

中国“幸福-收入之谜”现象研究

王洪亮,屠亚富

(南京审计大学 经济与贸易学院,江苏 南京 211815)

[摘要]“Easterlin 悖论”指的是居民生活水平的显著提高并未直接提升居民的幸福感,这一现象也被称为“幸福-收入之谜”。为考察中国的“Easterlin 悖论”现象,首先构建理论模型考察影响居民幸福感的因素,然后在理论分析的基础上运用微观调查数据,采用 Oprobit 计量模型对居民幸福感进行实证检验,研究结果表明:居民收入水平的提高增进了居民幸福感,而地区平均收入水平的提高则降低了居民幸福感,收入差距和机会不平等程度的扩大也损害了居民幸福感。因此,除了提高居民收入水平以外,降低机会不平等程度、缩小收入差距都有助于居民幸福感的提升。

[关键词]Easterlin 悖论;“幸福-收入”之谜;收入差距;机会不平等;主观幸福感;受教育程度;健康水平

[中图分类号]F126 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2016)02-0031-09

一、引言

追求幸福是居民个体生活的重要人生目标,收入是满足居民物质需求的必要手段。传统理论认为,收入水平提高会增进人民幸福感,那么随着中国居民收入水平的提高,中国居民是否更加幸福了呢?世界价值观调查数据显示,从1990年到2007年,中国居民平均幸福感从7.3下降至6.8。根据盖洛普世界民意调查(Callup World Poll)在2005年至2009年间对世界155个国家和地区进行的居民主观幸福感调查结果显示,中国大陆仅列125位。显然,上述结果说明居民生活水平的显著提高并未直接提升居民的幸福感,这一现象被称为“幸福-收入之谜”或“Easterlin 悖论”。由此,关于“幸福-收入之谜”的原因引起了国内外学者的广泛思考与研究,Kahneman等通过对效用理论进行拓展研究发现,人们把大量的时间花费在对金钱、身份和地位等传统成就感的追求上,从而使得能带来更大幸福感的日常生活娱乐被严重忽略,进而导致人们的幸福感水平难以提升^[1]。一方面,人们会自动适应较高的生活标准,当一个人的生活水平上升时,他会适应上升后的生活标准,而当生活水平下降到原有水平时,幸福感将低于原先的幸福水平;另一方面,人们的期望值会随着经济水平的提高而同程度上升,这也会导致人们在生活水平提高之后并不会感到比以前幸福。总之,不同经济学家从各自感兴趣的角度和领域对居民生活水平与居民幸福感之间的关系进行了研究,这对“幸福-收入之谜”现象的解释起到了积极作用。然而,从收入差距和机会不平等视角来研究居民幸福感的文献并不多见,因此本文拟在建立理论模型并进行相关理论分析的基础上,重点分析收入差距和机会不平等对居民幸福感的影响,以对已有研究成果进行补充和完善,这也是本文的贡献所在。

[收稿日期]2015-09-30

[基金项目]国家社会科学基金项目(10CJL020;15BJL018);江苏省“333 高层次人才培养工程”项目(BRA2012183);江苏省高校“青蓝工程”科技创新团队项目

[作者简介]王洪亮(1977—),男,山东无棣人,南京审计大学经济与贸易学院教授,硕士生导师,主要研究方向为收入分配与经济增长;屠亚富(1988—),男,江苏南京人,南京审计大学经济与贸易学院硕士生,主要研究方向为收入分配。

二、文献综述

“Easterlin 悖论”起源于 Easterlin 在 20 世纪 70 年代所发表的一篇重要文章,即 Easterlin 在 1974 年整理了美国、西德等国家的幸福调查数据结果之后发现,这些国家在人均 GDP 上升的同时,人民的幸福感并没有得到显著的上升,由此他得出这样一个结论:人均收入水平上升不会导致居民幸福感的上升,即人均收入与居民幸福感之间并不存在相关关系。这被称为“Easterlin 悖论”或者“幸福-收入之谜”^[1]。

如何解释“Easterlin 悖论”?如何解开“幸福-收入之谜”呢?国内外学者从多方面对此进行了相关研究。有些学者从收入水平角度去研究居民幸福感,Senik 和 Knight 等分别对俄罗斯和南非的居民幸福感数据进行了研究,发现收入水平与居民幸福感之间正相关^[3-4]。Veenhoven 对近三十个国家的居民幸福感进行研究后发现,国民收入与居民幸福感之间呈现边际递减关系,收入对幸福感的影响随着收入的增加而越来越小^[5]。罗楚亮利用 CHIP 数据对居民幸福感进行了研究^[6]。刘军强、熊谋林和苏阳利用 CGSS 数据进行分析后发现,个人年收入对居民幸福感水平具有显著的正向影响,并且认为经济增长是居民幸福感上升的动力^[7]。然而,Clark 和 Oswald、Blanchflower 等分别对英国和美国的居民幸福感进行研究后发现,收入水平与居民幸福感之间呈负相关关系^[8-9]。Fernandez 和 Kulik 对美国居民幸福数据进行研究后发现,收入对居民幸福感没有直接影响^[10]。田国强和杨立岩通过构建理论模型证明存在一个与非物质初始禀赋正相关的临界收入水平,在收入未达到这个临界水平之前,增加收入能够提高社会居民的幸福感水平;收入一旦超过这个临界水平,增加收入无法带来居民幸福水平的提升,有时甚至会导致幸福感水平的下降^[11]。

此外,有些学者从收入差距角度来研究居民幸福感,但所得结论并不一致。社会学家 Runciman 提出了“相对剥夺效应”,强调收入不均给人们带来了相对剥夺感,从而损害了人们的幸福感^[12]。何立新和潘春阳利用 CGSS 和 CEIC 的数据进行研究后发现,收入差距对居民幸福感存在负面影响,收入差距显著损害了低、中低和高收入阶层的幸福感,而对中高收入阶层的影响并不显著^[13]。Senik 对俄罗斯的居民幸福感研究后发现,收入差距会损害居民的幸福感水平^[3]。然而,Hirschman 提出了“隧道效应”,他认为收入不均能使人们对未来的收入保持乐观态度,从而有利于人们幸福感的提升^[14]。Knight 等利用一些家庭调查数据研究发现,中国农村居民的幸福感与其所在县的基尼系数正相关,收入差距增加会提高人们对未来收入的预期,从而有利于居民幸福感的提升^[4]。Jiang 等利用 CHIP 数据对中国城镇居民的幸福感进行研究后发现,贫富差距的扩大有利于城镇居民幸福感的提升^[15]。

基于以上文献我们可以发现,无论是收入水平对居民幸福感的影响还是收入差距对居民幸福感的影响,学术界都没有得出一致的结论,而且少有文献从机会不平等的视角对居民幸福感进行研究。我们认为,一方面,机会不平等可能会通过扩大收入差距来影响居民幸福感;另一方面,机会不平等也会给居民带来相对剥夺感,从而影响居民的幸福感水平。

综上所述,我们认为基于机会不平等的视角来考察居民幸福感将是一个新的角度,为此我们将从以下几个方面展开研究:第一,运用理论模型分析各影响因素与居民幸福感之间的相关关系。第二,测算各省份机会不平等程度,通过实证分析考察收入差距、机会不平等、收入水平、地区收入水平与居民幸福感之间的关系。第三,按照户口类型等指标对样本数据进行分组,考察在子样本中各因素对居民幸福感影响的差异。

三、理论模型

在对幸福感影响因素的研究中,学者们通常采取的一种研究方式是将幸福感视为居民的一种效用。我们假设幸福感的原始效用函数为式(1):

$$U_t = U(u_1(Y_t), u_2(Y_t | Y_t^*), u_3(T - l_t, z_{1t})) \quad (1)$$

在式(1)中, U_t 由三部分组成: u_1 、 u_2 、 u_3 , u_1 中 Y_t 代表收入的一个列向量, 包含 $y_t, t = 0, 1, \dots, t_0$ 。由于过去的收入通过影响个人财富与现在的收入而对现期收入产生影响, 因此 $u_1(Y_t) = u_1(y_t, w_t)$, 其中 w_t 代表 t 时期积累的财富, 而在短时期内, 当期收入对财富的影响很小, 即 $w_t = w_{t-1} = W$, 所以 $u_1(Y_t) = u_1(y_t)$ 。 u_2 中的 Y_t^* 是参考收入, 可以是往期收入或家庭其他成员的收入, 短期内可以看作 $u_2(Y_t | Y_t^*) = u_1(y_t | y_t^*)$ 。 u_3 中的 T 代表总时间, l_t 代表 t 时刻的工作时间, $T - l_t$ 即代表娱乐休息时间, Z_{1t} 代表其他一些影响因素。

我们将方程(1) 采用一个关于收入与幸福感的半对数模型来表示, 如式(2) 所示:

$$U_{ijt} = \beta_1 \frac{y_{ijt}}{y_{ijt} + A} + \beta_2 \ln(y_{ijt}/y_{jt}^*) + \beta_3 \ln(y_{jt}^*/y_t^*) + \tau \ln(T - y_{ijt}/\omega_t) + Z'_{ijt}\gamma \quad (2)$$

在式(2) 中, U_{ijt} 表示区域 j 里面的个人 i 在 t 时刻的幸福感, y_{ijt} 表示区域 j 里面的个人 i 在 t 时刻的收入, y_{jt}^* 表示区域 j 在 t 时刻的平均收入, y_t^* 表示所有区域在 t 时刻的平均收入, T 表示总时间, ω_t 表示平均工资水平, $\tau \ln(T - y_{ijt}/\omega_t)$ 可以理解为一个人从闲暇中所获得的效用, Z'_{ijt} 表示其他因素, 并假设其他因素这一变量保持不变, 且有 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \tau$ 均大于 0。

(一) 幸福感的基础影响因素分析

当经济发展水平提高, 所有居民收入水平和工资水平同比例上升且其他因素保持不变时, $\beta_2 \ln(y_{ijt}/y_{jt}^*) + \beta_3 \ln(y_{jt}^*/y_t^*) + \tau \ln(T - y_{ijt}/\omega_t) + Z'_{ijt}\gamma$ 的大小保持不变, $\beta_1 \frac{y_{ijt}}{y_{ijt} + A}$ 变大, 因此, 当其他因素不变时, 小时工资提高会导致收入水平提高, U_{ijt} 呈上升趋势且其上升幅度越来越小, 这说明总的居民幸福感在上升, 且各区域之间的平均幸福感差异逐渐缩小。

当经济发展水平提高时, 假设工资水平 ω_t 保持不变, 我们对居民个体的幸福感进行分析, 很显然居民个体的收入水平不会影响整体的工资水平与收入水平。我们将 U_{ijt} 对 y_i 求一阶导数得到式(3):

$$U'_{ijt} = \frac{\beta_1 A}{(y_{ijt} + A)^2} + \frac{\beta_2}{y_{ijt}} - \frac{\tau}{\omega_t T - y_{ijt}} \quad (3)$$

在式(3) 中, 当 y_{ijt} 趋向于 0 时, U'_{ijt} 趋向于 $+\infty$, 此时随着收入的增加, 居民的幸福感也在增加。之后, 随着 y_{ijt} 的上升, U'_{ijt} 一直在下降, U_{ijt} 会先上升后下降。当 y_{ijt} 趋向于 $\omega_t T$ 时, U'_{ijt} 趋向于 $-\infty$, 这说明假设单位小时工资不变, 当收入水平较低时, 随着工作时间的增加, 居民收入也会增加, 从而居民幸福感得到提升但提升幅度会越来越小; 当收入水平较高时, 居民通过延长工作时间来提高收入水平将导致居民幸福感的下降。这个结果很容易理解, 当居民的工作时间过长、闲暇水平太少时, 其幸福感不会随着工作时间增加所带来的收入增加而增加。

我们对式(2) 进行改写可得到式(4):

$$U_{ijt} = (\beta_3 - \beta_2) \ln y_{jt}^* + f(y_{ijt}) \quad (4)$$

由式(4) 可知, 对于个人来说, 当 β_3 大于 β_2 时, 居民幸福感与所在地区的平均收入水平呈正相关关系; 当 β_3 小于 β_2 时, 居民幸福感与所在地区的平均收入水平呈负相关关系。这一结论说明居民幸福水平不仅受到个体收入位于所在地区收入中相对位次的影响, 还受到地区平均收入在全国收入中相对位次的影响, 当前者的影响程度大于后者时, 居民幸福水平就会与所在地区收入水平负相关, 反之亦反。因此, 居民所在地区收入水平对居民幸福水平的影响为正还是为负还不能确定, 这需要在实证分析中加以检验。

(二) 收入差距对幸福感的影响分析

当经济发展水平保持不变, 即 y_{jt}^* 和 y_t^* 大小保持不变且其他因素也保持不变时, 我们将 U_{ijt} 对 y_i 求二阶导数得到式(5):

$$U_{ijt}^{(2)} = -\frac{2\beta_1 A}{(y_{ijt} + A)^3} - \frac{\beta_2}{y_{ijt}^2} - \frac{\tau}{(\omega_i T - y_{ijt})^2} < 0 \quad (5)$$

在式(5)中,收入差距增大必然会使得低收入者的收入降低而高收入者的收入增加,假设收入降低的低收入者为 $a_1, a_2, \dots, a_m$ (总共 m 个),高收入者为 $b_1, b_2, \dots, b_n$ (总共 n 个)。设 $a_1, a_2, \dots, a_m$ 的收入总共下降了 y_a , $b_1, b_2, \dots, b_n$ 的收入总共上升了 y_b , 由于 $\bar{y}_i$ 保持不变, 因此 $y_a = y_b$ 。幸福感总下降值为 u_a , 且有 $u_a > y_a U'_{y_i} = y_b U'_{y_i}$, 幸福感总上升值为 u_b , 且有 $u_b > y_b U'_{y_i}$, 其中 u_a 表示幸福感下降的总和, U'_{y_i} 表示 $\bar{y}_i$ 处幸福对收入的导数, u_b 表示幸福感上升的总和。由于 $u_a > u_b$, 因此总的幸福感下降了。以上分析说明: 当一个国家或地区的平均收入不变而收入差距增大, 即基尼系数增大时, 居民的幸福感水平会下降。

四、研究设计

(一) 数据来源

CFPS(2010)是2010年北京大學中國社會調查中心在全國(西藏、青海、新疆、寧夏、內蒙古、海南、香港、澳門、台灣不在其列)正式實施的家庭追蹤調查, 調查規模為16000戶, 而且每年進行一次跟蹤調查。據此, 我們獲得了調查者的相關個人信息, 並從這些信息中選取了成人樣本, 在對若干異常樣本進行刪除後, 最終得到有效樣本容量為25286的個體級別的截面數據。

(二) 變量選擇

1. 主觀幸福感

主觀幸福感是本文的被解釋變量。根據CFPS(2010)的設計, 調查幸福感的問題表述為: 您覺得自己有多幸福? (“1”表示非常不幸, “2”表示不幸, “3”表示一般, “4”表示幸福, “5”表示非常幸福), 回答者根據自己的感受選擇相對應數值。

2. Gini 系數

根據CFPS(2010)的調查結果, 我們將同一省份的樣本歸為一組, 共25組, 去除部分低收入異常值樣本外, 根據每個省份所有居民的收入水平, 我們計算得到了Gini系數。我們將Gini系數作為衡量居民收入差距的指標, 並以此來分析Gini系數與主觀幸福感之間的關係。

3. 機會不平等系數

在現代社會生活中, 導致個人收入差距的原因可分為機會不平等和個人努力的回報兩種。現有關於機會不平等的測算方法主要可分為三種: 參數方法、非參方法和隨機占優方法。我們採用Checchi和Peragine提供的一種非參估計方法來測量各省份的機會不平等程度, 並進一步研究機會不平等與居民幸福感之間的關係^[16]。測量各省份機會不平等程度的具體過程為: 在機會不平等的研究中, 個體收入 y_i 通常有方程 $y_i = f(E_i, C_i)$ 和 $E_i = E(C_i, \xi_i)$, 其中 C_i 和 E_i 分別表示“環境”和“努力”, 且“努力”取決於“環境”和與“環境”無關的其他個人特徵 C_i 。假定按 C_i 可將所有人劃分為 T 類, 每個人能且只能屬於其中一類。

我們根據父母的最高受教育程度(三類: 文盲及半文盲、小學、中學及以上)、戶口類型(兩類: 非農戶口、農業戶口)、性別(兩類: 男、女), 將環境分為 $3 \times 2 \times 2 = 12$ 類。父母受教育程度樣本數如表1所示。

表1 父母受教育程度樣本

父母受教育程度	數量	占比(%)
文盲及半文盲	10804	42.73
小學	6847	27.08
中學及以上	7635	30.19

我們用 $y = \{y_i\}$ 表示所有人的收入, 其分布函數為 $F(y)$, $y^t = \{y_i : C_i = C^t\}$ 表示第 t 類人群的收入, 其分布函數為 $F(y | C^t)$ 。 $I(\cdot)$ 表示不平等指標(常用的指標為基尼系數和泰爾指數), 本文選取基尼系數作為衡量指標, 收入不平等程度可記為 $I(y)$ 。

我们采用 Checchi 和 Peragine 提供的非参数估计方法来衡量机会不平等程度^[16],具体形式如式(6)所示:

$$y^c = \{\mu(y^1)I_{N_1}, \cdots, \mu(y^t)I_{N_t}, \cdots, \mu(y^T)I_{N_T}\} \quad (6)$$

在式(6)中, $\mu(y^t)$ 表示 y^t 的均值, N_t 表示第 t 类人群的人口数, I_{N_t} 表示 N_t 维的单位行向量。(6)式假定“努力”导致的收入差异在求平均时已经被消除,从而求出(6)式的基尼系数记为 $I(y)$,即机会不平等程度。

4. 收入对数与省份平均收入对数

根据 CFPS(2010)调查中“去年,您个人的总收入(所有收入来源)大概是多少钱?”这一问题的结果,我们计算调查者所选择的区间的均值来估算被调查者的收入,当调查者选择 2500 元以下时,调查者收入估算值为 1250;当调查者收入高于 480000 元时,我们采纳调查者实际回答结果记入收入值。我们通过对估算收入结果取对数得到收入对数,而通过对每个省份居民收入加总求平均值得到省份平均收入。

5. 其他控制变量

为了尽量消除变量遗漏带来的估计偏差,我们还引入了其他相关的控制变量,如年龄、年龄平方、健康水平、受教育年数、性别、户口类型(非农户口或农业户口)、婚姻状况(在婚、同居、未婚、离婚、丧偶)。

本文所选变量的描述性统计结果和相关性分析结果分别如表 2 和表 3 所示。

由相关性分析结果我们可以发现,幸福感水平与机会不平等程度、基尼系数负相关,与收入水平正相关,这表明机会不平等和收入不平等程度越大,居民幸福感越低;收入水平越高,幸福感越高。机会不平等程度与基尼系数正相关,说明机会不平等越严重的区域,其收入差距也自然越大。机会不平等与收入、省份平均收入负相关,说明经济增长时机会不平等程度会降低。机会不平等程度与教育负相关,说明教育程度越高的区域,机会不平等程度也会越低。基尼系数与收入、省份平均收入负相关,说明收入水平越高的区域,收入差距也越小。上述变量对居民幸福感的综合影响需要通过下文的实证分析来检验。

表 2 描述性统计结果

			平均数或占比	最小值	最大值
被调查者个体特征变量	主观幸福感		3.850	1	5
	收入对数		8.449	7.130	13.592
	年龄		44.892	16	91
	健康水平		4.197	1	5
	受教育年数		6.365	0	22
	性别	男	48.76%	基准组	
		女	51.24%		
	户口类型	非农户口	28.40%	基准组	
		农业户口	71.60%		
		在婚	84.30%	基准组	
	婚姻状况	同居	0.28%		
		未婚	9.55%		
		离婚	1.31%		
		丧偶	4.56%		
被调查者所在省级变量	基尼系数		0.403	0.299	0.540
	机会不平等系数		0.297	0.220	0.320
	省份平均收入对数		9.207	8.792	10.075

表 3 相关性分析结果

变量	幸福感	机会不平等程度	基尼系数	收入对数	省平均收入对数	年龄	健康	教育
幸福感	1							
机会不平等程度	-0.0661	1						
基尼系数	-0.0455	0.2009	1					
收入对数	0.0818	-0.1014	-0.1424	1				
省平均收入对数	0.0327	-0.2823	-0.5620	0.2532	1			
年龄	-0.0342	-0.0231	-0.0170	-0.2084	0.0521	1		
健康	0.2068	0.0001	0.0119	0.2007	0.0258	-0.2902	1	
教育	0.1368	-0.1263	-0.1397	0.4062	0.2125	-0.3538	0.215	1

五、实证分析

根据理论分析可知,居民幸福感受到居民收入水平、收入差距、机会不平等程度以及所在地区平均收入水平的影响,因此我们建立如下实证模型:

$$Happy = f(Gini, Ine, Lmw, Lw) \tag{7}$$

在式(7)中, $Gini$ 表示基尼系数, Ine 表示机会不平等系数, Lw 表示收入对数, Lmw 表示区域平均收入。由于截面数据中 $Happy$ 的自评值为 1、2、3、4、5, 因此我们拟采用 Ordered Probit 模型来进行回归, 以此来检验理论模型。

(一) 基本模型回归分析

我们假设潜在主观幸福感的回归方程为式(8):

$$Happy_i^* = \alpha_1 Gini_i + \alpha_2 Ine_i + \alpha_3 Lmw_i + M^T \beta + \xi_i \tag{8}$$

在式(8)中, 下标 i 表示个体 i 的特征变量, $Gini_i$ 表示个体 i 所在省份的基尼系数, Ine_i 表示个体 i 所在省份的机会不平等系数, Lmw_i 表示个体 i 所在省份的平均收入水平对数值, M 表示个体级别的控制变量, β 为控制变量的系数向量, α_1 、 α_2 、 α_3 为待估参数, 且假定误差项 ξ_i 服从标准正态分布。

我们采用 Ordered Probit 模型得到的回归结果如表 4 所示。由表 4 可知, 居民个体收入水平这一变量的系数为正, 说明个体收入水平的提高能够提升居民幸福感, 这与前面理论模型所得结论是一致的。然而, 被调查者所在省份的平均收入水平对幸福感存在显著的负面影响, 这也是容易被理解的, 因为在居民个体收入水平不变的条件下, 居民所在省份的收入水平越高, 说明该居民在收入分配中所处的位置越低, 从而导致幸福感越低。

基尼系数和机会不平等这两个变量的系数均为负, 且在 1% 的水平上高度显著, 这说明收入差距扩大会降低居民幸福感, 机会不平等加剧也会带来居民幸福感的下降, 这与我们的理论模型分析结果相一致, 这一结论能够很好地解释“幸福-收入之谜”。虽然改革开放以来, 中国居民收入水平有了较大幅度提高, 从收入的角度来看居民的幸福感受到了提高, 然而中国居民收入差距也在迅速扩大, 从收入差距的角度来看居民的幸福感受到了下降, 综合两方面的力量, 收入差距的负面影响大于收入增长的正面影响, 从而出现了近年来中国居民幸福感下降的现象, 这一结论为“Easterlin 悖论”现象提供了

表 4 全样本回归结果

变量		全样本		
基尼系数		-1.3614 ***		-1.3188 ***
		(0.1585)		(0.1587)
机会不平等系数		-3.6036 ***		-3.3982 ***
		(0.5596)		(0.5605)
收入对数		0.0321 ***	0.0332 ***	0.0327 ***
		(0.0063)	(0.0063)	(0.0063)
省平均收入对数		-0.1131 ***	-0.1515 ***	-0.1868 ***
		(0.0206)	(0.0236)	(0.0239)
年龄		-0.0463 ***	-0.0463 ***	-0.0463 ***
		(0.0030)	(0.0030)	(0.0030)
年龄平方		0.0005 ***	0.0005 ***	0.0005 ***
		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
健康水平		0.2104 ***	0.2114 ***	0.2123 ***
		(0.0072)	(0.0072)	(0.0072)
受教育水平		0.0225 ***	0.0231 ***	0.0226 ***
		(0.0017)	(0.0017)	(0.0017)
性别	男	-0.1544 ***	-0.1579 ***	-0.1562 ***
		(0.0147)	(0.0147)	(0.0147)
户口类型	非农户口	0.1122 ***	0.1155 ***	0.1058 ***
		(0.0179)	(0.0179)	(0.0179)
	离婚	-0.7356 ***	-0.7256 ***	-0.7389 ***
		(0.0585)	(0.0584)	(0.0585)
	丧偶	-0.3280 ***	-0.3313	-0.3302 ***
		(0.0352)	(0.0352)	(0.0352)
婚姻状况	同居	-0.1889	-0.1765	-0.1832
		(0.1278)	(0.1277)	(0.1277)
	未婚	-0.3566 ***	-0.3589 ***	-0.3584 ***
		(0.0292)	(0.0292)	(0.0292)
阈值	$\mu 1$	-3.3309	-4.1831	-4.9903
	$\mu 2$	-2.7275	-3.5801	-4.3867
	$\mu 3$	-1.6907	-2.5438	-3.3491
	$\mu 4$	-0.7572	-1.6109	-2.4147
Log likelihood		-32918.663	-32934.81	-32900.264
LR 统计量		2083.29	2050.99	2120.08
p 值		0.0000	0.0000	0.0000
伪 R ²		0.0307	0.0302	0.0312
观察数		25286	25286	25286

注: *、***、** 分别表示 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$; 括号内为系数估计的稳健标准误。

解释。

从控制变量的回归结果来看,我们发现年龄平方项的系数为正,年龄的系数为负,且均在 1% 水平上高度显著,这说明年龄与幸福感呈 U 型曲线关系,居民幸福感随着年龄增长是先降低后增强,在其他条件不变的情况下,40 岁左右是一个幸福感最低的阶段,原因可能是 40 岁左右的人正承受培养子女成才和赡养老人的双重压力,而且处于这个年龄段的个人工作强度和压力也比较大。越过这个阶段之后,随着子女成才、成家以及个人工作逐步趋于稳定,幸福感程度逐渐上升,这与东西欧以及拉丁美洲等国家学者的研究结果相一致。从健康水平和教育水平来看,健康水平高的人会感到更加幸福,受教育水平越高,幸福感越强。从户口类型来看,平均而言,城市户口居民的幸福感显著高于农村户口居民,这可能是由于城市户口居民拥有更多、更好的工作和娱乐机会所导致。从性别来看,平均而言,女性比男性更加幸福,这可能是由于男性面对着更多的工作压力和社会责任所导致。从婚姻状况来看,已婚人的幸福感显著高于未婚、离婚和丧偶的人群。

(二) 按照户口分层与父母受教育程度分层的稳健性检验

为了验证本文所得结论的稳健性并探讨不同户口类型、不同家庭背景的人群幸福感之间的差异,我们又进行了分组回归,具体是按户口类型分为非农户口、农业户口两组,按照父母最高教育程度分为文盲或半文盲、小学、中学及以上三组。从表 5 的回归结果中我们可以发现,分组样本回归结果与全样本回归结果存在一些一致的结论:收入水平提高能够增进居民的幸福感,收入差距和机会不平等程度的提高能够降低居民的幸福感,健康水平和教育水平的提高会增进居民的幸福感,年龄与居民幸福感之间存在 U 型关系。这些结果说明我们前文所得到的研究结果是稳健的。

此外,根据分组样本回归结果,我们有了更多新发现:从户籍来看,农业户口居民和非农户口居民的幸福感均受到了收入不平等和机会不平等的负面影响,但是影响的程度不同。根据比较模型中相应系数的大小我们可以发现,收入不平等与收入水平对非农户口居民的影响均大于对农业户口居

表 5 户口分层与父母受教育程度分层的回归结果

变量	非农户口	农业户口	文盲或半文盲	小学	中学及以上	
基尼系数	-1.5205 *** (0.3066)	-1.3051 *** (0.1937)	-0.8996 *** (0.2432)	-1.3522 *** (0.3109)	-1.7384 *** (0.2889)	
机会不平等系数	-1.7117 * (0.9442)	-4.8966 *** (0.7486)	-5.0097 *** (0.9480)	-3.7321 *** (1.0585)	-1.6160 * (0.9351)	
收入对数	0.0523 *** (0.0108)	0.0238 *** (0.0079)	0.0545 *** (0.0104)	0.0238 * (0.0121)	0.0207 * (0.0109)	
省平均收入对数	-0.1637 *** (0.0411)	-0.1904 *** (0.0307)	-0.2586 *** (0.0382)	-0.1169 ** (0.0451)	-0.1635 *** (0.0426)	
年龄	-0.0646 *** (0.0061)	-0.0383 *** (0.0034)	-0.0463 *** (0.0030)	-0.0409 *** (0.0062)	-0.0584 *** (0.0063)	
年龄平方	0.0007 *** (0.0000)	0.0004 *** (0.0000)	0.0003 *** (0.0000)	0.0004 *** (0.0000)	0.0006 *** (0.0000)	
健康水平	0.2606 *** (0.0154)	0.1986 *** (0.0082)	0.2002 *** (0.0098)	0.2080 *** (0.0143)	0.2525 *** (0.0163)	
受教育水平	0.0115 *** (0.0034)	0.0271 *** (0.0021)	0.0225 *** (0.0027)	0.0206 *** (0.0034)	0.0160 *** (0.0036)	
性别	男	-0.1548 *** (0.0271)	-0.1602 *** (0.0177)	-0.1689 *** (0.0227)	-0.1676 *** (0.0289)	-0.1339 *** (0.0265)
户口类型	非农户口		0.1567 *** (0.0298)	0.0462 (0.0344)	0.1166 *** (0.0312)	
婚姻状况	离婚	-0.7182 *** (0.0798)	-0.7544 *** (0.0868)	-0.6810 *** (0.1007)	-0.8157 *** (0.1164)	-0.7264 *** (0.0919)
	丧偶	-0.4149 *** (0.0714)	-0.2922 *** (0.0407)	-0.2367 *** (0.0423)	-0.5403 *** (0.0813)	-0.5078 *** (0.1072)
	同居	-0.5535 ** (0.2407)	-0.0266 (0.1513)	0.0733 (0.2299)	-0.1023 (0.2912)	-0.3820 ** (0.1817)
	未婚	-0.4995 *** (0.0547)	-0.2885 *** (0.0348)	-0.3258 *** (0.0640)	-0.3865 *** (0.0615)	-0.4105 *** (0.0413)
阈值	μ1	-4.6006	-5.4063	-5.2049	-4.4239	-4.7566
	μ2	-4.0532	-4.7879	-4.5842	-3.8489	-4.1500
	μ3	-2.9714	-3.7622	-3.5509	-2.8286	-3.0774
	μ4	-2.0039	-2.8383	-2.6111	-1.9237	-2.1148
Log likelihood	-8805.9698	-24055.292	-14373.07	-8941.142	-9520.8312	
LR 统计量	654.09	1299.05	935.76	508.77	596.18	
p 值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
伪 R ²	0.0358	0.0263	0.0315	0.0277	0.0304	
观察数	7182	18104	10804	6847	7635	

注: *、**、*** 分别表示 $p < 0.1$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$; 括号内为系数估计的稳健标准误。

民的影响。出现这一结果的原因可能在于与农村居民相比,城市居民面对更多的竞争压力和工作压力,生活节奏更快,因此收入不平等扩大更容易导致城市居民幸福感的下降。机会不平等对农业户口居民的负面影响大于对非农业户口居民的影响,这可能是由于农业户口或者父母受教育程度较低的居民处于相对弱势的位置,受到更多不平等对待的情况更加严重,而且更加不会运用法律等手段来维护自己的权利,因此机会不平等对这一群体幸福感的负面影响也就更加严重。健康水平对非农业户口居民的影响大于对农业户口居民的影响,这可能是由于城市居民拥有更好的生活条件,更加注重生活质量,因此城市居民对健康水平更加敏感,进而导致其幸福感受健康水平影响的程度更大。教育水平对农业户口居民的影响大于非农业户口居民,这可能是由于农业户口居民受教育水平低,所处环境的教育机会更加缺乏,因此其更加崇尚教育,因而教育水平提高对农村居民幸福感的边际影响更强;而非农业户口居民所处环境的教育更加普及,基本人人都能自由接受较好的教育,因此教育水平对其幸福感的影响程度较低。

从不同受教育水平来看,父母的受教育程度越高,收入不平等对居民幸福感的影响越强,机会不平等对幸福感的负面影响越微弱,这可能是由于父母受教育程度越高,其子女受教育程度也越高,而且这些子女受到较少的不平等对待,对机会不平等的感受相对较弱,而对于收入差距的感受则相对敏感。父母受教育水平越高,健康水平对幸福感的影响越强,这说明受教育水平较高的家庭更加注重健康状况,同样健康水平变化对受教育水平较高居民的幸福感受影响更强。

六、主要结论与政策建议

经济发展的最终目标是居民生活的幸福,然而我们的研究表明,随着经济的高速发展,居民的幸福水平并没有得到显著的提高。那么,建设社会主义和谐社会,如何在保持经济高速发展的同时,保证居民幸福感水平得到稳步提高,这也是中央及各级政府所面临的难题。本文的研究得到三个重要的结论:第一,收入差距对居民幸福感存在负面影响,并且收入差距对父母受教育程度较高的居民的幸福感受影响较大。第二,机会不平等对居民幸福感存在负面影响,并且机会不平等严重地损害了农村户口以及父母受教育程度较低的居民的幸福感受。第三,收入水平提高会使居民的幸福感受水平得到提升,然而当地平均收入水平提高对居民幸福感受水平存在负面影响,这主要反映了在平均收入水平提高的同时,高收入者收入的增长多于低收入者,进而使得收入不平等程度进一步恶化。

因此,要破解“Easterlin 悖论”,以使得中国在经济高速增长或中高速增长的同时居民的幸福感受得到提升,我们提出两点政策建议:第一,控制收入差距扩大,即通过完善市场建设、打破垄断、消除不正当竞争、扩大就业、促进劳动力要素合理流动、加强税收调节等措施,努力缩小地区经济差距和城乡收入差距。第二,大力保障居民的各项权利,注重机会均等。中国的机会不平等着重表现在二元城乡结构的机会不平等和教育的机会不均等。就二元城乡结构的机会不平等来讲,应该消除就业歧视,实现更加公平的就业机会,破除就业中的关系腐败,通过完善立法来消除现行法律中存在的歧视现象;就教育的机会不均等来讲,要确保学前教育、九年义务教育的公平和高考录取制度的公平,可以将学前教育纳入义务教育范畴,同时加强相对薄弱的农村教育的投入力度,保证起点公平,以有效地缩小教育机会不平等程度,促进居民幸福感受提升和社会稳定。

参考文献:

- [1]KAHNEMAN D, TVERSKY A. Choices, values and frames[J]. American Psychologist,1984,39:341-350.
- [2]EASTERLIN R A. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence[M]//ABRAMOVITZ M,DAVID P A,REDER M W. Nations and households in economic growth. New York: Academic Press,1974.
- [3]SENIK C. When information dominates comparison: a panel date analysis using Russian subjective date[J]. Journal of

- Public Economics, 2004, 88: 2099 – 2133.
- [4] KNIGHT J, SONG L, GUNATILAKA R. Subjective well-being and its determinants in rural China[J]. China Economic Review, 2009, 20: 635 – 649.
- [5] VEENHOVEN R. Freedom and happiness: a comparative study in 46 nations in the early 1990's[C]. Culture and Subjective Wellbeing, 2000.
- [6] 罗楚亮. 绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析[J]. 财经研究, 2009(11): 79 – 91.
- [7] 刘军强, 熊谋林, 苏阳. 经济增长时期的国民幸福感——基于 CGSS 数据的追踪研究[J]. 中国社会科学, 2012(12): 82 – 102.
- [8] CLARK A E, OSWALD A J. Satisfaction and comparison income[J]. Journal of Public Economics, 1996, 61: 359 – 381.
- [9] BLANCHFLOWER D G, OSWALD A J. Well-being over time in Britain and the USA[J]. Journal of Public Economics, 2004, 88: 1359 – 1386.
- [10] FERNANDEZ R M, KULIK J C. A multilevel model of life satisfaction: effects of individual characters and neighborhood composition[J]. American Sociological Review, 1981, 46: 840 – 850.
- [11] 田国强, 杨立岩. 对“幸福-收入之谜”的一个解答: 理论与实证[J]. 经济研究, 2006(1): 4 – 15.
- [12] RUNCIMAN W G. Relative deprivation and social justice[R]. Reports of the Institute of Community Studies, 1966.
- [13] 何立新, 潘春阳. 破解中国的“Easterlin”悖论: 收入差距、机会不均与居民幸福感[J]. 管理世界, 2011(8): 11 – 22.
- [14] HIRSCHMAN A O. The changing tolerance for income inequality in the course of economic development, with a mathematical appendix by michael Rothschild[J]. Quarterly Journal of Economics, 1973, 87: 544 – 566.
- [15] JIANG S Q, LU M, SATO H. Identity, inequality, and happiness: evidence from urban China[J]. World Development, 2012, 40: 1190 – 1200.
- [16] CHECCHI D, PERAGINE V. Inequality of opportunity in Italy[J]. Journal of Economic Inequality, 2010, 40: 429 – 450.
- [责任编辑: 王丽爱]

A Study on the “Happiness-Income” Puzzle in China

WANG Hongliang, TU Yafu

(School of Economics and Trade, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: “Easterlin paradox” refers to the fact that a significant increase in the level of living of residents does not directly enhance the well-being of residents, this phenomenon is also known as the “the mystery between happiness and income”. In order to investigate the phenomenon of the “Easterlin paradox” in China, this paper, first of all, builds a theoretical model to examine the factors influencing the happiness of residents and then makes an empirical test on sense of happiness of residents on the basis of micro survey data and Oprobit econometric model. The results indicate that, the improvement of income levels can enhance the happiness of residents, while the improvement of regional average income level will reduce the residents happiness, the expansion of income gaps and inequality of opportunities also weaken the happiness of residents. Therefore, it is conducive to enhancing the happiness of residents to reduce inequality of opportunity and narrow the income gap as well as to raise income levels.

Key Words: Easterlin paradox; the “happiness-income” puzzle; income gap; inequality of opportunity; subjective sense of happiness; education level; health level