

人口特征、等价规模与收入分配

万相昱 张晨 唐亮*

内容提要 为了实现不同家庭收入与福利的可比性，本文在人均收入的基础上，充分考虑中国家庭的人口特征，引入年龄结构和健康冲击，估算了等价规模，调整了统计收入，并分析了等价规模调整对于收入分配评估的影响。利用中国家庭收入调查（CHIP）数据，本文实证研究发现，年龄结构和健康冲击显著影响家庭的真实收入和福利水平，未成年人和老年人的存在具有正向作用，非健康成员的存在则会产生消极影响。等价规模调整提高了收入不平等程度，年龄结构的引入会缩小收入差距，忽视健康冲击则会低估收入不平等程度。等价规模调整改善了贫困现状，忽视年龄结构会高估低收入家庭的贫困程度，健康冲击则会造成贫困状态的显著恶化。

关键词 等价规模 年龄结构 健康冲击 收入不平等 贫困

一 引言

2020年10月，中国共产党第十九届中央委员会第五次全体会议通过了《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》（下文简称《建议》）。《建议》对“十四五”时期的收入分配改革提出了要求，包括“提高

* 万相昱，中国社会科学院大学政府管理学院、中国社会科学院数量经济与技术经济研究所，电子邮箱：xiangyu_wan@foxmail.com；张晨，山东财经大学财政税务学院，电子邮箱：zhangc0036@163.com；唐亮，东北师范大学经济与管理学院，电子邮箱：tangl123@nenu.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金重点项目“综合集成模拟实验平台的设计与构建研究”（批准号：18AJL006）、中国社会科学院国情调研重大课题“后疫情时期战略性新兴产业发展与经济数字化转型趋势调研”、中国电子科学研究院委托课题“信息智能时代风险治理理论研究”（编号：WB-2020-0629）对本文研究的资助。

劳动报酬在初次分配中的比重”“着力提高低收入群体收入，扩大中等收入群体”“完善再分配机制，加大税收、社保、转移支付等调节力度和精准性”等。《建议》中关于“十四五”时期收入分配问题的一系列表述充分说明，当前中国在提高居民生活水平、缩小收入差距方面依旧任重而道远。

一切关于收入分配问题的研究，都需要以精准刻画居民收入水平和收入分配状态为前提条件。目前社会各界关于中国收入分配问题的争议，主要源于缺乏准确刻画收入分配状态的真实量值（万相昱，2015）。国家治理体系和治理能力现代化建设同样要求收入分配系统的构建和运行需要基于科学的理论和方法，首要任务就是根据中国国情，精准评估居民收入水平和收入分配状态。如何精准度量居民收入水平貌似是一个基本的统计问题，但是“精准”二字要求收入水平的定义到度量都要具有扎实的经济理论基础。目前关于居民收入水平的定义普遍采用净等价收入（net equivalent income）的概念。根据家庭规模调整统计收入，最为常见的度量指标是家庭人均可支配收入即家庭总收入与成员数量的比值。但是家庭会根据成员规模、年龄结构等信息调整消费水平，生活基础设施、一般商品和服务的共享将导致消费的规模经济。因此人均可支配收入为3000元的两口之家可能要比相同收入的单身个体具有更高的福利水平。为了实现不同规模和年龄结构家庭之间的收入水平比较，Pollak & Wales（1979）首次提出了“等价规模”（equivalence scales）的概念，反映不同规模和年龄结构的家庭实现相同效用水平时的支出差异。基于等价规模所调整的等价收入被广泛应用于幼儿抚养成本和社会福利水平的测算等方面（Chen，2006；Peichl et al.，2012）。

为了实现不同家庭收入和福利的可比性，本文在人均收入（基于家庭规模调整统计收入）的基础上，继续引入更多的人口特征，包括年龄结构和健康因素，利用家庭福利水平的主观评估数据，测算等价规模和等价收入，分析等价规模调整对于收入分配评估的影响。实证结果发现，家庭年龄结构（未成年人和老年人）将会显著提高真实收入和福利水平，健康冲击则具有完全相反的影响。忽视年龄结构可能会高估收入不平等和贫困程度，而忽视健康冲击则会显著低估收入分配差距和贫困程度。

论文的结构安排如下：第二部分为文献综述，通过归纳关于家庭规模经济、健康冲击的研究成果，说明基于等价规模调整统计收入的重要性，并总结国内外关于等价规模调整对收入不平等和贫困评估影响的实证文献；第三部分为等价规模和等价收入的测算方法，构建充分考虑家庭人口特征的实证模型，以及变量选择和描述性统计；第四部分为实证结果和分析，基于实证模型的估计结果测算等价规模和等价收入，分析等价规模调整对收入不平等和贫困评估的影响；最后是研究结论和建议。

二 文献综述

本文梳理了三个方面的研究成果。首先，关于家庭规模经济的研究成果。家庭规模经济通常被认为是进行统计收入调整的主要原因。多位家庭成员之间的消费共享以及未成年人边际消费水平较低的特征要求等价收入能够反映家庭规模和年龄结构。其次，关于健康冲击对家庭影响的研究成果。健康冲击可以通过影响个体劳动行为和消费水平降低家庭真实收入和福利水平，因此应该将其纳入等价规模和等价收入的测算中。最后，关于等价规模调整对收入不平等和贫困评估影响的文献，说明考虑家庭人口特征进而获得真实收入和福利水平的重要性。

（一）家庭规模经济

等价规模和等价收入之所以受到关注，源于家庭消费的规模经济。消费的规模经济指的是家庭规模增加一倍，消费支出的增加少于一倍。如果将家庭消费品区分为公共物品（冰箱、空调等）和私人物品（牙刷、衣服等），那么规模经济主要体现在前者的消费中。即使对于私人物品，如果以家庭为单位进行批量购买，也会产生规模经济。另外在一些贫困或者节俭的家庭，兄弟或者姐妹之间共享衣服等私人物品的现象也会出现。Lazear & Michael（1980）最早发现，将两个单身成年人组合成为一个家庭时，消费支出降低大约 31% ~ 35%。

除了消费共享，不同年龄段成员的消费水平差异也是导致规模经济产生的重要原因。通常来讲，未成年人所需的消费品种类和消费数量要少于成年人，因此额外增加一个未成年人的边际消费成本要低于成年人。万相昱（2015）基于 2009 年家庭调查数据发现，一个未满 16 周岁孩子的抚养成本大约是成年人的 0.7 倍。张楠（2018）发现，一个 0 ~ 6 岁的幼儿抚养成本大约为一个单身成年人的 0.46 倍。

（二）家庭健康冲击

理论上，任何影响家庭真实收入或者福利水平的人口特征均应该被用来进行统计收入的调整，譬如健康冲击。健康冲击将会通过影响劳动参与和供给、家庭消费以及收入，进而影响家庭真实收入和福利水平。田艳芳（2011）发现健康冲击将会显著缩短劳动供给时间，降低劳动收入。杨志海等（2015）发现慢性和急性疾病显著降低了农村老年人参与农业劳动的可能性，也会缩短参与农业活动的时间。方迎风和邹薇（2013）发现健康冲击将会导致个体收入下降，且使个体更偏重当期消费。蔡雪雄等（2019）发现妇女健康冲击将会改变家庭消费结构，使家庭消费品支出增加 17.4%、发

展性支出提高 35.4%。涂冰倩等（2018）发现健康冲击将会对农户经济脆弱性产生显著影响，通过多种渠道对农户收入产生负面影响。于新亮等（2020）发现个人上一年遭受健康冲击后，将会导致下一年收入下降 12.08% ~ 28.74%。

（三）等价规模调整与收入分配评估

国外学者较早关注等价规模调整对于准确测算贫困和不平等指标的重要性。Lanjouw & Ravallion（1995）发现，由于家庭内部消费的规模经济特征，导致贫困和家庭规模存在显著相关性，他们建议在测算贫困相关指标时，应该考虑家庭规模等因素。Peichl et al.（2012）基于德国数据，在考虑等价收入后，发现收入不平等的上升并非源于工资，而是受到家庭结构和就业行为的影响。Bishop et al.（2014）发现等价收入具有重新分配贫困（redistribute poverty）的作用，引入等价收入的贫困指标更能真实反映贫困现实。

参考国外研究成果，国内学者开始关注等价规模和等价收入的相关问题。李俊杰（2014）基于等价收入重新测算了 2014 年南京市不同类型家庭的住房保障收入线，发现经等价规模调整后的保障收入线更加客观反映实际住房保障需求。万相昱（2015）发现在考虑家庭等价收入而非实际收入时，居民收入差距显著缩小。如果忽视反映家庭结构和消费模式的等价规模，将有可能导致社会保障政策的目标和效果分离，减弱收入再分配效果。韩秀兰和张楠（2019）基于中国家庭微观调查数据，发现忽视等价收入将会高估贫困指标，导致针对弱势群体的分析存在偏差，误导社会保障等公共福利政策。

虽然等价规模和等价收入的概念源于国外，但是近年来国内学者采用等价规模和等价收入研究中国问题的案例越来越多。通过梳理相关研究成果，发现国内文献仍然存在以下两个方面的问题。第一，中国家庭的年龄构成与西方国家存在显著差异。西方国家的“小型化家庭”通常只包括一对夫妻和若干未成年子女，因此国外文献往往只关注幼儿对家庭真实收入的影响。由于中式家庭中父母与成年子女合住的现象非常普遍，老年人的消费需求和生活成本与其他家庭成员存在显著差异，因此需要重视老年人对于家庭真实收入的影响。第二，忽视健康冲击的显著影响。当下“看病难、看病贵”所引发的“因病返贫”现象时有发生。中国家庭普遍存在高龄长辈，老年人又是慢性和重大疾病的高发人群，“病倒一人、拖垮全家”的现象并不罕见。

上述两方面的问题导致已有研究关于等价规模调整对收入分配评估影响的结论并不可靠。例如在健康冲击方面，遭受健康冲击的家庭，通常会出现消费增加而收入下降的情况，与无健康冲击家庭的收入差距被显著拉大，收入不平等程度将会加剧。因

此，本文尝试纳入更多家庭人口特征（家庭规模、年龄结构和健康冲击）测算中国家庭的等价规模和等价收入，重新计算基尼系数和贫困指数，分析等价规模调整对收入分配评估的影响。

三 实证模型与变量度量

（一）实证模型构建

等价规模被定义为实现相同效用水平时的收入或成本比值，因此要获得家庭真实收入即等价收入，首先需要估算等价规模。国外学者基于经济理论和现实问题发展了诸多测算等价规模的方法，基本可以归纳为三种：基于营养学和生理学研究测算、基于家庭效用理论测算以及基于主观福利水平测算（万向昱，2015）。前两类方法在理论假设上有较多争议。为放松行为假设，简化模型复杂度，利用主观福利评估数据进行测算的研究逐渐增多（Schwarze，2003）。本文将利用该方法测算等价规模和等价收入。

假定个体基于等价收入 Y^e 而非实际收入 Y 评估家庭的生活水平或福利水平。将福利水平方程设定如下：

$$W_i^* = \alpha X_i + \beta \ln Y^e + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， W_i^* 表示不可观测的生活水平或福利水平， X_i 为家庭相关变量， ε_i 为满足特定分布的随机干扰项。 Y^e 为家庭实际收入，设定形式如下：

$$Y^e = g(Y, \theta) \quad (2)$$

其中， θ 为测算等价规模所需参数。Buhmann et al. (1988) 提出了一个指数型等价规模 h^e ，其中 h 表示家庭规模， $e \in [0, 1]$ 代表规模弹性参数，他指出几乎所有的等价规模均可以通过 h^e 近似得到。如果 Y 表示家庭总收入，那么家庭等价收入 Y^e 可以被写为 $Y^e = \frac{Y}{h^e}$ 。如果规模弹性参数 $e = 1$ ，家庭等价收入就等于家庭人均收入；如果规模弹性参数 $e = 0$ ，意味着没有调整家庭收入的必要。即：

$$g(Y, \theta) = \frac{Y}{h^e} \quad (3)$$

将等价收入带入福利水平方程，整理后可以得到实证模型如下：

$$W_i^* = \alpha X_i + \beta \ln Y_i - \beta e \ln h_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

由系数估计结果即可计算等价规模弹性参数：

$$e = \frac{\beta e}{\beta} \quad (5)$$

不可观测的生活水平或者福利水平 W_i^* 可以通过可观测的离散型变量 W_i 进行度量, 例如“很差”“差”“一般”“好”“好很多”。那么 W_i^* 与 W_i 存在如下关系:

$$W_i = j \text{ if } \mu_j < W_i^* \leq \mu_{j+1}, j = 1, \dots, J \quad (6)$$

其中, μ_j 为门限值, 满足 $\mu_j < \mu_{j+1}$ 。对于个体 i , 可观测的结果 $W_i = j$ 出现的概率如下:

$$\Pr(W_i = j | X_i, \ln(\cdot)) = \Lambda\left(\mu_{j+1} - \theta X_i - \beta\left(\frac{Y_i}{h_i^e}\right)\right) - \Lambda\left(\mu_j - \theta X_i - \beta\left(\frac{Y_i}{h_i^e}\right)\right) \quad (7)$$

其中, Λ 为随机误差 ε_i 的累积分布函数。如果 Λ 为逻辑分布, 可以采用排序 Logit 模型 (ordered logit model, OLM) 估计式 (4)。如果 Λ 为正态分布, 则可以采用排序 Probit 模型 (ordered probit model, OPM) 进行估计。

等价规模 h^e 只包含了家庭规模, 并没有考虑年龄结构和健康冲击。参考 Schwarze (2003) 将上述家庭信息引入到规模弹性参数 e 中:

$$e = e_a - b \times Kid - c \times Old + d \times Unheal \quad (8)$$

其中, Kid 为未成年人数量, Old 为老年人数量, $Unheal$ 为不健康成员数量, e_a 为只有成年人家庭的等价规模弹性。由于规模经济的存在, 可以预期 $b > 0$ 、 $c > 0$, 意味着家庭总收入不变的情况下, 未成年人或老年人的存在将会降低等价规模, 提高等价收入。同样, 预期 $d > 0$, 意味着健康冲击将会提高家庭等价规模, 总收入不变的情况下, 等价收入将会降低。

等价收入的计算公式如下:

$$g(Y, \theta) = \frac{Y}{h^{(e_a - b \times Kid - c \times Old + d \times Unheal)}} \quad (9)$$

将等价收入带入到福利水平方程中, 整理后可以得到实证模型如下:

$$W_i^* = \alpha X_i + \beta \ln(Y_i) - \beta e_a \ln(h_i) + \beta b Kid_i \ln(h_i) + \beta c Old_i \ln(h_i) - \beta d Unheal_i \ln(h_i) + \varepsilon_i \quad (10)$$

基于系数估计结果可以得到等价规模参数:

$$\begin{aligned} e_a &= \frac{\beta e_a}{\beta}, b = \frac{\beta b}{\beta} \\ c &= \frac{\beta c}{\beta}, d = \frac{\beta d}{\beta} \end{aligned} \quad (11)$$

(二) 变量选择和度量

本文所使用的数据来自中国家庭收入调查 (CHIP)。CHIP 是一项由中外研究者共同组织, 在中国国家统计局的协助下进行的关于中国农村、城镇家庭收支等情况的入

户调查。由于 CHIP 数据来源的科学性与权威性，其被广泛应用于学术研究以及政策报告的撰写。目前 CHIP 已完成 1988 年、1995 年、2002 年、2007 年、2013 年、2018 年 6 轮数据的收集，本文选择 2013 年和 2018 年的调查数据作为研究样本。

1. 被解释变量

本文采用福利水平的主观评估数据测算等价规模和等价收入，因此需要搜集能够反映福利水平的主观评估信息。CHIP 问卷中有关生活水平的主观性问题能够帮助我们获取主观评估数据。具体而言，问题 4、问题 6-1 和问题 7-1 是受访者针对当前生活水平或者福利水平的评价。问题 4 为“考虑到生活的各个方面，您觉得幸福吗？①非常幸福；②比较幸福；③一般；④不太幸福；⑤很不幸福；⑥不知道”。问题 6-1 为“您认为您家的生活水平比您所在地区（市/镇/县城）的平均生活水平：①高很多；②略高；③持平；④略低；⑤低很多；⑥不清楚”。问题 7-1 为“您认为您家的生活水平最适用于以下哪种情况？①生活非常舒适，并且有能力支付各种额外的消费支出；②生活基本舒适，但没有能力支付多项额外的消费支出；③生活不够舒适，并且没有能力支付一些基本的消费支出；④不清楚”。

上述三个问题虽然均是针对生活水平或者福利水平的评价，但是侧重点有所不同。问题 4 是关于生活各个方面的主观评估，不仅包括收入水平。Biewen & Juhasz (2017) 建议直接使用关于家庭收入的主观评估信息，而不要使用涉及多个方面的综合评估信息。他们发现当采用综合评估（例如幸福感）数据时，模型的显著性以及等价规模的测算都会出现较大问题。究其原因可能在于，如果采用综合评估信息，在形成评估结果的过程中，除家庭收入和人口特征外，一些无形因素如家庭成员之间的和睦程度、被调查者的乐观性，同样扮演重要角色。由于上述因素难以度量，遗漏重要变量所产生的内生性等问题将对参数估计产生严重影响。

问题 6-1 和问题 7-1 虽然使用“生活水平”而非“收入水平”，但是相比问题 4，受访者进行评估时的参考范围大大缩小，因为常规思维通常是将生活水平与收入水平直接挂钩。但是问题 7-1 的选项设置存在两个问题。第一，除了选项④外，将生活水平划分为非常舒适、基本舒适和不够舒适三个程度，从模型估计层面看，被解释变量的变动范围较小将无法进行有效估计。第二，三个选项均额外添加了关于支付能力的评估词语，将导致被解释变量掺杂过多其他信息。因此经过综合考量，本文最终选择基于问题 6-1 的回答作为被解释变量福利水平的度量。这里需要说明的是，问题 6-1 明确为受访者设置了一个评估生活水平的参考标准：所在地区的平均生活水平。为了解决参考标准对福利水平评估的影响，在实证估计时应该尽可能将这一部分信息

纳入模型中^①。

关于对福利水平进行评估的主体，本文要求受访者为户主。这是因为，本文所构建实证模型的假设之一是受访者根据当前的家庭收入以及其他信息评估福利水平，因此要求受访者充分了解家庭收入以及家庭生活的其他方面。CHIP 将户主定义为家庭事务的主要决策者或经济的主要支撑者，身份为户主的家庭成员最有可能掌握家庭生活的各方面信息，从而在评估福利水平时充分考虑家庭收入和人口特征（家庭规模、年龄结构和健康冲击）。另外，本文还删除了针对问题 6-1 的回答为“不清楚”的样本。

2. 解释变量和控制变量

核心解释变量为家庭总收入，采用家庭年度可支配收入度量；家庭规模采用家庭成员数量度量；年龄结构采用家庭中未满 14 周岁成员数量和已满 60 周岁成员数量度量；健康信息采用家庭中非健康成员数量度量。CHIP 问卷中问题 16-1 是关于健康状况的调查：“与同龄人相比，您目前的健康状况是：①非常好；②好；③一般；④不好；⑤非常不好”。选择④和⑤的成员被认定为非健康成员。模型中的控制变量包括受访者的年龄、性别、受教育程度、所在地区平均生活水平、户籍。相关变量的含义、度量和符号如表 1 所示。

表 1 变量含义、度量及符号

变量	含义	度量	符号
被解释变量	福利水平评估	1 表示低很多, 2 表示略低, 3 表示持平, 4 表示略高, 5 表示高很多	<i>W</i>
解释变量	家庭总收入	家庭年度可支配收入, 以 2013 年为基期采用各省居民消费价格指数(CPI)调整	<i>Y</i>
	家庭规模	家庭成员数量	<i>h</i>
	未成年人	家庭中未满 14 周岁成员数量	<i>Kid</i>
	老年人	家庭中年满 60 周岁成员数量	<i>Old</i>
	非健康成员	家庭中非健康成员数量	<i>Unheal</i>
控制变量	年龄	调查年份减去出生年份	<i>Age</i>
	性别	1 表示男性, 0 表示女性	<i>Sex</i>
	受教育程度	1 表示初中及以下, 2 表示高中和中专, 3 表示大专及以上	<i>Edu</i>
	所在地区平均生活水平	所在省份城镇或农村居民可支配收入, 以 2013 年为基期采用各省 CPI 调整	<i>OY</i>
	户籍	1 表示农村, 0 表示城镇	<i>Hu</i>

^① Biewen & Juhasz (2017) 为了考虑福利水平评估中的对比效应，在研究中引入了家庭收入在样本收入分布中的位置。

（三）变量描述性统计

表 2 给出了研究中所涉及变量的描述性统计特征。 W 提供了关于家庭经济状况的评价信息。认为自家经济条件比所在地区的平均生活水平“低很多”的样本共计 475 个，占比约为 5.02%；回答“略低”的样本共计 2239 个，占比约为 23.65%；回答“持平”的样本共计 5112 个，占比约为 53.99%；回答“略高”的样本共计 1550 个，占比约为 16.37%；回答“高很多”的样本共计 93 个，占比约为 0.98%。

表 2 变量统计描述

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Sex</i>	9469	0.810	0.392	0.000	1.000
<i>Edu2</i>	9469	0.192	0.394	0.000	1.000
<i>Edu3</i>	9469	0.111	0.315	0.000	1.000
<i>Hu</i>	9469	0.561	0.496	0.000	1.000
<i>Age</i>	9469	51.637	12.251	20.000	90.000
$\ln(OY)$	9469	9.578	0.566	8.629	10.705
W	9469	2.847	0.785	1.000	5.000
$\ln(Y)$	9469	10.631	0.761	7.510	12.301
h	9469	3.059	1.210	1.000	8.000
<i>Kid</i>	9469	0.441	0.668	0.000	4.000
<i>Old</i>	9469	0.565	0.805	0.000	4.000
<i>Unheal</i>	9469	0.202	0.497	0.000	4.000

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

反映家庭总收入的 $\ln(Y)$ 为对年度可支配收入取自然对数后的结果，均值为 10.631，最小值为 7.510，最大值为 12.301，极值表明样本中家庭收入的波动性很大。 h 表示家庭规模，采用家庭成员数量度量，样本中家庭成员数量平均为 3.059，规模最小的为 1 口之家，规模最大的家庭拥有 8 位成员。 Kid 为未满 14 周岁的成员数量，均值只有 0.441，原因在于大约 65% 的家庭 Kid 为 0， Kid 为 1 或 2 的样本占比约 34%，只有不到 1% 的家庭拥有 3 个或以上未满 14 周岁的成员。 Old 为年满 60 周岁的成员数量，均值为 0.565，大约 63% 的家庭 Old 为 0，约 36% 的家庭拥有 1 位或 2 位年满 60 周岁的老人，不到 1% 的家庭拥有 3 位或以上的老人。 $Unheal$ 反映了家庭成员的健康状态，采用非健康的家庭成员数量度量。家庭平均有 0.202 个非健康成员，大约 83% 的家庭无非健康成员，12% 的家庭有 1 位非健康成员，其余不到 5% 的家庭有超过 2 位非健康成员。

样本中城镇和农村家庭由 Hu 所示, 城镇家庭共 4160 个, 占比为 43.93%; 农村家庭为 5309 个, 占比为 56.07%。由于需要控制福利评估时的参考标准, 因此本文加入所在地区的平均生活水平 $\ln(OY)$, 采用城镇或农村居民人均可支配收入度量, 并取自然对数。 $\ln(OY)$ 的均值为 9.578, 最小值为 8.629, 最大值为 10.705。此外, 男性共计 7674 个, 占比约 81.04%; 女性共计 1795 个, 占比约 18.96%。受教育程度为高中和中专样本共计 1819 个, 占比约 19.21%; 大专及以上学历样本共计 1055 个, 占比约 11.14%。

四 实证结果和分析

(一) 福利水平方程估计结果

表 3 给出了福利水平方程的估计结果。模型 (1) 至模型 (4) 为逐步引入家庭年龄结构和健康冲击的估计结果。为了考虑城乡可能存在的差异, 模型 (5) 至模型 (7) 继续引入户籍变量 Hu 与未成年人 Kid 、老年人 Old 以及非健康成员 $Unheal$ 的交互项: $Hu \times Kid \times h$ 、 $Hu \times Old \times h$ 和 $Hu \times Unheal \times h$ 。

暂时不考虑城乡差异, 观察模型 (1) 至模型 (4) 的估计结果。 $\ln(h)$ 和 $\ln(Y)$ 的系数被用来计算只有成年人家庭的等价规模弹性。 $\ln(Y)$ 的系数估计结果分别为 0.623、0.627、0.629 和 0.594, 均在 1% 的显著水平下大于零。 $\ln(h)$ 的系数估计结果分别为 -0.105、-0.146、-0.176 和 -0.077, 除了模型 (4) 外, 其余均至少在 5% 的水平下显著小于零。 $\ln(Y)$ 和 $\ln(h)$ 的系数符号符合理论预期, 受访者所给出的福利水平评估与家庭收入正相关, 与家庭规模负相关, 意味着需要基于家庭规模调整统计收入。家庭年龄结构的系数估计结果并不十分一致, 模型 (2) 和模型 (3) 中的未成年人 $Kid \times h$ 和老年人 $Old \times h$ 的系数均不显著。继续引入健康冲击 $Unheal$ 后, $Old \times h$ 和 $Unheal \times h$ 的系数分别在 1% 水平下显著大于零和小于零。老年人 $Old \times h$ 的系数大于零意味着规模弹性方程中参数 c 也具有相同的符号, 符合理论预期。 $Unheal \times h$ 的系数小于零说明规模弹性方程中参数 d 大于零, 意味着额外增加非健康成员后, 家庭等价规模有所增加, 在总收入不变的情况下, 等价收入将会下降。

表3 福利水平方程估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Sex</i>	0.257 *** (4.906)	0.261 *** (4.981)	0.260 *** (4.960)	0.252 *** (4.802)	0.252 *** (4.802)	0.253 *** (4.805)	0.258 *** (4.911)
<i>Edu2</i>	0.039 (0.716)	0.040 (0.753)	0.044 (0.809)	0.045 (0.842)	0.044 (0.816)	0.045 (0.827)	0.037 (0.692)
<i>Edu3</i>	0.284 *** (3.849)	0.283 *** (3.831)	0.277 *** (3.743)	0.292 *** (3.938)	0.287 *** (3.857)	0.286 *** (3.851)	0.280 *** (3.759)
<i>Age</i>	0.526 *** (6.079)	0.541 *** (6.201)	0.471 *** (4.762)	0.498 *** (5.034)	0.514 *** (5.171)	0.516 *** (5.173)	0.565 *** (5.658)
$\ln(OY)$	-0.302 *** (-7.019)	-0.303 *** (-7.032)	-0.304 *** (-7.061)	-0.337 *** (-7.796)	-0.373 *** (-7.769)	-0.368 *** (-7.254)	-0.368 *** (-7.226)
$\ln(Y)$	0.623 *** (19.068)	0.627 *** (19.096)	0.629 *** (19.141)	0.594 *** (17.986)	0.600 *** (18.073)	0.601 *** (18.073)	0.589 *** (17.674)
$\ln(h)$	-0.105 ** (-2.019)	-0.146 ** (-2.394)	-0.176 *** (-2.738)	-0.077 (-1.193)	-0.090 (-1.372)	-0.090 (-1.373)	-0.156 ** (-2.399)
<i>Kid</i> × <i>h</i>		0.029 (1.267)	0.028 (1.234)	0.022 (0.981)	0.078 * (1.968)	0.079 ** (2.004)	0.084 ** (2.097)
<i>Old</i> × <i>h</i>			0.036 (1.508)	0.085 *** (3.507)	0.085 *** (3.510)	0.076 ** (2.078)	0.077 ** (2.076)
<i>Unheal</i> × <i>h</i>				-0.370 *** (-11.359)	-0.370 *** (-11.341)	-0.370 *** (-11.349)	-0.519 *** (-7.761)
<i>Hu</i> × <i>Kid</i> × <i>h</i>					-0.072 * (-1.719)	-0.074 * (-1.752)	-0.082 * (-1.656)
<i>Hu</i> × <i>Old</i> × <i>h</i>						0.013 (0.309)	0.001 (0.010)
<i>Hu</i> × <i>Unheal</i> × <i>h</i>							0.034 (0.576)
似然值	-10793	-10792	-10791	-10727	-10725	-10725	-10722
伪 R ²	0.020	0.020	0.020	0.026	0.026	0.026	0.027
观测数	9469	9469	9469	9469	9469	9469	9469

注：括号内为 z 值；*、**和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

引入户籍变量 *Hu*，充分考虑城乡之间的不同表现，观察模型（5）至模型（7）的估计结果。家庭收入 $\ln(Y)$ 的估计结果伴随着研究变量的引入稳定在 0.600 左右，且在 1% 水平下显著大于零。*Hu* × *Kid* × *h* 的系数估计分别为 -0.072、-0.074 和 -0.082，但参数显著性检验均只能勉强达到 10% 的水平。*Hu* × *Old* × *h* 和 *Hu* × *Unheal* × *h*

的系数同样并不显著异于零。上述结果表明,从统计角度来看,城镇和农村样本的等价规模弹性参数并不存在显著差异。但是,在引入与户籍变量相关的交互项后,其他研究变量的显著性水平有了显著提升。模型(7)中 $\ln(h)$ 的系数估计结果为-0.156,在5%水平下显著小于零。 $Kid \times h$ 的系数估计结果稳定在0.08左右,在5%水平下显著大于零。 $Old \times h$ 的系数维持在0.077附近,在5%水平下显著大于零。 $Unheal \times h$ 的系数虽然一直在1%水平下显著小于零,但是在引入全部变量后,系数绝对值有了显著增加,从之前稳定的0.370增加为0.519,意味着健康冲击对于家庭生活水平的影响在增加。

伴随着研究变量的逐步引入,控制变量的估计结果表现出稳健性。性别 Sex 的系数一直处于0.260左右,并且在1%水平下显著大于零,意味着户主为男性的家庭生活水平更高一些。户主的受教育程度采用离散形式设定,以高中和大专为临界点,设定初中及以下、高中和中专、大专及以上。根据估计结果可知, $Edu3$ 的系数一直处于0.277~0.292区间内,且在1%水平下显著大于零,说明户主学历为大专及以上的家庭生活水平要显著高于其他学历家庭。年龄变量 Age 的估计结果大约为0.50左右,显著大于零的结果说明户主年龄与家庭生活水平显著正相关。由于获取被解释变量的过程中,要求受访者与所在地区的平均生活水平进行比较,因此模型中额外引入所在地区的人均可支配收入 $\ln(OY)$ 作为参考基准进行控制。 $\ln(OY)$ 的估计结果无论从绝对值还是符号上看均比较稳健,在1%水平下显著小于零的结果意味着参考基准确实存在,说明受访者对于福利水平的评估是基于比较而来。

根据福利水平方程的估计结果,可以总结得到以下三点发现。第一,家庭人口特征中的年龄结构对等价收入具有显著影响。未成年人和老年人变量的系数估计结果显著为正,说明在家庭总收入不变且家庭规模相同时,存在未成年人和老年人将会提高真实收入。第二,家庭人口特征中的健康状态对于等价收入同样具有显著影响。家庭非健康成员的系数估计结果显著为负说明家庭成员遭受健康冲击后,会显著降低真实收入。

(二) 等价规模和等价收入测算

1. 等价规模测算

基于模型(7)的系数估计结果以及式(11),可以计算等价规模弹性方程的相关参数如表4所示,假设检验基于Delta方法进行。只有成年人家庭的等价规模弹性为0.265,在5%水平下显著大于零。未成年人和老年人的系数分别为0.142和0.130,同样在5%水平下显著大于零,未成年人高于老年人意味着前者所产生的规模经济效应较大,对于真实收入的正向影响较高。成员健康变量的系数估计结果为0.881,在1%水

平下显著大于零，意味着健康冲击将会降低家庭的真实收入，系数绝对值大幅高于未成年人和老年人，说明健康冲击对家庭真实收入的影响非常显著。结合相关系数的估计结果，可以构建等价规模的计算公式如下：

$$h^e = h^{(0.265 - 0.142 \times Kid - 0.130 \times Old + 0.881 \times Unheal)}$$

表 4 等价规模相关参数估计

e_a	b	c	d
0.265 ** (2.501)	0.142 ** (2.116)	0.130 ** (2.063)	0.881 *** (6.855)

注：括号内为 t 值；*、**和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

表 5 给出了等价规模和真实家庭规模的基本统计特征。真实家庭规模的平均值为 3.059，家庭等价规模平均值为 1.554，明显前者更大。为了进一步观察样本中真实家庭规模和等价规模的差异，表 5 最后一行给出了两者之差的统计描述。可以发现大部分家庭的等价规模要小于真实规模，意味着未成年人和老年人的存在，导致家庭中出现了显著的规模经济，可以预期经等价规模调整后的等价收入要高于将所有成员视为同质个体的人均家庭收入。

表 5 真实家庭规模与等价规模描述

家庭规模	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
真实值	9469	3.059	1.210	1.000	8.000
等价值	9469	1.554	0.967	1.000	7.932
真实 - 等价	9469	1.505	1.279	-4.932	3.990

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

根据前文的分析，由于未成年人和老年人的存在，等价规模要小于真实规模。但是非健康家庭成员将会对等价规模产生相反的影响，即引入健康冲击后，等价规模也有可能高于真实家庭规模。表 5 最后一行中，两者之差的最小值出现了负值，实际上是样本中约 9% 的家庭出现了等价规模更大的情形。为了说明真实家庭规模和等价规模的相对大小与家庭人口特征之间的关系，我们按照真实家庭规模和等价规模的大小关系对样本进行分组，统计各组的非健康成员数量以及未成年人和老年人数量，如表 6 所示。

表 6 家庭规模的分组统计

变量	分组	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
非健康成员	真实 ≥ 等价	8581	0.079	0.270	0.000	1.000
	真实 < 等价	888	1.173	0.378	1.000	4.000
老年人及未成年人	真实 ≥ 等价	4783	1.406	0.580	1.000	6.000
	真实 < 等价	511	1.215	0.444	1.000	4.000

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

真实规模较大的样本中，非健康成员数量均值为 0.079，最小值为 0.000，最大值仅为 1.000。等价规模较大的样本中，非健康成员数量均值为 1.173，最小值为 1.000，最大值为 4.000。实际上在后一组的所有家庭中，至少存在一位非健康成员。基于上述简单的统计分析，可以直观地看到健康冲击将导致等价规模高于实际家庭规模。

由于只有成年人家庭的等价规模也小于真实规模，因此将此部分样本剔除，只保留拥有未成年人或老年人的家庭样本。真实规模较大的样本中，未成年人和老年人数量的平均值为 1.406，最小值为 1.000，最大值为 6.000。真实规模较小的样本中，未成年人和老年人的平均数量为 1.215，最小值为 1.000，最大值为 4.000。以上统计数字能够在一定程度上说明未成年人和老年人的存在将会导致等价规模小于真实家庭规模。

2. 等价收入测算

表 7 给出了人均收入、等价收入的基本统计特征。从平均水平来看，全样本、农村和城镇样本的等价收入要显著高于人均收入，这一点基于等价规模和真实家庭规模的关系不难预期。从收入波动水平来看，全样本、农村和城镇样本的等价收入波动性同样显著高于人均收入。三个样本人均收入的标准差分别为 15175.502、11384.921 和 16515.426，等价收入的标准差分别为 32319.039、26222.218 和 34579.082，后者同样

表 7 家庭收入的统计描述

样本	收入	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
全样本	人均收入	9469	19198.872	15175.502	800.000	200000.000
	等价收入	9469	41105.421	32319.039	504.297	219238.865
农村	人均收入	5309	13751.358	11384.912	800.000	200000.000
	等价收入	5309	30860.334	26222.218	504.297	200000.000
城镇	人均收入	4160	25482.000	16515.426	1247.625	175380.000
	等价收入	4160	52922.052	34579.082	1241.692	219238.903

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

显著高于前者。基于最小值和最大值的计算结果，依然可以发现等价收入的波动范围要更广一些。等价收入较高的波动性意味着将会扩大收入不平等程度。

（三）等价规模调整对收入不平等评估的影响

1. 等价规模调整扩大了收入不平等程度

根据前文关于等价收入的分布特征以及不同样本人均收入和等价收入的基本统计特征，可以初步判断，相比人均收入，考虑更多家庭人口特征的等价收入将会放大收入不平等程度，意味着用来度量收入不平等的基尼系数等指标会有所增加。表8最后一列给出了全样本、农村和城镇样本的基尼系数计算结果。当采用人均收入计算时，全样本、农村和城镇样本的基尼系数分别为0.394、0.387和0.334。当采用等价收入计算时，三类样本的基尼系数分别为0.414、0.431和0.353。简单对比后发现，根据等价收入给出的收入不平等度量要显著高于基于人均收入的度量，增幅分别为5.08%、11.37%和5.69%，其中农村样本的收入不平等程度被明显低估。上述发现与万相昱(2015)关于等价规模调整缩小收入差距的结论并不一致，原因在于此处的等价规模增加了健康因素，健康冲击将会显著降低家庭的真实收入和福利水平，可能导致收入差距扩大。

2. 忽视健康冲击导致收入不平等程度被低估

相比人均收入，等价收入除了进行家庭规模调整外，还引入了年龄结构和健康冲击，因此基尼系数的变动可能源于额外增加的家庭人口特征。为了说明这一问题，针对家庭有无未成年人和老年人以及是否存在非健康成员进行分类，分解总基尼系数为组内、组间以及残差，通过观察每一部分的基尼系数变动，分析等价规模调整提高收入不平等的原因。

表8给出了基于成员健康状态分组的基尼系数分解结果。全样本情况下，基于人均收入和等价收入，组内基尼系数均为0.292，组间基尼系数分别为0.059和0.116，两者之和分别为0.351和0.408。等价收入扩大了组间收入不平等程度，而对组内不平等则无显著影响。在农村样本中，基于人均收入和等价收入，组内基尼系数分别为0.270和0.282，组间基尼系数分别为0.064和0.141，两者之和分别为0.334和0.423，基于人均收入计算的组间基尼系数被显著低估。在城镇样本中，组内基尼系数分别为0.267和0.269，组间基尼系数分别为0.035和0.079，两者之和分别为0.302和0.348，又一次呈现出相同的规律。综上所述，考虑健康冲击后，收入不平等程度将会扩大。

表 8 基于家庭成员健康分组的基尼系数测算和分解

样本	收入	组内	组间	组内 + 组间	残差	总计
全样本	人均收入	0.292 (74.107)	0.059 (15.031)	0.351 (89.138)	0.043 (10.862)	0.394
	等价收入	0.292 (70.441)	0.116 (27.941)	0.408 (98.551)	0.006 (1.449)	0.414
农村	人均收入	0.270 (69.845)	0.064 (16.434)	0.334 (86.279)	0.053 (13.721)	0.387
	等价收入	0.282 (65.512)	0.141 (32.642)	0.423 (98.154)	0.008 (1.846)	0.431
城镇	人均收入	0.267 (79.818)	0.035 (10.543)	0.302 (90.361)	0.032 (9.639)	0.334
	等价收入	0.269 (76.303)	0.079 (22.516)	0.348 (98.584)	0.005 (1.416)	0.353

注：括号内为组内、组间和残差占总基尼系数的百分比。
资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

以上分析只是简单从统计数字角度进行的对比，要解释其原因，需要立足于等价收入所包含的家庭人口特征。理论上，健康冲击一方面会降低家庭成员的劳动参与概率和劳动供给时间，另一方面会增加医疗和保健方面的支出，最终导致家庭真实收入即等价收入下降。反映在等价规模弹性方程中，成员健康变量的系数显著大于零，意味着如果家庭规模和收入相同，拥有非健康成员越多的家庭，等价收入越低。此时，人均收入将高估此类家庭的真实收入水平。实际上，在本文的研究样本中，非健康成员数量越多的家庭，收入一般越低^①，通过等价规模调整，此类家庭的真实收入将会进一步降低，与其他类型家庭的收入差距将会扩大。表 8 中对于健康和非健康样本所给出的组间基尼系数变动正是上述分析的真实反映，即由于非健康组收入本身就偏低，经等价规模调整后，进一步降低了其真实收入，与健康组的收入差距将会被拉大，体现为组间基尼系数显著增加。

3. 忽视家庭年龄结构导致收入不平等程度被高估

表 9 给出了基于未成年人和老年人分组的分解结果。采用类似于表 8 的分析方式，观察各类样本的组内和组间基尼系数。全样本情况下，分别根据人均收入和等价收入计算的组内基尼系数为 0.195 和 0.211，组间基尼系数分别为 0.059 和 0.011，两者之

① $\ln(Y)$ 对 $\ln(Unheal + 1)$ 的回归系数为 -0.741，且在 1% 水平下显著。

和为 0.254 和 0.222，等价收入虽然扩大了组内收入不平等，但是组间收入差距缩小的程度要更高。在农村样本中，组内基尼系数分别为 0.186 和 0.218，组间基尼系数分别为 0.090 和 0.036，两者之和为 0.276 和 0.254，整体上等价收入导致基尼系数有所减小。在城镇样本中，组内基尼系数分别为 0.166 和 0.179，组间基尼系数分别为 0.035 和 0.011，两者之和为 0.201 和 0.190，呈现出相似的规律。综上所述，考虑家庭年龄结构后，收入不平等程度将会降低。

表 9 基于家庭年龄结构分组的基尼系数测算和分解

样本	收入	组内	组间	组内 + 组间	残差	总计
全样本	人均收入	0.195 (49.473)	0.059 (15.046)	0.254 (64.519)	0.140 (35.481)	0.394
	等价收入	0.211 (50.871)	0.011 (2.600)	0.222 (53.623)	0.192 (46.377)	0.414
农村	人均收入	0.186 (48.140)	0.090 (23.386)	0.276 (71.318)	0.111 (28.682)	0.387
	等价收入	0.218 (50.583)	0.036 (8.293)	0.254 (58.876)	0.177 (41.124)	0.431
城镇	人均收入	0.166 (49.804)	0.035 (10.461)	0.201 (60.265)	0.133 (39.735)	0.334
	等价收入	0.179 (50.747)	0.011 (2.997)	0.190 (53.744)	0.163 (46.256)	0.353

注：括号内为组内、组间和残差占总基尼系数的百分比。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

理论上，包含未成年人和老年人的家庭将会产生规模经济，真实收入要高于人均收入。反映在等价规模弹性方程中，这两类成员的系数均显著小于零，因此如果家庭成员数量和收入相同，那么老年人和未成年人较多的家庭等价收入将更高，此类家庭的真实收入由于采用人均收入度量而被低估。实际上，在本文的研究样本中，老年人和未成年人数量越多，家庭总收入一般越低^①。通过等价规模调整，将会提高此类家庭的真实收入，缩小与其他家庭的收入差距。表 9 中组间基尼系数所呈现的规律正是上述分析的真实反映，人均收入由于未考虑家庭年龄结构，将高估收入不平等程度。

^① $\ln(Y)$ 对 $\ln(Kid + Old + 1)$ 的回归系数为 -0.266 ，且在 1% 水平下显著。

(四) 等价规模调整对贫困评估的影响

除了收入不平等程度，贫困状况也是收入分配领域普遍关注的问题。为了说明引入家庭人口特征后的等价收入对贫困状况评估的影响，本文基于人均收入和等价收入分别计算 Foster - Greer - Thorbecke 指数（简称 FGT 指数），测算和分解贫困广度（ $\alpha = 0$ ）、贫困深度（ $\alpha = 1$ ）以及贫困强度（ $\alpha = 2$ ），观察贫困指标的变动情况。

FGT 指数的测算公式如下：

$$FGT(\alpha) = \frac{1}{Nz^\alpha} \sum_{i=1}^n I_i(z - Y_i) \cdot \left(\frac{z - Y_i}{z} \right)^\alpha \quad (12)$$

其中， I_i 为示性函数，如果 $Y_i < z$ 则等于 1，否则为 0。 N 为样本个数， i 为个体标记， z 为贫困线， Y_i 为收入， α 为贫困厌恶指数。

如果存在 s 组个体，那么 FGT 总指数可以写为每组 FGT 指数的加权平均：

$$FGT(\alpha) = \sum_{k=1}^s v_k FGT_k(\alpha) \quad (13)$$

其中， $v_k = \frac{N_k}{N}$ ， N_k 为第 k 组的样本数量。定义第 k 组的贫困贡献度 S_k 如下：

$$S_k = \frac{v_k FGT_k(\alpha)}{FGT(\alpha)} \quad (14)$$

1. 等价规模调整缓解了贫困现状

表 10 给出了 FGT 指数的测算结果。无论从贫困广度、贫困深度还是贫困强度来看，与人均收入相比，基于等价收入的测算结果均有所减小。人均收入和等价收入度量的贫困广度分别为 0.021 和 0.011，贫困深度分别为 0.005 和 0.003，贫困强度分别为 0.002 和 0.001，意味着引入家庭年龄结构和健康冲击后，基于 FGT 指数所描述的贫困状况有所缓解。根据前文分析，基于等价规模调整后，样本的收入变动可以分为三种情况：第一，家庭规模经济使得引入年龄结构后，拥有未成年人和老年人家庭的真实收入提高；第二，健康冲击引入后，拥有非健康成员家庭的真实收入下降；第三，家庭规模经济导致只有健康成年人（非老年人）的家庭收入增加。虽然健康冲击导致拥有非健康成员家庭的真实收入显著下降，但是家庭规模经济不仅提高了只有成年人家庭的收入，更加能够增加拥有未成年人和老年人家庭的真实收入。从贫困指标的整体变动来看，家庭规模经济对于贫困群体的积极影响显然大于健康冲击的负面作用。

表 10 贫困指标测算

指标	贫困广度	贫困深度	贫困强度
人均收入	0.021	0.005	0.002
等价收入	0.011	0.003	0.001

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

2. 忽视家庭年龄结构导致贫困状况被高估

表 11 给出了 FGT 指数的分解结果，基于有无未成年人和老年人以及有无非健康成员将样本分为四组，按照人均收入和等价收入分别测算每组的 FGT 指数以及 FGT 指数贡献度。观察第三组即只存在未成年人和老年人，并且无非健康成员群体的 FGT 指数测算结果，人均收入下的贫困广度、贫困深度和贫困强度分别为 0.021、0.005 和 0.002，贡献度分别为 0.407、0.405 和 0.389；等价收入下的贫困广度、贫困深度和贫困强度分别为 0.001、0.000 和 0.000，贡献度分别为 0.021、0.012 和 0.005。与健康冲击完全相反，引入家庭年龄结构后，三类 FGT 指数均有所减小，每一类指数对于总指数的贡献度大幅降低，意味着测算贫困指标时，忽视未成年人和老年人的存在，将会高估贫困现状。

3. 忽视健康冲击导致贫困状况被低估

观察第一组即只存在非健康成员时的 FGT 指数测算结果，人均收入下的贫困广度、贫困深度和贫困强度分别为 0.023、0.006 和 0.002，贡献度分别为 0.055、0.055 和 0.052；等价收入下的贫困广度、贫困深度和贫困强度分别为 0.066、0.014 和 0.006，贡献度分别为 0.292、0.239 和 0.237。不仅三类 FGT 指数有所增加，而且每一类指数对于总指数的贡献度都有大幅提升，意味着健康冲击将会导致贫困状况恶化。

健康冲击对于贫困的恶化还可以通过观察表 11 第二组即同时存在非健康成员、未成年人和老年人时 FGT 指数的变动得到。人均收入下第二组的贫困广度、贫困深度和贫困强度分别为 0.035、0.009 和 0.003，贡献度分别为 0.264、0.250 和 0.250；等价收入下第二组的贫困广度、贫困深度和贫困强度分别为 0.049、0.014 和 0.006，贡献度分别为 0.688、0.749 和 0.759。不仅各项 FGT 指数有所增加，并且对于总指数的贡献度也大幅提高。由上述分析可知，家庭年龄结构和健康冲击对于贫困状况评估的影响完全相反。对于有未成年或老年人并且遭受健康冲击的家庭来说，后者对于贫困的恶化影响显然已经超过家庭规模经济所产生的缓解作用。

表 11 贫困指标分解

非健康成员	未成年人 或老年人	人均收入			等价收入		
		贫困广度	贫困深度	贫困强度	贫困广度	贫困深度	贫困强度
有	无	0.023 (0.055)	0.006 (0.055)	0.002 (0.052)	0.066 (0.292)	0.014 (0.239)	0.006 (0.237)
有	有	0.035 (0.264)	0.009 (0.250)	0.003 (0.250)	0.049 (0.688)	0.014 (0.749)	0.006 (0.759)
无	有	0.021 (0.407)	0.005 (0.405)	0.002 (0.389)	0.001 (0.021)	0.000 (0.012)	0.000 (0.005)
无	无	0.015 (0.275)	0.004 (0.290)	0.002 (0.310)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)

注：括号内为贫困贡献度。

资料来源：根据中国家庭收入调查（CHIP）2013 年和 2018 年数据计算得到。

五 研究结论与建议

本文利用关于家庭福利水平的主观评估数据，引入家庭人口特征（家庭规模、年龄结构和健康冲击）测算中国家庭的等价规模，调整统计收入获得等价收入，分析等价规模调整对于收入分配评估的影响。主要结论包括三个方面。

第一，年龄结构和健康冲击对家庭真实收入水平影响显著。家庭规模经济导致未成年人和老年人的存在将会显著提高家庭真实收入水平，而健康冲击将会引发对于家庭真实收入的负面冲击。

第二，等价规模调整提高了收入不平等程度。忽视年龄结构将会高估收入不平等程度，忽视健康冲击则会低估收入差距。虽然未成年人和老年人越多的家庭，收入水平一般越低，但是以上两类人群所产生的规模经济将会导致家庭等价规模小于实际规模，等价收入高于人均收入，缩小了与无未成年人和老年人家庭的收入差距。遭受健康冲击的家庭，收入水平原本就偏低，此时家庭等价规模高于实际规模，等价收入低于人均收入，两者叠加后拉大了与健康家庭之间的收入差距。

第三，等价规模调整改善了贫困状况。忽视年龄结构将会高估低收入家庭的贫困程度，忽视健康冲击则具有相反的影响。即使只考虑家庭人口规模，规模经济也会提高家庭的真实收入，缓解贫困现状。进一步考虑未成年人和老年人时，贫困广度、贫困深度和贫困强度指标明显缩小，基于 FGT 指数测算的贫困状况继续得到改善。引入

健康冲击后，低收入家庭的真实收入水平进一步降低，贫困广度、贫困深度和贫困深度指标显著增加，基于 FGT 指数测算的贫困状况有所恶化。

本文的研究内容具有重要的理论意义和现实意义。在理论层面，基于主观福利评估的等价规模测算和等价收入调整，为精准刻画以家庭福利为基准的收入分配状况提供了一个简单且有效的估计工具。充分考虑中国家庭中广泛存在的老年人以及健康冲击的重要性，所测算的家庭收入更加符合中国现实，更能反映中国家庭的真实收入和福利水平。在现实层面，本文所提供的等价规模和等价收入测算思路和方法，充分考虑了家庭人口特征，提供了不同地区、不同家庭之间可比的收入标准，可以为政府一系列关于家庭收入扶持计划（贫困线、社保标准）的制定提供借鉴和参考。

参考文献：

- 蔡雪雄、郭新琴、施生旭（2019），《妇女健康冲击与家庭消费支出结构——基于 CGSS2015 数据的实证分析》，《经济问题》第 12 期，第 16-22 页。
- 方迎风、邹薇（2013），《能力投资、健康冲击与贫困脆弱性》，《经济学动态》第 7 期，第 36-50 页。
- 韩秀兰、张楠（2019），《家庭等价规模与收入贫困的精准识别》，《统计与信息论坛》第 6 期，第 115-121 页。
- 李俊杰（2014），《不同特征家庭住房保障收入线的测定——基于等值化方法》，《贵州财经大学学报》第 5 期，第 84-89 页。
- 田艳芳（2011），《健康状况和健康冲击对工作时间的的影响》，《人口学刊》第 2 期，第 90-97 页。
- 涂冰倩、李后建、唐欢（2018），《健康冲击、社会资本与农户经济脆弱性——基于“CHIP2013”数据的实证分析》，《南方经济》第 12 期，第 17-39 页。
- 万相昱（2015），《中国净等价收入规模的测算方法及应用》，《数量经济技术经济研究》第 11 期，第 119-132 页。
- 杨志海、麦尔旦·吐尔孙、王雅鹏（2015），《健康冲击对农村中老年人农业劳动供给的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析》，《中国农村观察》第 3 期，第 24-37 页。
- 于新亮、上官熠文、申宇鹏、于文广（2020），《因病致贫：健康冲击如何影响收入水

- 平? ——兼论医疗保险的脱贫效应》, 《经济社会体制比较》第 4 期, 第 30 - 40 页。
- 张楠 (2018), 《居民家庭消费规模经济下的儿童抚养成本研究》, 中国数量经济学会 2018 年年会, 云南昆明。
- Biewen, Martin & Andos Juhasz (2017). Direct Estimation of Equivalence Scales and More Evidence on Independence of Base. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 79 (5), 875 - 905.
- Bishop, John, Andrew Grodner, Haiyong Liu & Ismael Ahamdanech-Zarco (2014). Subjective Poverty Equivalence Scales for Euro Zone Countries. *Journal of Economic Inequality*, 12 (2), 265 - 278.
- Buhmann, Brigitte, Lee Rainwater, Guenther Schmaus & Timothy Smeeding (1988). Equivalence Scales, Well - Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database. *Review of Income and Wealth*, 34 (2), 115 - 142.
- Chen, Zhihong (2006). Measuring the Poverty Lines for Urban Households in China—An Equivalence Scale Method. *China Economic Review*, 17 (3), 239 - 252.
- Lanjouw, Peter & Martin Ravallion (1995). Poverty and Household Size. *The Economic Journal*, 105 (433), 1415 - 1434.
- Lazear, Edward & Robert Michael (1980). Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income. *The American Economic Review*, 70 (1), 91 - 107.
- Peichl, Andreas, Nico Pestel & Hilmar Schneider (2012). Does Size Matter? The Impact of Changes in Household Structure on Income Distribution in Germany. *Review of Income and Wealth*, 58 (1), 118 - 141.
- Pollak, Robert & Terence Wales (1979). Welfare Comparisons and Equivalence Scales. *The American Economic Review*, 69 (2), 216 - 221.
- Schwarze, Johannes (2003). Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate Equivalence Scale Elasticity. *Review of Income and Wealth*, 49 (3), 359 - 372.

Demographic Characteristics, Equivalent Scales and Income Distribution

Wan Xiangyu^{1,2}, Zhang Chen³ & Tang Liang⁴

(School of Government, University of Chinese Academy of Social Sciences¹;
Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences²;
School of Public Finance & Taxation, Shandong University of Finance and Economics³;
Business School, Northeast Normal University⁴)

Abstract: To achieve comparability of income and welfare across households, this paper goes beyond the per capita income, and fully considers the demographic characteristics of the Chinese households by introducing age structure and health shocks in the calculation of equivalent scales. This paper further adjusts statistical income and analyzes the impact of equivalence scale adjustment on the assessment of income distribution. Using data from the Chinese Household Income Project (CHIP), this paper finds that, age structure and health shocks significantly affect the true income and welfare levels of households, with the presence of minors and elderly having positive effects and the presence of non-healthy members having negative effects. The equivalence scale adjustment increases income inequality. The introduction of age structure reduces the income gap while ignoring health shocks underestimates the degree of income inequality. Equivalence scale adjustment improves the poverty status. Ignoring age structure overestimates the poverty level of low-income households, and health shocks cause a significant worsening of poverty status.

Keywords: equivalent scales, age structure, health shocks, income inequality, poverty

JEL Classification: D63, I14, J13

(责任编辑：西 贝)