

子女性别对家庭消费支出决策的影响-基于 CHFS 数据实证分析

邹文静 李雪

(湖南大学经济管理研究中心, 湖南省、长沙市, 410000)

摘要: 子女是家庭消费决策的重要参与者, 会影响家庭既定预算的分配, 而随着我国二胎政策的开放, 子女数量及性别特征对家庭消费决策的影响日益显著。国外很多实证研究揭示了子女性别与父母消费、父母工作劳动供给、经济转移支付的关系, 而国内相关文献还较为缺乏。本文选取独生子女家庭, 利用 2011 年中国家庭金融调查(CHFS)数据, 在控制了家庭收入、户主年龄、性别、受教育水平、城乡及东中西区域变量后, 从家庭总消费支出、家庭分类别消费支出两个维度, 实证分析子女性别对家庭消费支出决策的影响。研究显示: 首先, 子女性别会影响家庭总消费支出, 男孩家庭的总消费支出比女孩家庭少。其中一个可能的解释是, 随着性别比不断上升, 男孩父母为了提高儿子在婚恋市场的相对竞争力, 会为其准备婚房, 从而有很强的储蓄动机。其次, 就家庭分类别消费, 子女性别对居住和教育文化娱乐支出有显著影响。

关键词: 家庭支出; 子女性别; Tobit 模型

中图分类号: F063.2 **文献标识码:** A

1 引言

多年来, 我国存在一定程度上的“重男轻女”思想, 有一种解释是社保机制不完善养儿防老(Sun A, Zhao Y, 2014^[1])。该现象在经济学界的研究主要集中在两方面: 1、人口性别比失衡, 男性远远多于女性; 2、就业市场上存在严重的性别歧视, 女性的人力资源开发受到阻碍。我国出生性别比已从 1980 年的 102.61 激增到 2000 年的 117.86, 2014 年已达到 115.88, 这远远偏离了生物稳定的性别比范围, 103 到 107 (NBS 2002)。2010 年出版的《中国社会科学院发布的社会蓝皮书》显示: 我国 20 岁以下的人口结构出现严重失衡的现象, 更不乐观的是, 预计到 2020 年, 我国处于结婚年龄段的男性人数将比女性人数多 2300 万左右, 这将直接引发男性“结婚难”的窘况, 并直接上升为一个普遍的社会问题。

为了调整我国的人口政策, 十八届五中全会决定全面放开二胎, 这意味着一对夫妇可以生育两个孩子, 全面二孩政策于 2016 年 1 月 1 日起正式实施。“全面二孩”政策将成为拉动消费新引擎, 降低中国储蓄率, 促使中国经济从出口驱动向国内消费和服务驱动转型。这种由养育孩子引发的消费增长将尤其影响某些行业。孩子数量的增加将推动儿童图书、玩具、童车等行业的股价上涨。随着这一代孩子长大, 对住房、药品和人寿保险需求也将大大增加(金刻羽, 2016^[2])。从家庭层面看, 家庭的“二胎”决策部分取决于孩子带来的家庭经济压力, 在家庭收入不变的前提下, 随着家庭子女数量的增多, 每个家庭有限的资源将在家庭成员之间重新分配, 这无疑会对家庭消费决策产生深刻影响。而对于既定子女数量家庭, 基于男孩和女孩不同的性别角色, 家庭在分配有限资源上会产生差异, 即家庭面临不同的消费支出决策(Karbownik K 和 Myck M, 2016^[3])。子女影响家庭支出决策的作用机理是: 作为一个组织, 家庭规模势必影响结构。家庭人口数量的变动和年龄结构, 会影响到家庭生命周期的图景, 进而影响家庭消费决策, 最终决定着家庭消费结构的变化。

Modigliani (1954)^[4]提出消费生命周期理论, 从微观视角出发研究家庭的消费特征。以居民家庭为单位, 大多数中国家庭的消费普遍经历如下周期: 成家前消费水平很低、成立

家庭时面临着结婚买房买车等大宗消费支出、中年时期为抚养或教育孩子进行大量与子女相关的消费支出和储蓄、晚年阶段的消费存在两种可能,一方面由于退休导致的可支配收入下降,从而降低消费,另一方面,如果家庭有足够的其他收入或储蓄,则会继续保持已有的消费习惯,不会降低消费。家庭成员的需求会影响家庭消费决策,而且家庭成员的需求会随着不同的家庭生命周期而改变。比如,处于新婚期的夫妻,家庭消费支出一方面是满足夫妻各自的基本需求,另一方面是夫妻双方共同生活的需要,比如购买大型家用电器、住房等。随着子女的出生,家庭成员的需求也随之变化,主要集中在满足孩子的需求上,对子女的养育、教育费用则在家庭消费支出上占很大比例。

本文聚焦有子女的核心家庭,着重探讨家庭在“中年时期”阶段,子女性别对家庭总消费支出、分类别消费支出的影响。

2 理论综述和研究假设

2.1 理论综述

家庭是一个经济共同体,家庭成员结构及家庭规模影响家庭的消费支出决策。家庭经济学关于家庭的资源配置有两种建模思路。单一模型(Unitary Model)假定家庭最大化单一的效用函数,也就是说,所有的家庭成员有相同的偏好,或者一个家庭成员拥有绝对权威,单独决定家庭内部的所有资源配置;集体模型(Collective Model)认为家庭成员有不同的偏好,他们共同参与决策,进行合作博弈,家庭成员的话语权(Bargaining Power)对于最终的资源配置结果有重要影响。比如已有的研究发现,与配偶相比,女性更愿意将家庭资源用在营养、教育和健康等方面(Li L 和 Wu X, 2011^[5])。Basu K (2006)^[6]提出相同的家庭总收入会让一个家庭选择不同的消费向量,这取决于家庭谁带来了多少收入。用家庭集体模型取代标准的单一模型,集体模型认为丈夫和妻子有不同的偏好,依据夫妻双方的权力平衡,家庭将会做出不同的决策。Pasqua S (2005)^[7]构建家庭统一决策模型、非合作模型、议价模型,探究影响父母对男孩和女孩人力资本投资区别的因素。Nelson J A (1988)^[8]认为规模较大的家庭将从消费的规模经济中获益。发现家庭在食品、住房、衣物、家庭用品、交通这几项消费支出上,存在显著的规模效应,其中住房消费支出的规模效应更为明显。

有大量文献研究影响家庭消费决策的因素。很多学者表明在不同区域,影响年度城镇居民人均消费支出最重要的因素是收入差异(Fang Fuqian, 2009^[9]; Fu X 和 Li Y, 2012^[10])。赵吉林、桂河清(2014)^[11]基于中国家庭金融调查(CHFS)大型微观数据分析了中国家庭文化消费的影响因素。实证结果表明:收入、财富、家庭规模、户主受教育程度、户主年龄和赡养率对家庭文化消费均具有显著影响,其中,收入和财富是两个最重要的影响因素。吴智娟(2013)^[12]认为流动性约束成为影响家庭消费最重要的因素,因此在构建模型研究家庭消费必须要加入反映流动性约束的变量。用问卷调查关于家庭是否有借贷需求来描述家庭是否受到流动性约束。实证结果得出流动性约束与家庭消费呈显著负相关。

Browning M (1992)^[13]提出研究子女对家庭消费支出的影响,最简单的方法就是将家庭支出对子女和其他相关变量做回归,但这种方法的问题是,除非子女带来了某种资源,否则一些支出项目的减少必然伴随着其他支出项目的增加(比如食品和衣物支出)。另一种识别策略是只关注和成年人相关的家庭支出项目。Karbownik K 和 Myck M (2016)^[3]运用波兰家庭预算调查数据研究了子女性别和家庭支出的关系,研究表明子女性别对家庭消费支出模式有显著影响。第一胎是女儿使衣物和鞋子支出增加了2.9%,其中,女装支出增加了5.6%,男装支出减少了6.5%,子女衣物支出增加了5.7%。同时,第一胎是女儿的家庭在游戏、玩

具、爱好支出上比第一胎是男孩家庭少 14.8%，幼儿园支出上少 5.4%。这些结论验证了子女相关支出的传统性别模式，即女孩家庭会为女儿买更多的衣服而男孩家庭会在游戏支出上花费更多。

2.2 研究假设

基于文献研究及相关理论，本文有以下假定：

假定 1：子女性别会影响家庭总消费支出，男孩家庭的总消费小于女孩家庭。本文的家庭总消费项目包括问卷中涉及的所有家庭消费项目，比如食品、衣物、交通、通讯、旅游、教育等（房产支出除外）。从中国的传统文化出发，结婚时女方收彩礼，男方买房买车的传统婚俗仍十分盛行。Wei S J 和 Zhang X (2011)^[14]提出了一种新的竞争储蓄动机：随着性别比不断上升，中国的父母为了提高儿子在婚恋市场的相对竞争力，有很强的储蓄动机。跨区域及家庭层面的数据都支持这一假定，这一因素可能占 1990-2007 家庭储蓄率上升的一半。此外，成立家庭的男孩与原生家庭的经济联系更为紧密，父母为了平滑男孩结婚时期及成立家庭之后的各项消费支出，进行了预防性动机引发的储蓄，从而减少了除房产支出以外的其他家庭总消费支出。

假定 2：男孩和女孩在不同的消费支出项目上存在差异，故子女性别会影响家庭消费结构。选取的消费类别为问卷中涉及到的文化与娱乐支出、衣物支出、教育培训支出、交通通信、医疗保健、旅游支出、奢侈品支出等。由于女孩爱美的天性，女孩父母会增加衣物支出，而为了增加女孩的见识、提高女孩的品味，也会增加文化娱乐及旅游支出。这跟中国“穷养儿富养女”的育儿价值观是契合的。（金刻羽，2016^[2]；Karbownik K 和 Myck M，2016^[3]；Linda Yueh，2006^[15]）

3 理论基础及实证模型

3.1 我国居民家庭支出及消费结构现状分析

国家统计局统计年鉴将城镇居民消费项目划分为八类，分别为食品、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务。据图 1 可知，我国近十多年城镇居民消费结构中，食品支出仍然占最大比重，所占比重基本都在 35% 以上，但食品所占比重逐年呈下降趋势，2015 年食品在消费支出中所占比重为 34.8%，比 2000 年的 39.4% 下降了近五个百分点。衣着在消费支出中所占比重从 2000 年的 10% 下降到 2015 年的 9.5%，所占比重呈小幅下降趋势。居住在消费支出中所占比重也从 2000 年的 11.3% 下降到 2015 年的 9.3%。教育文化娱乐和医疗保健在消费支出中所占比重呈现出先上升后下降的趋势，其中，教育文化娱乐在消费支出中所占比重从 2000 年的 13.4% 上升至 2002 年的 15%，后又逐渐下降为 2015 年的 13.3%，并且教育文化娱乐在消费支出中所占比重一直位于前三，这说明 21 世纪我国城镇居民生活水平不断提高，对文教娱乐需求增加。交通通信在消费支出中所占比重变化趋势最大，从 2000 年的 8.5% 上升至 2015 年的 16.2%，原因可能是近些年智能电子产品市场的崛起和发展。生活用品及服务和其他项在消费支出中所占比重波动变化比较小。

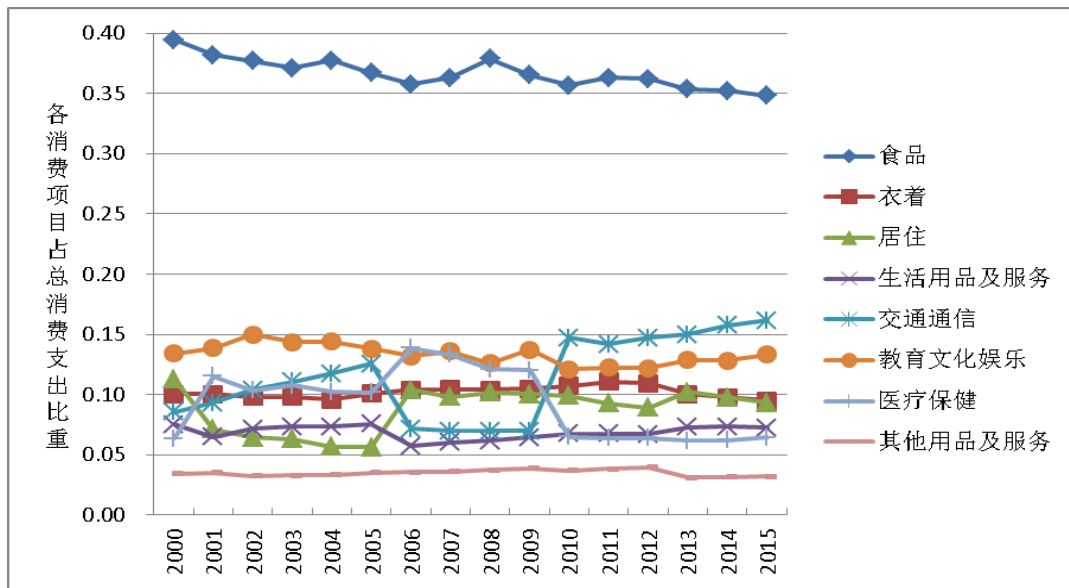


图 1 2000-2015 年我国城镇居民各消费项目占消费支出比重

数据来源：中国统计年鉴 2001-2016

根据 2015 年我国城镇居民的各项消费支出图 2 分析可知，食品、交通通信和教育文化娱乐占总消费支出都在 10% 以上，其中食品支出仍然占我国城镇居民消费支出最大比重 34.8%，其次是交通通信 16.2% 和教育文化娱乐 13.3%。而衣着、生活用品及服务、居住和医疗保健占家庭消费总支出的比重都在 10% 以下，这表明我国城镇居民越来越注重精神消费，消费结构不断优化，已日趋丰富和多样化。

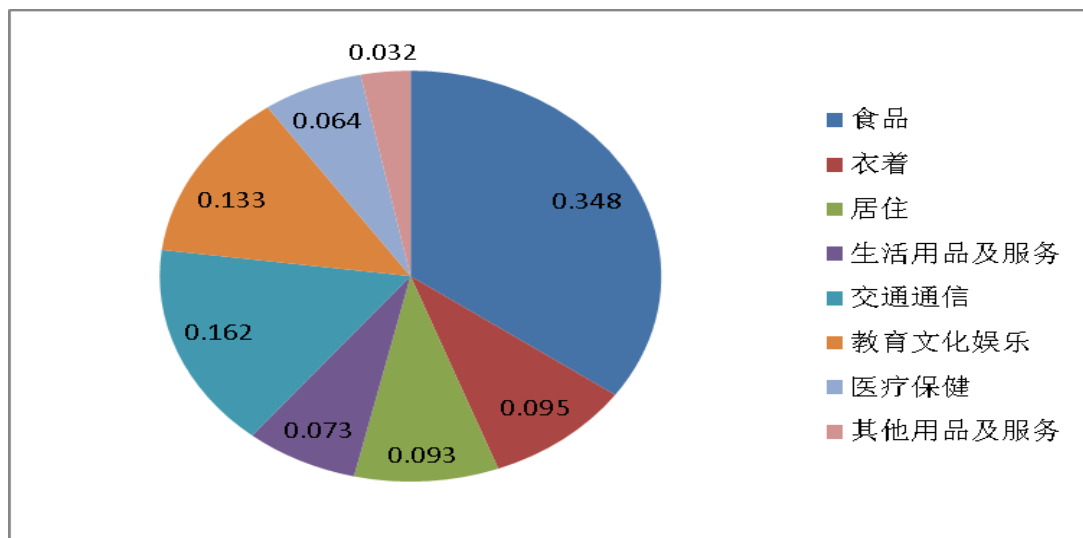


图 2 2015 年我国城镇居民各消费项目支出情况

资料来源：2016 年中国统计年鉴

3.2 模型设定

一般而言，影响消费支出的因素很多，根据问卷及文献综述信息，我们将这些因素分为三大类，并表示如下：

$$C = f(V_1, V_2, V_3)$$

第一类变量主要是子女性别特征。本文只研究只有一个小孩的家庭中子女的性别。为了研究不同年龄阶段子女性别对家庭消费支出的影响，将子女年龄也纳入家庭消费行为方程。

第二类变量是家庭特征，包括家庭年收入、是否为农业户口等。消费决策大多在家庭层面而非个人层面做出，因此以家庭收入作为控制变量。此外，为了增加回归的平稳性，降低极端值对回归的影响，我们对收入取对数。

第三类变量是人口学特征，主要有户主的年龄、性别、受教育程度等。考虑到年龄对消费一般具有非线性影响，我们将年龄平方也作为控制变量加入估计模型之中。另外，商品的价格对消费支出虽然也有影响，但限于 CHFS 调查问卷并未涉及到相关信息，加之相关研究和文献基本都不考虑价格因素的影响，因而本文也予以忽略。

综合考虑上述因素之后，我们的识别策略依赖于将第一个孩子的性别看成外生的。从以下两个维度分析子女性别对家庭消费决策的影响：

1、子女性别对家庭总消费支出的影响。为了验证假定 1：子女性别会影响家庭总消费支出，男孩家庭的总消费支出小于女孩家庭。对此我们应用 OLS 模型来进行验证分析，总消费支出取对数。构建的模型如下：

$$\ln TC = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Childsex}_i + \alpha_2 X_i + e_i$$

其中，子女性别（Childsex）是本文的主要关注变量。

2、子女性别对具体消费支出的影响程度。由于在样本中有较多家庭报告的消费支出为 0（即某一项具体的消费支出数据为 0），因此当因变量为具体消费类别时，其分布不具有条件正态分布的特征。若只采取简单 OLS 回归可能会造成结果的偏误，若放弃为 0 的因变量，又会丧失较多的样本信息，对于此情况，本文构建 Tobit 模型作为一种补充来解决 OLS 可能产生有偏估计的问题。Tobit 模型要求以正的概率取零值，其余值在零的右侧连续，与我们的数据特征匹配。构建模型如下：

$$\text{Con}_{-j_i}^* = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Childsex}_i + \alpha_2 X_i + e_i$$

$$\text{Con}_{-j_i} = \text{Max}(0, \text{Con}_{-j_i}^*)$$

当 $\text{Con}_{-j_i}^* \geq 0$ 时， $\text{Con}_{-j_i} = \text{Con}_{-j_i}^*$ ；当 $\text{Con}_{-j_i} = \text{Max}(0, \text{Con}_{-j_i}^*)$ 时，则 $\text{Con}_{-j_i} = 0$ ，该模型中各控制变量的含义与 OLS 回归中相同。

3.3 数据来源与说明

本文使用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心“中国家庭金融调查（CHFS）”2011 年的调查数据。此次调查耗时三年，抽取的数据样本覆盖 25 个省、80 个市县、8400 多个家庭、29000 多个调查对象。为确保样本数据的代表性和随机性，该数据调查采用了分层、三阶段与规模质量成比例（PPS）的抽样设计。获取的数据提供了一个对中国家庭经济状况全方位的描述，包括家庭收入、储蓄、房地产、贷款、股票、保险、教育等。该数据既包括家庭层面，也包括个人层面。本文考察的是家庭消费支出，在数据处理完成后，我们将以家庭为单位进行分析。

为了梳理家庭结构，本文将问卷受访者看成父亲或母亲，通过与受访者的关系，将每个家庭成员整理在相应的表格中，发现家庭成员个数最多的是 18 个，最小的是 1 个。在此论文中，笔者只讨论最简单的家庭结构，即包括父母和一个孩子的三口之家。孩子的性别是最主要的变量。为了保证父母和子女是一个真正的家庭，本文选取未婚子女样本。整理数据后，得到的有效样本数是 1875 个，其中 61.18% 的三口之家有男孩。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
子女性别（男孩=1）	1875	0.63	0.48	0	1
子女年龄（岁）	1875	16.15	8.43	0	49
家庭年收入（元）	1875	49531.83	116067.9	0	2062000
户主性别（男性=1）	1875	0.71	0.45	0	1
户主年龄（岁）	1875	43.76	9.34	22	80
户主年龄平方	1875	2002.42	872.68	484	6400
户主受教育水平	1867	10.76	3.65	0	19
东部（东部=1）	1875	0.50	0.50	0	1
西部（西部=1）	1875	0.13	0.34	0	1
城乡区域（农村=1）	1875	0.25	0.44	0	1

表 1 描述了本文将会用到的主要控制变量，其中包括模型设定中的子女性别、子女年龄、家庭收入、人口学特征。最后，为了控制区域差异，我们加入了受访者所在地区的虚拟变量。数据显示，样本中子女平均年龄为 16.15 岁，户主平均年龄为 43.76 岁。样本中家庭平均年收入为 49531.83 元，据《2011 中国家庭金融调查报告》显示：中国家庭年均可支配收入均值是 51569 元。《中国劳动力动态调查》2015 年报告显示：2014 年我国劳动力受教育年限以中等教育为主，平均受教育年限为 9.28 年，本文样本中户主的平均受教育水平为 10.76 年。城乡区域变量均值为 0.25，即城市样本占比 75%，农村样本占比 25%。

4 实证研究及结果

4.1 子女性别对家庭总消费支出的影响

4.1.1 计量模型与变量

因变量家庭总消费支出为调查问卷里报道的各个家庭消费项目加总（Browning M、Crossley T F 和 Winter J，2014^[6]），本部分不包括家庭房产支出（在实证研究最后一部分单独讨论）。为了验证假定 1（子女性别会影响家庭总消费支出，男孩家庭的总消费支出小于女孩家庭），选取家庭总消费支出的对数为因变量，进行 OLS 回归，其中标准差是经过 robust standard error 处理的。回归（1）选取的控制变量包括子女性别和家庭收入，为了考察子女性别对家庭总消费支出的影响。回归（2）在回归（1）控制变量的基础上，又增加了子女年龄变量，分析子女年龄与总消费支出的关系。回归（3）在回归（1）的基础上加入户主性别、户主年龄、年龄平方及户主受教育水平这四个控制变量，探究户主特征对家庭消费支出的影响。回归（4）在回归（3）的基础上加入城乡、东部、西部这三个区域变量，探究不同区域的家庭总消费差异。回归（5）是加入所有变量的一个全变量回归模型，在前面模型的基础上新增子女性别与区域变量交互项，研究子女性别对家庭总消费支出的影响在不同区域之间是否存在差异。

表2 子女性别对家庭总消费支出的影响

变量（消费对数）	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	家庭总消费支出				
子女性别（男孩=1）	-0.153*** (0.0404)	-0.123*** (0.0398)	-0.0648* (0.0369)	-0.0365 (0.0357)	0.0449 (0.0577)
家庭收入	0.244*** (0.0160)	0.220*** (0.0157)	0.140*** (0.0149)	0.128*** (0.0142)	0.129*** (0.0143)
子女年龄		-0.0200*** (0.00290)	-0.000833 (0.00505)	-0.00302 (0.00479)	-0.00279 (0.00481)
户主性别（男性=1）			-0.110*** (0.0416)	-0.0757* (0.0401)	-0.0766* (0.0400)
户主年龄			0.0174 (0.0272)	0.0265 (0.0267)	0.0255 (0.0267)
年龄平方			-0.000310 (0.000292)	-0.000369 (0.000288)	-0.000361 (0.000288)
户主受教育水平			0.0883*** (0.00640)	0.0700*** (0.00676)	0.0704*** (0.00672)
城乡（农村=1）				-0.257*** (0.0514)	-0.175** (0.0820)
东部				0.338*** (0.0397)	0.396*** (0.0580)
西部				-0.0236 (0.0566)	0.0228 (0.0898)
子女性别与城乡交互项					-0.112 (0.0978)
子女性别与东部交互项					-0.0932 (0.0778)
子女性别与西部交互项					-0.0743 (0.116)
Observations	1,688	1,688	1,681	1,681	1,681
R-squared	0.183	0.212	0.321	0.366	0.367

注：括号中为稳健标准误，*、**和***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

4.1.2 实证结果分析

回归（1）中，作为本研究的关键变量，子女的性别对家庭总消费支出有显著影响，系数为-0.153，并在 1%的水平上显著。这意味着男孩家庭会比女孩家庭少消费 15.3%，假设 1 成立。收入对家庭总消费支出也有显著影响。收入的系数为 0.244，并在 1%的水平上显著。表明消费收入弹性是 0.244，即收入每增加 1%，家庭总消费支出将会增加 0.244%。“我国城镇居民的收入和消费之间存在着长期的均衡关系，1980-2008 年消费收入弹性为 0.8990。同时，我国城镇居民收入是消费的格兰杰原因，反之则不成立”（张邦科、邓胜梁、陶建平，2011^[17]）。本文消费收入弹性与以往的研究结果相差比较大，有两方面原因：一是本文使用的是城乡样本，而以往研究只针对城镇居民家庭；二是本文的总消费支出数据为问卷中各个家庭消费项目加总，但不包括家庭房产支出（为了在实证研究最后一部分单独讨论），而

以往研究中消费支出数据大多使用的是历年《中国统计年鉴》中城镇居民消费性支出，包括居住支出。

回归(2)增加子女年龄控制变量，子女性别变量在1%的水平上显著，系数为-0.123，符号与假定一致。子女年龄变量系数为负，并在1%的水平上显著，说明子女年龄与家庭消费支出有负相关性。

回归(3)在回归(1)的基础上加入人口统计学特征——户主性别、年龄、受教育程度这三个控制变量。子女性别变量系数显著，与回归(1)符号一致。此外，户主性别和受教育程度这两个变量都在1%的水平上显著，这与我们的直觉是一致的。就性别而言，由于男女消费习惯、动机、偏好不同，故户主性别会影响家庭消费决策。很多消费心理研究表明：女性消费者热衷购物，男性消费者保守购物。方亚琴(2005)^[18]提出随着女性收入及家庭地位的提高，女性比男性具有更明显的消费主义倾向。女性购物频率要高于男性，在调查中女性平均每月购物次数是4.5次，即调查中的女性购物频率超过每周一次，而男性的平均每月的购物次数是2.8次。户主受教育水平变量系数为正，表示户主受教育水平越高，家庭总消费支出越高。原因可能为父母受教育水平越高，对未来收入的预期较高，其更愿意进行消费支出，另外受教育水平越高，父母的消费观念也会发生转变，更加关注现代化的物品、精神文化提升的需求。受教育程度与居民消费关系的实证分析发现，教育对人们的消费水平、消费结构、消费方式、消费观念等各方面都有着重要影响。受教育年限与消费结构系数显著正相关，受教育程度是通过收入对消费结构的等级产生促进作用的。具体来说，受教育程度越高，收入水平越高，其消费结构的等级越高。(何西宁，2006^[19])

回归(4)在回归(3)的基础上加入区域控制变量。城乡变量系数为-0.257，在1%的水平上显著，说明农村家庭比城市家庭在总消费支出少25.7%。根据中国社科院“中国社会状况综合调查”课题调查数据显示，城市家庭的消费水平明显要高于农村家庭的消费水平，城市家庭平均消费数额为28343.7元，比农村家庭的17285元高出10000多元(田丰，2009^[20])。东部地区变量系数为0.338，在1%的水平上显著，说明相对于中部地区，东部地区家庭的总消费支出多33.8%。西部地区变量系数为-0.0236，说明西部地区家庭总消费支出比中部地区少。

回归(5)在前面模型的基础上新增子女性别与区域变量交互项。结果发现，所有交互项都不显著，说明子女性别对家庭总消费支出的影响在不同区域之间不存在差异。

4.2 子女性别对家庭分类别消费支出的影响

4.2.1 样本选择与数据

本部分将探讨子女性别对家庭食品、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务这八类消费项目分别的影响。对中国家庭金融调查问卷中出现的这八类消费项目的实际支出数据进行分析整理，其中食品支出为问卷中涉及到家庭伙食费，包括在外就餐；衣着支出包括受访者、配偶及子女衣物支出；居住支出为水、电、燃料费、物业管理费、维修等支出，住房装修、维修或扩建花费，暖气费支出和房屋租金；生活用品及服务支出包括购买日常用品的支出总额，雇佣保姆、小时工、司机等家政服务花费，购买彩电、冰箱、洗衣机等家庭耐用品的支出；交通通信支出为问卷中本地交通费，电话、网络等通信费，购买家用汽车、摩托车、电动车等交通工具的支出；教育文化娱乐支出包括书报、杂志、光盘、影剧票、歌舞厅和网吧等文化娱乐总支出，教育、培训支出；医疗保健支出为所有家庭成员在保健和医疗方面支出；其他用品及服务为购买名牌箱包、字画等

奢侈品的支出，旅游、探亲总支出。

表 3 八类消费支出的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
食品	1875	16070.02	28202.89	0	1101816
衣着	1875	3770.83	7082.73	0	159092
居住	1875	6982.44	19332.18	0	456729
生活用品及服务	1875	2448.72	8410.31	0	272724
交通通讯	1875	9165.22	30294.27	0	435460
教育文化娱乐	1875	4732.93	12125.74	0	273267
医疗保健	1875	4639.01	21815.93	0	660000
其他用品及服务	1875	2495.54	13947.69	0	545455
总消费支出	1875	50304.70	68638.16	432	1266118

一般来说，能影响居民消费的因素，都能进而影响居民的消费结构。所以本部分自变量选取和总消费支出模型一致，主要控制变量为子女性别。因变量为八类不同的消费项目，八类消费支出的描述性统计如表 3 所示。可以看出，样本中家庭平均年总支出为 50305 元，在各项支出中，食品、交通通信、居住位列前三，分别为 16070、9165 和 6982 元。此外，所有支出变量的标准差值均很大，原因是在总体样本中有较多家庭报告的消费支出项为 0（即某一类消费支出报告为 0），因此具体消费类别的因变量中含有较多零值，其分布不具有条件正态分布的特征。如果只采取简单 OLS 回归可能会造成结果的偏误，但若放弃为 0 的因变量，又会丧失比较多的样本信息，对此情况，本文构 Tobit 模型作为一种补充来解决 OLS 可能产生有偏估计的问题。Tobit 模型要求以正的概率取零值，其余值在零的右侧连续，与我们的消费支出数据特征匹配。

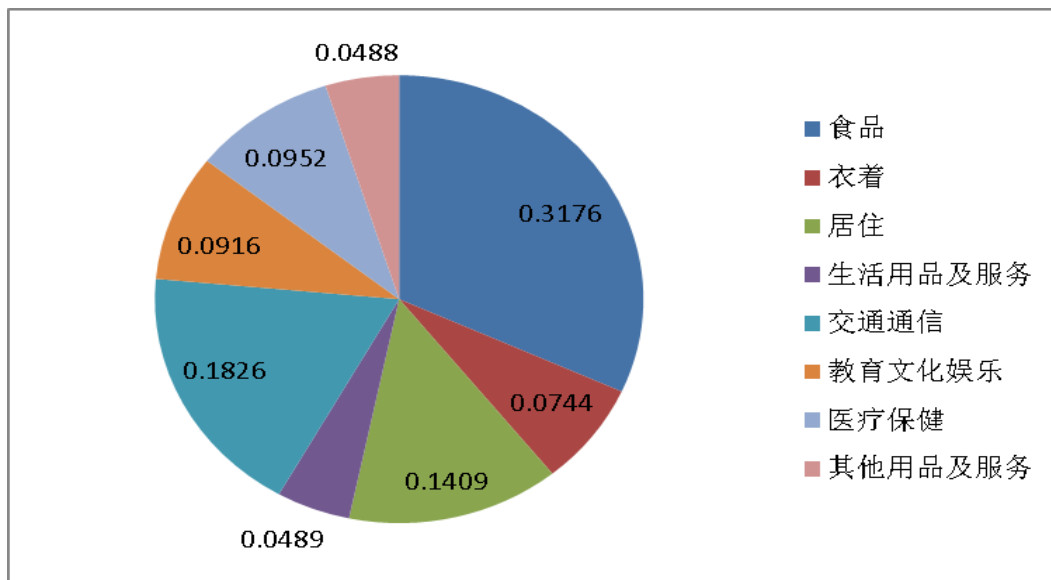


图 3 样本中居民各消费项目支出情况

根据图 3 分析可知，食品、交通通信和居住支出占总消费支出都在 10% 以上，其中食品支出仍占我国居民消费支出的最大比重 31.8%，其次是交通通信 18.3% 和居住 14.09%。教育文化娱乐和医疗保健支出也接近 10%。总的来说，生存型消费（包括食品和衣着）的比

重占消费总支出的 39.2%，发展型消费（包括居住、交通通讯、文教、娱乐用品、医疗保健、旅游等）的比重占到消费总支出的 50% 以上。发展型消费支出比例已经大大超过了生存型消费支出的比例，说明中国消费结构已经完成从生存型向发展型的过渡，居民越来越注重精神文化类的消费。这与全国城镇居民各消费项目支出情况基本一致。

4.2.2 计量模型与变量

本部分因变量分别为食品、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务这八项消费支出。控制变量为子女性别、家庭收入、子女年龄、年龄与性别交互项、户主性别、户主年龄、户主受教育水平、区域变量，其中子女性别变量为核心变量。首先，对这八项消费支出分别取对数进行 OLS 回归，其中标准差经过 robust standard error 处理，如表 4 所示。随后，由于在总体样本中有较多家庭在这八项支出数据上为 0，其分布不具有条件正态分布的特征，只采取简单 OLS 回归可能会造成结果的偏误，故构建 Tobit 模型作为一种补充来解决 OLS 可能产生有偏估计的问题。回归结果见表 5。

表 4 子女性别与各项消费支出 OLS 回归结果

变量	(1) 食品	(2) 衣着	(3) 居住	(4) 生活用品及 服务	(5) 交通通信	(6) 教育文化娱乐	(7) 医疗保健	(8) 其他用品及 服务
子女性别	0.0772 (0.0738)	-0.258** (0.107)	-0.00443 (0.124)	0.0667 (0.130)	-0.160 (0.129)	0.0626 (0.196)	-0.134 (0.210)	-0.240 (0.175)
家庭收入	0.0839*** (0.0125)	0.202*** (0.0196)	0.0944*** (0.0196)	0.148*** (0.0218)	0.127*** (0.0224)	0.149*** (0.0296)	0.0113 (0.0353)	0.191*** (0.0300)
子女年龄	-0.00229 (0.00521)	0.0195** (0.00768)	-0.00145 (0.00883)	-0.0131 (0.00892)	-0.0120 (0.00882)	0.0578*** (0.0134)	-0.00121 (0.0145)	0.0113 (0.0144)
年龄性别交互项	-0.00689 (0.00434)	-0.0138** (0.00659)	-0.00148 (0.00770)	-0.00517 (0.00765)	0.0104 (0.00752)	-0.00854 (0.0137)	0.0124 (0.0122)	0.00947 (0.0108)
户主性别	-0.0768** (0.0378)	-0.0559 (0.0571)	-0.0337 (0.0577)	-0.166** (0.0669)	-0.00780 (0.0638)	-0.238*** (0.0860)	-0.0787 (0.104)	-0.137 (0.0886)
户主年龄	0.00493 (0.0158)	-0.0463** (0.0223)	-0.0295 (0.0279)	-0.00695 (0.0420)	0.0472* (0.0248)	0.118*** (0.0434)	0.0154 (0.0536)	-0.0793* (0.0441)
户主年龄平方	-9.51e-05 (0.000158)	0.000236 (0.000222)	0.000195 (0.000283)	8.34e-05 (0.000451)	-0.0007*** (0.000245)	-0.0015*** (0.000465)	7.08e-05 (0.000564)	0.000715 (0.000468)
户主受教育水平	0.0545*** (0.00635)	0.0913*** (0.00859)	0.0593*** (0.00983)	0.0604*** (0.00965)	0.0921*** (0.00944)	0.0843*** (0.0141)	0.0445*** (0.0164)	0.108*** (0.0132)
城乡（农村=1）	-0.419*** (0.0497)	-0.222*** (0.0678)	-0.489*** (0.0794)	-0.0640 (0.0754)	-0.0884 (0.0754)	0.186* (0.112)	-0.177 (0.131)	-0.0550 (0.111)
东部（东部=1）	0.271*** (0.0369)	0.175*** (0.0548)	0.469*** (0.0585)	0.226*** (0.0653)	0.563*** (0.0623)	0.0745 (0.0850)	0.165 (0.108)	0.427*** (0.0898)
西部（西部=1）	0.0254 (0.0576)	-0.169** (0.0769)	-0.201** (0.0855)	0.0182 (0.0948)	0.144* (0.0813)	-0.344*** (0.131)	0.153 (0.153)	0.235* (0.130)
Observations	1,662	1,607	1,669	1,575	1,662	1,158	944	859
R-squared	0.332	0.326	0.259	0.158	0.243	0.151	0.035	0.256

注：括号中为稳健标准误，*、**和***分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

表5 子女性别与各项消费支出 Tobit 回归结果

变量	(1) 食品	(2) 衣着	(3) 居住	(4) 生活用品及 服务	(5) 交通通信	(6) 教育文化娱乐	(7) 医疗保健	(8) 其他用品及 服务
子女性别	3,208 (3,194)	122.7 (795.8)	-3,277* (1,728)	-1,044 (991.3)	-5,429 (2,872)	-5,383*** (1,818)	-4,656 (3,800)	-872.9 (1,021)
家庭收入	1,267** (503.8)	873.8*** (127.2)	930.7*** (273.1)	490.0*** (156.8)	1,461*** (453.8)	707.9** (282.6)	1,441** (623.5)	1,130*** (173.0)
子女年龄	-82.69 (219.2)	5.528 (54.84)	-86.98 (118.6)	4.541 (67.80)	-264.9 (197.4)	99.65 (124.7)	163.6 (259.6)	-67.20 (73.38)
年龄性别交互项	-115.3 (189.2)	-1.282 (47.31)	154.8 (102.4)	32.63 (58.64)	304.0* (170.2)	-454.8*** (111.0)	436.8** (222.6)	41.07 (61.90)
户主性别	-3,442** (1,613)	-637.8 (403.8)	-323.9 (873.9)	-329.8 (501.6)	819.5 (1,455)	-2,461*** (899.3)	-578.3 (1,914)	-1,553*** (524.7)
户主年龄	11.19 (644.4)	-159.0 (163.1)	-721.5** (348.4)	-1,056*** (199.8)	239.9 (581.5)	2,307*** (420.6)	-2,114*** (753.5)	-322.0 (213.2)
户主年龄平方	0.155 (6.442)	1.361 (1.636)	6.873** (3.482)	11.79*** (1.997)	-3.661 (5.817)	-24.96*** (4.365)	26.16*** (7.459)	3.414 (2.147)
户主受教育水平	914.8*** (239.4)	339.2*** (59.98)	159.1 (129.6)	74.58 (74.23)	691.8*** (215.7)	1,070*** (136.4)	681.1** (283.3)	547.4*** (78.78)
城乡(农村=1)	-2,726 (1,847)	-71.47 (462.8)	179.9 (1,001)	153.1 (572.4)	861.8 (1,665)	-366.9 (1,062)	-4,770** (2,217)	959.8 (615.4)
东部(东部=1)	6,007*** (1,574)	941.7** (393.4)	2,447*** (852.4)	119.3 (489.4)	6,814*** (1,418)	1,837** (884.6)	113.8 (1,887)	3,066*** (527.7)
西部(西部=1)	1,603 (2,277)	-558.6 (570.3)	-1,395 (1,232)	-277.9 (705.4)	509.9 (2,053)	-1,274 (1,313)	7,174*** (2,650)	3,659*** (747.3)
Observations	1,681	1,681	1,681	1,681	1,681	1,681	1,681	1,681

注：括号中为稳健标准误，*、**和***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

4.2.3 实证结果分析

OLS回归结果如表4所示。可以看出，子女性别对食品、生活用品及服务、教育文化娱乐支出影响为正，对衣着、居住、交通通信、医疗保健、其他用品及服务这几项支出影响为负。但子女性别只对衣着支出的影响显著，且系数符号为负，女孩家庭会比男孩家庭在衣着支出上高25.8%。这与我们的直觉一致，由于女孩爱美的天性，女孩家庭在衣物支出上会比男孩家庭多。此外，食品是家庭必需品，与子女性别无关。对于控制变量，我们发现：收入水平、子女年龄、户主年龄、户主性别、户主受教育水平及区域变量均对各项消费支出起到不同程度的影响，其中，家庭收入和户主受教育水平对所有支出项目都有显著的正影响，随着家庭收入和户主受教育水平的提高，各项支出都会增加，且这两个变量都在1%的水平上显著；子女年龄分别对衣着和教育文化娱乐支出有显著的正影响，即随着子女年龄的增加，家庭在这两个项目上的支出也会增加；城乡变量对食品、衣着、居住这几项基本支出项目有显著负影响，说明在基础项目消费上农村家庭会比城市家庭少；相对于中部地区，东部地区各项支出都会增加，西部地区在衣着、居住、教育文化娱乐支出上会减少。然而，如上文所述，为了克服因变量中存在较多的零值会造成OLS回归的偏误的问题，采用Tobit模型进行回归，

并比较两种模型的回归结果。

表5是Tobit模型的回归结果。首先,子女性别对除食品、衣着支出外的其他六项消费支出影响都为负,说明男孩家庭在这些消费项目支出上都比女孩家庭少。同时,子女性别在居住和教育文化娱乐支出前系数分别为-3277和-5383,且分别在10%和1%的水平上显著。对于居住支出,女孩家庭在该项目上比男孩家庭支出多,即男孩家庭为了购买多套房产,会选择单价相对低的房子,从而会在物业管理费、住房装修、维修或扩建上比女孩家庭花费更少。而女孩家庭在教育文化娱乐支出上也比男孩家庭多。作为家庭独生子女,教育已经不分性别,男孩和女孩的受教育程度很接近。而事实上,在中国女孩学得比男孩还要好,所以女性得到了更多的教育(金刻羽,2016^[21])。其次,在考虑因变量较多零值后,子女性别对衣着支出的影响不在显著,这与OLS回归结果不一致。最后,子女性别对食品支出的影响不显著,原因是食品是家庭必需品,支出弹性较小,与子女性别无关。对于控制变量,我们发现:收入水平和户主受教育水平对各项消费支出的影响与OLS回归一致,即这两个变量对所有支出项目都有显著的正影响。其余变量与OLS回归结果有不同程度的差异。

在该问题上,两种模型的回归结果产生了较大差异,显然Tobit模型回归结果更符合我们的预期,原因可能是本文使用的八种消费支出数据特征更符合Tobit模型。已有研究表明,当使用截尾数据时,Tobit模型理论上优于OLS模型。总的来说,子女性别对除居住和教育文化娱乐支出之外的其它各类消费都没有显著影响,原因可能是,虽然我国家庭历来有“重男轻女”的现象,但对于独生子女家庭来说,不论是男孩还是女孩,都是家庭中“唯一的希望”,因此在资源分配上,并没有较大区别。此外,除居住和教育文化娱乐支出之外,其余支出项目并没有显著的子女性别特征,即子女性别角色与这几类消费支出决策无关。

5 结论

子女性别从多个维度影响家庭消费支出决策。首先,子女性别会影响家庭总消费支出(总消费支出不包括房产支出),男孩家庭的总消费支出比女孩家庭少。从中国的传统文化出发,结婚时女方收彩礼,男方买房买车的传统婚俗仍十分盛行,故潜在原因可能是男孩家庭为了给儿子准备婚房有更强的储蓄动机,从而减少了总消费支出。此外,成立家庭的男孩与原生家庭的经济联系更为紧密,父母为了平滑男孩结婚时期及成立家庭之后的各项消费支出,进行了预防性动机引发的储蓄,从而减少了家庭总消费支出。其次,子女性别对家庭不同支出项目产生不同程度的影响。对食品、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务这八项消费支出分别进行OLS和Tobit模型回归,Tobit回归结果显示,子女性别对居住和教育文化娱乐支出有显著影响。对于居住支出,女孩家庭在该项目上比男孩家庭支出多,即男孩家庭为了购买多套房产,会选择单价相对低的房子,从而会在物业管理费、住房装修、维修或扩建上比女孩家庭花费更少。

此外,家庭收入是影响家庭消费决策的重要因素,家庭收入与各项消费支出显著正相关。将户主的人口学特征作为解释变量对家庭消费决策进行分析时,发现教育水平对消费支出的影响多为显著的正向影响,即教育水平越高,越会促进各类消费的支出。家庭为农村户口相对城市来讲对各项消费支出显著负相关,即农村居民在各项消费支出比城市居民少。

本文从多个维度探究了子女性别对家庭支出决策的影响,为行为经济研究提供了理论框架。不足之处是没有探讨子女性别影响家庭消费支出决策的内在机制,这将是未来的研究方向。

参考文献

- [1] Sun A, Zhao Y. Divorce, abortion, and the child sex ratio: The impact of divorce reform in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2014, 120(5):53-69.
- [2] 金刻羽. 全面二孩政策将成拉动消费新引擎[N]. *中国贸易报*, 2016(3).
- [3] Karbownik K, Myck M. Who gets to look nice and who gets to play? Effects of child gender on household expenditures [J]. *Review of Economics of the Household*, 2016:1-20.
- [4] Modigliani F. The Life Cycle Hypothesis of Savings and the Inter-country Differences in the Savings Ratio[J]. *Applied Economics*, 1954.
- [5] Li L, Wu X. Gender of children, bargaining power, and intra-household resource allocation in China [J]. *Journal of Human Resources*, 2011, 46(2): 295-316.
- [6] Basu K. Gender and Say: a Model of Household Behaviour with Endogenously Determined Balance of Power [J]. *The Economic Journal*, 2006, 116(511):558-580.
- [7] Pasqua S. Gender Bias in Parental Investments in Children's Education: A Theoretical Analysis [J]. *Review of Economics of the Household*, 2005, 3(3):291-314.
- [8] Nelson J A. Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence [J]. *Econometric*, 1988, 56(6):1301-1314.
- [9] Fang, Fuqian. A study of inadequate consumer demand among Chinese residents -based on data for urban and rural areas in different provinces[J]. *Social Sciences in China*, 2009, 30(4):21-40.
- [10] Fu X, Li Y. An Econometric Analysis of the Consumption Difference in the Urban Household in China [M]. *Soft Computing in Information Communication Technology*. Springer Berlin Heidelberg, 2012.
- [11] 赵吉林, 桂河清. 中国家庭文化消费影响因素分析:来自 CHFS 的证据[J]. *消费经济*, 2014(6):25-31.
- [12] 吴智娟. 流动性约束与中国家庭的消费[D]. 西南财经大学, 2013.
- [13] Benito A. Does Job Insecurity Affect Household Consumption? [J]. *Oxford Economic Papers*, 2006, 58(1):157-181.
- [14] Wei ShangJin, Zhang Xiaobo. The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China [J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119(Volume 119, Number 3):511-564.
- [15] Linda Yueh. Parental investment in children's human capital in urban China[J]. *Applied Economics*, 2006, 38(18):2089-2111.
- [16] Browning M. Children and Household Economic Behavior [J]. *Journal of Economic Literature*, 1992, 30(3):1434-1475.
- [17] 张邦科, 邓胜梁, 陶建平. 我国城镇居民的消费收入弹性研究:1980 ~ 2008[J]. *统计与决策*, 2011(17):116-118.
- [18] 方亚琴. 以北京为例对中国城市女性消费主义倾向的实证研究[D]. 中国人民大学, 2005.
- [19] 何酉宁. 城镇居民受教育程度对家庭消费能力影响的研究[D]. 西南大学, 2006.
- [20] 田丰. 当前中国城乡家庭消费状况[N]. *光明日报*, 2009(1).

Child Gender and Household Expenditure Decision-making: Evidence from CHFS

Zou Wenjing Li Xue

(Center for Economics, Finance and Management Studies , Chang Sha / Hunan Province, 410000)

Abstract: Child takes part in household expenditure decision and will affect the allocation of a given budget. With the opening of two-child policy these days, the number of children and gender characteristics will influence household expenditure decision to a greater extent. Empirical studies in

foreign countries reveal the relationship of child gender, their parents' spending, household labor supply and economic transfer payment, while related research is scarce in domestic. Using 2011 China Household Finance Survey Datasets, this paper empirically studies the impacts of child gender on household expenditure choice in single-child family from two dimensions: household total expenditure and different category of household expenditure, controlling the Variables of household income, household head age, gender, education level and region. Consistent evidences indicate that families will make different spending decision-making toward gender difference. First of all, child gender will influence household total expenditure and boy's family consumes less than girls. Secondly, for different consumption category, child gender has an effect on residence expenses and education as well as entertainment expenditure.

Keywords: Household expenditure; Child gender; Tobit model