

主观幸福感中的童年印记

叶初升, 任兆柯, 冯贺霞

摘要: 本文运用多元递归概率模型, 基于中国综合社会调查 (CGGS) 微观数据对童年家境对个体主观幸福感的效应进行全相关分析。结果表明, 童年家境对个体主观幸福感产生直接效应的同时, 一方面, 童年家境通过教育、收入等客观路径间接影响个体的主观幸福感, 另一方面, 童年家境通过童年心理需要、目前的心理需要等主观路径间接影响个体的主观幸福感。童年家境对个体主观幸福感的影响是根深蒂固和难以克服的, 因此, 关注儿童尤其是贫困家庭儿童的客观福利和主观心理, 是实现个体综合发展的关键。

关键词: 童年家境; 主观幸福感; 多元递归概率模型

中图分类号: C912.61 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2014)05-0093-10

一、引言

近年来, 中国经济快速增长的同时, 居民的财富状况、社会分层出现了固定化、结构化现象, “富二代”、“穷二代”等身份标签广泛流行。许多实证分析表明, 一方面, 父辈经济劣势将会对子女的教育、健康、就业及收入等产生负向效应^{[1](P3)[2](P29)[3](P45)}; 另一方面, 家庭贫困容易使儿童形成孤僻、自卑、冷漠等消极的社会情感, 而童年时期形成的消极心理情感对其一生的发展极为不利^{[4](P251)[5](P175)[6](P501)}。根据社会学社会分层的劣势累积理论, 童年时期这两方面的消极因素会直接影响成年后的社会经济状况, 影响一生的幸福。

幸福是人类对美好生活的追求, 是社会经济发展的真正目标。长期以来, 经济学、社会学和心理学等不同学科都关注幸福问题, 并在比较研究、理论解释、测量和实证分析等方面取得了丰硕成果, 但是, 这些研究成果大多集中于横截面静态分析, 而缺乏微观个体发展历时动态研究。幸福毕竟是个体对美好生活的主观感受, 一部个体成长史就是个体追求幸福的发展史。本文力图从成人时期主观幸福感中去辨析童年家境的印记, 进而分析童年家境对个体主观幸福感产生的历时效应及其影响路径, 为社会分层固化、缺失垂直流动性的当下现实提供一种解释或警示, 并为改造这种现实提供启示。

值得注意的是, 童年家境对主观幸福感的历时效应, 不仅涉及教育、收入及心理等方面, 更重要的是, 这些影响是一个连贯的、互动的、层次递进过程。要揭示这一复杂过程, 需要有相应的历时数据, 更需要不同寻常的分析方法。这或许是缺乏微观个体发展动态视角研究幸福问题的重要原因。本文运用 2008 年中国综合社会调查 (CGGS) 微观数据, 采用多元递归概率模型 (Recursive Multivariate Probit Model), 对童年家境产生的个体主观幸福感历时效应进行全相关分析, 从而实现研究视角与方法的创新。

基金项目: 国家社科基金后期资助项目“贫困与发展: 以穷人为中心的发展经济学微观分析”(12FJL012); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“当代发展经济学前沿理论跟踪研究”(13JJD790020); 中央高校基本科研业务费武汉大学人文社会科学研究重点项目“农村贫困、亲贫制度创新与和谐发展”

作者简介: 叶初升, 经济学博士, 武汉大学经济发展研究中心、武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师 (湖北 武汉 430072); 任兆柯, 武汉大学经济学院硕士研究生

本文第二部分为相关文献综述,第三部分建立多元递归概率计量分析模型,并讨论所采用的中国综合社会调查数据特征和变量选择,第四部分讨论实证研究结果,分析童年家境对主观幸福感的直接效应和间接效应,最后是全文的结论与启示。

二、文献综述

20世纪60年代,美国经济学家在研究长期贫困的过程中发现,贫困家庭的儿童得不到高质量的教育、卫生保健等社会服务,导致其成长和发展受到了影响,且父辈容易将贫困以及导致贫困的各类因素传递给子女,使子女在成年后重复父母的境遇——继承父母的贫困及不利因素。已有研究主要从收入、教育、健康及主观心理四个方面研究父辈贫困对子女生活状况的不利影响。

(一) 收入视角的研究

童年家境在很大程度上决定了个体成年后的收入水平。Solon通过回归模型分析了美国父辈收入对子代收入的影响,在控制了性别、年龄等人口特征变量后,代际收入弹性至少是0.4^{[7](P393)};Mazumder重新估算了美国的代际收入弹性,他认为Solon(1992)对美国代际收入弹性低估了30%左右^[8];Blanden等考察了英国的贫困代际传递,研究发现16岁时经历贫困的人中有19%在成年后仍处于贫困状态^[9]。国内相关实证研究表明,收入在代际间存在传承现象^{[1](P3)[2](P29)[3](P45)[10](P107)}。

(二) 教育视角的研究

童年家境贫困限制了个体接受教育的机会及通过教育实现发展的能力。White的元分析表明,在传统社会经济地位测量指标中,家庭经济收入与个体的学业成就的相关性最高,其次是父母的职业,再次是父母的教育水平^{[11](P146)}。Carneiro等指出,家境贫困的孩子,接受的教育非常有限,且对孩子成功方面能力的形成也是有差异的(与家境非贫困群体相比)^[12]。郭丛斌等根据国家统计局2000年的城镇住户调查数据,运用对应分析方法,分析经济资本和文化资本对儿童教育机会获得性的影响程度,研究表明,家庭经济资本和文化资本处于优势的社会阶层,其子女接受的主要是高等教育;而家庭经济资本和文化资本处于劣势的社会阶层,其子女接受的主要是初等教育和中等教育^{[13](P24)}。

(三) 健康视角的研究

童年家境贫困增加了个体长期营养不良与患疾病的风险。Duncan等的研究表明,家境贫困的个体在出生时体重不足的可能性是家境非贫困的1.7倍,铅中毒的可能性是家境非贫困的3.5倍,短期住院的可能性是家境非贫困的2.0倍^{[14](P188)}。并且,童年家境与个体成年后的健康状况仍然密切相关,即使成年后经济条件改善也不能抵消童年家境贫困对个体健康的负效应。Chen研究表明,经济社会地位较低的个体,其健康状况比经济社会地位较高的差,并且,经济社会地位与健康的关系存在一个梯度:经济社会地位每增加一步,伴随的健康收益都有所增加,且该关系在生命全程中都得到证实^{[15](P112)}。王淑军指出,与家庭收入最高组的儿童相比,家庭收入最低组的儿童营养不良率要高70%,尤其是农村家庭收入低于800元组的男性儿童营养不良率超过20%,并且,家庭收入从低到高五个组中的儿童贫血率分别是9.8%、10.2%、10.1%、7.4%、7.4%^[16]。由此可见,贫困儿童的饮食只能满足最基本的“吃饱”需要,而营养和健康只是维持在最低水平。

(四) 心理视角的研究

家庭贫困,尤其是长期贫困,容易使儿童形成消极的社会情感,如,孤僻、自卑、冷漠等负向情感,童年时期形成的这些负向情感对其一生的发展都是极为不利的^{[4](P251)[5](P175)[6](P501)}。Robinson等的研究表明,与其他家庭富裕儿童相比,贫困儿童比同伴体验到更多的消极情感——缺陷、尴尬、伤害、被捉弄为“福利婴孩”,且他们将社会资源的匮乏内化为剥夺感,认同自己是“贫困团体”的一员,而这是一种社会隔离的象征^{[17](P5)}。Fattore等的研究表明,贫困儿童经历了太多来自同龄人以及社会的压力,他们常常因为贫困而感到羞愧,贫困影响了他们与同龄儿童的关系,以及对正式、非正式活动的参与性。另外,精神病、流行病学调查研究表明,童年经历的不幸,尤其是心理创伤,是影响成年后精神健康的关键因素,比如,对儿童的辱骂和忽视,对儿童及成年阶段的整个身心健康都有着显著的负向影响。

已有实证研究表明, 微观个体目前的收入、教育及主观心理等与童年家境确实存在一定的相关性, 而这些因素又显著影响其主观幸福感, 我们可以得到一个理论上的猜测: 童年家境会通过这些因素间接影响主观幸福感。

主观幸福感是人们评价自身的生活质量而产生的主观感受, 它依赖于收入、就业、教育等客观因素, 更与主观心理密切相关^[18]。经过近几十年的研究, 经济学已经有相对成熟的模型去解释主观幸福感, 且相关研究都指向了十几个具有显著性水平的解释变量。已有研究表明, 个体的收入、健康、教育及人口统计特征等变量是解释主观幸福感的重要变量^{[19](P1)[20](P1)[21](P730)[22](P1359)[23]}。另外, 个体的心理需要满足程度也是影响主观幸福感的重要因素。Ryan 等提出的自我决定理论 (Self-Determination Theory, SDT), 主要研究人的内在成长趋向和先天的心理需要。Ryan 等得出了三种基本心理需要——能力需要 (Need for Competence)、关系需要 (Need for Relatedness) 和自主需要 (Need for Autonomy), 这三种基本需要被 SDT 理论认为是幸福感的三个基本因素, 它们不仅仅是心理健康的最低要求, 同时也是社会环境必须提供给人们以促进其成长和发展的基本养料^{[24](P68)[25](P141)}。综合上述分析可知, 童年家境通过教育、收入及心理需要的满足对个体主观幸福感产生间接效应的可能性极大。这些充分说明了我们从童年家境视角对个体主观幸福感进行历时分析的可行性和必要性。

事实上, 童年家境对个体成年生活状态的影响是多方面的, 包括收入、健康、教育及主观心理等, 现有文献多是从某一个侧面分析童年家境对个体生活状态的影响, 然而, 上述因素在童年时期是浑然一体的, 它们相互作用, 对成年后的幸福感产生综合性的影响。因此, 在本文看来, 不能采用一般的多元回归分析 (偏相关系数), 而应采用全相关的整体性分析。为了达到这个目的, 本文采用多元递归概率模型来分析童年家境对幸福感的直接与间接影响。值得注意的是, 童年家境既可能通过教育、收入间接影响个体的主观幸福感, 也可能通过童年心理需要、目前的心理需要间接影响个体主观幸福感。为了详尽分析这些间接效应, 我们不妨把前者称为童年家境对个体主观幸福感影响的客观路径, 把后者称为童年家境对个体主观幸福感影响的主观路径。我们通过主观路径、客观路径, 对童年家境对个体主观幸福感的效应进行全相关分析, 从而更为全面地研究童年家境对微观个体幸福感的影响。

三、模型、数据与变量

(一) 模型

考虑到童年家境不仅直接影响主观幸福感, 还可能通过教育、收入, 或者童年心理需要及目前的心理需要间接影响主观幸福感, 因此, 本文选择多元递归概率模型分析童年家境对主观幸福感的直接效应与间接效应。本文的模型基于 Oshio et al. 使用的多元递归概率模型^{[26](P81)}, 并根据我们的实际状况, 在估计方法及变量的选择方面做了处理, 同时, 本文从客观路径、主观路径两种途径分析童年家境对主观幸福感的直接效应与间接效应。

多元递归模型是联立方程模型的一种特殊形式, 是由多个相互联系的单一方程组成的方程组: 第一个方程的解释变量只包含外生变量; 第二个方程的解释变量包含外生变量和第一个方程中的被解释变量 (内生变量), …, 一般地, 第 m 个方程的解释变量包含外生变量和前面的 $m-1$ 个方程的被解释变量。考虑到文中各个变量度量单位不统一, 如, 教育水平及主观幸福感是离散变量, 而收入是连续变量, 为使问题容易处理, 本文将所有内生变量统一为二值变量, 并通过 Probit 模型估计递归系统模型的参数。本文的递归系统模型设置如下:

$$\begin{cases} y_1^* = X_1\beta_1 + u_1 \\ y_2^* = \alpha_{21}y_1 + X_2\beta_2 + u_2 \\ y_3^* = \alpha_{31}y_1 + \alpha_{32}y_2 + X_3\beta_3 + u_3 \\ y_4^* = \alpha_{41}y_1 + \alpha_{42}y_2 + \alpha_{43}y_3 + X_4\beta_4 + u_4 \end{cases}$$

若 $y_g^* > 0$, 则 $y_g = 1$; 否则 $y_g = 0$, $g = 1, 2, 3, 4$ 。

其中, y_g^* 是 y_g 的潜在二值变量, X_g 是解释 y_g 的先决变量向量, u_1, \dots, u_4 是服从正态分布的误差

项, $\text{var}(u_g) = 1, g=1, 2, \dots, 4$, y_1 表示童年家境, y_4 表示主观幸福感, y_2 与 y_3 在客观路径分析中, 分别表示高等教育与收入贫困, 在主观路径分析中, 分别表示童年心理需要与目前的心理需要。

由于递归系统模型中的第 1 个方程的解释变量全部是先决变量, 那么可以用单方程模型的估计方法直接估计第 1 个方程的参数, 并得到关于被解释变量的估计值 $\hat{y}_1 = (\hat{y}_{11}, \hat{y}_{12}, \dots, \hat{y}_{1n})$ 。在第 2 个方程的解释变量中, 除了在第 1 个方程中作为被解释变量的 y_1 外, 全部为先决变量, 后面的方程以此类推。因此, 有两种可以用于该方程参数估计的方法: 一是以 \hat{y}_1 取代方程中的 y_1 作为解释变量, 然后用 Probit 模型, 用最大似然估计估计其参数; 二是以 \hat{y}_1 作为方程中 y_1 的工具变量, 使用 Probit 模型, 采取工具变量方法估计方程参数。两种方法的原理与思路是不同的, 但是所得到的参数估计量却是相同的。本文中, 我们选择工具变量方法估计其参数。

另外, 为保证模型估计的一致性, Maddala 提出, 至少要有有一个简化形式的外生变量, 不能在结构方程中作为解释变量^[27]。为此, 我们假定: (1) X_1 中至少有一个外生变量不包含在 X_2 中; (2) X_1 、 X_2 中, 分别至少有一个外生变量不包含在 X_3 中。(3) X_1 、 X_2 、 X_3 中, 分别至少有一个外生变量不包含在 X_4 中。

(二) 数据与变量

收入、健康及教育是解决人的发展的三个基本问题, 是影响微观个体主观幸福感的重要客观因素。收入与健康是解决人的生存问题, 是人综合发展的前提和基础, 而教育是解决人的发展能力问题, 较高的教育水平意味着更多的发展机会和发展空间。已有研究表明, 微观个体的教育、收入及健康状况与微观个体的童年家境密切相关, 那么, 童年家境极可能会通过这些因素间接影响个体的主观幸福感, 为此, 我们从童年家境视角研究个体主观幸福感, 且选择教育、收入及反映个体心理健康的心理需要因素作为中间变量, 研究童年家境通过这些因素对主观幸福感的间接效应。

本文主要使用 2008 年中国综合社会调查 (CGGS) 微观数据。由于本文的重点在于分析童年家境通过个体的教育、成年后的收入状况对个体主观幸福感产生的间接效应, 考虑到学生未就业, 无法观察目前的收入状况, 不能分析童年家境通过收入对主观幸福感的间接效应, 因此, 本文删除了职业为学生的样本量。

考虑到九年义务教育全国范围内已经普及, 而中学教育年数的细微差异对个体就业的影响没有特别的影响, 因此, 为了突出教育对个体就业影响的显著差异, 本文以是否接受大专及以上学历的教育水平 (高等教育) 衡量个体是否具备教育优势: 受访者具有大专及以上学历时, 教育变量为 1, 否则为 0。由于众所周知的我国特殊的教育史实, 在 60 岁以上的 720 个样本中, 只有 7% 的个体接受了高等教育。就这个特定群体而言, 是否接受过高等教育并不是影响他们主观幸福感的显著因素, 因此, 我们删除了 60 岁以上的样本量。如果加入这个群体, 反而会稀释 (60 岁以下) 绝大部分人群的教育对主观幸福感产生的效应。当然, 严格地说, 本文实证分析的潜在总体是 60 岁以下且已获得劳动收入的人群。

在对模型回归之前, 我们初步分析了这些变量之间的相关性, 为选择这些变量提高经验上的支持和依据。由表 1 可知, 文中的核心变量间存在显著的相关性, 且与我们预期的较为一致。

表 1 核心变量的相关系数及显著性 (N=4 412)

	童年家境	高等教育	收入贫困	童年心理需要	成年心理需要	主观幸福感
童年家境	1.000 0					
高等教育	-0.098 0***	1.000 0				
收入贫困	0.051 6***	-0.094 3***	1.000 0			
童年心理需要	0.051 9*	-0.144 5***	0.033 7***	1.000 0		
成年心理需要	0.033 1***	-0.107 9***	0.077 3***	0.426 9***	1.000 0	
主观幸福感	-0.059 6***	0.137 1***	-0.105 3***	-0.091 7	-0.082 0	1.000 0

注: ***、**、* 分别表示 $P < 0.001$ 、 $P < 0.01$ 、 $P < 0.05$; 各变量都是二值变量。

家境一般是指家庭经济状况, 考虑到童年时期家庭收入的不可获得性, 文中的童年家境是指受访者自我报告 14 岁时的家庭社会经济地位 (Socioeconomic Status)。家庭社会经济地位是根据个体获取或控制

有价值资源(如财富、权力等)而对其进行的排名,反映了个体获取现实或潜在资源的差异。特别地,当个体处于经济资源匮乏或被剥夺状况时被称为贫困,它是低社会经济地位的一种表现形式。CGSS对童年家境设计的问题是:“在我们的社会里,有些群体居于顶层,有些群体则处于底层,您认为您14岁时,您的家庭处在哪个等级上?”1分代表最顶层,10分代表最底层。本文定义家庭社会经济地位在6到10的范围内时(包含6和10), y_1 为1,否则为0。一般而言,家庭社会经济地位通常以父母的职业、受教育程度及家庭收入来度量,本文用父母的教育水平、职业状况解释童年家境,在很大程度上避免了模型中的内生性问题。

另外,童年家境是根据受访者回顾14岁时家庭社会经济地位所得,受访者目前的个体特征也是影响回答结果的重要因素。因此, X_1 包含两部分内容,分别是受访者14岁时的相关变量(包括家庭所在地、父母的职业以及父母的受教育程度)与受访者目前的个体特征变量。值得注意的是,为保证模型估计的一致性,在递归系统模型的第一个方程中, X_1 涵盖了文中所涉及的全部先决变量,而在后续的方程中,先决变量随机减少^[27]。这样,既保证了模型的一致性,还避免了遗漏变量问题,因为部分的先决变量虽然没有直接解释 y_2 、 y_3 、 y_4 ,但可以通过 y_1 间接解释它们。

九年义务教育已在全国范围内普及,在一定意义上,中学教育对个体就业没有教育背景优势,因此,本文用高等教育衡量个体的教育优势。在客观路径分析中, y_2 表示高等教育,受访者具有大专及以上学历时, y_2 为1,其余为0。在主观路径分析中, y_2 表示童年心理需要,文中的心理需要主要是根据Ryan等的三种基本心理需要而获得,CGSS对受访者14岁时三种心理需要设计的问题见表2,本文对三种基本心理需要进行加总,得分越高,心理需要越得不到满足,加总后的最大值是11,最小值是3,本文定义童年心理需要处于均值(6.999)以上时, y_2 为1,其余为0。方程中的解释变量除了内生变量 y_1 ,还包括父母的教育程度、14岁时的户籍,及受访者的年龄、性别、户籍等特征变量。

在客观路径分析中, y_3 是收入贫困,主要指受访者目前的家庭收入状况。考虑到受访者(比如,家庭主妇)可能没有收入来源,本文用家庭人均收入(而非职业状况)来衡量收入贫困,定义家庭人均收入在1067元(取2008年国家低收入贫困线标准,极端贫困线标准是785元)以下时, y_3 为1,否则取值为0。在主观分析路径中, y_3 是目前心理需要,CGSS对受访者目前的三大心理需要设计的问题见表2,目前的心理需要变量是目前的三大心理需要得分加总,得分越高,目前的心理需要越得不到满足,加总后的最大值是11,最小值是3。当目前的心理需要处于均值(6.986)以上时, y_2 为1,其余为0。方程中的解释变量除了内生变量 y_1 、 y_2 ,还包括性别、政治面貌、民族及健康状况等个体特征变量。

表2 CGSS中有关心理需要的问题

	非常不同意	不同意	同意	非常同意
童年心理需要				
能力需要: 我觉得自己很少有可以引以为荣的事情	1	2	3	4
关系需要: 我常常觉得很难去处理我和同学间的冲突	1	2	3	4
自主需要: 我觉得自己常常不能掌控与学业有关的事情	1	2	3	4
目前心理需要				
能力需要: 我觉得自己很少有可以引以为荣的事情	1	2	3	4
关系需要: 我觉得很难处理与别人的利益冲突	1	2	3	4
自主需要: 我觉得自己常常不能掌控自己的事情	1	2	3	4

y_4 表示个体的主观幸福感。CGSS对主观幸福感设计的问题是:“整体来说,您觉得您快不快乐?”要求受访者在很不快乐到很快乐在1到5的范围内打分。尽管心理学对生活满意度、快乐、主观幸福感等概念做了详细的区分,但在经济学研究中,这些概念可以交替使用^{[28](P465)}。基于此,本文用“快乐程度”代表“主观幸福感”,表示受访者的主观福祉。当受访者很快乐、快乐时, y_4 为1,否则取值是0。具体变量的统计性描述如表3所示。

四、回归结果与分析

(一) 模型回归结果分析

回归结果分成两个部分: 主观幸福感对童年家境、高等教育、收入贫困等进行回归, 其结果见表 4; 主观幸福感对童年家境、童年心理需要、目前心理需要等进行回归, 其结果见表 5。本文重点分析的是童年家境对主观幸福感的直接效应与间接效应。模型 (4) 表明, 在客观路径分析中, 童年家境对主观幸福感的直接负效应高达 68.4%, 超过了收入贫困对主观幸福感的直接负效应 (33.9%), 也高于高等教育对主观幸福感的正效应。模型 (7) 表明, 在主观路径分析中, 童年家境对主观幸福感的直接负效应是 31.1%, 高于童年心理需要、目前的心理需要对主观幸福感的直接负效应。上述结果进一步证明了从童年家境研究主观幸福感的必要性以及回归结果的稳健性。

接下来检验童年家境对主观幸福感的间接效应。童年家境对主观幸福感存在间接效应必须以如下两个条件为前提: 第

一, 童年家境影响个体的教育、收入及心理需要; 第二, 个体的教育、收入及心理需要影响主观幸福感。

首先, 我们检验童年家境对主观幸福感存在间接效应的第一个前提条件。模型 (2) 表明, 在控制相关变量的基础上, 童年家境贫困的群体, 接受高等教育的可能性下降了 76%。在国内外, “家境贫困对子女教育的不利影响”是毋庸置疑的^{[10][12][13](P24)}。由于经济条件的限制, 贫困家庭子女的教育需求往往无法得到满足, 迫于经济方面的压力, 他们通常没有良好的学习场所, 甚至不能负担学习经费, 这些都制约了他们接受高等教育的机会和通过教育实现发展的能力。模型 (3) 表明, 在控制相关变量的同时, 与其他群体相比, 童年贫困的群体成年后陷入收入贫困的概率将提升 20.9%, 此结果再次证明了贫困在父辈与子代之间的代际传承性^{[1](P3)[2](P29)[3](P45)}。然而, 微观个体若能接受高等教育, 其成年后陷入收入贫困的概率下降 30.3% (大于 20.9%), 可见, 教育在切断贫困代际传递链条方面起着关键性的作用。

由模型 (5) 可知, 童年家境贫困的群体, 其心理需要得不到满足的可能性提升了 82.4%。在我国, 对于大多数贫困家庭的孩子而言, 父母往往因经济压力而忙于奔波, 与孩子相处的时间太少, 家庭成员之间缺乏交流, 这样容易导致孩子产生心理压力和主观不幸福。考虑到个体的教育水平、当前的收入水平很可能会影响个体心理需要, 本文在模型 (6) 中控制了人均收入对数与教育水平变量。在控制相关变量的情况下, 家境贫困使个体目前的心理需要得不到满足的概率提升了 48.6%。

其次, 我们检验童年家境对主观幸福感存在间接效应的第二个前提条件。在控制相关收入 (童年家境、收入贫困) 及个体特征变量的情况下, 接受高等教育的群体, 其主观幸福的概率显著提升了 36.2%, 而处于收入贫困的群体, 其主观幸福的概率下降了 33.9%, 且无论是童年心理需要, 还是目前的心理需要, 均显著影响个体的主观幸福感。可见, 一方面, 童年家境影响高等教育、收入贫困、童年心理需要及目前的心理需要, 另一方面, 这些因素又影响主观幸福感。童年家境通过教育、收入等客观路径, 以及通过童年心理需要、目前的心理需要等主观路径间接影响个体的主观幸福感。

表 3 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本数
童年家境	0.753	0.431	0	1	5 079
高等教育	0.152	0.359	0	1	5 079
收入贫困	0.063	0.243	0	1	4 814
童年心理需要	0.663	0.472	0	1	4 203
目前的心理需要	0.656	0.475	0	1	4 203
主观幸福感	0.630	0.483	0	1	5 079
父亲全职就业	0.372	0.483	0	1	4 814
母亲全职就业	0.182	0.386	0	1	4 814
父亲教育程度 ^a	3.197	2.416	1	14	4 814
母亲教育程度 ^b	2.373	1.943	1	14	4 814
14岁农村户籍	0.584	0.493	0	1	5 079
年龄	40.283	11.066	18	60	5 079
年龄平方	1 745.190	896.580	324	3 600	5 079
女性	0.524	0.499	0	1	5 079
农村户籍	0.342	0.474	0	1	5 097
中共党员	0.100	0.300	0	1	5 079
人口规模	3.264	1.370	1	14	5 077
汉族	0.928	0.259	0	1	5 079
健康状况 ^c	3.756	1.021	1	5	5 079
教育水平 ^d	5.309	2.667	1	14	4 203
人均收入对数	8.822	1.061	5.011	13.998	4 196
已婚 (基准组)	0.832	0.374	0	1	5 077
未婚	0.106	0.308	0	1	5 077
离婚	0.020	0.141	0	1	5 077
丧偶	0.018	0.135	0	1	5 077

注: a、b、d: 文盲为 1, 私塾为 2, ..., 研究生及以上为 14; c: 非常不健康为 1, 不健康为 2, ..., 非常健康为 5。

表 4 童年家境与主观幸福感回归结果——客观路径

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	童年家境	高等教育	收入贫困	主观幸福感
童年家境		-0.760*** (0.100)	0.205*** (0.0612)	-0.684*** (0.217)
高等教育			-0.303** (0.125)	0.362*** (0.0652)
收入贫困				-0.339*** (0.0802)
父亲全职就业	-0.200*** (0.0547)			
母亲全职就业	-0.258*** (0.0633)			
父亲教育程度	-0.00309 (0.00963)	-0.000227 (0.000166)		
母亲教育程度	-0.0233* (0.0126)	0.0402*** (0.0145)		
14岁时农村户籍	0.0437 (0.0588)	0.00406 (0.0523)		
年龄	0.0365*** (0.0135)	0.0192 (0.0123)		
年龄平方	-0.000397** (0.000166)	-0.000385** (0.000155)		
女性	-0.116*** (0.0416)	-0.212*** (0.0399)	0.0950** (0.0386)	
农村户籍	0.258*** (0.0562)	-0.381*** (0.0957)		
中共党员	-0.0389 (0.0689)		0.0501 (0.0738)	
人口规模	-0.0107 (0.0157)		0.0948*** (0.0169)	
汉族	-0.0749 (0.0807)		-0.134* (0.0691)	
健康状况	-0.0735*** (0.0218)		-0.0457** (0.0219)	0.216*** (0.0218)
未婚	-0.1671* (0.0849)			-0.116* (0.0698)
离婚	-0.1672 (0.1416)			-0.661*** (0.137)
丧偶	-0.0275 (0.1534)			-0.322** (0.136)
常数项	0.310*** (0.315)	0.618** (0.287)	-0.562*** (0.129)	0.191*** (0.229)
Prob>Chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本量	4814	4814	4814	4814

注：表中的各项系数分别表示解释变量每变化一单位时，被解释变量的概率变化值；括号内稳健标准误；***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

当然，除了本文关注的童年家境对主观幸福感的直接效应和间接效应，表4、表5的回归结果说明了其他变量之间还存在直接效应和间接效应，例如，童年家境对高等教育的直接效应和间接效应，高等教育对主观幸福感的直接效应和间接效应等等，这些效应的分析对个体发展问题的研究具有重要的现实意义。在此，我们不做重点分析。

另外，在控制相关变量的情况下，父母全职就业显著降低了童年家境贫困的可能性；而父亲全职就业对童年时期的心理需要并无影响，母亲的全职就业反而增加了儿童心理需要得不到满足的可能性。这可能

与我国“男主外、女主内”的现实状况比较吻合,相比父亲,母亲有充沛的时间和精力教育子女,若是母亲也全职就业,自然缺乏教育孩子的时间和精力。并在控制相关变量后,虽然父亲的受教育程度对子女是否能接受高等教育几乎没有影响,但母亲接受较高的教育,能显著提升子女获得高等教育的可能性。且这一结论与国内外很多研究结论一致:母亲受教育程度对子女教育的影响大于父亲^{[13](P24)[29](P323)[30]}。

表4、表5还表明,受访者14岁时,是否接受高等教育在城乡间并无差异,目前的户籍状况却显著影响了个体接受高等教育的机会,农村孩子接受高等教育的机会显著低于城市。相比男性,女性接受高等教育的机会更小,且女性童年时期的心理需要更容易得不到满足,而年龄及其平方项、健康状况、婚姻状况等人口特征变量对居民幸福感的影响,均与我们预期相一致,且在统计上是显著的。

(二) 童年家境对主观幸福感的效应分析

由表4、表5可知,童年家境通过客观路径、主观路径对主观幸福感产生了直接效应和间接效应。接下来,本文重点分析这些直接效应和间接效应到底是多少。本文用 e_{ij} 表示变量 j 对变量 i 影响效应。其中, i 取值 1、2、3、4 分别表示童年家境、高等教育(或者是童年心理需要)、收入贫困(或者是目前的心理需要)与主观幸福感, F_i 表示童年家境对高等教育(或者是童年心理需要)、收入贫困(或者是目前的心理需要)及主观幸福感的总效应,具体的计算方式如下:

$$E_2 = e_{21}$$

$$E_3 = e_{31} + E_2 e_{32}$$

$$E_4 = e_{41} + E_2 e_{42} + E_3 e_{43}$$

其中,每个方程右边的第一项分别表示童年家境对高等教育(或者是童年心理需要)、收入贫困(或者是目前心理需要)及主观幸福感的直接效应,后面几项表示的是间接效应。

首先,我们根据上述计算式及表4的回归结果,分析童年家境通过客观路径对主观幸福感的直接效应

表5 童年家境与主观幸福感回归结果——主观路径

变量	(5)	(6)	(7)
童年家境	0.824*** (0.338)	0.486** (0.345)	-0.311*** (0.311)
童年心理需要		0.702*** (0.0614)	-0.154*** (0.0496)
目前的心理需要			-0.0550*** (0.0481)
父亲全职就业	0.0190 (0.0558)		
母亲全职就业	0.121** (0.0688)		
父亲教育程度	-0.00907 (0.00976)		
母亲教育程度	-0.00869 (0.0138)		
14岁时农村户籍	-0.0661 (0.0519)		
年龄			-0.0655*** (0.0165)
年龄平方			0.000756*** (0.000196)
女性	0.115*** (0.0366)	0.0669 (0.0453)	
农村户籍	0.0221 (0.0653)		
中共党员		-0.0675 (0.0715)	
人口规模		-0.0303* (0.0182)	
汉族		-0.0400 (0.0874)	
健康状况		-0.0861*** (0.0238)	0.200*** (0.0227)
教育水平		0.00643 (0.0109)	
人均收入对数		-0.0902*** (0.0329)	0.181*** (0.0289)
未婚			-0.277*** (0.0902)
离婚			-0.659*** (0.144)
丧偶			-0.376** (0.153)
常数项	-0.906*** (0.348)	0.546** (0.574)	-0.214*** (0.531)
Prob>Chi2	0.0000	0.0000	0.0000
样本量	4203	4196	4196

注:表中的各项系数分别表示解释变量每变化一单位时,被解释变量的概率变化值;括号内稳健标准误;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平下显著。

与间接效应。童年家境对主观幸福感的直接负效应是 68.4%，童年家境对高等教育的直接负效应是 76%，童年家境对收入贫困的总效应是 43.528% ($20.5\% + (-76\%) \times (-30.3\%)$)，童年家境对主观幸福感的间接负效应约是 42.26% ($(-76\%) \times 36.2\% + 43.528\% \times (-33.9\%)$)。可见，若是没有外界支持和自身额外的努力，家境贫困的群体面临过早辍学的风险，最终，通过这一系列的连锁反应，使得童年家境贫困的群体陷入了主观不幸福的状态。

其次，我们根据上述计算式及表 5 的回归结果，可以得到童年家境通过主观路径对主观幸福感的直接效应与间接效应。童年家境对主观幸福感的直接负效应是 31.1%，童年家境对童年心理需要的直接正效应是 82.4%，童年家境对目前的心理需要的总效应是 106.28% ($48.6\% + 82.4\% \times 70.2\%$)，童年家境对主观幸福感的间接负效应约是 18.45% ($82.4\% \times (-15.4\%) + 106.28\% \times (-5.5\%)$)。因此，童年家境贫困的群体，更容易陷入童年心理需要、目前的心理需要得不到满足的风险，并通过直接效应与间接效应，使其陷入主观不幸福的风险。

五、主要结论和研究启示

“富二代”、“穷二代”等身份标签的广泛流行，意味着我国已出现了社会财富状况被固定化、结构化现象。一些实证分析表明，微观个体目前的收入、教育及主观心理与童年家境存在一定的相关性。若这些因素又显著影响个体的主观幸福感，那么，童年家境自然会通过这些因素间接影响其主观幸福感。本文的实证结果表明，童年家境确实对主观幸福感产生了直接效应与间接效应：一方面，童年家境通过教育、收入等客观路径间接影响个体的幸福感，另一方面，童年家境通过童年心理需要、目前的心理需要等主观路径间接影响个体的幸福感。本文在实证研究结论的基础上，得出的启示如下：

1. 若没有个体额外的努力及相关的政策支持，贫困主体容易陷入持续贫困的境地。童年家境贫困不仅导致个体面临过早辍学的风险、成年后陷入收入贫困的风险及主观不幸福的风险；童年家境贫困还提升了个体童年心理需要得不到满足、目前的心理需要得不到满足的可能性，最终使其主观不幸福。童年家境对个体主观幸福的影响是根深蒂固和难以克服的，关注儿童，尤其是贫困家庭的儿童的客观福利和主观心理，是实现个体综合发展的关键。

2. 个体的发展是一个生存需要、心理需要均能得到不断实现的过程。虽然通过高等教育，童年贫困群体能成功摆脱成年后的收入贫困，却不能帮助贫困主体摆脱成年后的心理贫困。因此，促进个体的综合发展，不仅要关注物质条件的改善，还应关注其主观心理福祉。

3. 童年家境对主观幸福感的直接效应与间接效应分析，为幸福问题的研究提供了新的研究视角。一方面，经济学对主观幸福感的影响因素研究，主要集中在经济增长、通货膨胀、失业及个体收入等经济层面的因素，很少有文献关注微观个体的心理需要方面的因素；另一方面，由于数据搜集方面的困难，很少有文献分析主观幸福感的跨期影响因素。因此，本文从客观路径、主观路径视角，分析童年家境对主观幸福感的直接效应与间接效应，为幸福问题，尤其是“幸福收入悖论”问题的研究提供了新的突破口。

参考文献

- [1] 郭丛斌, 闵维方. 中国城镇居民教育与收入代际流动的关系研究[J]. 教育研究, 2007, (5).
- [2] 林闽钢, 张瑞利. 农村贫困家庭代际传递研究[J]. 农业技术经济, 2012, (1).
- [3] 张立冬. 中国农村贫困代际传递实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, (6).
- [4] Yoder, K. A., D. R. Hoyt. Family economic pressure and adolescent suicidal ideation: Application of the family stress model [J]. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 2005, (3).
- [5] Conger, R. D., M. B. Donnellan. An interactionist perspective on the socioeconomic context of human development [J]. *Annual Review of Psychology*, 2007.
- [6] Matthews, K. A., L. C. Gallo. Psychological perspectives on pathways linking socioeconomic status and physical health [J]. *Annual Review of Psychology*, 2011.
- [7] Solon, G. Intergenerational income mobility in the United States [J]. *The American Economic Review*, 1992, (3).

- [8] Mazumder, B. *Earning Mobility in the US: A New Look at Intergenerational Inequality*[Z]. Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper, 2001.
- [9] Blanden, J. , S. Gibbons. *The Persistence of Poverty Across Generations: A View from Two British Cohorts*[M]. Bristol: The Policy Press, 2006.
- [10] 罗连发. 我国存在城乡产品质量二元性吗? ——基于我国宏观质量观测数据的实证分析[J]. 宏观质量研究, 2013, (1).
- [11] White, K. R. The relation between socioeconomic status and academic achievement[J]. *Psychological Bulletin*, 1982, (3).
- [12] Carneiro, P. , J. Heckman. Human capital policy[A]. In J. Heckman and A. Krueger(eds.). *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies*[C]. Cambridge, MA: MIT Press, 2003.
- [13] 郭丛斌, 闵维方. 家庭经济和文化资本对子女教育机会获得的影响[J]. 高等教育研究, 2006, (11).
- [14] Duncan, G. J. , J. Brooks-Gunn. Family poverty, welfare reform, and child development[J]. *Child Development*, 2000, (1).
- [15] Chen, E. Why socioeconomic status affects the health of children[J]. *Current Directions in Psychological Science*, 2004, (13).
- [16] 王淑军. 一成多中小学生营养有问题[N]. 人民日报, 2007-05-18(5).
- [17] Robinson, S. , S. M. Sandstrom, V. H. Denenberg, R. D. Palmiter. Distinguishing whether dopamine regulates liking, wanting, and/or learning about rewards[J]. *Behavioral Neuroscience*, 2005, (1).
- [18] Veenhoven, R. *Conditions of Happiness*[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Press, 1984.
- [19] Veenhoven, R. Is happiness relative? [J]. *Social Indicators Research*, 1991, (1).
- [20] Veenhoven, R. Developments in satisfaction research[J]. *Social Indicators Research*, 1996, (1).
- [21] Frijters, P. , M. Shields, J. Haisken-DeNew. Money does matter! Evidence from increasing real income and life satisfaction in East Germany following reunification[J]. *American Economic Review*, 2004, (3).
- [22] Blanchflower, D. G. , A. J. Oswald. Well-being over time in Britain and the USA[J]. *Journal of Public Economics*, 2004, (5).
- [23] Albert, C. , M. A. Davia. *Education, Wages and Job Satisfaction*[Z]. Paper Presented at the Epunet Conference, Colchester, 2005.
- [24] Ryan, R. M. , E. L. Deci. Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being[J]. *American Psychologist*, 2000, (1).
- [25] Ryan, R. M. , E. L. Deci. On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being [J]. *Annual Review of Psychologist*, 2001.
- [26] Oshio, T. , S. Sano, M. Kobayashi. Child poverty as a determinant of life outcomes: Evidence from nationwide surveys in Japan[J]. *Soc Indic Res.* , 2010, (1).
- [27] Maddala, G. S. *Limited-dependent and Qualitative Variables in Economics*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- [28] Easterlin, R. A. Income and happiness: Towards a unified theory[J]. *Economic Journal*, 2001, (2).
- [29] Behrman, J. R. , M. R. Rosenzweig. Does increasing women's schooling raise the schooling of the next generation? [J]. *American Economic Review*, 2002, (1).
- [30] Plug, E. *How Do Parents Raise the Educational Attainment of Future Generations?* [Z]. Discussion Paper, 2002.

(责任编辑 燕 祥)