

查稿号：5215

论文题目：居民消费需求的规模效应及其演变机制
——基于平滑转移的阈值协整检验

欧阳晓 付元海 王松

作者简介：欧阳晓，湖南师范大学商学院，湖南师范大学大国经济研究中心，邮政编码：410081，电子邮箱：ouyangyao008@163.com；付元海，通讯作者，广州大学经济与统计学院，电子邮箱：fuyuanhai1126@163.com；王松，湖南商学院经济与贸易学院。感谢国家自然科学基金项目“基于规模优势的大国经济增长模型与实证研究”（71373075）、国家自然科学基金项目“金砖国家外汇储备合意规模测度：多重动机、大国模型与合作调整研究”（13BGJ039）的资助，感谢湖南省哲学社会科学重点研究基地—大国经济发展研究基地成员参与讨论，感谢匿名审稿人提出的建设性意见，文责自负。

Ouyang yao¹ Fu yuanhai² and Wang Song³

(1. Hunan Normal University; 2. Guangzhou University; 3. Hunan University of Commerce)

居民消费需求的规模效应及其演变机制

——基于平滑转移的阈值协整检验

内容提要：人口众多是大国经济的初始特征，由此可以推演出消费需求的规模效应。中国需求结构的矛盾，特别是居民消费需求不足，已经成为制约中国经济持续稳定增长的深层矛盾，使得大国优势没有得到充分发挥。本文采用阈值协整模型对1955-2013年的数据进行实证检验，结果表明中国居民消费需求规模对经济增长的长期效应随居民消费率的变化而变化。具体来说，当居民消费率低于0.539时，长期效应上升0.1，第2年经济增长率仅上升0.077；居民消费率高于0.539时，长期效应上升0.1，第2年经济增长率则上升0.121。改革开放以来，居民消费率不断下降的事实，造成居民消费对经济增长的贡献不断下降，经济增长主要依赖投入驱动，实证研究结论与这一事实相符。因此，中国要实现经济增长方式由投入驱动向需求拉动转变，关键是要扩大居民消费相对规模。

关键词：消费需求；规模效应；演变机制

一、引言

中国经济增长的成就引起全世界的关注，但过分依赖投资拉动，消费不足特别是居民消费不足是主要特点，也是未来困扰经济持续增长的主要问题之一。在拉动经济增长的三驾马车中，消费不仅直接拉动经济增长，而且通过结构效应影响经济增长。其中，投资、消费特别是居民消费必须保持一个合理的比例，即需求结构合理是关键。原因主要在于，需求结构失调会导致资源配置效率下降，可能降低经济增长速度。若投资率偏低，消费率偏高，则投资通过形成资本存量而决定的长期生产能力不高，高消费不可持续；若投资率偏高，消费率偏低，长期生产能力则可能过剩，消费需求不足，高增长也不可持续。更为重要的是，消费更能反映居民生活质量，特别是反映居民共享发展成果的程度，而且消费如教育和医疗支出等影响人力资本水平，从而也会影响经济增长。同时，无论是消费品生产企业还是资本品生产企业，一个大国内市场对其竞争力的培育和形成具有特殊的意义，企业因为国内巨大市场可以获得规模经济，降低经营成本，提高竞争力，因此保持适度的投资规模或消费规模，不仅有利于企业发展，而且促进宏观经济增长。

国内外研究消费与经济增长的文献非常丰富，实证文献主要采用线性模型考察需求结构或者说消费的相对规模对经济增长的影响，很少有成果讨论需求结构或者说消费相对规模对经济增长的非线性效应。为弥补这一缺陷，本文采用阈值协整模型讨论居民消费的相对规模——居民消费率¹对经济增长的作用，是否随居民消费相对规模超过某一水平而发生变化，以判断居民消费相对规模对经济增长的作用是否存在阈值效应。后文结构安排如下：第二部分梳理文献；第三部分是居民消费规模对经济增长阈值效应的理论分析；第四部构建居民消费影响经济增长的阈值效应模型；第五部分介绍阈值模型估计结果并解释其原因；第六部分为主要结论及政策建议。

二、研究述评

¹ 即居民消费占GDP的比例。

国外关于经济增长理论的研究,经历了从投入驱动向需求拉动的演进的过程。古典和新古典贸易理论认为出口能促进经济增长,Robertson (1937)和Nurkes (1953)在古典贸易理论的基础上将对外贸易视为经济增长的发动机。但西方主流经济学并没有重视出口等需求因素对经济增长的价值,尤其是主流的经济增长理论基本忽略需求因素的作用,主要从投入视角研究经济增长。从Harrod-

Domar的强调资本和劳动投入对经济增长作用的古典模型开始,经过Solow-Swan的新古典增长模型、Arrow的强调技术对经济增长重要性的干中学模型,再到Romer (1986)和Lucas (1988)的视知识增长、创新以及人力资本为经济增长关键的新增长理论,均仅考虑了要素投入对经济增长的决定作用。尽管大萧条后,有学者认识到需求可能也是经济增长的最终动力,并且Keynes (1936)系统地阐述了有效需求对经济增长的影响。但不得不承认的是,Keynes仅强调国内需求特别是投资需求对经济短期增长的影响。

近现代经济发展的事实,尤其是发展中国家经济发展的事实表明,增长不仅是产出总量的增长,更是需求扩张及结构转换的过程(Rostovian, 1960; Chenery, 1960)。Colm (1962)指出,需求通过影响供给来影响经济增长,仅仅从供给角度(即投入视角)关注经济增长可能得到错误的结论。沿着上述思路,不少学者以发展中国家为观察对象,将需求规模和结构的变化视为其经济发展的主要特征,以及经济增长速度和发展模式的本质因素(Chenery和Syrquin, 1975; Chenery, 1989; Garegnani and Trezzini, 2010)。Walker & Vatter (1999)认为需求因素应该引入生产函数,以解释二战后的美国经济增长现象;否则,忽略需求因素的生产函数不能解释美国20世纪60年代后经济增长下降。Buera & Kaboski (2008)更明确指出,应该将需求因素和供给因素结合起来理解结构变迁与经济增长过程。在此基础上,一系列研究具体分析了需求包括消费需求的变化与发展中国家经济发展阶段的关系,需求变动对经济增长的影响效应,以及需求结构失衡对经济长期持续均衡增长形成的不利影响(Syrquin, 1995; Trezzini, 2010; Garavaglia, 2012)。

国内关于经济增长的研究,主要表现为从需求拉动向需求结构影响效率的拓展。随着中国经济持续增长,消费需求对经济增长的影响引发了国内学者的思考。在借鉴国外研究的基础上,国内学者结合中国实际,广泛探讨了消费需求因素对经济增长的影响作用。现有研究主要沿着两条线路展开:一是将消费需求作为影响经济增长的因素,研究消费需求对经济增长的影响程度;二是从结构分析的视角出发,探讨消费需求结构对经济增长的影响。

(1)消费需求对经济增长的影响。许多学者从中国消费需求不足的实际出发,认为消费需求是经济增长的原动力,长期拉动作用会越来越大,更能熨平经济周期,并指出国内消费需求不足已经成为制约经济增长的主要矛盾(王青, 2004; 刘杉, 2008; 洪银兴, 2013)。一些实证研究考察了不同需求对中国经济增长的实际贡献,如黄金竹和肖细银(2004)采用协整和误差修正模型分析

1979-2002

年影响中国经济增长的需求要素,验证了消费、投资、出口与中国经济增长存在长期均衡关系,而它们对中国经济短期增长的作用各不相同;李雪松等(2005)从需求角度检验经济增长的动力因素,证明了国外需求即出口、国内需求如房地产投资是拉动经济增长的重要因素;李敏和查奇芬(2005)通过测算需求与经济增长的关联度系数大小,说明内需是决定性因素,外需是重要因素;马光辉和宁定琴(2006)以1978-2004年的相关数据为基础,利用平稳性检验、协整分析和格兰杰因果关系的框架分析了消费变化对经济增长的贡献。渠慎宁等(2012)通过考察中国居民消费价格波动存在一定程度的价格粘性现象,发现较高的市场化程度有益于行业的稳定性,培养成熟的企业经营模式,增加市场价格的弹性,将有助于促进行业的可持续发展,更好地促进经济增长。

(2)需求规模与结构变化对经济增长的影响。从支出法核算GDP看,各类需求对经济增长的贡献表现为直接拉动;需求结构变化既可以通过直接拉动作用影响经济增长,又可通过影响投入结构进而影响资源配置效率来间接影响经济增长。具体的研究主要有以下特征。

一是以“钱纳里标准模式”¹为基点(Chenery and Syrquin, 1975; Syrquin and Chenery, 1989),采用消费率、投资率或投资消费比作为衡量需求结构的指标,判断需求结构是否失衡、失衡程度以及对经济增长的影响情况,其基本结论是经济均衡增长与需求结构均衡变动是一致的,需求结构失衡会损害长期经济增长(王小鲁等,2005;罗云毅,2006;项俊波,2008;刘伟和蔡志洲,2010;张平,2012;李永友,2012)。当然,如何确定有利于经济增长的各类需求合适比例,需要考虑其他因素。如纪明(2010)认为经济均衡增长与需求结构均衡变动是一致的,最终需求过度增长和投资需求过度增长会导致经济增长偏离均衡路径,必然损害长期经济增长;在不同的经济发展阶段,需求结构是不同的,工业化初期,经济增长主要依靠居民消费拉动,最终消费比例较高,投资需求比例较低;工业化中期,投资和出口对经济增长拉动明显,投资需求比例和国外需求比例上升;工业化后期,最终需求对经济增长的拉动作用增大,最终消费比例上升。一些学者试图利用实证研究考察需求结构变化对经济增长的影响。李建伟(2003)的研究结果表明,改革开放前,投资和消费比例变化对经济增长的影响不显著,改革开放以后,投资和消费比例变化促进了经济增长。沈利生(2009)利用投入产出模型研究发现,2002年以来,消费需求拉动经济增长的作用下降,出口拉动经济增长的作用上升。赵振全和袁锐(2009)运用状态空间模型考察了1978-

2007年投资和消费对经济增长的动态效应,结果表明消费增长率对经济增长拉动的作用不断上升,投资增长率对经济增长拉动效应不断下降。陈杰(2011)通过构建以GDP为被解释变量、投资和最终消费为解释变量的计量模型,利用计算投资和最终消费回归系数之和与1的差来判断需求结构对经济增长的影响,实证发现需求结构失衡明显制约了经济增长。茅锐等(2014)验证了消费者年龄是消费结构的关键决定因素,并指出人口老龄化对内需发展和产业结构会产生重要影响。

二是以新古典“动态效率”理论为基础,依据 Abel et al.(1989)提出的 AMSZ 准则,考察中国经济发展过程中需求结构问题。如黄飞鸣(2010)运用消费与劳动收入净现金流准则分析1985-

2005年的数据,得出了中国经济动态无效的结论,并认为造成中国经济出现动态无效的深层原因是消费不足;沈坤荣等(2011)指出,中国投资率高引起资本过度积累以及内需不足,形成社会总需求结构矛盾,导致经济的动态无效率,随着经济总量的扩大,将给经济增长带来越来越大的负面影响。

三是以社会资源在消费与储蓄之间最优配置为依据,考察中国经济增长中的最优消费率及合理区间(李杨和殷剑峰,2005;王弟海和龚六堂,2007;吴忠群等,2011),但研究结论差异较大:田卫民(2008)估算中国 1978-2006年的最优消费率为66%,吴忠群(2009)估算中国 1979-2007 年的最优消费率为81%,荆林波和王雪峰(2011)估算中国 1992-2008 年的最优消费率为57%。

四是将消费需求的规模与结构相结合,考察需求规模与结构变化对经济增长的拉动作用。刘瑞翔和安同良(2011)通过考察最终需求对于中国经济的诱发结构发现,随着我国经

¹钱纳里标准模式是指工业化进程中的需求结构变动存在以下经验事实:工业化初期阶段的消费率和投资率水平分别为85%和15%,工业化中期阶段的消费率和投资率水平分别为80%和20%,工业化后期阶段的消费率和投资率水平分别为77%和23%。

济总量的迅速扩大，最终需求对经济的拉动效应呈现出递减的现象，并且驱动中国经济增长的动力来源结构在2002年前后发生了根本变化：2002

年之前三架马车对于经济增长的重要性依次是消费、投资和出口，而2002

年之后改变为出口、投资和消费。欧阳峤（2011）在分析大国经济发展的优势和典型特征的基础上，专门研究大国的国内需求拉动经济增长的作用，提出大国消费需求对经济增长具有规模效应。欧阳峤等（2014）认为随着国内市场规模的扩大，消费需求对经济增长的作用机制呈现不断变化和演进的特点。易先忠等（2014）基于制度环境决定国内市场规模对出口产品结构的作用方向的判断，提出对于发展中大国而言，当制度环境高于门槛值时，国内市场规模扩张促进出口产品结构的多元化，进而形成依托国内大市场的内生外贸发展机制，从而更有利于经济增长。

综上所述，理论和实证研究肯定了消费需求对经济增长的拉动作用，而且不少研究成果认为不同需求对经济增长的作用可能随某些条件变化而变化。但是这些研究也存在以下不足：第一，很少有文献系统地梳理需求结构变化对经济增长的作用可能随某些因素变化而变化的机理；第二，没有文献实证测算需求结构的变化对经济增长的作用大小甚至性质，可能随某一需求达到某一水平时而发生变化，即没有文献测算需求结构变化对经济增长的阈值效应。特别是，在当前经济增长方式由投入驱动向需求拉动转变之际，在需求结构的矛盾已经严重制约经济持续稳定增长的背景下，深入探讨需求结构的变化对经济增长的作用大小或性质可能随居民消费需求相对规模达到某一水平而发生变化，具有重要理论和现实意义。

三、居民消费规模对经济增长阈值效应的理论分析

一个国家或地区发展经济的最终目的就是提高国民生活水平和质量，消费需求特别是居民消费需求直接影响国民生活水平和质量的提高；投资需求是为保持现有生产能力和形成扩大再生产能力的必要条件，最终目的与消费需求一致。理论上，居民消费比例与投资需求比例是此消彼长的关系。居民消费需求变化包括两层含义：一是居民消费总量变化是指居民消费总量规模的扩张或收缩；二是居民消费需求比例变化引起需求结构变化。进一步说，居民消费对经济增长的作用大小与居民消费比例直接和间接相关。居民消费需求对经济增长的影响主要表现为两方面：消费需求直接作用于经济，不需要中间环节¹；居民消费需求对经济增长的间接作用，即居民消费需求通过影响其他因素如投资和经济结构等进而影响经济增长。以下具体分析居民消费影响经济增长的机理。

第一，居民消费比例上升或下降直接导致经济增长速度加快或放缓，但是居民消费引起的投资变化对经济增长的作用则可能与居民消费的作用并不一致。首先，居民消费规模变化直接引起消费品生产部门投资规模变化，即居民消费需求的变化会传导到投资需求，形成引致投资²，并间接影响经济增长，其作用大小和性质与居民消费一致。其次，居民消费需求的变化影响劳动投入。居民消费需求对劳动投入具有正向激励作用，促使劳动投入增加，从而提升劳动效率，引致企业增加投资。Smithies（1967）提出要充分考虑消费对工作努力程度的正面激励效应，无论从劳动者对经济效率的渴望还是增加劳动投入会有更多

¹消费需求的生长不能超出生产能力的界限，否则不会形成实际的经济增长，只会带来名义增长和通货膨胀。

²投资有自主投资和引致投资。自主投资的动因主要是新产品和新生产技术的发明，而不是收入或消费的增长。引致投资则是由消费的增长和自主投资等经济行为所诱生出来的投资。

回报而言，他们都会工作更多。不仅如此，随着当期消费的扩大，会让人们在未来更努力工作，以实现家庭收支预算平衡，即所谓的“支付账单”效应（Nalewaik, 2006），从而提高未来长期生产率，有利于经济增长。再次，居民消费比例上升或下降意味着投资需求比例下降或上升，居民消费规模变化引致投资需求规模变化，即资本形成率与居民消费规模变化反相关，可能间接导致经济增长速度下降或加快。最后，居民消费需求规模扩大导致储蓄规模缩小，储蓄不足必然导致全社会投资不足，可能抑制经济增长；反之，居民消费规模缩小导致储蓄规模扩大，可能促进经济增长。

第二，居民消费规模变化通过影响要素利用效率来影响经济增长，它主要通过影响规模经济、经济结构等方面来影响要素利用效率。具体来说，居民消费比例变化意味着居民消费规模变化，如果居民消费规模扩大，可能带来居民消费品生产部门的规模经济，提高投入产出率，促进经济增长；如果居民消费规模缩小，可能导致居民消费品生产部门规模缩小，降低投入产出率，抑制经济增长。特别是大国国内市场对幼稚产业发展尤为重要，市场规模不仅为企业生产提供了需求保障，而且通过规模经济效应促使产业竞争力的形成和提高。因此，居民消费规模变化通过规模经济效应影响要素利用效率，进而影响经济增长。另一方面，居民消费规模变化也意味着生产结构变化，使得资源配置率发生变动，从而影响经济增长。如果居民消费规模变化引发的生产结构变化，例如居民消费需求规模扩大导致新消费品的需求增加，新的需求结构则推动产业结构不断优化（曾令华, 1998），可能提高资源配置效率，进而促进经济增长。当然，居民消费规模扩大也可能导致需求结构失衡，需求结构失衡则会对产业结构产生不利影响（俞忠英, 2003），进而降低了资源配置效率，不利于经济增长。另外，居民消费比例变化会引起收入分配结构变化；如果收入分配趋于合理，则能促进经济增长；否则，将抑制经济增长。同时，居民消费需求规模变化可能影响技术创新，进而影响经济增长：居民消费需求增加转化为市场需求，扩大未来的市场规模，激励企业进行过程创新或增量产品创新，该机制被视为“纯激励机制”；居民消费需求增加使得企业预期利润有保障，降低了企业预期利润的不确定性以及经营风险，可进一步刺激技术创新。在引进新产品或进行产品改进时，预测其市场接受度和需求程度是很困难的，而居民消费需求的增加可减少预测的不确定性和难度，由此推动创新。

第三，居民消费需求规模变化对经济增长的作用呈现多样性，随居民消费规模达到某一水平而发生非线性变化。从上述分析可知，居民消费规模对经济增长的作用既可能与居民消费规模变化方向一致，也可能不一致。在某些因素影响下，居民消费需求规模变化对经济增长的作用可能呈现多样性，如居民消费规模对经济增长的作用可能随居民消费需求规模达到某一水平而发生变化。居民消费占GDP比例低，居民消费规模较小，居民消费需求对经济增长的作用就小。因为消费规模比较小，消费需求不足，出现产能过剩，部分资源闲置，资源配置效率降低，而且不利于规模经济形成，不利于企业的研发投入，并产生一系列的结构问题，致使居民消费对经济增长的作用不大。居民消费占GDP比例高，居民消费规模较大，居民消费需求对经济增长的作用则大。因为消费规模大，消费品生产部门及关联部门可以获得规模经济，提高要素的利用效率，促进经济增长；规模经济可以提高居民消费品及相关部门的竞争力，有利于扩大出口；居民消费规模大可以直接促进技术创新，推动经济增长；居民消费规模扩大可能诱致结构变迁，促进产业结构优化升级。而且，居民消费率应该保持在合适的程度，居民消费率过高或过低，都会直接导致经济结构失调，消费品生产部门和资本品生产部门不能协调发展，进而抑制经济增长。居民消费率过高，意味着资本形成率偏低，储蓄率低，资本品生产部门则不能为居民消费品生产提供必要的机器设备，储蓄不足不能满足居民消费品生产规模扩大的投资需求，居民消费品的扩大再生产不能实现，居民消费需求则抑制经济增长。居民消费率过低，意味着资本形成率

偏高，储蓄率高，居民消费需求和生产居民消费的机器设备相对于产出不足，直接造成居民消费生产部门及相关部门市场需求不足，致使产能过剩、资源闲置，同时储蓄不足致使居民消费品生产规模扩大的投资需求无法满足，这意味着居民消费品的扩大再生产不能实现，居民消费需求抑制经济增长。

四、居民消费影响经济增长的阈值效应模型

1. 阈值模型的初步构建

理论分析表明，三大需求比例的协调是拉动经济持续稳定增长的主要保障，任何一个因素的比例过高或过低均不利于经济持续稳定增长。如果消费比例偏高而投资比例偏低，会抑制扩大再生产，高消费不能持续，经济增长无法维持；如果消费比例偏低而投资比例偏高，则会消费不足，扩大再生产则导致生产过剩，经济增长也无法维持。因此，理论上消费需求比例即消费相对规模对经济增长的长期作用可能随消费相对规模达到某一水平而发生变化，基于理论分析构建如下阈值模型：

$$g_t = c_1 + \alpha_1 \cdot cp_{t-1} + \beta_1 \cdot k_t + \varphi_1 \cdot l_t + \theta_1 \cdot fisc_t + (c_2 + \alpha_2 \cdot cp_{t-1} + \beta_2 \cdot k_t + \varphi_2 \cdot l_t + \theta_2 \cdot fisc_t)G(cp_{t-d-1}, \lambda, \varpi) + \mu_t \quad (1)$$

$$g_t = c_1 + \alpha_1 \cdot cp_{t-1} + \beta_1 \cdot k_t + \varphi_1 \cdot l_t + \theta_1 \cdot fis_t + (c_2 + \alpha_2 \cdot cp_{t-1} + \beta_2 \cdot k_t + \varphi_2 \cdot l_t + \theta_2 \cdot fis_t)G(cp_{t-d-1}, \lambda, \varpi) + \mu_t \quad (2)$$

上式中 t 表示第 t ($t=1954, \dots, 2013$) 年。 g 为经济增长率， cp 为居民消费占GDP（支出法统计口径）的比例，反映居民消费的相对规模，为模型的关键解释变量，也是模型的阈值变量；因为需求结构变化通过影响生产结构来影响资源配置效率，进而影响经济增长，生产结构调整往往滞后于需求结构，因此将需求结构即居民消费的比例滞后1期。财政政策是反映政府干预经济的重要手段，税收和财政支出是财政政策两个方面，税收表现为财政收入，财政支出表现为政府支出，相应地政府干预可以从财政收入和财政支出两方面测度，分别采用财政收入占GDP的比例（表示为 $fisc$ ）和财政支出占GDP的比例测度（表示为 fis ）；采用两种方法测度政府干预程度，可以考察模型估计结果是稳健。 k 为存量资本增长率，1952-2006年存量资本直接采用单豪杰（2008）测算的数据，2007-

2013年存量资本则依据其测算方法进行测算。 l 为劳动增长率； μ 为残差。上述变量测度的

数据未说明来源的来自历年《中国统计年鉴》和《新中国60年统计资料汇编》。 $G(\cdot)$ 为机制转移函数，刻画居民消费规模对经济增长的非线性效应； d 表示居民消费规模对经济增长效应发生变化的时点或位置； λ 表示机制转移的速度； ϖ 表示消费比例变化的阈值参数。

一般来说， $G(\cdot)$ 接近于0，居民消费规模对经济增长的效应服从第一机制，效应由参数 α_1 刻画； $G(\cdot)$ 接近于1，居民消费规模对经济增长的效应服从第二机制，居民消费规模对经济增长的效应由参数 $\alpha_1 + \alpha_2$ 刻画；当 $G(\cdot) \in (0,1)$ 时，居民消费规模对经济增长的效应在两种机制间平滑转移，效应大小由 $\alpha_1 +$

$F(\cdot) \times \alpha_2$ 刻画。当(1)式和(2)式的所有变量为I(1)序列且估计残差 $\bar{\mu}$ 平稳时，(1)式和(2)式则为阈值协整模型，居民消费规模与经济增长存在长期阈值协整关系。

2. 共线性检验

模型(1)和模型(2)是时间序列模型, 时间序列的宏观经济变量可能存在较高度共线性; 如果解释变量存在严重共线性则会严重影响估计结果的准确性, 因此模型(1)和模型(2)需要进行共线性检验。在解决模型解释变量的共线性问题之后, 为判断模型(1)和模型(2)的解释变量与经济增长是否存在阈值协整关系, 首先需要进行单位根检验, 然后确定阈值变量的滞后阶, 进而通过非线性检验判断模型(1)和模型(2)是线性模型还是非线性模型; 如果是非线性模型, 则检验确定机制转移函数的类型; 最后利用估计残差进行阈值协整检验。

表1 相关系数矩阵

	cp	fis	fisc	k	l
cp	1.0000	0.4706	0.5382	-0.1486	0.4066
fis	0.4706	1.0000	/	0.1699	0.0424
fisc	0.5382	/	1.0000	0.0787	0.0828
k	-0.1486	0.1699	0.0787	1.0000	-0.0536
l	0.4066	0.0424	0.0828	-0.0536	1.0000

对模型(1)和模型(2)进行相关分析的结果如表1所示, 政府干预程度fis和fisc分别与居民消费规模cp的相关系数达到0.47和0.54, 其次是cp与就业增长率l的相关系数为0.41, 其余解释变量的相关系数均不超过0.2, 初步判断模型(1)和模型(2)解释变量的共线性程度不高。进一步对模型解释变量进行主成分分析, 以判断准确判断模型解释变量的共线性程度。Chatterjee et al. (2004)认为, 解释变量主成分分析的特征根倒数和大于解释变量数目的5倍时, 共线性对估计结果的负面效应很大; 否则, 共线性程度低, 对估计结果的影响不大。检验结果表2显示, 模型(1)和模型(2)解释变量主成分分析的特征根倒数之和分别为5.63和5.51, 远远小于解释变量数目的5倍。因此, 两个模型解释变量不存在强共线性, 即共线性程度不会严重影响估计结果。

表2 共线性检验

模型	特征根序号				特征根倒数和
	1	2	3	4	
模型(1)	1.7253	1.0645	0.8733	0.3369	5.6323
模型(2)	1.6456	1.1527	0.8519	0.3498	5.5078

3. 单位根检验

只有模型变量是同阶平稳序列, 且估计残差 $\bar{\mu}$ 为I(0)序列, 意味着模型才是阈值协整模型。也就是说, 居民消费规模等解释变量对经济增长的长期效应, 可能随居民消费规模达到某一临界值而发生变化。对模型(1)和模型(2)所有变量进行单位根检验的结果见表3, g、cp、fis、fisc、k和l的ADF统计量均大于5%显著水平下的临界值, 表明这些变量均存在单位根; 进一步对所有变量的一阶差分进行检验, ADF的统计量均小于5%显著水平下的临界值, 这就是说, 所有变量的一阶差分是平稳的。因此所有变量均是I(1)序列。

表3 单位根检验

变量	检验类型	统计量	临界值(5%)	变量	检验类型	统计量	临界值(5%)
g	(0,0,3)	-1.3880	-1.9468	fisc	(c,0,1)	-1.5420	-2.9126
Δg	(c,0,0)	-7.8988	-2.9126	$\Delta fisc$	(c,0,1)	-6.4615	-2.9135
cp	(c,0,0)	-1.3340	-2.9117	k	(c,t,1)	-3.0629	-3.4892

Δcp	(c,0,0)	-5.6062	-2.9126	Δk	(c,0,1)	-5.0110	-2.9135
fis	(c,0,0)	-1.7423	-2.9117	1	(c,t,4)	-3.2514	-3.4937
Δfis	(c,0,0)	-6.7264	-2.9126	Δl	(c,0,0)	-12.8491	-2.9126

注：检验类型括号中第1项为c，则表示截距项，0表示无截距项；第二项为t，则表示时间趋势，0表示无时间趋势；第三项表示滞后阶。 Δ 表示一阶差分。

4. 滞后阶的确定

为判断机制转移函数 $G(\cdot)$ 是否存在及函数类型，需要确定 $G(\cdot)$ 发生转移的位置，也就是确立阈值变量 $fisc_{t-d-1}$ 和 $fisc_{t-d-1}$ 的滞后阶 d 。机制转移函数有Logistic型和Exponential型两种类型（Granger and Teräsvirta, 1993）。Logistic型机制转移函数的具体形式如下：

$$G(cp_{t-d-1}, \lambda, \varpi) = \{1 + \exp[-\lambda(cp_{t-d-1} - \varpi)]\}^{-1} \quad \text{其中} \lambda > 0 \quad (3)$$

(3)式意味着 $G(\cdot)$ 是阈值变量 cp 的单调上升函数。Logistic型机制转移函数还有另外一种非单调转移函数形式：

$$G(cp_{t-d-1}, \lambda, \varpi) = \{1 + \exp[-\lambda(cp_{t-d-1} - \varpi_1)(cp_{t-d-1} - \varpi_2)]\}^{-1} \quad \text{其中} \lambda > 0 \quad (4)$$

(4)式意味着存在两个阈值，且机制转移函数 $G(\cdot)$ 的值关于 $(\theta_1 + \theta_2)/2$ 点对称。Exponential型机制转移函数的具体形式如下：

$$G(cp_{t-d-1}, \lambda, \varpi) = 1 + \exp[-\lambda(cp_{t-d-1} - \varpi)^2] \quad \text{其中} \lambda > 0 \quad (5)$$

(5)式 $G(\cdot)$ 的值在阈值 θ 两侧对称。无论 $G(\cdot)$ 是Logistic型机制转移函数还是Exponential型机制转移函数，假定均在原点按三阶泰勒展开如(6)式：

$$G(cp_{t-d-1}, \lambda, \varpi) = \tau_1 cp_{t-d-1}^1 + \tau_2 cp_{t-d-1}^2 + \tau_3 cp_{t-d-1}^3 \quad (6)$$

将(6)式分别代入模型(1)和模型(2)，可以利用OLS估计结果来判断模型(1)和模型(2)机制转移位置 d （Dijk et al., 2002），即主要依据AIC信息准则，同时参考模型的显著水平及调整的 \bar{R}^2 来确定阈值变量的滞后阶（赵进文和范继涛，2007）。为便于分析，取 d 最大值等于3。从表4检验结果可知， $d=1$ 时，模型(1)和模型(2)的AIC均是最小，分别为-168.6和-170.4；模型的显著水平及调整的 \bar{R}^2 均达到最大。因此，模型(1)和模型(2)阈值变量滞后阶均为1；相应地，模型(1)和模型(2)的样本期调整为1955-2013年。

表4 阈值变量滞后阶的确定

	模型(1)			模型(2)		
	AIC	\bar{R}^2	F统计量	AIC	\bar{R}^2	F统计量
$d=1$	-168.601	0.4601	6.491	-170.357	0.4759	6.852
$d=2$	-159.145	0.4067	5.341	-159.270	0.4079	5.364
$d=3$	-157.814	0.425	5.591	-157.850	0.4249	5.598

5. 模型类型和机制转移函数形式的检验

将 $d=1$ 代入(6)式，再将(6)式分别代入模型(1)和模型(2)；运用Caner & Hansen (2001)提出的LM检验法判断模型(1)和模型(2)机制转移函数 $G(\cdot)$ 是否为0。具体来说，检验拒绝 $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = 0$ ，则为非线性模型。如果机制转移函数 $G(\cdot)$ 不为0，进一步运用Teräsvirta et al. (2008)提出的方法检验机制转移函数 $G(\cdot)$ 的具体形式；简单说，拒绝 $\tau_3 = 0$ 或者 $\tau_1 = 0 \mid \tau_3 = 0$ 、 $\tau_2 = 0$ ， $G(\cdot)$ 为Logistic型机制转移函数，拒绝 $\tau_2 = 0 \mid \tau_3 = 0$ ， $G(\cdot)$ 为Exponential型机制转移函数。从表5检验结果可知，模型(1)和模型(2)在5%显著水平下均拒绝 $\tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = 0$ 的 Z_0 假设，也

就是说拒绝模型(1)和模型(2)为线性模型。模型(1)和模型(2)在5%显著水平下拒绝 $\lambda_3=0$ 的 Z_{01} 假设,由此可以判断模型(1)和模型(2)的 $G(\cdot)$ 均为Logistic型机制转移函数。

表5 转移函数 $G(\cdot)$ 形式的检验

假设	模型(1)			模型(2)		
	LM	临界值		LM	临界值	
		5%	10%		5%	10%
Z_0	78.4564	46.8509	37.1764	78.9825	29.8374	29.0876
Z_{01}	14.0921	8.6073	7.8489	17.5141	13.1090	10.0648
Z_{02}	14.8430	7.6631	5.6246	12.6692	14.2585	10.2895
Z_{03}	29.6521	13.2453	11.4806	28.5899	11.2691	8.7918

注: Bootstrap的循环次数为1000次。

6. 阈值协整检验

由检验可知,模型(1)和模型(2)为非线性模型,居民消费规模等变量与经济增长存在非线性关系。但是居民消费规模等变量与经济增长的关系是否为阈值协整关系,则取决于非线性模型(1)和模型(2)估计的残差 $\bar{\mu}_t$ 是否平稳。当 $\bar{\mu}_t$ 为I(0)序列时,居民消费规模等变量与经济增长存在阈值协整关系;当 $\bar{\mu}_t$ 为存在单位根时,不存在阈值协整关系。将机制转换函数(6)式分别代入模型(1)和模型(2),运用动态非线性最小二乘法(DNLS)估计分别得到模型(1)至模型(2)的 $\bar{\mu}_t$ 。因为在非线性条件下统计量的分布依赖未知参数而无法利用全部残差进行协整检验,采用Choi & Saikkonen (2004)提出的统计量不依赖未知参数的部分残差检验法进行阈值协整检验。简单说,通过Monte Carlo仿真试验来计算较为精确的临界值;当统计量小于相应的临界值时,则不能拒绝 $\bar{\mu}_t$ 为平稳序列的原假设,否则拒绝 $\bar{\mu}_t$ 为平稳序列的原假设。模型(1)和模型(2)阈值协整结果如表6所示,统计量分别为1.566和1.565,显著小于显著水平1%的临界值,伴随概率分别为0.993和0.996,这就是说模型(1)和模型(2)估计残差 $\bar{\mu}_t$ 均是平稳序列,居民消费规模等变量与经济增长均存在阈值协整关系。

表6 阈值协整的检验

模型	阈值协整统计量	临界值			p
		1%	5%	10%	
模型(1)	1.5655	4.0600	3.8379	3.5920	0.993
模型(2)	1.5649	4.0655	3.6965	3.5120	0.996

注: Bootstrap的循环次数为1000次。

五、阈值模型估计结果及其解释

采用DNLS估计法分别对模型(1)至模型(2)进行估计,得到估计结果(7)式和(8)式。由估

计结果可知,模型(1)和模型(2)中 θ_1 在(7)式和(8)式的估计值均不显著,模型(1)中 α_2 在(7)式的估计值显著水平为10%,其余系数显著水平均达到1%或5%。(7)式和(8)式第二机制中的截距项和 cp 的系数差异较大外,其余系数估计、阈值和机制转移速度没有显著差异。可以说,估计结果在不同方法测度政府干预程度的模型中基本一致,模型估计结果是稳健的。因此,居民消费规模对经济增长的作用随居民消费规模变化而显著不同。

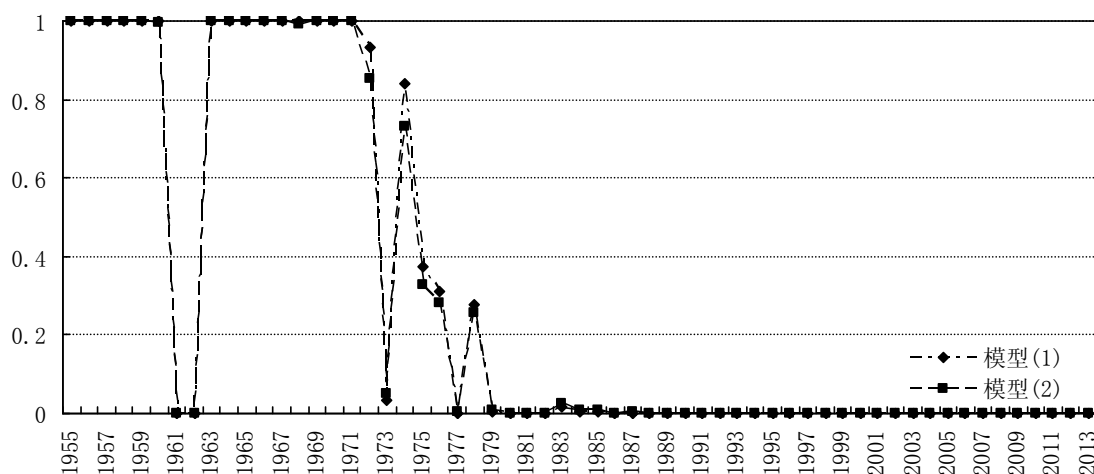
1. 实证结果

从估计结果(7)式和(8)式可以看出,机制转移函数 $G(\cdot)$ 趋近于0时,居民消费规模对经济增长的效应服从第一机制,效应值约为0.77,显著水平为1%,这就是说居民消费规模对经济增长具有显著的正向效应,图1中 $G(\cdot)$ 趋近0对应的年份是1961-1962年、1973年、1977年和1979-2013年。其他因素不变条件下,t-1年居民消费占GDP的比例上升(或下降)0.01,t年经济增长率上升(或下降)约0.0077;如图2中1961-1962年、1973年、1977年和1979-2013年居民消费规模对经济增长的偏效应最小值约为0.77。

$$g_t = -0.555 + 0.775 * cp_{t-1} + 2.497 * k_t + 0.414 * l_t + 0.034 * fisc_t + (-0.745 + 0.511 * cp_{t-1} - 2.494 * k_t + 0.855 * l_t + 1.973 * fisc_t) \{1 + \exp[-306(cp_{t-2} - 0.5383)]\}^{-1} \quad (7)$$

(括号内数为t统计值,以下均相同)

$$g_t = -0.553 + 0.774 * cp_{t-1} + 2.489 * k_t + 0.414 * l_t + 0.027 * fis_t + (-0.632 + 0.512 * cp_{t-1} - 2.611 * k_t + 1.069 * l_t + 1.574 * fis_t) \{1 + \exp[-241(cp_{t-2} - 0.5396)]\}^{-1} \quad (8)$$



注:机制转移函数中阈值变量为t-2期的 cp 。

图1 机制转移图

$G(\cdot)$ 趋近1时,居民消费规模对经济增长的效应服从第二机制,居民消费规模对经济增长的正向效应扩大;图中 $G(\cdot)$ 趋近1对应的年份是1955-1960年、1963-1971年。(7)式效应值为 $\alpha_1 + \alpha_2 = 0.775 + 0.511 = 1.286$, (8)式效应值为 $\alpha_1 + \alpha_2 = 0.774 + 0.512 = 1.286$,说明在第二机制下居民消费规模对经济增长具有显著的正向效应。在其他因素不变的条件下,t-1年居民消费规模增加(或下降)0.01,(7)式和(8)式t年经济增长率上升(或下降)0.0129。居民消费规模对经济增长的偏效应图中对应的年份为1955-1960年、1963-1971年。

机制转移函数 $G(\cdot) \in (0,1)$ 时,居民消费规模对经济增长的效应服从混合机制,(7)式中居民消费规模对经济增长的效应由 $0.775+0.511 \cdot G(\cdot)$ 刻画,(8)式中居民消费规模对经济增长的效应由 $0.774+0.512 \cdot G(\cdot)$ 刻画, $G(\cdot) \in (0,1)$ 对应年份为1972年、1974-1976年和1978年。居民消费规模对经济增长的偏效应图中,1971年、1973-1975年和1977年(7)式的偏效应分别为1.25、1.2、0.97、0.93、0.91,1971年、1973-1975年和1977年(8)式的偏效应分别为1.21、1.15、0.94、0.92、0.91。阈值参数估计值约为0.539,表明居民消费规模大约低于0.539时,居民消费规模对经济增长的效应服从第一机制;居民消费规模大约等于或高于0.539时,居民消费规模对经济增长的效应发生了非线性转移,即服从混合机制或第二机制;(7)式中 $\lambda=306$, (8)式中 $\lambda=241$,表明机制转移速度较快。

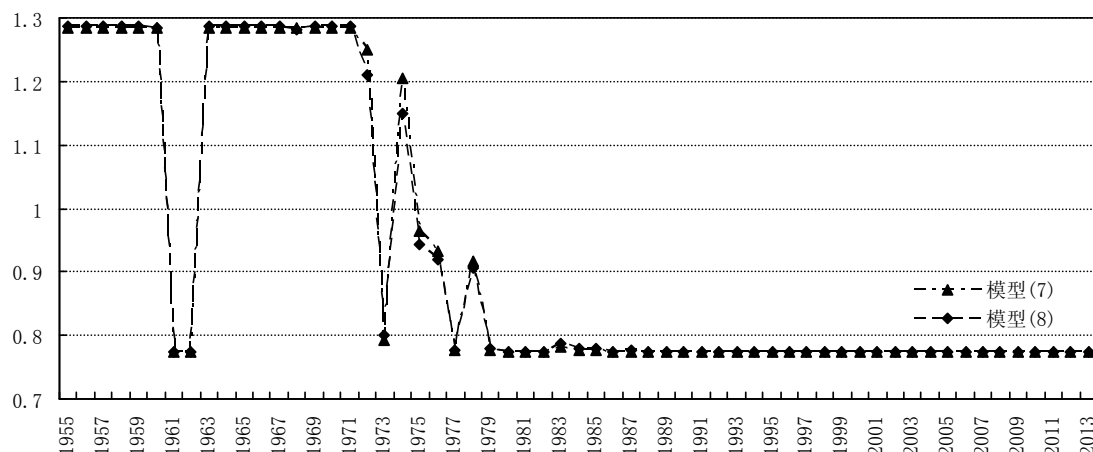


图2 居民消费对经济增长的偏效应

2.主要结论及解释

从上述分析可知,当居民消费占GDP的比例大约低于0.539时,居民消费规模对经济增长的效应服从第一机制,居民消费率提高0.01,经济增长率提升0.008;当居民消费率大约高于0.539时,居民消费规模对经济增长的效应服从混合机制或第二机制,居民消费规模对经济增长的效应明显扩大。也就是说,居民消费规模对经济增长的长期效应随居民消费率大约超过0.539时明显增大。主要原因是:居民消费率下降意味着消费需求不足,消费对经济增长的拉动作用缩小。从图3可以看出,居民消费率与最终消费比例占GDP比例的变化趋势一致,1953-1959年和1963-2013年均呈下降态势,1960-1962年则呈上升态势,而政府消费占GDP的比例则变化不大;也就是说,居民消费率变化是最终消费变化的主要原因,即居民消费率下降不仅直接导致了最终消费比例下降,而且也导致居民消费规模对经济增长的贡献下降。

居民消费规模影响经济增长的机制演变可从四方面理解:

第一,居民消费规模缩小将会直接导致居民消费生产部门产能过剩,居民消费生产部门规模缩小,进而导致经济结构失衡,可能使经济增长速度放缓。

第二,居民消费规模缩小将会诱发生产结构相应变化,可流动的生产要素从居民消费生产部门流向非居民消费部门,非居民生产部门生产要素边际生产率下降,资源配置效率降低;由于资本专属性和人力资本形成的长期性,居民消费生产部门的一些生产要素并不能及时流向非居民生产部门,致使居民消费生产部门的产能过剩,部分资源闲置,资源配置效率降低。进一步说,居民消费规模缩小因为降低要素配置效率致使经济增长速度放缓。

第三,居民消费规模缩小不仅直接缩小居民消费生产规模缩小,而且居民消费生产规

模缩小进一步导致规模经济效应下降甚至消失；也就是说，在投入不变的条件下，居民消费生产部门的产出水平下降，或者在产出水平不变的条件下，居民消费生产部门的投入水平上升，两种情况都意味着居民消费生产部门因为居民消费规模缩小而降低资源利用效率，在资源有限条件下，居民消费对经济增长的贡献下降。

第四，居民消费规模缩小不利于居民消费生产部门专业化分工的深化，进而缩小居民消费对经济增长的贡献。具体地说，居民消费规模缩小，不利于居民消费需求市场规模扩大，企业只有选择生产更多的中间投入品以生产最终产品，因为市场需求规模制约了中间产品的专业化生产，因此在居民消费规模较小情况下居民消费对经济增长的作用缩小。

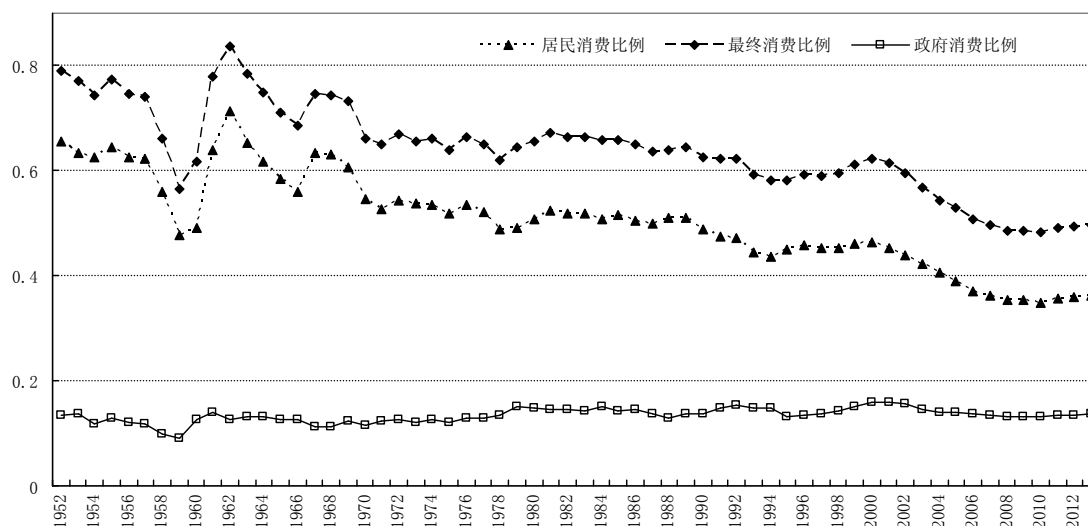


图3 需求结构变化

第五，居民消费规模缩小容易促使经济增长过度依赖投资驱动和出口拉动。从世界银行网站的数据看，中国居民消费比例从2000年的47%下降到2013年的36%，资本形成率从35%上升到48%；而全世界居民平均消费比例保持在60%水平，资本形成率从23%下降到22%；低收入国家居民消费比例从79%下降到78%，资本形成率从29%上升到27%；中等收入国家居民消费率从59%下降到55%，资本形成率从25%上升到32%；高收入国家居民消费率从60%上升到61%，资本形成率从23%下降到20%。这些数据说明居民消费对中国GDP的贡献低，投资对GDP的贡献高，也就是说中国经济增长是典型的投资驱动型。投资驱动经济增长方式虽然会导致资本边际生产率下降，但是资本报酬的份额偏高，劳动份额偏低，如中国劳动报酬占GDP的比例不断下降，从1983年的70%下降到2013年的46%，资本报酬份额持续上升，从10.7%上升到42%¹，这说明居民消费规模缩小导致的投资驱动经济增长方式会扩大收入差距，进而引发消费不足，经济增长速度下滑。

六、结论与政策建议

消费、投资和出口是拉动经济增长的三驾马车。理论上，三者只有保持合理的比例才能促进经济持续稳定增长。如消费比例过大而投资比例偏小，则不利于扩大再生产，高消费不可持续，长期经济增长无法维持；而消费比例偏低而投资比例偏高，则导致消费不足，扩大再生产也不可持续，长期经济增长也不能维持。因此，保持合理的需求结构才能维

持经济持续稳定增长。利用中国1955-

2013年数据,运用阈值协整模型进行实证检验表明,居民消费需求规模对经济增长的长期效应随居民消费比例大约达到0.539时发生变化;居民消费比例约低于0.539时,居民消费需求规模对经济增长率的作用服从第一机制,居民消费的比例提升一个单位,经济增长率上升较小,居民消费比例约高于0.539时,居民消费需求规模对经济增长率的作用服从混合机制或第二机制,居民消费的比例提升一个单位,经济增长率上升较大。改革开放以来居民消费规模不断缩小,经济增长主要依赖投资和出口,居民消费对经济增长的贡献不断下降,这一事实与实证研究结论是吻合的。

研究结论对于发展中大国走以内需为主的道路,实现经济转型,有着极为重要的启示。在寻求经济增长的持久动力方面,大国与小国存在明显差异,小国可以通过专业化生产具有某些国际竞争力的产品,依靠世界市场需求就能保持经济持续稳定增长,但是大国只能依靠内需才能保持经济持续稳定增长。因此,上述理论和实证研究结论对中国经济稳定增长具有重要启示:内需是大国经济保持持续稳定增长的根本动力,在不同发展阶段,不同类型内需对大国经济增长的作用不同;就现阶段而言,需求结构矛盾已经严重制约了中国经济增长;需求结构的矛盾主要是居民消费需求不足,生产资料部门产能严重过剩,而扩大居民消费需求是解决内需不足的关键,是中国经济持续稳定增长的重要保证。长期依赖投入驱动经济增长的方式是中国生产资料产能过剩根本原因,转变经济增长方式,即由投入驱动向需求拉动转变,就是要扩大居民消费,才能实现经济持续稳定增长。当前,中国居民消费比例偏低,规模小,这不仅表现为居民消费比例不断呈下降趋势,而且远远低于世界平均水平,居民消费对经济增长的贡献偏低,是中国经济增长动力不足的根源。因此,扩大居民消费是中国当前及其以后相当长的时期内重要战略方针。具体措施可能包括以下方面:应该努力理顺我国居民收入分配关系,防止居民收入差距过大的问题,提高居民的购买力水平,完善社会保障制度,改变居民消费预期。实施积极的消费政策,培育消费热点,促进消费结构的升级,从而增强消费需求对经济增长的拉动作用,促进我国经济的可持续发展。

参考文献:

- 欧阳晓,2011:《大国综合优势》,格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社。
- 欧阳晓等,2014:《大国经济发展理论》,中国人民大学出版社。
- 陈杰,2011:《结构差异、增长质量与经济周期波动的关联度》,《改革》第7期。
- 单豪杰,2008:《中国资本存量K的再估算:1952-2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 樊纲、王小鲁、张立文、朱恒鹏,2003:《中国各地区市场化相对进程报告》,《经济研究》第3期。
- 刘瑞翔、安同良,2011:《中国经济增长的动力来源与转换展望——基于最终需求角度的分析》,《经济研究》第7期。
- 纪明,2010:《需求变动与经济增长:理论解释及中国实证》,《经济科学》第6期。
- 李建伟,2003:《投资和消费比例变化对经济增长的影响不显著》,《经济学动态》第3期。
- 李雪松、张莹、陈光炎,2005:《中国经济增长动力的需求分析》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 林毅夫、李勇军,2003:《出口与中国经济增长:需求导向的分析》,《经济学(季刊)》第4期。
- 茅锐、徐建炜,2014:《人口转型、消费结构差异和产业发展》,《人口研究》第3期。

- 沈坤荣等, 2011: 《经济发展方式转变的机理与路径》, 人民出版社。
- 沈利生, 2009: 《“三驾马车”的拉动作用评估》, 《数量经济技术经济研究》第4期
- 赵振全、袁锐, 2009: 《消费与投资变动对我国经济增长的动态影响》, 《吉林大学社会科学学报》第6期。
- 李扬、殷剑峰, 2005: 《劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长》, 《经济研究》第2期。
- 李永友, 2012: 《我国需求结构失衡及其程度评估》, 《经济学家》第1期。
- 刘伟、蔡志洲, 2010: 《国内总需求结构矛盾与国民收入分配失衡》, 《经济学动态》第7期。
- 纪明, 2010: 《需求变动与经济增长: 理论解释及中国实证》, 《经济科学》第6期。
- 王弟海、龚六堂, 2007: 《增长经济中的消费与储蓄》, 《金融研究》第12期。
- 项俊波, 2008: 《中国经济结构失衡的测度与分析》, 《管理世界》第9期。
- 张平, 2012: 《“结构性”减速下的中国宏观政策和制度机制选择》, 《经济学动态》10期。
- 王青, 2004: 《消费需求与经济增长》, 《江西社会科学》第8期。
- 渠慎宁、吴利学、夏杰长, 2012: 《中国居民消费价格波动: 价格粘性、定价模式及其政策含义》, 《经济研究》第11期。
- 罗云毅, 1999: 《投资贡献率的计算方法》, 《中国投资》第2期。
- 黄飞鸣, 2010: 《中国经济的动态效率——基于消费—收入视角的检验》, 《数量经济技术经济研究》第4期。
- 黄金竹、肖细根, 2004: 《需求要素与我国经济增长关系的实证分析》, 《南京财经大学学报》第6期。
- 李敏、查奇芬, 2005: 《需求与经济增长关系的实证分析》, 《统计与决策》第3期。
- 易先忠、欧阳晓、傅晓岚, 2014: 《国内市场规模与出口产品结构多元化: 制度环境的门槛效应》, 《经济研究》第6期。
- 宁定琴、马光辉, 2006: 《人民币汇率变动与中国经济增长实证分析》, 《资本市场》第2期。
- 吴忠群, 2009: 《最优消费率的存在性及其相关问题》, 《中国软科学》第1期。
- 吴忠群、张群群, 2011: 《中国的最优消费率及其政策含义》, 《财经问题研究》第3期。
- 荆林波、王雪峰, 2011: 《消费率决定理论模型及应用研究》, 《经济学动态》第11期。
- 田卫民, 2008: 《基于经济增长的中国最优消费规模: 1978—2006》, 《财贸研究》第6期。
- 王小鲁、樊纲、刘鹏, 2005: 《中国经济增长方式转换和增长可持续性》, 《经济研究》第10期。
- 曾令华, 1998: 《消费水平与经济发展》, 中国财政经济出版社。
- Abel, Andrew A. B., N. G. Mankiw, L.H., Summers, and R. Zeckhauser, et al., 1989, “Assessing Dynamic Efficiency: Theory and Evidence”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 56.(1): 1-19.
- Acemoglu, D., S. Johnson S. and J. Robinson J., , 2004, “Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth”, *NBER Working Paper*, No. 104811.
- Buera, F.&, and J. Kaboski,, 2008, “Can Traditional Theories of Structural Change Fit the Date”[J], *Working Paper, Presented at the 2008 Congress of the EEA*, Milan, Italy.

Caner, M., and B. E. Hansen, 2001, “Threshold Autoregression with a Unit Root”, *Econometric*, Vol. 69. (6): 1555-1596.

Chatterjee, S., A. S. Hadi, and B. Price, 2000, *Regression and Analysis By Example* (3rd Ed), John Wiley & Sons, Inc.

Hollis B.Chenery, H. B., 1960, “Patterns of Industrial Growth”[J], *The the American Economic Review*, Vol. 50(4), pp. : 624-654.

Hollis Chenery, H., and Moshe M. Syrquin, 1975, “*Patterns of Development, 1950-1970*”[M], Oxford University Press.

Choi, I., and P. Saikkonen, 2004, “Testing Linearity in Cointegrating Smooth Transition Regressions”, *Journal of Econometrics*, Vol. 7(2): 341-365.

Colm, Gethard, 1962, “Discussion of Denison”[J], *American Economic Review*, Vol. 52(2), pp.: 57-89.

Dijk D.vV., T.Teräsvirta T., and P. H. Franses P.H., 2002, “Smooth Transition Autoregressive Models—: A Survey of Recent Developments”, *Econometric Reviews*, volVol. 21, no.(1, pp.): 1-47.

Garavaglia, C., PF. Malerba, FL. Orsenigo, and LM. Pezzoni, M, 2012, “Technological Regimes and Demand Structure in the Evolution of the Pharmaceutical Industry”[J], *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 22(4), pp.: 677-709.

Garegnani, P., and A. Trezzini, A, 2010, “Cycles and Growth: a Source of Demand-driven Endogenous Growth”[J], *Review of Political Economy*, Vol. 22, pp. : 119-125.

Granger, C. W. J., and T. Teräsvirta, 1993, *Modeling Non-linear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.

Lucas, Robert R. E, 1988, “On the Mechanism of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.22, No.(1): 3-42.

Romer P., 1986, “Increasing Returns and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy* Vol. 94, No.(5): 1002-1037.

Moshe Syrquin, M., and Hollis H. Chenery, 1989, “Three Decades of Industrialization”[J], *The the World Bank Economic Review*, Vol. 3(2), pp.: 145-181.

Syrquin, M., and Hollis H. Chenery, 1989, “Three Decades of Industrialization”[J], *The World Bank Economic Review*, Vol. 3(2), pp.: 145-181.

Teräsvirta, T., D. Tjøstheim and C. W. Granger, 2008, “Modeling Nonlinear Economic Time series”s, unpublished Book.

Walker, J. F., and H. G. Vatter, 1999, “Demand: The Neglected Participant in the Long Run U.S. Productive Record”, *The the American Economist*, Vol. 43(2): 73-80.

The Scale Effect and Evolution Mechanism about Resident Consumption Demand - Based On Smooth Transition Threshold Cointegration Test

Abstract: A large population is the initial characteristics of large countries' economy, which can deduce the scale effect of consumption demand. The contradiction of Chinese demand structures, especially the deficiency of resident consumption demand, has become a deep contradiction to constrain the sustained and stable economic growth in China and has made not good use of the country's advantages. This paper makes an empirical test on the data of 1955-

2013 by using threshold cointegration model. The results show that the long-term effect of Chinese resident consumption demand to economic growth will change with the changes of resident consumption rate .Specifically, when the resident consumption rate is less than 0.539 and the long-term effects rose 0.1, the second annual economic growth rate only rose 0.077; when the resident consumption rate is higher than 0.539 and the long-term effects rose 0.1, the second annual economic growth rate only rose 0.121. Since the reform and opening up, the fact of the decrease of the resident consumption rate has caused that the consumer's contribution to economic growth is constant declining and economic growth mainly depends on investment driven. The conclusion of the empirical research corresponds with that fact. Therefore, the key to realize the way of economic growth which changes from investment driven to the demand in China is to expand consumption relative scale.

Key words: Consumption demand Scale effect Evolution mechanism

JEL classification: E20, C14, E21, E27