

人口结构和储蓄： 亚洲的经验证据及其对中国的意义

保罗·舒尔茨*

摘要 生命周期储蓄是对亚洲近来出现的储蓄上升与经济增长现象的一种可能的解释。根据1952—1992年间对16个亚洲国家和地区的观察，一个国家人口的年龄构成与储蓄率之间的关系在我们重新估计的结果中，还不到Higgins和Williamson(1997)所报告的规模的四分之一，而他们假定滞后储蓄是外生的。但是，一般经济学常识和具体检验结果都表明，滞后储蓄很可能是内生的。尽管使用多种方法来进行估计，仍然没有发现当期储蓄与年龄构成之间存在重大的依赖关系。把一群人一生的储蓄看作是他们养育孩子的替代物，并且把导致年龄构成变化的生育下降的原因放进模型中，由此就可以对亚洲人口过渡和储蓄的一般趋势作出合理解释。

关键词 生命周期储蓄，人口过渡，人口老龄化与经济增长

一、引言

一个国家的人口年龄构成可能与这个国家的储蓄率相关，因此一个国家的人口年龄构成可能会影响这个国家的经济增长。对这种相关性的一种解释是，当一代人处于收入高峰期时，他们的储蓄率可能相对较高，当这一代人处于较低的收入期时，比如在退休期间，他们的储蓄率就相对较低。也就是说，如果其他条件相同，那么不同国家在不同时期的人口年龄构成变动可能决定储蓄率的变动。直觉上，这种生命周期储蓄假说是有吸引力的，自莫迪里安尼和布兰博格(Modigliani和Brumberg, 1954)之后，经济学家和人口统计学家都对这个假说进行过深入的理论和经验研究。人口年龄构成变动被认为是近期亚洲国家储蓄率上升和经济增长的核心因素(如Higgins和Williamson, 1996, 1997)，本文将对这个结论进行系统的考察。我们的结论是，人口结构和储蓄之间的相关性比报道的要小，且结论对于计量方法的选择较敏感。更值得一提的是，对家庭储蓄行为的研究表明，生命周期中的储

* 耶鲁大学。通讯地址: Box 208269, Yale University, New Haven CT. 06520, USA; 电话: (203) 432-3620; E-mail: paul.schultz@yale.edu。本文是为2004年9月16—17日北京大学中国经济研究中心的十周年庆典而准备的。杰瑞米·马格鲁德(Jeremy Magruder)和保罗·麦克戈尔(Paul McGuire)协助收集处理了第5节中的数据。洛克菲勒基金会支持了相关的研究。麦克阿瑟基金会的网络讨论帮助澄清了一些问题。感谢阿萨·胡赛因(Athar Hussain)会议参加者以及我的同事迈克尔·布泽(Michael Boozer)和盖斯塔夫·拉里斯(Gustav Ranis)给我提出的建议。当然，作者文责自负。

蓄波动幅度较小,因此不足以解释这种总体相关性。储蓄变化趋势是否另有它解?如果家庭可以在生命周期里协调各种选择——包括生育、劳动供给、储蓄以及家庭如何持有财富,那么把储蓄视作孩子的替代物就能够在这样一个家庭需求的框架中解释这些经验规律。

二、和年龄构成相关的储蓄模型

莫迪里安尼和布兰博格 (Modigliani 和 Brumberg, 1954, 以下简称 MB) 在他们的生命周期模型 (Lifecycle Model, 以下简称 LC) 中假定消费边际效用递减,个人通过资本市场把折现后的收入分配到生命周期的各个阶段,使每个阶段的边际消费效用的现值相等,从而最大化其一生的效用。弗里德曼 (Friedman, 1957) 的永久收入假说也有一些相同的特点,强调在收入存在“暂时波动”情况下的消费平滑。布朗宁和卢萨迪 (Browning 和 Lusardi, 1996) 把这两个假说并入了一个确定性等价的模型中,因为它们都依赖跨期可加的效用函数和资本市场来预计短期和长期的消费平滑行为。布朗宁和卢萨迪指出,这两个模型虽然很流行,但是我们应该认识到,许多经验研究都没能证实这种以生命周期为动机的消费平滑行为在高收入或低收入国家中是成立的。

LC 模型中没有孩子,进入模型的个人是处于收入区间开始点的成年人,仅从当前以及预期的消费和财富中获取效用,其中一家之主负责储蓄和消费决策,直到其死亡,而死亡的时间是确定的。MB 明确假设代表性家庭不继承任何遗产,不计划为后代子孙留任何资产,因此他们就可以不去考虑代际之间的财产转移或者遗产问题,从而无需直接面对孩子、婚姻、家庭构成或者劳动供给的选择。每一个有收入的成年人最终都将退休,在他的生命周期结束时储蓄的现值为零。在没有人口增长和收入增长的稳定状态中,总储蓄也会为零,但是如果人口上升或者人均收入增长,那么储蓄也会趋于上升。

人口统计学家修改了 LC 模型,他们在生命周期中引入一个早期的依赖阶段,这将减少公共以及私人的储蓄。换句话说,除了退休阶段,儿童阶段也被加入到了生命周期中。在一个国家的人口过渡过程中,比如在印度,死亡率和出生率的下降会迅速地影响儿童占总人口的比重,但是只有在一段时间以后才会显著地影响老年人口比重,这是因为死亡率的下降大多是来自于婴儿和儿童存活率的提高 (Coale 和 Hoover, 1958)。最近人们将这种分析框架称为“人口红利”,即快速的人口过渡会在一二十年内使一国储蓄率大幅上升,逐渐出现储蓄高峰,然后随着退休人口比重上升,在四十年或更久以后出现可预期的储蓄率下降 (比如, Higgins 和 Williamson, 1996; Bloom 和 Williamson, 1998; Mason, 2001; Birdsall *et al.* 2001)。

经济学家也曾经扩展 LC 模型,试图把微观行为和总体的动态增长联系起来。托宾 (Tobin, 1967) 比 MB 更加现实地描述了储蓄—收入比率和财富—

收入比率的变化。他的目的是评估生命周期储蓄假说是否能够解释观察到的20世纪60年代美国的财富和储蓄的现象。托宾允许存在正的利率、有概率的生命长度以及通过经验校准过的男女收入构成，同时加入了老年人和儿童（就是两个消费储蓄的依赖阶段）和不断变化的家庭结构，即允许每代人的代表性家庭的年龄和性别结构随着一家之主的年龄增长而变化。然后托宾描绘了一条储蓄和财富比率的“黄金岁月”增长路径，它由利率、人口增长率和人均收入增长率的具体值决定。但是，这项如此细致的实证研究仍然假设生育和家庭构成不是协同的决策，而是在储蓄模型之外外生给定的。科尔和胡佛（Coale 和 Hoover, 1958）也假设人口生育和死亡的发生独立于生命周期储蓄行为。所有这些框架的问题就是他们把生育视作给定的、模型外的，生育是不受资源限制的选择。如果生育是由储蓄和女性劳动力供给共同决定的，那么生命周期模型对收入、消费和储蓄模式的预言就要复杂多了。

孩子和储蓄之间的关系，不管是总体上还是家庭层面上，在理论上还没有解决，在经验领域里也很少探索。孩子被广泛认为是一种跨期投资，或者是父母生命周期从相对高生产力的成人阶段到相对低生产力的老年人阶段的资源转移机制。如果确实是这样，那么在某种程度上，把孩子当作货币化储蓄的替代物是合理的，对父母来说，最终结果是一样的。如果父母决定减少他们的生育，那么在其他条件不变的情况下，其他形式的储蓄或财富的稀缺性或者边际价值对他们来说可能会上升。萨缪尔逊（Samuelson, 1958）认为，父母生孩子的部分原因是希望孩子能够在他们年老的时候提供帮助和照顾。关于家庭的这个本质功能已经产生了大量有关储蓄、代际转移和增长的世代交替模型的文献。由“外生”引起的生育减少会激励父母把更多资源转变成储蓄和其他的财富积累形式，以支持他们的老年生活。但是，除非我们做出其他的一些假设，否则，如果不把决定生育的因素放进模型，那些“内生”的生育减少会如何影响父母的储蓄以及财富组合的积累就无法解释清楚。

如果成年人生孩子的主要原因是为了确保退休和衰老时候的消费和受到照顾——这是一种保险机制，同时也是一种储蓄形式——那么，家庭规模越小，父母就越有可能提高储蓄率，并增加对公共和私人养老金的需求。如果父母决定减少生育，那么在其他条件不变的情况下，他们的储蓄率会上升。但是，造成父母减少生育的环境变化可能同时会引起父母一生全部收入的增加或减少，继而影响他们的消费和储蓄，或者以人力资本、土地和其他实物形式存在的储蓄的相对回报。从孩子的角度看，他们为父母老年提供消费和照顾的储蓄动机会因为父母减少生育而被强化，因为现在必须要由较少的后代来承担支持父母的责任。¹

¹ 如果孩子曾经在成长时受益于父母对他们的人力资本的投资，那么他们会更有可能兑现隐性的代际养老金合同，在父母年老时支持父母，除非老年人的养老金和医疗是由国家提供的（Kotlikoff, 1988）。

贝克尔(Becker, 1981)提出一个假说:孩子的数量和由每个孩子的人力资本投资来衡量的孩子质量,在父母眼里是互替的目标。如果孩子的质量和数量确实是互替的,这就有助于解释生育数量和父母用于每个孩子人力资本投资的储蓄之间的负相关关系(Schultz, 1981, 2002)。但是,孩子质量作为对孩子数量的替代物,是否能够完全抵消人口过渡时期孩子数量的减少,使得父母随着人口过渡的发生而增加一生中的储蓄?然而,这方面的证据很少。如果生育下降超过一半——这种现象我们已经在现实中看到过很多,那么父母对每个孩子人力资本的投资至少需要翻倍,才能保证父母以人力资本投资形式拥有的储蓄绝对地增加。乔根森(Jorgenson, 1995)把父母对孩子的投资视作国民核算中的储蓄,根据他的估算,20世纪美国家庭以投资孩子为形式的储蓄率上升了。但是,国民核算的标准惯例中并不包含对孩子人力资本的投资,所以,这种广义的家庭储蓄数据在别的国家并不可得。

LC模型假定孩子不影响财富积累。我认为这是不现实的,即使这种影响的迹象和影响的大小依赖于未知的潜在参数和有争议的模型假设(Browning, 1992)。但是,显然,未预期到的生育变动影响女性劳动力供给,进而影响生命周期中的市场收入(Rosenzweig和Wolpin, 1980b),市场收入影响对每个孩子人力资本的投资,也可能影响家庭的全部储蓄(Rosenzweig和Wolpin, 1980a; Rosenzweig和Schultz, 1987)。因此,我猜想在过去的四十年中生育快速下降的东亚、东南亚和南亚(图1),后期出生的几代父母都随着生育率的下降提高了家庭储蓄率。美国在19世纪生育率下降时,也发生过同样的事情,只是速度更为缓和(Lewis, 1983)。

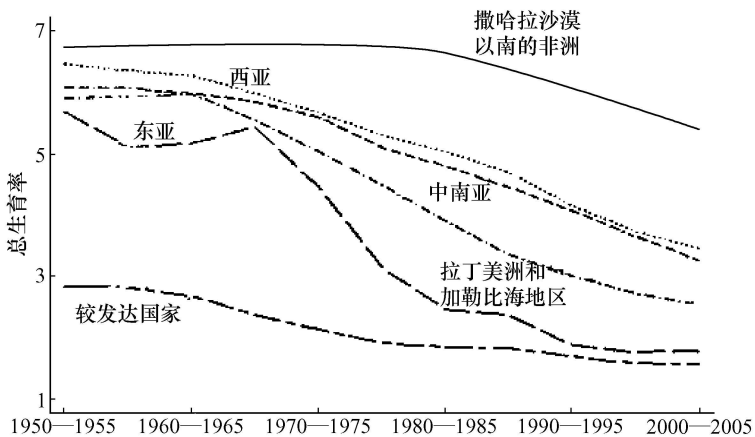
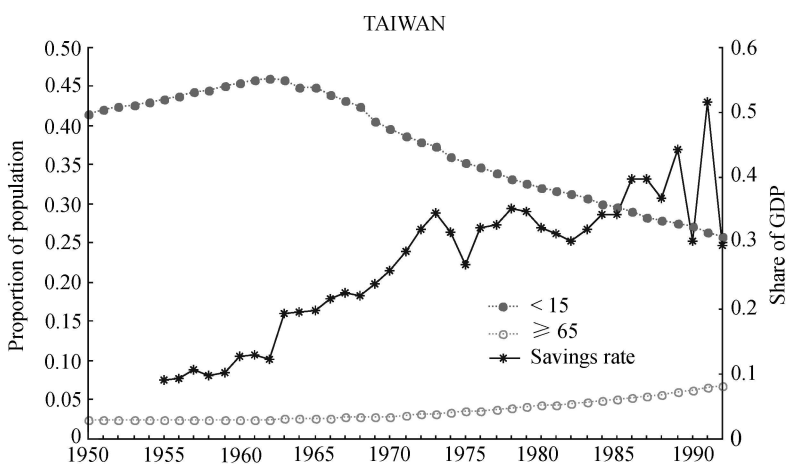
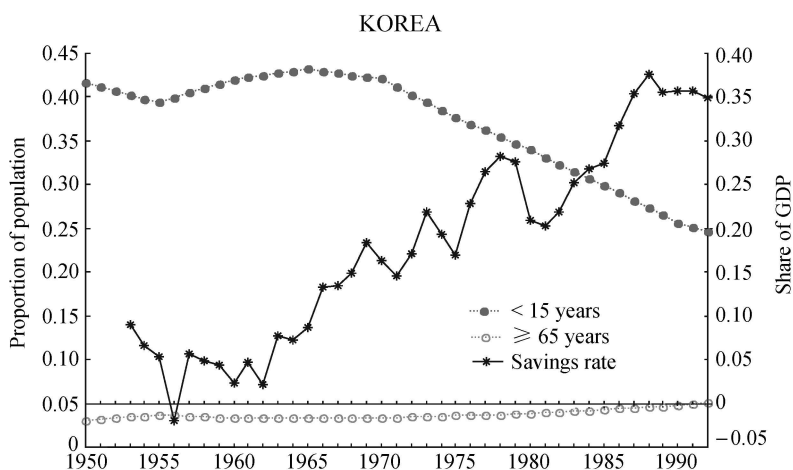


图1 各地区的总生育率(联合国 2003)

因此,存在两个把生育下降和总储蓄率上升相联系的基本模型,它们的潜在机制是不同的。第一个是LC模型,它假定,给定一生的收入不变,那么各代人在相同年龄的时候,为了退休而进行储蓄的储蓄率都是一样的。如果

处于抚养年龄的人口——比如小于 20 岁和大于 60 岁的人口——占总人口的比例下降，那么总体储蓄率将会上升。所以，在生育减少的人口过渡期间，年幼抚养人口占总人口的比例下降幅度超过年老抚养人口占总人口比例的小幅上升，如果其他条件不变，那么至少一二十年内总体储蓄率会上升。在生育急剧下降的四十年后，年老抚养人口比重上升超过年轻抚养人口比重的后续下降，抚养人口比重开始上升。人口老龄化国家遭遇储蓄缺口的速度和剧烈程度决定于人口过渡的速度、出生率和年龄组死亡率的具体路径（参见图 2）。税收和收入转移可以减轻人口老龄化中的经济和社会问题，其他措施包括为老年人提供养老金和医疗保健，鼓励有资格获得转移收入和养老金的人继续工作，通过调节外来移民的数量和结构提高工作人口比例（Heller, 2003）。



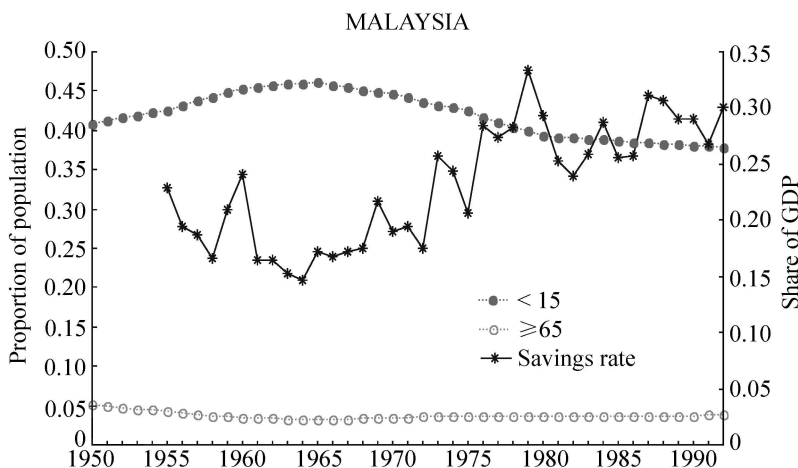
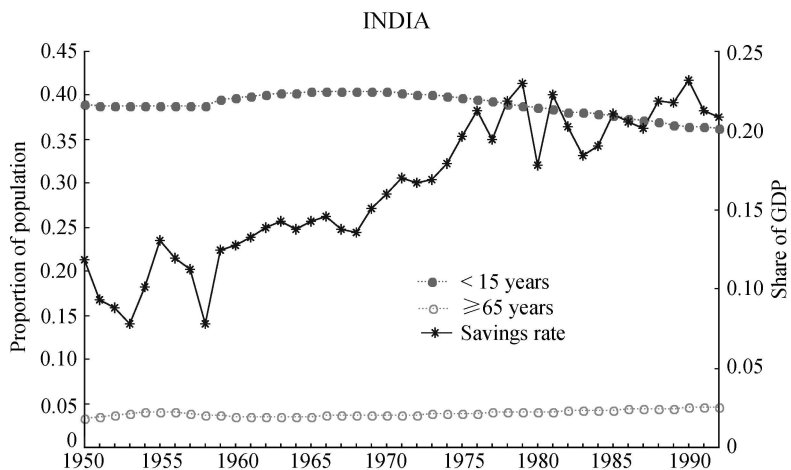


图2 一些亚洲国家和地区年幼人口和年老人口比例
及储蓄占GDP比率(1950—1990)

第二个模型认为家庭在整个生命周期中对孩子以及其他消费品都有需求(以下简称 HD 模型),夫妻根据价格、工资、财富收益和技术机会的变化而调整选择。如果父母开始将预防性的和退休时的财富视作孩子的替代物,那么在这之后出生的各代人以及那些由于各种原因减少生育的人也将增加储蓄。家庭对孩子健康和教育的投资也可能增加,这将增加全部人口的福利。

生命周期储蓄模型和家庭储蓄需求模型有什么区别?

用于解释生育率和财富积累的 HD 模型也能得到 LC 模型所预言的年龄构成与储蓄率之间的总体趋势。哪个框架对历史记录更有解释力,据我所知,还没有这样的实证研究(Heller, 2003)。LC 模型的核心概念是不同年龄段的储蓄构成,储蓄是为了退休之后的消费。而 HD 模型则把这个框架扩展用以解释一系列生命周期的行为,从而使得家庭有更多的激励来生养孩子和以各种资产形式进行储蓄。

在一般均衡框架中,外生的总储蓄供给增加将减少储蓄回报,从而抑制储蓄供给。如果一个经济体是对世界资本市场开放的,那么国内储蓄供给对储蓄回报的影响则不会那么显著。当一个国家经历由人口过渡的时间和速度决定的大规模人口年龄构成变化时,国际资本流动会随之变化(Taylor 和 Williamson, 1994)。Higgins 和 Williamson (1996, 1997, 以下简称 HW)估计了总储蓄率和总投资率的联立方程组,并假定遗漏变量会同时影响储蓄率和投资率方程中的残差项。他们发现,如果使用线性方程组,那么在一个开放经济中,年龄构成对总储蓄和总投资影响的差额等于年龄构成对国际收支经常项目顺差(或者是逆差)的影响。HW 认为人口的年龄构成影响国内总投资机会:如果人口更集中在年轻成年人,那么将出现投资率高峰,相反,如果更集中在处于收入高峰期的较年长劳动力,那么将出现储蓄率高峰。因此,一个对国际资本市场开放的经济体,当它的人口年龄构成年轻化时,国内储蓄相对于投资机会而言存在缺口,所以将倾向于从国外借钱。相反地,当一个国家处于收入高峰期的劳动力人口比例过高时,将倾向于出口剩余储蓄。例如,在 1870 年到 1910 年间,欧洲把许多储蓄投资到新大陆和俄国,有些人把它视作国际代际转移,认为这是年龄结构的差异造成的。用同样的方法他们也解释了 1960 年到 2000 年间日本、新加坡、中国台湾地区和韩国的国际收支经常项目从逆差到顺差的飞跃(Taylor 和 Williamson, 1994; HW, 1996: 表 4)²

HD 模型预言,导致生育减少的不同的外生因素对储蓄可能具有不同的“交叉效应”,也许可以用这种方法区别 LC 模型和 HD 模型。因为导致相同生

² Higgins(1998)说明了在限定总储蓄和总投资必须相等时(也就是说在一个封闭经济中)以及允许两者不同时(也就是说在一个开放经济中)如何修正储蓄和投资的联立方程组。如一般均衡模型所预期的那样,估计出的年龄构成对储蓄的影响在开放经济中要弱于在封闭经济中。

育变化的不同原因对年龄构成的影响是一样的,所以在 LC 储蓄模型中它们是无法区分的³。长期的出生率下降,可能是因为妇女在家庭外获取工资的机会上升,使得生育孩子的机会成本上升,导致对孩子的需求减少(Mincer, 1963; Schultz, 1981, 2002)。孩子人力资本回报的上升也可能使得父母用孩子的质量来替代他们所需孩子的数量(Becker, 1981)。自 20 世纪 60 年代,新的节育技术(就是口服避孕药和宫内节育器(IUD))在全世界获得推广,降低了节育成本,鼓励减少生育。

那种给予自愿减少生育补贴的人口政策对储蓄的影响应该小于那些具有同样效果的生育配额政策,比如 20 世纪 70 年代以后中国采取的计划生育政策(也就是,一个家庭一个孩子)。尽管在香港地区,台湾地区和中国内地,自愿的生育选择和计划生育可能都可以实现同等程度的生育率下降,但是如果储蓄和孩子是互替的,那么中国计划生育政策对储蓄的影响应该更大。Tobin 和 Houthakker (1950—1951) 表明,在 HD 模型中配额制将把家庭需求大量地转移到替代品上,但是在 LC 模型中却不会出现这种情况,因为 LC 模型隐含假设孩子和储蓄是独立的选择。虽然计划生育可能刺激了储蓄,但是计划生育肯定也牺牲了农村低收入人口的福利,因为他们被限制了生育却没有得到补偿(Schultz, 2004)。Johnson (1999) 有力地指出,几乎没有实证和理论证据证明生育下降和人口减少促进了中国的发展,至于它们是否提高了个人储蓄则还不清楚。

三、储蓄和老龄化的宏观与微观实证证据

(一) 储蓄和年龄构成之间的关系

年龄和储蓄的实证关系被用多种方法研究过,包括使用宏观的国家数据和微观的家庭数据。这一节将对其中的一些研究结果进行回顾。Leff (1969) 使用 74 个国家跨国数据发现,在 1964 年如果控制人均 GDP 的对数值和过去五年的人均 GDP 增长率对数值,那么总储蓄率的对数值与 15 岁以下的人口比例和 64 岁以上的人口比例成反比。但是 Leff 的发现由于他的数据处理、变量设定、样本构成和估计方法而受到了置疑。后来, Kelly 和 Schmid (1996) 保留了 Leff 简单的分析框架,但是改正了其中的很多问题。通过对 89 个国家 20 世纪 60 年代、70 年代和 80 年代三组横截面数据的分析,他们发现储蓄率在人均 GDP 较高的国家中比较高(这不是 LC 模型的结论),在人均 GDP 增

³ 对这种异方差的另一种思考方式是将其看作局部区域处理估计(local area treatment estimators, LATE)对整体人口而言储蓄对年龄的反应可能是随机的系数,而实际的储蓄反应随着改变过去生育率工具变量的不同而不同(Angrist, Imbens 和 Rubins, 1996)。

长率较高的国家也比较高（这是在 LC 模型稳态时和动态中都有的结论），但是在 20 世纪 60 年代和 70 年代数据中储蓄率与年幼人口和老年人口的比例却没有显著的关系。只有 20 世纪 80 年代的数据和 LC 模型的预期结果一样：即年幼人口和老年人的比例与储蓄率呈负相关关系。如果把这三组横截面数据合并起来估计这个“Leff”模型，其结果是储蓄和两个存在依赖关系的年龄组的相对规模没有关系。但是如果通过加入国家的虚拟变量和年代的虚拟变量来估计一国之内随着时间变化而发生的变化，却意外地发现了年幼人口的比例与较高的储蓄相对应。⁴

MB (1954) 指出在他们的分析框架中，年龄构成对储蓄的影响是非线性的，并且随着收入增长而变动。在把儿童依赖期加到 LC 模型的生命周期中之后，Tobin (1967) 模拟了总储蓄的路径，指出了总储蓄对人均收入增长和儿童消费权重的敏感性。Fry 和 Mason (1982) 提出一个加总的 LC 储蓄模型，其中包含了年幼抚养人口比例与收入增长的交互作用，这一交互作用被预计会抑制储蓄 (Mason, 1987)。Kelley 和 Schmidt (1996) 在他们的第二组回归中通过加入收入增长、年幼抚养人口比重及他们之间的交叉项将这一因素考虑在内。⁵ 20 世纪在 60 年代、70 年代和 80 年代三个横截面回归以及将这些数据合并并且加入国家固定效应的回归中 (Kelley 和 Schmidt, 1996: 表 2)，收入增长与年幼抚养人口之间交叉项对储蓄的影响估计值是负的。当他们把样本限定在低收入国家时（也就是 89 个国家中的 56 个），年幼人口比例和收入增长的交叉项，仅在 80 年代和加入国家固定效应的合并回归中，与储蓄呈负相关。在排除了老年人口效应后，Kelley 和 Schmidt 在 Mason 模型的基础上总结得出人口因素（现在只有年幼人口）能够解释不同国家不同时期大部分的储蓄变化，而且在各种国家样本、模型设定和估计方法下这一结论都成立。⁶

对解释储蓄行为的生命周期框架在家庭层面上预测能力的微观计量检验并不算成功。家庭调查发现，在家长年龄相同的家庭中，消费和收入高度相

⁴ Kelly 和 Schmid (1996: 表 1) 的年幼人口变量是 0 岁到 14 岁人口与 15 岁到 65 岁劳动人口的比率，老年人变量是 65 岁以上人口与劳动人口的比率。他们接着把样本限制在不发达国家 (LDC, $n = 65$)，这时他们发现不管是年幼人口比重还是老年人口比重，在 3 个十年横截面的任何一个中，都与储蓄率没有显著关系。

⁵ 在 Leff 和 Modigliani 早期的跨国实证研究中得到了收入中用于储蓄的部分会随着人均收入的上升而上升，而在最初的 MB 生命周期模型并无此预言。Kelley 和 Schmidt (1996) 为什么要从他们的 Mason 模型中剔除老年依赖人口比例的原因也并不清楚。当老年人口比例被剔除后，年幼人口和老年人口之间的负相关性很可能会影响其他系数的估计。Leff (1969: p. 890) 指出他的结果的一个弱点是，收入和依赖年龄人口比例之间的高度共线性导致了跨国回归估计的不稳定和不可靠性。Kelly 和 Schmidt 也把储蓄率的因变量形式转变成 $1/\{1 - S/Y\}$ ，从而避免了 Leff 的原始模型设定中的一个错误，即对接近于零或负的储蓄率取对数。基于同样的原因，Schultz (1999) 在他应用家庭数据的研究中使用了当期收入中消费比率的对数值。

⁶ 对 36 个主要高收入国家的横截面分析中，Modigliani 比较了 LC 模型和凯恩斯的储蓄模型。因为这些国家并不符合他模型中的稳态均衡，所以他用年幼和老年人口比重来表示人口增长对储蓄的影响，年幼和老年人口比例将与较低的储蓄率相联系。

关。甚至在对同一代人不同时期的、重复独立抽取的横截面调查中也发现,消费和收入是高度相关的。这就是说,在各年龄段,平均消费都没有大幅度偏离平均收入。这个微观实证规律很难解释,因为生命周期储蓄框架认为消费会从预期高收入阶段转移到预期低收入阶段(Lee和Lapkoff,1988;Carroll和Summers,1991;Paxson,1996;Deaton,1997;Schultz,1998)。因此,其他储蓄动机也经常提出以解释家庭储蓄数据,比如,为预防个体生命周期中风险和不确定性的预防性储蓄动机或者缓冲性储蓄动机,以及老年人为后代遗留财产的遗产动机(Browning和Lusardi,1996;Deaton,1997)。

生命周期储蓄的微观实证估计值之所以较小,可能是因为年龄变量是用家长的年龄衡量的,那些不是家长(或者不是家长配偶)的个人并不是生命周期储蓄行为的分析重点。如果最有可能消耗储蓄的儿童和老人因为分别生活在他们的父母或者孩子的家庭里而不被视作家长,那么对应于年龄的凸储蓄率曲线可能会被低估。虽然年龄为30岁到50岁的人成为家长的概率接近于1,但是那些更年轻和更老的人成为家长的概率会远远小于1,而这些人对任何生命周期储蓄假说的检验都是关键(Schultz,1999)⁷。

如果一个人的财富收入可以提高他或她成为家长的可能性,但却并不影响储蓄率,那么在估计储蓄方程时就可以修正那些不具有代表性的家长样本所造成的选择性偏差,这个样本选择模型在上述的条件下是可以识别的。在1967年和1995年的台湾地区,那些已经拥有自己的家庭并成为一家之主的年轻人的财富收入远远大于年轻人预期的平均水平。那些年龄超过59岁但仍是一家之主的老年人拥有的财富收入也要大于他们这个年龄段的平均水平,并且比起年轻一些的人,他们预期会将收入中更多的一部分拿出来进行储蓄。也就是说,修正了各年龄组中家长样本的选择偏差意味着年轻人隐含的储蓄行为会低于实际观察到的储蓄行为,他们甚至会从父母或者金融机构那里借钱,这是与生命周期假说一致的。但是对样本选择的修正并没有大幅度地校正老年人的隐含储蓄行为,他们仍将部分收入进行储蓄,这看起来是和简单的LC假说相冲突的(Browning和Lusardi,1996)。将非家长的家庭成员的年龄构成间接标准化后得到的仍然是类似的结论(Deaton和Paxson,1997)。总之,储蓄行为的家庭微观研究没有找到证据证明:儿童和老年人口比例与一国储蓄率之间存在较大的负相关性(Mason,2001)。

(二)家庭调查和国民收入核算之间的数据差异

家庭调查的储蓄估计可能与国民核算的储蓄推算值不同,这也许可以解

⁷ 比如,1976年台湾每4个20岁到24岁的人中间就只有一个家长或者家长的配偶,而10个65岁到69岁的人有三个是家长。到20年后的1995年,随着台湾收入、高等教育和地理流动性的增加,6个20岁到24岁中只有一个家长,而几乎一半的65岁到69岁的人口是家长。相反地,不管在1976年还是在1995年,30岁到59岁的人口中有大约90%是家长(Schultz,1998:表A-1和表A-2)。

释为什么对储蓄的微观计量检验与生命周期储蓄的宏观证据不一致。首先，国民储蓄核算包含私人企业储蓄，而家庭储蓄调查中这一项可能并不被当作是储蓄。国民储蓄核算还包括政府账户的盈余或者赤字，但是家庭储蓄并不包括这些。这些非家庭来源的支出和储蓄作为收入/产出的一部分可能在经济发展过程中，随着受雇于政府或正式机构的人数比例上升以及家庭企业雇用人数比例下降而增长（或下降）。不过目前还并不清楚在家庭调查的储蓄中加入这些遗漏的项目是否能够提高国民账户的储蓄水平或是随着经济发展而改变其趋势。

其次，相比国民核算得到的数据，家庭调查中的个人收入通常被低估。一种论断认为，调查得到的支出数据更为完全，因为通常的调查更多地关注不同形式的支出，而不是关注收入的来源，所以如果希望基于调查数据衡量家庭福利，那么使用家庭总支出和耐用消费品服务支出总和会比使用收入数据更可靠（Bhalla, 2001；Deaton, 2003），因为家庭调查对收入的估计一般小于国民核算的收入估计，所以调查所得的平均储蓄率可能低于国民核算的推算值。

在家庭调查中，耐用消费品支出和住房支出被低估的幅度大于其他消费支出，所以以这种形式存在的家庭储蓄也被低估了，这种储蓄对于年轻家庭来说尤为重要（Bhalla, 2001）。这种系统低估耐用消费品形式储蓄的调查模式，将会低估储蓄在生命周期中的波动，而这正是生命周期储蓄模型所预言的。

储蓄调查能够在多大程度上发现储蓄，在不同年龄层次的调查可能不一样，所以根据调查得出的年龄和储蓄关系可能是误导的。如上所述，家长的年龄代表了家庭所处的生命周期阶段，从而忽视非家长成员（或者家长的配偶，如果年龄相近的话）。但是这些非家长的家庭成员也会影响家庭的储蓄率。比如，儿童和老年人，他们成为一家之主的可能性很小，除非他们具有非常的生产力或者从家庭的代际转移中得到了足以独立生活的财产（Schultz, 1999）。

总之，在使用家长年龄分析家庭储蓄调查时，应该结合家庭构成信息尽量修正样本选择偏差以及相对被低估的耐用消费品储蓄。那些被遗漏的非家庭储蓄和政府储蓄（或者消耗），会导致家庭调查的储蓄水平不同于国民核算的储蓄水平。但是，还没有研究证明这些遗漏会扭曲家庭调查所得到的储蓄的生命周期模式。

四、亚洲的年龄构成和储蓄关系的总体证据

HW 估计一个国家的年龄构成和储蓄率之间的关系。他们的研究被引用作为对东亚奇迹的一种解释，他们认为降低生育率、促使人口过渡的政策带来了经济发展机会，导致人口年龄构成变化，产生人口红利，这使得储蓄率和经济增长率增加（Bloom 和 Williamson, 1998；Birdsall, *et al.*, 2001；Mason, 2001）。所以，HW 的研究是我重新估计用生命周期假说解释亚洲国家内部储蓄率总体证据时的起点。HW 研究了 16 个亚洲国家，时间跨度是从 1950

年左右到 1992 年, 储蓄率使用的是 IMF 数据, 收入数据和价格数据来自 Penn World Table (PWT), 人口数据来源于联合国的数据库, 估计的方程是:

$$S_{it} = \beta_1 S_{it-1} + \sum_{a=1}^{15} \beta_{2a} P_{ati} + \beta_3 G_{it} + \beta_4 RPI_{it} + \sum_{i=1}^{16} \beta_{5i} D_i + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

$t = 1950, 1951, \dots, 1992; i = 1, 2, \dots, 16,$

其中, S_{it} 是国家 i 在 t 年名义国内储蓄对名义 GDP 的比率; P_{ati} 代表国家 i 在 t 年年龄组 a 占总人口的比例 ($a=1$ 表示年龄 0—4 岁, $a=2$ 表示年龄 5 到 9 岁, …… , $a=14$ 表示年龄 70 到 74 岁, $a=15$ 表示年龄为 75 岁或 75 岁以上); G_{it} 代表以上一年为基数的年度真实 GDP 增长百分比, 这个预计会增加储蓄率; RPI_{it} 是投资品的相对价格, 是根据 Delong 和 Summers (1991) 从 PWT 数据得到, 它可能鼓励 (或者抑制) 储蓄; D_i 是虚拟变量, 对于国家 i 等于 1, 对于其他国家等于 0, D_i 控制住了国别固定效应并且得到了各国不随时间变化的因素。这些国别效应如果与其他解释变量相关但是没有被控制住的话, 就会导致有偏估计; ϵ_{it} 代表观察到的储蓄率由于测量误差或者函数近似而产生的误差项, HW 假设这个误差项与所有的外生解释变量不相关。

HW 非平衡的面板估计还受到其他方面的限制。他们合理地假定经济增长和投资品的相对价格是内生的, 因而使用了工具变量来估计储蓄模型中的参数, 工具变量为滞后的解释变量和各种其他当期和滞后的变量。⁸ 下面我将只报告他们对储蓄的单方程估计, 而并不要求储蓄方程和投资方程之间有任何限制条件。⁹

(一) 年龄构成对储蓄影响的实证检验设定

用方程 (1) 估计一国年龄构成对储蓄的影响存在以下几个问题。首先, 因为年龄构成在一个人群内不同年龄段之间可能是平滑变动的, 不同年龄段的 P_{ati} 值将会高度相关, 多重共线性会使得一些特定年龄段的联合效应不能被很好定义的可能性增加。Leff (1969) 把年龄分成三个层次, 仅用 2 个变量概括年龄分布, 并把它们作为关键变量检验假说: 0 岁—14 岁儿童抚养人口对

⁸ 他们的工具变量包括常数项、国别虚拟变量 D_{it} , $Z1$ 和 ZX (或者年龄 1 (儿童), 年龄 X (老人)) 的当期值、劳动力增长, 以及以下变量的滞后值: 储蓄率、投资率、增长率、 RPI 、增长率乘 $Z1$ 、增长率乘 ZX 或者增长率乘年龄 1 和年龄 2), 以购买力平价 (PPP) 为单位的每个工人的真实总产出, 以 PPP 为单位的人均真实产出, 通过国民账户数据得到的用进出口占 GDP 的比重衡量的经济开放度和滞后的开放度。为了提高第一阶段方程中工具变量的解释能力, 我试图加入增长、 RPI 和开放度的第三年滞后变量, 它们提高了工具变量的联合显著性 (Bound, et al. 1995), 同时并没有显著地改变 IV 的点估计或者我的结论。我也估计了储蓄率和投资率的联立方程组。但是滞后的储蓄率或者年龄构成的效应几乎没有发生任何显著的变化。因此, 本篇文章只报告 HW (1996: 表 7) 中对储蓄的单方程估计。

⁹ 直觉上, 同时估计储蓄和投资是有吸引力的, 但是并没有其他一般均衡信息促使我们同时估计这两个方程, 从而也许可以简化对长期效应的解释。HW 进一步限定滞后储蓄和滞后投资的系数相等, 这个系数为 0.809 ($t=40.3$) (1996: 表 6), 在没有任何限制的单方程估计中, 得到的储蓄系数为 0.816, 投资的系数为 0.824 (1996: 表 7)。总的说来, 联立方程组和单方程估计得到的系数是非常接近的。

储蓄的影响；65岁或65岁以上的老年人抚养人口对储蓄的影响，15岁到64岁的劳动力人口被包含在常数项中。Modigliani (1970) 使用31个工业化和拉美国家的退休和儿童人口与劳动力人口的比率。Kelly和Schmidt (1996) 则在他们偏爱的Mason模型中仅用一个年龄构成变量，即儿童(0岁到14岁)对劳动力人口(15岁到64岁)的比率。Bloom, Canning和Graham (2002) 稍微修改Leff的年龄分层，使用0岁到19岁的人口(年幼人口)，60岁和60岁以上的人口(老年人口)比例，他们总结得出这样的年龄构成设定比其他选择都更好地拟合他们的数据。HW采用Fair和Dominguez (1991) 所使用的多项式分布逼近(对一个二项式使用两个参数)，这样就平滑了许多5年年龄分组对宏观计量时间序列估计的影响，类似于Almond (1965) 估计灵活分布滞后变量的方法。但是，Fair (1994) 拒绝了这种对年龄构成多项式参数化的方法，因为这种方法不能满足他的需要，它可能分配给最小和最高年龄组极端的隐性权重，于是他采用了较少的年龄分组，并对各个年龄组的人口比例进行标准化。¹⁰据我所知，至今还没有研究来回应年龄构成是滞后的内生生育率的函数这一挑战。

(二) 动态总体关系的估计

估计HW储蓄方程(1)的另外一个问题是方程包含滞后因变量，即上一年的储蓄率 $S_{t-1,i}$ 。个人储蓄率可能逐渐适应新的外部条件，而不是在短短一年里就达到新的均衡。这种调整对下一期的溢出效应意味着任何一年的储蓄方程中误差项将不可能独立于过去几年(或者未来几年)储蓄的误差项。在这种动态行为关系中，假设滞后被解释变量是外生的或者与当期误差项不相关是不切实际的(Nerlove, 1971)。HW认为收入增长率 G 和投资价格 RPI 是内生的，所以他们使用工具变量估计它们。但是他们把滞后储蓄率和滞后投资率视作外生。¹¹这种估计HW的方法($X-1$)有可能导致 β_1 和其他参数的

¹⁰ 但是，不管我们采用多项式或者离散人口年龄分层来代表不同的储蓄行为，年龄变量总是高度相关的，所以显然他们只能被联合估计。被HW称作Z1和Z2的二次多项式变量，在本文的亚洲样本中相关度为-0.995，而Bloom *et al.* (2002) 的三阶段年龄分类方法得出的儿童和老年人比例变量，在本文的样本中相关系数为-0.861。在一阶差分的形式中， $dZ1$ 和 $dZ2$ 的相关系数上升至-0.997，对于 $d0-19$ 和 $d60+$ 的儿童和老年人组，相关系数上升为-0.921。所以，为了能够比较和检验在不同年龄构成设定下的模型稳定性，我用Bloom和Leff的儿童和老年人年龄分组重新估计了模型。HW(1997:图1注释)公布了对数形式的年龄比例，但是在和Higgins的个人交流中，他确信估计并不基于对数年龄比例。如果是基于对数形式的年龄比例，那么他们公布的估计值是难以解释的。

¹¹ Higgins (1998) 分析全世界100个样本国家的储蓄、投资和经常项目余额。他的模型设定和HW (1997) 有5个显著不同的地方。第一，他没有包括滞后因变量，隐含地假设在5年中储蓄和投资的调整是完全的。第二，他把 RPI 和 G 视作外生，并说明这样不改变他的估计结果，这意味着使用滞后的 RPI 和 G 作为工具变量并不足以对付内生性问题，这也是HW识别方法的一个令人担忧之处。第三，用5年平均平滑储蓄率和投资率波动，减少短期性的误差和冲击。第四，采用三次多项式逼近年龄构成，而不是二次式。他同时比较了基于国家内(也就是，像HW1996年那样使用国别固定效应)的估计和基于国家间的估计的不同，有趣的是，估计结果相似。他也研究了假设国家是封闭的对估计的影响，也就是限定总储蓄等于总投资所造成的影响。

估计偏差,本篇中重复这种方法是为了提供一个参照。我的第二个估计(E-1)把滞后储蓄率视作内生。第三个模型设定是忽略滞后储蓄率(N-1),估计的仍然是同一个模型,只不过是静态的形式,这中间储蓄被假设在每一期都达到长期均衡(Cf. Higgins, 1998)。第四个模型设定假设行为调整是渐进的,用一阶差分(FD-1)估计一个面板模型,这样就消除了动态自相关部分引起的偏差(Baltagi, 1995; Wooldridge, 2002)。

(三)合并样本中以及各国不同的线性和二次时间趋势

方程(1)的目的是估计储蓄和年龄构成之间的关系,这些变量都是有时间趋势的。亚洲各国这两个变量的时间趋势如图2。封闭国家的年龄构成是由毛出生率和各年龄组死亡率的历史路径决定的。Coale(1972)使用稳定人口方法和人口模拟显示了特定年龄组的死亡率下降是如何影响年龄构成的。在人口过渡初期,婴儿和年幼儿童的死亡率的下降幅度是最大的,16岁以下人口比重逐渐上升。如图2所示,各国比如韩国和马来西亚年幼人口比重从40%可以上升至高达45%。然后随着出生率的下降,年幼人口比重就下降到25%或者更少。人口过渡发生、人口快速增长引起的扶养人口负担的增加只是暂时的,接着就是很长的缓和期(Schultz, 1971)¹²从儿童死亡率下降开始,然后生育率减少,一旦它们形成趋势,就难以逆转,除非发生新的类似于HIV/AIDS的疾病或者像内战、饥荒这样的混乱状况(国家研究委员会, 2000)¹³但是死亡率和生育率的转变在不同的国家和地区发生的时间是不同的。这很可能是因为初始条件不同:制度、政策、市场价格变化,其他环境条件和发展(参见图1)¹⁴要确信储蓄行为的变化是由于另一个社会经济因素(比如年龄构成)引起的,就必须证明这两个变量之间的关系不是由于其他发展趋势引起的。在使用面板数据时,分析集中在各个国家内部的变化,因此我们需要控制每个国家特有的趋势。也就是说,作为对HW报告的时间序列估计的一个检验,要在储蓄方程中加入整体和各国的线性和二次的时间趋势,才能证明那些偏离这些趋势的储蓄和年龄构成确实是HW所估计的关系背后的原因。如果这些趋势解释了储蓄的相关性,并且大幅度地改变了年龄构成对储蓄的显著影响,那么我们就可以审慎地拒绝HW的模型设定。

¹² 近来,健康改善浪潮再一次兴起,高收入国家死亡率(主要是50岁以上人口的死亡率)大幅度减少。这种健康改善加快了中老年人口比重的上升。

¹³ 最近,俄国的转型主要是和男性成年人死亡率上升相关联,而HIV/AIDS在非洲流行导致中年人口死亡率上升,预期寿命下降。

¹⁴ 也许有一天有可能在某个国家发生特定的前提条件(气候和瘟疫),在这个条件下引入一项新的公共健康技术,会外生地使这个国家的儿童或成年人存活率大规模上升(Bloom和Williamson, 1998:图3)。用这个信息解释的外生的死亡率下降的时间、速度和年龄构成可以为预计死亡率的变化趋势提供一个基础。估计家庭和社区发展如何影响生育率也可以产生生育率时间序列的工具变量。但是如果使用这些人口预计模型来识别年龄构成对储蓄的影响,还必须证明这些决定死亡率和生育率的前提条件本身不会影响储蓄倾向。

五、亚洲国家储蓄率的新估计

表1是16个亚洲国家的关键变量均值和标准差,这16个国家有足够数据来估计从1952年到1992年任何一年的储蓄方程。相比HW样本的458个观察值,我能够重新构建480个观察值的必要数据。¹⁵表2第1列复制了Higgins和Williamson(1996:表7)最初的结果。第2列是根据HW的样本、数据来源和统计方法描述复制的单方程工具变量估计。我认为,HW最有争议的假设就是,未被解释的当期储蓄率的残差和上一期储蓄率不相关。也就是说,他们认为滞后储蓄变量能够被视作相对于当期储蓄变量的外生变量。在包括国别固定效应后,HW的Pseudo R^2 为0.94,我的计算结果是0.91。滞后储蓄率的系数在我的复制中要小一些,相对于原来0.82,我的结果为0.77,但是标准差要大很多倍。¹⁶增长率的系数是不显著的。投资品相对价格RPI的系数估计值在复制结果中也不显著,是HW估计值的三分之一。HW惟一讨论的估计结果就是对年龄构成的二次多项式逼近中的两个系数,这两个系数是联合显著的,我的估计得到 $F(2, 459) = 13.4$,HW的为 $F(2, 439) = 10.7$ 。储蓄和5年期年龄人口比例的短期相关性,就如LC模型所预计的那样,随着年龄的增长而上升和下降。但是,我估计的年龄构成多项式对储蓄的影响度大约是HW的三分之一。考虑到滞后储蓄率的系数更小,储蓄对应于年龄构成多项式的长期调整,HW的估计值要比我的复制结果大4倍。¹⁷

¹⁵ 当我不能还原HW年龄估计的样本量时,我向Williamson索取他们的数据描述或拷贝,结果在Higgins处获知他们惟一份数据拷贝已于2001年9月11日在Higgins纽约国际贸易中心美林办公室的计算机中被破坏。Higgins无法从已出版发行的估计值中识别他们所用的国别年度观察值。我的样本包括孟加拉国1976—1992年;中国1981—1992年;香港地区1966—1992年;印度1953—1992年;印度尼西亚1966—1992年;日本1956—1992年;韩国1956—1991年;马来西亚1958—1992年;缅甸1961—1968年,1975—1989年;尼泊尔1975—1986年;巴基斯坦1961—1992年;菲律宾1953—1992年;新加坡1969—1992年;斯里兰卡1953—1992年;台湾地区1956—1990年;泰国1953—1992年。所以,我不能判断我的样本和他们有什么区别。我也估计了储蓄和投资率的联立系统(1996:表6),如我的表2第2列单方程估计的结果所示,年龄多项式的系数减小了。HW的一个工具变量RGDPW(每个工人的真实总国内生产总值)他们表示这个变量来自于PWT,但是PWT的数据到1988年就截止了,所以我的第一个估计的样本容量是433个。我从世界银行的发展指标得到1989年到1992年劳动力增长数据来完成了大部分国家的RGDPW序列。

¹⁶ Fry和Masor(1982),Masor(1987),Kelley和Schmid(1996)都在他们的模型中包括了收入增长率和年龄构成的交叉项。HW没有采取这种形式,因为他们认为这是从稳态的增长模型中得到的,因而它忽略了年龄构成变化会导致重要的不平衡结果。在我的估计中引入G和年龄构成多项式或者年龄组的交叉项并不能带来太多的改进,尽管我和HW一样将这些交叉项加入了工具变量。

¹⁷ 在需求或者供给模型加入滞后因变量的一个原因是,技术和制度刚性可能会延迟完全的调整,并且在当期把调整分散为一种指数的滞后形式(Koyck, 1954; Almond, 1965; Balestra和Nerlove, 1966)。在这样的框架中,年龄构成变化对储蓄的短期影响,由方程(1)中的 β_2 表示,在长期中每一期的反馈都是通过滞后因变量积累来转移,直到年龄构成对储蓄的长期影响达到 $\beta_2/(1-\beta_1)$ 。表2中HW估计,0—4岁儿童人口比例(样本均值为0.13)下降0.01,同时15—19岁(或60—64岁)这些对储蓄可能是中性的人口比例相应的上升,第二年(短期)的储蓄率将上升0.011。这种影响从长期看将会逐渐增加到5.4倍(也就是 $\beta_2/(1-0.816)$)。根据HW的估计,它们对储蓄的长期影响应该在0.060左右。在我复制的估计中,这种变化对储蓄的影响无论在短期还是在长期都要小得多。

表1 1952年到1992年有数据的亚洲国家样本统计 样本容量480

变量	水平
储蓄率	0.209(0.0995)
投资率	0.234(0.0831)
上一年的GDP增长(比例)	0.0627(0.0503)
投资品相对价格	1.56(0.625)
经济开放度(百分比)	66.3(73.0)
Z1(二次多项式)	-2.45(0.630)
Z2(二次多项式)	-37.5(8.28)
年幼人口(0岁—19岁)比例	0.481(0.0746)
老年人口(60岁或60岁以上)比例	0.0649(0.0215)
人均GDP	2741(2814)
GDP/劳动力	6055(4788)

注:报告的是均值,括号为标准差

加入总体的线性或二次时间趋势($X-2, X-3$)后, $Z1$ 和 $Z2$ 的估计值仍然显著,且和表2第3、第4列的大小几乎一致。不过在加入国别固定效应后,这些固定效应本身是高度显著的($F(16, 443) = 4.99, p < 0.0000$),但是年龄构成对储蓄的长期影响估计值却又下降了三分之二。是否存在其他趋势变量解释这些亚洲发展中国家储蓄率的大幅度波动,或者把储蓄的这种趋势归结于年龄构成变化是否合理,如同关于“人口红利”的文章所总结的那样(Bloom 和 Williamson, 1998; Birdsall, *et al.*, 2001; Mason, 2001)? 如果回答是否定的,那么在控制国别趋势后,年龄构成长期效应估计就只有HW模拟推断大小的十分之一。

用HW中的工具变量识别增长和投资价格对储蓄的影响, Durbin-Wu-Hausman 检验以1%的置信度拒绝滞后储蓄率是外生的假说,见表3第1列底端。所以,表3是将滞后储蓄率视作内生变量的估计结果,表3的第1列(E-1)为没有趋势值的估计。这样, $Z1$ 和 $Z2$ 的估计系数就不再是联合显著的了,它们的不精确的点估计值大约是假设储蓄为外生的模型的三分之一(见表2中 $X-1$)。图3在视觉上比较了15个年龄组年龄多项式的不同模型设定下的估计值。首先把 Higgins 和 Williamson (1996:图1)的年龄组估计(钻石形)与复制出的把滞后因变量(LDV)视为外生变量时的估计值(正方形)相比较,最后再和排除任何时间趋势的、把LDV视作内生的估计相比较(三角形)。

表2 包含和排除外生滞后储蓄变量的储蓄模型估计*

解释变量	Higgins & Williamson (1996: 表7)		国内趋势				不包含滞后储蓄			
	近似复制 (X-1)	线性时间趋势 (X-2)	二次时间趋势 (X-3)	线性 (X-4)	二次 (X-5)	不加趋势 (N-1)	二次趋势 (N-3)	国别二次趋势 (N-5)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
滞后储蓄	0.816 (28.3)	0.770 (16.1)	0.750 (15.1)	0.728 (14.4)	0.397 (6.35)	0.331 (5.51)	—	—	—	
增长	-0.0446 (0.50)	-0.218 (1.25)	-0.141 (0.80)	-0.140 (0.79)	0.200 (1.43)	0.0734 (0.74)	-0.790 (2.28)	-0.364 (1.23)	-0.0314 (0.28)	
RPI	0.0442 (2.47)	0.0145 (1.56)	0.0174 (1.90)	0.0242 (2.58)	0.0715 (3.27)	0.0800 (2.72)	0.0384 (2.09)	0.0685 (4.23)	0.101 (2.95)	
Z1	0.690 (3.24)	0.202 (4.92)	0.176 (4.50)	0.213 (4.92)	0.182 (2.51)	0.208 (1.75)	0.812 (12.6)	0.714 (11.0)	0.378 (2.56)	
Z2	-0.0458 (2.78)	-0.0134 (4.56)	-0.0117 (4.25)	-0.0135 (4.33)	-0.0160 (2.74)	-0.0060 (0.60)	-0.0528 (10.6)	-0.0448 (9.71)	-0.0154 (1.22)	
年份(线性) ($\times 10^{-2}$)			0.0371 (1.49)	0.246 (3.61)	—	—	0.716 (7.01)	—	—	
年份平方 ($\times 10^{-6}$)			0.465 (3.39)	0.465 (3.39)	—	—	-1.30 (5.74)	—	—	
Pseudo R ² 观察值	0.937 438	0.910 469	0.919 433	0.921 433	0.937 433	0.946 433	0.650 468	0.804 433	0.930 433	
年龄构成 F 检验的联合 显著性	(2.439) -10.72 $p > 0.001$	(2.459) -13.4 $p > 0.0000$	(2.458) -10.6 $p > 0.000$	(2.457) -13.6 $p > 0.0000$	(2.443) -4.43 $p > 0.015$	(2.427) -5.06 $p > 0.0056$	(2.460) -151 $p > 0.0000$	(2.458) -80.3 $p > 0.0000$	(2.428) -9.08 $p > 0.0001$	
国别趋势: 年份(线性) 年份平方	否 否	否 否	否 否	否 否	是 否	是 是	否 否	否 否	是 是	
									$p > 0.0000$ $p > 0.0000$	

* 括号里的是 Robust Standard Errors 和 t 统计量的绝对值, 样本容量为 480。

表3 把滞后储蓄变量视作内生的储蓄模型估计

解释变量	内生LS (不包含趋势) (E-1)	线性 时间趋势 (E-2)	二次 时间趋势 (E-3)	国别趋势	
				线性 (E-4)	二次 (E-5)
滞后储蓄	0.894 (10.9)	0.869 (10.9)	0.870 (10.2)	0.500 (3.72)	0.477 (3.33)
增长	0.0591 (0.33)	0.0706 (0.41)	0.0985 (0.56)	0.251 (1.59)	0.139 (1.24)
RPI	0.0142 (1.65)	0.0159 (1.78)	0.0192 (1.97)	0.0670 (2.86)	0.0715 (2.31)
Z1	0.0866 (1.21)	0.0814 (1.38)	0.0911 (1.32)	0.147 (1.74)	0.131 (0.98)
Z2	-0.0054 (1.10)	-0.0052 (1.28)	-0.0055 (1.19)	-0.0129 (1.86)	-0.0018 (0.18)
年份(线性) ($\times 10^{-2}$)		0.0244 (0.97)	0.139 (1.59)	—	—
年份平方 ($\times 10^{-4}$)			-0.258 (1.49)		—
Pseudo R^2	0.927	0.929	0.929	0.934	0.944
拒绝滞后储蓄外生性的 Hausman 检验 $p > t $	2.84 (0.005)	2.46 (0.014)	2.70 (0.007)	0.84 (0.40)	1.03 (0.31)
年龄构成 F 检验的 联合显著性 ($p > F$)	(2 A59) =1.34 (0.26)	(2 A58) =1.29 (0.28)	(2 A57) =1.48 (0.23)	(2 A43) =1.88 (0.15)	(2 A27) =2.41 (0.091)
国别趋势:				是	是
年份(线性)				$p > 0.33$	是
年份平方				否	$p > 0.66$

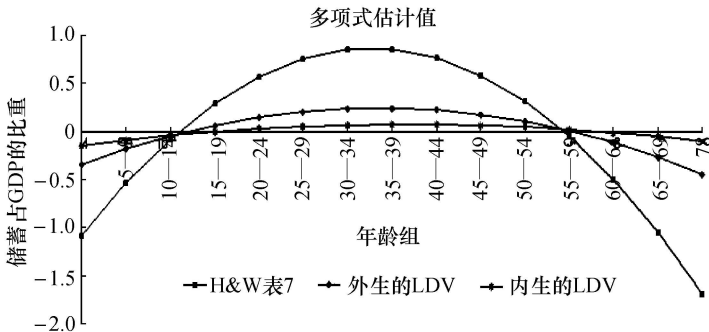


图3 二次多项式年龄构成影响储蓄比率的其他估计方法

来源: Higgins 和 Williamson, 1996, 表 7 (表 2, 第 1 列)。

外生滞后因变量 (表 2, 第 2 列), 不含时间趋势;

内生滞后因变量 (表 3, 第 1 列), 含时间趋势。

如果把滞后储蓄变量视作内生的估计没有为动态行为调整提供有说服力的证据，这也许就是 Higgins (1998) 估计了一个没有任何滞后储蓄率的静态储蓄模型的原因。表 2 第 7、8、9 列是这个静态模型的估计值。在没有加入时间趋势的第 7 列 (N-1) 中，年龄构成多项式的系数是联合显著的，年龄的储蓄效应和表 2 (X-1) 第 2 列把滞后储蓄视作外生的长期效应是大致相等的。在包括二次国别趋势的第 9 列 (N-5) 中，与外生 LDV 的模型 (X-5) 一样，年龄构成效应下降了大约三分之二。这些证据表明，假如允许各个国家有不同的储蓄变化趋势，那么年龄构成对储蓄的影响是很小的。

用面板数据估计一个动态调整模型的最后一种方法就是对所有变量取一阶差分，或者是它们各期的变动值，这样可以消除由于各个国家固定效应和解释变量之间相关所引起的偏差。我使用了滞后的水平变量作为内生增长、RPI 和滞后储蓄的工具变量。¹⁸表 4 为一阶差分模型 (FD) 估计结果，与表 2 和表 3 中的估计类似。如果像 (E-1) 那样忽略储蓄趋势，那么一阶微分 (FD-1) 要求删去常数项。在 (FD-2) 中加入常数项意味着允许储蓄存在整体线性趋势。相应地，(FD-3) 包括二次整体趋势，(FD-4) (FD-5) 分别包括国别的线性和二次趋势。在从滞后储蓄对储蓄的影响中消除了可能存在的储蓄残差与国别固定效应之间的相关性之后，那么年龄构成和当前储蓄之间显著的相关关系也不复存在 (参见表 4 第 1 列中 $F(2, 464) = 0.43$)，不管是否包含趋势。

表 4 把滞后储蓄变量视作内生的一阶差分储蓄模型估计

解释变量	内生滞后储蓄 (不包含趋势) (FD-1)	线性时间 (FD-2)	二次时间 (FD-3)	国别趋势	
				线性 (FD-4)	二次 (FD-5)
滞后储蓄	-0.0201 (0.01)	-0.250 (0.27)	-0.503 (0.58)	-0.766 (0.77)	0.448 (0.51)
增长	0.0887 (0.61)	0.038 (0.30)	-0.0154 (0.14)	-0.0462 (0.42)	0.0953 (1.04)
RPI	0.336 (1.15)	0.220 (0.65)	0.0549 (0.27)	-0.0672 (0.92)	-0.0044 (0.11)
Z1	0.419 (0.57)	0.538 (1.11)	0.691 (1.56)	0.756 (1.40)	-0.0029 (0.00)
Z2	-0.0206 (1.14)	-0.0311 (0.93)	-0.0434 (1.36)	-0.0573 (1.42)	0.0010 (0.02)
常数项或者 年份(线性)		0.159 (0.34)	0.563 (1.22)	—	—
年份平方 ($\times 10^{-4}$)			-0.535 (0.44)		—

¹⁸ 早期对面板数据的使用参见 Balestra 和 Nerlove (1966)，总体估计方法的研究参见 Nerlove (1971)，近期此类问题处理方法参见 Baltagi (1995) 和 Wooldridge (2002)。

(续表)

解释变量	内生滞后储蓄 (不包含趋势) (FD-1)	线性时间 (FD-2)	二次时间 (FD-3)	国别趋势	
				线性 (FD-4)	二次 (FD-5)
F 统计值 ($p > F$)	1.80 (0.11)	0.71 (0.61)	1.02 (0.41)	0.66 (0.87)	0.60 (0.97)
年龄构成的 F 检验 联合显著性 ($p > F$)	(2 A64) = 0.43 (0.65)	(2 A63) = 0.74 (0.48)	(2 A62) = 1.49 (0.23)	(2 A48) = 1.01 (0.36)	(2 A32) = 0.00 (0.99)
国别趋势:				是	是
年份(线性)				(0.99)	(0.21)
年份平方					

* 括号里为 Robust t 统计值。因为一阶差分消除了每个国家的第一个观察值,所以样本容量为 469。

如同 Fair (1994) 论证的那样, 年龄多项式可能没有充分总结年龄构成的储蓄效应。用更为直接的衡量人口比例的方法——0 岁—19 岁为年幼人口, 60 岁或 60 岁以上为老年人口——可能可以更好地体现这两个依赖年龄组的储蓄效应。¹⁹表 5 报告了采用这种衡量方式的估计结果, 首先把滞后储蓄视作外生, 然后是我比较喜欢的模型设定, 把滞后储蓄视作内生, 并存在不同的时间趋势。第 1 列 (X-1) 基于 HW 假设, 也就是滞后储蓄为外生, 但是被 Hausman 检验拒绝 (没有报告)。这里的两个年龄组变量在 0.02% 置信水平上显著, 它们对储蓄变化的解释力小于二次多项式, 表 5 中经过自由度调整的 Pseudo R^2 为 0.903, 小于表 2 中的 0.910。年幼人口比例下降 0.01 会引起储蓄率上升 0.0024, 而较小的老年人口比例 (比较表 1) 下降 0.01 会引起储蓄率上升 0.0044。表 5 第 2 列将滞后储蓄视为内生变量之后, 短期效应下降了一半多, 滞后储蓄的“调节”系数为 0.95, 这意味储蓄调节的时间很长, 但是年龄组变量并不是联合统计显著的。加入总体时间趋势或者国别趋势都没有提高年龄构成变量的显著性。把年龄构成的表示方式从二次多项式逼近改变为 2 个依赖年龄组, 也没有从根本上改变估计结果。给定 HW 的工具变量, Hausman 检验拒绝了储蓄外生假设, 因此如果把储蓄视作内生, 那么从这些总体估计中没有统计证据证明: 在亚洲国家中年龄构成和总体储蓄率显著相关。

¹⁹ 也曾采用 0—14 岁和 65 岁或 65 岁以上的年龄分组进行估计, 但是两者估计结果的显著性都小于表 5 中较大地依赖人口分组变量。采用不同的年龄分组方法, 或将黄金储蓄年龄组包含在内, 或将年幼和老年人口表示为占工作人口的比例, 或像 Higgins (1998) 那样采用一个三次的年龄多项式, 都没有发现显著的结论变化。

表5 包含年幼和年老抚养人口组和滞后储蓄的储蓄模型估计*

解释变量	外生 LS (不包含趋势) (X-1)	内生 LS (不包含趋势) (E-1)	线性时间 (E-2)	二次时间 (E-3)	国别	
					线性 (E-4)	二次 (E-5)
滞后储蓄	0.839 (18.2)	0.946 (15.8)	0.899 (12.5)	0.891 (11.5)	0.568 (4.25)	0.453 (2.96)
增长	-0.239 (1.44)	0.135 (0.84)	0.104 (0.73)	0.131 (0.93)	0.304 (0.50)	0.180 (1.80)
RPI	0.00810 (0.86)	0.0124 (1.48)	0.0144 (1.70)	0.0177 (1.91)	0.0674 (2.70)	0.0793 (2.43)
年幼人口比例 (0岁—19岁)	-0.243 (2.97)	-0.0913 (0.93)	-0.101 (1.13)	-0.164 (1.35)	-0.0893 (0.74)	-0.103 (0.44)
年老人口比例 (60岁或60岁以上)	-0.442 (2.05)	-0.0854 (0.32)	-0.184 (0.72)	-0.206 (0.76)	-0.796 (1.22)	2.99 (2.13)
年份(线性) ($\times 10^{-2}$)			0.034 (1.24)	0.147 (1.50)		
年份平方 ($\times 10^{-4}$)				-0.25 (1.36)		
Pseudo R^2	0.903	0.923	0.927	0.927	0.928	0.942
年龄构成 F 检验	(2 A59)	(2 A59)	(2 A58)	(2 A57)	(2 A43)	(2 380)
的联合显著性 ($p > F_f$)	=4.43 (0.012)	=0.73 (0.48)	=0.68 (0.51)	=1.08 (0.34)	=0.78 (0.46)	=2.66 (0.071)
国别趋势：					是	是
年份(线性)					$p > 0.49$	是
年份平方						$p > 0.74$

* 系数下面括号里的是 Robust 标准差和 t 统计值。样本容量为 480。

六、关于储蓄和人口过渡的未来研究方向

为了理解亚洲国家年龄构成变化如何对储蓄和增长机会产生影响，我为未来的研究提出以下几个方向：(1) 重新检验人口过渡和储蓄的总体关系，把年龄构成视作内生，并用适当的工具变量估计，工具变量应该是家庭控制以外的并可能影响过去的生育和儿童死亡率趋势的变量；(2) 通过分析个人、家庭和代际家庭数据来发现家庭的生命周期环境对生育、时间分配、人力资本投资以及储蓄的影响；(3) 把国家样本扩展到亚洲国家以外，并考虑那些可能影响家庭拥有孩子和实物财富积累动机的前提条件和制度约束；(4) 如果人口年龄越大对养老金和医疗保健的需求越多，那么需要考虑如何能用非扭曲的税收和家庭资源来支付这些费用，从而避免财政赤字挤出高回报的投资。

第一个研究方向将重新检查各国总体的面板数据，但要将对分析扩展到解释人口过渡的时间和速度，从而把年龄构成视作由家庭的生命周期行为决定。一个国家当期的年龄构成是家庭过去生育决策的反映，而生育决策是和母亲的时间分配，孩子健康、教育资源的分配，以及实物资产的储蓄相协调的。Higgins 和 Williamson (1996) 提出了那些用于预计增长和相对价格变量的工

具变量,这些变量本身可能内生于家庭的生命周期行为,比如是否工作、年龄构成和滞后储蓄。选择那些决定出生率和死亡率的工具变量可能需要重新把分析集中在政策干预和制度上,因为它们支配着各国人口过渡的时间表。比如,儿童死亡率的历史路径,可能可以由一个国家公共卫生系统采用新技术的时间部分解释,比如免疫工程和计划生育方法以及这些干预在特定的流行病疫区及相关的地区气候环境条件下的效果。但是这些公共部门干预只是整个过程中的一部分。家庭健康管理能力也应该考虑,最容易识别的影响儿童健康的因素是母亲教育水平,还有收入机会和家庭间的不平等,食品的相对价格及其波动性,城市传染病传播,城市和农村地区公共的、私人的卫生服务,为城市和农村提供安全饮用水、卫生条件和电力的基础设施。

生育率下降,在家庭方面和总体层面上,都和年轻妇女教育水平上升相关联,还和妇女在家庭以外的就业机会增加、可靠的节育手段以及妇女权利的增加相关联。相对于男性而言,妇女的权利体现在教育、就业和资产方面。妇女有权处置她们的资产,有权用资产作抵押获取贷款,还享有家庭遗产继承权。在世界许多地方都可证实,妇女家庭外劳动力参与的上升和生育率下降紧密联系。但是,妇女参加家庭以外的劳动未必是生育率下降的必然结果;文化和劳动力市场制度也影响妇女成为社会劳动力的时间和工作类型,以及她们是作为男性劳动力的竞争者还是补充者。所有这些地区条件和劳动力市场制度都会影响生育率,可能还会加强政府或者NGO直接向妇女传递计划生育方法的能力。这些与社会发展相关的性别差异不仅在日本、韩国、台湾地区和新加坡等东亚国家(或地区)之间不一样,而且在从斯里兰卡、孟加拉国、印度、巴基斯坦到尼泊尔的南亚,其差异性表现得更加显著。

第二个研究方向是明确地将生育作为一种生命周期的选择模型化,并估计生育率的下降在同代人和不同代人之间是如何被决定的,以及在个体层次上,政策引致的儿童死亡率和出生率变化是如何与储蓄、资产积累相关联的。根据重复的横截面调查得到的不同代人的数据,应该可以在一代人总的变化中分解出由微观因素引起的变化。不过,当且仅当生育率、儿童死亡率、储蓄的决定因素用那些家庭无法控制的外生变量表示时,这种方法才能够检验微观行为模型的预测结果。正如前面所假设的,生育率下降的不同原因可能对家庭储蓄、孩子健康和教育以及孩子移民到高就业地区的能力有不同的“交叉效应”。²⁰也就是说,除非可以区分(也就是识别)生育率下降背后的原

²⁰ 考虑到家庭生育和储蓄可能是相协调的家庭行为,Hammer(1986)估计了家庭生育率和储蓄的联立方程。他记录了家庭限制条件对这两个结果的相反影响。Masor(1987: pp. 539—540)在回顾“人口红利”模型的总体国别研究证据的基础上总结道:“因为无法确切地把生育率和由此引起的依存度的变化作为‘工具’模型化,所以上面的模型很难运用到政策中去。在理论层面上,生育减少对总体储蓄率的影响应该是随着生育下降原因的不同而不同,通过非价格政策实现的生育下降肯定减少儿童抚养费用和增加总储蓄,由价格变化导致的生育减少对储蓄的影响是不确定的,这取决于需求弹性。”

因，或者归因于其他没有观察到的因素，比如偏好的变化，我们很难检验生命周期储蓄假说并估计其是否可以计入“人口红利”，对于这些问题需要更多的家庭层面的研究，并需要区别家庭的外生限制条件和家庭的内生生活选择（Schultz, 1981）。理解家庭控制之外的生育率下降以及同时发生的儿童死亡率下降的原因，也应该有助于评估公共卫生计划、计划生育政策、儿童免疫工程、生育健康项目以及其他特定的为个人福利改善做出贡献的生育政策和儿童健康政策。

第三个研究方向是把研究扩展到亚洲以外。亚洲是一个有吸引力的初始研究对象，因为儿童死亡率以及随后的生育力下降首先发生在东亚，然后发生在东南亚，最后才逐步发生在印度以至整个南亚和西亚。如果亚洲的储蓄和增长模式在撒哈拉沙漠以南的非洲出现，我将会非常吃惊，因为这个地区的生育率刚刚开始下降（图 1），而且非洲地区的其他条件是不利于增长的，包括国内冲突、难民潮和 HIV/AIDS 疫情。但是拉丁美洲却是“人口红利”假说一个很有意思的谜题和挑战，它的特殊行为应该成为研究焦点。一个比生命周期假说更为全面的家庭储蓄微观理论可能有助于解释拉丁美洲。具体来说，为什么拉丁美洲早期生育率下降没有引发私人储蓄上升（Ahlburg, 2002）？在拉美信贷市场通常由于通货膨胀和政府管制而扭曲，是否拉丁美洲的金融制度被抑制或者被调整而专门为较高收入阶层服务？拉丁美洲的贫苦人口是否不太情愿为孩子教育投资，或者此类教育的私人工资回报明显低于那些亚洲贫苦人口？拉丁美洲的国际贸易保护是否限制了出口性工业的发展，这些工业在亚洲给许多妇女带来了就业机会？换句话说，拉丁美洲的什么条件使得那里的父母在用实物储蓄和人力资本投资替代孩子数量时更为不利，虽然他们从 20 世纪 60 年代开始就自愿减少生育？我还没有看到过解释拉丁美洲经验的实证证据。

七、我们是否有进展：尝试性的结论

储蓄和年龄结构的二次多项式逼近之间的部分相关关系，在把滞后储蓄这个因变量视作外生时，在统计上看上去是显著的。但是把这个滞后因变量视作外生变量放入一个适应性储蓄模型中是不合理的，不仅从概念上说在一个宏观经济模型中这样做不合理，而且根据表 3 Hausman 检验也拒绝了外生性的假设。在假设储蓄是外生的条件下，年龄构成对储蓄长期影响的估计值是 Higgins 和 Williamson（HW, 1996, 1997）公布的四分之一。我没有像 HW 那样，把这个时期亚洲储蓄和增长的三分之一归结为年龄构成的外生变化，我根据表 2（X-1）计算得出，年龄构成只能解释亚洲储蓄率的十分之一。如果允许每个国家有不同的线性时间趋势，那么年龄构成对储蓄影响的估计将再减少三分之二。但是正如已经指出的，无论是理论还是实证证据都表明需

要重新估计动态储蓄模型,并把滞后储蓄作为内生变量,用 HW 的工具变量来识别这些内生变量(表 3, E-1)。不过如果这样的话,无论是采用 HW 的二次多项式函数逼近,还是表 5 中使用的 Bloom *et al.* (2002) 的 3 个年龄分组,年龄构成参数的联合效应在统计上都是不显著的。如果包括国别时间趋势(这是面板数据研究中检验模型稳定性的通常做法),年龄构成对储蓄的影响是不稳定和不明朗的。最后,如果用一阶差分消除动态自回归成分产生的偏差,年龄构成对储蓄的影响看起来在统计上是不显著的。

亚洲 16 个国家的年龄构成在 1950 年到 1992 年中存在一个类似于冰川形成发展的时间趋势,看起来它和储蓄率增长的时间趋势有关(参见图 2)。采用各种各样的计量方法来估计年龄构成对总体储蓄的动态影响并没有找到稳定的实证依据支持以下结论:这个时期这些国家的储蓄长期上升是因为进入 20 岁至 59 岁的人口比例上升,而这些人预期的储蓄率是高于平均水平的。

50 年前 Modigliani 明确界定了储蓄作为一种生命周期行为的含义,他近期关于中国的研究再一次显示了这一框架在拟合宏观时间序列时直觉上的吸引力和统计上的局限(Modigliani 和 Cao, 2004)。HW 和我本文的研究所使用的亚洲国家(地区)样本都是基于 IMF1995 年的储蓄数据,所以中国的观察值只有从 1981 年到 1992 年的数据。Modigliani 和 Cao (2004) 曾经估计过 1953 年到 2000 年的中国储蓄数据,其中储蓄占可支配收入的比重从 1975 年的 5% 上升到 1995 年的 35%。他们用生命周期模型中的两个变量做回归,长期收入增长(在过去 15 年中)和依赖年幼人口占雇用劳动力人口的比率,这在很大程度上解释了储蓄的年度波动。他们的证据并不算十分令人信服。还没有其他人在亚洲或者高收入国家发现预期的家庭储蓄的生命周期模式(Browning 和 Lusardi, 1996; Deaton 和 Paxson, 1997; Schultz, 1998)。现在需要进一步研究中国家庭储蓄行为来改进 Modigliani 对时间趋势总体关系的解释。

Modigliani 和 Cao (2004: p. 151) 也看到了家庭需求模型的含义,因而他们指出“孩子是生命周期储蓄的有效替代物。其结果是,从 20 世纪 70 年代起实行严格的计划生育政策(也就是中国一个家庭一个孩子的政策)后,作为孩子替代物的生命周期资产积累就变得更为重要。”如果孩子和储蓄是替代物,生命周期储蓄框架就应该结合家庭对孩子和其他资产的需求以更全面地解释储蓄行为。为了检验这个更为全面的家庭生命周期储蓄和人口过渡的模型,需要代际家庭数据,同时调查两代人,记录转移、储蓄和生育。代际转移和交换有可能是十分重要的,也可能是在贫困国家中被忽略的一种平滑消费方式。在不同国家不同时期的储蓄和年龄构成的相关性可能是一种因果关系,但还不是一种有确凿证据的关系,还不能用来预测未来一个更为老龄化的亚洲,也还无法将它扩展到世界其他地区,比如非洲。

两个有影响力的经济模型都假设人口增长和人口结构是发展的推动力。

Malthus 曾经预测，一国人口增长的趋势，在长期中将抵消真实工资的上升。他的洞见，奠定了我们在两个世纪里对工业发展的认识，也增强了对于低收入国家，比如中国和印度，人口过渡后果的悲观看法（Coale 和 Hoover, 1958）。Modigliani 的生命周期储蓄假说预测着储蓄将随着一个国家的年龄老化而下降，经济增长也会随之下滑。但是，两个框架都忽略了经济和社会制度对于变化世界的适应能力，忽略了家庭重新分配资源、协调生命周期行为以及通过合理安排生活来提高家庭成员福利的核心角色。随着人们变得越来越健康和长寿，妇女受教育的水平越来越高，生产力越来越高，生育减少，家庭行为可能会适应家庭成员的年龄构成变化，从而分散负担，获得收益。至于这些将如何影响实物和人力资本总储蓄率，则有待进一步加以研究。

参考文献

- [1] Ahlburg, D. A. "Does Population Matter? A Review Essay", *Population and Development Review*, 2002, 28(2), 329—350.
- [2] Angrist, J. A., G. W. Imbens, and D. B. Rubin, "Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables", *Journal of the American Statistical Association*, 1996, 91, 444—472.
- [3] Almond, S., "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", *Econometrica*, 1965, 33(1), 178—196.
- [4] Balestra, P. and M. Nerlove, "Pooling Cross Section and Time Sources Data in the Estimation of a Dynamic Model", *Econometrica*, 1966, 34(3), 385—412.
- [5] Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*. New York: Wiley, 1995.
- [6] Becker, G. S., *A Treatise on the Family*. Cambridge MA: Harvard University Press, 1981.
- [7] Bhalla, Surjit S., *Imagine There is no Country*. Washington D. C.: Institute for International Economics, 2002.
- [8] Birdsall, N., A. C. Kelley and S. W. Sinding (eds), *Population Matters*. Oxford: Oxford University Press, 2001.
- [9] Bloom, D., D. Canning and B. Graham, *Life Expectancy and National Saving Rates*. Harvard School of Public Health, Boston, MA, 2002.
- [10] Bloom, D. E. and J. G. Williamson, "Demographic Transition and Economic Miracles in Emerging Asia", *World Bank Economic Review*, 1998, 12(3), 419—455.
- [11] Bound, J., D. A. Jaeger, R. M. Baker, "Problems with Instrumental Variable Estimation when the Correlation between the Instruments and Endogenous Explanatory Variables is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, 1995, 90(430), 443—450.
- [12] Browning M., "Children and Household Economic Behavior", *Journal of Economic Literature*, 1992, 30(3), 1434—1475.
- [13] Browning, M. and A. Lusardi, "Household Savings: Micro Theories and Micro Facts", *Journal of Economic Literature*, 1996, 34(4), 1797—1855.
- [14] Carroll, C. D. and L. J. Summers, "Consumption Growth Parallels Income Growth", in *National Savings and Economic Performance*, eds. by B. D. Bernheim and J. B. Shoven. Chicago: University of Chicago Press, 1991.

- [15] Coale , A. J. , *The Growth and Structure of Human Populations* . Princeton , NJ : Princeton University Press , 1972 .
- [16] Coale , A. J. and E. M. Hoover , *Population Growth and Economic Development in Low Income Countries* . Princeton , NJ : Princeton University Press , 1958 .
- [17] Deaton , A. , *The Analysis of Household Surveys* . Baltimore , MD : Johns Hopkins University Press , 1997 .
- [18] Deaton , A. , “ Measuring Poverty in a Growing World (or measuring growth in a poor world) ” , Working Paper w9822 , Cambridge MA : National Bureau of Economic Research , 2003 .
- [19] Deaton , A. S. and C. H. Paxson , “ The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality ” , *Demography* , 1997 , 34(1) , 97—114 .
- [20] Delong , J. B. and L. H. Summers , “ Equipment Investment and Economic Growth ” , *Quarterly Journal of Economics* , 1991 , 106 445—502 .
- [21] Fair , R. C. , *Testing Macroeconometric Models* . Cambridge , MA : Harvard University Press , 1994 .
- [22] Fair , R. C. and K. M. Dominguez , “ Effects of the Changing U. S. Age Distribution on Macroeconomic Equations ” , *American Economic Review* , 1991 , 81(5) , 1276—1294 .
- [23] Friedman , M. , *A Theory of the Consumption Function* . Princeton NJ : Princeton University Press , 1957 .
- [24] Fry , M. J. and A. Mason , “ The Variable Rate of Growth Effect of the Life Cycle Savings Model ” , *Economic Enquiry* , 1982 , 20 426—442 .
- [25] Hammer , J. S. , “ Children and Savings in Less Developed Countries ” , *Journal of Development Economics* , 1986 , 23 107—118 .
- [26] Heller , P. S. , *Who Will Pay ? Coping with Aging Societies , Climate Change and other Long-term Fiscal Challenges* . International Monetary Fund , Washington , DC , 2003 .
- [27] Higgins , M. , “ Demography , National Savings , and International Capital Flows ” , *International Economic Review* , 1998 , 39(2) , 343—369 .
- [28] Higgins , M. and J. G. Williamson , “ Asian Demography and Foreign Capital Dependence ” , NBER Working Paper No. 5560 . Cambridge , MA : National Bureau of Economic Research , 1996 .
- [29] Higgins , M. and J. G. Williamson , “ Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital ” , *Population and Development Review* , 1997 , 23(2) 261—293 .
- [30] Johnson , D. G. , “ Population and Development ” , *China Economic Review* , 1999 , 10(1) , 1—16 .
- [31] Jorgenson , D. W. , *Productivity , Volume 1 , Postwar U. S. Economic Growth* , Chapters 6—8 . Cambridge , MA : MIT Press , 1995 .
- [32] Kelley , A. C. and R. M. Schmidt , “ Saving , Dependency and Development ” , *Journal of Population Economics* , 1996 , 9(4) 365—386 .
- [33] Kotlikoff , L. J. , “ Intergenerational Transfers and Savings ” , *Journal of Economic Perspectives* , 1988 , 2(1) 41—58 .
- [34] Koyck , L. M. , *Distributed Lags and Investment Analysis* . Amsterdam : North Holland , 1954 .
- [35] Lee , R. D. and S. Lapkoff , “ Intergenerational Flows of Time and Goods : Consequences of Slowing Population Growth ” , *Journal of Political Economy* , 1988 , 96(3) 618—651 .
- [36] Leff , N. H. , “ Dependency Rates and Savings Rates ” , *American Economic Review* , 1969 , 59(5) , 886—896 .
- [37] Lewis , F. D. , “ Fertility and Savings in the United States : 1830—1900 ” , *Journal of Political Economy* , 1983 , 91(5) 825—840 .

- [38] Mason , A. , “ National Savings Rates and Population Growth ” , in D. G. Johnson and R. D. Lee (eds) *Population Growth and Economic Development* . Madison WI : University of Wisconsin Press , 1987 .
- [39] Mason , A. (ed) , *Population Change and Economic Development in East Asia* . Stanford , CA : Stanford University Press , 2001 .
- [40] Mincer , J. , “ Market Prices , Opportunity Costs and Income Effects ” , in *Measurement in Economics* , C. Christ , et al . (eds) . Stanford CA : Stanford University Press , 1963 .
- [41] Modigliani , F. , “ The Life Cycle Hypothesis of Savings and the Intercountry Differences in the Savings Ratio ” , *Induction , Growth and Trade : Essays in Honor of Sir Roy Harrod* , W. A. Eltis , M. F. G. Scott , J. N. Wolfe (eds) . Oxford : Clarendon Press , 1970 .
- [42] Modigliani , F. and R. Brumberg , “ Utility Analysis and the Consumption Function ” , Chapter 15 , in *Post Keynesian Economics* , K. K. Kurihara (ed) . New Brunswick , NJ : Rutgers University Press , 1954 .
- [43] Modigliani , F. , and S. L. Cao , “ The Chinese Savings Puzzle and the Life Cycle Analysis ” , *Journal of Economic Literature* , 2004 , 42 (1) , 145—170 .
- [44] National Research Council , *Beyond Six Billion* , J. Bongaarts and R. A. Bulatao (eds) , Washington , DC : National Academies Press , 2000 .
- [45] Nerlove , M. , “ Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross Sections ” , *Econometrica* , 1971 , 39 , 383—396 .
- [46] Paxson , C. , “ Savings and Growth : Evidence from Microdata ” , *European Economic Review* , 1996 , 40 , 255—288 .
- [47] Rosenzweig , M. R. and T. P. Schultz , “ Fertility and Investment in Human Capital ” , *Journal of Econometrics* , 1987 , 36 , 163—184 .
- [48] Rosenzweig , M. , and K. Wolpin , “ Testing the Quality-Quantity Fertility Model ” , *Econometrica* , 1980a , 48 (1) 227—240 .
- [49] Rosenzweig , M. R. and K. I. Wolpin , “ Life Cycle Labor Supply and Fertility : Causal Inferences from Household Models ” , *Journal of Political Economy* , 1980b , 88 (2) 3278—348 .
- [50] Samuelson , P. A. , “ An Exact Consumption Loan Model of Interest With or Without the Contrivance of Money ” , *Journal of Political Economy* , 1958 , 66 (6) 467—482 .
- [51] Schultz , T. P. , “ An Economic Perspective on Population Growth ” , in *Rapid Population Growth* , National Academy of Science . Baltimore , MD : Johns Hopkins University Press , 1971 .
- [52] Schultz , T. P. , *Economics of Population* , Reading . MA : Addison-Wesley , 1981 .
- [53] Schultz , T. P. , “ Life Cycle Savings , Choice of Family Composition and the Demographic Transition ” , paper presented at the European Society for Population Economics meetings , Amsterdam , June 3—5 , 1998 .
- [54] Schultz , T. P. , “ Who is a Household Head ? ” presented at European Society for Population Economics Meetings , Turin , Italy , June 16 , 1999 .
- [55] Schultz , T. P. , “ Fertility Transition : Economic Explanations ” , *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* , N. J. Smelser and P. B. Baltes (eds) . Oxford , UK : Pergamon Press , 2002 .
- [56] Schultz , T. P. , “ Human Resources in China : The Birth Quota Returns to Schooling and Migration ” , *Pacific Economic Review* , 2004 , 9 (3) , 245—267 . (Yale University Economic Growth Center Discussion Paper No. 855)
- [57] Taylor , A. and J. G. Williamson , “ Capital Flows to the New World as an Intergenerational Transfer ” , *Journal of Political Economy* , 1994 , 102 (2) 348—369 .

- [58] Tobin , J. , “ Life Cycle Savings and Balanced Growth ” , Chapter 9 , in *Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fisher* , W. Fellner , et al. (eds). New York , NY : Wiley , 1967 .
- [59] Tobin , J. and H. Houthakker , “ The Effects of Rationing on Demand Elasticities ” , *Review of Economic Studies* , 1950—1951 , 18 (3) , 140—153 .
- [60] United Nations , *World Population Prospects : The 2002 Revision* , Vol. I , Department of Economic and Social Affairs , Population Division. New York : United Nations , 2003 .
- [61] Wooldridge , J. M. , *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* , Cambridge , MA : MIT Press , 2002 .

Demographic Determinants of Savings : Estimating and Interpreting the Aggregate Association in Asia

T. PAUL SCHULTZ
(*Yale University*)

Abstract Life cycle savings is one possible explanation for the recent increase in savings and economic growth in Asia. The association between age composition of a nation's population and its savings rate , observed within 16 Asian countries from 1952 to 1992 , is reestimated here to be less than quarter the size reported in a study by Higgins and Williamson (1997) which assumed lagged savings is exogenous. Specification tests as well as common sense imply , moreover , that lagged savings is likely to be endogenous , and when estimated accordingly there remains no significant dependence of current savings on age composition , measured in several ways. Research should consider lifetime savings of a cohort as a substitute for children , and model the causes for the decline in fertility which changes the age composition and could thereby account for the common trends in demographic transition and savings in Asia.

JEL Classification D91 , J11 , O11