

母以子贵：性别偏好与妇女的家庭地位

——来自中国营养健康调查的证据

吴晓瑜 李力行*

摘要 基于中国普遍存在的对男孩的性别偏好，本文采用所生育小孩的性别作为妇女家庭地位和议价能力的度量指标，研究该指标对家庭内部资源分配及后果的影响。中国健康营养调查数据中有关家庭耐用品消费决策的信息表明，第一胎性别对妇女在家庭中的地位有重要作用。本文发现，当妇女的家庭地位随着生育男孩而提高后，家庭中食物支出份额会增加，该妇女营养摄入增加，而她的身体健康状况会变好。

关键词 性别偏好，妇女地位，家庭资源分配

一、引言

自从贝克尔(Becker, 1981)开始对家庭行为进行经济学分析以来，家庭成员的地位和相对议价能力以及所产生的后果一直是经济学家关注的一个重点。¹对于发展中国家来说，如何保障妇女和儿童获得足够的资源，对她们的身体健康和人力资本的积累有重要的意义。传统的一元家庭模型(unitary model)假定所有家庭成员共同具有一个效用函数和预算约束，他们之间资源分配的差异是家庭最优选择的结果。然而，实证证据大多不支持这一模型的结论，反而表明，家庭中的丈夫和妻子往往有不同的偏好(Quisumbing and Maluccio, 2003; Brown, 2008)。例如，妇女更愿意把家庭资源配置在营养、教育以及健康相关的支出上(Haddad *et al.*, 1997; Von Braun, 1988; Thomas, 1990)。这类区分家庭成员不同偏好的研究大多采用纳什议价模型(Nash bargaining model)作为理论框架。²

* 吴晓瑜，中央财经大学中国公共财政与政策研究院；李力行，北京大学国家发展研究院。通信作者及地址：李力行，北京市海淀区颐和园路5号北京大学中国经济研究中心，100871；电话：(010)62759485；E-mail: lilixing@ccer.pku.edu.cn。作者感谢本刊编辑和两位匿名审稿人的宝贵意见，以及教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“老年照料成本与照料者负担的人口经济学分析”(2009JJJD790001)的资助。

¹ 见吴桂英(2002)的文献综述。

² 关于纳什议价模型，参见 Manser and Brown (1980)和 Horney and McElroy (1981)。

在实证方面,研究的难点在于如何度量妇女的相对议价能力强弱及其家庭地位的高低。文献中常使用的度量指标包括劳动和非劳动收入以及个人在婚前所掌控的资产等。³然而,劳动收入明显直接受劳动供给的影响,非劳动收入和个人资产也受到前期劳动的影响,从而与当期的劳动供给相关。而劳动供给本身,要么是所关注的议价结果,要么会直接影响其他感兴趣的议价结果,例如消费、家务时间分配等。因此,这些度量指标存在内生性问题,很难区分出收入和资产的作用到底是通过议价能力所发生,还是通过直接的收入效应(Behrman, 1997)。另一些研究则试图利用家庭以外的一些冲击来识别家庭内部相对议价能力的变化。例如,法律对离婚后家庭财产分割的规定会影响家庭关系解散时夫妻双方的利益分配,从而对他们在家庭中的相对议价能力产生影响(Chiappori *et al.*, 2002)。

本文提出一个独特的指标来度量妇女在家庭内的地位以及夫妻之间的相对议价能力。在包括中国在内的一些发展中国家,由于长期存在的对男孩的性别偏好(son preference),导致“母以子贵”,也就是妇女的家庭地位会在很大程度上取决于她是否生育过男孩。性别偏好既有社会文化方面的原因,也可能来源于收入的考虑。一方面,男孩可以“传宗接代”,继承家族的姓氏(Bernhardt, 1995; Bray, 1997);另一方面,在传统农业经济中,男性劳动收入大大高于女性。即便在现代的城镇,由于女性在劳动力市场上受到的歧视(Gustafsson and Li, 2000; Maurer-Fazio and Hughes, 2002),女性对家庭的收入贡献也远不如男性。另外,在传统社会,男孩长大后会留在家里,但女孩出嫁后多半要离开父母,这也影响了她们对家庭的经济贡献。社会、文化和经济因素的共同作用,导致对男孩的性别偏好在一些国家非常严重。⁴

在存在性别偏好的情况下,一个妇女一旦生育男孩,她在家庭之中的地位可能提高,在丈夫所在家族中也会赢得尊重(Das Gupta *et al.*, 2003)。因此,本文假设妇女在家庭中的议价能力和地位受到所生孩子性别的影响。在中国,实施计划生育政策之后,生育数量受到限制(Wu and Li, 2011),性别偏好可能加强(Edlund *et al.*, 2007; Qian, 2008),因此小孩性别对妇女议价能力的影响可能更为重要。

尽管小孩性别在理论上是随机的,但在性别选择——例如违法鉴别胎儿性别和人工流产——存在的情况下,是否生育过男孩实际上是家庭选择的结果。影响性别偏好程度以及家庭生育选择的因素比较复杂,在不能完全控制这些因素的情况下,可能会由于遗漏变量(omitted variable)问题得到有偏的估计结

³ 例如, Haddad and Hodinott (1995), Schultz (1990), Folbre (1984), Von Braun (1988), Garcia (1990), Chau *et al.* (2007), Thomas *et al.* (2002), Zhang and Chan (1999), 齐良书(2005)等。

⁴ 性别偏好可能会引发人为的性别选择,以致产生性别比失衡的后果,相关讨论见 Ebenstein (2009)。

果。为此，我们并不直接使用是否生育过男孩作为度量妇女地位的指标，而是采用第一胎性别作为其代理变量。现有的一些研究表明，尽管性别选择在中国是比较普遍的现象，但发生在第一胎的性别选择并不严重（Ebenstein, 2007），而且第一胎的出生性别比在20世纪80年代是稳定和正常的（Meng, 2009），性别失衡主要是由第二胎及以后的性别选择所导致的（Chen *et al.*, 2010）。因此，第一胎的性别可以被看做是外生的，是一个合适的代理变量。

为了验证第一胎生育男孩会增加妇女的家庭地位和议价能力这一假设，我们估计了该变量对妇女在家庭耐用品消费决策的影响。我们发现，所生第一胎是男孩的妇女对这些决策的参与度和重要性都显著高于所生第一胎为女孩的妇女。这种情况在农村、独生子女和低收入家庭更明显，原因很可能来源于这些家庭有更强的性别偏好。小孩性别对妇女消费决策重要性的显著影响从一定程度上证明了把它用做议价能力衡量指标的合理性。另外，我们还检验了农村地区第一胎为女孩的家庭，发现第二胎生男孩同样会显著提高女性在耐用品消费决策中的重要性和参与度。

我们随后估计第一胎生男孩对妇女营养健康结果的作用，以此推断妇女在家庭中的相对议价能力对家庭内部资源分配的作用。然而，小孩性别可能通过家庭内部议价以外的渠道影响妇女的营养和身体健康。例如，男孩的出生意味着家庭未来预期收入的提高，这可能会增加家庭的支出，从而提高母亲以及其他家庭成员的营养水平。又如，孩子长大之后会替代母亲参加一些家务或非家务的劳动。女孩参加劳动的可能性与男孩不同，这将使得不同性别的小孩对母亲劳动供给的替代产生不同影响。妇女劳动供给的不同会进而影响到她们的健康状况。为了识别出通过议价能力产生的效果，我们采取如下两个办法。一是对比母亲和父亲受到小孩性别的影响。如果小孩性别通过预期收入对营养和健康产生影响，那么对丈夫应该也应该观测到类似的效果。二是排除掉一些大龄孩子的母亲的样本，以减少通过劳动供给渠道所产生的效果的可能混淆。

本文的研究结果表明，第一胎生男孩会显著提高母亲的营养摄入，并在一定程度上改善她们的身体健康，降低她们体重过轻的可能性。在尽力排除掉其他渠道的影响后，我们发现议价能力在其中起关键作用。这一结论具有重要的政策意义。前文已经提到，在预算约束比较紧的情况下，相对男性而言，妇女会倾向于在营养、健康、教育等方面多消费。因此，让妇女控制更多的家庭资源有助于提高家庭成员的人力资本。这也意味着，针对妇女开展的扶贫项目，其结果可能更加有助于提高人们的人力资本，得到长期的效果（Duflo, 2003; Khandker, 1998; Rubalcava *et al.*, 2009）。

本文的结构安排如下：第二部分介绍所采用的数据和变量，第三部分验证小孩性别对妇女相对议价能力的影响，第四部分估计小孩性别对营养和健康的作用，第五部分简要总结。

二、数据和变量

本文采用的是美国北卡罗来纳大学人口中心的中国健康营养调查(CHNS) 1993年, 1997年, 2000年, 2002年, 2006年的五期数据。本数据已被广泛使用, 因此对数据抽样等方面的描述在本文中从略。由于我们需要小孩性别这一重要信息, 因此我们的样本限定为至少有一个小孩的妇女。由于需要考察妇女在家庭中的相对地位, 我们的样本也限定在夫妻双方都在的家庭。在CHNS各年数据中, 只有1991年, 1993年, 1997年三次调查包含了关于家庭内部耐用品消费决策的信息。由于1997年数据中关于这些信息的缺省值很多, 而1991年的数据没有妇女的生育情况, 因此本文关于妇女在这些决策中的参与度和重要性的信息完全来自1993年的数据。针对多种耐用消费品, 调查问卷询问了在购买时是谁做的决定。这些耐用品包括了收录机/收音机、录像机、黑白电视机、彩色电视机、洗衣机、电冰箱、空调、缝纫机、电风扇、挂钟和照相机。备选答案有三个: 丈夫决策、妻子决策、共同决策。图1描述了这11种耐用品分别的消费决策分布比例以及总的分布比例。总的来说, 在超过一半的情况下, 决策是妻子和丈夫共同做出的。

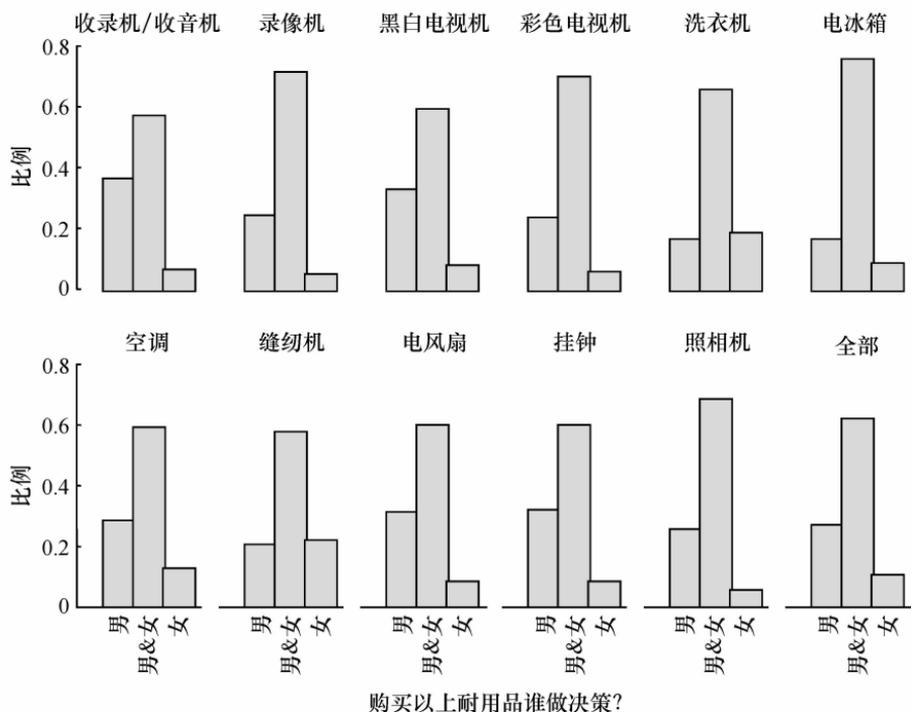


图1 家庭耐用品消费决策分布

为了集合利用这些反映各种耐用品消费决策的信息，我们构造出两个变量来度量妇女在家庭决策中的地位。第一个是妇女对耐用品消费决策的“参与度”，也就是把妇女独自决策或者共同决策视为参与，而参与度这一指标的取值就等于各种耐用品消费决策中妇女参与的平均比例（缺省值不计入，下同）。例如，某户人共汇报了10种耐用品的消费决策情况，其中丈夫独自决策了3种耐用品的消费，妻子独自决策了2种，两人共同决策了5种，那么该妇女的参与度为0.7。第二个变量则是妇女在耐用品消费决策中的“重要性”。我们把妇女独自决策的情况取值为1，共同决策的取值为0，丈夫单独决策的则取值为-1。对所有耐用品取平均值就得到了重要性指标。在上面的例子中，妇女的决策重要性指标取值为-0.1。这两个指标的取值越高，代表妇女在家庭耐用品消费中的决策地位越高。表1是对这两个变量的一个统计描述。妇女平均参与度为0.678，也就是大致参与了2/3的决策，而妇女在决策中平均的重要性为-0.230，也就是说妇女平均做的决策少于男性。参与度与重要性这两个指标之间的相关系数为0.87。考虑到样本中许多家庭并没有完整的耐用品消费决策信息，我们列出了购买超过两种耐用品的家庭这两个指标的均值，其大小与整体样本基本一样。表1还进一步列出了这11种耐用品各自的重要性指标。可以看出，妇女较常做决策的耐用品是洗衣机和缝纫机，这当然在一定程度上反映了妇女的专业分工和对这些用品的使用频率。尽管如此，对所有耐用品取平均数得到的重要性取值，仍然可以反映出妇女在家庭决策中的相对地位。

表1 妇女对耐用品消费决策的统计描述 (CHNS 1993)

	均值	标准差	观测值
参与度指标	0.678	0.429	1447
其中:购买两种以上耐用品的家庭	0.685	0.416	1160
参与耐用品消费决策的重要性指标	-0.230	0.525	1447
其中:购买两种以上耐用品的家庭	-0.222	0.502	1160
收录机/收音机	-0.273	0.598	619
录像机	-0.246	0.531	65
黑白电视机	-0.287	0.572	805
彩色电视机	-0.147	0.494	389
洗衣机	-0.015	0.580	474
电冰箱	-0.065	0.455	261
空调器	-0.267	0.704	15
缝纫机	-0.017	0.650	746
电风扇	-0.247	0.579	1007
挂钟	-0.325	0.567	573
照相机	-0.186	0.609	102

注:重要性指标的取值如下:如果妇女独自决策取值为1,共同决策的取值为0,丈夫单独决策的则取值为-1。

其他数据的统计描述见表2。我们对家庭中的女性和男性分别统计其均值和标准差。对营养摄入的度量主要有两个,一是每日卡路里摄入量,另外一个为每日蛋白质摄入量,前者反映总的能量摄入,后者反映摄入营养的质量。女性和男性的日均卡路里摄入分别是2340卡和2652卡,而蛋白质摄入分别是67.7克和77.2克。身体健康指标方面,身体质量指数(BMI)是常用的体重指标。对中国人而言,常用的体重正常标准是BMI处于20—25。低于20是体重过轻,高于25则是体重过重,高于30则是肥胖。体重过轻通常由营养不良导致,同时也常常反映身体具有潜在的疾病;肥胖则会导致较高的死亡率和慢性病的发病率。对中国人而言,由于长期受到营养不良的影响,体重偏重在某种程度上并非一个坏指标。在我们的样本中,女性平均BMI是22.37,其中大约20%体重过轻,18%体重过重,1.1%肥胖。血压也是重要的健康指标,本文中定义其正常范围是收缩压90—120毫米汞柱,舒张压60—80毫米汞柱,超出相应的范围则为高血压或低血压。我们的样本中,12.3%的妇女是低血压,4.1%为高血压。另外还有一个健康指标是受访者自己汇报的是否曾经被诊断为高血压,其中女性汇报的比例为1.2%。对营养和身体健康以外的变量而言,样本中女性平均年龄大约38岁,受教育大约7年,汉族比例约86%,居住在农村的比例75%,人均年收入按照2006年不变价是3890元。曾经生育过男孩的比例77%。第一胎是男孩比例比较正常,约为50.8%。最后,由于丈夫是否外出务工可能对家庭内部议价能力产生影响(Chen, 2006),我们也总结了外出的情况。大约15%的男性在过去一年中至少外出1个月以上,平均外出时间略高于1个月。

表2 数据描述(CHNS 1993, 1997, 2000, 2004, 2006)

	女性			男性		
	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值
营养指标						
每日卡路里摄入量	2340	713.7	10022	2652	803.9	9518
每日蛋白质摄入量	67.7	22.6	10011	77.2	25.6	9498
身体健康指标						
BMI	22.37	2.882	9822	22.55	50524	9518
是否体重过轻	0.204	0.403	9822	0.161	0.367	9518
是否体重过重	0.179	0.383	9822	0.141	0.348	9518
是否肥胖	0.011	0.103	9822	0.014	0.117	9822
是否低血压	0.123	0.329	9256	0.054	0.226	7916
是否高血压	0.041	0.199	9256	0.081	0.273	7916
是否诊断为高血压	0.012	0.252	9231	0.011	0.241	6122
其他变量						
年龄	37.6	6.4	10022	39.5	7.0	9518
教育年限	6.613	4.783	10022	8.488	4.030	9518

(续表)

	女性			男性		
	均值	标准差	观测值	均值	标准差	观测值
是否汉族	0.858	0.349	10 022	0.866	0.341	9 518
是否农村	0.749	0.434	10 022	0.736	0.441	9 518
人均收入(万元)	0.389	0.435	10 022			
是否和父母住一起	0.016	0.125	10 022			
是否曾生育男孩	0.771	0.420	10 022			
是否第一胎是男孩	0.508	0.500	10 022			
第一个孩子年龄	12.315	5.935	10 022			
是否外出				0.153	0.360	1 447
外出时间(月)				1.112	3.176	1 447

注：所有以“是否”开头的变量都是 0—1 变量。“外出”定义为过去一年至少一个月不在家。外出信息仅 1993 年可得。人均收入是 2006 年的不变价。

三、用小孩性别度量母亲的家庭地位

为了验证孩子性别是否可以度量其母亲在家庭中的地位，我们采用如下方程估计第一胎生男孩对母亲在家庭耐用品消费中决策地位的作用：

$$Y = \alpha \times \text{FirstBoy} + X\beta + \epsilon, \quad (1)$$

式 (1) 中 Y 代表妇女在家庭耐用品消费决策中的重要性或参与度指标， FirstBoy 代表妇女第一胎是否是男孩。 X 代表在回归分析中控制一些可能影响消费决策的变量，例如丈夫是否外出、外出时间、男孩数量、女孩数量、家庭人口数量、是否独生子女家庭、是否居住在农村、是否和夫妻一方的父母住在一起、是否汉族、家庭人均年收入、夫妻双方年龄、受教育年限、年龄差、教育年限差、省份 dummy 和妇女职业 dummy 等。由于家庭结构随时间的变化非常小，因此我们没有利用该数据的面板特征，而是把各年数据简单组合在一起使用。

表 3 显示了回归分析的结果。针对两个被解释变量，第 (1)、(2) 列分别汇报了第一胎是男孩的估计结果。回归结果显示，第一胎是男孩会显著提高妇女在耐用品消费决策中的重要性和参与度。生育男孩会使得妇女决策的重要性增加大约 12.4%，相对于平均值 -0.230，妇女在决策中的重要性得到显著提高。第 (2) 列的回归结果则显示，第一胎为男孩的妇女参与耐用品消费决策的比例高出第一胎为女孩的妇女 6.9 个百分点。对控制变量而言，居住在农村的妇女平均决策权较弱，教育年限的差别也有显著作用，汉族妇女的决策地位相对较高。

考虑到农村和城市生育政策的差异，即大多数农村地区允许第一胎为女孩的家庭生第二个孩子，我们还重点考察了农村地区第一胎为女孩的家庭。表 3 的第 (3)、(4) 列结果显示，在这些家庭，如果第二胎为男孩，女性的

地位也将得到显著提高。相对于第二胎为女孩的家庭,母亲决策的重要性指标和参与度指标分别上升18.1和16.1个百分点。

由于农村地区一般来说对男孩有更强的偏好,因此在第一胎为女孩的家庭,第二胎生育男孩会使得该女性的地位提高更多,从而“第二胎生育男孩”的系数会高估对女性地位的影响。基于这一考虑,该结果仅作为参考,以下的第四部分没有专门考察这类家庭。

表3 孩子性别对母亲在家庭耐用品消费决策中作用的影响(CHNS 1993)

	全部样本		农村样本 & 第一胎为女孩	
	(1)重要性指标	(2)参与度指标	(3)重要性指标	(4)参与度指标
第一胎是男孩	0.124*** (0.037)	0.069** (0.030)		
第二胎是男孩			0.181** (0.076)	0.161** (0.065)
丈夫外出	-0.058 (0.065)	-0.072 (0.053)	-0.045 (0.119)	-0.063 (0.102)
外出时间长度	0.005 (0.007)	0.004 (0.006)	0.005 (0.013)	-0.003 (0.011)
男孩数量	-0.041 (0.031)	-0.014 (0.025)	-0.053 (0.060)	-0.015 (0.051)
女孩数量	0.061** (0.026)	0.058*** (0.022)	0.051 (0.038)	0.031 (0.032)
家庭人口数量	-0.000 (0.014)	-0.006 (0.011)	-0.017 (0.023)	-0.006 (0.019)
独生子女家庭	0.053 (0.048)	0.057 (0.040)	-0.029 (0.105)	0.049 (0.090)
农村	-0.078** (0.036)	-0.099*** (0.029)		
和父母住一起	0.135 (0.115)	0.137 (0.095)	0.473** (0.234)	0.317 (0.200)
汉族	0.184*** (0.045)	0.106*** (0.037)	0.139* (0.072)	0.146** (0.062)
家庭人均收入	0.102 (0.066)	0.120** (0.054)	0.325** (0.140)	0.428*** (0.120)
受教育年限	-0.002 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.023*** (0.008)	-0.014** (0.007)
受教育年限差(丈夫-妻子)	-0.009*** (0.003)	-0.004* (0.002)	-0.014*** (0.005)	-0.008* (0.004)
年龄	-0.004 (0.003)	-0.005** (0.002)	-0.022*** (0.005)	-0.018*** (0.004)
年龄差(丈夫-妻子)	-0.004 (0.005)	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.010)	0.008 (0.009)
观测值	1434	1434	521	521
R ²	0.131	0.131	0.184	0.186

注:所有回归控制了省份 dummy 和妇女职业 dummy。括号中是标准误差。*代表 p 值 <0.1 ,**代表 p 值 <0.05 ,***代表 p 值 <0.01 。

由于不同特征家庭的性别偏好程度也不一样，有必要通过分组比较来研究性别偏好在小孩性别影响妇女决策地位中的作用（见表4）。我们把样本分为不同的组（农村与城镇，独生子女家庭与多子女家庭，低收入家庭与高收入家庭）来检测小孩性别对妇女在家庭耐用品消费决策中的重要性和参与度的异质作用，但保持模型设定与表3中的第（1）列一致。为节约空间起见，我们在表中只汇报第一胎是男孩这一个变量的估计系数和标准误差，其他控制变量的估计结果从略。首先是比较农村与城镇家庭。一般来说，由于文化原因，农村性别偏好比城镇强（Arnold and Liu, 1986）。表4显示，生育过男孩在农村会显著影响妇女在耐用品消费决策中的重要性和参与度，而在城镇的影响则不显著。其次是比较多子女家庭与独生子女家庭。独生子女家庭由于孩子数量少，可能性别偏好得到加强；但也有另外一种可能，那就是多子女家庭之所以小孩多，是因为对男孩的偏好提高了其生育率，因此其性别偏好应该更强。这两种可能性加总的效果如何，我们并没有先验的判断，留待实证检查。表4中的实证结果显示，独生子女家庭中生育过男孩对妇女决策地位的影响比多子女家庭重要，这可能说明前者的性别偏好更强。表4的最后，我们比较低收入家庭与高收入家庭，其划分是按照样本中家庭收入的中位数。结果显示，生育过男孩的影响在低收入家庭中更为重要。总结来看，在农村、独生子女、低收入家庭中，小孩性别对母亲的家庭决策地位的影响要高于城镇、多子女、高收入家庭，这也反映了性别偏好的强弱。

表4 孩子性别对母亲在家庭耐用品消费决策中作用的影响——分组结果（CHNS 1993）

	重要性指标		参与度指标	
	(1)农村	(2)城镇	(3)农村	(4)城镇
第一胎是男孩	0.114*** (0.042)	0.041 (0.074)	0.070** (0.035)	-0.056 (0.058)
观测值	1057	377	1057	377
R ²	0.121	0.233	0.113	0.246
	独生子女家庭	多子女家庭	独生子女家庭	多子女家庭
第一胎是男孩	0.118*** (0.039)	0.093 (0.192)	0.069** (0.033)	0.092 (0.151)
观测值	291	1143	291	1143
R ²	0.151	0.128	0.125	0.175
	低收入家庭	高收入家庭	低收入家庭	高收入家庭
第一胎是男孩	0.141** (0.056)	0.106** (0.046)	0.101** (0.044)	0.031 (0.040)
观测值	659	775	659	775
R ²	0.168	0.196	0.160	0.167

注：本表所显示的回归分析中，控制变量和模型设定都类似表3。括号中是标准误差。*代表 p 值 < 0.1 ，**代表 p 值 < 0.05 ，***代表 p 值 < 0.01 。

四、小孩性别对母亲营养和身体健康的影响

在这一部分中,我们考察小孩性别对家庭内部资源分配的影响,主要是对资源分配的后果——包括营养摄入量和身体健康状况方面的指标——进行估计。现有的文献已经发现,孩子的健康会因为母亲在家庭中地位的加强而改善(Thomas, 1990, 1994; Haddad and Hoddinott, 1995; Duflo, 2003),本文集中研究妇女本人的营养和身体健康结果。我们采用的回归方程是:

$$H = \theta \times \text{FirstBoy} + Z\gamma + e, \quad (2)$$

H 代表营养健康的指标。同前面的估计一样, FirstBoy 代表第一胎是否生育男孩。 Z 代表各种可能影响营养健康结果的个人、家庭和地区变量。与式(1)中控制变量 X 相比, Z 不再包括外出变量以及夫妻的年龄差和教育差,因为这些变量不太可能直接影响营养健康的结果。同时,我们继续控制家庭人口数量,但不再单独控制男女孩各自的数量,因为这些变量影响母亲营养健康的渠道都跟家庭人口数量类似。

(一) 对营养摄入的影响

我们度量营养摄入的指标为卡路里或者蛋白质的摄入量。为了让估计出来的参数 θ 更容易解释,我们对摄入量取对数,此时 θ 代表由于生育男孩所导致的营养摄入的百分比变动。

表5列出了回归结果。其中,第(1)列和第(3)列使用了1993—2006年各年的数据。可以看出,生育过男孩的影响是显著为正的,其效果大致是增加卡路里摄入量1.9%,增加蛋白质摄入量2.2%。同时,我们也估计了以女性在耐用品消费中的重要性为代表的议价能力对女性营养摄入的影响。第(2)和第(4)列的结果显示,妇女参与家庭决策的重要性指标对其营养摄入也有显著影响。由于该变量仅在1993年可得,我们无法对全样本进行估计。

表5 孩子性别对母亲营养摄入的影响

	Log(卡路里摄入量)		Log(蛋白质摄入量)	
	(1) 1993—2006	(2) 1993	(3) 1993—2006	(4) 1993
第一胎是男孩	0.019*** (0.006)		0.022*** (0.007)	
参与耐用品消费决策的重要性		0.027** (0.013)		0.034** (0.015)
家庭人口数量	-0.006** (0.003)	-0.005 (0.006)	0.003 (0.003)	0.009 (0.007)
独生子女家庭	-0.047*** (0.008)	-0.014 (0.021)	-0.011 (0.009)	0.050** (0.024)

(续表)

	Log(卡路里摄入量)		Log(蛋白质摄入量)	
	(1) 1993—2006	(2) 1993	(3) 1993—2006	(4) 1993
农村	0.043*** (0.007)	0.069*** (0.018)	-0.003 (0.008)	0.049** (0.020)
和父母住一起	-0.062*** (0.023)	-0.170*** (0.055)	-0.066** (0.026)	-0.210*** (0.062)
汉族	-0.022** (0.010)	-0.048** (0.022)	0.043*** (0.011)	-0.011 (0.025)
家庭人均收入	-0.004 (0.007)	-0.040 (0.033)	0.042*** (0.008)	0.028 (0.037)
受教育年限	-0.005*** (0.001)	-0.012*** (0.002)	0.000 (0.001)	-0.007*** (0.002)
年龄	-0.002*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002 (0.001)
观测值	10 022	1 698	10 011	1 698
R ²	0.106	0.108	0.072	0.069

注：其他未列出的控制变量包括省份 dummy 和妇女职业 dummy。括号中是标准误差。* 代表 p 值 < 0.1 ，** 代表 p 值 < 0.05 ，*** 代表 p 值 < 0.01 。

表 6 进行多种分组估计，以检验表 5 中效果的稳健性。首先我们分别对农村和城镇妇女样本做估计。农村妇女样本的估计结果与表 5 类似，第一胎是男孩对营养摄入有显著影响。相反的，在城镇妇女样本里没有发现任何显著的结果。这说明，城镇中小孩性别对妇女议价能力的影响太小，对妇女的营养摄入产生的作用不大。

表 6 孩子性别对父母营养摄入的影响——分组效果

	Log(卡路里摄入量)		Log(蛋白质摄入量)	
	(1) 1993—2006	(2) 1993	(3) 1993—2006	(4) 1993
农村妇女样本				
第一胎是男孩	0.013** (0.007)		0.023*** (0.008)	
参与耐用品消费决策的重要性		0.032** (0.015)		0.036** (0.016)
观测值	7 505	1 283	7 495	1 283
R ²	0.115	0.127	0.096	0.133
城镇妇女样本				
第一胎是男孩	0.011 (0.010)		-0.002 (0.011)	
参与耐用品消费决策的重要性		-0.001 (0.026)		0.018 (0.031)
观测值	3 273	415	3 271	415
R ²	0.116	0.172	0.079	0.083

(续表)

	Log(卡路里摄入量)		Log(蛋白质摄入量)	
	(1) 1993—2006	(2) 1993	(3) 1993—2006	(4) 1993
农村男性样本				
第一胎是男孩	0.014 (0.010)		0.012 (0.011)	
参与耐用品消费决策的重要性		0.012 (0.024)		0.010 (0.026)
观测值	7 640	1 168	7 620	1 160
R ²	0.100	0.154	0.107	0.179
城镇男性样本				
第一胎是男孩	0.001 (0.010)		-0.005 (0.012)	
参与耐用品消费决策的重要性		-0.037 (0.027)		-0.049 (0.030)
观测值	2 919	395	2 916	393
R ²	0.104	0.125	0.088	0.114
小孩年龄低于18岁的妇女样本				
第一胎是男孩	0.016** (0.007)		0.016** (0.008)	
参与耐用品消费决策的重要性		0.035** (0.014)		0.040** (0.016)
观测值	7 350	1 568	7 341	1 568
R ²	0.093	0.109	0.058	0.072

注:控制变量和模型设定都类似表5。括号中是标准误差。*代表 p 值 <0.1 ,**代表 p 值 <0.05 ,***代表 p 值 <0.01 。

正如前文所述,通过对比男性和女性的结果,可以区分小孩性别到底是不是通过家庭内的相对议价能力在起作用。表6汇报了第一胎为男孩对农村男性和城镇男性营养摄入的影响。通过比较男性和女性的结果可以看出,第一胎是男孩对其父亲营养摄入的影响并不显著,这说明生男孩能够提高女性的相对地位。

在另外一项稳健性检验中,我们去掉那些孩子已经成年的妇女。这是因为,家庭劳动供给的改变可能会对营养健康产生影响;而在孩子尚未成年的家庭中,这种由于孩子参加劳动对母亲劳动供给产生的影响比较小,有助于降低其他作用渠道对孩子性别所产生作用的混淆。表6最后一部分显示的结果表明,前文的发现是稳健的。第一胎是男孩对母亲的营养摄入影响为正,其数量大小约1.6%。

(二)对身体健康状况的影响

营养摄入的增加并不等于健康的改善。近年来,肥胖人群的增多引起了对肥胖以及相关的高血压等慢性病越来越多的关注。健康的度量指标包括了是否体重过轻、是否体重过重、是否肥胖、是否低血压、是否高血压以及是

否诊断为高血压等 6 个指标，这些指标都是二元变量，取值为 1 时代表有上述症状。由于采用 probit 或者 logit 模型求出的边际效果（marginal effect）与线性模型的估计结果类似，我们在这里只汇报线性模型的结果（见表 7）。

表 7 孩子性别对母亲身体健康状况的影响

	(1) 体重 过轻	(2) 体重 过重	(3) 肥胖	(4) 低 血压	(5) 高 血压	(6) 诊断为 高血压
全部样本						
第一胎是男孩	-0.011**	-0.008	-0.003	-0.001	-0.003	0.001
	(0.005)	(0.008)	(0.002)	(0.007)	(0.004)	(0.004)
观测值	10 078	10 078	10 078	9 878	9 878	9 859
R ²	0.024	0.048	0.008	0.028	0.032	0.011
农村样本						
第一胎是男孩	-0.014**	-0.007	-0.002	-0.006	-0.003	-0.005
	(0.006)	(0.009)	(0.002)	(0.008)	(0.005)	(0.004)
观测值	7 549	7 549	7 549	7 445	7 445	7 351
R ²	0.032	0.053	0.009	0.034	0.033	0.014
城镇样本						
第一胎是男孩	-0.002	-0.007	-0.006	0.019	0.001	0.017
	(0.008)	(0.016)	(0.004)	(0.013)	(0.009)	(0.014)
观测值	2 529	2 529	2 529	2 433	2 433	2 508
R ²	0.020	0.052	0.015	0.031	0.040	0.030
1993 年样本						
参与耐用品消费决策的 重要性	-0.018**	0.017	0.004	0.018	-0.013*	-0.006
	(0.009)	(0.014)	(0.003)	(0.014)	(0.008)	(0.005)
观测值	2 386	2 386	2 386	2 279	2 279	2 260
R ²	0.052	0.055	0.016	0.035	0.043	0.030

注：控制变量和模型设定都类似表 5。括号中是标准误差。* 代表 p 值 < 0.1 ，** 代表 p 值 < 0.05 ，*** 代表 p 值 < 0.01 。

回归结果显示，第一胎是男孩的妇女，其体重过轻的比例偏低大约 1.1 个百分点，这与前面发现的她们营养摄入增加的结果是一致的。同时，该影响在农村比在城镇更大，也更显著。就体重过重和肥胖而言，第一胎是男孩的影响不显著。由于对中国妇女而言，体重过轻相对于肥胖来说是更为重要的健康问题，因此我们主要基于体重过轻这一指标做出判断——妇女家庭地位的提高导致营养摄入增加和健康变好。影响血压的因素较多，例如工作压力、饮食中的盐分结构等。因此，尽管大部分估计值都是我们所期望的负号，但是并不显著。总的来说，对健康状况的估计结果不如营养摄入那么显著，但总体上来说，与生育男孩会提高妇女获取的家庭内部资源、从而改善了健康的假设是一致的。在表 7 的最后，我们采用 1993 年样本考察参与耐用品消费决策的重要性这一指标的作用，发现其效果与第一胎是男孩的效果是一致的。

(三) 对家庭支出结构的影响

最后,我们考察小孩性别对家庭支出结构的影响。1993年和1997年的CHNS数据提供了家庭中食物和烟酒等支出的信息,据此我们可以计算出家庭的支出结构,从而为家庭成员营养与健康的改变机制提供进一步的证据。表8分农村和城镇样本汇报了第一胎生育男孩对家庭支出结构的影响。前三列分别汇报了对食物、香烟、酒类支出额的对数值的回归结果,而后三列则汇报了对这三类支出比例的回归。在这里,食物支出比例定义为食物支出占这三类支出总和的比例,烟、酒支出比例的定义也类似。表8显示,第一胎是男孩的家庭对食物的支出额显著上升,对香烟的支出额和支出比例均显著下降,对酒类的支出没有显著的影响。相对于城镇来说,农村样本家庭支出结构受小孩性别的影响较为显著一些。最后,对于1993年样本而言,参与耐用品消费决策的重要性这一指标增加家庭中食物的支出额,同时显著减少香烟的支出额。这些证据与生育男孩提高了妇女的议价能力,而妇女又偏好营养健康方面的支出的假设是一致的(Strauss, 2009)。

表8 孩子性别对家庭支出结构的影响(CHNS 1993, 1997)

	Log(月支出额)			支出比例		
	(1) 食物	(2) 香烟	(3) 酒类	(4) 食物	(5) 香烟	(6) 酒类
全部样本						
第一胎是男孩	0.027*	-0.058**	0.015	-0.001	-0.008***	0.009
	(0.015)	(0.029)	(0.054)	(0.009)	(0.003)	(0.010)
观测值	4 953	3 456	3 334	2 523	2 523	2 523
R ²	0.261	0.234	0.098	0.113	0.061	0.104
农村样本						
第一胎是男孩	0.032*	-0.049	0.033	-0.003	-0.008***	0.011
	(0.019)	(0.034)	(0.060)	(0.010)	(0.003)	(0.011)
观测值	3 683	2 553	2 442	1 851	1 851	1 851
R ²	0.251	0.224	0.123	0.136	0.086	0.132
城镇样本						
第一胎是男孩	0.000	-0.090*	-0.099	0.012	-0.005	-0.008
	(0.024)	(0.054)	(0.111)	(0.018)	(0.006)	(0.021)
观测值	1 270	903	892	672	672	672
R ²	0.323	0.368	0.161	0.158	0.108	0.129
1993年样本						
参与耐用品消费决策的重要性	0.044*	-0.099*	0.194*	-0.023	-0.006	0.029
	(0.025)	(0.054)	(0.102)	(0.016)	(0.005)	(0.018)
观测值	1 536	1 133	1 036	813	813	813
R ²	0.224	0.211	0.107	0.173	0.120	0.162

注:控制变量和模型设定都类似表5。括号中是标准误差。*代表 p 值 <0.1 ,**代表 p 值 <0.05 ,***代表 p 值 <0.01 。

五、结 论

本文基于中国长期存在的性别偏好现象，找到一个外生的变量——妇女所生第一胎孩子的性别，作为度量妇女在家庭内部相对议价能力的一个新指标，并利用该指标估计了妇女地位提高对于家庭资源分配以及营养和健康后果的影响。我们采用了多种办法来识别出第一胎为男孩通过改变家庭内部妇女地位这一渠道对营养健康的因果作用。本文发现议价能力对家庭成员的营养和健康有显著影响，这就在家庭内部资源分配的设定下验证了纳什议价模型。我们发现，第一胎为男孩的妇女在家庭消费中的决策地位更高，营养摄入更多，而身体健康状况更好。该结果在农村比较显著，在城镇则不然。

在发展中国家，家庭预算比较拮据，妇女会倾向于选择多消费在营养健康等以及和人力资本相关的项目上。本文的结果说明，妇女地位提高对于提高她们的人力资本水平有帮助，而这在长期会有助于减少性别歧视和消除贫困。因此，提高妇女在家庭中的议价能力，或是让更多的资助直接发放给她们，可能会提高反贫困项目的作用。

参 考 文 献

- [1] Arnold, F. and Z. Liu, "Sex Preference, Fertility, and Family Planning in China", *Population and Development Review*, 1986, 12(2), 221—246.
- [2] Becker, G., *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1991.
- [3] Behrman, J., "Intrahousehold Distribution and the Family", in Rosenzweig, M., and O. Stark, (eds.), *Handbook of Family and Population Economics*. Amsterdam: Elsevier Science B. V., 1997, 125—187.
- [4] Bernhardt, K., "The Inheritance Rights of Daughters", *Modern China*, 1995, 21(3), 269—309.
- [5] Bray, F., *Technology and Gender: Fabrics of Power in Late Imperial China*. Berkeley, CA: University of California Press, 1997.
- [6] Brown, P., "Dowry and Intrahousehold Bargaining: Evidence from China", *Journal of Human Resources*, 2008, 44(1), 25—46.
- [7] Chau, T., H. Li, P. Liu, and J. Zhang, "Testing the Collective Model of Household Labor Supply: Evidence from China", *China Economic Review*, 2007, 18(4), 389—402.
- [8] Chen, J., "Migration and Imperfect Monitoring: Implications for Intra-Household Allocation", *American Economic Review*, 2006, 96(2), 227—231.
- [9] Chen Y., Z. Jin, and Y. Yue, "Peer Migration in China", NBER Working Paper No. 15671, 2010.

- [10] Chiappori, P., B. Fortin, and G. Lacroix, "Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply", *Journal of Political Economy*, 2002, 110(1), 37—72.
- [11] Das Gupta, M., Z. Jiang, B. Li, Z. Xie, W. Chung, and H. Bae, "Why is Son Preference So Persistent in East and South Asia? A Cross-Country Study of China, India and the Republic of Korea", *Journal of Development Studies*, 2003, 40(2), 153—187.
- [12] Duflo, E., "Grandmothers and Granddaughters: Old Age Pension and Intra-Household Allocation in South Africa", *World Bank Economic Review*, 2003, 17(1), 1—25.
- [13] Ebenstein, A., "Fertility Choices and Sex Selection in Asia: Analysis and Policy", Mimeo, University of Berkeley, 2007.
- [14] Ebenstein, A., "The 'Missing Girls' of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy", *Journal of Human Resources*, 2009, 45(1), 87—115.
- [15] Edlund, L., H. Li, J. Yi, and J. Zhang, "Sex Ratios and Crime: Evidence from China's One-Child Policy", IZA Discussion Paper No. 3214, 2007.
- [16] Folbre, N., "Market Opportunities, Genetic Endowments, and Intrafamily Resource Distribution: Comment", *American Economic Review*, 1984, 74(3), 518—520.
- [17] Garcia, M., "Resource Allocation and Household Welfare: A Study of Personal Sources of Income on Food Consumption, Nutrition, and Health in the Philippines", Mimeo, Institute of Social Science, The Hague, 1990.
- [18] Gustafsson, B., and S. Li, "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China", *Journal of Population Economics*, 2000, 13(2), 305—329.
- [19] Haddad, L., and J. Hoddinott, "Does Female Income Share Influence Household Expenditures? Evidence from Cote D'Ivoire", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1995, 57(1), 77—95.
- [20] Haddad, L., J. Hoddinott, and H. Alderman, *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods, and Policy*. Baltimore and London: John Hopkins University Press, 1997.
- [21] Horney, M., and M. McElroy, "Nash-Bargained Household Decision: Toward a Generalization of the Theory of Demand", *International Economic Review*, 1981, 22(2), 333—349.
- [22] Khandker, S., *Fighting Poverty with Microcredit Experience in Bangladesh*. New York: Oxford University Press for the World Bank, 1998.
- [23] Manser, M., and M. Brown, "Marriage and Household Decision Making: A Bargaining Analysis", *International Economic Review*, 1980, 21(1), 31—44.
- [24] Maurer-Fazio, M., and J. Hughes, "The Effects of Market Liberalization on the Relative Earnings of Chinese Women", *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(4), 709—731
- [25] Meng, L., "Prenatal Sex Selection and Missing Girls in China: Evidence from the Diffusion of Diagnostic Ultrasound", Mimeo, University of Maryland, 2009.
- [26] 齐良书, "议价能力变化对家务劳动时间配置的影响——来自中国双收入家庭的经验证据",《经济研究》,2005年第9期,第78—90页。
- [27] Qian, N., "Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Income on Sex Imbalance", *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(3), 1251—1285.

- [28] Quisumbing, A., and J. Maluccio, “Resources at Marriage and Intra-household Allocation: Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Indonesia, and South Africa”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2003, 65(3), 283—328.
- [29] Rubalcava, L., G. Teruel, and D. Thomas, “Investments, Time Preferences, and Public Transfers Paid to Women”, *Economic Development and Cultural Change*, 2009, 57(3), 507—538.
- [30] Schultz, P., “Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility”, *Journal of Human Resources*, 1990, 25(4), 599—634.
- [31] Strauss, J., “New Issues in Health and Development”, Mimeo, University of Southern California, 2009.
- [32] Thomas, D., “Intra-Household Resource Allocation: an Inferential Approach”, *Journal of Human Resources*, 1990, 25(4), 635—664.
- [33] Thomas, D., “Like Father, Like Son or Like Mother, Like Daughter: Parental Education and Child Health”, *Journal of Human Resources*, 1994, 29(4), 950—989.
- [34] Thomas, D., D. Contreras, and E. Frankenburg, “Distribution of Power within the Household and Child Health”, Mimeo, UCLA, 2002.
- [35] Von Braun, J., “Effects of Technological Change in Agriculture on Food Consumption and Nutrition: Rice in a West African Setting”, *World Development*, 1988, 16(9), 1083—1098.
- [36] Wu, X., and L. Li, “Family Size and Maternal Health: Evidence from the One-Child Policy in China”, *Journal of Population Economics*, 2011, forthcoming.
- [37] 吴桂英, “家庭内部决策理论的发展和运用: 文献综述”, 《世界经济文汇》, 2002年第2期, 第70—80页。
- [38] Zhang, J., and W. Chan, “Dowry and Wife’s Welfare: A Theoretical and Empirical Analysis”, *Journal of Political Economy*, 1999, 107(4), 786—808.

Son Preferences, Women’s Intra-Household Bargaining Power and Its Impacts on Nutrition and Health

XIAOYU WU

(*Central University of Finance and Economics*)

LIXING LI

(*Peking University*)

Abstract Based on China’s long-standing social norm of son preferences, this paper proposes a unique measure of women’s bargaining power that is related to the gender of children she has given birth to. Evidence from household durable good decisions in the CHNS data

suggests that the gender of a woman's first child serves as a good measure for her relative bargaining power. As her family status improves, the household food expenditure increases, her nutrient intakes increases, and her health condition becomes better.

JEL Classification O15, J16, D31