_2 y_{it}$ ，取差分是为了去除个体效应，只保留收入冲击，取两年的差分是因为 CFPS 数据中时间间隔为两年。因为对数残差收入增长包含了收入冲击的信息，从 $\Delta_2 y_{it}$ 的高阶矩信息中我们可以推测收入冲击的高阶矩信息。利用 CFPS 数据，我们可以从经验上描述收入冲击的特征。^①

总的来说，我们发现高阶收入风险和通常方差意义上的收入风险具有非常不同的特征，这有着非常重要的政策意义。对于低收入居民、农村居民和低教育程度居民，其面

^① 我们也描述了收入流动的经验性事实，受篇幅限制没有汇报，感兴趣的可以向作者索要完整的正文。类似于朱诗娥等 (2018) 的做法，我们使用收入流动矩阵和 Shorrocks 指数来刻画收入流动。我们将基期的收入等分为 5 组，再将下一期 (2 年后) 的收入也等分为 5 组，对于每个基期收入组 i ，我们都计算流动到下一期收入组 j 的概率 P_{ij} ，由此得到收入流动矩阵。

临更大的方差意义上的收入风险,收入更不稳定,这意味着政府需要提供社会保障、降低其收入风险。然而对于高收入居民、城镇居民和高教育程度居民,其面临更大的高阶收入风险,更容易受到负向的收入冲击和极端的收入冲击,政府需要保就业、稳就业,完善职业培训体系、职业晋升体系,防范其收入下滑和失业。

(一) 收入冲击标准差

居民未来的收入是不确定的,收入可能会减少,也可能会增加,这种不确定的收入冲击对居民而言就构成了收入风险。如果收入冲击服从正态分布,那么我们使用收入冲击的标准差(或方差)就可以刻画收入冲击的波动性或者说不确定性,这就是方差意义上的收入风险。

类似于 De Nardi et al. (2020)、Güvenen et al. (2021),我们用标准差来描述 $\Delta_2 y_{it}$ 的二阶矩信息。为了保证结论的稳健性,我们也报告了 $P90-P10$ 这个指标,其中 $P90$ 、 $P10$ 分别为 $\Delta_2 y_{it}$ 的 90 分位、10 分位点。相比标准差, $P90-P10$ 更稳健,更不容易受到极端值的影响。进一步地,我们根据基期的收入把居民分为 10 组,这样就可以反映 $\Delta_2 y_{it}$ 的二阶矩在不同收入人群上的异质性。

图 2 是不同收入分位点收入冲击的二阶矩,可以看出,随着收入的增加,收入冲击的二阶矩基本在减小,也就是说高收入人群有着更低的二阶方差意义上的收入风险。

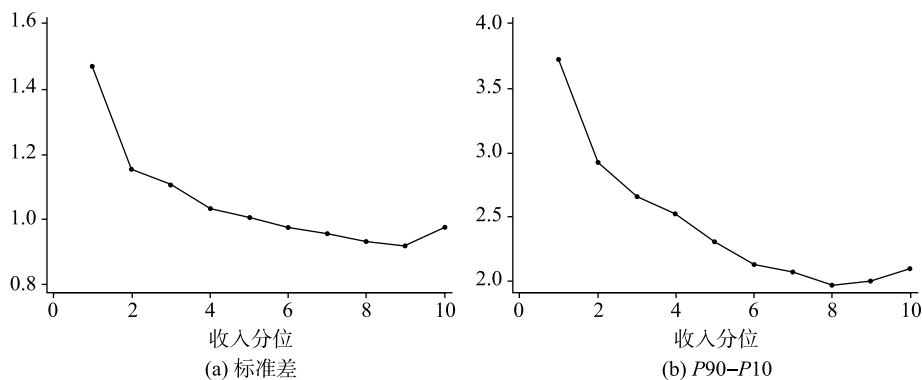


图 2 收入冲击的二阶矩

我们进一步考虑了分城乡和分教育程度的收入冲击标准差特征。^①分城乡来看,城镇居民面临的收入风险要明显低于农村居民,并且在高收入群体上体现得更为明显。分教育程度来看,高中及以上教育程度的居民面临的收入风险要明显低于初中及以下教育程度的居民,同样地,也是在高收入群体上更为明显。

从劳动力市场的角度来理解,就是对于低收入居民、农村居民和低教育程度居民,其工作性质更接近于零工,其面临更大的方差意义上的收入风险。

(二) 收入冲击偏度

上面对收入冲击的描述是建立在正态分布假设下的,事实上,收入冲击并不能用正

^① 分城乡和分教育程度的图示受篇幅限制没有汇报,感兴趣的可以向作者索要完整的正文。

态分布来刻画（见图 1）。根据 Lise（2013）、Hubmer（2018），由于工作阶梯的存在，劳动者在工作阶梯上升的难度要大于在工作阶梯下滑的难度，这使得相比正向收入冲击，劳动者更容易面临负向收入冲击，也就是说收入冲击的分布并不对称，负向收入冲击发生的概率要高于正向收入冲击发生的概率，居民更容易受到负向的收入冲击。

类似于 De Nardi et al.（2020）、Güvenen et al.（2021），我们用偏度来描述 $\Delta_2 y_{it}$ 的三阶矩信息，为了保证结论的稳健性，我们也使用 Kelley 偏度这个指标，其中 Kelley 偏度的计算方式为 $S_K = \frac{(P90 - P50) - (P50 - P10)}{P90 - P10}$ ， $P90$ 、 $P50$ 、 $P10$ 分别为 $\Delta_2 y_{it}$ 的

90 分位、50 分位、10 分位点。Kelley 偏度描述了整个分布在多大程度上由上半部分刻画，相比于偏度，Kelley 偏度更稳健，更不容易受到极端值的影响。在常见的收入冲击为正态分布的假设下，收入冲击的分布是对称的，这意味着收入冲击的偏度为零。收入冲击的偏度小于零意味着居民更容易受到负向的收入冲击，也就是居民面临三阶偏度意义上的收入风险。

基于 CFPS 数据，我们可以对收入冲击的偏度是否小于零做经验上的检验。同样地，我们根据基期的收入把居民分为 10 组，这样就可以反映收入冲击的三阶矩在不同收入人群上的异质性。

图 3 是不同收入分位点收入冲击的三阶矩，可以看出，在所有的收入组，收入冲击的偏度都要小于零，这意味着居民面临的收入冲击存在负向偏度，也就是说居民更容易受到负向的收入冲击。并且，随着收入的增加，收入冲击的负向偏度基本是在递增的，收入越高，越容易面临负向的收入风险。

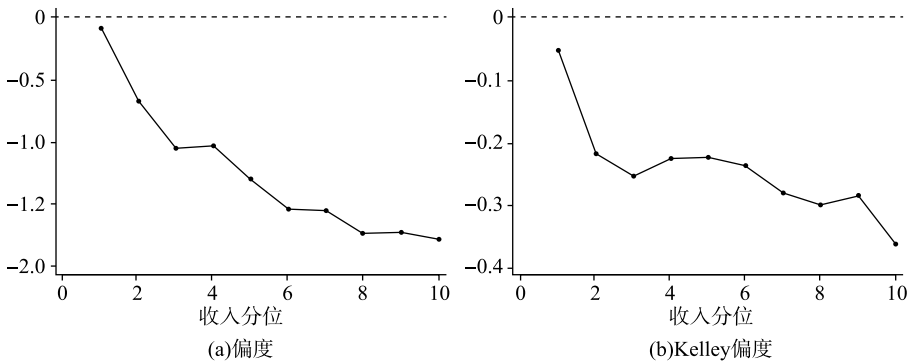


图 3 收入冲击的三阶矩

分城乡和分教育程度的收入冲击偏度特征，与不同收入分位的结果一致，城镇居民、高教育程度居民面临的收入冲击偏度更低，也就是说相比农村居民、低教育程度居民，城镇居民、高教育程度居民面临更大的三阶收入风险，更容易受到负向的收入冲击。

从劳动力市场的角度来理解，对于高收入居民、城镇居民和高教育程度居民，其工作性质更接近于正式工，更容易面临工作阶梯下滑的风险。

（三）收入冲击峰度

实际上收入冲击的分布不仅不对称，形态上也和正态分布相去甚远，具体而言，收

入冲击的峰度要高于正态分布的峰度,即相比正态分布,收入冲击有着更尖的峰、更厚的尾部。为了理解这一点,考虑劳动力市场的两类群体:一类是零工,另一类是正式工。零工每天的收入是随机的,根据大数定律,零工的年收入就接近于正态分布。而正式工则不同,正式工在有工作的时候收入很稳定,收入冲击很小,但是一旦失业、转行等,正式工会面临巨大的收入冲击,这使得正式工的收入冲击峰度要大于正态分布的峰度。

类似于 De Nardi et al. (2020)、Güvenen et al. (2021),我们用峰度来描述 $\Delta_2 y_{it}$ 的四阶矩信息,为了保证结论的稳健性,我们也使用 Crow-Siddiqui 峰度这个指标,其中 Crow-Siddiqui 峰度的计算方式为 $K_{C-S} = \frac{P97.5 - P2.5}{P75 - P25}$, $P97.5$ 、 $P75$ 、 $P25$ 、 $P2.5$ 分别为 $\Delta_2 y_{it}$ 的 97.5 分位、75 分位、25 分位和 2.5 分位。峰度描述了分布的尖峰特征和厚尾特征。在常见的收入冲击为正态分布的假设下,收入冲击的峰度等于 3,收入冲击的 Crow-Siddiqui 峰度等于 2.91。如果收入冲击有着更大的峰度,就意味着收入冲击有着更尖的峰、更厚的尾部,小的冲击和大的冲击更有可能发生(见图 1),也就是居民面临四阶峰度意义上的收入风险。表现在劳动力市场上,就是大部分时候劳动者的收入很少发生变化,但是一旦遇到冲击,更可能是大的冲击,比如失业、下岗、转行等。

基于 CFPS 数据,我们可以对收入冲击是否存在更高的峰度做经验上的检验。同样地,我们根据基期的收入把居民分为 10 组,这样就可以反映收入冲击的四阶矩在不同收入人群上的异质性。

图 4 是不同收入分位点收入冲击的四阶矩,可以看出,除了最低的收入组,收入冲击的峰度都要大于 3,收入冲击的 Crow-Siddiqui 峰度都要大于 2.91,这意味着居民面临的收入冲击存在相比正态分布更高的峰度,也就是说居民更容易受到小的收入冲击和大的收入冲击。并且,随着收入的增加,收入冲击的峰度基本在增加,高收入人群的收入冲击有着更高的峰度。

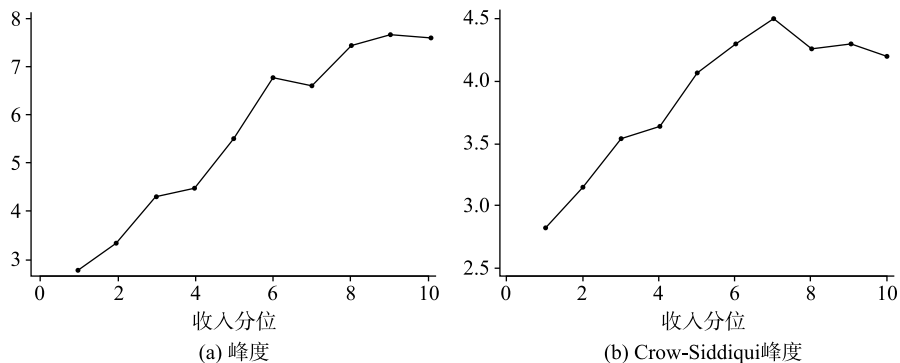


图 4 收入冲击的四阶矩

分城乡和分教育程度的收入冲击峰度特征,与不同收入分位的结果一致,城镇居民、高教育程度居民的收入冲击峰度更高,也就是说相比农村居民、低教育程度居民,城镇居民、高教育程度居民面临更大的四阶收入风险,更容易受到极端的收入冲击。

从劳动力市场的视角,对于高收入居民、城镇居民和高教育程度居民,其工作性质更接近于正式工,其大部分时候收入风险更小,但也更容易面临极端收入冲击的影响。

四、收入动态的经验模型

在第三部分，我们利用 CFPS 数据，通过一系列的经验性事实证明了收入冲击并不服从正态分布，而是具有负向偏度、更高峰度，也就是说居民不仅面临二阶方差意义上的收入风险，还面临高阶收入风险。所以我们接下来要建立更一般化的收入动态经验模型，以刻画收入冲击的非正态特征。

在文献中，更一般化地刻画收入动态有好几种做法，其中 Guvenen et al. (2014)、Goloso et al. (2016)、Guvenen et al. (2021) 基于混合正态分布，Arellano et al. (2017)、De Nardi et al. (2020) 基于分位数面板方法，Bonhomme and Robin (2010)、Hu et al. (2019) 基于非参分解，Kopecky and Koreshkova (2014) 基于离散 Markov 过程。

混合正态分布的优点在于可以以较少的参数拟合更一般化的分布，并且可以很容易地用在生命周期模型中，所以我们采取 Guvenen et al. (2014)、Goloso et al. (2016)、Guvenen et al. (2021) 等的做法。

(一) 模型设定

参照 Guvenen et al. (2021)，我们设定收入服从以下一般化的过程：

$$Y_{it} = \exp(X_{it}\gamma + \alpha_i + z_{it} + \epsilon_{it}), \quad (4)$$

$$z_{it} = \rho z_{i,t-1} + \eta_{it}. \quad (5)$$

其中永久性收入冲击 η_{it} 服从混合正态分布：

$$\eta_{it} \sim \begin{cases} N(\mu_{\eta,1}, \sigma_{\eta,1}^2), & \text{概率为 } p_{\eta} \\ N(\mu_{\eta,2}, \sigma_{\eta,2}^2), & \text{概率为 } 1-p_{\eta} \end{cases}. \quad (6)$$

暂时性收入冲击 ϵ_{it} 服从混合正态分布：

$$\epsilon_{it} = \begin{cases} N(0, \sigma_{\epsilon,1}^2, 1), & \text{概率为 } p_{\epsilon} \\ N(0, \sigma_{\epsilon,2}^2, 2), & \text{概率为 } 1-p_{\epsilon} \end{cases}. \quad (7)$$

$z_{i,0}$ 为初始的永久性收入， α_i 为个体效应， $z_{i,0}$ 和 α_i 服从正态分布：

$$z_{i,0} \sim N(0, \sigma_0^2), \alpha_i \sim N(0, \sigma_a^2), \quad (8)$$

其中， σ_0^2 为初始的永久性收入冲击的方差， σ_a^2 为个体异质性。

为了保证收入冲击的均值为零，我们令 $p_{\eta} \cdot \mu_{\eta,1} + (1-p_{\eta}) \cdot \mu_{\eta,2} = 0$ ，由此 $\mu_{\eta,1}$ 和 $\mu_{\eta,2}$ 这两个参数我们只需估计 $\mu_{\eta,1}$ 就可以。为了保证参数的识别，我们令 $\mu_{\eta,1}$ 小于于零。

参照 Altonji et al. (2013)、Guvenen et al. (2021)，我们使用模拟矩方法 (method of simulated moments, MSM) 估计收入动态过程中的 10 个参数。^① 其中矩条件包括：(1) 2 年、4 年、6 年、8 年对数 (残差) 收入增长的标准差、偏度和峰度，(2) 对数 (残差) 收入的标准差、25 岁时对数 (残差) 收入的标准差，(3) 两年 (残差) 收入流动矩阵的对角元素。总计 19 个矩条件。

^① 10 个参数为 $\{\rho, p_{\eta}, \mu_{\eta,1}, \sigma_{\eta,1}^2, \sigma_{\eta,2}^2, p_{\epsilon}, \sigma_{\epsilon,1}^2, \sigma_{\epsilon,2}^2, \sigma_0^2, \sigma_a^2\}$ 。

(二) 参数识别

因为模型的复杂性, 矩条件并没有一个解析解, 所以我们使用了模拟矩估计, 但这也导致可能存在参数识别问题。不过我们依然可以通过简化的模型得到一些解析结果, 为模型的参数识别提供直观理解。

对数收入残差 y_{it} 为:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_{it} + z_{it} + \epsilon_{it}, \\ z_{it} &= \rho z_{i,t-1} + \eta_{it}. \end{aligned}$$

我们可以得到:

$$\begin{aligned} \text{var}(y_{i,1}) &= \sigma_a^2 + \rho^2 \sigma_0^2 + \sigma_\eta^2 + \sigma_\epsilon^2, \\ \text{var}(y_{it}) &= \sigma_a^2 + \frac{\sigma_\eta^2}{1-\rho^2} + \sigma_\epsilon^2. \end{aligned}$$

在已知 ρ 、 σ_η^2 、 σ_ϵ^2 时, 由对数(残差)收入的标准差、25岁时(对数残差)收入的标准差可以确定个体异质性 σ_a^2 、初始的永久性收入冲击的方差 σ_0^2 。因为我们需要估计初始的永久性收入冲击的方差, 所以我们需要使用25岁时的对数(残差)收入的标准差。

收入流动矩阵反映了收入冲击的均值回归性质, 可以帮助识别永久性收入冲击的持久性 ρ , 这也是本文在理论上和方法上的创新之处。我们指出, 忽略收入流动信息会对 ρ 的估计造成偏误。具体而言, 现在只考虑收入冲击的永久性部分 z_{it} , 我们对 AR(1) 过程离散化 (Tauchen, 1986), 将 z_{it} 离散化为 N 个格点 $\{z_1, z_2, \dots, z_N\}$, 这里 N 取 5, 计算 Markov 转移矩阵, 得到:

$$\begin{aligned} \Pr(z_{t+1} = z_1 | z_t = z_1) &= \Phi\left(\frac{(1-\rho)z_1 + d/2}{\sigma_\eta}\right), \\ \Pr(z_{t+1} = z_N | z_t = z_N) &= 1 - \Phi\left(\frac{(1-\rho)z_N - d/2}{\sigma_\eta}\right), \end{aligned}$$

其中, z_1 、 z_N 分别为第 1 个格点、第 N 个格点的取值, d 为格点之间的间距。因为 $z_1 < 0$, $z_N > 0$, 所以 ρ 越大, $\Pr(z_{t+1} = z_1 | z_t = z_1)$ 和 $\Pr(z_{t+1} = z_N | z_t = z_N)$ 越大, 收入流动性就越低。由收入流动矩阵的对角元素就可以识别 ρ , 由此, 我们建立了收入流动和收入冲击之间的联系, 把收入流动这一描述性统计的概念与收入冲击这一理论性的概念连接起来。

此外, 当 $\rho=1$ 时, 我们还可以得到收入动态的方差、偏度和峰度的解析解:

$$\begin{aligned} \text{var}(\Delta_k y_{it}) &= k\sigma_\eta^2 + 2\sigma_\epsilon^2, \\ S(\Delta_k y_{it}) &= \frac{k\sigma_\eta^3}{(k\sigma_\eta^2 + 2\sigma_\epsilon^2)^{\frac{3}{2}}} \cdot S_\eta, \\ K(\Delta_k y_{it}) &= \frac{k\sigma_\eta^3}{(k\sigma_\eta^2 + 2\sigma_\epsilon^2)^2} \cdot S_\eta + \frac{2\sigma_\epsilon^4}{(k\sigma_\eta^2 + 2\sigma_\epsilon^2)^2} \cdot K_\epsilon. \end{aligned}$$

对数残差收入增长的标准差、偏度和峰度反映了永久性收入冲击的方差、偏度、峰度的信息和暂时性收入冲击的方差、峰度的信息, 由此可以识别参数 $\{p_\eta, \mu_{\eta,1}, \sigma_{\eta,1}^2, \sigma_{\eta,2}^2, p_\epsilon, \sigma_{\epsilon,1}^2, \sigma_{\epsilon,2}^2\}$ 。并且可以看出, 暂时性收入冲击的偏度是无法识别的, 对数残

差收入增长的偏度只与永久性收入冲击的偏度有关，所以我们把 $\mu_{i,1}$ 设为 0 (De Nardi et al., 2020; Guvenen et al., 2021)。

(三) 参数估计结果

在汇报参数估计结果之前，我们先分析模型拟合结果。图 5(a) 汇报了不同情况下的模型拟合，其中实线是数据中的收入流动概率，也就是两年收入流动矩阵的对角元素，黑色虚线、灰色带标记点线、灰色虚线分别代表基准模型、不匹配收入流动、正态分布假设下的收入流动概率。

可以看出，基准模型很好地拟合了数据中的收入流动特征，不匹配收入流动的话模型拟合会明显变差，会低估收入流动性（高估两年收入流动矩阵的对角元素），在传统正态分布假设下模型拟合也明显不如基准模型。

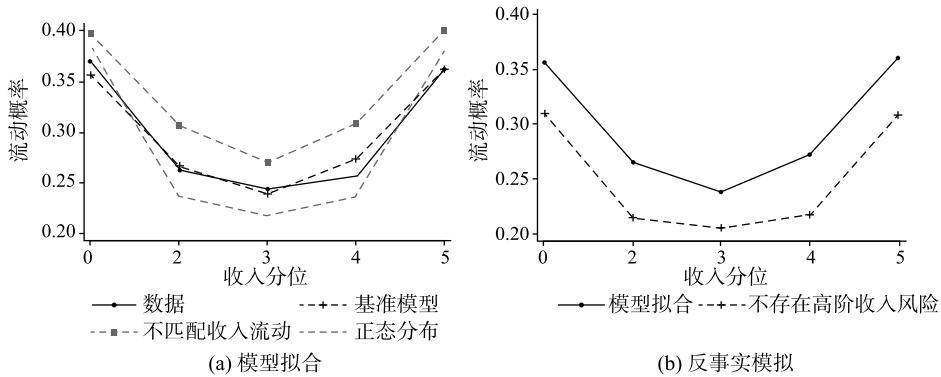


图 5 收入流动：模型拟合与反事实模拟

表 2 列出了收入动态过程的参数估计结果。我们估计得到的永久性收入冲击的持久性 ρ 为 0.795，拒绝了收入冲击的持久性为 1 的假设，表明收入冲击具有中等程度的持久性。并且，不匹配收入流动时估计得到的 ρ 为 0.864，会显著高估收入冲击的持久性，表明忽略收入流动信息确实会对 ρ 的估计造成偏误。在传统正态分布假设下估计得到的 ρ 为 0.875，也会显著高估收入冲击的持久性，表明传统正态分布假设下对 ρ 的估计也会有偏误。

从 η_{it} 的参数估计中，我们可以发现 η_{it} 有 0.282 的概率是一个服从均值为 -0.396、方差为 0.0531 的正态分布，有 0.718 的概率是一个服从均值为 0.155、方差为 0.0519 的正态分布。这意味着永久性收入冲击 η_{it} 的方差为 0.118、偏度为 -0.365、峰度为 2.688。也就是说，永久性收入冲击具有负向的偏度，居民更容易受到负向的永久性收入冲击。

从 ϵ_{it} 的参数估计中，我们可以发现 ϵ_{it} 有 0.372 的概率是一个服从均值为 0、方差为 1.494 的正态分布，有 0.628 的概率为 0（这一正态分布的方差非常小，可以忽略不计）。这意味着暂时性收入冲击 ϵ_{it} 的方差为 0.548、峰度为 8.091。也就是说，暂时性收入冲击具有相比正态分布更高的峰度。

表 2 收入动态参数估计结果

参数	基准模型	不匹配收入流动	正态分布假设
ρ	0.795 (0.0075)	0.864 (0.0237)	0.875 (0.0015)
ρ_{η}	0.282 (0.0035)	0.277 (0.0159)	
$\mu_{\eta,1}$	-0.396 (0.0075)	-0.250 (0.0078)	
$\sigma_{\eta,1}^2$	0.0531 (0.0008)	0.0508 (0.0016)	0.115 (0.0007)
$\sigma_{\eta,2}^2$	0.0519 (0.0005)	0.0588 (0.0012)	
ρ_{ϵ}	0.372 (0.0051)	0.332 (0.0077)	
$\sigma_{\epsilon,1}^2$	1.494 (0.0269)	1.836 (0.0791)	0.479 (0.0019)
$\sigma_{\epsilon,2}^2$	0.0002 (0.0000)	0.0002 (0.0000)	
σ_0^2	0.0760 (0.0008)	0.0798 (0.0017)	0.0756 (0.0007)
σ_a^2	0.0494 (0.0005)	0.0473 (0.0010)	0.0480 (0.0002)

注：括号内为标准误。

此外，初始收入冲击的方差 σ_0^2 的估计值为 0.0760，个体效应的方差 σ_a^2 的估计值为 0.0494。经过一个简单的计算，我们可以知道在 25 岁时，在收入冲击的方差中，初始收入冲击和个体效应的方差占比为 12.7%，到了 30 岁时就降到 6.08%。这意味着初始收入冲击和个体效应的影响都比较小，收入冲击中主要是永久性收入冲击和暂时性收入冲击在起作用。

(四) 异质性

在第三部分我们强调了收入冲击在城乡层面和教育层面的异质性，为此，我们进一步研究收入过程的异质性。表 3 列出了不同子样本下收入动态过程的参数估计结果，从城乡对比来看，农村居民永久性收入冲击和暂时性收入冲击的方差分别为 0.166 和 0.613，而城镇居民则为 0.106 和 0.442，这表明相比城镇居民，中国农村居民面临更大的收入风险。另一方面，农村居民永久性收入冲击的持久性 ρ 为 0.760，要显著低于城镇居民的 0.801，这表明农村居民面临的收入冲击持久性更弱、暂时性更强。根据杨继生和邹建文 (2020)，这一城乡异质性应该与城乡居民就业属性有关，农村居民更多从事非正式就业，其面临的收入风险更大。

从不同受教育程度的对比来看，受教育程度为初中及以下的居民永久性收入冲击和

暂时性收入冲击的方差分别为 0.139 和 0.590，而受教育程度为高中及以上的居民则为 0.0688 和 0.466，这表明相比受教育程度高的居民，受教育程度低的居民面临更大的收入风险，这和现有文献（徐舒，2010；徐舒和朱南苗，2011）的结论是一致的。

表 3 收入动态参数分组估计结果

参数	农村	城镇	初中及以下	高中及以上
ρ	0.760 (0.0115)	0.801 (0.0060)	0.782 (0.0094)	0.793 (0.0110)
ρ_η	0.335 (0.0049)	0.286 (0.0031)	0.304 (0.0037)	0.0069 (0.0001)
$\mu_{\eta,-1}$	-0.477 (0.0075)	-0.335 (0.0071)	-0.441 (0.0044)	-0.358 (0.0076)
$\sigma_{\eta,-1}^2$	0.0513 (0.0006)	0.0603 (0.0006)	0.0527 (0.0005)	0.0726 (0.0013)
$\sigma_{\eta,-2}^2$	0.0521 (0.0006)	0.0609 (0.0008)	0.0534 (0.0008)	0.0667 (0.0012)
ρ_ϵ	0.378 (0.0033)	0.320 (0.0084)	0.370 (0.0039)	0.269 (0.0041)
$\sigma_{\epsilon,-1}^2$	1.612 (0.0121)	1.364 (0.0165)	1.587 (0.0149)	1.732 (0.0252)
$\sigma_{\epsilon,-2}^2$	0.0002 (0.0000)	0.0002 (0.0000)	0.0002 (0.0000)	0.0002 (0.0000)
σ_0^2	0.0732 (0.0011)	0.0740 (0.0009)	0.0743 (0.0007)	0.0773 (0.0019)
σ_α^2	0.0415 (0.0005)	0.0532 (0.0009)	0.0461 (0.0004)	0.0650 (0.0008)

注：括号内为标准误。

（五）收入冲击结构优化与收入流动

在估计了收入动态过程之后，我们就可以研究优化收入冲击结构、消除高阶收入风险对收入流动的影响。在研究收入流动之前，我们需要进一步检验模型对收入流动的拟合能力。表 4 列出了模型拟合的两年收入流动矩阵，我们的模型基本拟合了数据中的收入流动矩阵。更重要的是，模型拟合的收入流动 Shorrocks 指数为 0.875，与数据中的收入流动 Shorrocks 指数 0.877 高度接近。

表 4 两年收入流动：模型拟合

5 分位	1	2	3	4	5
1	0.359	0.257	0.166	0.114	0.105
2	0.248	0.267	0.227	0.144	0.114

(续表)

5 分位	1	2	3	4	5
3	0.167	0.209	0.238	0.225	0.161
4	0.119	0.145	0.205	0.273	0.258
5	0.108	0.122	0.164	0.244	0.362

接下来, 我们可以通过反事实模拟研究优化收入冲击结构、消除高阶收入风险对收入流动的影响。具体来说, 我们令永久性收入冲击 η_{it} 和暂时性收入冲击 ϵ_{it} 都为正态分布, 正态分布的方差分别为永久性收入冲击的方差和暂时性收入冲击的方差。也就是说, 现在反事实下的收入冲击只包含方差意义上的风险, 不包含高阶收入风险。我们重新模拟生成数据, 计算收入流动矩阵。

如图 5(b) 所示, 在不存在高阶收入风险的情况下, 居民收入流动概率 (也就是收入流动矩阵的对角元素) 会降低, 收入流动性会提高。表 5 具体列出了不存在高阶收入风险下的反事实收入流动矩阵。计算得出, 收入流动的 Shorrocks 指数为 0.932, 也就是说, 优化收入冲击结构、消除高阶收入风险使得居民收入流动指数从 0.875 提高到 0.932。为了理解这一变化的定量意义, 我们使用基准模型生成的模拟数据, 计算了五年收入流动矩阵, 得到的 Shorrocks 指数为 0.938, 接近于优化收入冲击结构、消除高阶收入风险下的反事实收入流动性。也就是说如果能够优化收入冲击结构、消除高阶收入风险, 则能够大大提高收入流动性, 使原本 2 年的收入流动性变为 5 年的收入流动性。

表 5 两年收入流动: 不存在高阶收入风险下的反事实结果

5 分位	1	2	3	4	5
1	0.311	0.233	0.192	0.155	0.109
2	0.234	0.220	0.204	0.188	0.153
3	0.192	0.206	0.208	0.202	0.192
4	0.155	0.187	0.203	0.222	0.233
5	0.109	0.153	0.193	0.233	0.312

另外, 我们可以发现, 优化收入冲击结构、消除高阶收入风险使得低收入组依然为低收入组的概率从 0.359 降到 0.311, 使得高收入组依然为高收入组的概率从 0.362 降到 0.312。也就是说, 优化收入冲击结构、消除高阶收入风险能够降低低收入组收入停滞的风险。

总的来说, 优化收入冲击结构、消除高阶收入风险能够提高居民收入流动性、降低低收入群体的收入停滞风险。

五、进一步研究收入冲击结构优化的作用

收入冲击是居民不平等的重要来源, 收入冲击会影响居民的消费不平等和财富不平等 (Krueger and Perri, 2006; De Nardi and Fella, 2017)。如果收入冲击是非正态性的, 除了二阶方差意义上的收入风险, 居民还面临高阶收入风险, 这可能会放大收入冲

击的影响。由此如果能优化收入冲击结构、消除高阶收入风险，则能够降低不平等。为了进一步研究收入冲击结构优化的作用，我们建立生命周期消费—储蓄模型，研究上述一般化的收入动态过程对消费不平等和财富不平等的影响。

(一) 模型设定

参照 Gourinchas and Parker (2002)、杨继生和邹建文 (2020)，考虑一个生命周期模型，个体 i 在 $t=1$ 期进入劳动力市场，每期获得收入 Y_t ，个体最多存活至 T_N 期。在每一期，个体可以从消费 C_t 中获得效用 $u(C_t)$ ，个体最大化其生命周期内消费的总效用，消费的效用函数采用 CRRA 的形式，即：

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\nu}}{1-\nu}, \quad (9)$$

其中， ν 是风险厌恶系数， ν 越大，代表越厌恶风险。

个体的预算约束为：

$$C_t + A_{t+1} = (1+r)A_t + Y_t, \quad (10)$$

其中， A_t 是 t 时期的资产， r 是无风险利率， Y_t 是 t 时期的收入。个体工作至第 T 期，之后退休，在工作时期，个体的收入 Y_t 服从前面的一般化的收入动态过程。

个体生命周期效用最大化问题的递归形式可以用如下的贝尔曼方程来描述：

$$V_t(A_t, z_t) = \max_{C_t} \{u(C_t) + \beta E_t[V_{t+1}(A_{t+1}, z_{t+1})]\}, \quad (11)$$

其中， β 是贴现因子， β 越大，表示未来消费的效用贴现到现在的值越大，也就是个体更重视未来的消费。

参照 Gourinchas and Parker (2002)、杨继生和邹建文 (2020) 的做法，我们设定个体退休时的政策函数作为边界条件：

$$C_T = \theta \cdot A_{T+1}, \quad (12)$$

其中， θ 是退休时消费与资产的比值， θ 越大，退休时财富用于消费的比例就越大。

参照 Gourinchas and Parker (2002)、Cagetti (2003)、De Nardi et al. (2010)、徐舒和赵邵阳 (2013)、杨继生和邹建文 (2020)，我们使用模拟矩方法 (method of simulated moments, MSM) 估计模型的结构参数。模拟矩估计的矩条件就是：

$$g_t(\vartheta; \hat{\chi}) = \frac{1}{I_t} \sum_{i=1}^{I_t} \ln \hat{C}_{i,t} - \frac{1}{I_s} \sum_{i=1}^{I_s} \ln \hat{C}_{i,t}(\vartheta; \hat{\chi}). \quad (13)$$

通过最小化如下的目标函数得到 $\hat{\vartheta}$ 的模拟矩估计量：

$$\hat{\vartheta} = \operatorname{argmin}_{\vartheta} g(\vartheta; \hat{\chi})' W g(\vartheta; \hat{\chi}), \quad (14)$$

其中， $g(\vartheta; \hat{\chi}) = (g_1(\vartheta; \hat{\chi}), g_2(\vartheta; \hat{\chi}), \dots, g_T(\vartheta; \hat{\chi}))'$ 。

(二) 模型校准及估计^①

为了估计结构参数，我们需要先校准和估计一些外生参数，包括无风险利率 r 、初

^① 因为在这一部分我们主要看的是收入冲击结构对消费不平等和财富不平等的影响，因此没有分城乡和分受教育程度进行异质性分析。

始资产分布。参考杨继生和邹建文(2020),无风险利率 r 设为2%。^①初始资产分布来自CFPS数据。

此外,我们还需要离散化收入冲击的永久性部分 z_{it} 和暂时性收入冲击 ϵ_{it} ,具体来说,我们模拟生成 z_{it} 和 ϵ_{it} ,再离散化(Tauchen,1986)。

表6列出了结构参数的估计结果,可以看出,我们的参数估计都是比较精确的,标准误都比较小,并且三个参数都是高度显著的。其中 β 是贴现因子,我们估计得到的贴现因子为0.916,略低于宏观模型中通常设定的0.95。 ν 是风险厌恶系数,我们估计得到的风险厌恶系数为2.118,宏观模型中通常外生设定 ν 为2,我们的估计结果在一定程度上支持了这种设定。 θ 代表居民退休时消费与资产的比值, θ 估计值为0.0671,这意味着居民退休时会把总财富(cash on hand)的6.28%用于消费。^②

表6 结构参数估计结果

参数	估计值
β	0.916 (0.0044)
ν	2.118 (0.0862)
θ	0.0671 (0.0024)

注:括号内为标准误。

在使用生命周期模型进行反事实模拟之前,我们先需要评估生命周期模型对数据的拟合能力。图6画出了模型的拟合情况,其中实线为模型拟合的生命周期消费路径,圆圈为数据中的生命周期消费路径。可以看出,模型大致上拟合了数据中的生命周期消费路径。

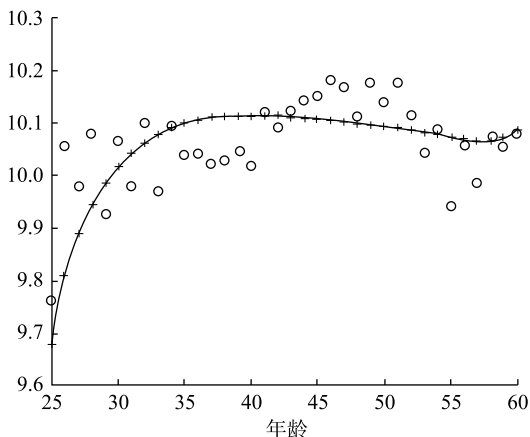


图6 模型拟合

^① 另一种处理方式是,无风险利率设为《中国统计年鉴》中的金融机构法定存款利率,取2010—2018年的一年定期存款利率的平均值,可以得到 $r=2.244\%$ 。考虑到通货膨胀,无风险利率取2%是合适的。

^② 令 $X_t=(1+r)A_t+Y_{t+1}$, X_t 即为 t 期可用于消费的总财富,由此我们可以得到退休时消费占总财富的比例为: $\frac{C_T}{X_T}=\frac{\theta}{1+\theta}$ 。

（三）收入冲击结构优化与不平等

接下来，我们通过反事实模拟来研究收入冲击结构优化对不平等的影响。具体来说，我们同样令永久性收入冲击 η_{it} 和暂时性收入冲击 ϵ_{it} 都为正态分布，正态分布的方差分别为永久性收入冲击的方差和暂时性收入冲击的方差。由此得到的收入冲击只包含方差意义上的风险，不包含高阶收入风险。我们重新离散化永久性收入冲击 η_{it} 和暂时性收入冲击 ϵ_{it} ，求解生命周期模型，并模拟生成新的生命周期消费数据和资产数据。

表 7 和表 8 分别列出了收入冲击结构优化对消费不平等和财富不平等的影响。对于消费不平等，在基准模型下，我们得到的对数消费的方差为 0.230，消费的基尼系数为 0.265，都要高于不存在高阶收入风险下的消费不平等。对于财富不平等，在基准模型下，我们得到的对数资产的方差为 1.627，资产的基尼系数为 0.532，都要高于不存在高阶收入风险下的财富不平等。这表明，高阶收入风险的存在增加了消费不平等和财富不平等，提高了模型对消费不平等和财富不平等的刻画能力。也就是说，如果能优化收入冲击结构、消除高阶收入风险，则能降低消费不平等和财富不平等。

表 7 高阶收入风险的影响：消费不平等

	数据	基准模型	无高阶收入风险
$\text{var}(\log(C_{it}))$	0.442	0.230	0.170
基尼系数	0.367	0.265	0.221

表 8 高阶收入风险的影响：财富不平等

	数据	基准模型	无高阶收入风险
$\text{var}(\log(1+A_{it}))$	1.998	1.627	1.176
基尼系数	0.597	0.532	0.487

另一方面，即使引入了高阶收入风险，模型依然会低估消费不平等和财富不平等，其中数据中的消费基尼系数为 0.367，财富基尼系数为 0.597，都要高于基准模型下的不平等。这表明，我们可能忽略了某些影响不平等的因素，比如偏好的异质性（Carroll et al., 2017）、资产回报的异质性（Benhabib et al., 2019）、企业部门（Cagetti and De Nardi, 2006；Cagetti and De Nardi, 2009）等。^①

六、结 论

改革开放四十多年，中国经济取得了高速的发展，但是也伴随着不平等的扩大和收入流动性的下降，到了现在，随着推动共同富裕的提出，降低不平等、促进收入流动成为一个日益重要的问题。

永久性收入冲击-暂时性收入冲击模型极大地促进了对收入动态、收入流动、不平

^① De Nardi and Fella (2017) 总结了影响财富不平等的主要因素，其中包括遗赠动机、偏好异质性、收入风险、医疗支出、资产回报异质性、企业部门等。

等、消费储蓄、社会保障等问题的理解,成为研究收入动态与不平等问题的主流分析工具。但是传统上通常假设收入冲击服从正态分布,这一假设意味着只存在方差意义上的收入风险,不存在高阶收入风险,这具有很大限制,尤其是在研究收入流动、不平等等问题时并不合适。对于不平等、收入流动等问题,我们需要对收入冲击的分布形态有完整的认识,而不是仅仅了解收入冲击的方差。

本文在现有对高阶收入风险的研究的基础上,研究了优化收入冲击结构、消除高阶收入风险对收入流动和不平等的影响。我们基于CFPS数据描述了中国居民的收入动态的典型化事实,建立了一般化的收入动态模型以刻画收入动态和收入流动,以此研究收入冲击结构优化对收入流动的影响。进一步地,我们基于生命周期模型,研究了收入冲击结构优化对中国居民消费不平等和财富不平等的影响。

本文经过研究发现:

(1) 中国居民的收入冲击明显偏离了正态分布,收入冲击有着负向的偏度、相比正态分布更高的峰度,这意味着居民不仅面临方差意义上的收入风险,还面临高阶收入风险。此外,收入动态的非正态性还存在很大的异质性,高收入群体、城镇居民、高受教育程度居民面临的收入冲击有着更低的标准差、更大的负向偏度、更高的峰度。

(2) 我们建立的收入动态经验模型能够很好地拟合数据中的收入流动性,我们发现优化收入冲击结构、消除高阶收入风险能够提高收入流动性、降低低收入群体收入停滞的风险。具体而言,优化收入冲击结构使得低收入组2年后依然为低收入组的概率从0.359降低到0.312。

(3) 优化收入冲击结构、消除高阶收入风险能够降低消费不平等和财富不平等。

总的来说,本文发现高阶收入风险和通常方差意义上的收入风险具有非常不一样的特征,这有着非常重要的政策意义。对于低收入居民、农村居民和低教育程度居民,其工作性质更接近于零工,其面临更大的方差意义上的收入风险;然而对于高收入居民、城镇居民和高教育程度居民,其工作性质更接近于正式工,其面临的主要风险来自失业、转行、工作阶梯下滑等。

本文研究了高阶收入风险的结构异质性,增进了对收入流动和不平等的理解,为缓解阶层固化、降低不平等提供了参考。本文的研究指出,政府应该努力优化收入冲击结构、提升社会保障体系,尽量减弱居民面临的负向收入冲击和极端收入冲击,以提高收入流动性、降低不平等。具体而言,对于低收入居民、农村居民和低教育程度居民,政府需要提供社会保障、降低其收入风险,对于高收入居民、城镇居民和高教育程度居民,政府一是需要保就业、降低劳动力市场摩擦,防范其受到失业等极端收入冲击的影响,二是需要进一步完善职业培训体系、职业晋升体系,降低其在工作阶梯下滑的风险。

本文在研究上还有许多可以扩展之处,未来的研究可以在对收入动态过程的刻画中考虑更多的异质性,可以研究收入冲击与劳动力市场的联系,可以研究收入冲击对社会保障体系设计的影响。

参考文献

- [1] Altonji, J. G., A. A. Smith Jr., and I. Vidangos. "Modeling Earnings Dynamics", *Econometrica*, 2013, 81 (4), 1395-1454.

- [2] Arellano, M., R. Blundell, and S. Bonhomme, "Earnings and Consumption Dynamics: A Nonlinear Panel Data Framework", *Econometrica*, 2017, 85 (3), 693-734.
- [3] Benhabib, J., A. Bisin, and M. Luo, "Wealth Distribution and Social Mobility in the US: A Quantitative Approach", *American Economic Review*, 2019, 109 (5), 1623-1647.
- [4] Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston, "Consumption Inequality and Partial Insurance", *American Economic Review*, 2008, 98 (5), 1887-1921.
- [5] Bonhomme, S., and J. M. Robin, "Generalized Non-parametric Deconvolution with an Application to Earnings Dynamics", *The Review of Economic Studies*, 2010, 77 (2), 491-533.
- [6] Cagetti, M., "Wealth Accumulation Over the Life Cycle and Precautionary Savings", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2003, 21 (3), 339-353.
- [7] Cagetti, M., and M. De Nardi, "Entrepreneurship, Frictions, and Wealth", *Journal of Political Economy*, 2006, 114 (5), 835-870.
- [8] Cagetti, M., and M. De Nardi, "Estate Taxation, Entrepreneurship, and Wealth", *American Economic Review*, 2009, 99 (1), 85-111.
- [9] Carroll, C. J., J. Slacalek, K. Tokuoka, and M. N. White, "The Distribution of Wealth and the Marginal Propensity to Consume", *Quantitative Economics*, 2017, 8 (3), 977-1020.
- [10] 陈彦斌、陈伟泽、陈军、邱哲圣, "中国通货膨胀对财产不平等的影响", 《经济研究》, 2013 年第 8 期, 第 4—15+130 页。
- [11] 陈彦斌、霍震、陈军, "灾难风险与中国城镇居民财产分布", 《经济研究》, 2009 年第 11 期, 第 144—158 页。
- [12] 陈彦斌、邱哲圣, "高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等", 《经济研究》, 2011 年第 10 期, 第 25—38 页。
- [13] Constantinides, G. M., and A. Ghosh, "Asset Pricing with Countercyclical Household Consumption Risk", *The Journal of Finance*, 2017, 72 (1), 415-460.
- [14] De Nardi, M., E. French, and J. B. Jones, "Why Do the Elderly Save? The Role of Medical Expenses", *Journal of Political Economy*, 2010, 118 (1), 39-75.
- [15] De Nardi, M., and G. Fella, "Saving and Wealth Inequality", *Review of Economic Dynamics*, 2017, 26, 280-300.
- [16] De Nardi, M., G. Fella, and G. Paz-Pardo, "Nonlinear Household Earnings Dynamics, Self-insurance, and Welfare", *Journal of the European Economic Association*, 2020, 18 (2), 890-926.
- [17] Ding, H., Z. Fu, and H. He, "Transition and Inequality", Working Paper, 2018.
- [18] Golosov, M., M. Troschkin, and A. Tsyvinski, "Redistribution and Social Insurance", *American Economic Review*, 2016, 106 (2), 359-86.
- [19] Gourinchas, P. O., and J. A. Parker, "Consumption Over the Life Cycle", *Econometrica*, 2002, 70 (1), 47-89.
- [20] Guvenen, F., S. Ozkan, and J. Song, "The Nature of Countercyclical Income Risk", *Journal of Political Economy*, 2014, 122 (3), 621-660.
- [21] Guvenen, F., F. Karahan, S. Ozkan, and J. Song, "What Do Data on Millions of U. S. Workers Reveal About Life-Cycle Earnings Dynamics?", Working Paper, 2016.
- [22] Guvenen, F., F. Karahan, S. Ozkan, and J. Song, "What Do Data on Millions of U. S. Workers Reveal About Life-Cycle Earnings Dynamics?", *Econometrica*, 2021, 89 (5), 2303-2339.
- [23] Hu, Y., R. Moffitt, and Y. Sasaki, "Semiparametric Estimation of the Canonical Permanent-Transitory Model of Earnings Dynamics", *Quantitative Economics*, 2019, 10 (4), 1495-1536.
- [24] Hubmer, J., "The Job Ladder and Its Implications for Earnings Risk", *Review of Economic Dynamics*, 2018, 29, 172-194.
- [25] Kaplan, G., B. Moll, and G. Violante, "Monetary Policy According to HANK", *American Economic Review*, 2018, 108 (3), 697-743.
- [26] Kopecky, K. A., and T. Koreshkova, "The Impact of Medical and Nursing Home Expenses on Savings", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2014, 6 (3), 29-72.

- [27] Krueger, D., and F. Perri, "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory", *The Review of Economic Studies*, 2006, 73 (1), 163-193.
- [28] Lise, J., "On-the-Job Search and Precautionary Savings", *Review of Economic Studies*, 2013, 80 (3), 1086-1113.
- [29] McKay, A., "Time-Varying Idiosyncratic Risk and Aggregate Consumption Dynamics", *Journal of Monetary Economics*, 2017, 88, 1-14.
- [30] Meghir, C., and L. Pistaferri, "Income Variance Dynamics and Heterogeneity", *Econometrica*, 2004, 72 (1), 1-32.
- [31] 欧阳葵、王国成, "社会福利函数与收入不平等的度量——一个罗尔斯主义视角", 《经济研究》, 2014年第2期, 第87—100页。
- [32] Piketty, T., L. Yang, and G. Zucman, "Capital Accumulation, Private Property, and Rising Inequality in China, 1978-2015", *American Economic Review*, 2019, 109 (7), 2469-2496.
- [33] Salgado, S., F. Guvenen, and N. Bloom, "Skewed Business Cycles", Working Paper, 2020.
- [34] Tauchen, G., "Finite State Markov-Chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions", *Economics Letters*, 1986, 20 (2), 177-181.
- [35] 王绍、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9期, 第61—79页。
- [36] 徐舒, "不规则数据下居民收入冲击的分解与估计", 《管理世界》, 2010年第9期, 第67—75页。
- [37] 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。
- [38] 徐舒、赵绍阳, "养老金‘双轨制’对城镇居民生命周期消费差距的影响", 《经济研究》, 2013年第1期, 第83—98页。
- [39] 杨娟、赖德胜、邱牧远, "如何通过教育缓解收入不平等?", 《经济研究》, 2015年第9期, 第86—99页。
- [40] 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。
- [41] 朱诗娥、杨汝岱、吴比, "中国农村家庭收入流动: 1986~2017年", 《管理世界》, 2018年第10期, 第63—72页。

Higher Order Income Risk, Income Mobility, and Inequality

ZOU Jianwen*

(Zhongnan University of Economics and Law)

YANG Jisheng

(Huazhong University of Science and Technology)

Abstract: We demonstrate the existence and heterogeneity of higher-order income risk and study the impact of higher-order income risk on income mobility and inequality. We find that optimizing the income

* Corresponding Author: Zou Jianwen, Wenqin Building, Nanhu Campus, Zhongnan University of Economics and Law, No. 182 Nanhu Avenue, Donghu New Technology Development Zone, Wuhan, Hubei 430073, China; Tel: 86-13125011285; E-mail: zoujianwen@zuel.edu.cn.

shock structure and eliminating high-order income risks can improve income mobility, decrease the risk of income stagnation for low-income groups significantly, and reduce consumption inequality and wealth inequality. Therefore, first, the government needs to protect employment, reduce the labor market friction, and prevent workers from being affected by extreme income shocks such as unemployment. Second, the government needs to further improve the vocational training system and vocational promotion system to mitigate the risk of sliding down the work ladder for the workers.

Keywords: high order income risk; income mobility; inequality

JEL Classification: E21, E24, C51