

# 家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构\*

## ——基于子女异质视角下的家庭生命周期模型

罗永明<sup>1</sup> 陈秋红<sup>2</sup>

**摘要:** 本文构建了一个以子女特征为基础的家庭生命周期模型,并运用中国家庭金融调查(CHFS) 2015年的数据,检验了家庭生命周期对农村家庭消费结构的影响。研究发现:第一,随着子女数量增加,农村家庭的食品消费支出逐渐增加,而文娱消费支出逐渐减少。第二,整体而言,有女孩的家庭在日用品与衣物上的消费支出显著高于没有女孩的家庭。第三,在中青年阶段的家庭中,有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭;而在中老年阶段的家庭中,有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。第四,中青年家庭在交通、衣物与水电消费上的支出显著高于中老年家庭。第五,在中老年阶段的独生子女家庭中,贫困户的高等教育消费支出显著低于非贫困户家庭;至多有两个孩子且有男孩的家庭对未来购房的意愿强烈。此外,本文验证了收入质量在家庭生命周期对食品消费、教育消费以及衣物消费的影响中起到了中介作用。

**关键词:** 家庭生命周期 收入质量 消费结构 中介效应

**中图分类号:** F323.8 **文献标识码:** A

### 一、引言

作为拉动经济增长的“三驾马车”之一,消费始终在国民经济发展中扮演着“压舱石”和“稳定器”的角色。《2014年国务院政府工作报告》指出,扩大内需不仅是促进经济增长的主要动力,也是经济结构的重大调整。党的十九大报告指出,要逐步推进促进消费的体制改革,增强消费对国民经济发展的基础性作用。对消费结构的研究是整个国民消费问题的核心组成部分(晁钢令、万广圣, 2016),只有了解居民的家庭消费结构(家庭不同类型消费支出之间的关系),才能有针对性地为提供和创造良好的消费环境,满足其不同的消费需求,从而拉动消费市场结构的优化转型。《2018年国民经济和社会发展统计公报》<sup>①</sup>显示,中国居民恩格尔系数为28.4%,其中,城镇为27.7%,农村为30.1%。

\*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“中国农村环境管理中的政府责任和公众参与机制研究”(项目编号:15CGL039)的资助。作者感谢审稿专家提供的修改意见,但文责自负。

<sup>①</sup>参见 [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228\\_1651265.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html)。

从整体上看,农村居民消费层次低于城镇居民,消费结构相对单一,农村消费市场亟待开拓(温涛、孟兆亮,2012)。

影响家庭消费结构的因素很多,除了收入差距(宁满秀,2008)、受教育水平(王燕、杨文瀚,2004)、人口结构(茅锐、徐建炜,2014)、互联网发展(刘湖、张家平,2016)等,家庭生命周期也是一个主要的影响因素。家庭生命周期本属于社会学的研究范畴,近年来被经济学家广泛关注,其理论内涵也逐渐由传统向非传统、由简单向细致演进。传统的家庭生命周期模型中,一般按照夫妻结婚时点、生育时点、子女离家时点、夫妻一方死亡时点等将家庭生命周期划分为新婚、满巢、空巢、独居等阶段。其中,最为经典的是 Wells and Gubar (1966) 提出的 9 阶段家庭生命周期模型,该模型中将家庭生命周期分为以下 9 个阶段:单身、新婚、满巢I、满巢II、满巢III、空巢I、空巢II、独居I、独居II。此后的研究大多在此基础上进行延伸,例如 Gilly and Enis (1982) 等。

实际上,各国学者已经围绕家庭生命周期对家庭消费的影响开展了大量研究。例如,Goldin and Katz (2008) 指出,家庭生命周期对家庭教育支出具有显著影响,子女处于教育阶段尤其是高等教育阶段的家庭,教育消费支出较高;Camacho (2009) 根据家庭生命周期的不同阶段,分析了西班牙家庭的服务消费模式,例如在满巢家庭中,随着孩子年龄的增长,奢侈品等享受型消费的数量有所下降,而必需品等基础型消费的数量有所上升;Amirtha and Sivakumar (2018) 运用技术接受模型分析指出,处于 10 个不同生命周期阶段的印度女性对电子消费的接受度有所不同,随着现代化科技的发展,老年女性对电子消费的接受度逐渐提高。

国内学者的相关研究侧重于以下两方面内容:一是家庭生命周期对消费结构的影响。于洪彦、刘艳彬(2007)检验了传统的生命周期模型对家庭食品、服装、教育等八大类消费支出的影响;晁钢令、万广圣(2016)构建了一个新的农民工家庭生命周期模型,摆脱了以西方学者构建的家庭生命周期模型为基础的状况,这对于解释中国家庭的生命周期现实具有里程碑式的意义。二是家庭生命周期对消费决策与行为的影响。张朝华(2017)认为,生命周期对家庭消费行为有较为复杂的影响,保障策略在其中扮演重要的角色;李晓嘉、蒋承(2015)利用生命周期—持久收入模型分析了家庭消费行为,得出中低收入家庭的消费支出较为敏感的结论;李志兰、江林(2014)认为,不同生命周期阶段的家庭在消费总量、档次上有不同需求。除此之外,生命周期对家庭的养老储蓄决策(陈冲,2013;宋建军、刘晓斌,2004)和投资决策(吴卫星等,2010;刘彦文、樊云,2016)都有一定的影响。

通过梳理国内外相关文献不难看出,生命周期对家庭消费有深远的影响。然而,当前的研究亦存在以下不足:第一,缺乏适宜的用来解释中国农村家庭特征的生命周期模型。众所周知,中国农耕文化源远流长,农村家庭形态更是复杂多样,例如“数代同堂”“隔代抚养”等。同时,受传统文化的影响,农村居民“多子多福”“养儿防老”等思想根深蒂固。但是,从目前所构建的生命周期模型看,除了 Goldin and Katz (2008) 以家庭子女数量为基础构建了一个适用于美国家庭的模型外,暂无学者构建以子女数量与性别特征为基础的、适合描述中国农村家庭的生命周期模型。第二,尽管有学者研究了生命周期对家庭消费的影响,但是暂未探讨其内在的传导机理。主流经济学家对影响家庭消费的因素做了大量研究,例如,凯恩斯的绝对收入理论认为收入是决定家庭消费的最重要因素,弗里德曼在

此基础上提出了持久收入消费理论，认为家庭消费取决于持久收入，而非现期收入。从当前中国农村居民收入和消费的现实情况看，中国农村居民的收入呈现出数量飙升与质量滞后的矛盾特征（刘胜利等，2019）。在同样的收入数量下，收入质量差异会使农村居民表现出不同的消费特征。可见，家庭收入质量的差异会影响其消费结构。综上所述，家庭生命周期之所以影响消费结构极有可能是因为存在收入质量这一中介变量的传导，即其影响的内在逻辑符合“家庭生命周期—收入质量—消费结构”这一传导路径。

鉴于此，本文旨在构建一个适宜解释中国农村家庭的生命周期模型，并验证家庭生命周期对农村家庭消费结构的影响。进一步地，本文还将研究收入质量是否在家庭生命周期对家庭消费结构的影响中起到中介作用。

## 二、理论分析

### （一）家庭生命周期模型的构建

国内学者已经初步探索并构建了符合中国家庭特征的生命周期模型，例如，刘艳彬（2010）考虑了中国家庭特有的“数代同堂”这一特征，构建了包括夫妻、父母、子女三代 11 个维度的家庭生命周期模型；晁钢令、万广圣（2016）发现中国农民工夫妻存在大量异地分居的现象，构建了一个城乡空间分割的家庭生命周期模型。但是，比较遗憾的是，两位学者在构建家庭生命周期模型时均抽象掉了子女的特征。

与西方国家不同的是，在中国农村地区，家庭消费结构极有可能因子女数量与性别的差异而不同。从数量视角看，传统的家庭生命周期模型显示，子女数量越少，家庭的总体消费越低。然而，李春琦、张杰平（2009）基于中国农村 1978~2007 年的宏观数据，得出了“子女数量越少，家庭的总体消费反而越高”的结论。从性别视角看，朱勤、魏涛远（2015）认为，家庭中男性的食品、交通和通信类消费支出高于女性，女性的居住、家庭设备及服务类消费支出高于男性。同时，在家庭消费领域存在对女性的性别歧视（邱俊杰、李承政，2014）。可见，学者们对子女数量与性别影响家庭消费支出这一结论达成了共识。然而，鲜有学者将子女的异质性特征纳入家庭生命周期模型，并考虑其对家庭消费结构的影响。

传统的家庭生命周期模型根据子女的年龄或者子女的受教育阶段，将家庭生命周期划分为 3 个阶段，即满巢 I、满巢 II、满巢 III，但是如前所述，中国农村家庭形态复杂多样，这种划分方法可能不尽适用。Gilly-Enis 模型（以下简称“GE 模型”）在众多家庭生命周期模型中具有很强的代表性，该模型以家庭最主要劳动力所属的年龄阶段（青年、中年、老年）为基础，将家庭生命周期阶段分为三大类 12 小类，即单身 I、单身 II、单身 III、夫妻二人家庭 I、夫妻二人家庭 II、夫妻二人家庭 III、满巢家庭 I、满巢家庭 II、满巢家庭 III、单亲家庭 I、单亲家庭 II、单亲家庭 III，完整地反映出了家庭生命周期阶段的动态演化。

本文在参照 GE 模型的基础上，结合中国农村家庭的现实特征，构建以子女数量与性别特征为基础的新的家庭生命周期模型。但本文所构建的模型与 GE 模型主要有以下几点不同：第一，删减了单

身家庭与单亲家庭。西方国家的家庭发展模式，子女到某一年龄（例如 18 周岁）后即与父母分开居住且经济独立，可将其称为单身家庭。但这不符合中国家庭尤其是农村家庭的实际状况。中国农村家庭的社会关系主要以血缘和地缘关系为纽带，一般而言，子女婚后甚至生育子女后才会与父母分爨立户，因此删掉了单身家庭。删掉单亲家庭的主要原因是本文重点关注的是子女的异质性特征，而非父母的特征。第二，扩充了 GE 模型中的满巢家庭部分，这是本文所构建的模型的核心部分。GE 模型将首个孩子出生作为由夫妻二人家庭转变为满巢家庭的标志性事件，将最后一个孩子离家作为由满巢家庭转变为夫妻二人家庭的标志性事件，这意味着 GE 模型并未深入讨论家庭中孩子数量与性别的异质性，而是将其视为“黑箱”。

基于此，本文拟从子女异质性的视角对家庭生命周期模型进行延展，以求对 GE 模型做有益的补充。具体而言，这种延展包括两个维度：其一，从纵向看，将第一个子女出生到最后一个子女离家的过程做了细化，以反映家庭生命历程中子女的数量差异；其二，从横向看，主要延展了满巢家庭的结构和类别，例如，区分了中青年独生子家庭和中青年独生女家庭，以反映家庭中子女的性别差异。第三，精简了家庭生命周期纵向阶段的发展历程。考虑到本文重点横向延展了家庭的结构和类别，因此在纵向上将 GE 模型中的青年、中年、老年三大类家庭精简为两大类家庭，即中青年家庭与中老年家庭。需要说明的是，夫妻二人家庭以户主年龄是否达到 45 周岁作为中青年家庭与中老年家庭的分界线，有子女家庭以最小孩子是否达到 16 周岁作为中青年家庭与中老年家庭的分界线（彭继权等，2018）。基于以上分析，本文构建的家庭生命周期模型见表 1。

从子女异质性维度对中国农村满巢家庭进行延展具有现实意义。20 世纪 70 年代开始，到 2016 年二胎政策全面放开之前，中国的生育政策经历了从提倡“晚、稀、少”到严格执行“一胎政策”的转变（李玉柱、姜玉，2009），这使得中国的生育率迅速下降，独生子女家庭的规模迅速扩大。陈卫（2015）通过广义稳定人口模型测算出中国育龄女性平均总和生育率从 1982~1990 年的 2.63% 下降到了 2000~2010 年的 1.56%。然而，由于不同地域之间在民族文化、思想观念等方面存在差异，各地方政府在生育政策的具体实施上也有所不同，个别地方允许满足一定条件（例如农村家庭第一个孩子为女孩时）的家庭生二孩（郑真真等，2009）。同时，少部分家庭由于生育双胞胎、多胞胎以及违反计划生育政策，有 3 个及以上子女。从子女性别看，第六次全国人口普查数据显示，中国乡村一级出生人口性别比（男比女）高达 121.99%，乡村新生男女比例严重失衡。因而可以发现，改革开放以来，中国家庭的子女数量呈现出逐步减少的趋势，而新生男孩的数量要多于新生女孩。基于此，本文尝试构建一个以子女数量与性别特征为基础的家庭生命周期模型，以匹配中国农村家庭的生育现象。

需要进一步说明的是，本文构建的家庭生命周期模型中的中青年阶段与中老年阶段，分别对应传统生命周期阶段中的“起步—负担”期与“稳定—负担”期。第六次全国人口普查数据显示，乡村一代家庭户与二代家庭户占总家庭户的 77.31%，且家庭的核心化趋向在不断增强（王跃生，2016）。基于此，为了简化家庭生命周期模型，突出子女特征对家庭消费结构的影响，同时为了防止研究视角混淆，本文的做法如下：当满巢家庭中某一子女结婚时，将该子女划入一个起步期的家庭生命周期模型中。

表 1 家庭生命周期模型的解释与统计

家庭生命周期阶段	含义
夫妻二人家庭	仅有夫妻二人共同生活
满巢I-I	仅有一独生子女的中青年家庭
满巢I-II	仅有一独生女的中青年家庭
满巢I-III	仅有一独生子女的中老年家庭
满巢I-IV	仅有一独生女的中老年家庭
满巢II-I	仅有两个男孩的中青年家庭
满巢II-II	仅有两个女孩的中青年家庭
满巢II-III	仅有一子一女的中青年家庭
满巢II-IV	仅有两个男孩的中老年家庭
满巢II-V	仅有两个女孩的中老年家庭
满巢II-VI	仅有一子一女的中老年家庭
满巢III-I	有 3 个及以上子女的中青年家庭，且男孩数量占比 $\geq 50\%$
满巢III-II	有 3 个及以上子女的中青年家庭，且男孩数量占比 $< 50\%$
满巢III-III	有 3 个及以上子女的中老年家庭，且男孩数量占比 $\geq 50\%$
满巢III-IV	有 3 个及以上子女的中老年家庭，且男孩数量占比 $< 50\%$

(二) 研究假说

假设家庭生命周期从形成期到解体期的时间区间为  $(0, T)$ ，动态时间变化为  $t$ 。在该时间区间内，家庭的收入质量为  $w$ 。本文借鉴孔荣（2013）关于收入质量内涵的理论研究，将收入质量分解为 5 个维度，即家庭收入的充足性、结构性、稳定性、成本性和知识性，量化后分别用  $w_1$ 、 $w_2$ 、 $w_3$ 、 $w_4$ 、 $w_5$  表示。当家庭的资产存量为  $k$ 、利率为  $r$  时，家庭的流量收入为  $(\sum_{i=1}^5 w_i + rk)$ 。假设家庭的消费流为  $c$ ，那么，家庭的资本积累由 (1) 式决定：

$$\dot{k} = \sum_{i=1}^5 w_i + rk - c \tag{1}$$

(1) 式中，资产存量  $k$  为状态变量，消费流  $c$  为控制变量。值得注意的是， $k$  与  $c$  均为时间  $t$  的函数， $\dot{k}$  表示  $k$  对  $t$  求一阶导数。假设瞬时效用函数为  $\ln(c)$ ，效用折现率为  $\rho$ ，那么，要最大化的目标为：

$$\int_0^T \ln(c)e^{-\rho t} dt \tag{2}$$

根据 (1) 和 (2) 式，构建以下汉密尔顿 (Hamilton) 函数<sup>①</sup>：

$$H = \ln(c)e^{-\rho t} + \lambda(\sum_{i=1}^5 w_i + rk - c) \tag{3}$$

<sup>①</sup>关于汉密尔顿 (Hamilton) 函数的原理与求解方法详见阿维纳什·K.迪克西特 (2013)。

(3) 式中,  $\lambda$  为拉格朗日乘子。那么, 使  $H$  取得最大值的关于  $c$  的一阶条件为:

$$\frac{\partial H}{\partial c} = c^{-1}e^{-\rho t} - \lambda = 0 \quad (4)$$

将 (4) 式代入 (3) 式, 即消掉 (3) 式中的  $c$ , 最大化的汉密尔顿函数为:

$$H^* = -(\rho t + \ln \lambda)e^{-\rho t} + \lambda \left( \sum_{i=1}^5 w_i + rk \right) e^{-\rho t} \quad (5)$$

在汉密尔顿函数中, 关于  $\lambda$  的微分方程为:

$$\dot{\lambda} = -\frac{\partial H^*}{\partial k} = -r\lambda \quad (6)$$

(6) 式的通解为:

$$\lambda = \lambda_0 e^{-rt} \quad (7)$$

(7) 式中,  $\lambda_0$  为待定的常数项。将 (7) 式代入 (4) 式, 得:

$$c = \lambda_0^{-1} e^{(r-\rho)t} \quad (8)$$

通过观察 (8) 式可以发现, 在家庭生命周期从形成期到解体期的时间区间  $(0, T)$  里, 随着时间  $t$  的变化 (即家庭生命周期阶段发生变化), 家庭的消费流  $c$  会发生改变。因此, 本文提出以下假说:

假说 1: 家庭生命周期影响家庭的消费结构。

根据 Modigliani and Brumberg (1954) 的生命周期假说, 假设家庭在起步期与解体期均没有任何储蓄, 即家庭的消费和收入必须在生命周期各个阶段得以平滑, 这意味着, 在家庭生命周期的早期,

$c < \sum_{i=1}^5 w_i$ ; 而在家庭生命周期的后期,  $c > \sum_{i=1}^5 w_i$ 。传统的家庭生命周期理论认为, 处于稳定期的家

庭在收入充足性、稳定性等方面较处于起步期的家庭具有显著优势 (彭继权等, 2018), 因而家庭的收入质量会较高。考虑到本文构建的生命周期模型仅对“起步—负担”期与“稳定—负担”期进行了细化, 因此整体而言, 家庭生命周期阶段极有可能对家庭收入质量具有正向影响。同时, 根据任劫、孔荣 (2016) 的研究发现, 农村家庭的收入质量每增加 1 个单位, 总消费支出增加 0.3 个单位, 两者存在明显的正向相关关系。综合上述分析, 在家庭生命周期影响家庭消费结构的过程中, 收入质量极有可能起到中介作用, 即存在“家庭生命周期—收入质量—消费结构”这一传导路径。因此, 本文提出以下假说:

假说 2: 收入质量在生命周期对家庭消费结构的影响中起到了中介作用。

### 三、数据、变量与方法

#### (一) 数据来源

本文使用的数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究 centers 于 2015 年发起的第三轮大型“中

国家金融调查”(CHFS)项目(甘犁等, 2015)。与2013年的第二轮调查相比,本轮调查共新增农村家庭样本3627个,几乎涵盖了全国各省(区、市)的农村地区,具有很强的代表性。在剔除与本文分析相关的缺失值后,共保留了3522个农村家庭的数据。

(二) 变量选取

1.被解释变量。国家统计局将居民的消费支出分为8类,分别为食品消费、衣着消费、居住消费、交通和通讯消费、家庭设备用品及服务消费、文教娱乐用品消费、医疗保健消费和其他消费。本文基于这一分类方法,结合中国农村家庭消费的实际情况,重点分析家庭食品消费、水电消费、日用品消费、教育消费、交通消费、医疗消费、文化娱乐消费、衣物消费8个基本消费领域,以此考察农村家庭的消费结构。需要说明的是,本文中的被解释变量为家庭某一项消费的支出总额,而非人均支出费用。

考虑到本文构建的家庭生命周期模型着重考虑子女的特征,而在家庭消费中,与子女密切相关的消费类型为教育消费,因此,本文将进一步分析家庭生命周期对农村家庭子女教育消费支出的影响。同时,家庭中子女数量与性别的差异有很大可能会影响到家庭未来的购(盖)房需求,因此,本文还将考察家庭生命周期对家庭未来购(盖)房意愿的影响。此时,被解释变量为家庭未来的购(盖)房意愿,即“您家在未来是否有购(盖)房意愿?”,若回答“是”,则记为1;若回答“否”,则记为0。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是家庭的各生命周期阶段。按照上文所构建的家庭生命周期模型,将家庭生命周期阶段编号为1~15(见表2),并将15个家庭生命周期阶段均设为虚拟变量,即当家庭处于该生命周期阶段时,变量取值为1;否则,变量取值为0。由于本文从子女异质性视角开展分析,因此在分析中将夫妻二人家庭作为参照组。

表2 家庭生命周期各阶段的编号及样本数量

编号	生命周期阶段	样本数	编号	生命周期阶段	样本数	编号	生命周期阶段	样本数
1	夫妻二人家庭	1120	6	满巢II-I	135	11	满巢II-VI	144
2	满巢I-I	414	7	满巢II-II	114	12	满巢III-I	74
3	满巢I-II	220	8	满巢II-III	362	13	满巢III-II	84
4	满巢I-III	463	9	满巢II-IV	112	14	满巢III-III	61
5	满巢I-IV	136	10	满巢II-V	41	15	满巢III-IV	42

3.中介变量。本文的中介变量为家庭收入质量。与以往关注家庭收入数量对家庭消费影响的研究不同,本文着重考察农村家庭收入质量对家庭消费的影响。这是因为在分析居民收入与消费问题时,片面地研究农村居民的收入水平容易忽略其收入质量的特殊性(王欣、孔荣, 2013)。林富民(2005)首先梳理了“农户收入质量”的内涵,即总收入稳定增长、收入结构合理、依靠文化知识来获得较高收入回报等。在此基础上,孔荣(2013)和任劼、孔荣(2016)等从收入的充足性、结构性、稳定性、成本性、知识性5个维度完善了收入质量的理论内涵。收入的充足性,即收入数量是否满足家庭的需求;收入的稳定性,即收入是否有稳定的来源;收入的结构性,即收入是否具有多元化渠道;收入的成本性,即获取收入时发生的各种成本费用,包括农户家庭获得经营性收入所需要的成本、外出务工

的各项成本，以及工作的机会成本等；收入的知识性，即收入获取中所需要的知识和技能，反映了家庭的人力资本。

借鉴孔荣（2013），任劼、孔荣（2016）等研究的结论，本文选择的收入质量的代理变量见表3。其中，家庭年总收入可以反映家庭收入的充足性。家庭主要收入渠道的数量可以反映家庭收入的多元化结构特征，一般来说，收入来源的渠道越多，越能够分散风险。户主更换工作的时间频率可以反映家庭收入的稳定性，户主在某一岗位上工作越久，说明收入越稳定，收入的可持续性也越强。家庭获取经营性收入的成本可以反映收入质量的成本性<sup>①</sup>。户主的学历反映家庭收入的知识性，一般来说，户主的学历越高，知识越丰富，获得的收入质量也就越高。

表3 家庭收入质量的代理变量及赋值

收入质量	代理变量	变量赋值
充足性	家庭年总收入（万元）	0.5万元以下=1，0.5万~1.5万元以下=2，1.5万~3万元以下=3，3万~5万元以下=4，5万元及以上=5
结构性	家庭主要收入渠道（个）	实际收入渠道个数
稳定性	户主更换工作的时间频率（年）	0.5年以下=1，0.5~1年以下=2，1~3年以下=3，3~5年以下=4，5年及以上=5
成本性	家庭获取经营性收入的成本（元）	0元=1，0元以上500元以下=2，500~1500元以下=3，1500~5000元以下=4，5000元及以上=5
知识性	户主的学历	小学及以下=1，初中=2，高中=3，大学（大专）=4，研究生及以上=5

本文采用熵值法测算收入质量上述5个维度的综合得分指标。与层次分析法（AHP）不同的是，熵值法是一种客观赋权方法，能够避免赋权的主观性，其原理是：通过计算指标的信息熵，根据指标的相对变化程度对系统整体的影响来确定指标的权重，相对变化程度大的指标具有较大的权重。本文选取3522个农村家庭样本（ $m=3522$ ）的5项收入质量评价指标（ $n=5$ ）构建初始数据矩阵：

$$X = \begin{pmatrix} x_{1,1} & \cdots & x_{1,5} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{3522,1} & \cdots & x_{3522,5} \end{pmatrix} \quad (9)$$

(9)式中， $x_{ij}$ （ $1 \leq i \leq 3522$ ， $1 \leq j \leq 5$ ）表示第*i*个样本第*j*项评价指标的数值。

农村家庭收入质量的具体计算过程是：

第一，考虑到收入质量5项指标的方向不同（收入充足性、结构性、稳定性、知识性为正指标，成本性为逆指标），首先统一指标方向，对其进行无量纲化处理。正向指标的处理公式为：

<sup>①</sup>农村居民为获取收入付出的主要成本为经营性成本和寻找工作的机会成本，考虑到数据的可获得性，本文用家庭获取经营性收入的成本作为收入质量成本性的代理变量。

$$x'_{ij} = \frac{x_j - x_{min}}{x_{max} - x_{min}} + 1 \quad (10)$$

逆向指标的处理公式为:

$$x'_{ij} = \frac{x_{max} - x_j}{x_{max} - x_{min}} + 1 \quad (11)$$

第二, 计算第  $j$  项指标下第  $i$  个样本指标值的比重  $y_{ij}$  :

$$y_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x'_{ij}} \quad (12)$$

第三, 计算第  $j$  项指标的信息熵:

$$e_j = -k \sum_{i=1}^m y_{ij} \ln y_{ij} \quad (k = 1 / \ln m) \quad (13)$$

第四, 求第  $j$  项指标的信息效用:

$$d_j = 1 - e_j \quad (14)$$

第五, 求得第  $j$  项指标的权重:

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^5 d_j} \quad (15)$$

第六, 采用加权求和公式计算家庭收入质量的综合评价指标:

$$U = \sum_{j=1}^5 y_{ij} w_j * 100 \quad (16)$$

根据熵值法测算可得, 农村家庭收入质量的充足性、成本性、稳定性、结构性、知识性的权重分别为 29.03%、26.71%、24.69%、10.46% 和 9.11%。这说明, 收入数量充足、成本低、收入比较稳定的家庭的收入质量更高。测算得出的农户家庭收入质量指标的描述性统计结果见表 4。

4.控制变量。控制变量包括家庭物质资本、金融资本、社会资本、人力资本和主观态度 5 大类。其中, 物质资本反映家庭的物质基础。由于家庭总收入、耕地和非金融资产是农户的主要物质资本, 因此将以上指标作为衡量家庭物质资本的代理变量。一般认为, 家庭总收入、人均耕地面积和非金融资产越多, 物质资本越丰富, 家庭的消费结构越趋于多元化。金融资本反映家庭的经济基础, 在本文中用家庭活期存款变量和家庭定期存款变量来衡量。家庭的存款越多, 改善性消费支出可能越多。社会资本反映家庭的人际关系(彭继权等, 2018), 很有可能影响家庭消费结构, 本文中用家庭是否有村干部或者党员来衡量。人力资本的代理变量为户主的健康程度, 一般来说, 户主是家庭最主要的劳动力, 其健康程度很可能与家庭消费结构相关。最后, 本文引入家庭的风险偏好和幸福程度, 因为家庭

消费结构除了受预算约束限制外，还与家庭的主观偏好有关，主观偏好在一定程度上可能会影响家庭的消费行为。

(三) 研究方法

本文首先考察新构建的家庭生命周期变量对家庭消费结构的影响，建立回归模型如下：

$$Y_j = \beta_0 + \sum_{i=2}^{15} \beta_i FLC_i + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k control_k + \varepsilon_j \quad (17)$$

(17) 式中， $Y_j$  代表家庭中每一项消费的对数 ( $1 \leq j \leq 8$ )， $FLC_i$  为新构建的家庭生命周期各阶段的虚拟变量， $i$  为不同的生命周期阶段 ( $1 \leq i \leq 15$ )。control<sub>k</sub> 为控制变量，包括家庭的物质资本、金融资本、社会资本、人力资本和主观态度。 $\alpha$ 、 $\beta$  为待估系数， $\varepsilon_j$  为随机扰动项。

变量的含义及其描述性统计见表 4。

表 4 变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义与赋值	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
食品消费	2014 年家庭食品消费 (元); 取对数	8.33	2.51	0	13.08
水电消费	2014 年家庭水电消费 (元); 取对数	6.79	1.69	0	12.25
日用品消费	2014 年家庭日用品消费 (元); 取对数	5.75	2.45	0	11.70
教育消费	2014 年家庭教育消费 (元); 取对数	2.33	3.77	0	11.51
交通消费	2014 年家庭交通消费 (元); 取对数	4.35	3.63	0	12.79
医疗消费	2014 年家庭医疗消费 (元); 取对数	6.19	3.27	0	13.30
文娱消费	2014 年家庭文娱消费 (元); 取对数	3.04	3.14	0	10.49
衣物消费	2014 年家庭衣物消费 (元); 取对数	5.07	3.24	0	10.82
核心解释变量					
夫妻二人家庭	夫妻二人家庭=1, 其他=0	0.32	0.47	0	1
满巢I-I	满巢I-I家庭=1, 其他=0	0.12	0.32	0	1
满巢I-II	满巢I-II家庭=1, 其他=0	0.06	0.24	0	1
满巢I-III	满巢I-III家庭=1, 其他=0	0.13	0.34	0	1
满巢I-IV	满巢I-IV家庭=1, 其他=0	0.04	0.19	0	1
满巢II-I	满巢II-I家庭=1, 其他=0	0.04	0.19	0	1
满巢II-II	满巢II-II家庭=1, 其他=0	0.03	0.18	0	1
满巢II-III	满巢II-III家庭=1, 其他=0	0.10	0.30	0	1
满巢II-IV	满巢II-IV家庭=1, 其他=0	0.03	0.18	0	1
满巢II-V	满巢II-V家庭=1, 其他=0	0.01	0.11	0	1
满巢II-VI	满巢II-VI家庭=1, 其他=0	0.04	0.20	0	1
满巢III-I	满巢III-I家庭=1, 其他=0	0.02	0.14	0	1
满巢III-II	满巢III-II家庭=1, 其他=0	0.02	0.15	0	1
满巢III-III	满巢III-III家庭=1, 其他=0	0.02	0.13	0	1
满巢III-IV	满巢III-IV家庭=1, 其他=0	0.01	0.11	0	1

中介变量					
收入质量	根据熵值法测算	2.84	0.41	2.15	4.12
控制变量					
家庭年总收入	2014年农户的家庭总收入(元);取对数	8.78	3.21	0	15.42
人均耕地面积	2014年家庭的人均耕地面积(亩)	2.64	16.17	0	500
家庭非金融资产	2014年农户的家庭非金融资产(元);取对数	8.20	1.59	0	12.43
家庭活期存款	2014年农户的家庭活期存款(元);取对数	3.70	4.51	0	15.52
家庭定期存款	2014年农户的家庭定期存款(元);取对数	1.18	3.28	0	14.22
是否有村干部	有村干部=1,其他=0	0.05	0.22	0	1
是否有党员	有党员=1,其他=0	0.11	0.32	0	1
户主健康程度	很差=1,较差=2,一般=3,较好=4,很好=5	3.20	1.00	1	5
家庭风险偏好	特别风险规避=1,一般风险规避=2,中立=3,一般风险偏好=4,特别风险偏好=5	1.88	1.08	1	5
家庭幸福程度	很不幸福=1,不幸福=2,中立=3,幸福=4,很幸福=5	3.60	0.89	1	5

注:观测值个数为3522。

进一步地,本文对假说2进行检验,即检验收入质量是否在家庭生命周期对家庭消费结构的影响中起中介作用。这里需要说明的是,家庭生命周期阶段属于类别变量,分别对其检验会损失很多信息(彭继权,2018),因此,应把家庭生命周期按表1中的顺序整理成值为1~15的连续伪变量。如果家庭生命周期通过影响收入质量影响家庭消费结构,则认为收入质量起到了中介效应。借鉴温忠麟等(2004)、钱雪松等(2015)的做法,本文分3步进行检验,检验方程如下:

$$Y_j = \beta_0 + cFLC + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k control_k + e_1 \quad (18)$$

$$IQ = \beta_0 + aFLC + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k control_k + e_2 \quad (19)$$

$$Y_j = \beta_0 + c'FLC + bIQ + \sum_{k=1}^{10} \alpha_k control_k + e_3 \quad (20)$$

(19)式中, $IQ$ 表示家庭收入质量。中介效用占总效用的比值可用 $ab/c$ 表示,反映中介变量发挥的作用。Sobel检验的 $z$ 统计量为 $z = \hat{a}\hat{b}/s_{ab}$ ( $\hat{a}\hat{b}$ 分别为估计量, $s_{ab}$ 为估计标准误),这一统计量在5%的显著性水平上的临界值为0.97。

#### 四、家庭生命周期影响农村家庭消费结构的实证结果与分析

##### (一) 基准回归结果

表5报告了家庭生命周期对家庭消费结构影响的回归结果。需要指出的是,回归系数的大小反映

的是处于生命周期各阶段的家庭在某项消费上的支出与对照组（夫妻二人家庭）在该项消费上的支出的相对差异，若回归系数为正，则表明在该生命周期阶段，家庭的某项消费支出高于对照组，且回归系数越大，相对差异越大。因此，从回归结果可以发现：相较于夫妻二人家庭，有子女的家庭在食品消费上的总支出显著较高，且随着家庭子女数量的增多，食品消费总支出呈现递增趋势，而文娱消费支出则呈现递减趋势。

从子女性别这一横向维度看，对于日用品（包括化妆品）消费支出，有女孩家庭的回归系数从整体来看显著大于没有女孩的家庭。例如，满巢I-II家庭、满巢II-VI家庭、满巢III-II家庭的回归系数显著大于对照组夫妻二人家庭，而与之对应的满巢I-I家庭、满巢II-IV家庭、满巢III-I家庭与对照组相比没有显著差异。从回归结果还可以发现，对于衣物消费支出，有女孩家庭的回归系数也显著高于没有女孩的家庭。例如，尽管满巢I-III家庭、满巢I-IV家庭的回归系数均显著大于夫妻二人家庭，但是进一步观察发现，满巢I-III家庭高出了约 90 个百分点，而满巢I-IV家庭高出了约 142 个百分点；满巢II-II家庭和满巢II-III家庭的回归系数远大于满巢II-I家庭；满巢II-V家庭和满巢II-VI家庭的回归系数远大于满巢II-IV家庭。

子女性别差异还造成了家庭教育消费支出的不同。在至多有两个孩子的中青年家庭中，有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭。例如，满巢I-I家庭的回归系数是满巢I-II家庭的约 1.4 倍，满巢II-I与满巢II-III家庭的回归系数也远大于满巢II-II家庭。然而，观察中老年阶段家庭的教育消费支出差异情况可以看出，有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。例如，满巢I-IV家庭的回归系数是满巢I-III家庭的 2 倍多，满巢II-V家庭、满巢II-VI家庭的回归系数是满巢II-IV家庭的 3 倍多。女孩较多的满巢III-IV家庭的回归系数也显著高于女孩较少的满巢III-III家庭。因此，整体而言，在中青年阶段家庭中，有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭；而在中老年阶段家庭中，有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。这可能是由农村地区的女孩继续读大学的比例高于男孩造成的。王伟宜、谢玉姣（2018）通过研究 5 所福建省本专科高校学生的城乡差异与性别差异发现，在 2010 级学生中，农村女孩的在学人数是农村男孩的 1.8 倍，而在 2015 级学生中，农村女孩的在学人数是农村男孩的 3.38 倍。这一数据佐证了上述观点。

从时间这一纵向维度看，比较中青年时期与中老年时期具有相同子女数量与性别特征农村家庭的回归系数，可以发现，在交通消费支出、衣物消费支出和水电消费支出（包括燃料消费支出）上，中青年农村家庭的回归系数整体上大于中老年农村家庭。可能的原因是：首先，中青年家庭处于生命周期的成长期与扩展期，家庭成员倾向于通过外出务工获得收入来抚育子女，从而增加了家庭的交通消费支出；同时，中青年家庭的成员有更高的出行意愿，可能会增加交通消费支出。其次，中青年家庭成员年龄较小，审美意识可能较强，从而在衣物消费上的支出高于中老年家庭。最后，一般来说，中青年农村家庭的节约意识弱于中老年农村家庭，从而导致水电消费支出较高。

表 5 家庭生命周期影响农村家庭各项消费支出的回归结果（对照组：夫妻二人家庭）

回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
------	------	------	------	------	------	------	------

家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构

	食品 消费	水电 消费	日用品 消费	教育 消费	交通 消费	医疗 消费	文娱 消费	衣物 消费
满巢I-I	0.253* (0.144)	0.384*** (0.095)	0.198 (0.143)	3.390*** (0.197)	1.074*** (0.202)	-0.393** (0.189)	0.755*** (0.172)	1.581*** (0.176)
满巢I-II	0.323* (0.182)	0.272** (0.120)	0.455** (0.180)	2.440*** (0.248)	1.377*** (0.255)	-0.296 (0.238)	0.510** (0.217)	1.437*** (0.222)
满巢I-III	0.073 (0.136)	0.237*** (0.090)	0.042 (0.135)	0.988*** (0.186)	0.885*** (0.191)	-0.031 (0.178)	0.145 (0.163)	0.909*** (0.167)
满巢I-IV	0.387* (0.222)	0.356** (0.147)	0.141 (0.220)	2.097*** (0.304)	0.250 (0.312)	-0.509* (0.291)	0.758*** (0.266)	1.421*** (0.272)
满巢II-I	0.397* (0.223)	0.371** (0.147)	0.271 (0.221)	4.237*** (0.304)	1.652*** (0.313)	0.222 (0.292)	-0.402 (0.266)	1.320*** (0.273)
满巢II-II	0.589** (0.242)	0.367** (0.160)	0.227 (0.239)	3.571*** (0.330)	1.856*** (0.339)	-0.181 (0.316)	0.168 (0.289)	1.821*** (0.296)
满巢II-III	0.403*** (0.150)	0.308*** (0.099)	0.170 (0.148)	4.714*** (0.204)	1.337*** (0.210)	-0.047 (0.196)	0.283 (0.179)	1.741*** (0.183)
满巢II-IV	0.545** (0.243)	-0.046 (0.160)	0.134 (0.240)	0.978*** (0.331)	1.118*** (0.341)	0.463 (0.318)	-0.184 (0.290)	0.769*** (0.297)
满巢II-V	0.651* (0.388)	0.184 (0.257)	0.130 (0.384)	3.037*** (0.530)	0.548 (0.545)	-0.499 (0.508)	0.738 (0.464)	1.568*** (0.475)
满巢II-VI	0.574*** (0.217)	0.217 (0.144)	0.365* (0.215)	3.035*** (0.297)	1.373*** (0.305)	-0.581** (0.284)	0.562** (0.260)	1.551*** (0.266)
满巢III-I	0.938*** (0.293)	0.517*** (0.193)	0.363 (0.290)	3.699*** (0.400)	0.832** (0.411)	-0.331 (0.383)	-0.661* (0.350)	1.695*** (0.358)
满巢III-II	0.945*** (0.276)	0.314* (0.182)	0.711*** (0.273)	4.822*** (0.377)	1.651*** (0.388)	0.000 (0.361)	-0.284 (0.330)	2.185*** (0.338)
满巢III-III	0.437 (0.321)	0.445 (0.212)	0.163 (0.318)	1.913*** (0.439)	0.886* (0.451)	0.120 (0.421)	-0.167 (0.384)	0.446 (0.393)
满巢III-IV	(0.171)	-0.483 (0.253)	0.407 (0.380)	2.512*** (0.524)	0.773 (0.538)	-0.106 (0.502)	-0.116 (0.458)	1.035** (0.469)
控制变量	已控制	已控制						
常数项	5.343*** (0.279)	4.188*** (0.185)	3.471*** (0.277)	0.224 (0.382)	-0.801** (0.393)	8.409*** (0.366)	-3.399*** (0.334)	-0.447 (0.342)
观测值	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522
F 值	10.83	17.12	6.87	43.82	21.11	9.68	26.77	29.27

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为标准误。

## (二) 稳健性检验

在家庭生命周期模型中，每个家庭所处的阶段是唯一的。理论上说，本文的核心解释变量——家

庭生命周期阶段是严格外生的，因为家庭消费结构一般不会影响家庭所处的生命周期阶段，即不存在反向因果的问题。

但不同农村地区之间经济发展水平差异较大，导致地区间居民消费水平的差异也较大；同时，发达省份农村地区的物价水平相对较高，在研究家庭生命周期对家庭消费支出的影响时可能存在被解释变量的测量偏误。为此，本文剔除了北京市、上海市，以及农村经济发展处于领先水平的广东省和浙江省的农村家庭样本，以减少估计结果的偏差。剔除以上 4 个省（市）的农村家庭样本后，共保留样本 3027 个。基于这些样本数据对（17）式进行拟合，结果见表 6。从表 6 可以发现，在剔除部分样本后，回归结果与基准回归结果十分接近，且变量的显著性与系数方向几乎没有发生变化，表明表 5 的回归结果具有较好的稳健性。

表 6 家庭生命周期影响农村家庭各项消费支出的稳健性回归结果（对照组：夫妻二人家庭）

	回归 9	回归 10	回归 11	回归 12	回归 13	回归 14	回归 15	回归 16
	食品 消费	水电 消费	日用品 消费	教育 消费	交通 消费	医疗 消费	文娱 消费	衣物 消费
满巢I-I	0.284* (0.154)	0.326*** (0.100)	0.119 (0.148)	3.406*** (0.208)	0.898*** (0.212)	-0.450** (0.195)	0.853*** (0.184)	1.604*** (0.185)
满巢I-II	0.367* (0.198)	0.212 (0.129)	0.512*** (0.190)	2.509*** (0.268)	1.421*** (0.273)	-0.221 (0.251)	0.530** (0.236)	1.492*** (0.238)
满巢I-III	0.044 (0.146)	0.239** (0.096)	0.071 (0.140)	1.077*** (0.198)	0.924*** (0.202)	-0.076 (0.186)	0.175 (0.175)	0.983*** (0.176)
满巢I-IV	0.301 (0.242)	0.305* (0.158)	-0.020 (0.233)	2.084*** (0.328)	0.280 (0.335)	-0.475 (0.307)	0.737** (0.289)	1.357*** (0.292)
满巢II-I	0.446* (0.241)	0.434*** (0.158)	0.343 (0.232)	4.240*** (0.327)	1.550*** (0.334)	0.187 (0.307)	-0.399 (0.289)	1.534*** (0.291)
满巢II-II	0.515** (0.256)	0.317* (0.168)	0.133 (0.246)	3.684*** (0.347)	1.725*** (0.354)	-0.320 (0.325)	0.354 (0.306)	1.786*** (0.309)
满巢II-III	0.352** (0.158)	0.264** (0.104)	0.303** (0.152)	4.951*** (0.215)	1.237*** (0.219)	-0.154 (0.201)	0.357* (0.189)	1.791*** (0.191)
满巢II-IV	0.628** (0.279)	0.077 (0.182)	0.357 (0.268)	1.055*** (0.378)	0.972** (0.386)	0.560 (0.354)	-0.336 (0.333)	0.649 (0.336)
满巢II-V	0.737* (0.413)	0.096 (0.270)	0.021 (0.397)	2.901*** (0.559)	0.672 (0.571)	-0.506 (0.524)	0.793 (0.493)	1.431*** (0.497)
满巢II-VI	0.483** (0.234)	0.129 (0.153)	0.311* (0.225)	2.933*** (0.317)	1.251*** (0.324)	-0.381* (0.297)	0.471* (0.280)	1.661*** (0.282)
满巢III-I	0.741** (0.337)	0.668*** (0.220)	0.360 (0.324)	3.834*** (0.456)	0.790* (0.466)	0.332 (0.428)	-0.612 (0.403)	1.731*** (0.406)
满巢III-II	0.952*** (0.301)	0.236 (0.197)	0.715** (0.289)	5.545*** (0.408)	1.571*** (0.416)	0.586 (0.382)	-0.189 (0.360)	2.263*** (0.363)

家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构

满巢	0.210	0.310	0.630*	2.369***	0.361	0.882*	-0.186	0.493
III-III	(0.397)	(0.260)	(0.382)	(0.538)	(0.549)	(0.505)	(0.475)	(0.479)
满巢	-0.079	-0.446	0.507	2.762***	0.724	-0.520	-0.181	1.170**
III-IV	(0.412)	(0.270)	(0.396)	(0.559)	(0.570)	(0.524)	(0.493)	(0.497)
控制变量	已控制	已控制						
常数项	5.291***	4.117***	3.479***	0.036	-0.926**	8.410***	-3.299***	-0.374
	(0.301)	(0.196)	(0.288)	(0.406)	(0.415)	(0.382)	(0.358)	(0.361)
观测值	3027	3027	3027	3027	3027	3027	3027	3027
F 值	9.25	14.93	6.71	42.01	19.48	8.78	20.83	27.17

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为标准误。

### (三) 进一步分析：家庭生命周期对教育消费与购房意愿的影响

1. 家庭生命周期对贫困家庭教育消费的影响。基准回归结果显示，整体上看，在中青年阶段家庭中，有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭；而在中老年阶段家庭中，有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。观察表7基于分样本的回归结果可以发现，回归17中贫困满巢I-IV家庭<sup>①</sup>与对照组夫妻二人家庭在教育消费支出上没有显著差异，而回归18中非贫困满巢I-IV家庭的回归系数显著为正。这说明，与中老年阶段非贫困独生女孩家庭相比，中老年阶段贫困独生女孩家庭的教育消费支出更少。而观察中老年阶段独生男孩家庭的回归结果可以发现，回归17与回归18中，满巢I-III家庭的回归系数均显著大于对照组夫妻二人家庭，且回归系数十分接近，说明中老年阶段的独生男孩家庭的教育消费支出在贫困组与非贫困组之间没有显著差异。

2. 家庭生命周期对家庭购（盖）房意愿的影响。观察回归19中各家庭生命周期阶段的回归结果可以发现，满巢I-I、满巢I-III、满巢II-I、满巢II-III、满巢II-IV、满巢II-VI农村家庭的回归系数均显著为正，这意味着，家庭中至多有两个孩子且有男孩的农村家庭的购（盖）房意愿显著高于夫妻二人家庭。满巢I-II、满巢I-IV、满巢II-II、满巢II-V、满巢III-I、满巢III-II、满巢III-III、满巢III-IV农村家庭的购（盖）房意愿与对照组夫妻二人家庭没有显著差异。也就是说，当家庭中孩子数量不超过两个时，有男孩的农村家庭承担着较大的购（盖）房压力，很有可能集两代人的财力改善年轻一代的住房条件（祝仲坤、冷晨昕，2017）；但是当家中至少有3个孩子时，即使家庭中有男孩，家庭的购（盖）房意愿也不强。对此可能的解释是，孩子数量越多，家庭的总消费支出越多，父母无法为全部子女提供购（盖）房的资金支持。

表7 家庭生命周期影响农村家庭教育消费支出的分样本回归结果及其影响家庭购（盖）房意愿的回归结果

	回归17 (OLS)	回归18 (OLS)	回归19 (Probit)
	贫困组的教育消费	非贫困组的教育消费	购（盖）房意愿
满巢I-I	3.919*** (0.574)	3.340*** (0.210)	0.475*** (0.172)
满巢I-II	2.177***	2.499***	0.282

<sup>①</sup> 贫困家庭指建档立卡贫困家庭。

家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构

	(0.693)	(0.266)	(0.231)
满巢I-III	1.052**	0.995***	0.646***
	(0.497)	(0.201)	(0.153)
满巢I-IV	0.720	2.292***	0.178
	(0.795)	(0.328)	(0.272)
满巢II-I	4.337***	4.197***	0.689***
	(0.700)	(0.336)	(0.216)
满巢II-II	3.229***	3.602***	0.425
	(0.935)	(0.353)	(0.287)
满巢II-III	5.569***	4.620***	0.581***
	(0.571)	(0.219)	(0.170)
满巢II-IV	0.001	1.125***	0.757***
	(0.850)	(0.359)	(0.239)
满巢II-V	5.818***	2.434***	0.478
	(1.212)	(0.586)	(0.388)
满巢II-VI	4.620***	2.789***	0.659***
	(0.744)	(0.323)	(0.223)
满巢III-I	3.604***	3.681***	0.082
	(0.918)	(0.443)	(0.341)
满巢III-II	5.664***	4.649***	-0.178
	(0.872)	(0.416)	(0.379)
满巢III-III	1.583**	2.028***	0.334
	(0.767)	(0.530)	(0.301)
满巢III-IV	2.552**	2.492***	0.631
	(1.307)	(0.570)	(0.438)
常数项	-1.248	0.031	-1.718***
	(0.986)	(0.425)	(0.332)
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	458	3064	1061 <sup>a</sup>
F 值	10.14	35.78	—
LR 值	—	—	82.55

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为标准误。<sup>a</sup>在全部样本中，共有 1061 个样本家庭对家庭是否有购（盖）房意愿这一问题做出了回答。

### 五、收入质量的中介效应检验

表 8 报告了收入质量作为家庭生命周期影响家庭消费结构的中介变量的回归结果。(19) 式的回归结果显示，家庭生命周期影响收入质量的回归系数为 0.012，且在 1%的统计水平上显著。表 8 的结果显示，收入质量在家庭生命周期对农村家庭食品消费、日用品消费、教育消费、衣物消费支出的影响

中起到了部分中介作用。

进一步地,为了检验上述结果的稳健性,本文将利用 Bootstrap 方法检验收入质量是否在家庭生命周期对农村家庭食品消费、日用品消费、教育消费、衣物消费的影响中起中介作用。Bootstrap 检验方法是现有中介效应检验方法中最常用的一种方法(温忠麟、叶宝娟,2014),该方法的原理是从样本中重复取样,每次取样可以得到一个 Bootstrap 样本以及系数乘积的估计值,取所有估计值的 2.5 百分位点和 97.5 百分位点构成 95%置信水平的置信区间,若该区间不包含 0,则系数乘积显著(方杰、张敏强,2012)。本文采用该方法重复抽取样本 1000 次,从农村家庭生命周期对家庭食品消费、日用品消费、教育消费、衣物消费间接影响的回归结果看,置信区间(p 值)分别为[0.006, 0.014] (0.000)、[-0.002, 0.003] (0.727)、[0.004, 0.015] (0.000)、[0.012, 0.022] (0.000),说明收入质量在农村家庭生命周期对家庭食品消费、教育消费、衣物消费的影响中起到了中介作用。

综合两种方法的检验结果可以得出,以子女特征为基础的各家庭生命周期阶段通过影响收入质量进而影响农村家庭的消费结构,基本遵循“生命周期—收入质量—消费结构”这一逻辑路径,假设 2 得到部分验证。也就是说,收入质量的不同导致农村家庭在食品消费、教育消费、衣物消费上的不同。这说明,当收入质量提高时,农村家庭除了投资子女教育,依然以衣食等生存型消费为主。可见,当前中国农村消费依然存在消费水平偏低、恩格尔系数较高、消费结构层次低的问题。客观地看,不健全的社会保障体系以及居民较强的预防性储蓄动机等是影响农村消费的主要因素(吴学品,2014;周建等,2013),农村消费结构升级依然面临巨大挑战(孙豪、毛中根,2020)。

表 8 收入质量的中介效应检验结果

	回归 20	回归 21	回归 22	回归 23	回归 24	回归 25	回归 26	回归 27
	食品消费	食品消费	水电消费	水电消费	日用品消费	日用品消费	教育消费	教育消费
生命周期	0.056*** (0.010)	0.052*** (0.010)	0.016*** (0.007)	0.015** (0.007)	0.030*** (0.010)	0.034*** (0.010)	0.273*** (0.015)	0.269*** (0.015)
收入质量	—	0.267** (0.108)	—	0.058 (0.071)	—	0.336*** (0.106)	—	0.326*** (0.158)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Sobel 检验	—		z=0.809<0.97		—		—	
结论	部分中介效应显著		不存在中介效应		部分中介效应显著		部分中介效应显著	
中介效应占比	6.19%		—		14.31%		1.53%	
观测值	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522
	回归 28	回归 29	回归 30	回归 31	回归 32	回归 33	回归 34	回归 35
	交通消费	交通消费	医疗消费	医疗消费	文娱消费	文娱消费	衣物消费	衣物消费
生命周期	0.098*** (0.015)	0.098*** (0.015)	0.004 (0.140)	—	-0.009 (0.012)	—	0.117*** (0.013)	0.113*** (0.013)
收入质量	—	0.023 (0.152)	—	—	—	—	—	0.314** (0.135)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

家庭生命周期、收入质量与农村家庭消费结构

Sobel 检验	z=0.154<0.97		—		—		—	
结论	不存在中介效应		停止检验		停止检验		部分中介效应显著	
中介效应占比	—		—		—		3.44%	
观测值	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522

注：\*\*\*、\*\*、\*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为标准误。

为了验证表 8 中回归结果的可靠性，本文对 (20) 式的回归结果进行了异方差检验。运用 White 检验发现，以 8 项消费支出分别作为被解释变量的方程中，p 值均小于 0.05，即不能排除存在异方差的可能。为此，本文采用加权最小二乘法 (WLS) 来消除异方差对回归结果的影响 (陈强, 2015)，回归结果见表 9。对比表 9 与表 8 的结果可以发现，加权最小二乘法与普通最小二乘法的结果大体一致，说明原估计量是无偏一致的。

表 9 家庭生命周期、收入质量对农村家庭消费结构影响的 WLS 回归结果

	回归 36	回归 37	回归 38	回归 39	回归 40	回归 41	回归 42	回归 43
	食品消费	水电消费	日用品消费	教育消费	交通消费	医疗消费	文娱消费	衣物消费
生命周期	0.046*** (0.011)	0.002 (0.009)	0.034*** (0.010)	0.456*** (0.021)	0.170*** (0.020)	0.008 (0.015)	0.003 (0.017)	0.153*** (0.015)
收入质量	0.271** (0.105)	0.046 (0.081)	0.335*** (0.111)	0.683*** (0.163)	0.170 (0.179)	-0.198 (0.152)	0.965*** (0.149)	0.417*** (0.143)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522	3522
F 值	19.64	17.39	13.86	78.57	42.67	16.39	44.70	60.29

注：\*\*\*、\*\*分别代表在 1%、5%的统计水平上显著。括号内为标准误。

## 六、结论与启示

本文构建了一个适用于中国广大农村地区的以子女特征为基础的家庭生命周期模型，并以此模型为基础分析了家庭生命周期对农村家庭消费结构的影响，还进一步分析了家庭生命周期对家庭教育消费支出与购 (盖) 房意愿的影响。最后，本文验证了收入质量是否在家庭生命周期对农村家庭消费结构的影响中起到了中介作用。

研究结果显示：第一，随着子女数量的增加，农村家庭的食品消费支出逐渐增加，而文娱消费支出逐渐减少。第二，整体而言，有女孩家庭的日用品与衣物消费支出显著高于没有女孩的农村家庭。第三，在中青年阶段家庭中，有男孩家庭的教育消费支出要高于没有男孩的家庭；而在中老年阶段家庭中，有女孩或女孩较多的家庭在教育消费支出方面要高于没有女孩或女孩较少的家庭。第四，中青年农村家庭的交通、衣物与水电消费支出显著高于中老年农村家庭。第五，在中老年独生子女的家庭中，贫困家庭的教育消费支出显著低于非贫困户家庭；至多有两个孩子且有男孩的家庭未来购房意愿强烈。第六，收入质量在家庭生命周期对农村家庭食品消费、教育消费、衣物消费的影响中起到了中介作用。

基于上述结论,本文认为,要拉动农村消费,改善农村居民消费结构,可以从以下两方面采取措施:第一,根据当地农村家庭生命周期的特点,因地制宜地引导相关类型企业进入农村市场,从而拉动农村消费;第二,在关注提高农村居民收入水平的同时,更要关注农村居民的收入质量,通过举办农业职业培训、开展就业指导服务等,促进农民收入的稳定持续增长,从而改善农村家庭消费结构,促进农村消费结构的优化升级。

值得说明的是,本文研究仍然存在以下不足:第一,在城乡二元经济格局尚未完全打破之前,农村劳动力流动与其消费存在密不可分的关系,受数据可得性的制约,本文无法深入研究其内在关系;第二,本文将家庭生命周期设为虚拟变量,只能得出具有不同生命周期特征的农村家庭消费结构的相对差异,而不能得到绝对差异;第三,本文未考虑主干家庭这种在中国农村地区流行的家庭生活模式,中国农村仍存在着相当一部分“数代同堂”的家庭,这类家庭的消费结构与本文所构建的核心家庭有所不同,这将成为下一步重点研究的内容。

#### 参考文献

- 1.阿维纳什·K.迪克西特,2013:《经济理论中的最优化方法》,冯曲译,上海:格致出版社。
- 2.晁钢令、万广圣,2016:《农民工家庭生命周期变异及其对家庭消费结构的影响》,《管理世界》第11期。
- 3.陈冲,2013:《中国人口老龄化的消费效应分析》,《中央财经大学学报》第6期。
- 4.陈强,2015:《计量经济学》,北京:高等教育出版社。
- 5.陈卫,2015:《基于广义稳定人口模型的中国生育率估计》,《人口研究》第6期。
- 6.方杰、张敏强,2012:《中介效应的点估计和区间估计:乘积分布法、非参数 Bootstrap 和 MCMC 法》,《心理学报》第10期。
- 7.甘犁、尹志超、谭继军,2015:《中国家庭金融调查报告》,成都:西南财经大学出版社。
- 8.孔荣,2013:《关于农民工收入质量内涵的思考》,《中国农村观察》第6期。
- 9.李春琦、张杰平,2009:《中国人口结构变动对农村居民消费的影响研究》,《中国人口科学》第4期。
- 10.李晓嘉、蒋承,2015:《生命周期视角下的城镇居民消费行为》,《浙江社会科学》第2期。
- 11.李玉柱、姜玉,2009:《80年代以来我国妇女初婚初育间隔变动分析》,《西北人口》第3期。
- 12.李志兰、江林,2014:《家庭生命周期对我国居民消费意愿的影响研究》,《上海经济研究》第2期。
- 13.林富民,2005:《农民增收质量问题浅论》,《前沿》第2期。
- 14.刘湖、张家平,2016:《互联网对农村居民消费结构的影响与区域差异》,《财经科学》第4期。
- 15.刘胜科、王奥华、孔荣,2019:《收入质量、安全消费意识与农户品牌生鲜肉消费水平》,《农林经济管理学报》第1期。
- 16.刘彦文、樊云,2016:《我国家庭生命周期消费和投资决策模拟研究》,《商业研究》第7期。
- 17.刘艳彬,2010:《中国家庭生命周期模型的构建及与产品消费关系的实证研究》,杭州:浙江大学出版社。
- 18.茅锐、徐建炜,2014:《人口转型、消费结构差异和产业发展》,《人口研究》第5期。
- 19.宁满秀,2008:《我国农村居民消费结构的地区差异分析——基于 Panel Data 的经验分析》,《东北农业大学学报》

- (社会科学版)》第5期。
- 20.彭继权、吴海涛、孟权, 2018:《家庭生命周期、社会资本与农户生计策略研究》,《中国农业大学学报》第9期。
- 21.钱雪松、杜立、马文涛, 2015:《中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异》,《管理世界》第11期。
- 22.邱俊杰、李承政, 2014:《人口年龄结构、性别结构与居民消费——基于省际动态面板数据的实证研究》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- 23.任劫、孔荣, 2016:《基于验证性因子分析的农户收入质量研究》,《重庆大学学报》第4期。
- 24.宋建军、刘晓斌, 2004:《中国农民的生命周期模型与人力储蓄养老模式研究》,《学术研究》第5期。
- 25.孙豪、毛中根, 2020:《中国居民消费的演进与政策取向》,《社会科学》第1期。
- 26.王伟宜、谢玉姣, 2018:《城乡高等教育机会获得的性别不平等及其演变——基于1982-2015年福建省的实证调查》,《东南学术》第5期。
- 27.王欣、孔荣, 2013:《影响农民工收入质量的因素研究》,《统计与信息论坛》第4期。
- 28.王燕、杨文瀚, 2004:《教育对农村居民消费结构的影响》,《统计与决策》第7期。
- 29.王跃生, 2016:《当代农村家庭生命周期变动分析》,北京:中国社会科学出版社。
- 30.温涛、孟兆亮, 2012:《我国农村居民消费结构演化研究》,《农业技术经济》第7期。
- 31.温忠麟、叶宝娟, 2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 32.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 33.吴卫星、易井然、郑建明, 2010:《中国居民家庭投资结构:基于生命周期、财富和住房的实证分析》,《经济研究》第S1期。
- 34.吴学品, 2014:《市场化、流通设施环境和农村消费结构——基于省级面板数据模型的实证分析》,《经济问题》第6期。
- 35.于洪彦、刘艳彬, 2007:《中国家庭生命周期模型的构建及实证研究》,《管理科学》第6期。
- 36.张朝华, 2017:《家庭生命周期、保障策略与农户消费行为》,《农业技术经济》第11期。
- 37.郑真真、李玉柱、廖少宏, 2009:《低生育水平下的生育成本收益研究——来自江苏省的调查》,《中国人口科学》第2期。
- 38.周建、艾春荣、王丹枫、唐莹, 2013:《中国农村消费与收入的结构效应》,《经济研究》第2期。
- 39.朱勤、魏涛远, 2015:《中国城乡居民年龄别消费模式量化与分析》,《人口研究》第5期。
- 40.祝仲坤、冷晨昕, 2017:《农民工城镇购房意愿及其影响因素》,《财经科学》第3期。
- 41.Amirtha, R., and V. J. Sivakumar, 2018, "Does Family Life Cycle Stage Influence E-shopping Acceptance by Indian Women? An Examination Using the Technology Acceptance Model", *Behaviour & Information Technology*, 37(3): 267-294.
- 42.Camacho, J.A., 2009, "Family Life Cycle and Consumption of Services: The Spanish Case", *The Service Industries Journal*, 29(9): 1293-1310.
- 43.Gilly, M.C., and B.M. Enis, 1982, "Recycling the Family Life Cycle: A Proposal for Redefinition", *Advances in Consumer Research*, 9(4): 271-276.

44. Goldin, C., and L.F. Katz, 2008, "Transitions: Career and Family life Cycles of the Educational Elite", *American Economics Review*, 98(2): 363-369.

45. Modigliani, F. B., and R. Brumberg, 1954, *Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data*, New Brunswick, N.J.: Rutgers University Press.

46. Wells, W.D., and G. Gubar, 1966, "Life Cycle Concept in Marketing Research", *Journal of Marketing Research*, 3(4): 355-363.

(作者单位: <sup>1</sup> 中国社会科学院大学研究生院;

<sup>2</sup> 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 张丽娟)

## **Family Life Cycle, Income Quality and Rural Household Consumption Structure: An Analysis Based on the Family Life Cycle Model from the Perspective of Children's Heterogeneity**

Luo Yongming    Chen Qiuhong

**Abstract:** This article constructs a family life cycle model based on the characteristics of children, and uses the data of China Household Finance Survey (CHFS) in 2015 to test the impact of family life cycle on rural household consumption structure. The study finds that, first of all, with the increase in the number of children, the food consumption expenditure of rural families gradually increases, while the cultural and entertainment expenditure gradually decreases. Second, the consumption of daily necessities and clothing for girls' families is significantly higher than that for families without girls. Third, in the middle-aged and young households, the education consumption expenditure of boys' households is higher than that of no-boy households; in the middle-aged and elderly households, families with only girls or more girls have a higher level of education consumption expenditure than those without girls or families with fewer girls. Fourth, the transportation, clothing and water-electricity consumption expenditures in the middle-aged and young families are significantly higher than that of middle-aged and elderly families. Fifth, in the middle-aged and elderly families with only daughters, the consumption expenditure of education for poor households is significantly lower than that for non-poor households; families with at most two children and boys have a strong willingness to purchase houses in the future. At the same time, the study also verifies that income quality plays a mediating role in the impact of family life cycle on food consumption, education consumption and clothing consumption.

**Key Words:** Family Life Cycle; Income Quality; Consumption Structure; Mediating Effect