

## 中国居民主观幸福感及其分布的变化趋势

——兼论中国是否存在幸福悖论

田 柳 李玉梅 冯敬宇\*

**内容提要** 本文利用 2010—2021 年中国综合社会调查数据,分析了最近 10 年居民幸福感及其分布的长期变化趋势,为理解转型国家的幸福悖论问题提供了新的证据。研究有以下发现。第一,自 2010 年以来,随着经济的发展,中国居民的平均幸福感主要呈现上升的趋势,而幸福不平等则呈现下降的趋势,表明经济发展和居民福利改善基本实现了良性互动。第二,幸福感的广义有序 Logit 回归分析揭示了健康状况和婚姻等因素的显著影响,高收入家庭成员、女性、高教育水平者和农村居民也会感觉更幸福。子样本分析表明,农村居民的幸福感的考察期内呈现更大幅度的增长。第三,城镇居民、女性和年轻人群体的幸福分布更加均衡。如果社会目标是降低幸福不平等,应该重点关注农村居民、男性和老年人群体。第四,在跨国比较中,中国的平均幸福感排名与人均收入水平的排名基本契合,并且幸福分布更加均衡,说明幸福不平等程度相对较低。为了有效避免幸福悖论的发生,政府应当继续坚持在发展中保障和改善民生,并且需要对经济和社会福利展开更广泛和持续的评估。

**关键词** 主观幸福感 幸福悖论 幸福不平等 分布比较

### 一 引言

以人民为中心的发展思想,是十八大以来中国共产党关于发展问题的重要创新性

\* 田柳,对外经济贸易大学国际经济研究院,电子邮箱:02923@uibe.edu.cn;李玉梅,对外经济贸易大学国际经济研究院,电子邮箱:yumeiwto@163.com;冯敬宇,对外经济贸易大学国际经济研究院,电子邮箱:916791980@qq.com。本文得到教育部人文社会科学研究一般项目(23YJC790124)的资助。

理论成果。十九大报告明确指出，社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。二十大报告强调，必须坚持在发展中保障和改善民生，鼓励共同奋斗创造美好生活，不断实现人民对美好生活的向往。发展的根本目的是增进民生福祉，经济发展的成果应该能够被最广泛的人民群众所享有，以确保给人民提供成色更足的获得感、更可持续的幸福感、更有保障的安全感，进而实现经济发展与民生改善的良性互动。新发展理念要求对个体福祉进行更加科学合理的测算，以便对经济和社会福利展开更广泛的评估。相关研究对于理解经济发展质量、居民生活满意度和社会公平正义至关重要，尤其是借助相应指标作为社会的诊断工具，可以指导公共政策制定。

经济学家一直对经济增长能否提高居民幸福感持怀疑态度，这个问题也被称为“幸福悖论”或“幸福-收入之谜”。幸福悖论的早期版本强调了横截面数据和时间序列数据中两个相互对立但又同时成立的命题：一方面，无论是在国家之间还是在国家内部，某一时点上居民的幸福感与收入水平高度相关；另一方面，在时间维度上，幸福感与收入的长期增长率之间却无显著关系。Easterlin (1974) 在 20 世纪 70 年代初最早给出了幸福悖论存在的证据。然而，后续学者对幸福悖论提出了诸多质疑，比较重要的批评来自使用时间序列数据的经验研究。Stevenson & Wolfers (2008) 通过分析跨越数十年的多个国家的数据发现，经济增长与幸福感的提高是正相关的，并且绝对收入在决定幸福感方面发挥着比相对收入更明显的作用。作为回应，Easterlin & O'Connor (2022) 将幸福悖论的早期版本拓展至幸福感与收入之间的三种统计关系：横截面数据显示两者正相关，时间序列数据显示两者短期正相关，但在长期趋势中没有相关性。由此可见，判断是否存在幸福悖论需要聚焦在第三类统计关系，即在区分长、短期关系的基础上，识别幸福感与收入的长期变化趋势和关联。由于经济增长的短期收缩或扩张通常会带来主观幸福感的同向变动 (Easterlin et al., 2010)，如果混淆幸福感与收入的短期和长期关系，则很容易造成一些混乱。

有关幸福悖论的研究给发达国家的政策制定者带来了新的启发。在过去的几十年里，人们越来越认识到国内生产总值 (GDP) 作为衡量福祉标准的局限性，关于超越 GDP 的辩论已成为学术研究和政策议程的前沿问题。Stiglitz et al. (2009) 呼吁应该从强调测算经济生产转向测算人民福祉。然而，发展中国家的情形与发达国家并不完全相同。发展中国家的人均收入水平与发达国家有一定的差距，对于像中国这样的转型国家，其居民幸福感的演化路径还呈现更为复杂的 U 形模式。Easterlin et al. (2021) 的研究发现，中国居民的幸福感水平自 1990 年以来一直下降，并持续到 2000 - 2005 年，随

后开始缓慢地回升，但尚未恢复至 1990 年的水平。由于同一时期中国的 GDP 保持高速增长，仅从短期来看，居民幸福感与收入既存在负相关（1990 - 2000 - 2005 年），又存在正相关（2000 - 2005 年之后）。正如刘军强等（2012）提到的“双重印象下的中国”，即在中国改革和社会变迁的进程中，存在着居民既幸福又不幸福的矛盾画面。这可能反映了转型国家幸福感的 U 形路径所带来的特殊结果，同时也说明对中国是否存在幸福悖论的判断需要基于较长时期的观测资料。

需要注意的是，既有关于幸福悖论的研究主要集中在平均幸福感层面，较少考虑幸福在人群中的分布状况。长期来看，即使一个地区居民的平均幸福水平保持不变，幸福感分布的离散程度或幸福不平等也可能发生变化。不过通常来说，幸福感的平均指标更容易获得，而测算幸福不平等指数则面临更多的困难。主观幸福感变量具有序数属性。长期以来，研究不平等测度的经济学家一直对传统的不平等指数在序数变量上的应用持批评态度。与基数变量不同，序数变量对尺度的变化比较敏感<sup>①</sup>。

以基尼系数为例<sup>②</sup>，令  $h = (0.2, 0.2, 0.2, 0.2, 0.2)$  和  $w = (0.3, 0.2, 0.1, 0.1, 0.3)$  表示两个序数变量。也就是说，20% 的  $h$  位于第一类别上，而  $w$  中该比例为 30%，以此类推。考虑两种尺度： $c = (1, 2, 3, 4, 5)$  和  $\tilde{c} = (1, 2, 3, 4, 100)$ 。虽然所标示的数字略有不同，但  $c$  和  $\tilde{c}$  均表示相同的排序。在尺度  $c$  下， $h$  分布的基尼系数  $GINI(h, c)$  为 0.267， $w$  分布的基尼系数  $GINI(w, c)$  为 0.314，可以发现  $h$  的不平等程度低于  $w$ 。然而，在尺度  $\tilde{c}$  下，计算可知  $GINI(h, \tilde{c}) = 0.727 > GINI(w, \tilde{c}) = 0.664$ ，即  $h$  的不平等程度高于  $w$ 。这个例子清楚地表明，适用于基数变量的不平等指数可能并不适用于序数变量。有鉴于此，研究者转而开发用于序数变量分布比较的新工具，这也使得测算幸福不平等变得越来越容易，因此有必要在幸福悖论研究中加入幸福不平等方面的考察。

为了更好地理解转型国家情境下的幸福悖论，以及评估政府在提升民生福祉方面的成效，本文基于 2010 - 2021 年中国综合社会调查（CGSS）数据，对居民幸福感及其分布状况进行了跟踪性研究。本文可能的贡献有以下几点。第一，在一段较长时期内观察居民幸福感，可以避免短期效应对长期效应的混淆。在判断中国是否存在幸福悖

① 基数变量指的是数量或金额，比如收入、财富以及消费支出等，其特点是数值之间的差异以及数值之间的比率都有明确的含义，可以用等距量表或等比量表测量。序数变量用于描述人们从一组具有明确顺序的类别中做出的选择。与基数变量不同，其数值的差异及其比率并没有明确的含义，类别的标签值是任意的，数字的大小仅表征顺序或所属的类别。

② 该例子来自 Kobus & Miloš (2012)。

论时，要特别注意幸福感 U 形路径演化下的特殊影响，即主要关注 U 形路径的后半段能否实现持续的上升趋势。如果随着人均收入水平的提高，居民幸福感不断改善，则意味着幸福悖论并非不可避免。第二，本文使用最新开发的序数变量分布比较工具，为幸福悖论的相关讨论补充了幸福不平等的内容。幸福不平等同样是影响个人主观福利感受的重要因素，并且在平均幸福水平保持不变时，降低幸福不平等也是改善国民总体福利状况的一个途径。幸福不平等视角的引入有助于了解幸福的分布在人群中是否均衡。第三，除了考察中国的时间序列数据，本文还将中国与其他国家的居民幸福感进行跨国比较，这弥补了许多研究仅仅考察时间序列或横截面单一维度的缺陷。2010 - 2021 年间，CGSS 的 8 次调查使用了相同的抽样方案，核心模块问题自 2010 年起一直沿用，具有良好的可比性，并且 2021 年的 CGSS 附加模块可以与国际社会调查项目 (ISSP) 的健康模块进行合并，方便了跨国比较分析。

本文的结构安排如下：第二部分进行文献回顾；第三部分介绍数据和基本事实；第四部分是关于幸福感的广义有序 Logit 回归分析及其结果讨论；第五部分进行更进一步的研究，包括幸福不平等和跨国比较方面的补充内容；最后是结论和政策建议。

## 二 相关文献的回顾

### (一) 中国的幸福 - 收入之谜

自从 Easterlin (1974) 在美国的数据中发现幸福悖论以来，后续的研究者逐渐将研究对象扩展到其他发达国家、发展中国家以及转型国家，而关于中国的幸福研究也随之成为国内外学者研究中国发展的重要视角。在过去的几十年里，中国的经济总量和人均收入水平实现了较大幅度的增长，但是在居民幸福感的评价方面存在诸多争论，尤其是中国是否存在幸福悖论成为一个重要话题。Kahneman & Krueger (2006) 利用盖洛普的调查结果指出，1994 - 2005 年中国人均实际收入增长了 2.5 倍，这种增长对物质福祉产生了重大影响，拥有彩色电视机的家庭比例从 40% 上升到 82%，拥有电话的家庭比例从 10% 跃升至 63%，但对生活感觉满意的人口比例有所下降，感觉不满意的人口比例则有所增加。Brockmann et al. (2009) 利用 1990 - 2000 年的世界价值观调查 (WVS) 数据发现，中国城乡居民均出现幸福感下降的现象。邢占军 (2011) 分析了山东省 2002 - 2008 年共计 7 年的数据，发现幸福感并没有随人均 GDP 和居民收入增长而相应增加。尽管这些早期研究似乎表明中国总体的居民幸福感并没有随着快速的经济增长而出现显著提升，但是作为转型国家，收入与幸福

感的关系较为复杂，这些结果可能更多地证实了 U 形的前半段下降部分。刘军强等（2012）利用 2003 - 2010 年 CGSS 数据，发现中国居民幸福感在这段时期处于上升趋势，并且不同政治身份、户口类型、年龄、收入、婚姻状况、民族等群体的幸福感都有不同程度的提高，这说明中国的经验似乎并不支持传统的幸福悖论假说，至少在短期来看如此。

从某种意义上讲，现有的研究不能判断中国是否存在幸福悖论。一方面，幸福悖论强调的是幸福感与收入的长期关系，但这并不会妨碍两者在短期内有更复杂的关联（De Neve et al., 2018）。早期针对中国的研究结果存在一定的分歧，这与他们所使用的数据以及数据所涵盖的时期不同有关。因此，对幸福悖论的考察需要更长的时期和持续的追踪。另一方面，Easterlin & O'Connor（2022）强调公共政策对幸福感可以起到积极的作用，政府除了将重点放在提高国内生产总值以外，还应该注重完善国家的就业和社会保障体系。周绍杰等（2015）根据 2010 - 2014 年期间的中国民生指数调查数据，认为中国已经进入经济增长对居民幸福感的提升作用逐步减弱的阶段，而改善民生对居民幸福感的作用更大。Easterlin et al.（2021）也发现，一旦政府采取了改善就业和安全网的政策，幸福感便转而上升。中国特色社会主义事业所追求的发展是以人民为中心的发展，人民推动发展，人民共享发展，以人民为中心的宗旨目标和以经济建设为中心的的实现方式有机统一（刘伟，2018）。这些都有助于跳出幸福悖论的怪圈，实现经济发展与民生改善的良性互动。邢占军和胡文静（2022）使用横断历史元分析方法研究发现，中国居民幸福感在 2002 - 2019 年总体呈上升趋势。这些研究所带来的启发是，经济增长和幸福感的可以超越幸福悖论。

## （二）幸福感分布的比较与幸福不平等

近年来，对幸福感分布的比较或幸福不平等开始进入研究者的视野。Veenhoven（2005）发现在 1973 - 2001 年间，尽管欧盟国家的收入不平等加剧，但幸福不平等正在缩小，并且与其他参照国家相比，这些国家的幸福不平等程度也更低。Clark et al.（2016）使用了跨国数据，同样发现尽管在 20 世纪 80 年代西方国家收入不平等加剧，但对于收入持续增长的国家，幸福不平等程度明显下降。他们认为政府不应只关心经济增长对平均主观幸福感的影响，还应该关注对主观幸福不平等的影响。Smith & Wesselbaum（2023）对 158 个国家的数据分析表明，收入增长减少了幸福不平等。从单个国家的案例来看，Dutta & Foster（2013）测算了 1972 - 2010 年美国的幸福不平等，发现幸福不平等的下降趋势持续到 2000 年左右，此后幸福不平等加剧，而且不同群体和地区内部的幸福不平等程度存在相当大的差异。Niimi（2018）针对日本的

研究发现，幸福不平等在 2003 - 2013 年基本呈现下降趋势。在此期间，日本的人均 GDP 稳步增长，这也表明幸福不平等的下降与经济增长有关。Kollamparambil (2020) 的研究则着眼于南非这样的发展中国家，这也是全球基尼系数最高的国家之一。结果显示，尽管南非的收入不平等加剧，但幸福不平等一直在减少，经济增长对幸福不平等下降起到主导作用。

可以发现，大多数研究发现收入增长与幸福不平等下降的趋势是一致的。因此，即使幸福悖论成立，经济增长还是有助于幸福感分布趋向合理化，这是幸福悖论理论所忽略的一个重要方面。少数研究者关注到了中国的幸福不平等，但既有研究结果并未完全达成一致。江求川 (2015) 对 1991 - 2006 年中国居民的福利不平等状况进行评估，结果显示，总体的福利不平等虽在上升，但增幅远小于同期收入不平等的增幅。Yang et al. (2019) 分析了 2003 - 2015 年中国居民的幸福感受及其动态变化，发现 2009 年以后中国幸福不平等程度呈上升趋势。而 Clark et al. (2019) 使用 2013 年、2015 年和 2017 年的中国家庭金融调查 (CHFS) 数据，发现了平均幸福感增加和幸福不平等缩小的证据。

在方法论层面，将面向基数数据设计的统计方法应用于序数数据的做法存在争论。Ferrer-i-Carbonell & Frijters (2004) 发现，在使用普通最小二乘法 (OLS)、有序 Probit 或有序 Logit 模型回归分析幸福感或生活满意度时，假设被解释变量为序数或基数对结果几乎没有影响。然而，Schröder & Yitzhaki (2017) 指出，Ferrer-i-Carbonell & Frijters (2004) 的研究没有考察相关结果是否在序数编码的单调递增变换下同样保持稳健。实际上，单调递增变换在有些情况下，可以逆转变换前所得出的结论。尤其是，当使用均值和标准差分析幸福感的分布及其变化特征时，结果未必完全可靠。一方面，对于序数变量来说，均值并非一个稳定的基准点。尽管对于收入这样的基数变量，均值是一个稳定的基准点，但对于序数变量，任何保留其顺序的数字类别标签的转换都是被允许的，此时根据均值计算的不同分布之间的排名可能会改变 (Allison & Foster, 2004; Bond & Lang, 2019)，并且使用均值构造的 (相对) 不平等指数同样对尺度的变化不稳健，洛伦兹曲线等传统的分布分析工具就属此类。另一方面，幸福感的标准差经常被用作不平等的衡量指标，尽管使用类似的绝对指数 (包括基尼系数和四分位间距等) 所测算的幸福不平等排名对尺度的绝对变化具有稳健性 (Kalmijn & Veenhoven, 2005)<sup>①</sup>，但仅仅考虑尺度的绝对变化是不够的，没有理由排除其他类型的

① 例如，将五种分类的主观幸福感尺度由 1 ~ 5 调整为 3 ~ 7。

尺度变化 (Jenkins, 2020)。

上述问题意味着需要开发基于序数变量的分布比较工具。尽管主观幸福感的均值比较对尺度的变化不稳健,但尺度的变化并不影响中位数。Allison & Foster (2004) 和 Dutta & Foster (2013) 提出了以中位数为基准的“S-占优”概念<sup>①</sup>,其类似于以均值为基准的“F-占优”(一阶占优),并且可以借助累积分布函数(CDF)构建“S曲线”,进而实施占优检验。相关的不平等指数被称为 AF 指数,其计算方法是用高于中位数的类别的平均得分值减去低于中位数的类别的平均得分值。不过,AF 指数仍然受到尺度变化的影响。Abul Naga & Yalcin (2008) 根据中位数以上类别和中位数以下类别的个体比例之间的加权差异,构建了对尺度独立的指数,并且可以通过相关的参数调整分布的上半部分和下半部分在中位数差异加总中的权重。Apouey (2007) 也构造了一个对尺度独立的指数,用以刻画幸福感变量的不同类别和中位数之间“距离”的加总。加总距离越大,围绕中位数的发散就越大。该指数会因距离概念的不同而变化,比如平方根或欧氏距离等。与前述方法不同,Cowell & Flachaire (2017) 的指数融合了构建基数变量不平等指数的一般方法,其核心是三个基本要素,即分布中的“状态”概念、基准点和一组公理。不过,与传统的不平等分析相比,序数数据的基准点不是分布的均值,而是状态的最大值或最小值。最近,Gravel et al.(2021) 利用“Hammond 转移”概念构建了“H<sup>+</sup>占优”和“H<sup>-</sup>占优”,并且给出了一个规范的和统计上可实施的占优标准。

### (三) 总结性评述

首先,对于中国是否存在幸福悖论这个问题,需要经过长期的观察和持续的追踪才能做出更有效的回答。对于转型国家来说,其幸福感和经济增长之间的关系更为复杂,并且政府的政策及其对民生的重视程度也会显著影响幸福感的变化。比如,东欧转型国家的经济增长和社会保障崩溃同时发生,导致居民生活满意度在转型初期急剧下降(Easterlin & Plagnol, 2008),而随着就业和社会保障的恢复,居民幸福感也会重新提升。其次,经济增长既会影响平均幸福感,也会影响幸福分布的形状和幸福不平等,因此幸福悖论中应该包括对幸福不平等趋势的考察。最后,在分析主观幸福感分布的变化时,应该特别关注数据中的序数特征,最好使用针对序数变量设计的分析工具。

<sup>①</sup> 其中 S 表示发散。

### 三 数据和基本事实

#### (一) 数据描述

中国综合社会调查 (CGSS) 是全国性、综合性、连续性的大型社会调查项目。自 2003 年至 2022 年, CGSS 共进行了 15 次年度调查, 在全国范围内成功访问了 162036 人。本文选择 2010 - 2021 年间 8 次抽样调查获得的全部数据。这一期间的抽样方案保持一致, 并且核心模块问题自 2010 年起一直沿用, 可以进行时间上的纵向比较。调查总体是全国城镇居民和农村居民, 居委会的家庭户视为城市居民, 村委会的家庭户视为农村居民, 基于此可以对城乡进行对比研究。所考察的个体年龄限定在 18 岁及以上, 后文报告的所有估计值都使用了数据库中提供的权重进行加权。

幸福感数据直接来自“总的来说, 您觉得您的生活是否幸福?” 这个问题。受访者的回答选项按照幸福感水平的差异分为五个级别, 剔除掉“不知道”和没有响应的人群, 可以分为“非常不幸福”“比较不幸福”“一般”“比较幸福”“非常幸福”。需要注意的是, 选项本身的衡量尺度并不是数字形式, 而是分组数据。非数字尺度的一个优点是避免了受访者将注意力集中在尺度的两端或中点 (Diener et al., 2013)。将受访者的回答按 1 ~ 5 进行编码, 即 1 = 非常不幸福、2 = 比较不幸福、3 = 一般、4 = 比较幸福、5 = 非常幸福, 数字越大表示幸福感的排序越高, 由此幸福感变量可以被视为典型的序数变量。

#### (二) 基本事实

图 1 追踪了过去十多年里, 中国居民的幸福感的均值和标准差随着经济发展的演变, 其中 2010 年的值标准化为 100。结果显示, 中国的实际人均 GDP 持续增长, 2010 - 2021 年, 对数实际人均 GDP 增长约 6.7%, 实际人均 GDP 增长约 99.1%。同期的平均幸福感增长了 5.2%, 不过 2011 - 2013 年间平均幸福感下降了 3.7%, 此后又逐渐增加。以幸福感标准差表示的幸福不平等在同期下降了 8.1%。虽然幸福不平等在部分年份呈现上下波动, 但其下降趋势比较明显。图 1 并不支持幸福悖论的存在。在研究期限内, 平均幸福感总体上随人均 GDP 的增长而提高, 并且幸福不平等随人均 GDP 的增长而下降。

图 2 是对幸福感分布变化趋势的进一步描述。从 2010 年到 2021 年, 中国居民幸福感的分布结构进一步改善, 这也解释了为何平均幸福感上升而幸福不平等下降。具体来看, 变化最大的是回答“非常幸福”的人群, 从 2010 年的 15.9% 上升到 2021 年的 22.9%, 增加了 7 个百分点。占比最高的是回答“比较幸福”的人群, 占比基本维持



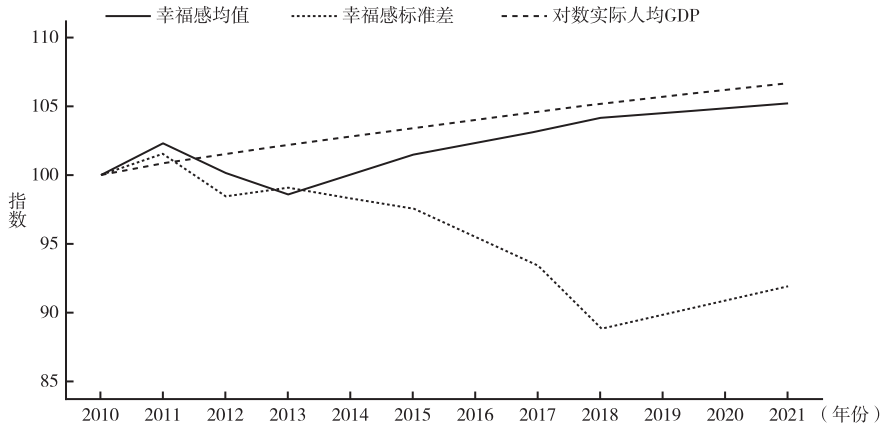


图1 幸福感均值和幸福感标准差的趋势图

注：计算幸福感时使用了样本权重；实际人均GDP按2009年不变价格计算；幸福感均值、幸福感标准差、对数实际人均GDP均以2010年为100。

资料来源：根据2010-2021年中国综合社会调查数据和历年《中国统计年鉴》数据计算得到。

在56.5%~62.4%之间，从2010年的56.9%上升到2021年的57.8%，有些许增加。回答“一般”的人群和回答“比较不幸福”的人群比例减少比较明显：前者从2010年的17.6%下降到2021年的13.8%，减少了3.8个百分点；后者从2010年的7.5%下降到2021年的4.2%，减少了3.3个百分点。回答“非常不幸福”的人群同样有所减少，从2010年的2.0%下降到2021年的1.3%，减少了0.7个百分点。

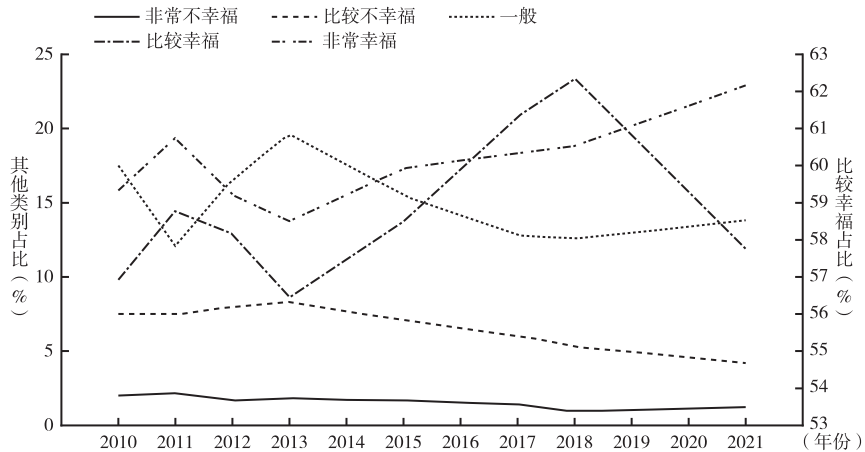


图2 不同幸福类别的人口占比

注：为了显示更清楚，将“比较幸福”置于右侧纵轴，其他类别均置于左侧纵轴；计算时使用了样本权重。

资料来源：根据2010-2021年中国综合社会调查数据计算得到。

## 四 主观幸福感的实证分析

上述描述性分析初步勾勒了中国居民幸福感分布的演进趋势：随着人均收入水平的提高，平均幸福感增加，同时幸福感不平等程度减少。这些基本事实需要使用计量回归方法进一步分析和探究，以了解不同因素对居民幸福感变化的影响。

### （一）研究设计

对于主观幸福感这样的序数变量，可以采用广义有序 Logit 回归模型进行分析。最简单的一种情形是比例优势（PO）或平行线（PL）模型。所谓“平行”，指的是估计系数不随幸福感类别的变化而变化。例如，解释变量的影响从“非常不幸福”类别到更高类别“比较不幸福”的转变等于受访者从“比较幸福”到“非常幸福”的转变，反之亦然。这种建模方法的优点是可以获得高度可解释的结果，同时也受益于计算效率。然而，其主要缺点在于，在实践中经常发生违反平行假设的情况，这会导致估计偏差和对结果的误解。

部分比例优势模型（PPO）提供了一种放宽平行假设而又不会失去结果可解释性和计算效率的可选方案，也被称为非平行线模型（NPL）。通过放宽平行假设，部分解释变量的估计系数可以随幸福感类别的变化而变化，而其他估计系数仍然遵循平行假设。需要注意的是，当使用权重进行分析时，模型拟合度检验的几种传统方法并不适用，比如贝叶斯信息准则（BIC）、赤池信息量准则（AIC）和似然比卡方检验。检验解释变量是否违反平行假设的布兰特检验（Brant, 1990）同样也不再适用，此时可以使用瓦尔德（Wald）检验。此外，当样本量很大时，即使轻微地违反平行假设也可能在一定显著性水平上拒绝原假设。在这种情况下，使用更复杂的广义有序 Logit 模型对结论的实质性影响将会很小。根据 Williams（2006）的建议，在筛选违反平行假设的解释变量时，可以选择更严格的显著性水平 0.01，以替代默认的显著性水平 0.05，从而排除轻微违反平行假设的解释变量。

本部分计量模型的因变量是居民的主观幸福感。受访者的回答选项分为五个级别，保留此变量的序数属性。由于“非常不幸福”这个类别的响应数量相对较少（仅占未加权总样本的 1.58%），因此通过合并“非常不幸福”和“比较不幸福”两个类别将变量重新编码为四个类别：1 = 不幸福、2 = 一般、3 = 比较幸福、4 = 非常幸福。结合变量的可获得性和幸福经济学中的标准做法，本文主要关注以下几个方面的因素对个体主观幸福感的影响：①时间效应，使用代表年份的虚拟变量；②个人特征，包括性

别、年龄、党员身份、是否城镇居民；③身体状况，包括健康状况以及是否肥胖或超重；④是否有工作，包括非农工作和务农；⑤家庭，包括婚姻状况和子女数量；⑥收入（家庭收入）；⑦受教育程度；⑧区域，包括东部、中部、西部和东北地区。其中，度量身体健康状况使用的问题是“健康问题影响到您的工作或其他日常活动的频繁程度？”。这个变量更具体描述了健康状况对工作或日常生活的影响，相比于其他自我报告的主观健康状况更具有客观意义。对肥胖或超重的判断是通过计算身体质量指数（BMI）获得，即体重公斤数除以身高米数的平方。收入变量是通过将家庭收入除以家庭规模的平方根计算有效收入（或等值收入，参见 Buhmann et al., 1988），以更好地反映家庭内部的资源共享性。

表 1 列出了回归模型中变量的描述性统计（考虑权重）。女性占受访者的比例（48%）略低于男性，平均年龄为 48 岁，党员的占比为 12%，城镇居民的比例（62%）高于农村居民。从健康的角度看，72% 的受访者健康状况良好，肥胖和超重的比例分别为 7% 和 24%。当前有工作的受访者占比为 63%。已婚的受访者占比最多（76%），11% 的受访者未再婚，其余为未婚或其他情形。在有孩子的家庭中，子女的平均数量为 1.67 个，这在一定程度上反映了独生子女政策对家庭子女数量的影响。在考虑家庭规模后，家庭等值收入的对数值平均为 9.90。受访者的教育结构被划分为低、中、高三类，其中低受教育程度的占比最高（62%），中、高受教育程度的比例接近，分别为 18% 和 19%。在受访者的地区分布方面，东部地区的样本比例最高（38%），中部和西部地区分别为 24% 和 25%，东北地区的样本比例最少（13%）。

表 1 描述性统计

变量名	均值或份额 (%)	标准差	描述
不幸福	8.25		1 = 不幸福
一般	14.97		2 = 一般
比较幸福	59.45		3 = 比较幸福
非常幸福	17.32		4 = 非常幸福
女性	48.33		1 = 女性, 0 = 男性
年龄	47.96	16.51	年龄
党员	11.60		1 = 中国共产党党员, 0 = 其他
城镇居民	61.52		1 = 城镇居民, 0 = 农村居民
健康状况	71.94		1 = 健康状况良好, 0 = 其他
肥胖	7.25		1 = 肥胖 (身体质量指数 $\geq 28$ ), 0 = 其他
超重	23.51		1 = 超重 ( $24 \leq$ 身体质量指数 $< 28$ ), 0 = 其他

续表

变量名	均值或份额 (%)	标准差	描述
就业	63.19		1 = 有工作, 0 = 其他
已婚	75.85		1 = 已婚, 0 = 其他
未再婚	11.32		1 = 离婚、分居或丧偶, 0 = 其他
子女数量	1.67	1.30	有几个子女
家庭收入	9.90	1.15	家庭年总收入除以家庭规模的平方根, 取对数
低受教育程度	62.18		学前、小学和初中教育水平
中等受教育程度	18.34		高中阶段教育水平
高受教育程度	19.49		大学专科及以上教育水平
东部地区	37.62		北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南
中部地区	24.40		山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南
西部地区	25.35		内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆
东北地区	12.63		辽宁、吉林和黑龙江

注：对缺失数据和无效数据进行了剔除，最终获得 71240 个样本；计算时使用了样本权重。

资料来源：根据 2010 - 2021 年中国综合社会调查数据计算得到。

## (二) 研究发现

表 2 给出了有序 Logit 模型和放宽平行假设的部分比例优势模型的估计结果。其中，解释变量 2011 年、2017 年、2018 年、党员、城镇居民、健康状况、已婚、家庭收入、高受教育程度、中部地区、西部地区以及东北地区违反了平行假设，即这些解释变量的系数在有序结果变量的类别之间有所不同，而其他解释变量的系数在幸福感的所有类别中保持一致。如果对表 2 中的估计系数进行指数化，可以得到发生比 (odds ratio)，通常发生比相比于初始估计系数更为直观。发生比可以作为衡量两个不同类别之间概率比值的指标，表示解释变量的一单位变化对发生比的乘数效应，并且当解释变量为虚拟变量而非连续变量时，这种衡量方式更加合理。不过，初始估计系数和发生比在解释广义有序 Logit 模型时均较为常用，并且发生比可以通过对初始估计系数指数化直接获得。因此，本文结合使用两者对回归结果进行讨论，但在表格中主要汇报了初始估计系数。

首先，对于 7 个年份虚拟变量，有序 Logit 模型显示平均幸福感自 2013 年以后不断增加，与 2010 年相比，平均幸福感下降的年份只有 2013 年，其他年份虚拟变量的系数估计值均为正。这进一步证实在最近十几年中，中国社会并未呈现存在“幸福悖论”

的证据。此外，对于年份虚拟变量中不满足平行假设的三个年份（2011 年、2017 年和 2018 年），可以发现正向效应在“不、一般 vs 比较、非常”幸福感类别比较时最大。“不幸福”或“一般幸福”的回答表明个人对幸福感的评价总体偏向消极，而“比较幸福”或“非常幸福”的回答则表明个人对幸福感的评价总体偏向积极。换句话说，在这三个年份中，个人更倾向于对幸福感做出正向积极的评价。

其次，对于满足平行假设的人口和家庭特征变量，对估计系数的解释相对简单，并且有序 Logit 模型和部分比例优势模型的结果相差不大。结果显示，女性系统地报告比男性更幸福，幸福的性别差异比较明显，估计系数在 0.2 左右，说明女性回答幸福感水平更高的概率是男性的 1.221 倍。年龄效应通过二次项形式进行估计。年龄和幸福感之间通常都呈现 U 形模式。经过计算发现，拐点发生在 40 岁左右，年轻人和老年人对生活的幸福评价高于中年人。超重甚至肥胖者的自评幸福感水平更高。尽管超重或肥胖可能会对身体健康带来一定的危害，但这并没有影响他们对生活的积极评价，这在一定程度上反映了“心宽体胖”的现象。就业的估计系数很小并且不显著，有工作的人和无工作的人在幸福感方面没有明显差异。由于这里考察的样本既包括城镇居民，也包括农村居民，因此本文并没有在无工作的人群中进一步识别失业群体。未再婚者的估计系数为负，这部分群体包括离婚、分居或丧偶等情形，属于家庭生活遭遇了变故，因而对幸福感的评价较低。关于子女数量，估计系数为正并且显著，尽管更多的孩子意味着家庭更大的负担，但是由于中国长期执行独生子女政策，因此与独生子女家庭相比，有更多子女数量的家庭可能会感觉更加幸福。中等受教育程度者报告的幸福感受教育程度者更高，估计系数在 0.07 左右（发生比为 1.073 倍）。

最后，通过考察不满足平行假设的人口和家庭特征变量，可以进一步评估其异质性作用。共产党员身份对幸福评价起到重要的正向作用，有序 Logit 模型的估计系数为 0.287（1.332 倍）。不过，部分比例优势模型表明，最大效应出现在“不、一般 vs 比较、非常”幸福感类别上（0.432 或 1.540 倍），最低效应出现在“不、一般、比较 vs 非常”类别，系数值为 0.214（1.239 倍）。城镇居民对生活幸福的评价低于农村居民，异质性的特征同样表现为最大负效应出现在“不、一般 vs 比较、非常”类别上。中国作为城乡二元结构明显的发展中国家，城乡收入差距一直比较大，但在幸福感方面似乎存在“城乡悖论”，即农村居民更有可能认为生活幸福。健康状况、已婚、家庭收入都具有显著的正系数，并且随着幸福感水平的提高，这种正向效应均有减弱的趋势。其中，健康状况是所有解释变量中影响效应最大的。这是因为本文所选择的健康变量为“是否直接影响到个体的生活和工作”，因而与居民的主观幸福感受更加相关。高受

教育程度的估计系数同样为正，不过正效应随着幸福感水平的增加而减弱，但总体而言，受教育程度越高的人会感觉更幸福。根据有序 Logit 模型的估计结果，以东部地区为参照，中部地区的估计系数为负，西部地区的估计系数不显著，而东北地区的估计系数为正。根据部分比例优势模型，西部地区和东北地区均呈现明显的异质性效应，例如“不 vs 一般、比较、非常”的估计系数为负，而这些负效应会被有序 Logit 模型的估计结果所掩盖。

表 2 中国居民幸福感影响因素的有序回归结果

	有序 Logit 模型	部分比例优势模型		
		不 vs 一般、 比较、非常	不、一般 vs 比较、非常	不、一般、 比较 vs 非常
2011	0.327 *** (0.043)	0.068 (0.068)	0.369 *** (0.050)	0.327 *** (0.050)
2012	0.059 * (0.032)	0.061 * (0.032)		
2013	-0.185 *** (0.032)	-0.182 *** (0.032)		
2015	0.109 *** (0.032)	0.111 *** (0.032)		
2017	0.151 *** (0.033)	0.012 (0.052)	0.222 *** (0.038)	0.111 *** (0.042)
2018	0.212 *** (0.032)	0.186 *** (0.053)	0.305 *** (0.038)	0.146 *** (0.039)
2021	0.408 *** (0.043)	0.411 *** (0.042)		
女性	0.207 *** (0.019)	0.203 *** (0.019)		
年龄	-0.082 *** (0.004)	-0.077 *** (0.004)		
年龄的平方	0.001 *** (0.000)	0.001 *** (0.000)		
党员	0.287 *** (0.028)	0.395 *** (0.071)	0.432 *** (0.042)	0.214 *** (0.036)
城镇居民	-0.185 *** (0.021)	-0.196 *** (0.037)	-0.247 *** (0.025)	-0.116 *** (0.028)
健康状况	0.712 *** (0.022)	0.979 *** (0.035)	0.730 *** (0.024)	0.552 *** (0.030)

续表

	有序 Logit 模型	部分比例优势模型		
		不 vs 一般、 比较、非常	不、一般 vs 比较、非常	不、一般、 比较 vs 非常
肥胖	0.168 *** (0.034)	0.168 *** (0.035)		
超重	0.154 *** (0.022)	0.152 *** (0.022)		
就业	0.001 (0.022)	-0.003 (0.021)		
已婚	0.456 *** (0.040)	0.677 *** (0.050)	0.569 *** (0.042)	0.286 *** (0.045)
未再婚	-0.176 *** (0.051)	-0.125 ** (0.049)		
子女数量	0.087 *** (0.010)	0.081 *** (0.010)		
家庭收入	0.241 *** (0.010)	0.344 *** (0.018)	0.263 *** (0.012)	0.176 *** (0.013)
中等受教育程度	0.068 *** (0.026)	0.066 *** (0.025)		
高受教育程度	0.158 *** (0.029)	0.448 *** (0.067)	0.318 *** (0.039)	0.042 (0.037)
中部地区	-0.173 *** (0.024)	-0.239 *** (0.048)	-0.098 *** (0.030)	-0.277 *** (0.036)
西部地区	0.037 (0.026)	-0.191 *** (0.048)	0.038 (0.030)	0.077 ** (0.033)
东北地区	0.154 *** (0.029)	-0.093 * (0.055)	0.198 *** (0.037)	0.132 *** (0.038)
样本数	71240	71240		
伪 R <sup>2</sup>	0.040	0.046		

注：参照组分别为 2010 年、男性、非党员、农村居民、健康状况非良好、非肥胖、非超重、非就业状态、未婚、低受教育程度以及东部地区；不 = 不幸福，一般 = 一般幸福，比较 = 比较幸福，非常 = 非常幸福；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号中为稳健标准误；计算时使用了样本权重。

资料来源：根据 2010 - 2021 年中国综合社会调查数据计算得到。

表 3 给出了城镇和农村子样本的部分比例优势模型估计结果。从幸福感估计系数随着时间的变化来看，城乡之间有明显的区别，这突出表现在农村居民平均幸福感的增加趋势强于城镇居民。2013 年之后幸福感的增加很大程度上是由农村样本驱动的，尽管 2018 年和 2021 年城镇居民的幸福感的增加也在增加，但增加的幅度弱于农村居民。由此可

见，农村居民不仅在平均幸福感上高于城镇居民，在 2010 – 2021 年期间的平均幸福感增加幅度也高于城镇居民。此外，与全样本的结果一致，分样本回归中变量 2013 年的估计系数均为负值，不过在城镇居民回归中的负效应更大；变量 2012 年在城镇居民回归中的估计系数为负但不显著，农村居民回归中的估计值为正且在 1% 的水平上显著；变量 2011 年在两组回归中的估计系数均为正值，但在农村居民回归中的估计系数并不显著，并且在城镇居民回归中的估计系数存在异质性，幸福感中高类别的估计系数高于较低类别，说明年份效应在中高类别上更强。

表 3 分城乡居民幸福感影响因素的有序回归结果

	城镇			农村		
	不 vs 一般、 比较、非常	不、一般 vs 比较、非常	不、一般、 比较 vs 非常	不 vs 一般、 比较、非常	不、一般 vs 比较、非常	不、一般、 比较 vs 非常
2011	0.272 *** (0.102)	0.686 *** (0.076)	0.515 *** (0.075)	0.063 (0.063)		
2012	-0.030 (0.040)			0.174 *** (0.050)		
2013	-0.260 *** (0.041)			-0.084 * (0.050)		
2015	0.042 (0.041)			0.184 *** (0.050)		
2017	-0.045 (0.071)	0.198 *** (0.048)	0.050 (0.054)	0.185 *** (0.052)		
2018	0.146 ** (0.069)	0.301 *** (0.047)	0.108 ** (0.048)	0.207 *** (0.055)		
2021	0.394 *** (0.056)			0.620 *** (0.112)	0.273 *** (0.077)	0.431 *** (0.077)
女性	0.231 *** (0.024)			0.174 *** (0.029)		
年龄	-0.079 *** (0.005)			-0.072 *** (0.006)		
年龄的平方	0.001 *** (0.000)			0.001 *** (0.000)		
党员	0.354 *** (0.083)	0.452 *** (0.048)	0.226 *** (0.042)	0.290 *** (0.059)		



续表

	城镇			农村		
	不 vs 一般、 比较、非常	不、一般 vs 比较、非常	不、一般、 比较 vs 非常	不 vs 一般、 比较、非常	不、一般 vs 比较、非常	不、一般、 比较 vs 非常
健康状况	0.933 *** (0.047)	0.695 *** (0.033)	0.569 *** (0.040)	1.041 *** (0.051)	0.787 *** (0.036)	0.530 *** (0.045)
肥胖	0.137 *** (0.043)			0.243 *** (0.060)		
超重	-0.013 (0.052)	0.114 *** (0.033)	0.178 *** (0.035)	0.196 *** (0.037)		
就业	-0.073 *** (0.028)			0.042 (0.034)		
已婚	0.727 *** (0.065)	0.594 *** (0.053)	0.346 *** (0.057)	0.640 *** (0.081)	0.544 *** (0.071)	0.194 ** (0.077)
未再婚	-0.157 ** (0.062)			-0.036 (0.082)		
子女数量	0.099 *** (0.013)			0.046 *** (0.014)		
家庭收入	0.401 *** (0.026)	0.280 *** (0.017)	0.189 *** (0.019)	0.321 *** (0.025)	0.285 *** (0.018)	0.183 *** (0.020)
中等受教育程度	0.058 * (0.030)			0.176 *** (0.049)		
高受教育程度	0.453 *** (0.075)	0.326 *** (0.043)	0.048 (0.042)	0.263 *** (0.075)		
中部地区	-0.161 *** (0.062)	-0.048 (0.039)	-0.252 *** (0.047)	-0.314 *** (0.042)		
西部地区	-0.132 ** (0.064)	0.047 (0.040)	0.113 *** (0.043)	-0.270 *** (0.061)	-0.115 ** (0.048)	-0.004 (0.051)
东北地区	-0.037 (0.070)	0.212 *** (0.046)	0.147 *** (0.047)	-0.156 * (0.080)	0.067 (0.060)	0.106 * (0.062)
样本数	43344			27896		
伪 R <sup>2</sup>	0.048			0.045		

注：参照组分别为 2010 年、男性、非党员、农村居民、健康状况非良好、非肥胖、非超重、非就业状态、未婚、低受教育程度以及东部地区；不 = 不幸福，一般 = 一般幸福，比较 = 比较幸福，非常 = 非常幸福；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；括号中为稳健标准误；计算时使用了样本权重。

资料来源：根据 2010 - 2021 年中国综合社会调查数据计算得到。

## 五 进一步的研究

### (一) 中国居民主观幸福感的分布比较

前面的分析主要关注平均幸福感的变化，这里将进一步观察幸福感不平等的变化趋势。目前有两种主要的方法对序数变量的分布进行比较。第一种方法是占优检验。占优检验的优势在于，在比较两个分布 A 和 B 时，可以不对社会福利函数的性质进行强的假设，而假设越强时，通常结果的可信度越低。不过，占优检验的缺点是可能无法得出一个明确的占优结果。第二种方法是构建指数。这些指数包含了关于社会福利函数性质的诸多假设，尽管这些假设可能是不一致的，但是指数方法的优势在于，无论占优是否成立，都能对分布进行排序，并讨论差异的大小，比如不平等是增加了还是减少了、增加了多少等等。

原则上，序数变量有  $K \geq 3$  个类别，这些类别用数字  $c_1, c_2, \dots, c_K$  作为标签，其中  $-\infty < c_1 < c_2 < \dots < c_K < \infty$ 。对于每个  $k = 1, 2, \dots, K$ ，最简单的整数标识方法是令  $c_k = k$ 。分布  $f_k$  描述了报告属于第  $k$  类别的人口比例，累积分布函数 CDF 由报告等于或低于第  $k$  类别的人口比例  $F_k = \sum_{j=1}^k f_j$  描述，生存函数由报告等于或高于第  $k$  类别的人口比例  $S_k = \sum_{j=k}^K f_j$  描述。需要注意的是， $S_k$  的定义和标准的生存函数定义  $(1 - F_k)$  有些区别，但这里定义的  $S_k$  可以用来测算特定的不平等指数。

Cowell & Flachaire (2017) 提出了一种使用两步法测算序数变量不平等程度的方法。首先，定义每个个体  $i = 1, 2, \dots, N$  的状态值  $s_i$ ，并且建议使用“对等包含向下看” (peer-inclusive downward-looking) 的方式度量  $k$  类别的个人<sup>①</sup>，即使用  $F_k$ ，其不会受到  $(c_1, c_2, \dots, c_K)$  具体数值的影响，也就是说与尺度无关。其次，将不平等定义为每个人的状态值和恰当的基准值之间“距离”的加总，距离缩小意味着不平等减少。基准值应该选择最大值 1，即  $F_k$  的最大值。Cowell-Flachaire 不平等指数如下式：

$$I(\gamma) = \begin{cases} \frac{1}{\gamma(\gamma-1)} \left[ \sum_{i=1}^N f_i \left[ \sum_{j=1}^i f_j \right]^\gamma - 1 \right], & \text{if } 0 < \gamma < 1 \\ - \sum_{i=1}^N f_i \log \left[ \sum_{j=1}^i f_j \right], & \text{if } \gamma = 0 \end{cases} \quad (1)$$

<sup>①</sup> 如果是“向下看”，那么当一个人的状态从下向上移动并且其他人保持不变时，不平等程度会增加；如果是“向上看”，那么当一个人的状态从上向下移动并且其他人保持不变时，不平等程度会增加。

其中，参数  $0 \leq \gamma < 1$  反映了不平等指数对不同状态值分布的敏感性， $\gamma$  越小表示为较小的状态值赋予更高的权重。

Jenkins (2021) 以 Cowell & Flachaire (2017) 的研究为基础，提出了新的不平等指数  $J_d$  和  $J_u$ 。 $J_d$  指数使用了 Cowell - Flachaire 的“对等包含向下看”状态的定义。与此不同， $J_u$  指数使用了“对等包含向上看”状态的定义。 $J_d$  与式 (1) 中定义的  $I(\gamma)$  具有可比性，其等于相应状态分布的广义洛伦兹 (GL) 曲线与完全平等分布的 GL 曲线 (即原点到点 (1, 1) 的直线) 之间的面积，再除以完全平等 GL 曲线下方的总面积 (=0.5)。等价的， $J_d$  指数也等于 1 减去状态分布的 GL 曲线下方面积的 2 倍。状态分布的 GL 曲线  $GL(p)$  绘制了所有人按状态值升序排列的人均累积状态与累积人口份额的关系 ( $0 \leq p \leq 1$ )，因此有  $GL(0) = 0$ ，而  $GL(1)$  是状态的算术均值。

表 4 给出了五类不平等指数的计算结果，包括：四个  $I(\gamma)$  指数， $\gamma$  的选择包括 0、0.25、0.5 和 0.9； $J_d$  指数使用了“对等包含向下看”状态的定义。通过比对多个指数有助于获得更加稳健的结论。结果显示：首先，幸福感的中位数始终为 4，没有发生变化；其次，与图 1 中使用标准差的结果类似，幸福不平等在 2010 年至 2021 年有所减少，其变化幅度在 -3.7% ~ -5.0% 之间；最大值出现在 2013 年，而最小值出现在 2018 年，两个极值的相差幅度在 -9.2% ~ -11.2% 之间。与 2018 年相比，2021 年的幸福不平等程度有所回升，这可能部分反映了新冠疫情冲击带来的影响，并且这种影响在不同人群之间有所差异。

表 4 与幸福感分布变化相关的各种指标

指标	年份							
	2010	2011	2012	2013	2015	2017	2018	2021
中位数	4	4	4	4	4	4	4	4
$I(0)$	0.584	0.570	0.576	0.585	0.571	0.546	0.531	0.555
$I(0.25)$	1.390	1.349	1.368	1.398	1.356	1.288	1.257	1.333
$I(0.5)$	0.804	0.780	0.791	0.808	0.784	0.745	0.725	0.766
$I(0.9)$	3.218	3.124	3.165	3.235	3.139	2.986	2.916	3.099
$J_d$	0.457	0.441	0.451	0.462	0.445	0.421	0.410	0.434

注：计算时使用了样本权重。

资料来源：根据 2010 - 2021 年中国综合社会调查数据计算得到。

为了观察子群体中居民幸福感分布的最新特征，图 3 和图 4 基于 2021 年的 CGSS 数据，分别使用不同的占优检验方法比较了不同群体间的幸福不平等差异。图 3 的结

果显示，农村居民幸福感的广义洛伦兹曲线处处位于城镇居民下方或重合，因此农村居民的幸福不平等程度更大，但曲线之间的差异较小。男性幸福感的广义洛伦兹曲线处处位于女性下方或重合，因此男性的幸福不平等程度更大，并且曲线之间的差异相对较大。不同年龄组的幸福不平等同样存在一些差异。30~59岁组和60岁及以上组的幸福不平等程度均高于18~29岁组。不过，从图4的结果来看，并不存在双重占优的情形。因此，仅就 $H^+$ 占优和 $H^-$ 占优方法来看，无法给出不同群体之间幸福不平等的确定排序。

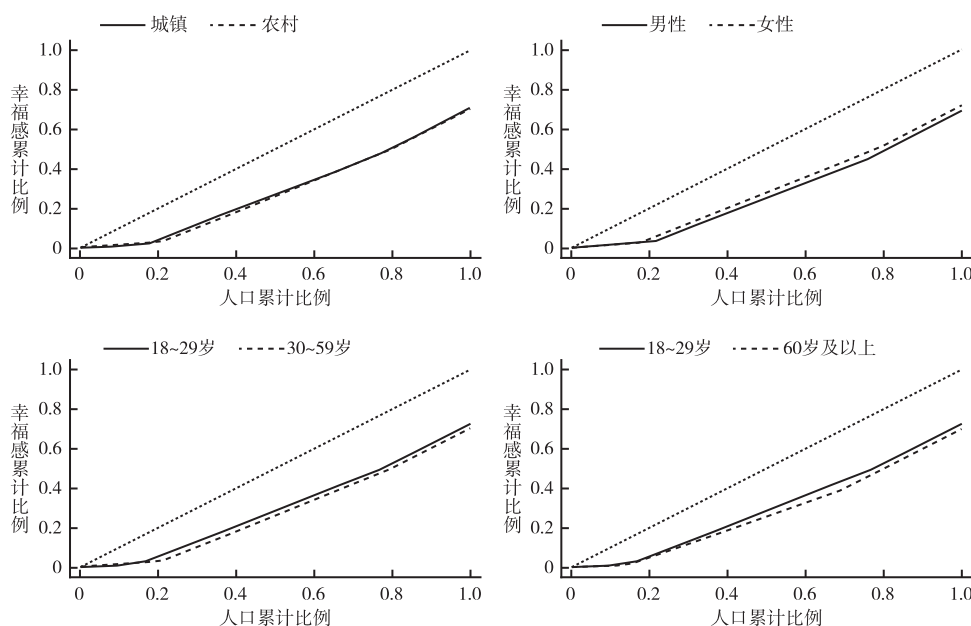


图3 不同群体主观幸福感的广义洛伦兹曲线比较

注：计算时使用了样本权重；图中给出了主观幸福感的广义洛伦兹曲线，其中地位使用“对等包含向下看”定义；如果A组的广义洛伦兹曲线处处位于B组下方或重合，那么对于Cowell-Flachaire类不平等指数来说，A组的幸福感不平等程度大于B组。

资料来源：根据2021年中国综合社会调查数据计算得到。

表5比较了2021年城镇和农村、男性和女性，以及18~29岁、30~59岁和60岁及以上的不同群体之间的幸福感状况。结果显示，城镇居民的幸福不平等程度低于农村居民，女性的幸福不平等程度低于男性，不同的指数给出了一致的结论。就年龄而言，幸福不平等程度随着年龄组升阶而增加，并且所有的不平等指数一致表明60岁及以上年龄组的幸福不平等程度最高。既然不同年龄组内部幸福不平等存在差别，社会中年龄结构的改变可能会对幸福感的分布产生影响。总体而言，如果社会目标是降低幸福不平

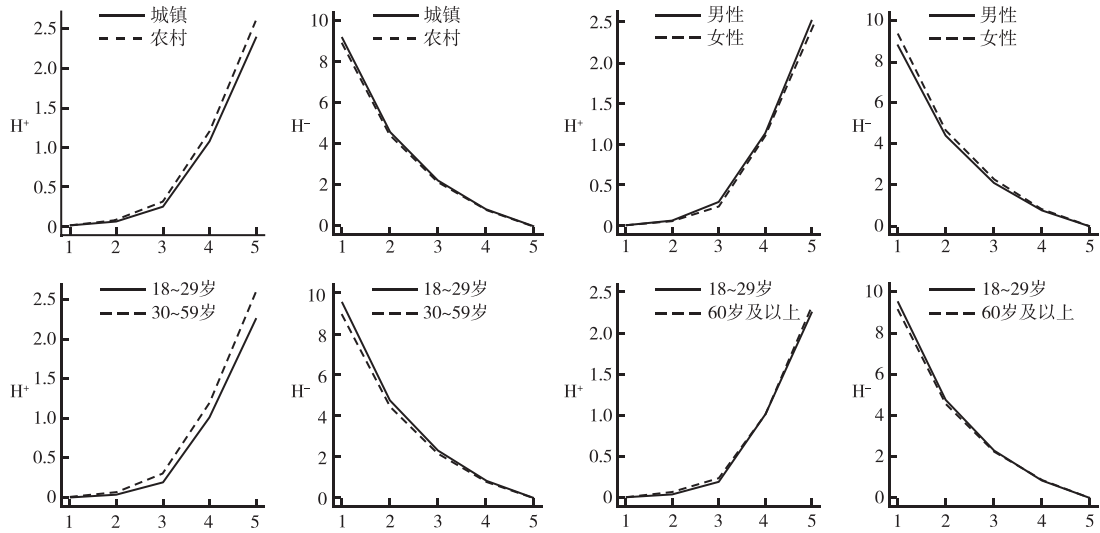


图 4 检验主观幸福感  $H^+$  占优和  $H^-$  占优

注：横坐标为主观幸福感从低到高排序，纵坐标为人口比例的加权和；计算时使用了样本权重；如果 A 组的  $H^+$  曲线处处位于 B 组下方或重合，则 A 组  $H^+$  占优于 B 组，这意味着前者具有更高的社会福利；同理， $H^-$  曲线有类似的含义；根据 Gravel et al. (2021)，如果  $H^+$  和  $H^-$  占优均成立（双重占优），那么也存在“平等”占优，即不平等程度更低。

资料来源：根据 2021 年中国综合社会调查数据计算得到。

等，应该重点关注农村居民、男性和老年人群体。在对数据进行分组时，需要注意样本量会变小，估计值的置信区间变宽，并且区间之间可能会有更多的重叠。因此，在查看子群体差异时需要更加谨慎，因为更小的样本量会在一定程度上削弱结果的信度。

表 5 不同群体的幸福不平等比较

指标	群体分组						
	城镇	农村	男性	女性	18~29 岁	30~59 岁	60 岁及以上
中位数	4	4	4	4	4	4	4
$I(0)$	0.547	0.568	0.576	0.531	0.509	0.559	0.561
$I(0.25)$	1.316	1.359	1.392	1.263	1.230	1.339	1.354
$I(0.5)$	0.755	0.783	0.799	0.726	0.704	0.771	0.776
$I(0.9)$	3.063	3.155	3.236	2.937	2.867	3.110	3.151
$J_d$	0.429	0.444	0.454	0.411	0.399	0.438	0.443

注：计算时使用了样本权重。

资料来源：根据 2021 年中国综合社会调查数据计算得到。

## （二）跨国比较

幸福悖论中还包括横截面数据层面的跨国比较。一般来说，人均收入水平越高的国家，平均幸福感也会越高，但幸福悖论没有给出幸福不平等和经济发展水平之间的关系。本部分将同时考虑平均幸福感和幸福不平等的跨国比较。无论是跨国比较还是跨期比较，通常要确保数据具有适当程度的可比性。国际社会调查项目（ISSP）是一个持续的跨国合作计划，每年对社会科学中重要的主题进行调查。2021 年的健康模块包含有关个人健康和医疗保健系统的问题，涉及 18 个国家，包括克罗地亚、捷克、丹麦、芬兰、德国、冰岛、以色列、意大利、日本、新西兰、挪威、菲律宾、波兰、俄罗斯、斯洛文尼亚、斯洛伐克、瑞士和泰国。由于 CGSS 2021 的附加模块中包括了 ISSP 的健康模块，因此可以将中国与前述 18 个国家就 2021 年的数据进行横向比较。两个数据库的调查问卷中设计了一个有关幸福感的问题，即“总的来说，您觉得您的生活是否幸福？”。受访者回答选项按照幸福感水平的差异性分为 7 个级别，剔除掉“不知道”和没有响应的人群，可以分为“完全不幸福”“非常不幸福”“比较不幸福”“说不上幸福不幸福”“比较幸福”“非常幸福”“完全幸福”。将受访者的答案按 1~7 分序列统一计数（1 = 完全不幸福，2 = 非常不幸福，3 = 比较不幸福，4 = 说不上幸福不幸福，5 = 比较幸福，6 = 非常幸福，7 = 完全幸福）。将所考察的样本个体年龄限定在 18 岁及以上，报告的所有估计值都使用了数据库中提供的权重进行加权。最后，对样本缺失数据和无效数据进行了剔除<sup>①</sup>。

各国收入分配的差异为幸福感分布的比较提供了参照点。本文主要关注 2021 年或最近年份的情况。图 5 将 19 个国家按照人均国内生产总值（GDP）由高到低的顺序排列在横轴上（浅色柱形），深色柱形为相应国家的基尼系数（新西兰数据缺失）。中国的人均 GDP 和基尼系数在 19 个国家中的排名均较为靠后。中国作为中等收入国家，与目前经济发达国家的人均 GDP 相比尚有差距，同时中国内部的收入差距也较高。以色

<sup>①</sup> 在跨国分析中，19 个国家未加权样本量分别为：中国（2683）、克罗地亚（1098）、捷克（1242）、丹麦（1643）、芬兰（956）、德国（1684）、冰岛（1064）、以色列（1183）、意大利（1121）、日本（1436）、新西兰（1064）、挪威（1475）、菲律宾（1798）、波兰（1092）、俄罗斯（1552）、斯洛文尼亚（989）、斯洛伐克（1012）、瑞士（3304）和泰国（1475）。在对中国的跨期比较中（CGSS），未加权样本量分别为：2010 年（23516）、2011 年（5613）、2012 年（11720）、2013 年（11378）、2015 年（10920）、2017 年（12561）、2018 年（12772）和 2021 年（5448）。需要注意，ISSP 从 2021 年的 CGSS 中随机抽取部分样本参与调查，因此两者的样本数量并不相同。

列的基尼系数略高于中国，但其平均收入水平大约是中国的 2.4 倍。菲律宾的基尼系数高出中国 10%，并且平均收入仅为中国的大约 50%，在所有考察的国家中表现最差。泰国的平均收入水平虽然与中国相当，但其基尼系数比中国低大约 6%，和意大利的收入不平等程度相当。综合来看，基尼系数最低的前五个国家依次为斯洛伐克、斯洛文尼亚、冰岛、捷克和挪威，比中国的基尼系数低 25% ~ 35% 左右，同时他们的平均收入水平大约是中国的 1.9 ~ 3.7 倍。基尼系数最高的前五个国家依次为菲律宾、以色列、中国、俄罗斯和泰国。

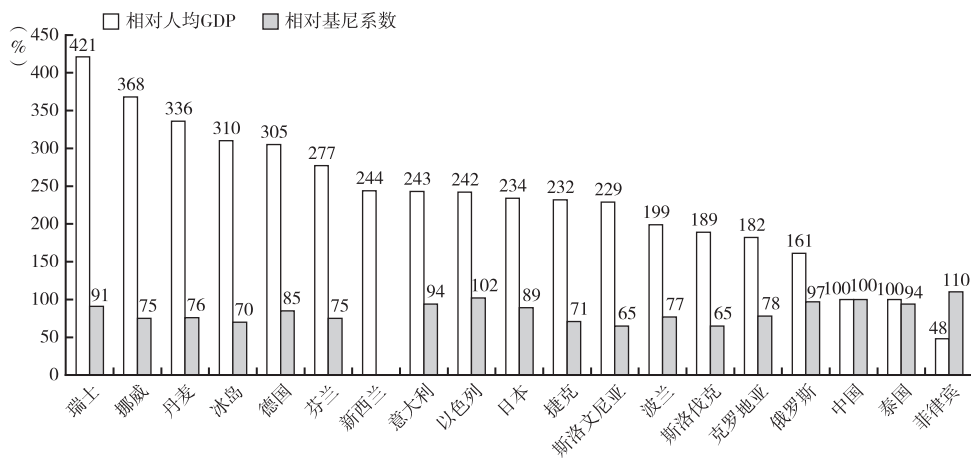


图 5 不同国家人均 GDP 和基尼系数的差异

注：横轴按照人均 GDP 由高到低排列；人均 GDP 以经过购买力平价调整的国际元计算，并以相对于中国的百分比表示；基尼系数同样以相对于中国的百分比表示；根据数据的可得性，日本的基尼系数为 2013 年的结果，冰岛为 2017 年，德国和挪威为 2019 年，中国、瑞士和俄罗斯为 2020 年，其余国家均为 2021 年，新西兰的数据由于缺失并未在图中显示。

资料来源：根据世界银行发展指标在线数据库、世界银行贫困与不平等平台和卢森堡收入研究数据库计算得到。

本文关注的第一个问题是，图 5 中经济发展水平的跨国差异是否也反映在平均幸福水平上？图 6 展示了幸福感均值和对数人均 GDP 的相关图。可以发现，菲律宾是一个比较特殊的情况。尽管其经济发展水平在所考察的国家中是最低的，但其平均幸福感水平却是最高，贫穷并没有限制菲律宾居民对生活幸福给予较高评价。如果将菲律宾的样本排除，平均幸福感和人均收入之间的关系由负向（左侧图）转变为正向（右侧图）。这种正向关系符合幸福悖论中对横截面数据的预测，即收入水平较高的国家，其居民的幸福水平也较高。

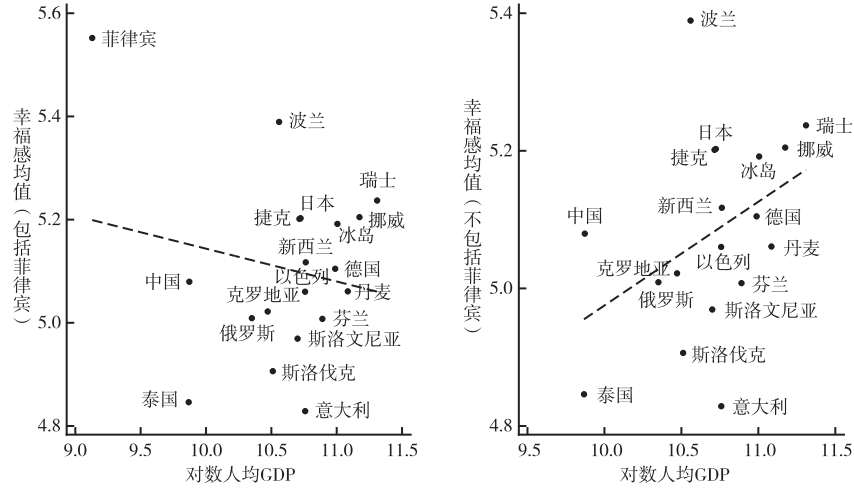


图6 幸福感与对数人均GDP的关系 (2021年)

注：人均GDP以经过购买力平价调整的国际元计算；计算幸福感均值时使用了权重；左图中包括菲律宾，右图中未包括菲律宾。

资料来源：根据世界银行发展指标在线数据库、2021年中国综合社会调查和国际社会调查项目数据计算得到。

本文关注的第二个问题是，图5中基尼系数的跨国差异是否也反映在幸福不平等的跨国差异上？对这个问题的回答需要对19个国家的幸福不平等进行排序，最直接的方法是使用基于序数变量的指数方法<sup>①</sup>。图7给出了19个国家的不平等指数估计值及相应的95%置信区间。这些估计值基于重复500次Bootstrap标准误得到。

根据图7的结果，在不同的不平等指数下中国的排名存在差异。如果将19个国家按照不平等指数由小到大的顺序进行排序，中国的排名分别为第4 ( $I(0)$ )、第3 ( $I(0.25)$ )、第2 ( $I(0.5)$ )、第3 ( $I(0.9)$ )、第1 ( $J_d$ ) 和第7 (标准差)。除了更适用于基数变量的标准差指标外，其他不平等指数表明中国在幸福不平等方面的表现可以排在前五名，这与基尼系数所代表的收入不平等排名有很大的区别。 $I(0)$ 、 $I(0.5)$  和  $J_d$  指数显示日本的幸福不平等程度最高，并且这个结论与标准差的结果相同。而  $I(0.25)$  和  $I(0.9)$  指数显示斯洛伐克的幸福不平等程度最高，日本的幸福不平等程度仅低于斯洛伐克。这些结果表明，日本在幸福不平等方面的表现相对较差。四个  $I(\gamma)$  指数显示，

① 如果所有受访者报告的主观幸福值相同，则前述所介绍的所有不平等指数应该等于0。



幸福不平等程度最低的是意大利，而  $J_d$  指数和标准差的结果显示意大利的幸福不平等程度是次低的，可见意大利在幸福不平等方面的表现相对较好。

图 7 中显示的置信区间表明，在推断跨国差异时要谨慎。这是因为估计值的精确程度依赖于“更窄”的置信区间。而部分国家的置信区间相对较宽，这会在一定程度上影响估计值比较的准确性。此外，使用不同指数也会改变各国在幸福不平等方面的排序。

总体而言，通过对不平等指数结果进行综合评估，中国的幸福不平等程度在全部 19 个国家中相对较低，这与基于收入所计算的基尼系数的结论（图 5）有所不同。这说明收入等客观变量可能并未揭示福利水平或福利差异的全部信息，对幸福感等主观评价的考察同样具有重要的意义。

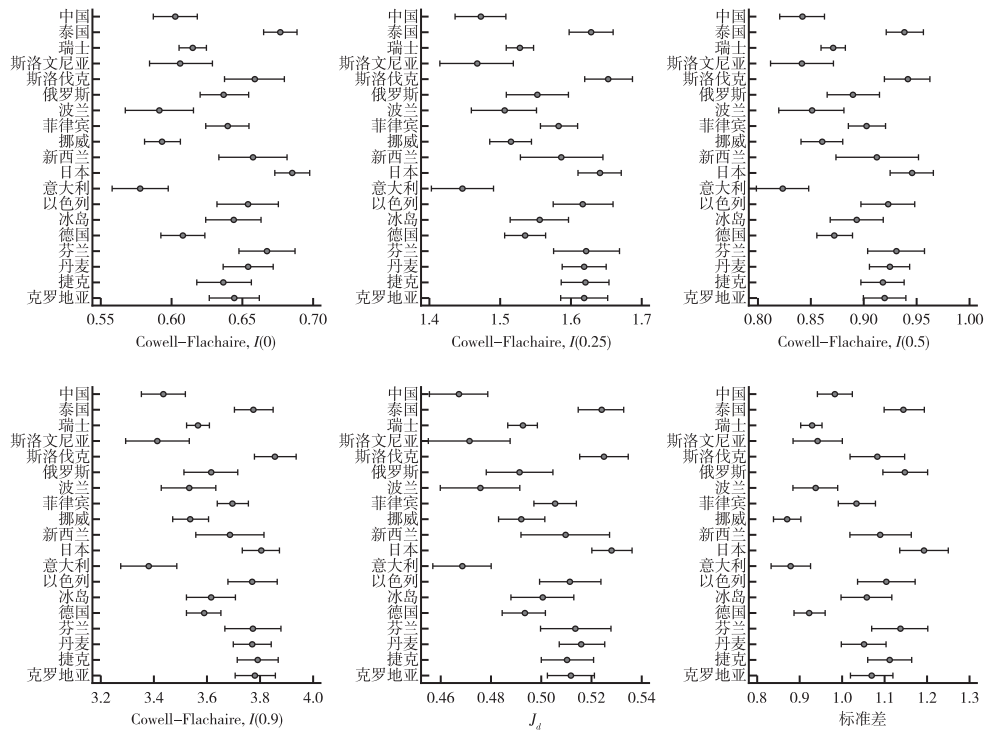


图 7 主观幸福感的的不平等指数

注：计算时使用了样本权重；不平等指数的点估计值及其 95% 置信区间使用 Bootstrap 标准误差得出，并且重复 500 次。

资料来源：根据 2021 年中国综合社会调查和国际社会调查项目数据计算得到。

## 六 结论和政策建议

国家的经济发展和随之而来的收入增长是否会提高居民的幸福感，是经济学文献中的一个重要议题。幸福悖论包含了主观幸福感与收入之间的三种统计关系，即横截面数据和短期时间序列数据上的正相关，以及长期时间序列数据中的零相关。第一种统计关系与第三种统计关系构成了幸福悖论的基础，第二种统计关系则容易与第三种统计关系形成混淆。特别是对于转型国家来说，幸福感与收入在这类国家中往往呈现U形关系，即转型初期幸福感会下降，之后又会逐渐恢复。因此，需要着重考察U形的后半段是否能实现持续的上升，以判断转型国家中是否存在幸福悖论。此外，幸福悖论并没有涉及幸福的分布是否均衡，通常只是讨论平均幸福水平的变化。

本文利用2010-2021年中国综合社会调查（CGSS）数据，更全面地考察了居民主观幸福感及其分布的长期变化趋势，丰富了既有关于转型国家幸福悖论的认识。研究有以下发现。第一，自2010年以来，随着经济的发展，中国居民的平均幸福感在长期中基本呈现上升的趋势，而幸福不平等则呈现下降的趋势，这表明经济发展和居民的福利改善基本实现了良性互动。第二，幸福感的广义有序Logit回归分析揭示了健康状况、婚姻和党员身份等因素的显著影响，高收入家庭成员、女性、高教育水平者和农村居民也会感觉更幸福。子样本分析表明，农村居民的幸福感在考察期内呈现更大幅度的增长态势。第三，城镇居民、女性和年轻人群体的幸福分布更加均衡。如果社会目标是降低幸福不平等，应该重点关注农村居民、男性和老年人群体。第四，在跨国比较中，中国的平均幸福感排名与人均收入水平排名基本对等，并且人群中的幸福分布更加均衡，幸福不平等程度相对较低。

本文的研究有如下启示。首先，社会的进步应该是多维度的，经济增长是其中的重要维度，但并非全部。其他方面的因素也同样可能影响经济增长转化为国民幸福的程度，如政府的治理水平、收入差距等。以人民为中心的发展思想更加强调经济发展与民生改善的良性互动，这有助于跳出幸福悖论的怪圈，破解经济增长不能在长期中促进居民幸福感提升的难题。可以预见，随着政府进一步完善和发展中国特色社会主义制度、推进国家治理体系和治理能力现代化以及推动高质量发展，中国将在持续改善民生福祉方面实现更大的突破。

其次，尽管收入不平等一直受到学术界的广泛关注，幸福不平等也应当引起重视。与收入不平等不同，主观幸福感的不平等无法通过幸福感转移直接调节，而且幸福不

平等往往会影响一个社会的凝聚力。国际社会越来越重视使用更广泛的指标补充国内生产总值（GDP）这类客观收入指标，以全面反映一个国家的“健康状况”，而诸如幸福感和幸福不平等这类福祉指标在评估社会进步和制定社会经济政策方面可以发挥重要作用。这些指标集不仅可以用于社会进步的事后监测，而且应该用于指导经济社会多领域的决策。不过，在分析社会主观福利不平等问题时，很多早期的研究者并没有注意到基于基数方法和序数方法进行测算的区别。如果直接将适用于收入等基数变量的传统方法应用于序数类型的主观福利变量，将带来一些方法论层面的问题。一个可行的路径是采用适合序数变量的分布比较方法测算主观福利不平等。本文在这方面进行了一些有益的探索，并且将幸福不平等作为补充内容置于幸福悖论框架中，希望能够推进相关的研究议程。

最后，对幸福悖论的考察需要借助更长时期的数据和持续的跟踪研究。从长期的视角来看，随着中国经济的高速增长和居民总体富裕程度的不断提高，收入增长和国民幸福水平提升存在着一定的阶段性差异。这种差异意味着，总体的经济增长转化为国民幸福水平提高，并不是无条件的。随着后续更新的数据可以获得，仍需对幸福感进行更多、更细致的追踪和研究。因此，本文的研究结论并不意味着幸福悖论必定不会出现，政府应当始终确保经济增长的成效切实惠及广大民众。

## 参考文献：

- 江求川（2015），《中国福利不平等的演化及分解》，《经济学（季刊）》第4期，第1417-1444页。
- 刘军强、熊谋林、苏阳（2012），《经济增长时期的国民幸福感——基于CGSS数据的追踪研究》，《中国社会科学》第12期，第82-102页。
- 刘伟（2018），《习近平新时代中国特色社会主义思想的内在逻辑》，《经济研究》第5期，第4-13页。
- 邢占军（2011），《我国居民收入与幸福感关系的研究》，《社会学研究》第1期，第196-219页。
- 邢占军、胡文静（2022），《我国居民幸福感的变迁（2002-2019）：一项横断历史元分析》，《山东社会科学》第5期，第129-138页。
- 周绍杰、王洪川、苏杨（2015），《中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民

- 生指数调查》，《管理世界》第6期，第8-21页。
- Abul Naga, Ramses & Tarik Yalcin (2008). Inequality Measurement for Ordered Response Health Data. *Journal of Health Economics*, 27 (6), 1614 – 1625.
- Allison, Andrew & James Foster (2004). Measuring Health Inequality Using Qualitative Data. *Journal of Health Economics*, 23 (3), 505 – 524.
- Apouey, Benedicte (2007). Measuring Health Polarization with Self-Assessed Health Data. *Health Economics*, 16 (9), 875 – 894.
- Bond, Timothy & Kevin Lang (2019). The Sad Truth About Happiness Scales. *Journal of Political Economy*, 127 (4), 1629 – 1640.
- Brant, Rollin (1990). Assessing Proportionality in the Proportional Odds Model for Ordinal Logistic Regression. *Biometrics*, 46 (4), 1171 – 1178.
- Brockmann, Hilke, Jan Delhey, Christian Welzel & Hao Yuan (2009). The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy. *Journal of Happiness Studies*, 10 (4), 387 – 405.
- 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.
- Clark, Andrew, Sarah Flèche & Claudia Senik (2016). Economic Growth Evens Out Happiness: Evidence from Six Surveys. *Review of Income and Wealth*, 62 (3), 405 – 419.
- Clark, William, Daichun Yi & Youqin Huang (2019). Subjective Well-Being in China's Changing Society. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 116 (34), 16799 – 16804.
- Cowell, Frank & Emmanuel Flachaire (2017). Inequality with Ordinal Data. *Economica*, 84 (334), 290 – 321.
- De Neve, Jan-Emmanuel, George Ward, Femke De Keulenaer, Bert Van Landeghem, Georgios Kavetsos & Michael Norton (2018). The Asymmetric Experience of Positive and Negative Economic Growth: Global Evidence Using Subjective Well-Being Data. *Review of Economics and Statistics*, 100 (2), 362 – 375.
- Diener, Ed, Ronald Inglehart & Louis Tay (2013). Theory and Validity of Life Satisfaction Scales. *Social Indicators Research*, 112 (3), 497 – 527.
- Dutta, Indranil & James Foster (2013). Inequality of Happiness in the U. S. : 1972 – 2010.

- Review of Income and Wealth*, 59 (3), 393 – 415.
- Easterlin, Richard (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence. In Paul David & Melvin Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*. New York: Academic Press, pp. 89 – 125.
- Easterlin, Richard, Laura McVey, Malgorzata Switek, Onnicha Sawangfa & Jacqueline Zweig (2010). The Happiness-Income Paradox Revisited. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107 (52), 22463 – 22468.
- Easterlin, Richard & Kelsey O'Connor (2022). The Easterlin Paradox. In Klaus Zimmermann (ed.), *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics*. Cham: Springer. [https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6\\_184-2](https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6_184-2).
- Easterlin, Richard & Anke Plagnol (2008). Life Satisfaction and Economic Conditions in East and West Germany Pre-and Post-Unification. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 68 (3 – 4), 433 – 444.
- Easterlin, Richard, Fei Wang & Shun Wang (2021). Growth and Happiness in China, 1990 – 2015. In Luigino Bruni, Alessandra Smerilli & Dalila De Rosa (eds.), *A Modern Guide to the Economics of Happiness*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, pp. 129 – 161.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada & Paul Frijters (2004). How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness? *The Economic Journal*, 114 (497), 641 – 659.
- Gravel, Nicolas, Brice Magdalou & Patrick Moyes (2021). Ranking Distributions of an Ordinal Variable. *Economic Theory*, 71 (1), 33 – 80.
- Jenkins, Stephen (2020). Better Off? Distributional Comparisons for Ordinal Data About Personal Well-Being. *New Zealand Economic Papers*, 54 (3), 211 – 238.
- Jenkins, Stephen (2021). Inequality Comparisons with Ordinal Data. *Review of Income and Wealth*, 67 (3), 547 – 563.
- Kahneman, Daniel & Alan Krueger (2006). Developments in the Measurement of Subjective Well-Being. *Journal of Economic Perspectives*, 20 (1), 3 – 24.
- Kalmijn, Wim & Ruut Veenhoven (2005). Measuring Inequality of Happiness in Nations: In Search for Proper Statistics. *Journal of Happiness Studies*, 6 (4), 357 – 396.
- Kobus, Martyna & Piotr Miłoś (2012). Inequality Decomposition by Population Subgroups for Ordinal Data. *Journal of Health Economics*, 31 (1), 15 – 21.
- Kollamparambil, Umakrishnan (2020). Happiness, Happiness Inequality and Income

- Dynamics in South Africa. *Journal of Happiness Studies*, 21 (1), 201 – 222.
- Niimi, Yoko (2018). What Affects Happiness Inequality? Evidence from Japan. *Journal of Happiness Studies*, 19 (2), 521 – 543.
- Schröder, Carsten & Shlomo Yitzhaki (2017). Revisiting the Evidence for Cardinal Treatment of Ordinal Variables. *European Economic Review*, 92, 337 – 358.
- Smith, Michael & Dennis Wesselbaum (2023). Well-Being and Income Across Space and Time: Evidence from One Million Households. *Journal of Happiness Studies*, 24 (5), 1813 – 1840.
- Stevenson, Betsey & Justin Wolfers (2008). Economic Growth and Subjective Well-Being: Reassessing the Easterlin Paradox. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2008 (Spring), 1 – 87.
- Stiglitz, Joseph, Amartya Sen & Jean-Paul Fitoussi (2009). Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress. [http://www.aaps.org.ar/dev/pdf/area\\_politicassociales/Stiglitz.pdf](http://www.aaps.org.ar/dev/pdf/area_politicassociales/Stiglitz.pdf).
- Veenhoven, Ruut (2005). Return of Inequality in Modern Society? Test by Dispersion of Life-Satisfaction Across Time and Nations. *Journal of Happiness Studies*, 6 (4), 457 – 487.
- Williams, Richard (2006). Generalized Ordered Logit/Partial Proportional Odds Models for Ordinal Dependent Variables. *The Stata Journal*, 6 (1), 58 – 82.
- Yang, Jidong, Kai Liu & Yiran Zhang (2019). Happiness Inequality in China. *Journal of Happiness Studies*, 20 (8), 2747 – 2771.

## **Trends in Subjective Well-Being and Its Distribution: Is There a Happiness Paradox in China?**

Tian Liu, Li Yumei & Feng Jingyu

(Institute of International Economy, University of International Business and Economics)

**Abstract:** Using data from the China General Social Survey (CGSS) from 2010 to 2021, this paper analyzes the long-term trends in happiness levels and the distribution over the past decade, providing new evidence for understanding the happiness paradox in transitional economies. The study reveals

several key findings. First, since 2010, the average happiness of Chinese residents has shown a predominantly upward trend, while the happiness inequality has declined, indicating a positive interaction between economic development and people's welfare. Second, generalized ordered Logit regression analysis identifies significant effects of health and marital status on happiness levels. Additionally, individuals from high-income households, females, those with higher education levels, and rural residents report higher happiness levels. Subsample analysis indicates that rural residents have experienced a more substantial increase in happiness during the study period. Third, urban residents, women, and younger populations show more balanced happiness distributions. If reducing happiness inequality is a social objective, particular attention should be paid to rural residents, males, and the elderly. Fourth, in cross-national comparisons, China's ranking in average happiness aligns with its per capita income ranking while showing a more equitable distribution of happiness, suggesting relatively low levels of happiness inequality. To effectively prevent the happiness paradox, the government should maintain its commitment to safeguarding and improving people's livelihood and also conduct more comprehensive and sustained evaluations of economic and social welfare.

**Keywords:** subjective well-being, happiness paradox, happiness inequality, distributional comparison

**JEL Classification:** I31, D31, D63, P3

(责任编辑: 合 羽)