

中国居民消费增长的理论机理与实证检验

——来自人口结构变化的解释

刘铠豪 刘渝琳*

内容提要 近年来中国一直致力于扩大消费需求，但消费需求仍然不足，其原因何在？本文通过扩展戴蒙德世代交叠模型构建的总体消费模型，考察了人口结构变化对居民消费的影响。我们使用1989—2012年中国省级面板数据进行实证研究，结果表明：少儿抚养比对我国居民消费具有显著的正向影响，而老年抚养比对消费具有显著的负向影响；人口性别比对消费产生显著的负效应；人口年龄结构对消费的影响存在偏效应^①，而人口性别结构对消费的影响不存在偏效应。而且，即期人均收入和收入增长率与居民消费呈现正相关关系，而利率与居民消费呈现负相关关系。本文特别就干扰政策和养老金“双轨制”制度进行稳健性检验，结果表明：政府救市并不是扩大消费需求的有效途径，养老金“双轨制”制度对我国居民消费具有显著的负效应，而且人口性别比对消费产生的负效应部分来源于“双轨制”。本文最终结论表明：我国“少子化”、“老龄化”和“男性过剩”并存的人口结构新特征是消费需求不足的重要原因之一。

关键词 少儿抚养比 老年抚养比 性别比 居民消费需求

一 引言

人口是一个关系经济社会发展的关键因素。马克思曾写道：“每一种特殊的、历史

* 刘铠豪，重庆大学公共管理学院，电子邮箱：923173630@qq.com；刘渝琳，重庆大学公共管理学院，电子邮箱：lylmx@cqu.edu.cn。本文是教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“建设人口均衡型社会研究”（13JZD023）资助的阶段性研究成果，作者感谢该项目的资助。

① 此处的偏效应是指若人均收入增长率不同，那么人口年龄结构对消费的影响程度也不同，即人口年龄结构对消费的影响在一定程度上依赖于人均收入的增长。

的生产方式都有其特殊的、历史地起作用的人口规律。”理清人口发展与经济社会变迁的关系、揭示其相互作用机制和影响规律，对于实现人口、资源、环境与经济社会协调可持续发展具有重大而深远的战略意义。

中国目前处于人口结构的转型期，首先体现为人口年龄结构的转变。人口转变理论将人口再生产分为三个主要阶段：“高出生、高死亡、低增长”阶段，“高出生、低死亡、高增长”阶段和“低出生、低死亡、低增长”阶段。中国目前已经进入了以“低出生率、低死亡率和低人口增长率”为特征的第三阶段，“少子化”和“老龄化”问题逐步显现。如图1所示，在经历了1960年代的婴儿潮之后，我国0~14岁少儿人口所占比例逐年下降，少儿抚养比^①也随之逐年下降；而65岁及以上老年人口所占比例则是逐年递增的，老年抚养比^②也随之逐年递增。2010年第六次人口普查数据显示：我国0~14岁人口总数为2.22亿，占我国人口总数的16.60%，说明我国已经步入“少子化”社会^③；而60岁及以上人口总数为1.78亿，约占我国人口总数的13.26%，

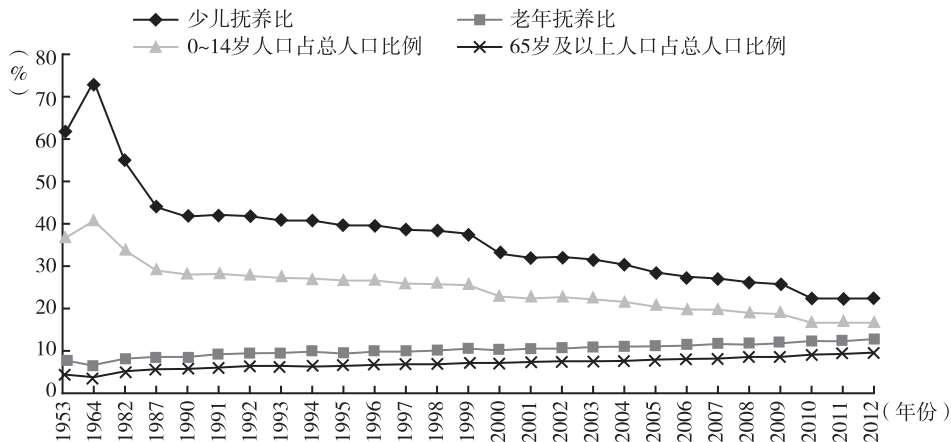


图1 1953-2012年中国人口年龄结构变化

注：1982年、1990年、2000年、2010年数据来自当年人口普查资料，其余年份数据为年度人口抽样调查推算数据。

资料来源：根据国家统计局相关数据计算得到，<http://data.stats.gov.cn/workspace/index>。

- ① 少儿抚养比也称少年儿童抚养系数，是指人口中少年儿童人口数与劳动年龄人口数之比。
- ② 老年抚养比是指人口中非劳动年龄人口数中的老年部分与劳动年龄人口数之比，用以表明每100名劳动年龄人口要负担多少名老年人。
- ③ 根据人口统计标准，0~14岁人口占比15%~18%为“少子化”社会，15%以内为“超少子化”社会。转引自新华网（2011），《中国跨入“少子化”社会，加剧“未富先老”》，http://news.xinhuanet.com/edu/2011-06/07/c_121502586_3.htm。

65岁及以上人口的比重为8.87%，说明我国已经步入“老龄化”社会^①。“少子化”和“老龄化”已成为我国人口年龄结构的新特征。

性别失衡是我国人口结构转型的另一显著特征。2010年第六次人口普查数据显示，中国总人口性别比为105.2，远高于较发达国家（94.6）和欠发达国家（102），也高于公认的正常水平（100以下）（United Nations, 2011）。经验数据表明世界上绝大多数国家总人口性别比的范围在95~102之间（陈卫、宋健，2006），所以图2把102作为纵坐标的最小值，结果显示我国历年总人口性别比数值均在横轴上方，说明我国总人口性别比是一直偏高的。而且历年1%人口抽样调查数据表明，部分地区人口性别比例严重失衡。更令人担忧的是，自20世纪80年代以来，我国出生性别比持续严重失衡^②。如图2所示，我国出生性别比近30年来一直在高位徘徊，已经成为世界上出生人口性别比偏高最严重的国家^③。由于出生婴儿性别比直接影响到未来各个年龄段的性别比，其

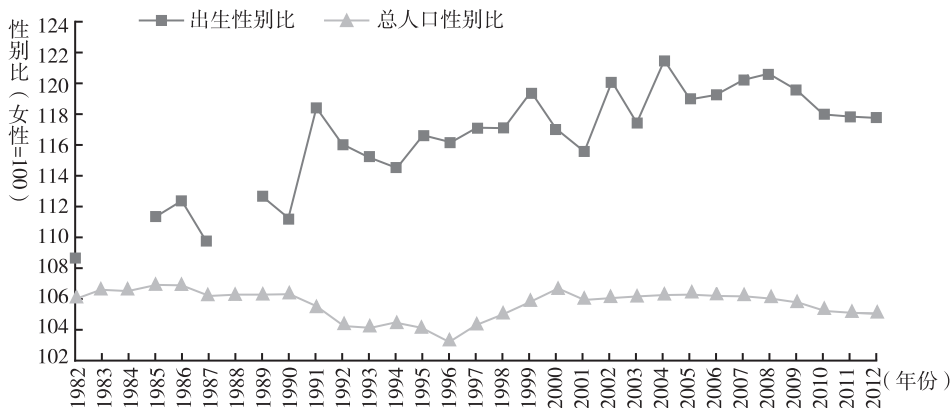


图2 1982-2012年中国总人口性别比和出生性别比变化

资料来源：（1）总人口性别比：根据国家统计局相关数据计算得到，<http://data.stats.gov.cn/workspace/index>；（2）出生性别比：1982年、1990年、2000年、2010年数据来自人口普查资料，其他年份数据来自《中国人口和就业统计年鉴》（历年）中的全国人口变动情况抽样调查数据。

- ① 国际上以65岁以上人口比重达到7%作为进入老龄化社会的标准。
- ② 出生性别比是指一个国家（或地区）在一定时期内，出生婴儿中男婴和女婴人数之比。通常用每出生100名女婴所对应的男婴数量表示。国际社会公认的出生婴儿性别比正常范围为103~107。
- ③ 转引自凤凰网（2012），《男女比118:100》，<http://finance.ifeng.com/money/roll/20120528/6522653.shtml>。

累积效应不容忽视。目前我国19岁以下年龄段的人口性别比严重失衡，到2020年，处于婚龄的男性人数将比女性多出2400万，届时将有上千万适龄男性面临“娶妻难”（国家统计局人口和就业统计司，2012）。中国正在进入一个男性人口过剩的社会，“男性过剩”在未来一段时间内都将是我国人口性别结构的显著特征。“少子化”、“老龄化”和“男性过剩”的人口结构新特征，将对我国经济社会发展产生长期而又深远的影响。

自改革开放以来，我国经济持续高速发展，于2010年超越日本，成为世界上第二大经济体，是过去30年间世界经济发展过程中的一道独特风景。但我国经济持续高速增长主要是靠投资和出口拉动的，如图3所示，同为“三驾马车”之一的消费占GDP比重不断下降。中国经济这种高增长率和低消费率的奇特组合被林毅夫称为“煎焦了的冻鱼”（李文星等，2008）。从图3可以看出，自2008年全球金融危机爆发以来，对外贸易对我国经济的拉动作用越来越小。而投资率过高已经引发很多产业的产能过剩问题，产能过剩危机一触即发。Krugman（1994）早在亚洲金融危机来临之前就对所谓的“东亚模式”提出了严重质疑，他指出没有所谓的“东亚奇迹”，长期依靠大规模物质资本投资的经济增长模式是不可维持的，因为投资需求归根结底是要受消费需求制约的，这无疑也给“高投资-高增长”的中国经济增长模式敲响了警钟。从2010年至2013年，我国GDP（国内生产总值）增长率连续4年下滑^①，经济下行压力较大。

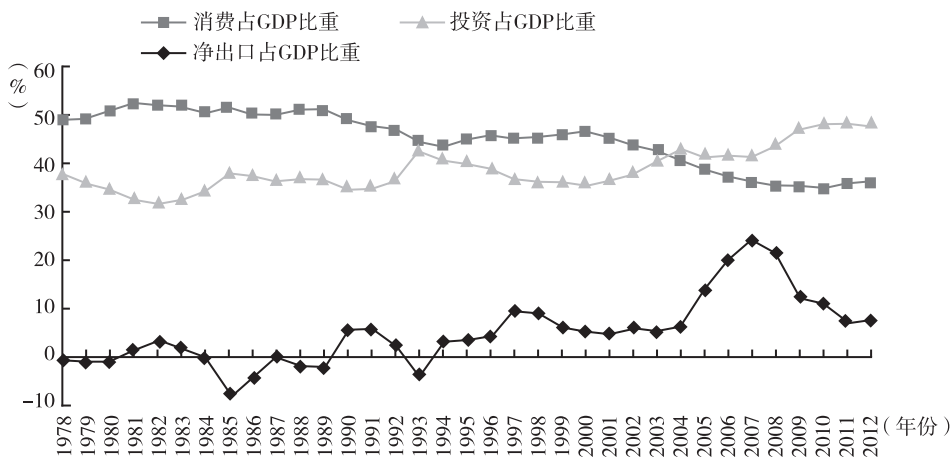


图3 1978-2012年我国消费、投资和净出口占GDP比重变化

资料来源：根据国家统计局相关数据计算得到，<http://data.stats.gov.cn/workspace/index>。

① 2010年GDP增长率为10.4%，2011年GDP增长率为9.2%，2012年GDP增长率为7.8%，2013年GDP增长率为7.7%。

在此背景下，如何扩大消费需求，从而实现经济增长方式由出口驱动与投资驱动向消费驱动的转变就变得至关重要。

进入新世纪以来，中央始终将扩大消费需求作为宏观经济调控的政策之一。2001年11月召开的中央经济工作会议提出了“增加城乡居民收入，培育国内消费需求”的工作思路。2002年11月，江泽民同志在党的十六大报告中明确提出：“坚持扩大国内需求的方针，根据形势需要实施相应的宏观经济政策。调整投资和消费关系，逐步提高消费在国内生产总值中的比重。”（尹世杰，2004）党的十七大报告对消费的作用问题有了进一步的表述，将“居民消费率稳步提高”作为全面建设小康社会奋斗目标的新要求之一，并强调了促进经济增长由主要依靠投资、出口拉动向依靠消费、投资、出口协调拉动转变。在2007年召开的中央经济工作会议上，温家宝总理讲到要“调整投资与消费的关系”，“坚持扩大内需方针，重点扩大消费需求”。十七届三中全会更是将农村改革与启动农村消费市场作为重中之重。党的十八大报告进一步提出要牢牢把握扩大内需这一战略基点，加快建立扩大消费需求长效机制（葛志荣，2012）。十八届三中全会又特别强调了消费者的自主选择权。“扩大消费需求”的政策目标已经提出多年，但多年来消费需求始终不足，政策效果并不显著。究竟是什么原因导致了我国消费需求如此难以扩大？是社会保障体系不够完善，是盲目投资而导致的产业结构失衡，是城乡二元经济结构的负效应逐步显现，还是人口结构变化的新特征？

本文基于人口结构变化的视角，考察人口结构变化过程中一国消费需求的变化规律。第二部分回顾了人口结构变化对消费需求影响的相关文献；第三部分通过扩展戴蒙德世代交叠模型构建了个体消费决策模型^①和总体消费模型；第四部分利用我国1989-2012年的31个省份的面板数据对我国人口结构变化与消费需求之间的关系进行实证检验和稳健性检验；第五部分为结论与建议。

二 文献综述

国外关于人口结构变化对居民消费影响的研究颇多，理论研究主要分为微观和宏观两种机制。微观机制的研究最早可以追溯到美国经济学家弗朗科·莫迪利安尼（Modigliani & Brumberg, 1954）提出的生命周期消费理论。根据生命周期消费理论，

^① 该模型转引自谢建国、张炳男（2013），《人口结构变化与经常项目收支调整：基于跨国面板数据的研究》，《世界经济》第9期。该模型对本文理论模型的扩展具有重要借鉴意义。

如果社会上年轻人和老年人所占比例增大,则消费倾向会提高;如果社会上中年人所占比例增大,则消费倾向会降低,即总消费需求会部分地依赖人口的年龄结构。生命周期消费理论为后来人研究人口结构变化和消费的关系奠定了基础,弥补了凯恩斯的消费理论所缺乏的微观基础。但生命周期消费理论假定工作收入不变,忽略了未来收入预期的变化对消费的影响,也忽略了老年人的遗赠动机和应付意外支出的谨慎动机(Hurd, 1990; Carroll & Summers, 1991)。家庭储蓄需求模型(Samuelson, 1958; Nether, 1971)是研究人口结构变化对消费影响的另一种微观机制。该模型把孩子和储蓄看作两种具有相同经济功能并且可以相互替代的养老工具:当一个家庭的孩子数量较多时,父母就会减少用于养老保障的储蓄,因而消费需求增加;相反一个家庭的孩子数量较少时,父母不得不增加储蓄来养老,因而消费需求减少。但该模型没有讨论孩子数量和质量之间存在替代关系的可能。

人口结构变化也可以通过宏观机制对居民消费产生影响。Cutler et al. (1990)指出,如果处于劳动年龄阶段的人口下降,短期内部分积累的储蓄会用于消费,进而引起社会总消费的增加,但从长期来看,人均消费水平会随着产出水平的下降而下降。不过,技术进步会在一定程度上抵消产出下降,进而抵消消费水平的下降,最终结果取决于两种效应的大小。Weil (1999)提出,生育率不断下降的后果是劳动年龄人口也随之减少,在人均资本存量没有变化的情况下,多余的资本便可以转化为人们的消费,进而引起人均消费的增加。但是,在生育率下降引起少儿人口比重下降的同时,也间接导致了老年人口比重的上升,总消费需求的变化应由少儿人口比重下降所导致的消费需求增加与老年人口比重上升所导致的消费需求减少共同决定。这些研究虽然具有启发意义,但是其结论还较模糊。基于以上文献可以看出,无论是基于微观理论还是宏观理论的分析,人口年龄结构变动对居民消费的影响尚未形成一致的结论,仍需进一步研究和探讨。

国外在实证研究方面,较早讨论人口年龄结构对居民消费影响的仍是莫迪利安尼(Modigliani, 1966),他利用跨国截面数据实证检验了其之前提出的理论观点。勒夫(Leff, 1969)通过对跨国截面数据的回归,分析了人口年龄结构与居民消费率之间的关系,建立了Leff模型,验证了Modigliani & Bgumberg (1954)的结论。但他的横截面回归建立在把国家分为发达国家和不发达国家的基础上,而且自变量中抚养系数的样本数据离差太小,因而其实证分析存在着某种程度的缺陷。Gupta (1971)、Adams (1971)、Goldberger (1973)、Bilsborrow (1979)、Bilsborrow (1981)、Ram (1982)和Ram (1984)都对Leff的结论提出了质疑,在后来的研究过程中他们都在Leff (1969)

模型的基础上进行了多次改进。但这些研究对于人口结构与居民消费之间的关系仍然没有获得一致的结论。Wilson (2000) 观察到澳大利亚和加拿大在上世纪均出现了储蓄率长期上升的现象，于是对两国储蓄的时间序列数据进行协整回归并对比分析，回归结果并不支持人口年龄结构和居民消费之间的相关关系。Deaton (1997) 的研究结果也表明人口年龄结构变化不能解释经济增长与储蓄率之间的关系。Demery & Duck (2006) 通过对英国家庭支出数据的分析，发现人口年龄结构和居民储蓄率之间存在联系，认为居民储蓄率更接近“驼峰状”的生命周期模型。Hock & Weil (2006) 的实证研究表明，出生率的下降引起消费需求的增加是短期的，随着老年人比重的增加，这种影响会被不断削弱。

利用面板数据对人口年龄结构变化与居民消费之间关系的研究同样没有获得一致的结论。Bailliu & Reisen (1998)、Ozcan (2000)、Ramajo et al. (2006) 利用广义 OLS (最小二乘法) 进行回归，其结果并不支持人口年龄结构变化与居民消费之间的关系。Loayza et al. (2000)、Schrooten & Stephan (2005) 的动态面板 GMM (广义矩估计法) 估计，Sarantis & Stewart (2001)、Hondroyannis (2006) 的面板协整估计，以及 Edwards (1996)、Higgins & Williamson (1996)、Higgins & Williamson (1997)、Callen & Thimann (1997)、Dayal-Ghulati & Thimann (1997)、Masson et al. (1998)、Denizer & Wolf (2000)、Elbadawi & Mwegu (2000) 的静态固定效应模型估计，上述这些研究的回归结果基本上都支持人口年龄结构变化与居民消费之间存在相关关系。只有舒尔茨 (2005) 的静态固定效应模型不支持人口年龄结构变化与居民消费的关系。Haque et al. (1999) 使用混合均群估计进行检验，其结果不支持人口年龄结构变化与居民消费的关系；而 Serres & Pelgrin (2002) 使用同样的方法得出的检验结果却支持二者之间的关系。

随着中国经济的持续高速发展和影响力的与日俱增，关于中国人口结构变化与居民消费关系的研究也越来越多。Kraay (2000) 对中国 30 个省份的居民储蓄家庭调查面板数据进行估计，发现人口年龄结构变化对储蓄率 (或消费率) 的影响并不显著。Horioka & Wan (2006) 的研究也得出了相同的结论。但是他们所考察的样本期分别只有 12 年和 10 年，较短的样本期在一定程度上影响了研究结果的可靠性和准确性。国内研究人口结构变化与居民消费关系的文献相对较少。于学军 (1996) 提出，中国老年人口不断增加和人口老龄化进程的加快一方面会导致总储蓄量的降低，另一方面还会抑制储蓄增长率的提高。而袁志刚、宋铮 (2000) 的研究结果却表明老龄化对储蓄率产生正向影响。贺菊煌 (1998) 研究了人口年龄结构变化对居民消费的影响，但仅限于从理论上进行分析。李文星等 (2008)、李魁和钟水映 (2010) 为了解决变量的内生

性问题,均使用GMM估计法进行研究,但他们对工具变量的选择不同从而导致估计结果存在差异。宋保庆和林筱文(2010)研究了人口年龄结构变动对城镇居民消费行为的影响,发现总抚养比和老年抚养比对居民边际消费倾向产生持续的负影响,而少儿抚养比在短期内会产生正的影响,长期则产生负的影响。李春琦和张杰平(2009)、陈冲(2011)的研究表明人口抚养比对农村居民消费产生显著的负效应。但他们的研究对象是城镇居民或者农村居民,而不是全体居民,因此,其研究结论具有一定的局限性。王霞(2010)、毛中根等(2013)、张乐和雷良海(2011)、罗光强和谢卫卫(2013)的研究表明人口结构变化对消费需求具有一定的影响,但是由于数据处理、变量选择、估计方法的不同,这些研究对于影响程度的判断结果差异较大。基于以上文献我们可以看出,人口年龄结构变动对我国居民消费的影响也尚未形成一致的结论,仍需进一步研究和检验。

本文和上述文献主要有以下不同之处:(1)国内外研究人口结构变化对居民消费影响的文献较多,但它们均是从年龄结构的角度进行研究,都未考虑性别比这一衡量人口结构的重要指标。本文将少儿抚养比、老年抚养比和性别比三个变量同时纳入模型,更深层次地考察人口结构变化对居民消费的影响。(2)本文在模型中引入少儿抚养比、老年抚养比和性别比与人均收入增长率的交互变量,以考察人口结构变化对居民消费影响所依赖的条件。(3)在样本的选择上,本文最大限度地扩大样本期,因为我国各省份的人口年龄结构数据只能追溯到1989年,所以我们选择1989-2012年作为样本期。而且,我国历年总人口性别比一直偏高,数据离差太小,因而其实证分析存在着某种程度的缺陷。但历年1%人口抽样调查表明,部分地区人口性别失衡严重,这为我们通过利用各省面板数据研究性别结构对居民消费的影响提供了现实可能,本文充分利用了这一点。(4)本文通过扩展戴蒙德世代交叠模型构建了个体消费决策模型和总体消费模型,动态演绎了人口结构变化对居民消费的影响。

三 理论模型

(一) 个体消费决策模型

本文基于对戴蒙德世代交叠模型的扩展,把代表性个体的生命周期由两期进一步划分为四期:儿童阶段、年轻劳动力阶段、成熟劳动力阶段和退休的老年阶段,用 i 表示代表性个体四个不同的阶段, $i = \{1, 2, 3, 4\}$ 。 $i=1$ 为儿童阶段, $i=2$ 为年轻劳动力阶段, $i=3$ 为成熟劳动力阶段, $i=4$ 为退休后的老年阶段,并对代表性个体作以

下基本假定：

(1) 代表性个体的存活率趋向于 1，代表性个体死亡意味着老龄阶段结束。

(2) 代表性个体只会在第二阶段即年轻劳动力阶段进行生育，初始的出生率为 ϕ ，出生性别比为 θ (θ 为正常水平)，而其他三个阶段的出生率都为 0。

(3) 当代表性个体处于童年阶段，其消费完全来源于父母即第二阶段的年轻劳动力，该个体不做任何实质性的决策。

(4) 当代表性个体处于年轻劳动力阶段，他被赋予 1 单位的劳动，在这 1 单位劳动中他会花费一部分精力去抚养他的孩子，其余的时间无弹性用于他的工作，获得的可支配收入有三种用途：抚养孩子的消费支出、自己的消费支出以及为退休养老而进行储蓄。对于代表性个体将 1 单位的劳动分别用于抚养小孩和工作，我们表示为年轻劳动力照看小孩的比率，即 $\lambda = \lambda(\phi)$ ， $\lambda' > 0$ 且 $\lambda < 1$ 。此时的 1 单位的劳动的报酬为 ω' ，税率为 tr' ，则所缴税额为 $tax'_2 = (1 - \lambda) \omega' tr'$ ，年轻劳动力的可支配收入为 $Y'_2 = (1 - \lambda) \omega' (1 - tr')$ 。可支配收入中的一部分用于消费、一部分用于储蓄，则 t 时期年轻劳动力的储蓄为 $s'_2 = Y'_2 - c_1 - c_2$ 。其中， c_1 为年轻劳动力用于抚养下一代的消费支出， c_2 为用于自身的消费支出，我们假设有 $c_1 = c_1(\phi)$ ，且 $c'_1 > 0$ 。

(5) 当代表性个体步入成熟劳动力阶段，他将 1 单位的劳动全部用于工作，获得的可支配收入有两种用途：自己的消费支出和为退休养老而进行储蓄。处于第三阶段的成熟劳动力无弹性地提供 1 单位的劳动并获得 ω' 的收入，其所缴税额为 $tax'_3 = \omega' tr'$ ，成熟劳动力的可支配收入为 $Y'_3 = \omega' (1 - tr')$ 。则储蓄为 $s'_3 = Y'_3 - c_3$ ，其中 c_3 为成熟劳动力用于自身的消费支出。

(6) 当代表性个体处于年轻劳动力阶段或者成熟劳动力阶段，代表性个体因工作具有 Y'_2 或 Y'_3 的可支配收入，男性劳动者作为家庭的顶梁柱，为了养家糊口，其边际消费倾向小于女性劳动者。当一国年轻劳动力性别比上升时，该国年轻劳动力自身的平均消费支出 c_2 会下降，即 $c_2 = c_2(\theta)$ ，且 $c'_2 < 0$ 。同理， $c_3 = c_3(\theta)$ ，且 $c'_3 < 0$ 。

(7) 步入退休阶段后，代表性个体不再工作，老年阶段的消费支出来源于他以前的储蓄。代表性个体的储蓄为前两期储蓄的负数，即： $s'_4 = - [s'_3{}^{-1} (1 + r) + s'_2{}^{-2} (1 + r)^2]$ ，其中， r 为利率。

(8) 为简单起见，我们不考虑财富在代际间的转移，所以代表性个体去世时其储蓄为 0。

(9) 代表性个体的效用函数为： $u(c_i) = \frac{c_i^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}$ ，那么消费者最大化跨期效用为：

$$u_{max} = \sum_{i=2}^4 \beta^{i-2} u(c_i) \tag{1}$$

其中， β 为代表性个体的主观贴现率。

由对代表性个体的基本假设 (1) ~ (9) 可知，代表性个体生命周期的预算约束为：

$$c_1 + c_2 + \frac{c_3}{1+r} + \frac{c_4}{(1+r)^2} = (1-\lambda)\omega'(1-tr') + \frac{\omega'(1-tr')}{1+r} \tag{2}$$

联立 (1) 式和 (2) 式可得代表性个体各期均衡的支出函数：

$$c_2 = (1+r) \frac{\omega(1-tr)[2-\lambda+r(1-\lambda)] - c_1(1+r)}{(1+r)^2 + (1+r)^{1+\frac{1}{\sigma}}\beta^{\frac{1}{\sigma}} + (1+r)^{\frac{2}{\sigma}}\beta^{\frac{2}{\sigma}}} \tag{3}$$

$$c_3 = (1+r)^{1+\frac{1}{\sigma}}\beta^{\frac{1}{\sigma}} \frac{\omega(1-tr)[2-\lambda+r(1-\lambda)] - c_1(1+r)}{(1+r)^2 + (1+r)^{1+\frac{1}{\sigma}}\beta^{\frac{1}{\sigma}} + (1+r)^{\frac{2}{\sigma}}\beta^{\frac{2}{\sigma}}} \tag{4}$$

$$c_4 = (1+r)^{\frac{2+\sigma}{\sigma}}\beta^{\frac{2}{\sigma}} \frac{\omega(1-tr)[2-\lambda+r(1-\lambda)] - c_1(1+r)}{(1+r)^2 + (1+r)^{1+\frac{1}{\sigma}}\beta^{\frac{1}{\sigma}} + (1+r)^{\frac{2}{\sigma}}\beta^{\frac{2}{\sigma}}} \tag{5}$$

其中， ω 为稳态的工资水平， tr 为稳态的税率。各期消费函数对出生率求导，可得出出生率变化对代表性个体各期消费的影响为：

$$\frac{dc_1}{d\omega} = c'_1 > 0 \tag{6}$$

$$\frac{dc_2}{d\phi} = \frac{\partial c_2}{\partial c_1} \frac{dc_1}{d\phi} + \frac{\partial c_2}{\partial \lambda} \frac{d\lambda}{d\phi} < 0 \tag{7}$$

$$\frac{dc_3}{d\phi} = \frac{\partial c_3}{\partial c_1} \frac{dc_1}{d\phi} + \frac{\partial c_3}{\partial \lambda} \frac{d\lambda}{d\phi} < 0 \tag{8}$$

$$\frac{dc_4}{d\phi} = \frac{\partial c_4}{\partial c_1} \frac{dc_1}{d\phi} + \frac{\partial c_4}{\partial \lambda} \frac{d\lambda}{d\phi} < 0 \tag{9}$$

以上四式表明，出生率的上升会引起作为抚养人的代表性个体在第二阶段用于抚养孩子的消费增加，而用于自身的消费下降，进而第三阶段和第四阶段的消费下降。

由 (3) 式、(4) 式和 (5) 式可得代表性个体各期最优的储蓄水平为：

$$s_2 = \omega(1-\lambda) - c_1 - (1+r) \frac{\omega[2-\lambda+r(1-\lambda)] - c_1(1+r)}{(1+r)^2 + (1+r)^{1+\frac{1}{\sigma}}\beta^{\frac{1}{\sigma}} + (1+r)^{\frac{2}{\sigma}}\beta^{\frac{2}{\sigma}}} \tag{10}$$

$$s_3 = \omega(1-tr) - (1+r)^{1+\frac{1}{\sigma}}\beta^{\frac{1}{\sigma}} \frac{\omega(1-tr)[2-\lambda+r(1-\lambda)] - c_1(1+r)}{(1+r)^2 + (1+r)^{1+\frac{1}{\sigma}}\beta^{\frac{1}{\sigma}} + (1+r)^{\frac{2}{\sigma}}\beta^{\frac{2}{\sigma}}} \tag{11}$$

$$s_4 = -(1+r)^{\frac{2+\sigma}{\sigma}}\beta^{\frac{2}{\sigma}} \frac{\omega(1-tr)[2-\lambda+r(1-\lambda)] - c_1(1+r)}{(1+r)^2 + (1+r)^{1+\frac{1}{\sigma}}\beta^{\frac{1}{\sigma}} + (1+r)^{\frac{2}{\sigma}}\beta^{\frac{2}{\sigma}}} \tag{12}$$

各期储蓄函数对出生率求导，可得出出生率变化对代表性个体各期储蓄的影响为：

$$\frac{ds_2}{d\phi} = \frac{\partial s_2}{\partial c_1} \frac{dc_1}{d\phi} + \frac{\partial s_2}{\partial \lambda} \frac{d\lambda}{d\phi} < 0 \quad (13)$$

$$\frac{ds_3}{d\phi} = \frac{\partial s_3}{\partial c_1} \frac{dc_1}{d\phi} + \frac{\partial s_3}{\partial \lambda} \frac{d\lambda}{d\phi} > 0 \quad (14)$$

$$\frac{ds_4}{d\phi} > 0 \quad (15)$$

以上三式表明，出生率的上升会引起作为抚养人的代表性个体在第二阶段储蓄下降，第三阶段储蓄上升以及第四阶段储蓄上升。

由(10)式可知： $s_2 = \omega(1 - tr) - c_1 - c_2$ 。等式两边同时对出生率 ϕ 求导可得：

$$\frac{ds_2}{d\phi} = - \left(\frac{dc_1}{d\phi} + \frac{dc_2}{d\phi} \right), \text{ 即 } \frac{dc_1}{d\phi} + \frac{dc_2}{d\phi} = - \frac{ds_2}{d\phi}。 \text{ 由(13)式可知：} \frac{ds_2}{d\phi} < 0, \text{ 所以 } \frac{dc_1}{d\phi} + \frac{dc_2}{d\phi} = - \frac{ds_2}{d\phi} > 0, \text{ 由(6)式和(7)式可知：} \frac{dc_1}{d\phi} > 0 \text{ 且 } \frac{dc_2}{d\phi} < 0, \text{ 可以进一步求得：}$$

$$\left| \frac{dc_1}{d\phi} \right| > \left| \frac{dc_2}{d\phi} \right| \quad (16)$$

(16)式表明，出生率上升时，作为抚养人的代表性个体在第二阶段用于抚养下一代的消费支出的增加量大于其自身消费的减少量。

(二) 总体消费模型

基于代表性个体的基本假设，我们也对社会总体作出如下基本假定：

(1) 全社会每个年龄阶段人口数量在 t 期用向量 $X^t = [x_1^t, x_2^t, x_3^t, x_4^t]^T$ 表示。由初始的出生率为 ϕ 可知 $t+1$ 期的人口结构可以用 X^t 和一个 4×4 的矩阵 E 来表示：

$$X^{t+1} = \begin{bmatrix} x_1^{t+1} \\ x_2^{t+1} \\ x_3^{t+1} \\ x_4^{t+1} \end{bmatrix} = E \times X^t = \begin{bmatrix} \phi & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1^t \\ x_2^t \\ x_3^t \\ x_4^t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi x_1^t \\ x_1^t \\ x_2^t \\ x_3^t \end{bmatrix} \quad (17)$$

(2) 整个社会的生产函数为柯布-道格拉斯生产函数： $Y^t = A^t (K^t)^\alpha (L^t)^{1-\alpha}$ 。为简化计算，此处忽略折旧，那么资本存量为： $K^{t+1} = K^t + I^t$ 。其中， I^t 为第 t 期的投资。第 t 期的劳动供给为 $L^t = [0, 1, 1, 0] \times E^{t-1} \times x^{t-1}$ 。那么 t 期整个社会的最优资本-劳动比率主要取决于 r 和 ω^t ： $r = A^t F_k (K^t, L^t) = \alpha A^t (k^t)^{\alpha-1}$ ， $\omega^t = A^t F_L (K^t, L^t) = (1-\alpha) A^t (k^t)^\alpha$ 。其中， $k^t = \frac{K^t}{L^t}$ 表示资本-劳动比率。

(3) 当 t 时期的儿童在 $t+1$ 时期成长为年轻劳动力并步入社会时，劳动力市场需

要为其配备一定的资本。为简化计算，此处假定个体的资本配备随个体的死亡而自然耗尽，那么从 t 期到 $t+1$ 期需要为新生劳动力配备的投资为： $I^{t+1} = k^{t+1} \phi x_2^t$ 。

假定 C_i^t 表示 t 期人口结构中第 i 阶段个体的消费，那么一国 t 期消费总额为： $C^t = 0 + (C_1^t + C_2^t) + C_3^t + C_4^t$ ，用 TAX_i^t 表示 t 期人口结构中 i 阶段个体所缴税额，那么税收总额为： $TAX^t = TAX_2^t + TAX_3^t$ 。因为人口结构变化对政府消费需求的影响微乎其微，而且政府购买相对于消费和投资来说较小，所以本文把政府购买看作外生变量，大小记为 \bar{G} 。

给定平均资本配置水平 k 、 $\lambda(\phi)$ 、 $C_1(\phi)$ 、税率 tr 、均衡状态时的工资 ω 和老年阶段人口 x_4 ，根据以下公式可以求出均衡状态下的出生率水平 ϕ ： $I^* + \bar{G} = S^* + TAX^*$ ，即 $kx_2 + \bar{G} = s_2x_2 + s_3x_3 + s_4x_4 + tax_2x_2 + tax_3x_3$ ，进一步分解可得：

$$\begin{aligned} k\phi^2x_4 + \bar{G} &= s_2\phi^2x_4 + s_3\phi x_4 + s_4x_4 + tax_2\phi^2x_4 + tax_3\phi x_4 \\ &= s_2\phi^2x_4 + s_3\phi x_4 + s_4x_4 + [1 - \lambda(\phi)]\omega(tr)\phi^2x_4 + \omega(tr)\phi x_4 \end{aligned} \tag{18}$$

其中， I^* 、 S^* 和 TAX^* 分别表示均衡状态下的投资、储蓄和税收。

假定在 $t+1$ 期，一国的出生率由均衡状态的 ϕ 上升为 ψ ，出生性别比由正常水平 θ 上升为 ϑ ，则该国在 $t+1$ 期的消费需求表示为：

$$C^{t+1} = \begin{bmatrix} 0 & c_1^{t+1} & c_2^{t+1} & c_3^{t+1} & c_4^{t+1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \psi x_1^t \\ x_1^t \\ x_2^t \\ x_3^t \end{bmatrix} = (c_1^{t+1} + c_2^{t+1})x_1^t + c_3^{t+1}x_2^t + c_4^{t+1}x_3^t$$

由于该国的出生率在 $t+1$ 期忽然上升， $t+1$ 期儿童数量也相应增加，由 (6) 式和 (7) 式可知，儿童数量的增加使年轻劳动力用于抚养下一代的消费支出 c_1^{t+1} 上升，而自身消费支出 c_2^{t+1} 下降，由 (16) 式可知： c_1^{t+1} 上升的幅度大于 c_2^{t+1} 下降的幅度，所以 $(c_1^{t+1} + c_2^{t+1})x_1^t > 0$ ，即消费需求上升。虽然该国的出生性别比在 $t+1$ 期也上升，但儿童没有收入因而不存在边际消费倾向问题，出生性别比此时对消费没有影响。在其他三个阶段人口数量保持不变的情况下，除了 c_1^{t+1} 和 c_2^{t+1} ，其他的变量都保持不变，所以 $t+1$ 期出生率上升会导致当期的消费需求增加。

综上所述我们提出假说一：一国由于出生率上升而引起少儿抚养比增加时，本期年轻劳动力用于抚养下一代的消费支出会增加，虽然其自身消费有所减少，但年轻劳动力用于抚养下一代的消费增加幅度大于自身消费减少的幅度，因而总消费需求增加。

出生率的上升引起该国第二阶段年轻劳动力人口所占比例上升，少儿抚养比和老

年抚养比均下降。同时，上阶段出生性别比的上升引起本阶段年轻劳动力人口性别比上升。其消费需求变化为：

$$C^{t+2} = [0 \quad c_1^{t+2} + c_2^{t+2} \quad c_3^{t+2} \quad c_4^{t+2}] \begin{bmatrix} \phi\psi x_1^t \\ \psi x_1^t \\ x_1^t \\ x_2^t \end{bmatrix} = (c_1^{t+2} + c_2^{t+2})\psi x_1^t + c_3^{t+2} x_1^t + c_4^{t+2} x_2^t$$

一国 $t+1$ 期出生率上升导致该国出现婴儿潮，在 $t+2$ 期婴儿潮一代的儿童成长为具备工作能力的年轻劳动力并进入该国的劳动力市场，而 $t+2$ 期出生率已经恢复到均衡状态时的水平，出生性别比也恢复到正常水平。 $t+2$ 期该国年轻劳动力较出生率均衡状态增加了 $(\psi - \phi) x_1^t$ ，进而引起消费需求增加。但是由 (8) 式可知： $\frac{dc_3}{d\phi} < 0$ ，即婴儿潮一代的抚养人在成熟劳动力阶段的消费需求下降。因此，该国的总体消费需求具有不确定性。基于年轻劳动力初入社会阶段收入相对单薄的客观事实，其对消费需求的影响有限。而婴儿潮一代的抚养人由于抚养子女较多、负担较重，在年轻劳动力阶段养成了勤俭节约的生活习惯。当其步入成熟劳动力阶段时，尽管收入相对丰厚，但勤俭节约的生活习惯依旧存在，严重抑制了他们的消费需求，进而显著地降低了总消费需求。因此，该国的总消费需求更有可能缩减。此外，年轻劳动力性别比 ϑ 高于正常水平 θ ，养家糊口的压力致使男性边际消费倾向较小，男性所占比例的提高在一定程度上会抑制消费，所以年轻劳动力平均消费支出 c_2^{t+2} 下降，削弱了年轻劳动力的增加对消费需求的影响，使该国消费需求缩减的可能性进一步增加。

综上我们提出假说二：当一国年轻劳动力人口所占比例上升引起少儿抚养比、老年抚养比均下降时，虽然年轻劳动力数量的增加会引起消费需求的增加，但处于成熟劳动力阶段的抚养人的消费需求显著下降，使得该国的总消费需求更有可能缩减。而且，年轻劳动力人口性别比的上升也会进一步加重总消费需求的缩减。

出生率的上升引起一国在 $t+3$ 期成熟劳动力所占人口比例的上升，少儿抚养比和老年抚养比均下降。同时，出生性别比的上升引起成熟劳动力人口性别比上升。其消费需求变化为：

$$C^{t+3} = [0 \quad c_1^{t+3} + c_2^{t+3} \quad c_3^{t+3} \quad c_4^{t+3}] \begin{bmatrix} \phi^2 \psi x_1^t \\ \phi \psi x_1^t \\ \psi x_1^t \\ x_1^t \end{bmatrix} = (c_1^{t+3} + c_2^{t+3})\phi\psi x_1^t + c_3^{t+3}\psi x_1^t + c_4^{t+3} x_1^t$$

其中, $(c_1^{t+3} + c_2^{t+3}) \phi \psi x_1^t$ 为 $t+3$ 期处于年轻劳动力阶段人口数量变化对 $t+3$ 期一国消费需求的影响。由于从 $t+2$ 期开始出生率已经恢复到均衡状态时的水平, 出生性别比也恢复到正常水平, 因此 $t+3$ 期年轻劳动力的平均消费水平 c_2^{t+3} 也恢复到正常水平, $(c_1^{t+3} + c_2^{t+3}) \phi \psi x_1^t$ 与均衡状态时的年轻劳动力相对消费需求的影响一致。由于 $t+3$ 期成熟劳动力阶段的人口数量变为 ψx_1^t , 较出生率均衡状态时期增加了 $(\psi - \phi) x_1^t$, 所以 $t+3$ 期成熟劳动力人口数量的上升增加了该国的消费需求。但是由 (15) 式可知, 婴儿潮一代导致了其抚养人在老年阶段的消费下降, 减少了该国的消费需求。因此, 该国的总体消费需求具有不确定性。相对于养老保障体系比较完善因而老年阶段消费需求不会明显下降的发达国家而言, 发展中国家由于养老保障体系不够完善更有可能使总消费需求缩减。此外, 成熟劳动力性别比 ϑ 高于正常水平 θ , 养家糊口的压力致使男性边际消费倾向较小, 男性所占比例的提高在一定程度上会抑制消费, 所以成熟劳动力平均消费支出 c_3^{t+3} 下降, 削弱了成熟劳动力增加对消费需求的影响, 使发展中国家消费需求缩减的可能性进一步增加。

综上所述我们提出假说三: 当一国成熟劳动力人口所占比例上升引起少儿抚养比、老年抚养比均下降时, 成熟劳动力人口数量的增加会引起消费需求增加, 但婴儿潮一代的抚养人在老年阶段的消费需求下降。尤其是发展中国家, 由于其养老保障体系不够完善, 更有可能缩减总消费需求。而且, 成熟劳动力人口性别比的上升, 也会进一步提高消费需求缩减的可能性。

出生率上升导致一国在 $t+4$ 期老龄阶段人口所占比例上升, 老年抚养比上升。同时, 性别比的上升引起老龄阶段人口性别比的上升。其消费需求变化为:

$$C^{t+4} = [0 \quad c_1^{t+4} + c_2^{t+4} \quad c_3^{t+4} \quad c_4^{t+4}] \begin{bmatrix} \phi^3 \psi x_1^t \\ \phi^2 \psi x_1^t \\ \phi \psi x_1^t \\ \psi x_1^t \end{bmatrix} = (c_1^{t+4} + c_2^{t+4}) \phi^2 \psi x_1^t + c_3^{t+4} \phi \psi x_1^t + c_4^{t+4} \psi x_1^t$$

由于 $t+2$ 期、 $t+3$ 期和 $t+4$ 期的出生率均为均衡状态时的出生率水平, 出生性别比也均为正常水平, 那么 c_1^{t+4} 、 c_2^{t+4} 、 c_3^{t+4} 恢复到均衡状态时的消费水平。其中, $(c_1^{t+4} + c_2^{t+4}) \phi^2 \psi x_1^t$ 为 $t+4$ 期年轻劳动力人口对该国消费需求的影响, 与均衡时期的影响相同; $c_3^{t+4} \phi \psi x_1^t$ 为 $t+4$ 期成熟劳动力人口对该国消费需求的影响, 同样与均衡状态时期的影响相一致。 $c_4^{t+4} \psi x_1^t$ 为婴儿潮一代进入老龄阶段对 $t+4$ 期该国消费需求的影响, 由于老龄阶段人口增加了 $(\psi - \phi) x_1^t$, 相应地, 消费需求增加了 $c_4^{t+4} (\psi - \phi) x_1^t$ 。虽然出生性别比

的上升引起老龄阶段人口性别比的上升，但老龄阶段人口没有收入因而不存在边际消费倾向问题，此时性别比对消费没有影响。更进一步看， $t+4$ 期的该国社会的人口结构也恢复到了均衡状态时的人口结构：与初期均衡相比， $t+4$ 期的四个阶段人口数量均增加了 ψ 倍，社会人口总数也相应地增加了 ψ 倍。

综上所述我们提出假说四：当一国老年抚养比增加时，该国的消费需求将会增加。

四 实证分析及稳健性检验

（一）模型设定

根据理论模型，人口结构变化是影响居民消费的重要原因。因此，变量选取主要来源于两个方面：一是人口结构的变化，本文选取少儿抚养比和老年抚养比作为衡量人口年龄结构的变量，用性别比作为衡量人口性别结构的变量；二是选取除人口结构变化之外影响消费需求的其他因素作为控制变量。绝对收入消费理论、相对收入消费理论、生命周期消费理论、持久收入消费理论都认为收入是影响消费的主要因素，因此，本文选取即期收入水平和收入增长率作为控制变量。此外，相对收入消费理论还指出前期消费水平、利率都会在一定程度上影响居民当前的消费，其中前期消费水平的影响作用被称为棘轮效应。因此，本文选取实际利率作为控制变量，并在模型中引入居民消费的滞后项。根据 Mileva (2007) 的研究，虽然采用多期滞后可以增加工具变量数目，却损失了样本容量，所以本文仅选取一期滞后项。

综上所述，本文设定的检验模型^①为：

$$\ln C_i^t = \alpha + \rho \ln C_i^{t-1} + \beta_1 YD_i^t + \beta_2 OD_i^t + \beta_3 SR_i^t + \beta_4 \ln PI_i^t + \beta_5 RPI_i^t + \beta_6 RI_i^t + u_i + \varepsilon_i^t$$

考虑到在人均收入增长率较高的地区，人口结构变化对消费的影响可能更显著，即存在人口结构对居民消费率的偏效应，本文将少儿抚养比、老年抚养比和性别比与人均收入增长率的交互项引入到模型中，所以本文设定的模型二为：

$$\ln C_i^t = \alpha + \rho \ln C_i^{t-1} + \beta_1 YD_i^t + \beta_2 OD_i^t + \beta_3 SR_i^t + \beta_4 \ln PI_i^t + \beta_5 RPI_i^t + \beta_6 RI_i^t + \beta_7 YD_i^t * RPI_i^t + \beta_8 OD_i^t * RPI_i^t + \beta_9 SR_i^t * RPI_i^t + u_i + \varepsilon_i^t$$

其中， i 代表样本中的被观测地区， t 表示样本中每个地区的观测时间，本文中 $i =$

① 因为消费总额和人均生产总值数值较大，所以我们进行了平滑处理。

1, 2, 3, …, 31; $t = 1989, 1990, \dots, 2012$ 。 C_i^t, C_i^{t-1} 分别表示 t 期和 $t - 1$ 期居民消费总额, YD 表示少儿抚养比, OD 表示老年抚养比, SR 表示性别比, $\ln PI$ 表示人均收入, RPI 表示人均收入增长率, RI 表示实际利率, u_i 表示不可观测的地区效应, ε_i 为随机扰动项。

(二) 变量和数据的选取

本文选取中国 31 个省、市、自治区 1989 - 2012 年的平衡面板数据作为研究样本。所有数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》、《中国人口和就业统计年鉴》和《中国统计年鉴》。具体各变量的计算依据和统计性描述见表 1。

表 1 各变量的计算依据和统计性描述

变量	计算依据(或方法)	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
居民消费总额	因数值较大,取对数进行平滑处理	740	6.8855	1.2960	10.0442	3.0507
少儿抚养比 (%)	0 ~ 14 岁少年儿童人口数 / 15 ~ 64 岁劳动年龄人口数	736	32.8148	10.7115	59.26	9.64
老年抚养比 (%)	65 岁及以上人口数 / 15 ~ 64 岁劳动年龄人口数	736	10.7139	2.6488	21.90	4.38
性别比	男性对女性的比率,女性 = 100	686	105.3186	2.9951	115.23	95.77
即期人均收入	人均地区生产总值,取对数进行平滑处理	744	8.9741	1.0866	11.4422	6.62
人均收入增长率 (%)	(今年人均地区生产总值 - 去年人均地区生产总值) / 去年人均地区生产总值	744	15.4719	7.4977	50.72	-1.52
实际利率 (%)	名义利率 - 通货膨胀率,名义利率为中国人民银行一年期存款利率,若在一年内有变动则按时间进行加权处理	744	-0.0512	4.7719	12.41	-17.29

资料来源:根据作者整理数据计算得到。

(三) 实证检验

估计动态面板数据的方法主要是差分 GMM 估计法和系统 GMM 估计法,但是差分 GMM 的滞后项工具变量与差分项内生变量之间的相关性较小,易产生弱外生工具变量问题,而且差分后还滤掉了非时变参数的影响。Arellano & Bover (1995)、Blundell & Bond (1998) 指出,由于系统 GMM 估计将差分 GMM 与水平 GMM 结合在一起,增加了差分变量滞后期作为水平方程相应变量的工具,一般情况下,系统 GMM 的估计效率更高。因此,本文决定采用系统 GMM 估计法。值得注意的是,此方法在估计过程中使用系统内部工具变量,同时允许解释变量弱外生性,这里的弱外生性是指我们必须假定误差项与解释变量当期以及滞后一期不相关,但允许对未来的反馈(汪伟, 2009)。

我们首先估计不加入任何控制变量的计量模型，估计结果如表 2 第 (1) 列所示。然后，我们逐步加入一系列控制变量以验证估计的稳健性，估计结果见表 2 第 (2)~(4) 列，第 (4) 列即是对模型一的估计结果。结果表明，我们关注的少儿抚养比、老年抚养比和性别比在各种估计中变化不大，检验结果基本稳健。为进一步探究人口结构对居民消费影响的偏效应，我们把少儿抚养比、老年抚养比和性别比与人均收入增长率的交互项引入模型，即对模型二进行估计，结果见表 2 第 (5) 列。我们对所有模型的系统 GMM 扰动项的自相关性进行检验，结果表明：扰动项的差分存在一阶自相关，但不存在二阶自相关，故可以使用系统 GMM 估计法。用于检验附加工具变量有效性的萨甘 (Sargan) 检验的结果表明所有工具变量均有效。考虑到工具变量使用过多会影响检验的有效性以及 GMM 估计的大样本性质，我们控制了工具变量的个数，表 2 倒数第 3 行也报告了这一指标。模型整体显著性检验，即沃尔德 (Wald) 检验的 P 值均为 0.0000，表明模型整体非常显著。

表 2 动态面板的系统广义矩估计方法的估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
居民消费滞后一期	1.02441 *** (258.32)	0.65415 *** (33.67)	0.93341 *** (53.08)	0.95458 *** (67.24)	0.91131 *** (24.95)
少儿抚养比	0.00223 *** (5.74)	0.00803 *** (16.00)	0.00407 *** (12.71)	0.00280 *** (8.80)	0.00222 *** (6.36)
老年抚养比	-0.01090 *** (-9.80)	-0.00823 *** (-7.11)	-0.01364 *** (-14.53)	-0.01230 *** (-12.73)	-0.02065 *** (-11.56)
性别比	-0.00604 *** (-6.96)	-0.00081 (-1.18)	-0.00278 *** (-2.59)	-0.00429 *** (-3.65)	-0.00454 ** (-2.51)
即期人均收入		0.39227 *** (24.29)	0.11610 *** (6.44)	0.08166 *** (5.96)	0.12242 *** (3.58)
人均收入增长率			0.00622 *** (26.53)	0.00361 *** (17.43)	-0.01170 (-0.95)
实际利率				-0.00514 *** (-19.83)	-0.00548 *** (-16.74)
少儿抚养比 × 人均收入增长率					0.000058 *** (2.93)

续表

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
老年抚养比 × 人均收入增长率					0.000639 *** (5.67)
性别比 × 人均收入增长率					0.000057 (0.52)
常数项	0.64723 *** (6.39)	-1.14275 *** (-17.28)	-0.24804 * (-1.66)	0.14178 (0.99)	0.20877 (0.88)
Sargan 检验	0.9991	0.9998	0.9995	0.9999	1.0000
一阶自相关	0.0535	0.0147	0.0060	0.0097	0.0106
二阶自相关	0.3538	0.9021	0.3525	0.6751	0.8453
工具变量个数	64	65	66	67	70
Wald 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本数	645	645	645	645	645

注：(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；(2) 括号内为 z 值；(3) Sagan 检验、一阶自相关、二阶自相关和 Wald 检验所在行的数值为对应的 P 值。

资料来源：根据作者整理数据计算得到。

根据表 2 的估计结果，实证分析结论如下：

1. 少儿抚养比与消费呈现正相关关系。假说一认为少儿抚养比的上升会引起消费需求的增加，检验结果与预期相同，这一结论与 Modigliani (1966) 的生命周期消费理论相一致，也与国内学者张乐等 (2011)、王霞 (2012) 等人的研究结果相同。这一结论表明，计划生育作为一项基本国策成功地实现了控制我国人口增长的政策目标，但其所带来的“少子化”问题在一定程度上抑制了我国消费需求的扩大。主要原因分析如下：一是出生率下降导致用于抚养孩子的即期费用减少，家庭消费需求相应减少；二是面对房价持续上涨的现实，父母为了避免子女成为房奴而有意识地减少消费，增加储蓄；三是随着社会竞争的日趋激烈，追求高学历也随之成为一种趋势，子女“被抚养年限”不断增加，父母为了子女能接受更高层次的教育而减少当前消费；四是“养儿防老”传统观念促使父母在子女数量减少的背景下对即期消费更加谨慎。

2. 老年抚养比与消费呈现负相关关系。假说四认为老年抚养比的增加会引起消费需求的增加，检验结果却与预期相反，说明老年抚养比的增加会减少消费需求，这一检验结果与国内学者毛中根等 (2013)、罗光强等 (2013) 的研究结果相吻合。该结果表明，老龄化问题对我国扩大消费需求产生负向影响，老年抚养比的上升会进一步制

约我国的消费需求的扩大。这主要是由我国的特殊国情所决定的：一是本文中 65 岁及以上的人口是建国之前出生的，在那个物资短缺、生活艰苦的年代出生的人们，尽管如今拥有养老金、子女赠与等收入，但依旧保持着节约简朴的生活习惯，拉低了我国居民的平均消费水平；二是我国实行养老金“双轨制”制度，公务员的退休金为原工资的 90% 左右，而企业职工的养老金仅为原工资的 30% 左右，巨大的收入差距可能在一定程度上降低了我国的整体消费水平；三是作为世界上人口最多的发展中国家，我国社会养老保障体系不健全，医改、教改、房改等一系列改革也使人们对未来预期的不确定性进一步增加，子女的减少使人们自主养老的意识增强，因而预防性储蓄随之增加，消费减少；四是预期寿命的提高会在一定程度上增加老年人口的养老储蓄；五是遗赠动机性储蓄的增加可能是导致消费需求萎靡不振的又一重要原因，在房价虚高、物价上涨的背景下，老人们为了子女能够过上更好的生活，通过减少消费来增加遗产。值得注意的是，老年抚养比系数的绝对值是少儿抚养比系数的 4 倍多似乎违背常理，这可能是由于 0~14 岁的少儿人口目前接受的是免费的九年义务教育，国家教育经费的支出代替了家庭抚养子女的教育支出，而为 65 岁及以上人口提供的养老保障体系并不完善，使得预防性储蓄显著增加从而抑制了消费。

3. 男性过剩引起的性别失衡对消费具有负效应。主要原因分析如下：首先，“男多女少”的性别失衡会导致“竞争性储蓄增加”。男多女少的社会人口结构，在一定程度上会增加男性获得配偶的竞争压力，为了避免成为“剩男”，男性可能会通过增加储蓄来增加自己的竞争优势。其次，这种负效应可能与我国的特殊国情有关。男性买房是我国大部分地区的风俗传统，对于大多数育有男孩的普通家庭来说，只能通过不断地缩减消费来实现孩子的婚有所居。最后，这种负效应可能与中国人的传统思维方式以及男女的消费习惯差异有关。为了能够养家糊口，男性通常通过减少自身消费来增加储蓄，因而其边际消费倾向相对较小。

4. 人口年龄结构对消费的影响存在偏效应，而人口性别结构对消费的影响不存在偏效应。也就是说，人口年龄结构对消费的影响在一定程度上依赖于人均收入的增长，而人口性别结构并不依赖于这样的条件。表 2 对老年抚养比的估计结果说明，当人均收入增长率为 32% 时才能消除老年抚养比对消费的负效应，但在现实中这几乎是不可能的。这更在一定程度上说明：相对于人口年龄结构，人口性别结构对消费的影响更为深刻。

5. 在五组估计结果中，大部分控制变量的估计结果都是显著的。即期人均收入水平和人均收入增长率的符号在大多数情况下都显著为正，说明增加居民收入可以在一

定程度上实现扩大消费的政策目标。而实际利率的符号显著为负,说明利率上升对储蓄的替代效应大于其对储蓄的收入效应。

(四) 稳健性检验

本文接下来的主要任务是检验人口结构变化对居民消费影响效应的稳健性。扩大内需作为一项政策已提出多年,这种干扰政策与本文结论存在冲突吗?前文分析的养老金“双轨制”制度会影响本文结论吗?为了得到稳健性结果,本文主要考虑干扰政策和养老金“双轨制”对文章结论的影响。

1. 干扰政策对消费需求的影响具有不确定性

为了应对亚洲金融危机,1998年下半年我国实施了大规模发行国债、加快基础设施建设等一系列扩大内需的政策;为了应对世界金融危机,2008年11月中国政府推出4万亿投资计划以及一系列扩大内需的政策。以两次金融危机背景下的扩大内需政策为例,我们把1998年和2009年^①作为虚拟变量引入模型一和模型二进行重新估计,估计结果见表3第(2)列和第(5)列^②。对比表3第(1)列和第(2)列、第(4)列和第(5)列,我们发现把1998年和2009年作为虚拟变量引入模型后,检验结果比较稳健。但令我们吃惊的是,1998年下半年我国实施的扩大内需的政策竟然对消费需求具有显著的负影响。可能的原因是,当时国有经济固定资产投资和公共投资的大幅增加对民间投资产生强烈的挤出效应,民间投资陡然下降,据统计,民间投资下降了30%以上^③。民间投资的下降使民营制造业越来越萧条,老百姓的消费能力也随之降低。

2. 养老金“双轨制”制度对消费需求具有显著的负效应

“双轨制”问题始于1995年,国家对企业养老制度进行改革,实行以企业和个人共同承担为内核的“统账结合”模式;而机关和事业单位未列入改革范围,依旧由国家财政完全拨付。这就形成了在养老金制度上,企业和机关事业单位两种截然不同的

① 应对世界金融危机时,我国于2008年11月推出4万亿投资计划以及一系列扩大内需的刺激措施,考虑到政策的时滞效应,我们选取2009年作为虚拟变量;而应对亚洲金融危机时,我国在1998年下半年立即实施了大规模发行国债、加快基础设施建设等一系列扩大内需的政策,所以我们选取1998年作为虚拟变量。

② 为了便于比较,我们把表2第(4)列和第(5)列估计结果再现于表3第(1)列和第(4)列。

③ 转引自金融界(1999),《激活消费:1999年的重头戏——扩大内需的政策效应与1999年调控对策选择》, <http://www.jrj.com.cn/NewsRead/Detail.asp?NewsID=857185>。

“双轨”模式^①。为检验养老金“双轨制”制度对本文结论的影响，我们把虚拟变量DS（dual pension scheme，养老金“双轨制”）引入到模型中，1995年之前（包括1995年），DS=0，1995年之后，DS=1。我们对模型一和模型二进行重新估计，结果见表3第（3）列和第（6）列。

表3 稳健性检验：干扰政策和养老金“双轨制”制度

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	系统广义矩估计	系统广义矩估计	系统广义矩估计	系统广义矩估计	系统广义矩估计	系统广义矩估计
居民消费滞后一期	0.95458 *** (67.24)	0.97732 *** (51.79)	0.94047 *** (47.88)	0.91131 *** (24.95)	0.91635 *** (18.66)	0.89785 *** (19.05)
少儿抚养比	0.00280 *** (8.80)	0.00386 *** (8.34)	0.00329 *** (7.02)	0.00222 *** (6.36)	0.00361 *** (5.24)	0.00330 *** (3.63)
老年抚养比	-0.01230 *** (-12.73)	-0.01215 *** (-9.80)	-0.01122 *** (-9.89)	-0.02065 *** (-11.56)	-0.02005 *** (-8.72)	-0.01853 *** (-9.48)
性别比	-0.00429 *** (-3.65)	-0.00327 ** (-2.28)	-0.00190 (-1.23)	-0.00454 ** (-2.51)	-0.00199 (-0.90)	-0.00130 (-0.53)
即期人均收入	0.08166 *** (5.96)	0.06705 *** (3.81)	0.10602 *** (5.51)	0.12242 *** (3.58)	0.12407 *** (2.74)	0.14913 *** (3.55)
人均收入增长率	0.00361 *** (17.43)	0.00402 *** (13.90)	0.00328 *** (12.88)	-0.01170 (-0.95)	-0.00146 (-0.13)	-0.00525 (-0.42)
实际利率	-0.00514 *** (-19.83)	-0.00426 *** (-11.33)	-0.00452 *** (-20.02)	-0.00548 *** (-16.74)	-0.00439 *** (-8.18)	-0.00487 *** (-14.14)
少儿抚养比 ×人均收入 增长率				0.000058 *** (2.93)	0.00003 (1.55)	0.00003 (1.10)
老年抚养比 ×人均收入 增长率				0.000639 *** (5.67)	0.00057 *** (5.24)	0.00051 *** (4.01)
性别比×人 均收入增 长率				0.000057 (0.52)	-0.00002 (-0.20)	0.00002 (0.15)
1998年		-0.04109 *** (-13.26)			-0.03642 *** (-8.67)	

① 转引自凤凰网（2012），《取消退休双轨制怎么还没动静》，<http://finance.ifeng.com/money/roll/20120229/5677023.shtml>。

续表

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	系统广义矩估计	系统广义矩估计	系统广义矩估计	系统广义矩估计	系统广义矩估计	系统广义矩估计
2009年		0.01582 *** (5.46)			0.02271 *** (4.79)	
养老金“双轨制”			-0.02030 *** (-6.66)			-0.02076 *** (-2.90)
常数项	0.14178 (0.99)	-0.02853 (-0.15)	-0.24352 (-1.13)	0.20877 (0.88)	-0.16593 (-0.56)	-0.32237 (-0.88)
Sargan 检验	0.9999	0.9999	0.9999	1.0000	1.0000	1.0000
一阶自相关	0.0097	0.0070	0.0095	0.0106	0.0075	0.0083
二阶自相关	0.6751	0.3206	0.6308	0.8453	0.2659	0.7738
工具变量个数	67	69	68	70	72	71
Wald 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
样本数	645	645	645	645	645	645

注：(1)***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；(2) 括号内为 z 值；(3) Sagan 检验、一阶自相关、二阶自相关和 Wald 检验所在行的数值为对应的 P 值。

资料来源：根据作者整理数据计算得到。

对比表 3 第 (1) 列和第 (3) 列、第 (4) 列和第 (6) 列可知，检验结果基本稳健。我们同时发现养老金“双轨制”对消费需求具有显著的负效应，可能是由于养老金“双轨制”人为地拉大了收入差距：一方面，占城市退休人员大部分的企业退休人员个人收入方面远低于机关事业单位退休人员^①，进而抑制了消费需求；另一方面，机关事业单位人员退休后的个人收入增长率远高于企业退休人员，其边际消费倾向较小，因而在一定程度上降低了整体消费水平。此外，令我们吃惊的是，引入养老金“双轨制”虚拟变量后，人口性别比对消费的影响程度显著降低，说明人口性别比对消费的影响部分源于养老金“双轨制”制度。一种可能的解释是，随着人口性别比的升

① “公务员的退休养老金可以占到原来工资收入的 90% 左右。而企业社会养老金体系只能保证职工领取的养老金占原来工资收入的 30% 左右。可见即便退休之前，在企业 and 机关两个人收入一样，退休之后收入将相差 3 倍；何况大部分人退休前并没有达到公务员的收入水平。”转引自新华网 (2008)，《退休金双轨制人为拉大收入差距》，http://news.xinhuanet.com/comments/2008-12/25/content_10555942.htm。

高，机关事业单位中男性所占比例也会相应地升高，进而在机关事业单位退休人员中男性所占比例也会相应地升高，由于“双轨制”致使机关事业单位退休人员的个人收入远高于企业退休人员，此时男女消费差异才会凸现出来。而虽然企业退休人员中男性所占比例也会相应地升高，但其退休金只能维持基本的生活保障，因而性别差异对消费的影响并不明显。

五 结论与建议

本文基于对戴蒙德世代交叠模型的扩展，考察了人口结构变化对我国居民消费需求的影响机理，并利用1989-2012年中国省级面板数据进行了实证检验。研究发现：少儿抚养比对我国居民消费具有显著的正向影响，而基于我国特殊国情，老年抚养比对居民消费具有显著的负向影响；人口性别比对我国居民消费产生显著的负效应；人口年龄结构对消费的影响存在偏效应，而人口性别结构对消费的影响不存在偏效应；即期人均收入和人均收入增长率与居民消费呈现正相关关系；利率上升对储蓄的替代效应大于其对储蓄的收入效应，因而与居民消费呈现负相关关系。最后结论表明，人口结构变化是导致我国消费需求不足的重要因素之一。

专门针对干扰政策的稳健性检验结果表明，政府救市并不是扩大消费需求的有效途径。因此，要想建立扩大消费需求的长效机制，就必须把扩大消费需求的重点放在政策引导上。

首先，主动调整人口年龄结构应是一项与时俱进、审时度势的正确选择。检验结果表明，我国现阶段“少子化”和“老龄化”并存的人口年龄结构新特征是导致消费需求不足的重要原因。在经济、社会、资源和环境等条件允许的情况下，实现由严格控制人口增长到允许人口适度增长的政策转变，进一步调整和完善计划生育政策，是调整人口年龄结构和扩大消费需求的有力结合点。2013年11月15日公布的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出启动实施“单独两孩”政策，即一方为独生子女的夫妇可生育两个孩子的政策，这是我国调整人口年龄结构、促进人口长期均衡的重大举措，对我国扩大消费需求、促进内需乃至经济的长远发展具有重大意义。

其次，应进一步完善养老保障体系，削弱“养儿防老”等传统观念的影响，促进出生性别比逐步平衡。本文检验结果表明，男性过剩引起的性别失衡对我国居民消费需求具有显著的负效应，而且人口性别结构对消费的影响比人口年龄结构更为深刻。

由于我国出生性别比近30年来一直严重失调,所以我们可以预见,在未来的几十年里由男性过剩导致的性别失衡会愈发严重。要扭转这种不利趋势,还需进一步完善养老保障制度,全面推行医疗和养老保险,尤其是实现对农村的全面覆盖,才能逐渐转变“养儿防老”的传统观念,进而促进出生性别比的逐步平衡。

再次,应遏制房价虚高,加大保障性安居工程建设力度。先买房后结婚的传统观念导致多数男孩家庭只能通过不断地缩减消费来实现婚有所居。因此,遏制房价虚高在一定程度上可以扩大消费。今后房价调控应该更多地依靠市场手段,在市场经济条件下征收房地产税,是限制住房过度投机需求的有效途径。此外,很多地方政府通过提高土地价格来片面地追求GDP增长率,导致房价不断上涨。因此,改革和完善官员政绩考核评价制度,把民生放在首要位置,可以在一定程度上抑制房价虚高,完善住房保障制度,从而实现住有所居的“中国梦”。

最后,应加快养老金“双轨制”制度并轨步伐,建立更加公平可持续的社会保障体系。根据实证检验结果,养老金“双轨制”对消费具有显著的负效应,而且人口性别比对消费的负效应很大程度上源于养老金“双轨制”,因此加快养老金制度改革对我国扩大消费需求具有重大现实意义。

参考文献:

- 保罗·舒尔茨(2005),《人口结构和储蓄:亚洲的经验证据及其对中国的意义》,《经济学(季刊)》第4期,第991-1018页。
- 陈卫、宋健(2006),《中国人口的年龄性别结构》,《人口研究》第2期,第84-88页。
- 陈冲(2011),《人口结构变动与农村居民消费——基于生命周期假说》,《农业技术经济》第4期,第25-32页。
- 国家统计局人口和就业统计司(2012),《我国出生婴儿性别比持续偏高》,《中国信息报》4月3日,第001版。
- 葛志荣(2012),《牢牢把握扩内需这一战略基点》,《经济日报》11月14日,第009版。
- 国家统计局国民经济综合统计司(2010),《新中国六十年统计资料汇编》,北京:中国统计出版社。
- 国家统计局(历年),《中国统计年鉴》(历年),北京:中国统计出版社。

- 国家统计局人口和就业统计司（历年），《中国人口和就业统计年鉴》（历年），北京：中国统计出版社。
- 贺菊煌（1998），《用基本的生命周期模型研究储蓄率与收入增长率的关系》，《数量经济技术经济研究》第3期，第33-35页。
- 尹世杰（2004），《论扩大消费需求的必要性及思路》，《经济评论》第1期，第48-62页。
- 于学军（1996），《中国人口老化与储蓄》，《人口与经济》第3期，第10-17页。
- 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。
- 李文星、徐长生、艾春荣（2008），《中国人口年龄结构与居民消费：1989-2004》，《经济研究》第7期，第118-129页。
- 李魁、钟水映（2010），《劳动力抚养负担与居民消费率——基于人口红利期的动态面板实证研究》，《经济评论》第6期，第105-112页。
- 李春琦、张杰平（2009），《中国人口结构变动对农村居民消费的影响研究》，《中国人口科学》第4期，第14-22页。
- 罗光强、谢卫卫（2013），《中国人口抚养比与居民消费》，《人口与经济》第5期，第3-9页。
- 马克思（2001），《资本论》，北京：人民出版社。
- 毛中根、孙武福、洪涛（2013），《中国人口年龄结构与居民消费关系的比较分析》，《人口研究》第3期，第82-92页。
- 宋保庆、林筱文（2010），《人口年龄结构变动对城镇居民消费行为的影响》，《人口与经济》第4期，第11-17页。
- 王霞（2010），《人口年龄结构、经济增长与中国居民消费》，《浙江社会科学》第10期，第20-24页。
- 汪伟（2009），《经济增长、人口结构变化与中国高储蓄》，《经济学（季刊）》第1期，第29-52页。
- 张乐、雷良海（2011），《中国人口年龄结构与消费关系的区域研究》，《人口与经济》第1期，第16-21页。
- Adams, N. A. (1971). Dependency Rates and Savings Rates: Comment. *American Economic Review*, 61(3), 472-476.
- Arellano, Manuel & Olympia Bover (1995). Another Look at the Instrumental Variable

- Estimation of Error – Component Models. *Journal of Econometrics*, 68, 29 – 51.
- Bilsborrow, R. E. (1979). Age Distribution and Savings Rates in Less Developed Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 28(1), 23 – 45.
- Bilsborrow, R. E. (1981). Dependency Rates and Aggregate Savings Rates Revisited: Corrections, Further Analyses, and Recommendations for the Future. In Simon J. L. & Davanzo J. (ed.), *Research Population Economics: A Research Annual*, 2. Greenwich, Connecticut: JAI Press, pp. 183 – 204.
- Bailliu, J. & H. Reisen (1998). Do Funded Pensions Contribute to Higher Savings? A Cross-Country Analysis. OECD Development Centre Manuscript, Paris.
- Blundell, Richard & Stephen Bond (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115 – 143.
- Carroll, C. D. & L. H. Summers (1991). Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence. In B. Douglas Bernheim & John B. Shoven (ed.), *National Saving and Economic Performance*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 305 – 348.
- Cutler, D. M., J. M. Poterba, L. M. Sheiner, L. H. Summers & G. A. Akerlof (1990). An Aging Society: Opportunity or Challenge? *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1 – 73.
- Callen, T. & C. Thimann (1997). Empirical Determinants of Household Saving: Evidence From OECD Countries. *IMF Working Paper*, No. 97/181.
- Deaton, A. S. & H. P. Christina (1997). The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality. *Demography*, 34(1), 97 – 114.
- Demery, D. & N. W. Duck (2006). Savings-Age Profiles in the UK. *Journal of Population Economics*, 19(5), 521 – 541.
- Dayal-Ghulati, A. & C. Thimann (1997). Saving in Southeast Asia and Latin American Compared: Searching for Policy Lessons. *IMF Working Paper*, WP/97/110.
- Denizer, C. & H. C. Wolf (2000). The Savings Collapse during the Transition in Eastern Europe. *Policy Research Working Paper*, No. 2419. Poverty Reduction and Economic Management Sector Unit, Europe and Central Asia Region, Washington, D. C. : The World Bank.
- Edwards, S. (1996). Why are Latin America's Savings Rates So Low? An International Comparative Analysis. *Journal of Development Economics*, 51(1), 5 – 44.
- Elbadawi, I. & F. Mwega (2000). Can Africa's Savings Collapse Be Reversed? *World Bank*

- Economic Review*, 14(3), 445 – 455.
- Gupta, K. L. (1971). Dependency Rates and Savings Rates: Comment. *American Economic Review*, 61(3), 469 – 471.
- Goldberger, A. S. (1973). Dependency Rates and Savings Rates: Further Comment. *American Economic Review*, 63(1), 232 – 233.
- Hurd, M. (1990). Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving. *Journal of Economic Literature*, 28(2), 565 – 589.
- Hock, H. & D. N. Weil (2006). The Dynamics of the Age Structure, Dependency, and Consumption. *NBER Working Paper*, No. 12140.
- Hondroyannis, G. (2006). Private Saving Determinants in European Countries: A Panel Cointegration Approach. *Social Science Journal*, 43(4), 553 – 569.
- Higgins, M. & J. G. Williamson (1996). Asian Demography and Foreign Capital Dependence. *NBER Working Paper*, No. 5560. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Higgins, M. & J. G. Williamson (1997). Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital. *Population and Development Review*, 23(2), 261 – 293.
- Haque, N. U., M. H. Pesaran & S. Sharma (1999). Neglected Heterogeneity and Dynamics in Cross-Country Savings Regressions. *IMF Working Paper*, No. 99/128. Washington D. C. : International Monetary Fund.
- Horioka, C. Y. & J. Wan (2006). The Determinants of Household Saving in China: A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data. *NBER Working Papers*, No. 12723.
- Krugman (1994). The Myth of Asian's Miracle. *Foreign Affairs*, 73, 62 – 78.
- Kraay, A. (2000). Household Saving in China. *World Bank Economic Review*, 14(3), 545 – 570.
- Leff, N. H. (1969). Dependency Rates and Savings Rates. *American Economic Review*, 59(5), 886 – 896.
- Loayza, N. K., H. Schmidt & L. Servé (2000). What Drives Saving Across the World? *Review of Economics and Statistics*, 82(1), 165 – 181.
- Modigliani, F. & R. Brumberg (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross Section Data. In Kenneth K. Kurihara (ed.), *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, pp. 388 – 436.
- Modigliani, F. (1966). The Life-Cycle Hypothesis of Saving, the Demand for Wealth, and the Supply of Capital. *Social Research*, 33(2), 160 – 217.

- Masson, P., T. Bayoumi & H. Samiei (1998). International Evidence on the Determinants of Private Saving. *World Bank Economic Review*, 12(3), 483 – 501.
- Mileva, E. (2007). Using Arellano-Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata. *Working Paper*, July 9, Fordham University.
- Nether, P. A. (1971). Peasants, Procreation, and Pensions. *American Economic Review*, 61, 380 – 389.
- Ozcan, K. M. (2000). Determinants of Private Savings in the Arab Countries, Iran and Turkey 2000, <http://wMw.worldbank.org/wbi/mdf/mdf3/papers/finance/Ozcan.pdf>.
- Ram, R. (1982). Dependency Rates and Aggregate Savings: A New International Cross-Section Study. *American Economic Review*, 72(3), 537 – 544.
- Ram, R. (1984). Dependency Rates and Savings: Reply. *American Economic Review*, 74(1), 234 – 237.
- Ramajo J., A. Garcia & M. Ferre (2006). Explaining Aggregate Private Saving Behavior: New Evidence from a Panel of OECD Countries. *Applied Financial Economics Letters*, 2(5), 311 – 315.
- Samuelson, P. A. (1958). An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy*, 66(6), 467 – 482.
- Schrooten, M. & S. Stephan (2005). Private Savings and Transition: Dynamic Panel Data Evidence from Accession Countries. *Economics of Transition*, 13(2), 287 – 309.
- Sarantis, N. & C. Stewart (2001). Saving Behavior in OECD Countries: Evidence from Panel Cointegration Tests. *Manchester School Supplement*, 69, 22 – 41.
- Serres, A. & F. Pelgrin (2002). The Decline in Private Saving Rates in the 1990s in OECD Countries: How Much Can Be Explained by Non-Wealth Determinants? *OECD Economics Department Working Papers*, ECO/WKP/30.
- United Nations (2011). *World Population Prospects: The 2010 Revision*. Population Division, Department of Economic and Social Affairs, United Nations.
- Weil, D. N. (1999). Population Growth, Dependency, and Consumption. *American Economic Review*, 89(2), Papers and Proceedings of the One Hundred Eleventh Annual Meeting of The American Economic Association, 251 – 255.
- Wilson, S. J. (2000). The Savings Rate Debate: Does The Dependency Hypothesis Hold for Australia and Canada? *Australian Economic History Review*, 40(2), 199 – 218.

The Theory Mechanism and Empirical Analysis of Chinese Residents' Consumption Growth: An Explanation from Demographic Changes

Liu Kaihao & Liu Yulin

(School of Public Affairs, Chongqing University)

Abstract: China has been committed to expanding consumption demand in recent years, but it's still insufficient, what are the reasons? This paper constructed an overall consumption demand model by extending Diamond overlapping-generations model, and investigated the impacts of demographic changes on consumption demand. The results of empirical analysis on Chinese provinces panel data from 1989 to 2012 revealed that children's dependency ratio had a significant positive effect on residents' consumption in our country, while elderly dependency ratio had a significant negative effect on residents' consumption. Sex ratio introduced by this paper had a significant negative effect on residents' consumption. Age structure of population had a partial effect on consumption, while sex structure of population didn't have. And the results also showed that current per capita income and income growth positively correlated with residents' consumption, while interest rate negatively correlated with residents' consumption. This paper conducted robustness test specifically for interference policy and dual pension scheme, and the results showed that government bail-out was not an effective way to expand consumption demand. Dual pension scheme had a significant negative impact on residents' consumption, and the negative effect caused by sex ratio parts from dual pension scheme. The conclusion of this paper was the new feature of the coexistence of "few-generating", "aging" and "male excess" in demographic changes in China was one of important reasons why the consumption demand was always not insufficient.

Keywords: child dependency ratio, aged dependency ratio, sex ratio, residents' consumption demand

JEL Classification: J18, E21, J11, J16

(责任编辑：王姣娜)