

房价上涨与生育率的长期下降： 基于香港的实证研究

易君健 易行健*

摘要 本文将房价指数纳入新家庭经济学标准生育率方程中,运用 Johansen 检验与 ECM 模型对香港 1971—2005 年生育率、房价指数、女性劳动参与率、女性与男性实际工资年度序列展开协整分析,研究房价上涨对生育率的长期影响。研究结果表明:(1)生育率在长期中服从单位根过程,社会经济因素对家庭生育行为产生累积效应;(2)房价指数平均上涨 1%,总和生育率将显著下降 0.45%,该结论在一系列敏感性分析中保持稳健。我们的研究从实证上为新家庭经济学提供了来自新兴工业化地区的证据,这些证据与结论对中国在经济增长、城市化过程中人口政策的长期调整和住房价格的调控具有重要的参考意义。

关键词 房价上涨,总和生育率, Johansen 检验

一、引言

在过去几年中,中国内地经历了房价的快速上涨,平抑房价已经成为近年来国家宏观调控的中心问题之一。虽然已有研究对房价上涨的经济影响做出了有益的探索(徐滇庆,2006;张晓晶和孙涛,2006),但是这些研究主要集中于房价对宏观经济周期与名义变量的影响,而忽略了房价对微观资源配置与实际变量的作用机理。因此,有关在房价上涨之后财政政策、货币政策与其他相关社会经济政策全面和综合调整的理论基础和经验研究证据相对较为缺乏。虽然目前认为房价上升对经济的主要作用途径是通过资本市场(McCarthy and Peach, 2004; Poterba *et al.*, 1991),但是无可置疑的是,不论从消费还是投资的角度来看,家庭都是住房需求的绝对主体,同时购房也是

* 易君健,香港中文大学经济系,浙江大学劳动保障与公共政策研究中心;易行健,广东外语外贸大学国际经贸学院。通信作者及地址:易君健,Department of Economics, The Chinese University of Hong Kong, Shatin, N. T., Hong Kong;电话:(852)31633593 (office), (852)63467586 (cell phone);E-mail: Jack.cuhk@gmail.com。本文为第六届中国经济学会年会入选论文修改稿。作者感谢北京大学姚洋教授以及两位匿名审稿人有价值的建议;感谢北京大学汪丁丁教授,香港中文大学张俊森、周文林、庄太量教授,香港大学 Wing Suen 教授的不吝指导;同时感谢教育部重大攻关课题《建立城乡统一的劳动力市场,实现城乡劳动力平等就业研究》(06JZD0014)的资助。文责自负。

家庭的主要经济决策之一(特别是组建时间较短的家庭)。因此,房价上涨将对家庭资源配置产生直接的收入效应与替代效应,从而改变家庭的资源配置行为。而作为市场最基本的经济单位之一,家庭行为的改变将对宏观经济运行产生长远而深刻的影响(Barro and Becker, 1989; Becker, 1988; Becker and Barro, 1988; Becker *et al.*, 1990; Ermisch, 1988)。正如 Becker (1988, p. 78)所指出的:“家庭行为是宏观经济运行中的内生变量,而非外生变量;家庭行为对经济发展起着很大的作用,同时经济演进也在很大程度上改变了家庭的结构与决策。”而基于新家庭经济理论,家庭作为最基本的经济和社会单位的功能之一是生儿育女并完成子女早期的人力资本投资(Becker, 1964, 1991; Willis, 1973)。但是已有研究却很少关注房价上涨与家庭生育行为之间的相关关系¹,因此,本文将房价纳入新家庭经济模型,分析房价上涨对家庭生育行为的作用机制,然后以香港为例,从房价上涨对家庭资源配置、家庭经济行为影响的角度展开实证研究,探讨房价上涨对生育率的长期影响。²

本文结构安排如下:第二节为文献评述;第三节描述了房价上涨与生育率下降的特征性事实;第四节建立、推导理论模型并设定计量模型;第五节报告实证研究结果;第六节提出研究的政策含义。

二、文献评述

如同新古典增长模型中的利率(Solow, 1956; Cass, 1965),生育率在马尔萨斯模型中起着相同的作用(Malthus, 1798),即促使经济趋于均衡的资本劳动比,从而趋于均衡的工资率。当资本超过劳动时,新古典增长模型预测资本的边际报酬递减,投资回报率下降,抑止投资,从而恢复均衡水平的资本劳动比;而马尔萨斯模型却认为此时劳动的边际生产率超过资本的边际生产率,工资上升刺激生育,增加劳动供给,使经济恢复初始的均衡工资水平。因此,在缺乏内生技术增长时,马尔萨斯模型中均衡的工资水平将由对生育的偏好所决定,较高的生育率降低了均衡的资本劳动比,从而降低了均

¹ 一篇例外的文献是 Zhang (1992),该文在河北省生育调查数据的基础之上运用 Multinomial Logit 模型分析了房间数目对签署“独生子女证”影响,其回归结论表明家庭人均住房面积与签署“独生子女证”的概率呈负相关关系。

² 选择香港作为研究案例是基于:(1)作为中国的一个特区,香港具有同内地相同的传统文化背景。(2)作为亚洲四小龙之一,香港具有与欧美发达国家不同的新兴工业化地区人口结构转变的典型特征。伴随着经济的起飞,韩国、新加坡、中国台湾地区与香港地区仅通过 30—50 年左右的时间就经历了欧美地区 100—150 年才经历的人口结构转变,其生育率均已经成为了全球最低的区域。(3)香港并未实施严格的人口政策,因此可以在满足“自由选择”这一新古典经济学假设的前提下展开研究。(4)在过去的 30—50 年内,香港经历了经济起飞过程中房地产市场、劳动力市场与家庭结构的转变,到目前已趋于平稳阶段。因此对香港的研究可以完整的理解经济增长过程中房地产市场、劳动力市场与家庭结构的互动,并且对目前正在处于经济起飞阶段的中国内地具有一定的借鉴意义。

衡的人均收入水平。所以，马尔萨斯模型成为了二战以后众多发展中国家制定家庭计划政策的理论依据。然而具有讽刺意味的是，虽然马尔萨斯模型很好地解释了在其第一次发表之前人口与经济的长期波动，收入上升刺激生育这一机制却似乎被工业革命逐渐逆转过来了（Dorothy and Ogburn, 1922; Silver, 1965）。随着19世纪、20世纪人均收入的不断提高，生育率在欧美和日本均呈现长期下降的趋势（Butz and Wald, 1979）。而且，这种逆经济增长的生育率趋势并未显示出回归其初始均衡的迹象（Easterlin, 1976）。更引人瞩目的是，随着亚洲“四小龙”的经济起飞，其生育率在短短30—50年内以更为剧烈的速度下降，幅度高达70%—80%，这种与工业化过程伴随的人口结构的转变已经被概括为一种新的“规律”（Macunovich, 2000; Caldwell, 1997）。

由于马尔萨斯模型对生育率与经济增长之间的预测与现实社会经济事实相悖以及新古典增长理论对生育率下降的解释完全无能为力，Becker（1964）提出了一种全新的生育率分析框架，此分析框架在随后的发展中（Gronau, 1973; Willis, 1973）逐渐成为了研究生育率的主流框架，并称为“新家庭经济学”。³在新家庭经济学的基本理论模型中，生育率的高低取决于生育需求的收入效应与替代效应之间的权衡。具体来说，因为在传统的家庭分工中，丈夫主要为家庭提供经济收入，而女性主要从事家务和照顾小孩，所以，生育小孩的成本除了必要的生活品之外，女性的时间价值（工资率）也成为了生育影子价格的一部分。那么，新家庭经济学认为男性的工资率对生育主要存在收入效应；而女性的工资率虽然也存在收入效应，但是主要为替代效应（Willis, 1973）。因此，早期的新家庭经济学对美国在20世纪60—80年代中生育率下降原因的探索主要集中于劳动力市场，特别是女性劳动力市场。与新家庭经济学预测保持一致的是美国的女性劳动力市场在同期也经历了剧烈的变化。比如说，美国25—34岁之间女性的劳动参与率从1963年的40.3%上升到了1989年的76.1%，差不多上升了一倍（Macunovich, 1995）。因此，新家庭经济学将生育率的下降主要归因于女性工资上升以及女性劳动参与率的上升所导致的生育影子价格上升（Sprague, 1988）。⁴

³ 具体来说，新家庭经济学以1973、1974年《政治经济学杂志》（*Journal of Political Economy*）两期题为 *New Economic Approach to Fertility and Marriage, Family, Human Capital, and Fertility* 的专刊提出的理论框架为基础。

⁴ 新家庭经济学对生育率下降的另一个补充的解释来自质量-数量的相互作用（quality-quantity interaction），关于这方面早期的理论文献请参阅 Becker and Lewis（1973）、Becker（1991, ch. 5），经验文献请参阅 Rosenzweig and Wolpin（1980）。最近，实证经济学家们对是否存在显著的质量-数量效应重新展开了激烈的讨论，如 Angrist（2005）、Black *et al.*（2005）、Qian（2006）、Rosenzweig and Zhang（2006）、Liu（2007）、Li *et al.*（2007）等，其中前三篇的计量分析结果表明不存在显著的质量-数量效应，而后三篇则表明存在显著的效应。由于质量-数量效应的计量模型只能基于微观数据，宏观序列中并无很好的代理变量，所以本文的理论及计量模型均未涉及质量-数量效应，同时这也是设定生育率宏观计量模型的习惯。但是，基于其中一位匿名审稿人的富有洞察力的建议，我们将在以下章节中对房价与质量-数量效应可能存在的联系展开一定的讨论。

从宏观角度对新家庭经济学生育率理论展开的经验分析始于 Butz and Wald (1979), 该文根据 Willis (1973) 的理论指导将男性与女性工资的收入效应与替代效应做了明确的区分, 运用美国 1948—1974 年的年度数据检验生育率方程。⁵ 虽然该文的回归结果与新家庭经济模型保持一致, 但是由于未能考虑到序列的稳定性及模型变量的内生性问题, 所以其回归结论在很大程度上为伪回归 (Macunovich, 1995)。近年来, 对新家庭经济学生育率方程的实证检验均应用协整分析工具对家庭与劳动力市场的互动展开研究, 采用了生育率、女性教育水平、劳动参与率、工资率以及男性工资率等家庭行为变量与劳动力市场行为变量 (Ermisch, 1988; Wang *et al.*, 1994; Cigno and Rosati, 1996; McNown and Rajbhandary, 2003), 其经验研究结果均与新家庭经济预测保持一致, 即女性的教育水平和劳动力市场工资水平对生育率存在显著的负影响。

然而, 诚如 Willis (1987, p. 71) 所言: “实际上, 他们在宣称女性劳动参与率、女性工资效应已经足够解释‘逆经济周期’生育率方面走得太远了”。同时, Becker and Murphy (2000, p. 4) 也坦言, “女性劳动力市场的变化并不能全部解释西欧和世界其他任何地方人口结构的转换”。一个实际的例子是在过去 50 年中亚洲“四小龙”的生育率经历了剧烈的下降, 已经成为了全球生育率最低的区域, 然而其女性劳动力市场的变化非常有限。比如说, 韩国、中国台湾地区、中国香港地区和新加坡 2005 年的总和生育率 (TFR) 分别为 1.270、1.570、0.966 和 1.060, 远远低于保持人口更替水平的 2.100⁶, 而同期此四个国家或地区的女性劳动参与率分别仅为 52.1%、46.6%、52.0% 和 53.4%, 远低于西欧发达国家水平。美国、英国和加拿大的女性劳动参与率在 2005 年分别为 71.3%、67.2% 和 69.4% (CIA, 2006)。

因此, 新家庭经济理论应用新古典供给与需求分析工具在解释家庭生育行为方面虽然已经迈出了一大步, 但是在经济增长过程中影响家庭的预算约束, 从而影响生育影子价格的来源并非仅限于劳动力市场的变化, 家庭所面对的整个消费品市场价格体系的变化都可能导致生育的影子价格朝不同方向上升或下降。本文所提出的房价就是经济增长过程中伴随着城市化和要素稀缺所导致的家庭预算约束中相对价格变化最为剧烈的耐用品之一。⁷ 作为家庭的一项重大决策, 购房将在很长一段时期内影响家庭的其他决策, 生育决

⁵ 虽然对生育率方程的检验主要集中于微观层面, 但是从宏观的角度更能抓住经济增长过程中人口结构转变的动态过程。关于生育率微观动态模型的设定与检验的文献综述请参阅 Arroyo and Zhang (1997)。

⁶ TFR 是某年的年龄组别生育率的总和, 它是指 1000 位女性, 若她们在生育龄期 (即 15—49 岁) 经历了该年的年龄组别生育率, 其一生中活产婴儿的平均数。为了保持一个国家或地区人口的正常更替, TFR 应该为 2.100。

⁷ 实际上, 早在 1960 年 Becker 就已经注意到不同的房价水平可能是长期来农村生育率高于城市生育率的一个重要影响因素 (Becker, 1991, p. 138)。

策即为其中被影响的主要决策之一。房价对生育的作用机制涉及新家庭学模型中标准的收入效应和替代效应。首先，房价上升降低了家庭在其他消费上的可支配收入，因此对生育需求产生了负的收入效应。因为新家庭经济学中假定小孩为正常品，负的收入效应将降低对生育的需求。其次，小孩越多，需要的住房面积也越大，因此房价直接进入了生育的影子价格，房价上升对生育产生了负的补偿性替代效应，从而强化了纯粹的收入效应。因此，将房价纳入到新家庭经济学生育率方程中有助于理解新兴工业化国家和地区在经济增长、城市化过程中生育行为的演变。⁸

本文的主要贡献在于从实证上为新家庭经济学提供了来自新兴工业化地区的证据，在传统的劳动力市场因素之外以房价为例探讨消费品相对价格的变化对生育的影响，并运用香港数据对加入了房价的生育率方程展开检验。理论与经验分析结论一致表明了房价上涨提高了均衡路径上生育的影子价格，加速了生育率的长期下降。⁹我们的研究结论有助于在新家庭经济学的框架内加深对新兴工业化国家或地区与欧美发达国家不同的人口结构转变机制的理解。

三、特征性事实与数据描述

在推动房价上涨的因素中，城市化、居民收入水平与经济发展阶段无疑占有非常重要的地位（徐滇庆，2006）。城市化是经济发展的必然要求与结果，从而推动了住房需求的上升。而土地要素的稀缺决定了土地供给弹性非常低，需求和供给的共同作用推动了经济“起飞”阶段房价的同步“起飞”。香港的经历就具有典型意义，自1971年至2005年其人均实际GDP增长了4.8倍，成为全球经济同期增长最快的地区之一。¹⁰同时，其房价自20世纪70年代开始同时急剧上涨，同期房价上升了6.7倍，房价上升速度超过了人均实际GDP上升速度。而与此形成鲜明对照的是香港的生育率从70年代开始

⁸ 值得注意的是，对“逆经济周期”生育行为的解释除新家庭经济学外存在另一颇有影响力的理论，即相对收入理论（Easterlin, 1976; Watcher, 1975; Macunovich, 1998, 2000）。该理论认为导致经济增长过程中人口结构转变的原因在于年轻人实际收入与期望收入之间的相对差距。当年轻人的现状与期望之间存在差距时，他们将采取一系列的补偿性行为来提高其经济地位，包括延长受教育年限、推迟结婚与生育年龄、降低生育数量以及提高女性劳动参与率。但是正如 Macunovich (1998) 所指出的，相对收入并不是影响生育率下降的唯一因素，虽然新家庭经济学与相对收入假说源于不同的理论假设，但是应该被视为相互补充而非排斥。正如 Montgomery and Trussell (1986) 的理论模型所示，相对收入假说同样能纳入新家庭经济学分析框架内而与价格效应理论保持一致。因此，本文的分析主要基于新家庭经济学分析框架，但是对本文结论的解释同样能拓展到相对收入假说。由于房价的剧烈上升一般开始于经济起飞之后10—20年左右，因此房价上涨降低了经济起飞过程中第二代人对第一代人的相对收入水平。

⁹ 虽然依照统计惯例，房屋属于投资品；但是对于家庭而言，住房主要是作为一种耐用消费品。如果在理论模型中将购房视为一种投资，那么对应的将生育也视为投资，可以得到与本文完全相同的结论。将生育视为投资行为的理论和经验研究文献请参阅 Cigno (1992), Cigno and Rosati (1996)。

¹⁰ 本文所引用变量的定义与数据来源请见附录A，变量的统计性描述请见附录B。

稳步下降,目前已成为全球生育率最低的地区之一。从1971年至2005年,香港的粗出生率从17.9下降到7.2;总和生育率(TFR)从3460下降到966,下降了差不多80%;一般生育率从74.9下降到了24.8。¹¹图1清楚地比较了香港在1971—2005年房价指数与TFR相反的变化趋势。既然保持一个国家或地区人口结构稳定更替水平的TFR为2100,那么香港的人口总量在未来的30年内将会显著下降,特别是年龄在16—60岁之间的劳动人口数量。香港的低生育率已经成为威胁其经济持续发展的重大问题之一。¹²低生育率将降低香港的劳动供给总量,加速了社会的老龄化,增加了社会养老保障的支出。值得注意的是,图1显示出在1997—1998年遭受东南亚金融危机之后,香港的房价出现了适度的下降;与此同时,其总和生育率开始趋于稳定,并且在2000年之后略微有所下降。因此,作为一个宏观的外生冲击因素,东南亚金融危机对香港房价的影响为本文识别房价和生育率之间的因果关系提供了一种难得的机会,我们将在以下的稳健性分析部分展开更为详细的讨论。¹³

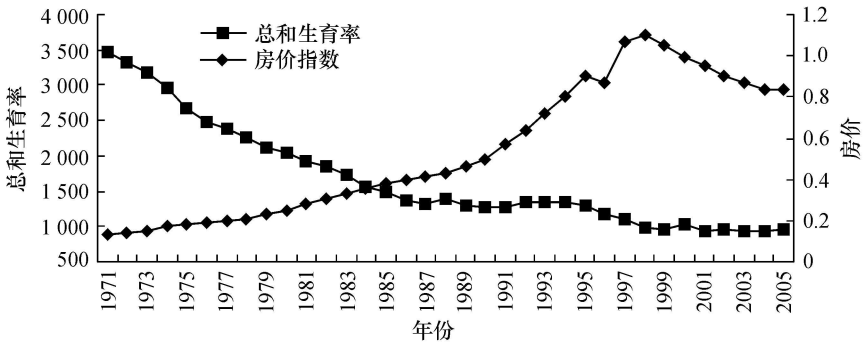


图1 香港总和生育率和房价的变化趋势

为了更好地分析房价上涨对生育率的效应,我们依照新家庭经济学的惯例将影响家庭生育决策的劳动力市场因素——女性劳动参与率、女性工资与男性工资同时纳入生育率方程。图2描述了1971—2005年香港女性劳动参与率的变化趋势,参与率从1971年的42.8%上升到了2001年的52%,此后4年一直徘徊在这个水平。虽然女性劳动参与率在过去35年内上升了10%,但

¹¹ 粗出生率是指一年内活产婴儿数目相对于该年年中人口的比例;一般生育率是指每年出生的活产婴儿数目相对于该年年中15—49岁女性的比例。由于TFR是目前研究中最为常用的指标,本文的分析以TFR为基准;同时在进行稳健性分析时将粗出生率作为出生率的指标。

¹² 虽然香港没有采取严格的家庭计划政策,但是香港家庭计划指导委员会在20世纪70年代中期曾大力推广鼓励市民计划生育。然而时移世易,面对生育率偏低和社会老龄化问题,香港特区政府在2005年开始鼓励每个家庭生育3个小孩,并制订大规模的移民计划。图1中香港总和生育率在2004、2005年略微有所上升的部分原因是香港特区政府对生育采取补贴政策以鼓励生育,尽管如此,其上升幅度仍极为有限。

¹³ 本文感谢主编姚洋教授提出的利用东南亚金融危机作为外生冲击来识别房价对生育率的因果效应这一极富洞察力的建议。

是与欧美发达国家相比仍然较低，2001年美国的女性劳动参与率为76.1%，瑞典为77.1%，英国为67.6%。女性劳动力市场温和的变化趋势同样可以从图3中得到印证。从1971年至2005年女性工资与男性工资都得到了显著的提高，虽然女性工资的增长速度略微超过男性工资，女性工资与男性工资的比例从1971年的60.77%上升到了2005年的68.50%；但是女性工资与男性工资率之间的绝对差距却在不断扩大，其日工资绝对差距从122.27上升到273.12。因此，正如Willis(1987)所指出的，女性劳动力市场行为的变化并不足以充分解释生育率的长期下降。对香港而言正是如此，女性劳动参与率仅仅上升10%的温和变化不大可能是导致生育率如此剧烈下降的全部原因，而这正是本文将购房这另一家庭重大决策引入生育率方程的原因所在。

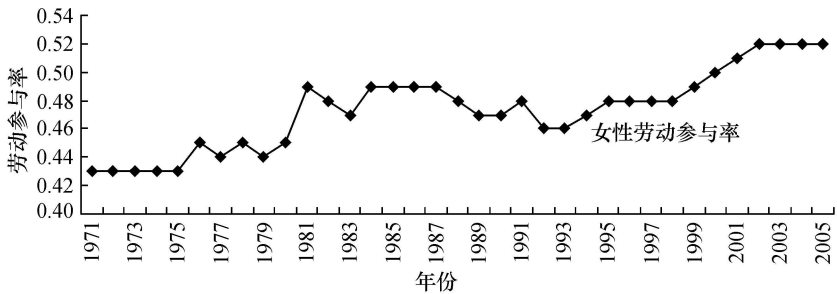


图2 香港女性劳动参与率

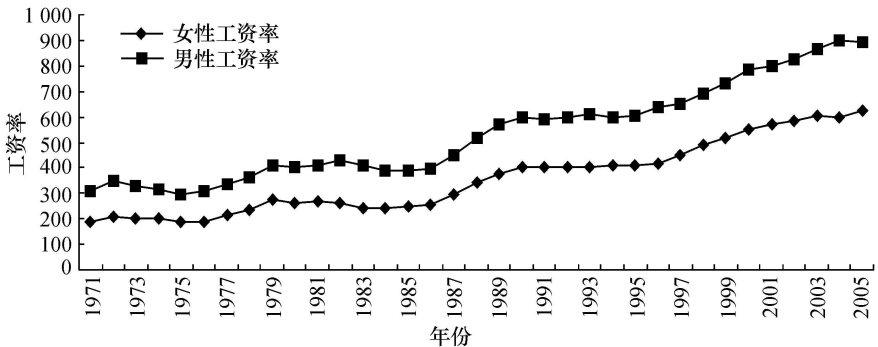


图3 香港女性工资率与男性工资率的变化

在展开正式的模型和时间序列分析之前，我们先对加入了房价指数的生育率方程进行了传统的OLS估计，因为图1似乎显示房价和生育率之间的负相关关系可能是由时间趋势所导致的。附录C报告了没有加入和加入了时间趋势两种情况下应用OLS估计房价对生育率的效应。对比表中的第一列和第二列，我们发现房价前面的系数并没有明显的变化。实际上，第二列回归结果表明时间趋势前面的系数并不显著，拟合优度在加入了时间趋势之后几乎没有任何变化，并且房价指数在1%水平上仍然统计性显著。因此，房价和生育率之间的负相关关系不大可能是由时间趋势所导致。当然，正如上一节中所讨论的，直接应用OLS模型对生育率方程展开估计可能存在序列非稳定性

问题和变量内生性问题,因此,本文将在如下部分展开更为严格的分析。¹⁴

四、理论模型推导与计量模型设定

为了严格地表述第二节中所回顾的新家庭经济理论,本节首先建立了一个简单的生育理论模型来推导房价对生育率的作用机制,然后根据理论模型设定了本文的计量模型,并对经验分析策略展开了详细的讨论。

(一) 理论模型推导

基于 Becker (1964, 1991), 我们设定一个代表性家庭由丈夫 h 和妻子 w 组成, 家庭的效用来自于小孩的数目 N 、丈夫的闲暇 L_h 和妻子的闲暇 L_w 。令 W_h 和 W_w 分别为丈夫和妻子的工资率, 同时个人的时间禀赋标准化为 1。¹⁵ 另外, 我们设定住房需求为小孩数量的函数, $H = H(N)$, 家庭以价格 p_h 在市场上购房。因为住房是生育小孩的必要条件, 因此住房需求方程 $H(N)$ 应该为小孩数量的增函数, 即 $H'(N) > 0$ 。为了更为清楚地说明房价和生育率之间的关系, 我们不妨设定 $H(N) = a + bN^\alpha$ ($0 < \alpha < 1$)。其中, a 是家庭中丈夫和妻子必需的住房部分, b 是只有一个小孩子时必需的住房空间, 而 bN^α 是全部小孩子必需的住房, α 是考虑到生育多个小孩时可能存在规模效应 ($\alpha < 1$), 因为多个小孩子可能共享部分空间, 但是这种规模效应并不是完全的 ($\alpha > 0$)。因此, 家庭的最优化问题为

$$\begin{aligned} \text{Max}_{N, L_h, L_w} \quad & U = U(N, L_h, L_w), \\ \text{s. t.} \quad & p_n N + p_h (a + bN^\alpha) = I + \sum_{i=h, w} W_i (1 - L_i), \end{aligned} \quad (1)$$

其中, I 为初始财富禀赋, p_n 为生育小孩的成本, 时间禀赋标准化为 1。如果家庭的效用函数为拟凹, 二阶连续可微, 那么家庭效用最大化的一阶条件 (FOC) 为

$$U_1 - \lambda (p_n + p_h b \alpha N^{\alpha-1}) = 0, \quad (2)$$

$$U_2 - \lambda W_h = 0, \quad (3)$$

$$U_3 - \lambda W_w = 0, \quad (4)$$

其中, λ 为拉格朗日乘子。既然本文的经验分析策略是应用 ECM 模型探讨均衡路径上的生育行为, 所以角点解的情况可以排除在外。¹⁶ 从方程 (2) 中可以

¹⁴ 附录 C 中没有加入和加入了时间趋势之后的 Durbin-Watson 检验值均低于 1。

¹⁵ 既然本文的研究目的为房价对生育率的影响, 为了简单起见家庭对其他商品和服务的消费并没有出现在效用函数中。然而, 在效用函数加入其他商品或服务并不影响本文理论模型的推导结果。

¹⁶ 角点解的情况表示家庭的购房、生育与劳动供给行为不存在收敛的均衡路径, 而本文第五节的协整分析结果表明存在协整向量, 因此角点解的情况排除在本文的分析之外。

看出 $U_1/\lambda = p_n + p_h b \alpha N^{\alpha-1}$ ，即在我们的模型中生育小孩的影子价格 (U_1/λ) 为住房价格的增函数 ($p_n + p_h b \alpha N^{\alpha-1}$)。

为了更为清楚地描述房价对生育率的影响，我们需要推导生育率对房价的比较静态。在方程(2)–(4)以及约束条件中对房价 p_h 展开全微分，我们可以得到如下表达式：

$$\begin{bmatrix} 0 & -p_n - p_h b \alpha N^{\alpha-1} & -W_h & -W_w \\ -p_n - p_h b \alpha N^{\alpha-1} & U_{11} - \lambda p_h b \alpha (\alpha - 1) N^{\alpha-2} & U_{12} & U_{13} \\ -W_h & U_{21} & U_{22} & U_{23} \\ -W_w & U_{31} & U_{32} & U_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \partial \lambda / \partial p_h \\ \partial N / \partial p_h \\ \partial L_h / \partial p_h \\ \partial L_w / \partial p_h \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H \\ \lambda b \alpha N^{\alpha-1} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}. \quad (5)$$

定义最优化问题(1)的加边海赛因矩阵为 F ，即表达式(5)的左边第一项，其行列式为 $|F|$ ；而 F_{ij} 为 F 删去第 i 行、第 j 列后的行列式。既然 F 是一个 4×4 的加边海赛矩阵， $|F| < 0$ 。这样，房价对生育率的效应可以表示为

$$\begin{aligned} \frac{\partial N}{\partial p_h} &= -H \frac{|F_{12}|}{|F|} + \lambda b \alpha N^{\alpha-1} \frac{|F_{22}|}{|F|} \\ &= -H \frac{\partial N}{\partial I} + \lambda b \alpha N^{\alpha-1} \frac{|F_{22}|}{|F|} \\ &< 0. \end{aligned} \quad (6)$$

这是因为

$$\frac{\partial N}{\partial I} > 0, \quad |F| < 0, \quad (7)$$

以及

$$|F_{22}| = \begin{vmatrix} 0 & -W_h & -W_w \\ -W_h & U_{22} & U_{23} \\ -W_w & U_{32} & U_{33} \end{vmatrix} > 0. \quad (8)$$

在表达式(6)中， $\partial N/\partial I$ 为生育需求的收入效应，既然小孩在家庭的效用函数中假定为正常品，那么其收入效应为正。另外， $|F_{22}|$ 正好为没有小孩时家庭效用函数的加边海赛矩阵，因为其维度是 3×3 ，所以 $|F_{22}| > 0$ 。

然后，我们来讨论表达式(6)的经济学含义，即住房价格对生育率作用的机制。其实，表达式(6)就是在生育小孩对住房存在引致性需求的情况下，住房价格对生育率效应的 Slutsky 分解。具体来说，表达式(6)右边第

一项是住房价格对生育率纯粹的收入效应,即房价上升加紧了家庭的预算约束,因此对生育率产生了负的收入效应,并且房价对生育率收入效应的权重正好为住房空间 H ;而表达式右边的第二项则为房价对生育率的补偿性交叉替代效应(Hicks效应),因为房价正好是生育小孩影子价格的一个部分(方程(2)所示),其补偿性交叉替代效应的大小则取决于生育一个小孩时必需的住房空间 b ,多个小孩共住时的规模经济程度 α 以及生育小孩的数目 N 。总而言之,从表达式(6)中我们可以看出房价对生育的效应明确为负。

同样,我们在方程(2)–(4)以及约束条件中对男性和女性的工资率分别全微分,可以得到生育率对男性和女性工资率的比较静态为

$$\frac{\partial N}{\partial W_h} = (1 - L_h) \frac{\partial N}{\partial I} + \lambda \frac{|F_{32}|}{|F|}, \quad (9)$$

$$\frac{\partial N}{\partial W_w} = (1 - L_h) \frac{\partial N}{\partial I} + \lambda \frac{|F_{42}|}{|F|}. \quad (10)$$

其实,在家庭的约束条件中加入了住房之后,并不影响传统家庭经济学中男性或女性工资对生育率效应的结论(Becker, 1964; Willis, 1973)。在方程(9)–(10)中,右边的第一项均为工资对生育率正的收入效应,而第二项则为工资对生育率负的交叉替代效应,因此,两个方程中的总效应均是不确定的。根据传统的家庭分工,抚育孩子主要为妻子的责任,而丈夫主要为家庭提供收入。因此,对于妻子而言,其补偿性交叉替代效应显著为负并超过了收入带来的正效应,所以总效应为负;而对于丈夫而言,其收入所带来的正效应超过了补偿性交叉替代效应,所以总效应为正。

在设定计量模型之前,我们的理论模型中有两点值得注意的地方。首先,在我们简单的生育模型中,住房仅仅被考虑为一种“消费品”,而非投资品。如果在家庭中住房是作为一种投资品,那么房价上升将会对生育率产生正的收入效应,从而其总效应是不确定的。然而,如果我们把生育小孩也视为一种投资(Cigno, 1992; Cigno and Rosati, 1996),那么房价对生育率的效应仍然明确为负,但是在这种情况下分析的框架就得从消费理论转到投资理论。其次,在我们的模型中“房价对生育率效应明确为负”的推导结论依赖于对住房作为生活“必需品”的假定,因此住房并未直接进入效用方程,而是假定了妻子和丈夫的住房需求为常数 a 。如果住房直接进入效用方程,那么情况就变得复杂了一点。住房价格对生育率除了以上分析的收入效应和补偿性交叉替代效应之外,还存在另外一种交叉替代效应,而这种交叉替代效应的符号取决于住房需求和生育需求是相互补充还是相互替代。如果这两种需求是相互补充,那么其交叉替代效应为负,反之则为正。但是,对于大多数家庭而言,住房仍然可能是一种必需品。另外,从家庭生命周期来看,购房行为与生育行为均集中于家庭的形成期。相对而言,在受到资本约束的家庭形成期,购房可能主要是作为一种必需的“消费品”,而较小可能为投资品。因

此,从宏观加总层面来看,住房价格对生育的总效应仍然为负。¹⁷

(二) 计量模型的设定

根据上一小节的理论推导,我们设定如下简化形式(reduced form)的生育率方程

$$N = N(W_h, W_w, p_H, R). \quad (11)$$

与理论模型相比,值得注意的两点是:(1)引入了女性劳动参与率 R ,由于女性的补偿性交叉替代效应被假定超过其收入效应,所以生育率与女性劳动参与率负相关;(2)由于宏观层面的非劳动收入并没有很好的代理变量,且根据家庭生命周期模型,家庭的非劳动收入除遗赠之外,主要来自对劳动收入储蓄所产生的财产性收入,因此式(11)中并没有非劳动性收入 I 而依照惯例将丈夫的工资收入 W_h 视为收入效应的代理变量。

在运用年度数据直接对式(11)展开回归分析之前,有两点值得注意:变量的内生性与序列的非稳定性。如本文第二节中所回顾,早期对生育率方程的估计往往忽略了这两点而导致最小二乘法回归结果(LSE)为非一致性估计量。而事实上,家庭的劳动参与决策、生育决策与购房决策是相互影响,因此回归方程中各变量之间可能存在联立性内生问题(simultaneity)。而且,生育率、工资率与房价指数往往呈现单位根过程而非稳定的时间序列。因此,在对式(11)展开回归分析之前应先进行单位根检验,以选择适当的模型。单位根检验的另一目的是对生育率趋势“滚雪球”假说(Watcher, 1991)的检验。这一假说认为,当生育行为受到外部冲击而降低时,生育决策开始由“社会性”向“家庭性”转变,加强了社会对低生育率的认同感,从而导致生育率的永久性下降。从时间序列的术语来描述就是生育率序列受到外部冲击时,冲击效应并不会随时间衰减,而是呈现累积效应,从而导致生育率丧失其回归初始均衡的能力。

在应用单位根检验之后,如果生育率方程中两个或两个以上变量存在同阶单位根,那么协整检验可以用来确定是否存在协整关系,如果能找到至少一个协整关系,那么生育方程就能通过协整向量而得到识别,并且将协整方程视为均衡路径上的生育方程。遵循标准的协整分析步骤(Johansen, 1995),生育率方程(11)的动态形式可以通过如下ECM模型表示:

$$\Delta X_t = a + \sum \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \delta \beta' X_{t-1} + e_t, \quad (12)$$

其中, X_t 为 5×1 向量,包括上一节中所描述的TFR、房价指数、女性劳动

¹⁷ 实际上,在香港的背景下将住房视为一种“消费品”可能视为“投资品”较为合适。比如说,1996年全部年龄大于18岁的人群中的51.10%是居住于租来的房子。而且对于18—30岁年龄阶段的年青人而言,这一比例更是高达71.06%(计算基于香港1996年人口普查数据5%的样本)。

参与率、女性工资与男性工资; ΔX_t 为 X_t 的一阶差分; Γ 为 ΔX_t 的 j 阶滞后之前的 $5 \times j$ 系数矩阵; 在选择合适的 j 期滞后之后, e_t 应为 5×1 的独立随机误差向量, 且不存在序列相关。式 (12) 中最重要的部分是两个 $5 \times r$ 矩阵 δ 和 β , 其中 β 为协整向量, 代表模型中 5 个变量之间的长期均衡关系, 而 δ 为 ECM 模型中调整向量, 代表模型中某个变量受到外部冲击之后收敛于均衡状态的速度, r 为协整向量的个数。在协整分析的框架内, 模型中的所有变量均视为内生变量, 因此即使存在内生性问题, 其估计结果仍然为一致性估计量; 另外, 如果某个变量前面的调整系数不显著, 那么我们称为弱外生变量。¹⁸

Johansen 方法中最关键的步骤是确定 5×5 矩阵 $\delta\beta'$ 显著性秩的大小。如果其为满秩 ($r=5$), 那么直接可以应用 VAR 模型, 因为满秩说明模型中 5 个变量均为稳定序列。如果其秩为零阶 ($r=0$), 那么所有的 5 个变量都应该根据其单位根检验的结果消除趋势或者进行差分变成稳定序列之后再应用 VAR 模型。如果检验结果介于这两种极端情况之间, 那么说明在模型中存在协整关系, 应该采用 ECM 模型。本文所应用的估计和检验程序均基于 RATS 软件中 CATS 模块 (Hansen and Juselius, 1995), 对协整向量的检验采用 Johansen (1995) 所提出的似然比检验。具体说来, 协整向量的个数取决于最大特征根统计量 (Maximum eigenvalue statistics) 与迹值统计量 (Trace statistics) 的显著性程度。¹⁹ 本文所采用的协整方法与 McNown and Rajbhandary (2003) 保持一致, 而不同之处在于本文将房价指数纳入生育率方程之中。

五、计量分析结果

本节报告并讨论了计量分析的结果。首先, 对模型变量展开 ADF 检验以确定变量的单位根阶数; 其次, 根据 ADF 检验的结果, 应用 Johansen 检验确定协整向量的个数以识别生育率方程; 最后, 应用不同的生育率指标对协整分析结果展开稳健性检验。

(一) 单位根检验

在应用 ECM 模型之前, 首先应该应用各种不同的单位根检验来确定模型变量单位根的阶数。只有在不同变量存在同阶单位根时, 协整分析才能成为有效的分析工具。根据一般到具体的原则 (The rule of general to specific), 表 1 报告了对 5 个序列进行 ADF 单位根检验的结果。序列滞后的阶数基于最小的 SBC 值和第一个出现显著的 F 值。表 1 显示, 5 个序列均存在一阶单位根, 而且并不存在显著的截距项和时间趋势, 所以对生育率方程应用 ECM 模

¹⁸ 因为不显著的调整系数代表这个变量遵循其自身的随机趋势。

¹⁹ 本小节的讨论请参阅 *Applied Econometric Time Series* (Enders, 2004, ch. 5)。

型是合适的。特别值得注意的是，对总和生育率单位根检验的结果与“滚雪球”效应假说保持一致（Wachter, 1991），这说明家庭的生育行为在受到外部冲击时将产生永久性的累计效应，而不能自动回归其初始的均衡水平。对生育率行为呈现单位根过程的解释部分来自生育决策者的变更，即经济演进瓦解了传统的大家庭结构，生育已经不再是一个大家庭的“社会性决策”，而逐渐演变成为夫妻之间的“家庭性决策”。生育作为家族延续的责任在慢慢淡化，而受到家庭预算的约束在不断强化。所以，各种社会经济因素对生育行为的冲击都将产生累积效应，从而导致生育率的长期下降。

表1 ADF检验：总和生育率、房价指数、女性劳动参与率、女性工资与男性工资

模 型	$H_0:$	fr	hp	fl	fw	mw
$\Delta y_t = b + \gamma y_{t-1} + at + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t$	$\gamma=0$	-1.4	-2.1	-2.8	-3.1	-2.9
	$\gamma=a=0$	2.2	2.3	4.0	5.5	6.2
	$\gamma=a=b=0$	2.6	1.9	2.9	5.0	4.8
$\Delta y_t = b + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t$	$\gamma=0$	-1.9	-1.2	-1.2	-2.4	-1.9
	$\gamma=b=0$	2.8	1.3	1.1	4.1	3.9
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t$	$\gamma=0$	-1.5	0.2	-1.3	-1.9	-1.3

注：蒙特卡罗结果表明在5%显著性水平的临界值分别为-3.50, 6.73, 5.13, -2.93, 4.86, -1.95。滞后项的选择是基于最低的SBC值与出现第一个F值不显著的滞后项。

(二) 协整分析

对式(12)展开Johansen检验及其诊断性检验的结果均报告在表2中，值得

表2 总和生育率、房价指数、女性劳动参与率、女性工资与男性工资的Johansen检验结果

H_0	最大特征根值检验			$H_0:$	迹值检验		
	H_1	统计值	10%临界值		$H_1:$	统计值	10%临界值
$r=0$	$r>0$	27.08*	20.9	$r=0$	$r=1$	66.54*	64.74
$r\leq 1$	$r>1$	21.33*	17.14	$r=1$	$r=2$	40.76	43.84
$r\leq 2$	$r>2$	12.32	13.39	$r=2$	$r=3$	21.33	26.70
$r\leq 3$	$r>3$	4.06	10.60	$r=3$	$r=4$	6.82	13.31
$r\leq 4$	$r>4$	1.99	2.71	$r=4$	$r=5$	1.99	2.71

伴随矩阵的根：0.9615, 0.8386, 0.8386, 0.8137, 0.5240, 0.4143, 0.3256, 0.3007, 0.2013, 0.1757

残值诊断性检验

一阶序列相关的拉格朗日乘数检验： $\chi^2_{[10]} = 12.42, p = 0.28$

正态性JB检验： $\chi^2_{[10]} = 17.73, p = 0.12$

分方程诊断性检验：

	ARCH(1)	JB检验
方程1：	6.456	0.697
方程2：	3.329	5.455
方程3：	2.828	0.109
方程4：	4.076	6.474
方程5：	7.096	3.851

注：*表示在10%水平上显著。

注意的是,考虑到序列较短,ECM模型中的5个变量仅保留了一阶滞后。然而,回归的诊断性检验结果却表明一阶滞后是合适的。其中,对协整向量的最大特征根检验和迹值检验结果报告在表2的上半部分。虽然最大特征根检验在10%显著性水平上表示存在两个协整向量,但是迹值检验在同样的显著性水平上表示仅存在一个特征向量。基于以下两点考虑,我们认为存在一个特征向量可能更为合理:其一,最大特征值检验在5%水平上的临界值为22.00,这样使得显示两个特征值的最大特征检验值在5%水平上不再显著;其二,伴随矩阵中的4个根接近于1,既然一个特征向量在这个系统中将消减一个单位根,那么同样表明了仅存在一个特征向量。

对式(11)中5个方程残差的序列相关性、异方差与正态性的诊断性检验结果报告在表2的下半部分。首先,运用拉格朗日乘数(LM)来检验残差一阶滞后序列相关矩阵为零矩阵的假设,在自由度为10时卡方值在5%水平上并非显著(临界值为18.31)。其次,应用JB检验来对5个残差项的峰度与偏度展开联合检验,其原假设为残差向量服从联合正态分布。同样,JB值在10%水平上不显著。最后,对5个方程的ARCH效应与正态性分别展开检验。其结果表明除了男性工资方程之外,所有的检验值在5%水平上均不显著(临界值为5.99)。因此,对序列相关性、异方差性与正态性的诊断性检验结果表明模型拟合较好。

既然仅存在一个协整向量,我们将变量TFR前面的系数标准化为1,并将此方程识别为生育率方程。协整方程系数及渐近性标准差报告在表3的上半部分。与一般回归方程不同的是,协整方程中所有变量都放在方程同一边,因此,符号为正(负)的回归系数表示该变量对生育率的效应为负(正)。另外,进入生育率方程的所有变量均经过自然对数转换,因此对系数的解释应基于弹性。

从表3中可以看出,除了女性工资之外,所有变量的系数在10%显著性水平上与模型的预测保持一致。首先,房价指数显著地降低了生育率,房价平均上升1个百分点,生育率平均下降0.45个百分点,说明购房确实是影响家庭生育决策的重要因素之一。

其次,女性劳动参与率与生育率负相关,女性劳动参与率平均上升1%,生育率下降0.51%。虽然生育率对女性劳动参与率的单位弹性超过了对房价指数的单位弹性,但是值得注意的是,从1971—2005年女性劳动参与率仅上升了20.93%,而房价指数上升了约550%。

再次,虽然女性工资系数的符号与理论预测相同,但是并不显著。对这一反常现象的一种可行的解释是香港高度发达的家庭佣人市场弱化了女性劳动参与和照顾小孩之间的直接替代关系。²⁰最后,生育率与男性工资正相关,

²⁰ 由于来自菲律宾、中国内地与其他国家或地区的家庭佣人工资远远低于香港本地家庭佣人的工资水平,所以香港相当部分家庭具有雇用家庭佣人的能力。其中2002年香港登记的全部家庭佣人数量为237104,占当年整个劳动供给数量的7%。根据2001年的人口抽样调查,雇有佣人家庭中67%的家庭夫妻双方都是劳动力上次参与者,而在没有雇用家庭佣人的家庭中这个比例为32%(Report of the Task Force on Population Policy, 2003)。

说明男性工资的收入效应超过了其替代效应而提高了对生育的需求。

调整系数(式(11)中的 δ)及其渐近性标准差报告在表3的下半部分,该系数表明了变量对生育率方程偏离其均衡路径时的反应程度。生育率和房价指数前面显著的调整系数表明这两个变量对均衡的偏离都非常敏感;而女性劳动参与率与女性工资前不显著的系数说明这两个变量各自有其自身的随机趋势,因此在生育率方程中此两者可以被视为弱外生变量,其原因部分可能来自前述香港高度发达的家佣市场。

表3 生育率方程及调整系数估计

fr	hp	lf	fw	mw
协整方程				
1.000	0.449*	0.520*	0.322	-0.338*
	(0.143)	(0.102)	(0.286)	(0.065)
调整系数				
-0.117*	-0.145*	-0.049	0.009	-0.141*
(0.066)	(0.079)	(0.034)	(0.089)	(0.070)

注:*表示在10%水平上显著;括号中为标准差。

(三) 稳健性分析

1. 运用其他的生育率指标

由于香港存在高度的人口流动性,所以人口的迁移和流动可能低估了香港的生育率。加之,由于香港与珠江三角洲的经济、社会联系日趋紧密,香港可能从中国内地“进口”了部分婚姻与生育。²¹而在早期的统计口径中此种类型的生育均未计入TFR中,因此可能低估了香港的总和生育率,从而在回归结果中高估了房价上涨的影响程度。所以,为了检验上一小节协整分析的稳健性,本小节采用另外两个生育率指标来衡量生育行为:修订过的总和生育率(RTFR)以及粗出生率。RTFR根据香港统计署2004年重新修订的统计指标对1996年之后的TFR做了相应更改。更改主要体现在以下三个方面的生育均已计入:(1)中国内地妇女(其配偶为香港居民)在香港出生的小孩;(2)夫妻双方均非香港居民的中国公民在香港出生的小孩;(3)香港居民在香港以外所生育小孩数目。表4描述了以上三类小孩的数量并比较了TFR与RTFR,从表中可以清楚地看出中国内地妇女在香港生育的数目呈不断上升趋势,而香港居民在香港以外地区的生育呈下降趋势,这一点与申请单身证明(CAMR)的数量保持一致。另外,选择粗出生率是基于以下两点考虑:(1)粗出生率同样是在人口经济学中衡量生育率的常用指标之一;(2)粗出生率较少受到以上TFR指标更改的影响,因为粗出生率是指在一年

²¹ 虽然我们缺乏关于这种类型确切的统计数字,因为跨境的非法婚姻很难统计;但是为了到中国内地以结婚目的而成功申请到单身证明(CAMR)的统计数字在1995—2001年分别为21 655、23 901、27 864、17 729、15 870、15 028(Report of the Task Force on Population Policy, 2003)。

内香港所有出生的小孩与年中总人口之比。

表4 修订过的总和生育率

年份	类别1	类别2	类别3	总和生育率	修订过的总和生育率
1996	6 494	—	3 653	1 166	1 191
1997	5 830	—	3 619	1 095	1 127
1998	6 015	—	2 981	990	1 017
1999	7 081	—	2 359	965	982
2000	8 032	—	2 208	1 024	1 035
2001	7 539	169	2 034	927	932
2002	7 433	876	1 694	959	939
2003	8 240	1 622	1 553	941	901
2004	9 285	3 630	1 588	927	927

注:(1)数据来源为《1975—2004 香港生育趋势》,载《香港统计月刊》2005年4月。(2)类别1指由内地妇女(配偶为香港居民)在香港所生婴儿数目;类别2指在香港出生而其父母均非香港居民的婴儿数目;类别3指香港居民在香港以外地方所生的婴儿数量。(3)香港终审法院2001年7月裁定中国内地公民在香港所生婴儿均拥有香港居民权,故此类婴儿在2001年前无。

表5报告了运用RTFR与粗出生率作为生育率衡量指标来展开协整分析的结果,其计量分析方法与表2和表3保持一致。表5的上半部分是基于RTFR分析的结果。通过与表2、表3比较可以发现结果几乎没有任何改变。其实从表4第5、6列的比较中就可以预计到这一结果,因为重新修订过的总和生育率与原总和生育率统计结果差别非常有限,即使在差距最大的1997年,两者之间的差距仅为3.08%。表5的下半部分是基于粗出生率分析的结果。有两点值得注意:(1)在10%的显著性程度上,最大特征根检验与迹值检验均表明仅存在一个特征向量,这一结论与上一小节中的判断保持一致;(2)女性劳动参与率在协整方程中并不显著,而且其调整系数也不显著,说明女性劳动参与率对协整方程偏离均衡位置时并不敏感。对这一点解释可以从图2中看出,即使在经济繁荣时期女性劳动参与率的反应同样不敏感。因此,我们认为上一小节中估计出来的房价效应在采用不同的生育率衡量指标时均保持稳健。

表5 生育方程的稳健性分析:采用其他生育率指标

H_0	最大特征根值	迹值	协整方程				
r			rfr	hp	lf	fw	mw
0	26.61*	68.35*	1.000	0.450*	0.513*	0.314	-0.341*
1	20.91*	41.74		(0.156)	(0.079)	(0.267)	(0.075)
2	12.63	20.83	调整系数				
3	4.46	6.20	-0.120*	-0.137*	-0.051	0.016	-0.132*
4	1.74	1.74	(0.071)	(0.063)	(0.034)	(0.091)	(0.081)
H_0	最大特征根值	迹值	协整方程				
r			cbr	hp	lf	fw	mw
0	21.43*	66.07*	1.000	0.264*	0.472	0.153	-0.511*
1	16.98	39.87		(0.103)	(0.358)	(0.317)	(0.009)
2	11.06	19.25	调整系数				
3	5.13	5.92	-0.073*	-0.0694*	-0.031	0.108	-0.088*
4	1.09	1.09	(0.029)	(0.036)	(0.027)	(0.425)	(0.023)

注:*表示在10%水平上显著;括号中为标准差。原假设与10%水平的临界值与表2一致;变量的来源与定义见附录A。

2. 利用东南亚金融危机作为外生变量

如前所述, 1997—1998年东南亚金融危机对香港的楼市造成了较大的冲击, 房地产价格开始回落; 如图1所示, 香港的房价指数在1998年之后开始稳步下降。有趣的是, 香港的总和生育率同时也于1998年开始稳定, 并且在2001年之后稍微有所上升。由于东南亚金融危机始于泰国、印度尼西亚和马来西亚, 并且事先并未被大众理性预期到, 因此对于香港的家庭而言其可以被视为一种外生冲击。所以, 本小节将利用东南亚金融危机作为外生变量来试图识别房价对生育率的因果关系。我们的经验分析策略是将东南亚金融危机作为一个虚拟变量置入方程(12)中: 在1971—1997年内, 该变量等于0, 否则为1。在控制了东南亚金融危机带来的直接的工资收入效应(男性工资与女性工资)之后, 我们可以合理预测金融危机对生育率的影响为正, 并且将降低房价指数前面系数的绝对值, 因为金融危机虚拟变量与房价指数负相关, 而同时与生育率正相关。

表6报告了利用东南亚金融危机作为外生变量检验房价对生育率效应的稳健性分析。在协整方程中金融危机前面的系数为负, 表明金融危机提高了生育率的6.1%。同时对比表3, 表6显示了在控制金融危机之后房价指数前面系数的绝对值略微有所下降, 但是仍然统计上显著。因此, 表6中的分析结果表明房价可能对生育率存在着因果效应(causal effect)。然而, 值得注意的是, 金融危机虚拟变量前面的系数并不显著。一种可能的解释是在控制了其他工资收入效应之后, 金融危机可能与房价指数存在一定的多重共线性, 因为两个变量均反映了房价对生育行为的影响; 另外一种可能的解释是, 在90年代后期, 随着城市化和工业化的成熟, 香港生育率已经基本完成了从高水平均衡到低水平均衡的转移, 此时金融危机对生育率的影响可能较弱。另外, 表6下半部分金融危机前面不显著的调整系数恰好反映了金融危机在香港的生育率方程中为外生变量。

表6 生育方程的稳健性分析: 利用东南亚金融危机作为外生冲击

fr	hp	lf	fw	mw	fc
协整方程					
1.000	0.407*	0.465*	0.264*	-0.328*	-0.061
	(0.102)	(0.156)	(0.130)	(0.089)	(0.052)
调整系数					
-0.101*	-0.132*	-0.051	-0.012	-0.158*	-0.005
(0.058)	(0.075)	(0.046)	(0.098)	(0.069)	(0.015)

注: *表示在10%水平上显著; 括号中为标准差; fc为东南亚金融危机虚拟变量, 1971—1997期间为零, 否则为1。

六、结论及政策含义

作为劳动的供给主体和商品的消费主体, 家庭行为的改变在经济增长过

程中起着基础性的作用;同时,经济发展也在改变着家庭的结构与决策行为。本文将房价指数纳入新家庭经济标准生育率方程中,运用 Johansen 检验与 ECM 模型对香港 1971—2005 年期间生育率、房价指数、女性劳动参与率、女性与男性实际工资年度序列展开协整分析,研究房价上涨对生育率的长期影响。研究结果表明:

(1) 生育率在长期中服从单位根过程,社会经济因素对家庭生育行为产生累积效应;

(2) 房价上涨改变了家庭预算约束,提高了均衡路径上生育的影子价格,从而导致生育率的下降及人口结构的转变,计量分析结果表明生育率对房价上涨的弹性显著的保持在 -0.3 至 -0.5 之间,即使考虑到香港的人口流动、境外生育等测定性误差的问题,我们的研究结论仍然显著。另外,在引入东南亚金融危机作为外生变量的稳健性分析结果表明房价对生育率可能存在因果关系。

因为生育率的持续降低将可能影响到一个国家或地区的人力资本存量,降低劳动供给总量,加速社会老龄化并加重社会保障的压力;此外,生育行为遵循单位根过程,同时飞速上涨的房价将加速生育率的下降趋势,所以本文研究结论对中国人口政策的调整与住房价格调控都具有重要的参考价值。²²目前中国内地正处于建国以后的第四次生育高峰期,恰逢住房价格的大幅度上涨,因此我们可以理性预期这将对年轻夫妇的生育决策产生显著的影响,因此抑制中国内地住房价格的过快增长也就有了更深一层次的人口学含义了。

值得注意的是,我们应该在作为都市的香港与地域如此广袤、人口规模如此巨大的中国内地之间展开谨慎的比较,特别是对结论的外推应该保持谨慎态度。²³同时,生育率水平与人均人力资本投资水平²⁴、人均收入水平与经济增长速度²⁵之间可能同时存在其他复杂的作用机制。本文在一个简单的家庭资源配置模型中以香港为例来试图说明的是,伴随着城市化和工业化的进程,家庭生育行为的预算约束也将随之发生改变,从而可能导致生育率的变化。当然房价仅仅是影响生育行为转变的其中一个因素,在后续研究中如果纳入更多可能影响生育影子价格的因素,那么我们可以更为全面理解城市化与工业化过程中生育行为转变的内在机制。然而,正如本文的单位根检验结果所表明的,城市化和工业化过程中影响生育影子价格的那些因素的变化对家庭生育行为的预算约束可能产生永久性的影响,房价上升就是其中一个重要因素。

²² 关于中国未来 80 年人口总量、结构及其对劳动供给、人口老龄化与养老保障冲击的预测请参阅曾毅(2006)。

²³ 另外,由于宏观序列的限制,本文研究的样本量相对较小,仅有 1971—2005 年期间的 35 个观测值。

²⁴ 实际上,最近基于中国数据对质量-数量效应展开经验分析的四篇文献(Qian, 2006; Rosenzweig and Zhang, 2006; Liu, 2007; Li *et al.*, 2007)并未达成一致的结论。

²⁵ 关于这方面的理论研究文献请参阅 Becker and Barro(1988)、Barro and Becker(1989)以及 Becker *et al.*(1990);基于中国数据的经验回归分析请参阅 Li and Zhang(2007);基于中国数据的数值模拟分析请参阅刘永平和陆铭(2007)。

附录 A 变量定义与数据来源

变量名	定 义	数 据 来 源
fr	总和生育率	1971—2005; http://www.censtatd.gov.hk/hong_kong_statistics .
rfr	修订过的总和生育率	1971—1996; http://www.censtatd.gov.hk/hong_kong_statistics . 1996—2004:《香港生育率趋势:1975—2004》,载《香港统计月刊》2005 年第 4 期。 2005:《香港统计月刊》2005 第 1—12 期。
cbr	粗出生率	1971—2005; http://www.censtatd.gov.hk/hong_kong_statistics .
hp	房价指数 基准年:2000	1971—2004; http://www.censtatd.gov.hk/hong_kong_statistic . 2005:《香港统计月刊》2005 第 1—12 期。
fl	女性劳动参与率	1971—1981:EconDB 数据库。 1981—2005; http://www.censtatd.gov.hk/hong_kong_statistics .
mw	男性月平均工资 基准年:2000	1971—2004; http://www.censtatd.gov.hk/hong_kong_statistic . 2005:《香港统计月刊》2005 第 1—12 期。
fw	女性月平均工资 基准年:2000	1971—2004; http://www.censtatd.gov.hk/hong_kong_statistic . 2005:《香港统计月刊》2005 第 1—12 期。

附录 B 生育率、房价指数、女性劳动参与率、女性工资与男性工资的统计性描述

变量	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
fr	35	1 678.11	739.51	3 459	927
rfr	35	1 686.23	745.27	3 459	901
cbr	35	13.17	4.14	6.9	19.7
hp	35	0.54	0.32	1.10	0.13
fl	35	0.47	0.03	0.52	0.43
fw	35	0.54	0.32	1.10	0.13
mw	35	357.94	140.58	622.49	186.75

注:数据来源与变量定义请见附录 A。

附录 C 房价对生育率影响的 OLS 估计

因变量:fr		
hp	-0.365*** (6.26)	-0.314*** (3.85)
fl	-2.397*** (5.57)	-2.150*** (3.55)
fw	-0.618 (1.55)	-0.57 (1.42)
mw	0.620 (1.35)	0.687 (1.60)
time trend		-0.009 (0.66)
cons	4.971*** (4.81)	21.737 (0.85)
Observations	35	35
R-squared	0.97	0.97

注:(1)括号中为异方差稳健性 t 值,*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平上统计性显著;
(2)因变量和自变量均为对数形式,所以系数的解释应基于弹性。

参考文献

- [1] Angrist, J., V. Lavy, and A. Schlosser, "New evidence on the causal link between quantity and quality of children", MIT Working Paper, 2005.
- [2] Arroyo, R., and J. Zhang, "Dynamic Microeconomic Models of Fertility Choice: A Survey", *Journal of Population Economics*, 1997, 10(1), 307—335.
- [3] Barro, R., and G. Becker, "Fertility Choice in a Model of Economic Growth", *Econometrica*, 1989, 57(2), 481—501.
- [4] Becker, G., *A Treatise on The Family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1991.
- [5] Becker, G., K. Murphy, and R. Tamura, "Human Capital, Fertility, and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), 512—537.
- [6] Becker, G., "Family Economics and Macro Behavior", *American Economic Review*, 1988, 78(1), 1—13.
- [7] Becker, G., and R. Barro, "A Reformulation of the Economic Theory of Fertility", *Quarterly Journal of Economics*, 1988, 103(1), 1—25.
- [8] Becker, G., and K. Murphy, *Social Economics: Market Behavior in a Social Environment*. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 2003.
- [9] Becker, G., and G. Lewis, "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children", *Journal of Political Economy*, 1973, 81(2), 168—199.
- [10] Becker, G., "An Economic Analysis of Fertility", in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Universities-National Bureau Conference Series No. 11, Princeton: Princeton University Press, 1964.
- [11] Black, S., P. Devereux, and G. Salvanes, "The More the Merrier? The Effect of Family Composition on Children's Education", *Quarterly Journal of Economics*, 120(2), 669—700.
- [12] Butz, W., and M. Ward, "The Emergence of Countercyclical U. S. Fertility", *American Economic Review*, 1979, 69(3), 318—328.
- [13] Caldwell, J., "The Global Fertility Transition: The Need for a Unifying Theory", *Population and Development Review*, 1997, 23(4), 803—812.
- [14] Cass, D., "Optimal Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation", *Review of Economic Studies*, 1965, 32(2), 505—516.
- [15] Central Intelligence Agency (CIA), *The World Factbook 2006*, <http://www.odci.gov/cia/publications/factbook/idex.html>.
- [16] Cigno, A., "Children and Pensions", *Journal of Population Economics*, 1992, 5(3), 175—183.
- [17] Cigno, A., and F. Rosati, "Jointly Determined Saving and Fertility Behavior: Theory, and Estimates for Germany, Italy, UK and USA", *European Economic Review*, 1996, 40(8), 1561—1589.
- [18] Dorothy, S., and W. Ogburn, "The Influence of the Business Cycle on Certain Social Conditions", *Journal of the American Statistical Association*, 1922, 18(3), 324—340.
- [19] Easterlin, R., "The Conflict between Aspirations and Resources", *Population and Development Review*, 1976, 2(4), 417—425.
- [20] Ermisch, J., "Econometric Analysis of Birth Rate Dynamics in Britain", *Journal of Human Resources*, 1988, 23(4), 563—576.

- [21] Enders, W., *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley and Sons, 2004.
- [22] Gronau, R. "The Effect of Children on the Housewife's Value of Time", *Journal of Political Economy*, 1973, 81(2), 168—199.
- [23] Hansen, H., and K. Juselius, *CATS in RATS; Cointegration Analysis of Time Series*. Evanston Illinois: Estima, 1995.
- [24] Hong Kong Census and Statistics Dept. *Hong Kong Monthly Digest of Statistics*, Jan. 2005—Dec. 2005. Hong Kong: Printing Dept, 2005.
- [25] Hong Kong, "Task Force on Population Policy", *Report of the Task Force on Population Policy*. Hong Kong: Printing Dept, 2003.
- [26] Johansen, S., *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- [27] Li H., and J. Zhang, "Do High Birth Rates Hamper Economic Growth", *Review of Economics and Statistics*, 2007, 89(1), 110—117.
- [28] Li H., J. Zhang, and Y. Zhu, "The Quantity-Quality Tradeoff of Children in a Developing Country: Identification Using Chinese Twins", *Demography*, 2007, forthcoming.
- [29] Liu, H., "Is There a Quality-Quantity Tradeoff? Evidence from the Relaxation of China's One Child Policy", National University of Singapore Working Paper, 2007.
- [30] 刘永平、陆铭, "放松计划生育政策将如何影响经济增长", 复旦大学工作论文, 2007年。
- [31] Macunovich, D., "Relative Cohort Size: Source of a Unifying Theory of Global Fertility Transition?" *Population and Development Review*, 2000, 26(2), 235—261.
- [32] Macunovich, D., "Relative Cohort Size and Inequality in the United States", *American Economic Review*, 1998, 88(2), 259—264.
- [33] Macunovich, D., "The Butz—Ward Fertility Model in the Light of More Recent Data", *Journal of Human Resources*, 1995, 30(2), 229—255.
- [34] Malthus, T., *An Essay on the Principle of Population*. London: J. Johnson, 1798.
- [35] McCarthy, J., and R. Peach, "Are Home Prices the Next Bubble?" *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 2004, 10(3), 1—17.
- [36] McNown, R., and S. Rajbhandary, "Time Series Analysis of Fertility and Female Labor Market Behavior", *Journal of Population Economics*, 2003, 16(3), 501—523.
- [37] Montgomery, M., and J. Trussel, "Models of Marital Status and Childbearing", in Ashenfelter, O., and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1. Amsterdam: North-Holland, 1986.
- [38] Poterba, J., D. Weil, and R. Shiller, "House Price Dynamics: the Role of Tax Policy and Demography", *Brookings papers on Economic Activity*, 1991, 2, 143—203.
- [39] Qian, N., "Quantity-Quality: The Positive Effect of Family Size on School Enrollment in China", Brown University Working Paper, 2006.
- [40] Rosenzweig M., and K. Wolpin, "Testing the Quantity-Quality Fertility Model: the Use of Twins as a Natural Experiment", *Econometrica*, 1980, 48(1), 227—240.
- [41] Rosenzweig M., and J. Zhang., "Do Population Control Policies Induce More Human Capital Investment? Twins, Birthweight, and China's 'One Child' Policy", IZA Discussion Paper No. 2082, 2006.
- [42] Silver, M., "Births, Marriages, and Business Cycles in the United States", *Journal of Political Economy*, 1965, 73(3), 237—255.
- [43] Solow, R., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70(1), 65—94.

- [44] Sprague, A., "Post-war Fertility and Female Labor Force Participation Rates", *Economic Journal*, 1988, 98(2), 682—700.
- [45] Watcher, M., "Elusive Cycles: Are There Dynamically Possible Lee-Easterlin Models for U. S. Births?" *Population Studies*, 1991, 45(1), 109—135.
- [46] Watcher, K., "A Time-series Fertility Equation: The Potential for a Baby-boom in the 1980's", *International Economic Review*, 1975, 16(3), 609—624.
- [47] Wang, P., C. Yip, and C. Scotese, "Fertility Choice and Economic Growth: Theory and Evidence", *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76(2), 255—266.
- [48] Willis, R., "What We Have Learned from the Economics of the Family", *American Economic Review*, 1987, 11(2), 68—81.
- [49] Willis, R., "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior", *Journal of Political Economy*, 1973, 81(2), 14—64.
- [50] 徐滇庆,《房价与泡沫经济》。北京:机械工业出版社,2006年。
- [51] 曾毅,《试论二孩晚育政策软着陆的必要性与可行性》,《中国社会科学》,2006年第2期,第93—109页。
- [52] Zhang, J., "Who Signs China's One-child Certificate, and Why?" *Journal of Population Economics*, 1992, 5(3), 203—215.
- [53] 张晓晶、孙涛,《中国房地产周期与金融稳定》,《经济研究》,2006年第1期,第23—33页。

Increasing Housing Prices and Secular Fertility Decline in Hong Kong

JUNJIAN YI

(The Chinese University of Hong Kong and Zhejiang University)

XINGJIAN YI

(Guangdong University of Foreign Studies)

Abstract This paper investigates the effect of increasing housing prices on Hong Kong's fertility rate. We employ the Johansen test and error correction model (ECM) to conduct a cointegration analysis between fertility, housing price index, female labor force participation rate, female wage, and male wage using data from 1971 to 2005. The main results are: (i) the fertility rate follows a unit root process, and socioeconomic shocks produce accumulative effects on fertility rate; (ii) a 1% increase of housing prices leads to a 0.45% decrease in the total fertility rate, which is robust to several sensitivity tests using alternative measures of the total fertility rate. Our study enriches the New Family Economics by providing evidence from new industrialized areas, and has relevant implications for the reconsideration of China's strict population policy.

JEL Classification C32, J12, J21