

收入差距对中国居民主观幸福感的影响分析

——基于中国综合社会调查数据的实证研究

王 鹏

【摘 要】文章利用 2006 年中国综合社会调查数据 ,考察了收入差距对居民主观幸福感的影响。研究发现 :收入差距对主观幸福感的影响呈倒 U 形 ,临界点在基尼系数为 0.4 ,当基尼系数小于 0.4 时 ,居民的幸福感和收入差距的扩大而增强 ;但超过 0.4 时 ,扩大的收入差距将导致居民幸福感的下降。随着收入差距的扩大 ,居住在城市、非农业户籍和受教育程度较高的居民 ,其幸福感更低。居民自认为收入所得不合理也会显著降低其幸福感。

【关键词】中国居民 收入差距 主观幸福感

【作 者】王 鹏 西南财经大学公共管理学院 ,博士研究生。

一、问题的提出与已有的研究

中国的经济改革和经济转型促进了国民经济的持续增长 ,导致了居民收入水平的不断增长和人民生活水平的不断提高。但是 ,伴随着经济增长的同时 ,中国的收入差距问题变得越发严重。改革开放 30 年来 ,中国收入差距总体趋势上不断扩大 ,这一论断得到国内外学者的基本认同(李实、赵人伟 ,1999)。据国家统计局的统计数据显示 ,1978 年中国的基尼系数为 0.317 ,2000 年为 0.402 ,到 2008 年为 0.466。从 2000 年开始 ,中国的基尼系数超过了国际警戒线(0.4) ,并呈上升趋势。

大量的研究发现 ,收入差距给社会和人民生活带来诸多问题 ,那么其是否会对人类生活的终极目标幸福产生影响呢?幸福是一种主观感受 ,主观幸福感是个体依据自定的标准对其生活质量的整体评价 ,是衡量个人和社会生活质量的重要综合性心理指标。心理学家和社会学家对此进行了大量的研究 ,直到 1974 年 ,从经济学角度研究幸福感的文献开始大量出现 ,经济学家主要集中在绝对收入和相对收入对幸福感影响研究 ,鲜有研究收入分配和收入不平等对主观幸福感影响的文献。

收入差距通常被认为具有负的公共物品特征 ,收入差距越大 ,人们受到的负面影响越大 ,幸福感越低。Morawetz 等(1977)通过以色列两个收入差距悬殊的社区案例分析验证了

这一假说。他们的计量分析结果表明,收入差距较大的社区,居民的幸福感受显著低于收入分配较为平均的社区居民,同时他们自己也承认研究设计不够完美。Hagerty(2000)利用8个国家的总量数据发现平均幸福水平在那些收入分布更宽的国家更低。Alesina等(2004)对美国 and 欧洲的研究也发现收入不平等对主观幸福感有负的影响。Graham等(2006)对拉丁美洲的研究也发现收入不平等对幸福感受有负向影响,在拉丁美洲,收入不平等似乎被视为持续性不公平的信号。Takashi Oshio等(2010)分析了日本地区间收入不平等与幸福感间的关系,发现生活在高收入不平等地区的人易于报告他们更加不幸福,同时指出收入的再分配对于个人的幸福感至关重要。然而也有一些学者研究发现二者之间存在着正向关系。Tomes(1986)研究加拿大不同地区的男性居民时发现,收入不平等对主观幸福感受有正向影响,这一结论后来得到Clark(2003)研究的进一步支持,其采用1991~2002年英国住户调查的面板数据,发现地区之间的不平等与生活满意度呈正相关,其解释为对于这些被访者不平等就意味着机会。也有学者研究发现二者没有关系,Senik(2004)利用俄罗斯纵向监测调查数据发现俄罗斯地区基尼系数水平与幸福感之间没有关系。

研究中国收入不平等对主观幸福感受影响的文献十分有限。Smyth等(2008)利用个体对收入分配的主观公平感作为不平等指标分析中国城市人群幸福感受与不平等之间的关系,他们发现那些觉察到收入分配不公平的人群幸福感受较低,而这种反应在高收入和低收入人群是不一样的。Knight等(2009)发现中国农村居民主观幸福感受与县级层面的收入基尼系数显著正相关,他们对此用隧道效应的比喻来解释,中国经济的快速增长,不断扩大的收入差距让人们对自己未来收入有更高的期望,所以幸福感受更强。彭代彦、吴宝新(2008)利用湖北和湖南两省收集到的农户调查数据研究发现,村庄内部的农业收入差距越大,农民的生活满意度越低,但村庄内部的非农业收入差距对农民的生活满意度并没有显著的不利影响。从以上文献回顾可以看出,由于研究数据和方法上的不同,国内外对于这一研究课题没有最终定论。

本文旨在研究中国的收入差距问题对居民主观福利水平的作用和影响。研究中国居民的主观幸福感受与收入差距的关系具有现实性和政策性。一方面居民主观幸福感受是居民主观福利水平的体现,是经济发展和社会政策的重要目标,也是以人为本、构建和谐社会的内在要求。另一方面,中国正在深化收入分配体制改革,在这种情形下,探讨收入差距对幸福感受的影响具有很强的政策含意。

二、数据来源与研究设计

(一) 数据来源

本文所使用的数据来源于中国人民大学社会学系与香港科技大学调查中心在全国开展的社会基本状况调查——中国综合社会调查数据(CGSS)。该调查开始于2003年,目前已开展了4次,本文利用2006年度数据。调查采用分层的四阶段不等概率抽样:区(县)、街道

(镇)、居委会(村)、住户和居民,前三级依据“第五次全国人口普查资料”完成抽样。共涉及28个省市的125个区(县),覆盖了中国的东、中、西部。调查对象均为18岁以上、70岁以下人口,总共调查了10151人,除去居民收入数据缺失的1932个样本和其他变量有缺失的9个样本后,最后形成有效样本共8210个,其中城镇居民4634人,占56.44%;女性4145人,占50.49%。

(二) 研究设计

对主观幸福感的测度,问卷中通过询问被访者“总体而言,您对自己所过的生活感觉是怎么样呢?您感觉您的生活是”这个问题,要求被访者在“非常不幸福、不幸福、一般、幸福、非常幸福”中做出选择。尽管这种主观幸福度的测量很简单,但研究表明这一指标具有心理测量学的充分性,有充分的效度和信度(Veenhoven,1996)。因而,我们选取其为被解释变量,分别对其赋值为1、2、3、4、5。由于OLS的结果非常直观和便于理解^①,本文采用普通最小二乘法进行回归分析。

本文重点检验收入差距对主观幸福感的影响。本文以居民年收入作为收入指标,选取基尼系数来度量区县水平上的收入差距,我们分别对每一个区县计算基尼系数^②,125个区县对应于125个基尼系数,最小值为0.194,最大值为0.662,均值为0.428,标准差为0.0818。另外,选择泰尔指数和最富裕的50%人口所占收入份额这两个收入差距指标进行稳健性检验,旨在全面地反映收入差距与居民主观幸福感之间的关系。同Smyth等(2008)一样,本研究选择了居民个体对收入分配的主观公平感作为收入不平等指标进一步分析居民主观幸福感与不平等之间的关系。基于调查问卷中的问题:“考虑到您的能力和工作状况,您认为您目前的收入是否合理?”,备选项为“非常合理、合理、不合理、非常不合理、不适用”。这个问题虽然没有涉及收入公平或收入差距的字眼,但在中文语境中,“收入是否合理”与“收入是否公平”可以互换,如果居民自认为收入不合理,可以理解为居民实际收入与目标收入不一致,二者之间存在差距(当然这个差距可能正,也可能负,一般来说都是低于目标收入)。我们认为这道题目在一定程度上反映出人们对自己收入所得进行的主观评价。将“非常不合理”和“不合理”归为不公平类,即自认为存在收入差距,取值为1,否则取0。此外,除了核心解释变量收入不平等之外,本文选取和定义了主观幸福感影响方程中通常被控制的变量(见表1)。

样本中,46.15%的人选择了幸福和非常幸福,仅仅只有不到7.7%的居民选择了不幸福和非常不幸福,这说明中国居民在总体上还是幸福的。在收入差距方面,区县平均基尼系

① 文献中较多使用序probit或logit模型,Ada等(2004);Bernard等(2004)的研究发现在幸福感的研究中,OLS与上述模型的结果都非常接近。

② 基尼系数的计算本文采用STATA9.2中ginidesc命令,其优点相比其他如inequal、ineqdeco或ineqerr等传统命令在于其有一个by选项,便于计算。其计算公式为: $G=1-\sum_{i=1}^n p_i(2\sum_{k=1}^i w_k-w_i)$,其中 p_i 为人口频数; w_i 为收入份额,其和均为1。

表 1 变量的统计描述

变量名称	均值	标准差	变量名称	均值	标准差
被解释变量			政治面貌	0.098	0.297
主观幸福感	3.430	0.740	单身	0.100	0.300
核心解释变量			在婚	0.841	0.366
基尼系数	0.428	0.082	教育	8.085	4.198
泰尔指数	0.349	0.155	工作	0.726	0.446
富裕 50%的收入份额	0.792	0.053	健康	0.785	0.411
自感不平等	0.466	0.499	家庭规模	2.333	0.953
控制变量			社会关系	0.918	0.274
居住地	0.564	0.496	年收入	10160	15956
户籍	0.495	0.500	横向相对收入	0.353	0.478
性别	0.505	0.500	纵向相对收入	0.328	0.683
民族	0.066	0.248	家庭经济预期	0.514	0.595
年龄	43.210	12.900			

数为 0.428 ,而且有 67 个区县大于这一均值 ,占区县样本的 53.6% ,这表明中国的收入差距问题的确非常严重。

三、实证分析

为直观观察收入差距和主观幸福感的关系 ,图 1 是以基尼系数为横轴 ,以相应的区县的平

均主观幸福感为纵轴画出的散点图。从散点图的拟合曲线可以发现 ,居民的主观幸福感随着收入差距的不断扩大先增加后降低。同时 ,在图 2 和图 3 中分别以泰尔指数及最富裕 50%人口收入份额来描述收入差距与主观幸福感的散点图 ,其结果基本上与基尼系数一致。初步发现收入差距与主观幸福感之间存在倒 U 形的关系。图 4 是在不同主观收入差距评价下居民主观幸福感的分布情况。显然 ,自认为有收入差距的居民群体 ,其非常不幸福

和不幸福的比例明显高于认为无收入差距的群体 ,而非非常幸福和幸福的比例与其相比更低。这反映居民自身对收入的合理性的判断会影响其主观幸福。但由于直观观察不能同时控制其个体特征和社会经济状况等变量对主观幸福感的影响 ,因此需要进一步借助多元回归分析方法来控制这些因素进行计量分析。

(一) 收入差距对主观幸福感的影响

适当的收入差距有利于调动生产积极性 ,促进经济发展 ,提高人民幸福 ;但当收入差距过大 ,会带来许多社会问题 ,阻碍经济的发展 ,妨碍人民的生活 ,降低人们的幸福感。基于这样的认识 ,笔者认为 ,收入差距对人们幸福感的影响可能不是线性的 ,在模型中 ,加入了其二次项进行检验。首先利用基尼系数来检验收入差距对主观幸福感的影响 ,回归结果列于表 2 ,结果发现收入差距对主观幸福感的影响展示出倒 U 形的关系。在每一个回归方程中都控制了地区变量 ,但限于篇

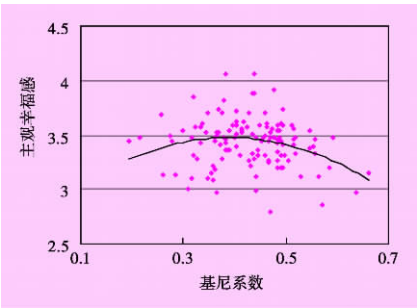


图 1 基尼系数与主观幸福感

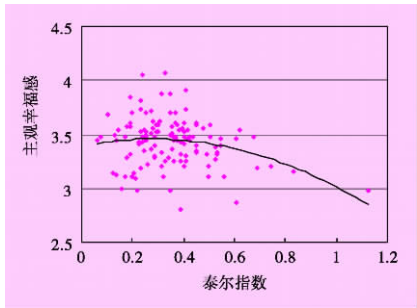


图 2 泰尔指数与主观幸福感

幅,未列出其结果。模型一中,只考虑了基尼系数对主观幸福感的影响,基尼系数的估计值为负,而且在1%的水平上统计显著,意味着在总体上收入差距降低了居民的主观幸福感,收入差距越大,居民选择主观幸福感的层级会越低。在模型二中,加入了基尼系数的平方项,发现二者均在1%的水平上统计显著,二次项系数为负,这表明收入差距与主观幸福感之间呈现出先为正再转为负向的倒U形关系。在模型三和模型四中进一步控制了居民的个体特征和社会经济状况之后,这种倒U形的关系依然存在。计算表明,倒U临界点处的基尼系数为0.40,刚好与基尼系数的国际警戒线相同。区县基尼系数在0.4以下时,随着收入差距的扩大,居民的主观幸福感在增加;而大于0.4时,收入差距的扩大会降低主观幸福感,这与中国人的传统认知是一致的,中国民众是不能容忍高度收入不平等的情况。样本中大约有36.8%的区县的基尼系数低于这一临界值,也就是说大多数区县收入差距与主观幸福感表现出负相关关系。此外,除基尼系数以外其他解释变量对主观幸福感的影响均与现有研究发现相一致,并且模型的拟合程度也较高。

(二) 收入差距对主观幸福感影响的稳健性检验

进一步,采用泰尔指数和50%富裕人口的收入份额为收入差距指标,以检验收入差距与主观幸福感关系的稳健性。表3的模型一和模型二分别对应这两个指标的回归结果。结果发现,其他控制变量的方向和显著性都没有改变,系数的大小也几乎没有变化,而两个收入差距指标与主观幸福感的倒U形关系依然存在,计算发现泰尔指数的临界点为0.271,约有33.6%的样本区县小于这一临界点;收入份额的临界点为78%,大约有39.2%的样本区县小于这一临界点,这与基尼系数的结果基本上一致。这说明用不同收入差距指标所衡量的收入差距与主观幸福感的是一致的,用基尼系数作为收入差距指标考察对主观幸福感的影响是可靠的,收入差距与主观幸福感的倒U形关系是稳健的。

(三) 不同人群主观幸福感对收入差距的响应

居民按照某些属性可以划分成不同的群体。例如,中国的城乡二元结构导致了居住地在城市和农村的两类群体;现行的户籍制度出现了农业和非农业群体;以性别属性划分出男性和女性等等。由于同一属性群体在某些方面往往表现出一致性,拥有不同属性的居民在许多方面都表现不同,那么不同居民群体的主观幸福感是否受收入差距的影响也不

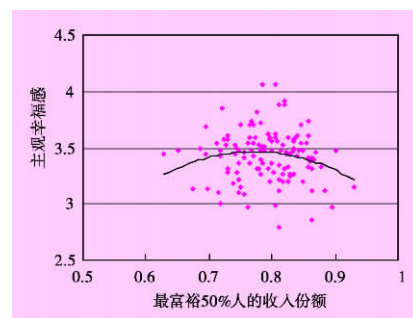


图3 收入份额与主观幸福感

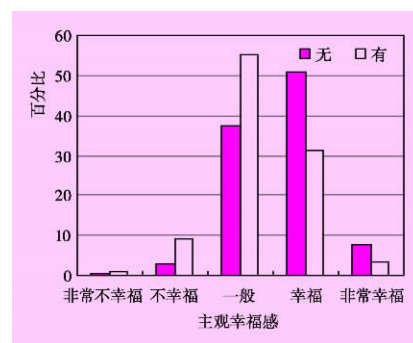


图4 主观收入差距与幸福感

表 2 主观幸福感与收入差距的回归结果(n=8210)

变 量	模型三	模型四
基尼系数	3.397*** (0.712)	3.068*** (0.700)
基尼系数平方	-4.306*** (0.830)	-3.820*** (0.815)
居住地	-0.046* (0.026)	-0.059** (0.027)
户籍	0.077*** (0.026)	0.066*** (0.025)
性别	0.070*** (0.016)	0.096*** (0.016)
民族	-0.108*** (0.032)	-0.097*** (0.032)
年龄	-0.036*** (0.005)	-0.031*** (0.005)
年龄平方	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
政治面貌	0.102*** (0.026)	0.064*** (0.025)
单身	0.095** (0.048)	0.099** (0.046)
在婚	0.342*** (0.037)	0.332*** (0.035)
健康	0.318*** (0.020)	0.279*** (0.019)
教育	0.021*** (0.003)	0.011*** (0.002)
工作	0.051** (0.021)	-0.025 (0.021)
家庭规模	0.024*** (0.008)	0.024*** (0.008)
社会关系	0.319*** (0.028)	0.285*** (0.027)
年收入对数		0.047*** (0.012)
横向相对收入		0.109*** (0.021)
纵向相对收入		0.096*** (0.013)
家庭经济预期		0.225*** (0.014)
常数项	2.327*** (0.184)	1.831*** (0.197)
R-squared	0.117	0.182

注:模型一和模型二基尼系数为-0.479*** (0.113)、4.912*** (0.735);模型二基尼系数平方为-6.234*** (0.857);模型一和模型二常数项为3.618*** (0.044)、2.547*** (0.149);R-squared为0.008、0.014。*、**、***表示结果在10%、5%、1%的置信水平下显著;未报告地区虚拟变量结果;括号里为稳健性标准差。下同。

表 3 主观幸福感与收入差距的稳健性检验结果(n=8210)

变 量	模型一	模型二
泰尔指数	0.273* (0.161)	
泰尔指数平方	-0.503*** (0.161)	
50%富裕人口收入份额		12.660*** (3.233)
50%富裕人口收入份额平方		-8.098*** (2.066)
年收入对数	0.052*** (0.012)	0.047*** (0.012)
横向相对收入	0.102*** (0.021)	0.111*** (0.021)
纵向相对收入	0.095*** (0.013)	0.098*** (0.013)
家庭经济预期	0.225*** (0.014)	0.226*** (0.014)
常数项	2.335*** (0.151)	-2.506** (1.252)
R-squared	0.182	0.181

尽相同呢?对于这一问题的回答,可以采用简单分组下子群体分别进行分析的方法,考察不同群体的系数是否存在差异。然而这种方法未证明不同样本之间所得到的系数大小的差异在统计上是否显著,得到的结论是不可信的。为了解决这个问题,我们将在基本模型的基础上加入收入差距与不同群体分类变量的交叉项。本文重点考察了城市与农村、男性与女性、农业户籍与非农户籍、党员与非党员等群体分类,同时也考虑了不同受教育程度和不同收入人群的主观幸福感是否受到收入差距的影响不同,对收入分组本文考虑了两种情况,一是在区县层面上进行收入低中高三分组;另一种就是在全样本范围内进行收入三分组,低收入组取值-1,中收入组取值0,高收入组取值1。

表4是不同人群收入差距对主观幸福感影响的回归结果。首先,无论加入哪种属性分类的交叉项之后,基尼系数的一次项系数为正,二次项系数为负,而且均在1%的水平上统计显著,说明收入差距对主观幸福感的倒U形关系依然显著存在。其次,我们发现,收入差距在男女、党员与非党员及不同收入组别人群之间对幸福感的影响不具有显著的差异,即不存在收入差距的跨层

次效应^①。而在居住地、户籍和教育等方面存在着收入差距的跨层次效应,而且随着收入差距的扩大,居住在城市、拥有非农业户籍及受教育程度越高的居民的主观幸福感反而越低。造成这一现象的原因可以归结为:这部分人群与其对应人群相比,存在着某些优越性,可能正是这种优越性促使他们更能够理解收入差距所带来的社会危害,会对他们将来的生活带来负面影响,心中可能存有担忧,从而降低了主观幸福感。特别值得一提的是,表4中模型一引入了基尼系数与居住地的交叉项之后,居住地城市虚拟变量本身的系数在10%的水平上显著为正,这与表2中模型四的系数相反,说明城市居民相对于其参照对象农村居民本身是具有更高的幸福感,正是由于收入差距在城市居民中产生了更大的负向作用所导致的。

(四) 自身收入合理性评价对主观幸福感的影响

表5列示了居民对自身收入合理性评价给其幸福感影响的回归结果。从模型一不难发现,其他情况相同下,认为自身收入不合理的居民主观幸福感要显著低于那些认为自身收入合理的居民。这一点是符合日常逻辑的,当人们认识到自身获取的收入存在不公平时,致使“弱势心理”蔓延,但迫于生活的压力,这种消极的心理又不能外泄,因而导致其幸福感下降。模型二至模型八分别是检验不同属性群体的主观幸福感是否受自身收入公平评价的影

表4 不同人群的收入差距与主观幸福感(n=8210)

变 量	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七
基尼系数	3.952*** (0.768)	2.953*** (0.702)	4.061*** (0.767)	3.065*** (0.699)	4.258*** (0.764)	3.053*** (0.704)	3.139*** (0.701)
基尼系数平方	-4.539*** (0.850)	-3.804*** (0.815)	-4.676*** (0.856)	-3.786*** (0.814)	-4.493*** (0.827)	-3.802*** (0.819)	-3.921*** (0.819)
交互项	-0.510** (0.219)	0.206 (0.178)	-0.564*** (0.213)	-0.297 (0.302)	-0.080*** (0.023)	0.013 (0.048)	0.049 (0.042)
居住地	0.169* (0.101)	-0.060** (0.027)	-0.058** (0.027)	-0.060** (0.027)	-0.059** (0.027)	-0.060** (0.027)	-0.055** (0.028)
户籍	0.060** (0.025)	0.065*** (0.025)	0.307*** (0.093)	0.066*** (0.025)	0.065** (0.025)	0.065*** (0.025)	0.065*** (0.025)
性别	0.097*** (0.016)	0.007 (0.077)	0.097*** (0.016)	0.095*** (0.016)	0.095*** (0.016)	0.096*** (0.016)	0.096*** (0.016)
政治面貌	0.064*** (0.025)	0.064*** (0.025)	0.065*** (0.025)	0.191 (0.130)	0.066*** (0.025)	0.064*** (0.025)	0.063** (0.025)
教育	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.046*** (0.010)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)
常数项	1.539*** (0.225)	1.869*** (0.197)	1.528*** (0.220)	1.822*** (0.197)	1.389*** (0.228)	1.864*** (0.231)	1.903*** (0.206)
R-squared	0.182	0.182	0.182	0.182	0.183	0.182	0.182

① 指社区变量会通过改变个人变量的效应作用于幸福感,从而收入差距可能通过影响居民个体属性(如性别、户籍等)这一路径影响其幸福感。

表 5 收入公平感与主观幸福感(n=8210)

变 量	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五	模型六	模型七	模型八
自感不平等	- 0.224*** (0.016)	- 0.231*** (0.023)	- 0.223*** (0.022)	- 0.241*** (0.021)	- 0.232*** (0.016)	- 0.269*** (0.033)	- 0.224*** (0.015)	- 0.224*** (0.016)
交互项		0.014 (0.030)	- 0.002 (0.030)	0.036 (0.030)	0.080* (0.046)	0.006 (0.004)	0.001 (0.017)	0.007 (0.017)
常数项	2.615*** (0.151)	2.621*** (0.151)	2.615*** (0.151)	2.628*** (0.151)	2.619*** (0.151)	2.642*** (0.151)	2.617*** (0.156)	2.626*** (0.153)
R-squared	0.200	0.200	0.200	0.200	0.200	0.200	0.200	0.200

注：交互项依次是自感不平等与居住地、性别、户籍、政治、收入组别 1、收入组别 2。

响存在差异。除了政治面貌的交叉项在 10%的水平上统计显著之外,其余交叉项均非常小,而且不具有统计显著性,这说明人们在对自身收入分配合理性进行判断的时候已经充分考虑自身的各种属性。

四、研究结论与政策建议

本文使用中国综合调查 2006 年数据探讨了收入差距对中国居民主观幸福感的影响。本文主要研究发现包括以下几点:首先,收入差距对中国居民的主观幸福感的影响是倒 U 形的,同时发现倒 U 形的临界点在基尼系数为 0.4 左右,与国际警戒线相同,当基尼系数低于 0.4,收入差距的扩大会增加居民的幸福感受;而当其超过 0.4 时,扩大的收入差距将导致居民主观幸福感下降,正好印证了我们的认识。而目前中国绝大部分区县的基尼系数均大于这一临界值。其次,收入差距对主观幸福感的这一关系通过了其他收入差距指标的稳健性检验,表明收入差距与主观幸福感的倒 U 形关系是稳健的。第三,居民在居住地、户籍和教育等属性方面存在着收入差距的跨层次效应。随着收入差距的扩大,居住在城市、非农业户籍及受教育程度越高的居民的主观幸福感反而越低,收入差距对这些人群的生活终极目标带来不利影响,而在性别、政治面貌和收入组别等属性方面未发现收入差距对这些属性人群幸福感的影响有显著差异。最后,居民自身对收入分配合理性的判断会显著影响其主观幸福感,认为自身收入不合理的居民主观幸福感要显著低于那些认为自身收入合理的居民。人们在对自身收入分配合理性进行判断时已充分考虑自身的各种属性,因而不存在公平性评价的跨层次效应。

通过本文的分析和研究结论,笔者认为可以从以下几个方面来提高居民的主观幸福感:(1)改革收入分配制度,减少收入差距。目前缩小收入差距刻不容缓,这不仅需要深化收入分配制度改革,逐步提高居民收入在国民收入分配中的比重,还需提高劳动报酬在初次分配中的比重,强化财政二次分配的重要职能;切实提高低收入者收入,逐步提高扶贫标准和最低工资水平;完善个人所得税制度,充分发挥税收调节和转移支付的功能,注重收入分配制度的合理性和公平性。(2)深化社会结构调整,打破城乡二元格局。已有的户籍制度和城

乡二元结构已经严重阻碍了人力资源的流动和优化配置,影响到人们的幸福感和社会的和谐发展。取消因户籍而产生的特殊政策甚至取消户籍划分实现全民统一户籍,加速人力资本流动成为社会发展的必然趋势。不断加快户籍制度改革,打破城乡分割势在必行。(3)促进和谐社会建设,降低居民对社会不满意因素。加快经济发展,推动社会结构调整和制度完善,增加公平的就业机会,促进合理收入分配制度的建立,提高居民对个人收入的满意度。(4)深入研究收入差距决定因素,找到造成收入差距不断扩大的主要来源和内在机制,针对不同因素和轻重缓急程度有的放矢。

本文的研究也存在一些缺陷:限于数据获取的困难,主观幸福感的测量相对单一,本文也没能验证收入差距影响主观幸福感的机制,这些将需要进一步的研究来探讨和完善。

参考文献:

1. 李实、赵人伟(1999):《中国居民收入分配再研究》,《经济研究》,第4期。
2. 彭代彦、吴宝新(2008):《农村内部的收入差距与农民的生活满意度》,《世界经济》,第4期。
3. Ada Ferrer-i-Carbonell and Paul Frijters.(2004) ,How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?. *The Economic Journal*. 114(7) ,641- 659.
4. Alesina A. ,Di. Tella R. and MacCulloch R.(2004) ,Inequality and Happiness :Are Europeans and Americans Different?. *Journal of Public Economics*. 88 ,2009-2042.
5. Bernard van Praag ,Ada Ferrer-i- Carbonell.(2004) ,*Happiness Quantified :A Satisfaction Calculus Approach*. Oxford :Oxford University Press.
6. Clark ,A.(2003) ,Inequality- aversion and Income Mobility :A Direct Test. DELTA Working Papers.
7. Graham C. and Felton A.(2006) ,Inequality and Happiness :Insights from Latin America. *Journal of Economic Inequality*. 4 ,107- 122.
8. Hagerty ,M.(2000) ,Social Comparisons of Income in One's Community :Evidence from National Surveys of Income and Happiness. *Journal of Personality and Social Psychology*. 78(4) ,764- 771.
9. John Knight ,Lina Song and Ramani Gunatilaka.(2009) ,Subjective Well-being and Its Determinants in Rural China. *China Economic Review*. 20(4) ,635- 649.
10. Morawetz Davis ,Atia Ety ,Bin- Nun Gabi ,Felous Lazaros ,Gariplerden Y. ,Harris E. ,Soustiel S. ,Tombros G. , and Zarfaty Y.(1977) ,Income Distribution and Self- rated Happiness :Some Empirical Evidence. *The Economic Journal*. 87 ,511- 522.
11. Senik ,C.(2004) ,When Information Dominates Comparison :Learning from Russian Subjective Panel Data , *Journal of Public Economics*. 88 ,2099- 2133.
12. Smyth Russell and Xiaolei Qian(2008) ,Inequality and Happiness in Urban China. *Economics Bulletin*. 4 (23) ,1- 10.
13. Takashi Oshio and Miki Kobayashi(2010) ,Area- Level Income Inequality and Happiness :Evidence from Japan. *Journal of Happiness Studies*. Online First ,2 September.
14. Tomes ,N.(1986) ,Income Distribution ,Happiness and Satisfaction :A Direct Test of the Interdependent Preference Model. *Journal of Economic Psychology*. 7 ,425- 446.

(责任编辑 朱 犁)

A Comparative Analysis of the Mode of Technology Innovation between China and India:

From the Perspective of International Human Capital Flows

Li Ping Xu jiajun ·54·

By introducing human capital flows into the function of enterprises innovation, this paper examines factors of innovation in China and India, with an emphasis on the role of international human capital flows. Results showed that technology innovation in China mainly depended on R&D investment and international technology diffusion represented by FDI technology spillovers, whereas India relied little on international technology diffusion but more on innovation brought by international human capital flows, domestic demand and government support. As for the effect of international human capital flows on technology innovation, India is more competitive than China. Although China has made some achievements in the mode of technological innovation, the developing potential of China has not been realized as it has in India, where innovation mode relied on the migration of international talents.

Public Participating in Management and China Reduction Action :An Empirical

Analysis Based on the Provincial Panel Data

Zhang Yi Lu Xianxiang ·64·

This paper analyzes the collective action predicament of public and enterprises in the carbon reduction and "government failure" in the management of carbon reduction. We calculate and sort provincial panel data of carbon dioxide emission during 1997- 2008. The results show that public participation into the environment protection in the form of complaint facilitates the reduction in carbon emissions intensity and per capita emissions. The carbon reduction effect is limited from a management mechanism jointly by the government and the public. Results also show a positive effect of household size on carbon emissions but an "inverted- U" relationship between the educational level of the public and carbon emissions.

A Factors Analysis for Rural Residential Energy Consumption Based on a Rural

Household Survey of 9 Provinces

Zhang Nini and Others ·73·

Based on the data from a representative household survey in rural China in 2005, this paper explores factors affecting patterns of residential energy consumption in the rural areas. For the choice of clean energy, we find that household income is the primary factor. Other factors include education and engagement in private or family enterprise. The clean energy was found more prevalently in the eastern region than other regions, more useful for air conditioning than heating, and more suitable for concrete structured than wooden framed houses.

Service Quality of Elderly Homecare in Community :A SERVQUAL-based Structural Model

Zhang Xiaoyi Liu Bangcheng ·83·

Based on the qualitative analysis of Shanghai's elderly homecare in community, this paper tries to construct a quality assessment model of elderly home care in accordance with SERVQUAL model and theory. The results demonstrate that the quality of this service can appropriately be constructed as a two- tier structure of service with four dimensions of assistance in cleanliness, meal, medical care, and recreation/rehabilitation, from which the quality can be measured and assessed more precisely. We found that homecare for the elderly in Shanghai has entered into the right track with considerable service capacity, stability and reliability, and responsiveness. Still, there is large room for improvement in personalized service and the quality of the health care team.

The Impact of Income Inequality on Subjective Well-being Evidence from Chinese General Social Survey Data

Wang Peng ·93·

Based on data from the Chinese General Social Survey, we analyze the impact of income inequality on people's Subjective Well- Being (SWB). We found that there is an "inverted- U" association between income inequality and SWB. The critical point in Gini coefficient is found at 0.4, which means that SWB increases with inequality when the coefficient is less than 0.40 but decreases with inequality when for it is larger than 0.4. The decrease in SWB with increasing inequality is greater for urban residents, the non- agricultural class and the better educated. SWB was also low for those with lower than expected income.

Deterring Crime :What Education Policy Do We Need

Chen Gang Li Shu ·102·

Theoretically, education exerts both deterring and enhancing effect on crime. Its overall effect on crime rate is uncertain. Based on provincial data during 2000- 2008 in China, we find that education expansion generally decreased the crime rate. At the level of primary school, middle school and high school, the deterring effect is found significant and stronger at a higher level. College education, however, did not help much to lower the crime rate because of its association with the increasing high- tech crime.