

# 子女数量对农村家庭经济决策的影响

## ——兼谈对“二孩政策”的启示

张海峰 梁若冰 林细细

**内容提要:** 生育政策的放开会通过家庭经济决策的变化影响经济增长,而在目前国内需求不足、产能过剩的背景下,家庭消费对经济增长的拉动作用显得尤为重要。本文选择2013CHIP农村调查数据,研究二孩及以上孩次在未进入劳动力市场阶段对家庭经济行为的影响。在利用工具变量研究后发现,在子女抚养阶段,子女数量增多对家庭储蓄率显著呈负向影响,并通过了熵平衡法、倾向得分法、分位数回归法等稳健性检验。从家庭收入的来源和开支进行机制研究,分析对家庭消费支出产生的异质性影响,发现在食品、衣着、教育文化和其他用品服务上的消费支出显著增加,预示着对相关行业需求拉动作用将比较明显。在“二孩政策”实施后,本文的结论将有助于研究农村家庭储蓄和消费的变化趋势,及预期对经济需求的拉动作用,为公共政策制定者提供一定的政策指引。

**关键词:** 子女数量; 家庭储蓄率; 消费支出 “二孩政策”

DOI: 10.19365/j.issn1000-4181.2019.03.06

## 一、引言

中国家庭储蓄率从1990年16%攀升到2007年30%(Wei & Zhang, 2011),GDP保持在8%以上的增长速度,2010年经济总量更是达到世界第二,中国的经济快速发展与高储蓄率密不可分。众所周知,生育率与经济决策的联系是增长模型的关键(Becker & Barro, 1988; Pitt et al., 2012),许多学者把中国高储蓄率部分归因于上世纪70年代全面实行的计划生育政策(Wei & Zhang, 2011; Ge et al., 2012; Li & Zhang, 2009; Song & Yang, 2010),认为计划生育政策减少了抚养人口,导致家庭储蓄偏高,满足改革开放初期资本驱动经济增长的要求。近年来,随着投资驱动经济增长逐现疲软,需求对经济增长的拉动作用逐渐被重视。2011年世界银行数据显示,世界平均的居民消费率为60.4%,而我国居民消费率只有35.9%,远低于世界平均水平(易行健和杨碧云, 2015),所以释放家庭储蓄,提高消费水平是新常态下需求侧改革的重要内容,而“二孩政策”的全面实施将有效调整家庭经济结构、推动需求侧改革进程。国内投资资金比较充裕,很多产业出现产能过剩的局面,在二胎孩子进入劳动力市场前(抚养阶段),释放家庭储蓄,促进消费水平上升,将可能会对我国经济转型增长产生有利的拉动作用。这正是本文研究生育率与家庭经济决策现实意义的体现。

从研究的理论价值来看,之前的相关文献更多的是研究计划生育政策限制了子女规模,引发性别

收稿日期: 2018-01-25

基金项目: 本文获福建省社科规划项目(FJ2015B221)和福建省自然科学基金项目(2016J01338)的资助。

作者简介: 张海峰,南京财经大学财政与税务学院,博士,讲师;梁若冰,厦门大学经济学院,博士,教授,博士生导师;林细细(通讯作者),厦门大学经济学院,博士,副教授,硕士生导师。

致 谢: 作者感谢两名匿名审稿人提出的宝贵建议,作者文责自负。

比失衡,影响家庭储蓄。实际上,这里面混杂了计划生育政策的影响(非自愿作用)和经济发展对生育率(自愿作用)的影响。所以,用多个子女到一个子女的转变来推断“二孩政策”影响是欠妥的。本文首次选择生育政策较为宽松的农村家庭作为研究样本,较好的反映其自愿生育决策对家庭经济行为的影响,更加贴近从一个子女到多个子女转变的影响效应,也更贴近“二孩政策”全面实行的现实情况。且之前相关研究所选择的子女年龄段没有考虑到子女收入对家庭经济行为的影响,估计出的影响也很难剔除这部分的干扰。鉴于此我们将样本限定在子女在未进入劳动力市场,避免子女收入的混杂影响。本文尝试利用工具变量法在解决内生性后分析多子女家庭与独生子女家庭经济决策的差异,旨在定性分析的基础上,做出更为精准的定量结论。

从2013年“单独二胎政策”以来,放开生育政策的调整,将有效提高家庭生育率,这势必会影响家庭的消费储蓄结构。本文选择生育政策稍宽松的农村地区,比较多子女家庭和独生子女家庭储蓄率,研究多生育子女对家庭经济决策的影响,借此兼谈“二孩政策”的实施对意愿多生育家庭经济决策的影响。本文使用2013CHIP调查数据研究二孩及以上孩次在未进入劳动力市场阶段(子女抚养阶段)对家庭储蓄率的影响,并尝试寻找合适的工具变量解决存在的内生性问题。利用熵平衡法、倾向得分匹配法、分位数回归法进行稳健性检验,结果与基准回归结论一致。最后从家庭经济收入的来源和开支两条路径进行机制研究,并分析对家庭消费支出产生的异质性影响,指出相关行业需求拉动作用将比较明显。本文在普识的定性结论基础上,得出更为准确的定量结论。

本文的结构如下:第二部分,文献综述与理论模型;第三部分,数据来源与模型设定;第四部分,实证分析与稳健性检验;第五部分,内在机制分析;最后是文章总结。

## 二、文献综述与理论模型

### (一) 文献回顾

之前,已有大量文献提供关于总生育率的变化与经济增长(Galor 2000)、增长不平等(Croix & Doepke 2003)、文化(Fernández & Fogli 2009)、社会安全(Boldrin et al. 2015)以及储蓄(Becker & Barro, 1988, 1999)的相关性。Modigliani & Cao(2004)认为总生育率的变化会影响抚养比和工资增长,进而导致家庭储蓄的变化。他们利用时间序列数据,发现中国上世纪70年代到80年代受计划生育政策影响,生育率大幅下降,家庭储蓄率快速上升。但这种时间序列相关性难以解释,因为总生育率变化可能与其他宏观经济变化相一致,例如人力资本回报的变化或相对女性工资变化。近年来的相关文献已经开始利用更多具体的人口结构冲击(例如中国计划生育政策、在国际腹泻病研究中心的领导下在孟加拉国实施的家庭政策、或是双胞胎的数据)经验性估计生育率对储蓄的因果关系。这些研究均发现生育率的上升对家庭储蓄有很大程度的负向影响(Banerjee et al., 2011; Ge et al., 2012; Choukhmane et al. 2013; Oliveira 2015)。例如Banerjee et al.(2010, 2014)利用中国“一胎”政策全面实施作为工具变量,发现父母为50-65岁的家庭多生育一胎会导致家庭储蓄率下降7-10%; Ge et al.(2012)通过省级面板数据分年轻家庭、中年家庭和老年家庭,并利用各省罚款额为工具变量,发现生育上升导致储蓄下降2.4-4.1%; Curtis et al.(2011)利用肯定了Banerjee et al.的观点,认为会下降4.6-5.2%。但同样也有不同的观点出现,例如Gruber(2012)发现在拥有成年子女的家庭,子女数量对家庭储蓄呈正向影响。随后Curtis et al.(2011)调整模型肯定了Gruber的观点,认为一旦子女成年离开家庭,家庭储蓄的确呈现上升趋势。

关于生育与家庭储蓄的研究,上述文献主要是集中在子女数量对家庭储蓄的影响。一些学者发现计划生育政策推行以来,中国性别比失衡异常严重,从而引出另一个研究方向——子女性别结构与家庭储蓄消费的研究。Wei & Zhang(2011)论证出中年家庭的储蓄率部分受到预期支付“新娘价格”影响,在高性别比地区,为了儿子在未来婚姻市场上拥有更多的资本而产生的“竞争性”储蓄。Eben-

stein(2008, 2012) 研究了“一胎政策”导致有性别偏好的家庭通过堕胎的形式进行选择生育, 从而造成男女比例失衡(Ebenstein, 2008)。性别比例失衡使得男性在婚姻市场处于劣势, 这使得拥有男孩的家庭储蓄率要明显高于女孩家庭(Li et al., 2011)。

一些学者从居民消费角度研究生育率对家庭经济行为的影响。李文星等(2008)利用1989-2004年的省际面板数据和GMM估计方法, 研究发现儿童抚养系数对居民消费具有负向影响, 抚养系数的下降提高了居民消费率。但刘苓玲和徐雷(2012)运用1997-2012年省际面板数据进行分析, 得出抚养系数与居民消费呈正向关系。郑妍妍等(2013)利用中国家庭住户收入调查1988-2007年数据实证分析, 肯定了刘苓玲和徐雷的观点, 认为“少子化”降低了我国城镇家庭的消费, 同时指出食品支出、衣着支出、医疗保健支出和教育文化娱乐服务支持受“少子化”影响较大。郭东杰和余冰心(2016)利用2002-2014年省际面板数据进行实证研究, 认为“独生子女”计划生育政策造成的少儿抚养比下降是我国居民消费需求不足的重要原因。这与袁志刚和宋铮(2000)通过数值模拟推断人口年龄结构变化是造成20世纪80年代后期以来城镇居民平均消费倾向出现较大幅度下降的重要原因的结论一致。

## (二) 理论模型

本文使用Diamond(1965)经典的OLG模型(Overlapping Generation Model), 利用Barro & Becker(1974)利他主义的生育经济理论, 引入子女的代际经济支持来保障父母老年基本消费。我们的OLG模型有额外的三个基本特征: (1) 当父母老年时, 子女会将他们收入的 $\tau$ 部分转移给父母; (2) 子女抚养成本是线性的, 每个子女的抚养成本占其收入 $\theta$ 。我们假设效用函数为对数形式, 生产函数为Cobb-Douglas函数形式, 资本折旧为一代人的, 生产增长率为外生的 $1+g$ 。对数效用函数的假设意味着, 收入效应和替代效应相互完全抵消, 从而利率 $r$ 不会直接影响储蓄水平。假设家庭对子女数量的预期是一致的。拥有子女 $n_i$ 的父母 $i$ 所面临的最优解为:

$$\begin{aligned} & \max_{c_{i,t}^Y, c_{i,t+1}^O} \log(c_{i,t}^Y) + \beta \log(c_{i,t+1}^O) \\ \text{s.t. } & \begin{cases} c_{i,t}^Y + A_t w_t \theta n_i + s_{i,t} = A_t w_t (1 - \tau) \\ c_{i,t+1}^O = A_{t+1} w_{t+1} \tau n_i + s_{i,t} (1 + r_{t+1}) \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

其中 $c_{i,t}^Y$ 和 $c_{i,t+1}^O$ 分别表示父母两期的消费水平;  $A_t w_t$ 和 $A_{t+1} w_{t+1}$ 分别表示两期的有效收入。利用拉格朗日函数求出一阶条件:  $\frac{\partial L}{\partial c_{i,t}^Y}, \frac{\partial L}{\partial c_{i,t+1}^O}$  得出

$$c_{i,t+1}^O = \beta(1+r_{t+1}) c_{i,t}^Y \quad (2)$$

定义家庭储蓄率为 $s_{i,t} = \frac{A_t w_t (1 - \tau - \theta n_i) - c_{i,t}^Y}{A_t w_t}$  结合式(1)(2)可得出:

$$s_{i,t} = \left[ \frac{\beta}{1+\beta} \right] \left[ (1 - \tau - \theta n_i) - \frac{\tau n_i}{\beta(1+r_{t+1})} \right] \left( \frac{A_{t+1} w_{t+1}}{A_t w_t} \right) \quad (3)$$

从式(3)可知, 家庭储蓄率受抚养子女成本 $\theta n_i$ 决定, 在固定的情况下,  $n_i$ 越多, 家庭储蓄率越低。我们进一步定义 $n, s$ 作为总生育率和储蓄率, 与家庭的关系为:  $n = \int n_i di, s = \int s_i di$ 。考虑到戴蒙德模型在稳态情况下的利率水平为:  $1+r = \frac{\alpha(1+g)n}{(1-\alpha)s}$ , 其中 $\alpha$ 为资本边际生产率; 稳态下 $w_{t+1} = w_t$ 。所以稳态下的家庭储蓄率为:

$$s_i = \left[ \frac{\beta}{1+\beta} \right] \left[ (1 - \tau - \theta n_i) - \frac{\tau n_i s}{n} \left( \frac{1-\alpha}{\alpha\beta} \right) \right] \quad (4)$$

对式(4)求关于  $n_i$  的一阶导数,可得出子女数量对家庭储蓄率的影响系数:  $\frac{\partial s_i}{\partial n_i} = -\left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)\left(\theta + \frac{\tau s(1-\alpha)}{n \alpha \beta}\right)$ ,由于  $\beta, \theta, \tau, s > 0, 0 < \alpha < 1$ ,很明显得出  $\frac{\partial s_i}{\partial n_i} < 0$ 。

### 三、数据来源与实证方法

#### (一) 数据来源

本文使用 2013 中国家庭收入调查数据(CHIP),该项目按照东、中、西分层,根据系统抽样方法抽取样本覆盖了从 15 个省份 126 城市 234 个县区抽选出的 18948 个住户样本和 64777 个个体样本,数据的权威性和随机性比较好。由于 1979 年我国全面实行的“一孩政策”,强制规定一个家庭只能生一个孩子,但各地区的实行强度大相径庭,在城镇地区是严格执行的,而在农村和少数民族集聚地区略微宽松。特别是 1984 年国家对“一孩政策”有所微调,对农村稍作放开,“开小口、堵大口”。例如,如果第一个孩子是女孩,在某些特定条件下,是允许生育第二个孩子,即“一胎女孩二胎化”政策(穆峥和谢宇 2014)。而且,城镇与农村的政策监管力度也有所不同,农村地区规避政策的机会成本较低,部分父母可以选择通过罚款来选择多生育。所以,为了研究在较为宽松的生育政策下,父母自愿做出的生育决策对家庭经济行为的影响(与“二孩政策”的宽松环境更加贴近),我们只选用其中的农村住户样本进行考察。

为了研究父母的生育决策对家庭储蓄率的影响,本文将样本限定在未成年子女家庭,避免子女成年后的收入影响家庭经济行为,便于研究子女数量与家庭储蓄的真实关系。虽然在上个世纪末,我国已经普遍落实义务教育制度,但仍有一部分家庭子女在未满 18 周岁即已进入劳动力市场,样本的家庭收入依然存在混杂问题,故此本文进一步将样本限制在子女仍然在学校接受教育。经过处理后,剩下 1630 户农村住户样本,子女年龄跨度为 2-17 岁,子女数量跨度为 1-4 个,其中 931 户是独生子女家庭、637 户是两个子女家庭,一孩和两孩家庭占到绝大多数。

#### (二) 模型设定与变量说明

为了更为准确地分析子女数量对家庭经济行为的影响,本文对子女结构、家庭基本情况及户主的相关特征予以控制。模型设定如下:

$$savings_{ij} = \beta_0 + \beta_1 childnum_{ij} + X'_{ij}\delta + \lambda_j + \epsilon_{ij} \quad (5)$$

其中  $i$  表示个体家庭,  $j$  表示调查地区;为被解释变量,表示  $j$  地区中家庭  $i$  的储蓄率,需要指出的是受调查问卷的限制,本文涉及的家庭储蓄是当年收入减去生活消费支出,这和严格意义上的储蓄计算有所区别,家庭储蓄率等于(收入-生活消费支出)/总收入,同时利用 Winsorize 对数据异常值进行处理;  $childnum_{ij}$  为解释变量,表示  $j$  地区中家庭  $i$  的子女数量;  $X_{ij}$  为参考相关文献研究的一系列控制变量(Ebenstein 2008; Wei & Zhang 2011; Ge et al. 2012; Banerjee et al. 2014),包括户主年龄、户主性别、户主及配偶有一方是少数民族、户主教育水平、户主是独生子女、户主健康状况、一胎子女年龄、是否三代同堂、户主及配偶有一方是党员、家庭收入对数;  $\lambda_j$  为不可观测的地区效应,通过加入一系列省份虚拟变量进行控制。

表 1 对上述变量进行描述性统计。总家庭样本为 1630,其中独生子女家庭为 931,占 57.1%;多子女家庭为 699,占 42.9%。通过简单统计可知,独生子女家庭储蓄率均值比多子女家庭储蓄率高 0.085,且标准差也更低。从户主年龄、性别、民族身份、健康状况、家庭收入对数来看,两类家庭特征均值和标准差基本一致;独生子女家庭户主受教育水平要略高于多子女家庭,但其标准差也更大些;独生子女家庭户主是独生子女的均值要高于多子女家庭;独生子女家庭的一胎子女年龄均值为 12 岁,略低于多子女家庭的 13.7 岁;从居住方式来看,多子女家庭选择三代同堂的均值要略高于独生子女家

庭,但标准差也略高些;从政治面貌来看,独生子女家庭户主党员身份的均值要高于多子女家庭,这是因为相对于普通群众,党员受到生育政策限制更为严格。

表 1 描述性统计分析

	独生子女家庭			多子女家庭		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
储蓄率	926	0.3333	0.3822	689	0.2483	0.4696
年龄	931	40.0172	5.9729	699	39.4993	4.2727
年龄平方	931	1637.0120	496.7367	699	1578.4230	354.5796
性别	931	0.9184	0.2740	699	0.9499	0.2182
民族	865	0.0994	0.2994	686	0.0991	0.2990
独生子女	930	0.0538	0.2257	698	0.0287	0.1669
教育水平	931	3.1257	1.0768	699	2.9256	0.8616
教育水平平方	931	10.9280	9.4628	699	9.3004	6.6059
健康状况	931	1.8432	0.7864	699	1.9227	0.8308
一胎年龄	931	11.9442	3.6401	699	13.7082	2.7217
三代同堂	931	0.2782	0.4484	699	0.3190	0.4664
政治身份	862	0.1241	0.3299	685	0.1066	0.3088
家庭收入对数	929	10.5838	0.6854	697	10.4282	0.6580

## 四、实证结果分析

### (一) 子女数量与家庭经济行为

本文先采用 OLS 模型简单分析子女数量对家庭储蓄率影响,具体回归结果如表 2 所示。表 2 第 (2) (5) 列均显示子女数量与家庭储蓄率呈显著负相关,多子女农村家庭每增加一个子女,家庭储蓄率下降 4.6 个百分点;两个子女家庭储蓄率比独生子女家庭低 4.18 个百分点,且两回归结果均在 5% 置信水平显著。但该回归结果存在明显的内生性问题。根据谢宇和穆峥(2014)的观点,在关于生育行为对父母影响的研究中,选择性偏误(selection bias)是令研究者们困扰已久的问题。比如父母们可能在生育之前就会对生育可能给自身带来的影响进行细致考虑,并根据自己的各方面情况作出相关的生育决策。例如,根据 Q-Q 模型(数量—质量),父母对于生几个孩子是有预先选择的,即在孩子的数量和质量之间权衡。在家庭资源一定的情况下,孩子越多每个孩子的受教育资源越少,影响子女未来的收入,进而会影响父母退休后从子女那里获得支持的多少。因此,对于父母的各个结果变量而言,生育行为可能是内生而非外生的(Angrist & Evans, 1998; Gough & Noonan, 2013)。换言之,有较多和较少孩子的父母之间,可能存在可观测或者不可观测的各种差异,而这些差异往往难以通过直接加入控制变量在截面数据中排除(Budig & England, 2001; Gough & Noonan, 2013)。

考虑到之前有相关文献尝试为子女数量寻找工具变量来解决回归分析中存在的内生性问题,鉴于此我们选取了适合本文模型的工具变量对子女数量与家庭储蓄率两者的关系进行研究。第一,1984 年后国家对农村地区的“一孩政策”稍作放开,某些地区第一个孩子是女孩,是允许生育第二个孩子,即“一胎女孩二胎化”政策,Eberstein(2008)称其为 1.5 胎政策。借鉴穆峥和谢宇(2014),将第

一个孩子的性别作为生育水平的工具变量 1(如果是女孩,可以生育二胎,子女数量更多)。考虑到 20 世纪 80 年代末选择性堕胎技术的普及(Chu, 2010)可能会导致第一胎生育性别是非随机或非外生的,但 Gu et al.(2010)指出选择性堕胎更多地存在于对于第二胎或更高孩次的性别选择中,所以该工具变量的选择是合理的。第二,各省执行计划生育政策的强度有所不同,根据 Eberstein(2008)提供的各省生育政策强度数据,将第一个孩子性别与政策强度的交互项作为工具变量 2,生育政策强度弱的地区,第一胎是女孩,父母多生育的概率越大。

我们使用二个工具变量:第一个孩子性别、第一个孩子性别与地区政策强度交叉项对家庭子女数量与经济决策之间的关系进行检验,具体信息如表 5 所示。表 2 上半部分反映的是一阶段回归结果,二个工具变量对子女数量回归均显著;下半部分是二阶段回归结果,子女数量的增加降低了家庭储蓄率,且均在统计水平上显著,与基准回归保持一致。需要指出的是工具变量的选取仍然存在一些质疑,即第一胎性别对家庭储蓄有影响(Wei & Zhang(2011)提出的“竞争性储蓄”问题),这可能会影响工具变量回归结果,后续将针对该质疑进行稳健性检验。

表 2 子女数量对家庭储蓄率的影响

一阶段	独生子女 VS 多个子女			独生子女 VS 两个子女		
	OLS 回归	工具变量 1	工具变量 2	OLS 回归	工具变量 1	工具变量 2
一胎性别		0.3204*** (0.0253)			0.2925*** (0.0219)	
一胎性别* 政策强度			0.2196*** (0.0175)			0.2011*** (0.0151)
二阶段	储蓄率					
子女数量	-0.0460** (0.0186)	-0.1600*** (0.0608)	-0.1780*** (0.0616)	-0.0418** (0.0196)	-0.1550** (0.0662)	-0.1680** (0.0657)
年龄	-0.0048 (0.0141)	-0.0026 (0.014)	-0.0023 (0.0141)	-0.0118 (0.0138)	-0.0089 (0.0135)	-0.0086 (0.0136)
年龄平方	0.0000 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)
性别	0.0603 (0.0407)	0.0636 (0.0414)	0.0641 (0.0417)	0.0730* (0.0429)	0.0810* (0.0429)	0.0818* (0.0431)
民族	-0.0019 (0.037)	0.0021 (0.0362)	0.0027 (0.0361)	0.0139 (0.0344)	0.0174 (0.0339)	0.0178 (0.0339)
独生子女	-0.0052 (0.0328)	-0.0035 (0.0338)	-0.0032 (0.0342)	-0.0101 (0.0328)	-0.0085 (0.0335)	-0.0083 (0.0337)
教育水平	-0.1250*** (0.0394)	-0.1370*** (0.0405)	-0.1390*** (0.0408)	-0.1120*** (0.0393)	-0.1170*** (0.0396)	-0.1180*** (0.0397)
教育水平平方	0.0108** (0.0043)	0.0114*** (0.0043)	0.0115*** (0.0044)	0.0093** (0.0042)	0.0095** (0.0043)	0.0096** (0.0043)

续表

一阶段	独生子女 VS 多个子女			独生子女 VS 两个子女		
	OLS 回归	工具变量 1	工具变量 2	OLS 回归	工具变量 1	工具变量 2
健康状况	0.0146 ( 0.0137)	0.0167 ( 0.0139)	0.0171 ( 0.0139)	0.0076 ( 0.0139)	0.0092 ( 0.0139)	0.0093 ( 0.0139)
一胎年龄	-0.0049 ( 0.0038)	0.0012 ( 0.005)	0.0022 ( 0.005)	-0.0034 ( 0.0038)	0.0015 ( 0.0048)	0.0021 ( 0.0048)
三代同堂	-0.0260 ( 0.0234)	-0.0258 ( 0.0234)	-0.0258 ( 0.0235)	-0.0126 ( 0.023)	-0.0118 ( 0.0231)	-0.0117 ( 0.0231)
政治身份	-0.0115 ( 0.0304)	-0.0147 ( 0.0306)	-0.0152 ( 0.0307)	-0.0152 ( 0.0307)	-0.0170 ( 0.0306)	-0.0172 ( 0.0306)
家庭收入对数	0.3080*** ( 0.0265)	0.3010*** ( 0.0255)	0.3000*** ( 0.0254)	0.3020*** ( 0.0266)	0.2970*** ( 0.0257)	0.2960*** ( 0.0256)
常数项	-2.6130*** ( 0.4030)	-2.4550*** ( 0.4060)	-2.4300*** ( 0.4050)	-2.4370*** ( 0.3990)	-2.3290*** ( 0.4000)	-2.3170*** ( 0.4000)
地区效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
观测数	1529	1529	1529	1470	1470	1470
R <sup>2</sup>	0.2400	0.2210	0.2150	0.2430	0.2280	0.2250

注: 括号中为稳健标准误,\*\*\*表示在 1%的置信水平下显著,\*\*表示在 5%的置信水平下显著,\*表示在 10%的置信水平下显著。

## (二) 稳健性检验

### 1. 熵平衡法检验

接下来,我们将独生子女家庭作为控制组,多子女家庭作为处理组,由于处理组与控制组样本的协变量之间存在差异,而这些差异可能与父母生育行为有直接联系。为了验证上述基准回归的可信性,本文采用处理高维度数据更准确的熵平衡方法(Entry Balancing),同时控制处理组与对照组样本协变量的一阶矩、二阶交叉矩和三阶矩多维度进行调整,最大程度上使两组样本协变量在满足约束条件下实现精确匹配。参照 Hainmueller(2012)对于协变量维度的控制方法,在选择最优权重时,同时考虑协变量和各个变量的二次项、三次项以及交叉项,剔除二值协变量的二次和三次项,剔除没有实际意义的协变量交叉项(解决共线性问题)。最后,利用 Logitc 对以下 64 个协变量回归,同时控制地区分布均衡,估算出熵平衡的权重<sup>①</sup>。

经熵平衡匹配后,子女数量对家庭储蓄率的回归结果如表 3 所示。控制地区效应后,我们发现经熵平衡匹配后,农村家庭每增加一个子女,家庭储蓄率下降 8.51 个百分点;两个子女家庭储蓄率比独生子女家庭低 6.98 个百分点,且两回归结果均在 1%置信水平显著。经过熵平衡匹配后的回归结果与基准结论保持一致,影响系数较 OLS 回归偏高,但较工具变量回归偏低,这可能是熵平衡法在解决内生性上没有工具变量法干净。

<sup>①</sup> 受篇幅限制,熵平衡法协变量调整前后的均值、方差、倾斜度以及标准偏误和 t 检验等熵平衡性检验结果未列于文中,若有需要可联系作者。

表 3

熵平衡法检验结果

	独生子女 VS 多个子女	独生子女 VS 两个子女
子女数量	-0.0851 <sup>***</sup> ( 0.0268)	-0.0698 <sup>***</sup> ( 0.0268)
控制变量	yes	yes
控制变量交互项	yes	yes
控制变量平方项	yes	yes
控制变量三次项	yes	yes
地区效应	yes	yes
样本容量	1529	1470

注: 括号中为线性标准误,\*\*\* 表示在 1%的置信水平下显著,\*\* 表示在 5%的置信水平下显著,\* 表示在 10%的置信水平下显著。

考虑到工具变量的选取存在质疑,认为可能受到“竞争性储蓄”作用,第一胎性别对家庭储蓄本身有影响。Wei & Zhang(2011)论证出对于中年家庭的储蓄率部分受到预期支付“新娘价格”影响,在高性别比地区,为了儿子在未来婚姻市场上拥有更多的资本而产生的“竞争性”储蓄。需要指出的是,Wei & Zhang(2011)选择 2002 年子女未婚家庭样本,该群体的子女出生严格受到“一孩政策”的约束,与本文研究样本存在显著区别(2000 左右生育政策有所放开)。且随着时代的发展,人们传统的生育观念也可能会发生变化。为了检验工具变量本身对家庭储蓄率是否存在显著影响,我们采用熵平衡法,控制相关变量、变量交互项以及高阶项,分析独生子女家庭和多个子女家庭关于第一胎性别对家庭储蓄率的影响。经过整理,独生子女家庭有 931 个,其中男孩有 602 个,女孩有 329 个。两个子女家庭有 637 个,一胎是男孩生育二孩的有 239 个,其中二胎女孩有 117 个,二胎男孩有 122 个;一胎是女孩生育二孩的有 398 个,其中二胎男孩有 274 个,二胎女孩有 124 个,熵平衡后的具体结果如表 4 所示。从表 4 可知,不管是独生子女家庭还是两个子女家庭,其一胎性别对家庭储蓄率的影响在统计水平上均不显著。

我们先从独生子女家庭考察子女性别是否会影响到家庭在抚养阶段的经济决策。利用熵平衡后的回归结果显示,子女性别对家庭储蓄影响虽为正向关系,但统计水平上不显著,即在独生子女家庭子女抚养的性别差异性现象不显著。诚然,这可能会受到来自家庭资源分配观点者的质疑:独生子女集家庭资源于一身,不存在分配问题,而拥有兄弟姐妹的子女则面临家庭资源如何分配的问题,当家庭面临资源如何分配时,子女抚养差异性则会显现。

所以我们进一步研究存在家庭资源分配的样本,分析该现象是否存在。将样本限定在两个子女家庭,在控制一些变量后发现,一胎性别对家庭储蓄率的正向影响依然在统计水平上不显著。更进一步控制第二胎性别发现,无论第二胎是男孩还是女孩,一胎性别对家庭储蓄率的正向影响均在统计水平上不显著。在分析两个子女家庭的子女性别平衡与是否影响家庭储蓄率时,也没有发现存在显著关系。总之,无论是独生子女家庭还是两个子女家庭,在子女抚养阶段,第一胎子女性别结构导致的成本差异问题不显著。所以,有理由相信本文选取的工具变量在统计水平上对被解释变量不存在显著的直接作用,工具变量的选择具有较强的说服力。



表 4

一胎性别对家庭储蓄率的影响

	独生子女	两个子女			
			二胎是男孩	二胎是女孩	
一胎性别	0.0650 (0.0403)	0.0261 (0.0376)	0.0378 (0.0482)	0.0144 (0.0611)	
是否性别平衡					-0.0048 (0.0365)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
控制变量交互项	yes	yes	yes	yes	yes
控制变量平方项	yes	yes	yes	yes	yes
控制变量三次项	yes	yes	yes	yes	yes
地区效应	yes	yes	yes	yes	yes
样本容量	855	615	384	231	615

注: 括号中为线性标准误,\*\*\*表示在 1%的置信水平下显著,\*\*表示在 5%的置信水平下显著,\*表示在 10%的置信水平下显著。

## 2. 倾向得分匹配检验

我们依然将独生子女家庭作为控制组,两个和多个子女家庭作为处理组,使用五种常见的倾向得分匹配法,对两组家庭的储蓄率进行估计<sup>①</sup>。从表 5 可知,五种匹配方法的结果均显示处理组家庭的储蓄率均低于控制组,多子女家庭储蓄率比独生子女家庭低 6.68-8.81 个百分点,两个子女家庭储蓄率比独生子女家庭低 5.02-7.22 个百分点,且各匹配的 T 值均在临界线附近,匹配结果的显著性较好。总而言之,传统的倾向得分匹配结果与上述回归结论高度一致,家庭生育二胎或更多胎,在子女抚养阶段对家庭储蓄率有明显的抑制作用。

表 5

倾向得分匹配检验结果

	储蓄率		ATT	S.E	T-stat
	处理组	控制组			
独生子女 VS 多个子女					
一对一匹配	0.2365	0.3246	-0.0881	0.0370	-2.3800
K 近邻匹配(k=4)	0.2365	0.3042	-0.0677	0.0346	-1.9600
一对四匹配(0.01 卡尺)	0.2395	0.3068	-0.0673	0.0331	-2.0400
半径匹配(0.01 卡尺)	0.2395	0.3063	-0.0668	0.0337	-1.9800
核匹配	0.2365	0.3035	-0.0670	0.0335	-2.0000
独生子女 VS 两个子女					
一对一匹配	0.2505	0.3227	-0.0722	0.0375	-2.1300
K 近邻匹配(k=4)	0.2505	0.3086	-0.0580	0.0333	-1.9400
一对四匹配(0.01 卡尺)	0.2551	0.3089	-0.0538	0.0321	-1.9900
半径匹配(0.01 卡尺)	0.2551	0.3053	-0.0502	0.0303	-1.9500
核匹配	0.2505	0.3078	-0.0573	0.0330	-1.9700

<sup>①</sup> 受文章篇幅限制,正文中只呈现最后匹配检验的结果,关于倾向得分匹配的共同支撑假设和平行假设检验,以及协变量匹配质量检验结果若有需要可联系作者。

### 3. 分位数回归检验

由于样本家庭储蓄率差距较大(方差接近 0.5),为了降低异常值对估计结果的影响,同时考察样本的自变量对因变量分布的反应,我们使用分位数回归对样本进行检验。本文选择 5 个具有代表性的分位点 10%、25%、50%、75%和 90% 相关回归结果如表 6 所示。分位数回归中中分位数和上分位数均显著,中分位数回归影响系数高于上尾和下尾,子女数量对家庭储蓄率分布的反应比较符合正态分布,上尾异常值对估计结果的影响较小,选择样本的质量比较好,侧面肯定了估计结果的可信性。此外,从不同分位数回归系数的影响程度来看,中等储蓄率家庭受到的影响比较明显、程度更大,对不同经济阶层的人群产生的影响不同。

表 6 分位数回归检验结果

	10%	25%	50%	75%	90%
子女数量	-0.0393 (0.0479)	-0.0027 (0.0187)	-0.0399*** (0.0122)	-0.0259** (0.0109)	-0.0307** (0.0152)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
地区效应	yes	yes	yes	yes	yes
样本容量	1529	1529	1529	1529	1529
R <sup>2</sup>	0.1642	0.1306	0.1344	0.1256	0.1098

注: 括号中为线性标准误,\*\*\*表示在 1%的置信水平下显著,\*\*表示在 5%的置信水平下显著,\*表示在 10%的置信水平下显著。

## 五、机制分析

增加子女数量对家庭储蓄率的抑制作用,主要通过影响家庭经济收入的来源和开支两条路径来实现。根据 Becker & Barro(1988,1999)利他主义模型,家庭生育成本主要包括生育的机会成本(体现在父母照顾子女,劳动时间的减少)和抚养成本,前者减少了家庭收入来源,后者增加了家庭支出水平,从而使得家庭储蓄率降低。关于生育的机会成本,在 Becker 家庭经济学理论提出后,得到了大量经验研究的证实(於嘉和谢宇 2014; Cruces & Galiani 2007; 段志民 2016; Angrist & Evans,1998)。子女数量增加带来的抚养成本上升比较显而易见,大量相关研究均有论证(Ge et al. 2012; Song & Yang, 2010; Oliveira 2015)。

本文尝试通过实证论证这两种家庭生育成本的存在,并对不同类型的家庭消费支出进行异质性分析。通过表 7 第(2)(3)列可知,子女数量的增加对家庭收入水平有显著的负向作用,在子女抚养阶段,由于父母需要花大量时间照顾子女,使得投入工作的时间相应减少,促使家庭收入下降;子女数量的增加对家庭消费支出有显著促进作用,抚养人口的增加显著提升家庭消费开支。对不同类型支出的分析过程中,我们发现在子女抚养阶段,子女数量的增加显著提高了家庭在食品、衣着、教育文化和其他用品服务上的消费支出。这预示着“二孩政策”实施后,生育二胎的农村家庭消费支出将显著增加,尤其是在食品、衣着、教育文化和其他用品服务方面,社会消费水平可能会进一步提高。据此,本文认为在产能过剩的背景下,“二孩政策”实施短期阶段(二胎抚养阶段)将通过促进家庭消费,对经济增长产生一定的拉动作用。

表 7

子女数量对家庭收入、支出的影响

	总收入	总支出	食品	衣着	生活用品及服务	交通通信	教育文化娱乐	医疗保健	其他用品和服务
子女数量	-0.1150*** (0.0336)	0.0530** (0.0227)	0.0620*** (0.0212)	0.1000** (0.0481)	0.0256 (0.0588)	-0.0426 (0.0517)	0.4350*** (0.0708)	-0.1290 (0.0923)	0.1390* (0.0842)
家庭收入对数		0.3540*** (0.0258)	0.2630*** (0.0240)	0.4830*** (0.0482)	0.4350*** (0.0495)	0.6340*** (0.0468)	0.4190*** (0.0552)	0.2390*** (0.0646)	0.4340*** (0.0662)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
地区效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
样本容量	1521	1521	1521	1508	1514	1518	1514	1447	1406
R <sup>2</sup>	0.1720	0.3630	0.3490	0.2550	0.1320	0.2660	0.1980	0.0680	0.0980
Root MSE	0.6490	0.4320	0.3900	0.8450	1.0835	0.9290	1.1830	1.5660	1.4620

注: 括号中为稳健标准误,\*\*\*表示在 1%的置信水平下显著,\*\*表示在 5%的置信水平下显著,\*表示在 10%的置信水平下显著。

## 六、结论

本文使用 2013CHIP 农村调查数据 研究二孩及以上孩次在抚养阶段对家庭经济行为的影响。通过工具变量解决内生性后发现子女数量的增加对农村家庭储蓄率有负向影响。在稳健性部分,利用熵平衡法对工具变量的合理性进行论证,肯定了基准回归结果。同时,使用倾向得分匹配法、分位数回归法对其进行稳定性检验,结果均一致。最后,从家庭经济收入的来源和开支进行机制分析,并分析对农村家庭消费支出产生的异质性影响,得出在食品、衣着、教育文化和其他用品服务上的消费支出显著增加,预示着相关行业需求拉动作用将比较明显。据此得出在产能过剩的背景下,“二孩政策”实施短期阶段(二胎抚养阶段)可能会通过促进家庭消费,对经济增长起到一定的拉动作用。

本文在普识的定性结论基础上,得出更为准确的定量结论。在“二孩政策”实施后,将有助于研究农村家庭储蓄和消费的变化趋势,及预期对经济需求的拉动作用,为公共政策制定者给予一些政策指引。需要指出的是,本文的研究对预估“二孩政策”的影响仍然存在改进之处,调查样本期的生育政策未全面放开,使得估计结果存在低估的可能。因为农村地区“一胎政策”较为宽松(一胎女孩二胎化、性别甄别的可操作等),多生育子女家庭的父母都是具有高生育意愿的,而“二孩政策”全面放开会使生育意愿稍低的父母也可能生育二胎,处理组的进一步扩大将会使实际影响程度高于估计的结果。此外,本研究将样本限定在农村家庭,但城乡居民消费结构存在一定的差异,特别是在子女的抚养成本和教育成本上,可能使得城乡家庭面临二孩政策时的经济行为存在差异,同时城乡家庭在放宽生育后的生育意愿也不经一致,最终会导致“二孩政策”对农村家庭经济决策的估计推及到全国层面可能存在一定的偏误。这些将是本文后续进一步改进的方向与重点。

### 参考文献:

- [1] Angrist J. D., and W. N. Evans, 1998, “Children and Their Parent’s Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size,” *American Economic Review*, 88(3): 450-477.
- [2] Barro R. J. and G. S. Becker, 1989, “Fertility Choice in a Model of Economic Growth,” *Econometrica*, 57(2): 481-501.
- [3] Banerjee A., X. Meng, and N. Qian, 2010, “The Life Cycle Model and Household Savings: Micro Evidence from Urban China,” Yale University, Working paper.
- [4] Banerjee A., X. Meng, T. Porzio, and N. Qian, 2014, “Aggregate Fertility and Household Saving: A general equilibrium analysis using Micro Data,” NBER, Working Paper.
- [5] Becker G. S., and R. J. Barro, 1988, “A Reformulation of the Economic Theory of Fertility,” *The Quarterly Journal of*

- Economics* , 103( 1) : 1–25.
- [ 6 ] Boldrin M. , M. D. Nardi , and L. E. Jones , 2015, “Fertility and Social Security ,” *Journal of Demographic Economics* , 81( 3) : 261–299.
- [ 7 ] Budig M. J., and P. England , 2001, “The Wage Penalty for Motherhood ,” *American Sociological Review* , 66( 2) : 204–225.
- [ 8 ] Chamon M. D., and E. S. Prasad , 2010, “Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising?” *American Economic Journal: Macroeconomics* , 2( 1) : 93–130.
- [ 9 ] Choukhmane T., N. Coeurdacier , and K. Jin , 2013, “The One–Child Policy and Household Savings” , *Lse working papers* , London School of Economics.
- [10] Chu J., 2010, “Prenatal Sex Determination and Sex–Selective Abortion in Rural Central China ,” *Population and Development Review* , 27( 2) : 259–281.
- [11] Cruces G., and S. Galiani , 2007, “Fertility and Female Labor Supply in Latin America: New Causal Evidence ,” *Labour Economics* , 14( 3) : 565–573.
- [12] Curtis C. C., S. Lugauer , and N. C. Mark , 2011, “Demographic Patterns and House–hold Saving in China ,” NBER , Working Papers.
- [13] David D. L. C., and M. Doepke , 2003, “Inequality and Growth: Why Differential Fertility Matters ,” *American Economic Review* , 93( 4) : 1091–1113.
- [14] Deng W., 2016, “Bargain within Marriage and Intergenerational Interactions ,” *China Labor Economists Forum Discussion Paper No.58*.
- [15] Diamond A., and S. S. Jasjeet , 2013, “Genetic Matching for Estimating Causal Effect: A General Multivariate Matching Method for Achieving Balance in Observational Studies ,” *The Review of Economics and Statistics* , 95( 3) : 932–945.
- [16] Ebenstein A., 2010, “The ‘Missing Girls’ of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy ,” *Journal of Human Resources* , 45( 1) , 87–115.
- [17] Fernández R., and A. Fogli , 2009, “Culture: An Empirical Investigation of Beliefs , Work , and Fertility ,” *American Economic Journal Macroeconomics* , 1( 1) : 146–177.
- [18] Galor O., and D. N. Weil , 2000, “Population , Technology and Growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and Beyond ,” *American Economic Review* , 90( 4) : 806–828.
- [19] Ge S., D. T. Yang , and J. Zhang , 2012, “Population Policies , Demographic Structural Changes , and the Chinese Household Saving Puzzle ,” *IZA Discussion Papers* , Institute for the Study of Labor( IZA) .
- [20] Gough M., and M. Noonan , 2013, “A Review of the Motherhood Wage Penalty in the United States ,” *Sociology Compass* , 7( 4) : 328–342.
- [21] Gruber N., 2012, “Keeping Up with the Zhangs: Household Saving Behavior as a Function of Relative Wealth ,” *mimeo* , University of Michigan.
- [22] Gu B., F. Wang , Z. Guo , and Z. Erli , 2010, “China’s Local and National Fertility Policies at the End of the Twentieth Century ,” *Population and Development Review* , 33( 1) : 129–148.
- [23] Guo R., J. Yi , and J. Zhang , 2016, “Forced versus Desired Fertility Changes: Child Number and Family Resource Allocation ,” *China Labor Economists Forum Discussion Paper No.35*.
- [24] Hainmueller J., 2012, “Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies ,” *Political Analysis* , 20( 1) : 25–46.
- [25] He , X., and Y. Cao , 2007, “Understanding High Saving Rate in China ,” *China and World Economy* , 15( 1) : 1–13.
- [26] Jacobsen J. P., J. W. Pearce III , and J. L. Rosenbloom , 1999, “The Effects of Childbearing on Married Women’s Labor Supply and Earnings: Using Twin Births as a Natural Experiment ,” *Journal of Human Resources* , 34( 3) : 449–474.
- [27] Li H., J. Yi , and J. Zhang , 2011, “Estimating the Effect of the One–Child Policy on Sex Ratio Imbalance in China: Identification Based on the Difference–in–Differences ,” *Demography* , 48( 4) : 1535–1557.
- [28] Li H., and J. Zhang , 2009, “Testing the External Effect of Household Behavior: The Case of the Demand for Children ,” *Journal of Human Resources* , 44( 4) : 890–915.
- [29] Li X., and W. Zou , 2016, “Child Gender and Household Expenditure Decision ,” *China Labor Economists Forum Discussion Paper No.75*.
- [30] Modigliani F. and S. L. Cao , 2004, “The Chinese Saving Puzzle and the Life–Cycle Hypothesis ,” *Journal of Economic Literature* , 42( 1) : 145–170.
- [31] Oliveira J., 2016, “The Value of Children: Intergenerational Transfers , Fertility and Human Capital ,” *Journal of Devel–*

- opment *Economics* ,20( 1) : 1-16.
- [32] Pitt M. M., M. R. Rosenzweig , and N. Hassan ,2012, “Human Capital Investment and the Gender Division of Labor in a Brawn-Based Economy ,” *American Economic Review* ,102( 7) : 3531-3560.
- [33] Rosenzweig M., and J. Zhang ,2014, “Co-resident , Life-Cycle Savings and Intergenerational Support in Urban China ,” Yale University , Working Paper.
- [34] Rosenzweig M. R., and K. I. Wolpin ,1980, “Testing the Quantity-Quality Fertility Model: the Use of Twins as a Natural Experiment ,” *Econometrica* ,48( 1) : 227-240.
- [35] Song Z. M., and D. Yang ,2010, “Life Cycle Earnings and Savings in a Fast Growing Economy ,” Chicago Booth School ,Working Paper.
- [36] Wei S., and X. Zhang ,2011, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China ,” *Journal of Political Economy* ,119( 3) : 511-564.
- [37] Yang D. T., J. Zhang , and S. Zhou ,2012, “Why Are Saving Rates So High in China?” In Chapter 5 of *Capitalizing China* , edited by Joseph P. H. Fan and Randall Morck. Chicago: University of Chicago Press ,249-278.
- [38] Zhang J.,2017, “The Evolution of China’s One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes ,” *Journal of Economic Perspectives* ,31( 1) : 141-160.
- [39] 段志民 2016, “子女数量对家庭收入的影响”,《统计研究》第 10 期 第 84-92 页。
- [40] 郭东杰、余冰心 2016, “计划生育、人口变迁与居民消费需求不足的实证研究”,《经济学家》第 8 期 第 29-37 页。
- [41] 李文星、徐长生、艾春荣 2008, “中国人口年龄结构和居民消费: 1989-2004”,《经济研究》第 7 期 第 118-129 页。
- [42] 刘苓玲、徐雷 2012, “社会保障支出、经济增长与居民消费的区域差异研究”,《人口与经济》第 3 期 第 70-76 页。
- [43] 穆峥、谢宇 2014, “生育对父母主观幸福感的影响”,《社会学研究》第 6 期 第 124-147 页。
- [44] 於嘉、谢宇 2014, “生育对我国女性工资率的影响”,《人口研究》第 1 期 第 8-29 页。
- [45] 易行健、杨碧云 2015, “世界各国(地区)居民消费率决定因素的经验检验”,《世界经济》第 1 期 第 3-24 页。
- [46] 袁志刚、宋铮 2000, “人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率”,《经济研究》第 11 期 第 24-32 页。
- [47] 张川川 2011, “子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响”,《人口与经济》第 5 期 第 29-35 页。
- [48] 郑妍妍、李磊、刘斌 2013, “‘少子化’‘老龄化’对我国城镇家庭消费与产出的影响”,《人口与经济》第 6 期 第 19-29 页。

## The Influence of the Number of Children on Economic Decision-making in Rural Households: Enlightenment of “Two Children Policy”

ZHANG Haifeng<sup>1</sup> , LIANG Ruobing<sup>2</sup> , LIN Xixi<sup>2</sup>

1. Nanjing University of Finance and Economics , Nanjing , 210046

2. Xiamen University , Xiamen , 361005

**Abstract:** The liberalization of fertility policy affects economic growth through changes in household economic decision-making. In the context of insufficient domestic demand and overcapacity , the role of household consumption in economic growth is particularly important. This paper chooses the 2013CHIP rural survey data to study the impact of two children and above on the economic behavior of the family without entering the labor market stage. Using appropriate instrumental variables , it was found that the increase in the number of children in the child support phase had a significant negative effect on the household savings rate , and passed the entropy balance method , propensity score method , and quantile regression test. Study the mechanism of family income from sources and expenditures , analyze the heterogeneity impact on household consumption expenditures , and find that consumption expenditures on food , clothing , education , culture , and other supplies services have increased significantly , indicating a pull for demand in related industries. The conclusion of this paper will help to study the changes of household savings and consumption after the implementation of the “two-child policy” and the stimulating effect on economic demand , and provide some policy guidelines for public policy makers.

**Key Words:** child number; household savings rate; consumer spending “two child policy”

(责任编辑:莫长炜) [校对:张靖]