



北京大学新结构经济学研究院
Institute of New Structural Economics

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

No.C2019003

2019-3-13

发展战略与高储蓄率之谜

——一个新结构储蓄理论假说与经验分析及其政策主张

付才辉 郑洁 林毅夫

北京大学新结构经济学研究院

内容摘要：中国的高储蓄现象长期以来备受国内外学界和政策界的关注，但也备受流行思潮的“诟病”。然而，高储蓄率和高投资率却是战后发展典范的特征事实之一，主流理论却难以给出一般性的解释，各种求助于特殊因素的解释又缺乏理论一般性而经不起推敲，遂被称之为“高储蓄率之谜”。本文应用新结构经济学解释了“高储蓄率之谜”，提出了一个新结构储蓄理论假说：如果一个经济体的结构变迁遵循由其禀赋结构所决定的比较优势，那么其可供储蓄和投资的经济剩余将最大，储蓄与投资的边际回报率也最大，储蓄倾向和投资倾向也最大，总的储蓄率也就越高；反之，则相反。在基于最优生产函数理论所构建的模型中，结构变迁使得索罗模型中的黄金储蓄率比没有结构变迁状态下要高，结构变迁也使得欧拉方程中的跨期储蓄倾向更高，如果结构变迁的跨期替代效应大于收入效应那么边际储蓄倾向也会更高。来自跨国和省级的经验分析也支持上述新结构储蓄理论的基本假说。这个假说也是新结构资本积累理论的主要内涵：通过比较优势发展战略实现高储蓄高投资进而提升禀赋结构促进生产结构升级是经济发展最重要的渠道。

关键词：储蓄率；投资率；结构变迁；资本积累；新结构储蓄理论

基金项目：国家社科基金青年项目“新结构经济学的视角下新常态经济发展的动力与机制研究”（15CJL025）；国家自然科学基金委主任项目“跨越中等收入陷阱：以沿海地区率先转型升级为突破口”（项目编号：71350002）。

致谢：本文曾获第十二届中华发展经济学会优秀论文一等奖，同时也感谢北大新结构经济学研究院同仁的有益建议。文责自负。

说明：本文系尚未定稿的工作论文手稿，任何反馈建议请发送到邮箱：fucaihui@nsd.pku.edu.cn

本工作论文系列是新结构经济学最新的尚未在学术期刊发表的研究成果，目的在于学术讨论与评论，并不代表北京大学新结构经济学研究院的官方意见。本系列论文拒绝接受已发表或期刊已接收论文投稿，文责作者自负。本文由“NSE-A0 经济增长小组”审核。

一、引言

诺贝尔经济学奖获得者 Robert J. Shiller 于 2006 年在 *Project Syndicate* 刊文对中美巨大的储蓄率差距之迷惊叹道：“中国的储蓄率是所有大国里最高的。中国的国民储蓄率（未被立即消费掉的国内产值百分比），包括公共储蓄和私人储蓄在内，大约是 50%。恰恰相反，美国的储蓄率是所有大国里最低的，只占国内产值的约 10%。其他所有国家几乎都处在这两极之间。储蓄率的差异至关重要，而且毫无疑问是目前中国年经济增长高于美国整整六个百分点的主要原因。如果人们把一半收入都用来储蓄，那么他们的资金投入就能够推动经济的快速发展。中国的储蓄在很大程度上是良性循环：快速的经济增长带来了高额储蓄，而高额储蓄反过来又支持了快速发展。中美储蓄率的差距几十年来一直在拉大。20 世纪 80 年代初，中国的储蓄率是美国的两倍。而现在却是美国的 5 倍。这种变迁轨迹为何如此不同？”^①

国际学术与政策界大都这样以美国作为参照系，对于中国储蓄率的普遍认识就是由于各种扭曲尤其是政府干预导致的“异常高的储蓄率”（Fehr *et al.*, 2005^②），例如两位美联储前主席便表达了不满。Bernanke（2005）指出，中国实行的“高储蓄、低消费”模式，是全球经济失衡的重要原因。^③2008 年全球金融危机爆发后，Greenspan（2009）也支持了上述观点。^④这种认识也蔓延到国内，造成一种中国高储蓄率是不好的“弊端论”思潮，“高储蓄高投资”的中国发展模式受到广泛的批评，认为需要从“投资驱动”向“消费驱动”的增长模式转型，并逐步影响到国家政策。例如，樊纲等（2009）指出，中国较高的储蓄率以及储蓄—消费失衡是中国长期持续大规模贸易顺差的重要原因，从而带来中国内外经济比例失衡。财政部国际司课题组（2009）也认为“近 10 多年来，在全球经济高速增长的同时，世界主要经济体的国际收支失衡愈演愈烈。其中，美国的贸易逆差不断扩大，包括我国在内的东亚经济体、石油出口国的贸易顺差急剧膨胀……中国的贸易顺差屡创新高则是因为国内储蓄太高，国内消费由此受到抑制，产品只得出口到国外市场，又进一步加剧了经济增长对出口的过度依赖”。李扬等（2007）也指出：“中国的储蓄率之高及其持续时期之长固然令人困惑，它所引发的一系列问题更为棘手。作为宏观经济运行中的供给面，高储蓄率显然构成当前我国经济运行中另外两个表现在需求面上的突出问题——居高不下的高投资和规模不断扩大的高顺差——的物质基础。2005 年中国的投资率达到了 43.4%，比 1981 年上升了 11 个百分点；而经常项目顺差占 GDP 的比重则在同年达到了 4.5% 的创纪录水平。问题的复杂性在于：无论高投资如何令人担心，亦无论巨额顺差引发的贸易摩擦如何让人不堪忍受，在国内消费率未能如愿提高的前提下，为了维持国民经济的正常运行，我们在一定程度上还须容忍它们的存在和发展。”在政策层面，“十二五”规划和中共十八大报告中也分别指出，“要坚持扩大内需战略，保持经济平稳较快发展”、“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，释放居民消费潜力”。在目前如火如荼的中美贸易摩擦背景下，这种“弊端论”思潮更加深入人心，即所谓的“三高病”。我们忍不住沉思：究竟是根深蒂固的由发达国家学界引领的传统观念出了问题，还是真实世界出了问题？我们思考的答案倾向于前者。与这些思潮恰恰相反，我们认为，如果一个经济体按照比较优势发展，其产品在全球市场上都有竞争力，必然能够创造最大的出口，实现最大的经济剩余，取得最大的投资回报，可供

^① Robert J. Shiller, “Thrifty China, Spendthrift America”, *Project Syndicate*, Aug 22, 2006.

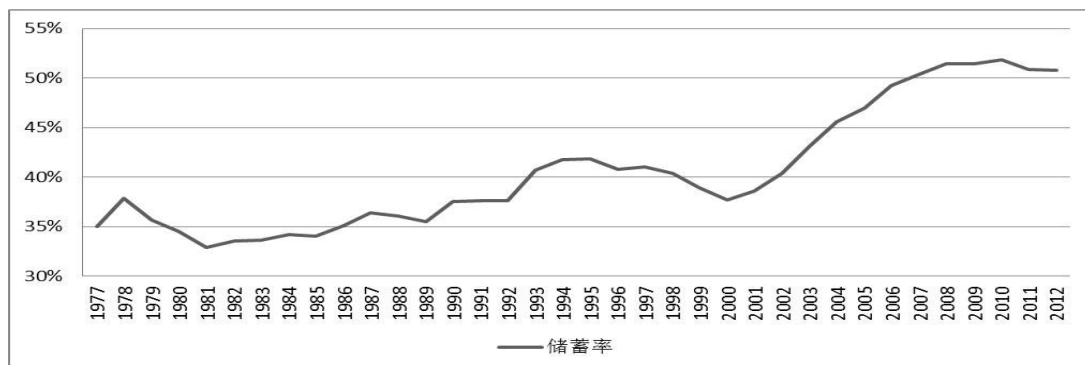
^② Fehr, H., S. Jokisch and L. J. Kotlikoff, 2005, “Will China Eat our Lunch or Take Us out to Dinner? Simulating the Transition Paths of U.S., EU, Japan and China”, *NBER Working Paper*, NO.11668

^③ Bernanke, B., 2005, “The Global Savings Glut and the US Current Account Deficit”, The Homer Jones Lecture, St. Louis, Missouri, April 14.

^④ Greenspan, A., 2009, The Fed Didn’t Cause the Housing Bubble, *Wall Street Journal*, March 11.

储蓄的经济剩余和储蓄倾向都最大，因此高储蓄率是必然的而且也是合理的结果。

无独有偶，由诺贝尔经济学奖获得者 Michael Spence 和世界银行副行长 Danny Leipziger 担任主席的增长与发展委员会，于 2006 年 4 月召集了 22 位来自政府商界和政策制定领域的领导者——他们大多数来自发展中国家，试图“汇集支持经济持续快速增长和减少贫困的政策和战略的最佳理解”。2008 年发布了对“最佳实践”的研究成果《增长报告：持续增长和包容性发展战略》，归纳了二战后能够以超过 7% 的增长率持续增长 25 年以上的 13 个高速增长经济体的五个典型特征事实：1. 充分利用了国际经济；2. 保持了宏观经济的稳定；3. 积聚了很高的储蓄率和投资率；4. 允许由市场来配置资源；5. 拥有敢做敢为、值得信赖和精明强干的政府（Growth Commission, 2008, p.19）。^①高储蓄和高投资位居战后这 13 发展典范的五个典型特征事实之一，其中发展典范中的东亚经济表现尤为突出，因此被称之为“东亚高储蓄高投资之谜”，中国的故事也被单独拿出来称之为“中国高储蓄高投资之谜”^②。如图 1 所示，中国改革开放之后的储蓄率经历了大幅度的上升，从改革开放初期的 35% 左右上升到目前的 50% 左右。不仅中国如此，如图 2 所示，东亚的日本、韩国、新加坡的储蓄率均远超过美国和世界平均水平。值得注意的是，在 20 世纪 70 年代初，新加坡和美国的储蓄率差不多，都只有 20% 多一点，但其后的 30 年间，新加坡的储蓄率超过 50%，而美国依然保持在 20% 左右。韩国与美国的储蓄率差距变迁类似，在 20 世纪 80 年代初，二者也相差无几，但其后的 20 年间，韩国的储蓄率升至 40% 左右，将近美国的两倍。中美储蓄率差距在 21 世纪初近 20 年不断拉大的趋势类似于新加坡和美国在 20 世纪 70、80 年代的趋势、以及韩国和美国在 20 世纪 80、90 年代的趋势。从投资率的角度来看，东亚发展典范相对美国的逆袭更加耀眼。如图 3 所示，在 20 世纪 60 年代初，新加坡和韩国的投资率均低于美国，但其后的 40 年间远超美国。然而，不论是储蓄率还是投资率，还有一个典型的趋势：随着经济发展阶段向前沿的趋近，日本、新加坡和韩国都向美国的储蓄率和投资率趋近。因此，通过这些跨国及其历史的横向和纵向比较，可以非常直观地看到不同发展阶段的结构变迁对储蓄率轨迹的根本性支配力量，尽管每个经济体自身可能存在各自独特的其他影响因素。^③



数据来源：国家统计局。

图 1 中国的储蓄率：1977-2012 年

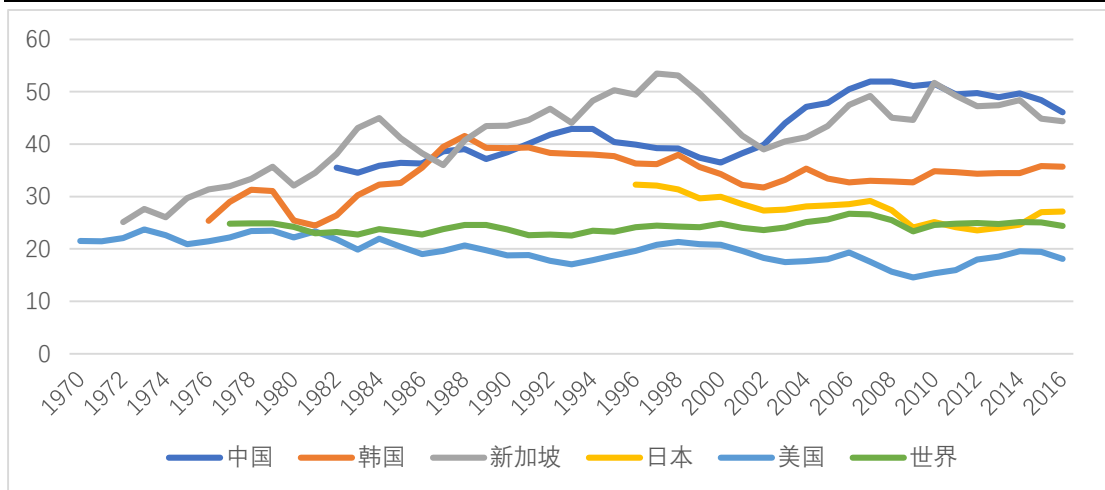
^① Growth Commission, 2008, *the Growth Report: Strategies for Sustained Growth and Inclusive Development*, Washington, D. C.

^② 早在上个世纪末，中国人民银行课题组(1999)就测算过，中国 1978 年以来国民储蓄率较发达国家的储蓄率高出十多个百分点，储蓄倾向明显高于工业化国家的平均水平。

^③ 大量的研究从已有的经典消费或储蓄理论进行了解释，但由于其缺乏信服力从而催生了不少根据中国独特因素所进行的解释，但其又缺乏理论的一般性。参见接下来两部分的文献评论。

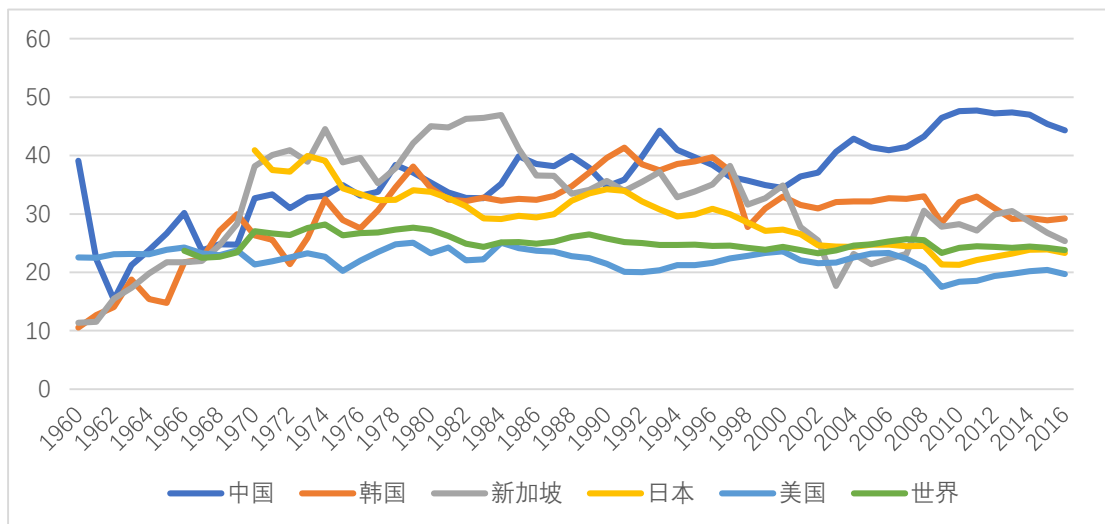
新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics



数据来源：世界银行。

图2 东亚发展典范与美国和世界的储蓄率比较（总储蓄占GDP的百分比%）



数据来源：世界银行。

图3 东亚发展典范与美国和世界的投资率比较（资本形成总额占GDP的百分比）

既然高储蓄率和高投资率是战后发展典范的典型特征事实，是经济高速发展阶段必然出现的现象，那么就不能以美国等发达国家作为参照系来看是异常的经济现象就认为不正常，更不能认为主流经典理论所不能解释的现象就一定是各种扭曲的结果，也不能简单地将其归结于一些特殊的外生因素，而应该提出新的理论假说予以解释。林毅夫等（林毅夫、蔡昉和李周，1997；Lin & Monga，2012；林毅夫，2012）就率先从新结构经济学的角度对高储蓄高投资现象予以了新的解释：“经济发展归根结底是要改变资源结构，即增加资本在资源禀赋结构中的相对丰富程度。资本来自于积累，而社会资本的积累水平取决于经济剩余的规模，而后者又依赖于生产活动的绩效和特点。如果一个经济的产业和技术结构能够充分利用其资源禀赋的比较优势，那么这个经济的生产成本就低，竞争能力就强，创造的社会剩余也就多，积累的量也就大。除此之外，积累的水平还取决于储蓄倾向，在同样的经济剩余水平下，储蓄倾向越高，社会资本的积累水平就会越多，资源禀赋结构的升级也就越快。一个发展中经济若能充分发挥其比较优势，储蓄倾向也会较高。然而，传统的经济增长理论也强调资本积累，甚至把储蓄率和投资率的作用强调到决定一切的地步。但是，最重要的而传统的经济增长理论没有提出的问题在于：怎样增加社会剩余总量及怎样才能使所有的生产活动从社会的角度

看是生产性的、竞争性的，以及如何才能提高储蓄率。”^①这个认识我们不妨可以称之为“新结构储蓄假说”，其强调结构变迁对储蓄或投资的根本性支配力量。主流理论之所以难以解释经济高速发展过程中必然会出现的高储蓄高投资现象，主要的原因便是目前的主流理论可以说是忽视了结构因素，或者说是以发达国家的结构作为唯一的参照系，把发展中国家的经济现象都映射到发达国家的结构中来考虑，忽视了不同发展阶段的结构差异（林毅夫，2017）。

本文的主要工作便是深化新结构经济学对经济发展过程中的高储蓄高投资现象的分析，较为正式地提出了一个新结构储蓄理论假说，并运用跨国数据和省级对该假设予以了实证检验。本文接下来的安排如下：第二部分简要地回顾了主流经典的消费或储蓄理论流派的核心观点以展现其缺乏结构的特征；第三部分评述了经典消费或储蓄理论以及强调特殊因素的理论对高储蓄率之谜的解释及其局限性；第四部分根据跨国尤其是战后发展典范的经验特征事和中国的历史长期经验特征事实，实提出新结构经济学关于消费或储蓄的理论假说；第五到第八部分基于最优生产函数理论构建模型依次递进地论证新结构储蓄理论假说；第九到第十部分对新结构储蓄理论假说进行跨国和省级的实证检验；最后总结全文。

二、经典理论流派回顾：从凯恩斯主义到行为经济学^②

（一）凯恩斯消费理论

在凯恩斯 1936 年出版《通论》之前，古典经济学家们一直信奉“供给能够自己创造需求”(supply creates its own demand)，即所谓的萨伊定律(Say's Law Of Market)，不过，萨伊并非最早提出定律内容的人，真正提出相关概念的是英国的经济学家、历史学家詹姆斯·穆勒，并由萨伊进一步阐释。詹姆斯·穆勒在其《政治经济学原理》中论述道：“生产，分配，交换只是手段。谁也不为生产而生产。’所有这一切都是中间，中介的活动。‘目的是消费。’”詹姆斯·穆勒说明了生产者是为求达到消费目的，形成对其他商品的需求才进行生产性的劳动，至于为何创造了“自己的需求”？因为在商品的流通过程中，生产者的生产引起了对其他生产者的商品需求，整个经济体系也就达到循环，某一数量商品的供给也就带动了对相同数量商品的需求。于是，古典学派经济学家得出了这样的结论：生产过剩不可能在流通过程发生。古典学派的代表人物李嘉图如是说：“任何人从事生产都是为了消费或销售；销售则是为了购买对他直接有用或是有益于未来生产的某种其他商品。所以一个人从事生产时，他要不是成为自己商品的消费者，就必然会成为他人商品的购买者和消费者。”萨伊定律的核心思想是“供给创造其自身的需求”。这一结论隐含的假定是，循环流程可以自动地处于充分就业的均衡状态。它包含三个要点：（1）产品生产本身能创造自己的需求；（2）由于市场经济的自我调节作用，不可能产生遍及国民经济所有部门的普遍性生产过剩，而只能在国民经济的个别部门出现供求失衡的现象，而且即使这样也是暂时的；（3）货币仅仅是流通的媒介，商品的买和卖不会脱节。根据萨伊定律，在一个完全自由的市场经济中，由于供给会创造自己的需求，因而社会的总需求始终等于总供给。^③

^① 林毅夫、蔡昉和李周（1994,1997），《中国的奇迹：发展战略与经济改革》，第4章第3节“比较优势发展战略与资源禀赋结构的提升”，格致出版社、上海三联书店和上海人民出版社，2014年版。

^② 也可以参见其他更详细的综述，如：方福前和俞剑，“居民消费理论的演进与经验事实”，《经济动态》，2014年第3期，第11-34页。

^③ 萨伊定律的三个要点对应于古典经济学的三个重要理论：储蓄和投资的利息理论、劳动力市场论、货币数量论。马歇尔提出了古典经济学的储蓄和投资理论，马歇尔说：“一个人用他储蓄的那部分收入来购买劳动和商品，和他用所谓花费的那部分收入来购买是完全一样的，这是一条人所熟知的经济原理。当他

凯恩斯颠覆了“供给能够自己创造需求”的萨伊定律，一反古典经济学“没有总需求函数”的做法，提出了有效需求理论。因此，具有实质性意义的宏观消费理论源于凯恩斯在《通论》中提出的消费和收入之间关系，这种关系可表示为

$$C = C(Y - T) = \alpha + \beta(Y - T) \quad (1)$$

其中，C 表示居民消费（支出）、Y 表示居民收入、T 表示对居民收入征收的税收， α 为生存消费或自发消费、 β 为边际消费倾向。凯恩斯认为居民消费主要由当前可支配收入决定，而且随着居民收入的增加，平均消费倾向和边际消费倾向都是递减的。因此，凯恩斯的消费函数理论后来被称之为绝对收入假说。

（二）新古典经济学消费与储蓄理论

针对凯恩斯的绝对收入假说，弗里德曼认为，要正确分析人们的消费行为对社会经济生活的影响，就必须严格区分两种收入：一种是一时性收入，另一种是持久性收入。与之相适应，消费也应该区分为一时性消费和持久性消费。一时性收入是指瞬间的、非连续性的、带有偶然性质的现期收入，如工资、奖金、遗产、馈赠、意外所得等等；而持久性收入是与一时的或现期的收入相对应的、消费者可以预期到的长期性收入，它实际上是每个家庭或个人长期收入的一个平均值，是消费者使其消费行为与之相一致的稳定性收入。弗里德曼于 1956 年提出了持久收入假说，该理论认为，消费者的消费支出不是由他的现期收入决定的，而是由他的持久收入决定的。也就是说，理性的消费者为了实现效应最大化，不是根据现期的暂时性收入，而是根据长期中能保持的收入水平即持久收入水平来作出消费决策的。

$$C_t = \frac{1}{T} (A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t) \quad (2)$$

其中， A_0 为初始财富， Y_t 表示第 t 期的收入， C_t 表示第 t 期的消费。

在此基础上，美国经济学家 F·莫迪利安尼则进一步认为，居民消费并非仅与当前可支配收入相关，人们倾向于在更长的时间内来计划消费支出，平滑不同时期的消费，以获得整个生命周期内的消费达到最优消费和储蓄配置，即提出了生命周期假说。生命周期假说事实上典型的新古典经济学的消费理论：理性居民在不同时期进行最优的消费和储蓄配置，即跨

使他所购买的劳动和商品用于生产财富，他指望从这种财富生产得到将来享受的手段时，他被认为是进行储蓄。”简而言之，收入的公式就是：收入=消费+储蓄。这符合萨依定律供求永远相等的原则，收入（供给）等于消费+储蓄（需求）。由于消费和储蓄两者一样，而储蓄又最终转化成对生产资料的投资，不论资金用于消费和投资两者都是一样，利率只是均衡储蓄和投资的价格。在这里，储蓄代表了货币形式的资本供应，投资代表了货币形式的资本需求。庇古在其所著的《失业论》论述了古典就业理论，庇古认为除了一般的摩擦性失业和一般自愿失业者外，整个资本主义社会应该是达到充分就业。根据萨依定律，总需求的价格等于总供给的价格，社会的商品并不会出现生产过剩，那么总产量和边际生产率（马歇尔创造的概念）将达到最高水平，工人的工资相等于劳动的负效用（马歇尔创造的另一个概念），除非工人不满意现有工资水平外，社会不可能出现失业。古典学派将上述现象归入自愿失业，以维持萨依定律所依据的是非自愿失业。所以庇古教授提出解决失业的方法就是工人自愿降低货币工资，从而令劳动市场的供给和需求达致均衡，并且反对工会制定过高的工资水平。根据萨依定律的假设前提和收入的公式，货币形式的资本只有储蓄，然后投资这个选择（消费的那部分属于资本家的利润），而货币只有交换媒介的用途，所以衍生了古典学派的货币数量论。为了追求利益最大化，人们会将拥有的所有货币尽快购买消费品或生产资料，而避免货币或资金闲置所损失的机会成本。这理论进一步推论，货币流通数量不会影响实际经济变量（如产量、实际工资、就业人数等），“仅能影响这些实际变量的货币数值的大小。”货币被彻底认为只是价值的量度和交换媒介，作为商品的特质遭到忽视，当中货币的价格变化不但没有受到重视，更得出了货币不会影响其他变量的结论。20 世纪初，美国经济学家欧文·费雪在其 1911 年出版的《货币的购买力》一书中，提出了交易方程式： $MV=PT$ 该式也可以表示成 $P=MV/T$ 。式中，M 表示一定时期流通中货币的平均数量；V 表示一定时期单位货币的平均周转次数即货币流通速度；P 表示商品和劳务价格的加权平均数；T 表示商品和劳务的交易数量。费雪方程式概括了古典货币数量论。

期最优资源配置。^①下面我们将介绍的欧拉方程便是刻画居民跨期的最优资源配置。新古典经济学消费函数理论随着理性预期革命的推进，消费理论在不确定性条件下取得了重要进展，例如霍尔的消费随机游走假说。Hall(1978)对 Friedman (1957) 提出的持久收入假说进行了理论拓展，他假设利率是一个固定的常数，瞬时效用函数是二次型的，则消费者面临的效用最大化问题变成

$$\begin{aligned} \max_c \quad & E[U] = E \left[\sum_{t=1}^T \left(C_t - \frac{a}{2} C_t^2 \right) \right], \quad a > 0 \\ \text{s.t.} \quad & \sum_{t=1}^T C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t \end{aligned} \quad (3)$$

运用欧拉方程求解得到

$$C_1 = E_1[C_t], \quad (t=2, 3, \dots, T) \quad (4)$$

$E_1[\cdot]$ 表示基于第 1 期可获得信息的条件期望。

上式的含义便是，如果第 1 期的信息可以获得，则第 2 期的消费的期望等于第 1 期，以此类推，对于各期而言，下一期的预期消费等于当期消费。这便是随机游走假说：消费变化是不可预测的，除了预期的持久收入。当消费者最大化期终身效用，预算约束必取等号，对预算约束两边取期望可得

$$C_1 = \frac{1}{T} (A_0 + \sum_{t=1}^T E_1[Y_t]) \quad (5)$$

式(5.5)便是对式(5.3)的理论拓展。

受 Hall (1978) 的影响，不确定性条件下的消费理论得到进一步推进，如“预防性储蓄动机” (Precautionary Saving Motivation) 假说(Leland, 1968; Weil, 1993)：由于人们预期到未来收入具有明显的不确定性，为了平滑终身的消费水平，理性的居民就会倾向于增加预防性储蓄和减少消费，依此来抵御未来的收入不确定性风险给当前消费造成的负面影响。在 Hall (1978) 的前述理论中，如果效用函数是二次型的，则边际效用函数是线性的，此时消费的边际效用的预期值等于预期消费的边际效用，即 $E_t[\dot{U}(C_{t+1})] = \dot{U}(E_t(C_{t+1}))$ ，而且 $C_t = E_t[C_{t+1}]$ (即欧拉方程式(4))。但是，假如二次型效用函数的三阶导数为正， $\dot{U}(C)$ 则是凸函数，此时 $E_t[\dot{U}(C_{t+1})] > \dot{U}(E_t(C_{t+1}))$ 。进一步，若 $C_t = E_t[C_{t+1}]$ ，则 $E_t[\dot{U}(C_{t+1})] > \dot{U}(C_{t+1})$ ，这意味着消费的边际下降会增加家庭的期望效用。那么，如果家庭未来收入面临不确定性而且瞬时效用函数具有正的三阶导数，就会导致家庭减少当期消费以增加储蓄。另外，持久收入假说也假定家庭不受借贷约束可以自由地在收入水平低于持久收入时进行任何借款。很显然，这只是理想的有效金融市场情形。“流动性约束” (Liquidity Constraint) 假说应运而生：由于金融市场的不完善，居民面临低收入时往往不能通过金融市场的借贷或抵押来应对收入水平的暂时性下滑，被迫选择降低当前消费、增加储蓄时，居民就在消费过程中存在明显的流动性约束。预防性储蓄假说和流动性约束假说表明，消费者可以通过减少当前消费增加储蓄来提高低收入时期的消费水平，以达到平滑终生消费的目的。Deaton (1991) 却指出，消费者不仅可以通过增加储蓄平滑消费，还可以通过持有资产的方式达到同样的目的。预防性储蓄和流动性约束为消费者持有资产提供了理论上的可能性和动机，尤其是当消费者缺乏耐心而且面临流动性约束时，家庭资产将发挥非常重要的缓冲存货角色，从而有助于保护消费者在面临收入突然下滑时仍然能够维持当前的消费水平，这便是所谓的缓冲存货假说 (Buffer Stock Hypothesis)。^②这个假说可以用如下模型刻画

^① 这对于凯恩斯理论而言又是一次颠覆，其影响甚大。朗哥·莫迪格里亚尼因此而获得 1985 年的诺贝尔经济学奖。

^② 安格斯·迪顿 (Angus Stewart Deaton) 获得 2015 年诺贝尔经济学奖，以表彰他在消费、贫穷与福利方面的研究贡献。

$$\max_{C, A} U = E_t[\sum_{\tau=t}^{\infty} (1 + \rho)^{\tau-t} v(C_{\tau})] \quad (6)$$

$$\text{s.t. } A_{t+1} = (1 + r)(A_t + y_t - C_t) \quad (\text{资产积累方程})$$
$$A_t \geq 0 \quad (\text{流动性约束})$$

其中, ρ 是主观贴现率, v 是瞬时效用函数, y 是收入, A 是实际资产, r 是实际利率。Deaton (1991) 假设货币的瞬时边际效用 $\lambda(C_t)$ 是凸的, 且 $\lambda(C_t) = v(C_t)$ 。与预防性储蓄模型不同, Deaton 假设消费者是缺乏耐心的, 即要求 $\rho > r$ 。

从凯恩斯的绝对收入假说到持久收入假说与生命周期假说以及在此基础上的上述几种假说事实上又回到了新古典经济学的消费理论, 其核心思想是理性的代表性消费者或者居民家庭在跨期决策中实现个人或家庭终生效用最大化。这种跨期最优消费资源配置的核心是在预期的终生资源约束下, 消费者对一生中每一时期的消费数量进行决策, 从而使得长期贴现效用之和最大化。这要求消费者在一个固定的贴现率基础上, 平滑了终生的消费水平, 即在收入较高时选择储蓄而在收入较低或退休之后选择消费。

(三) 行为经济学消费与储蓄理论

在主流的新古典经济学消费理论之外, 自 20 世纪 80 年代行为经济学的兴起之后, 出现了所谓的消费行为理论, 例如 Shfrin 和 Thaler (1988) 提出的行为生命周期假说 (The behavioral life-cycle hypothesis)。^① 如前所述, 新古典经济学中的“生命周期假说”, 假设人们能够事先估计一生的收入, 然后能够合理安排储蓄和消费来平稳度过一生以达到效用最大化。基于“心理账户”和其他行为学的思想, 塞勒和瑟夫林从一个全新的角度来看待这个完全理性的理论。该理论最核心的部分, 是为原先的理性假说增加了三个重要的行为学变量: (1) 自我约束 (self-control) 变量。当钱在手时, 人们常常没有意志力去遏制自身的消费冲动。这也就是为什么政府需要提出养老金计划, 强迫人们将现在的一部分收入延迟消费; (2) 心理账户 (mental account) 变量。很多家庭在消费时将财产归属于不同的心理账户, 不同账户的消费倾向不同。研究表明, 人们对现金的消费倾向大, 而对房契等财产的消费倾向很小; (3) 心理定格 (framing) 变量。行为学的模型假设人们在决策时受到参考点的影响。比如同样得到一笔数额较大的奖金, 一次性得到和分数月支取, 对人们的消费行为影响是不尽相同的, 前者要比后者效应大得多。基于这些行为经济学的基本原理, 便可以巧妙地应用双重偏好结构或双曲线贴现模型来加以刻画。与凯恩斯的有效需求不足需要政府干预一样, 行为消费理论也主张, 即使人们有充分的选择权力, 也不可能自行做出效用最大化的消费、储蓄分配决策, 因此养老金等外部干预储蓄计划, 对最大化个人一生的货币效用有积极的意义。塞勒运用这一理论曾经和加利福尼亚大学洛杉矶分校 (UCLA) 的同行尝试了一项“为明天储蓄”的计划。这一计划建议员工签订一项合约, 承诺在未来薪水增加的时候, 将一部分增加的薪水自动存入退休金账户, 这一做法正是限制了参考点的上升, 参加这一计划的员工感到自己的收入在缓慢上升, 而不是扣缴, 这一计划在芝加哥一家公司实行一年半后, 员工的储蓄额增至原先的三倍。

^① 理查德·塞勒 (Richard Thaler) 因行为经济学方面的贡献获得 2017 年诺贝尔经济学奖。

三、东亚和中国高储蓄率之谜的已有解释及其启发性与局限性

围绕如何解释东亚和中国的高储蓄之谜催生了诸多有趣的研究,有的研究是基于前述新古典经济学消费理论或行为经济学消费理论予以解释,有的研究是发现独特的解释因素。由于消费与储蓄是一枚硬币的两面,因此大多数人把高储蓄的原因解释为消费不足,继而认为只要扩大居民消费就能降低国内储蓄。诚然,中国居民消费偏低是中国高储蓄的重要原因之一,然而居民部门只是国民经济中的一个部门,只对居民部门进行分析可能会造成以偏概全的误导(汪伟,2011)。下面我们便从居民、企业和政府三个部门梳理目前对东亚尤其是中国高储蓄率之谜的已有解释。

(一) 基于居民行为的已有解释

从居民部门解释消费不足的已有研究逻辑和结论可以简要概括如下:居民即便有钱,也不愿消费(节俭习性、饥荒经历等原因)、不敢消费(预防性储蓄、竞争性储蓄等原因)、不能消费(流动性约束、老年人认知能力低等原因)。

一些研究认为东亚高储蓄率的原因是居民由于特殊的节俭文化。例如,叶德珠等(2012)放松了理性经济人假设,在行为经济学双曲线贴现模型框架下,以“自我控制”认知偏差及相应的模型参数设定对东西方消费文化差异进行了技术表达,进而阐明了消费过度(欧美国家)和消费不足(东亚国家)这两类消费行为偏差的形成机制。他们也采用全球48个国家和地区1978—2007年的面板数据,以儒家虚拟变量和性生活指数作为消费文化的替代变量检验了文化与消费的关系。他们的结果表明,在解释东西方消费率差异时,预防性储蓄等传统理论的解释力远低于不可观测的国家个体效应。儒家虚拟变量和性生活指数能分别解释国家个体效应的28%和58%,这表明消费文化等不随时间改变的个体因素比传统变量更能解释各国居民的消费差异。这种解释可以追溯到马克斯·韦伯经典的经济发展宗教论^①。

与特殊文化习性的居民不愿意消费类似,一些研究认为有特殊经历的居民也不愿意消费。例如,程令国和张晔(2011)认为我国居民偏爱储蓄的特性很可能与经济起飞之前人们遭受长期物质匮乏的经历有关。他们认为作为物质匮乏的一种极端形式,我国1959—1961年大饥荒为检验这一假说提供了一个自然实验,使用2002年中国家庭收入项目调查(CHIPS)数据,估计了大饥荒对家庭储蓄行为的长期影响,发现在控制收入等其他因素后,那些早年经历较严重饥荒的户主家庭表现出更高的储蓄倾向:饥荒程度每上升1个点,家庭储蓄率大约提高23%—26%。这意味着如果明早年的饥荒经历确实对人们成年后的家庭储蓄倾向具有重要影响,那么考虑到在早年时期受大饥荒影响的人们,目前正是我国社会中有较高收入的年

^① Weber (1905) 在其著作《新教伦理和资本主义精神》中写到“当消费的限制和获利活动的解禁相结合,一种不可避免的实际效应就会显现出来:凭借禁欲主义的强制节俭来实现资本积累……在这个严谨的加尔文主义只统治了七年的国家(荷兰)里,越是严谨的宗教圈子,其生活方式就越节俭……与此同时,宗教禁欲主义的力量还为这些资产阶级商人提供了严谨、尽责又极为勤勉的工人,这些工人将工作视为上帝安排给他们的人生目标(马克斯·韦伯,《新教伦理与资本主义精神》,马奇炎,陈婧译,北京大学出版社,2012年版,第174-178页)。一些研究已经讲韦伯假说予以了量化分析(Cavalcanti T V, Parente S L, Zhao, 2007),例如关于宗教对储蓄的影响,路继业和张冲(2017)利用1975—2013年19个OECD国家的面板数据,把宗教信仰作为文化的代理变量,从而将文化引入储蓄率决定方程,考察了文化对国民储蓄率的影响。他们的研究结果显示:文化对国民储蓄率确实有显著影响,并且不同文化对国民储蓄率的影响不同;新教国家平均国民储蓄率高于19个OECD国家的平均国民储蓄率水平,天主教国家的平均国民储蓄率与这一水平基本持平,而伊斯兰教国家的平均国民储蓄率显著地低于这一水平;总体而言,新教对国民储蓄率具有显著的正向影响,而伊斯兰教对国民储蓄率具有显著的负向影响。

龄群体和储蓄主体,他们的高储蓄倾向或许是整个社会高储蓄率的重要原因。与由于文化与经历所导致的不愿消费解释不同,更多的研究侧重于从不敢消费来解释中国的高储蓄率,如预防性储蓄论和竞争性储蓄论。根据“预防性储蓄理论”,由于医疗、失业、养老等社会保障体系欠完善,居民在未来收入面临较大不确定性的情况下,进行预防性储蓄,相当于是一种“自我保险”。罗楚亮(2004)利用中国社会科学院经济研究所收入分配课题组 1995、1999 及 2002 年的城镇住户调查数据分析收入不确定性、失业风险、医疗支出不确定性 & 教育支出等因素对城镇居民消费行为的影响。其研究结果表明这些不确定性因素对城镇居民消费水平具有显著的负效应,但效应的大小也因这些因素的可预期性的变化而变化。周绍杰(2010)也认为由计划经济体制向市场经济体制转型的过程中,中国城市的就业制度和福利制度改革使得城市居民在收入和支出上面临显著的不确定性,不确定性使得居民消费趋于谨慎,从而提高家庭储蓄率。他利用中国城市住户调查数据发现中国城市家庭具有较强的预防性储蓄动机、1988~1995 年比 1996~2003 年预防性储蓄动机更强、年老组群相对于年轻组群具有更强的预防性储蓄动机。在医疗与储蓄方面,甘犁等(2010)使用 CHNS 调查数据发现,政府在新型农村合作医疗保险上的投资将撬动约 2.36 倍的农村居民消费,城镇职工医疗保险带动了其 4.16 倍的城镇家庭消费,全国城镇家庭也因参加城镇居民基本医疗保险而新增消费 2190 亿元。以农村居民、城镇就业居民、城镇未就业居民的人口比例将医疗保险所带动的消费量进行折算,基本医疗保险约带动全国 7% 的消费。2007 年我国居民储蓄率为 37.94%,那么这意味着我国居民储蓄率将下降约 4.34 个百分点。白重恩等(2012)也利用农村引入新型农村合作医疗这一政策变化来研究医疗保险的获得对农村居民消费的影响,其结果表明新农合使得非医疗支出类的家庭消费增加了约 5.6 个百分点。这一正向作用随医疗保险保障水平的提高而增强,而且在没有医疗支出的家庭中仍然存在。同时,新农合对消费的正向影响在收入较低或健康状况较差的家庭中更强。这些结果都与医疗保险减少了预防性储蓄的假说相一致。在养老与储蓄方面,何立新等(2008)利用 1995 年和 1999 年城镇住户调查数据(CHIPS)分析了中国养老保险制度改革对家庭储蓄率的影响,他们认为 1995—1997 年间中国对城镇企业职工进行的养老保险制度改革使得企业职工养老金财富发生变化,这种养老金财富的变化具有外生性,因而这项改革可以作为一项政策实验用来识别养老金财富对家庭储蓄率的影响。他们的研究表明中国的储蓄行为可以由生命周期模型解释,养老金财富对于家庭储蓄存在显著的替代效应,这一效应平均为-0.4—-0.3 左右,但不同家庭这种替代效应有明显差异,户主年龄在 35—49 岁的家庭,储蓄率会显著受到养老金财富的影响,其他家庭这一影响并不显著。此外,一些研究也认为教育和房价甚至户籍是中国居民储蓄率高的原因。例如,杨汝岱和陈斌开(2009)利用 CHIP 数据进行实证检验,截面分析表明,高等教育支出对居民消费有显著的挤出效应,它使得有大学生的家庭的居民边际消费倾向下降 12%。陈斌开和杨汝岱(2013)基于国家统计局城镇住户调查(UHS)2002—2007 年的家户数据发现,住房价格上涨使得居民不得不“为买房而储蓄”,从而提高居民储蓄率:住房价格上升 1 个百分点,城镇居民储蓄率将上升 0.067 个百分点,这解释了 2002—2007 年间我国城镇居民储蓄率上升的 45%。陈斌开等(2010)也 CHIPS 数据考察了城镇移民和城镇居民在消费行为上的差异,研究发现移民的边际消费倾向比城镇居民的边际消费倾向低 14.6 个百分点,放松户籍限制可以使 2002 年移民人均消费水平提高 20.8%,居民总体消费水平提高 2.2%,这可以抵补 2002—2003 年间我国居民消费率下降的 47.1%。如果将同样的参数运用在 2000—2005 年期间,那么,被户籍制度制约的移民消费相当于这一期间消费率下降的 40.8%—64.2%。竞争性储蓄理论的代表性研究如 Du 和 Wei(2010)、Wei 和 Zhang(2011)。Du 和 Wei(2010)通过理论模型指出男女性别比上升会带来竞争性储蓄。Wei 和 Zhang(2011)指出有儿子的家庭为了提高儿子在婚姻市场的竞争力会提高家庭储蓄,他们的研究表明,这一因素可以解释 1990~2007 年间中国家庭储蓄率上升的大约一半。

除了不愿意消费和不敢消费之外,还有一些研究从不能消费的角度解释了中国高储蓄率。这方面最主要的理论是流动性约束理论。例如,万广华等(2001)运用中国1961-1998年间数据通过测试罗伯特·霍尔的消费函数及其扩展模型,分析了流动性约束与不确定性在中国居民消费行为演变中所起的作用。他们的实证研究表明,随着中国经济改革的不断深入,中国居民消费行为在20世纪80年代早期发生了结构性转变。流动性约束型消费者所占比重的上升以及不确定性的增大,造成了中国目前的低消费增长和内需不足。流动性约束和不确定性之间的相互作用进一步强化了两者对居民消费的影响,导致了居民消费水平和消费增长率的同时下降。流动性约束主要是金融抑制,因此一些研究认为由于金融市场发展不完善、经济中的年轻人面临着较强的信贷约束,因而会抑制消费,进而导致高储蓄率(Kuijs, 2006)。除了外在的消费约束之外,李雅娴和张川川(2018)使用中国健康与养老追踪调查2013年数据(CHARLS 2013)从经验上检验了中老年人认知能力对家庭消费的影响。他们的研究发现,在控制收入的前提下,中老年人识字记忆能力每提高一个标准差使家庭消费显著增加大约2.5~3.0个百分点,中老年人数学能力每提高一个标准差使家庭消费显著增加大约2.1~2.5个百分点,并且认知能力与旅行、保健、美容等非必需品的消费显著正相关。进一步研究显示,科技发展程度越高的地区,认知能力对家庭消费的正向作用越强。其研究意味着,随着科技发展,中国老年人口较低的认知能力水平无法适应复杂的消费模式,从而抑制了家庭消费,导致了较高的储蓄率。

(二) 基于企业行为的已有解释

与居民部门有所不同,企业部门没有直接消费,因此企业储蓄实际上就是其可支配收入的总和,所以不能从消费过低的角度来解释储蓄过高,只能从影响企业可支配收入及其储蓄倾向的角度来解释。现有基于资金流量表来分析企业储蓄的研究将企业储蓄界定为所有企业(包括非金融企业和金融企业)的最终可支配总收入的总和,其数值上表现为企业在生产和经营过程中经过初次分配的总收入与经常转移的差额,其中,总收入主要是增加值扣除劳动者报酬(包括工资及工资性收入、单位社会保险付款等)、生产税净额(包括企业向政府上缴的增值税、营业税、消费税等扣除生产性补贴)和财产收入净额(主要是包括红利、利息等)的剩余部分;而经常转移部分则主要包括收入税(企业所得税)、社会救助以及其他经常转移等(江静, 2013)。

那么中国企业部门的储蓄率是不是也偏高呢?不论是微观还是宏观层面的测算都给出了肯定的回答。江静(2013)在对企业储蓄率界定进行调整的基础上,利用统计局工业企业数据库1996—2007年共188.6万个企业微观数据对中国企业储蓄率进行分析。研究得出的结论是:(1)中国企业储蓄率依然处于较高的水平,1996—2007年这12年的企业平均储蓄率高达28.7%(储蓄占工业增加值比重),近几年依然在逐年上升;(2)中国企业储蓄率在绝对水平上始终高于发达国家;(3)民营企业储蓄率整体水平约为25.3%,低于国有企业和外资企业,但是民营企业储蓄率保持了较高的增长水平,而外资企业和国有企业储蓄率水平则有不同程度的下降;(4)中国企业储蓄率具有明显的行业特征,传统的劳动密集型行业的企业储蓄率相对较低,资金密集型行业的企业储蓄率相对较高。基于这种测算,江静(2014)也从融资约束角度给出了解释,她将融资约束分为商业信用、银行信贷以及政府补贴3个方面,实证结果表明,企业给予的商业信用降低了自身储蓄率;银行信贷融资约束越宽松,企业储蓄率越低;政府补贴越多,企业储蓄率越高;银行信贷融资约束放宽对降低国有企业的储蓄率有积极作用,但是提高了非出口企业的储蓄率。同样在企业层面上,毛其淋和许家云(2018)以中国加入WTO后获得美国授予的永久正常贸易关系(PNTR)作为准自然实验,采用倍差法系统考察了贸易政策不确定性对企业储蓄行为的影响效应,发现贸易政策不确定性下降

显著降低了企业储蓄率，该效应在中国入世之后逐步增强。进一步的影响渠道检验表明，贸易政策不确定性下降对企业工业增加值的提升效应明显大于对利润总额的影响；此外，贸易政策不确定性下降激励了企业加大新产品研发力度、增加中间投入品进口以及缓解企业融资约束，进而降低了企业储蓄率。这两项基于微观企业层面的研究符合前述新古典经济学消费与储蓄理论的流动性约束假说和预防性储蓄假说。然而，关于中国企业储蓄率是否高于国际水平，也有不同的研究结论。Bayoumi、Tong 和 Wei（2010）也用微观企业数据进行了分析，不过他们将企业储蓄率界定为储蓄除以总资产，并利用 2002~2007 年中国 1557 家上市公司与 51 个国家 29330 家上市公司进行对比，发现：第一，企业储蓄率的不断提高是一个全球性趋势，与其他国家相比，中国的企业储蓄率并不特别高；第二，国有企业与私营企业在分红模式以及储蓄行为上并没有表现出明显差异。

中国企业部门储蓄率偏高是宏观测算的共识。Kuijs（2005，2006）利用资金流量表计算了中国 1992~2001 年间企业储蓄率，得出的结论是 2001 年中国企业储蓄率为 15%。Anderson（2006）则采用扣除法来对中国企业储蓄率进行核算，其研究结论是 2000~2005 年期间中国企业储蓄（即未分配利润）与 GDP 的比值从 19.6% 上升至 29.1%，在 2003 年以后经历了加速上升的过程。李扬等（2007）利用中国资金流量表测算了中国 1992—2003 年的储蓄率，在国民经济的三大部门中，居民部门的储蓄率是下降的，而企业部门和政府部门的储蓄率则是上升的。在这 11 年间，居民储蓄率总共下降了 4.46 %。其间，1998 年亚洲金融危机之后有一段较大的下跌，2002 年重又上升，但于 2003 年又有所下降。企业储蓄率总体是上升的，11 年间提高了 3.92 %。其间，1992—1994 年有一次显著的跃升，升幅达 3.04 %；其后则在波动中缓慢上升。政府的储蓄率在 11 年间上升了 3.17 %。政府储蓄率在经历了 1992—2000 年长达 8 年的低位徘徊之后，自 2000 年开始稳步上升。鉴于 1992—2003 年居民部门储蓄率下降、而企业部门和政府部门储蓄率上升的事实，注意到此间中国的国民储蓄率仅仅上升了 2.63 %，他们认为中国国民储蓄率的上升归因于企业和政府两个部门。李扬等（2007）认为企业储蓄率呈现缓缓上升趋势，主要原因并不在于企业盈利能力的提高，而在于其主要支出——对居民部门的劳动报酬支出和利息支出长期被稳定在较低的水平上。Kuijs（2005）的观点则略有不同，其认为中国高储蓄的主要原因是投资。在居民投资和政府投资的水平与其他国家基本类似的情况下，中国企业投资率远远高于其他国家，而在外部融资渠道缺乏的条件下，只能依靠自身积累。这就导致了企业在利润大幅度增加的情况下也尽量减少分红，将更多的利润作为留存收益而进行再投资。投资利润率的大幅攀升不仅增加了企业投资的动机，而且进一步扩大了利润，进而使中国企业储蓄率不断提高。还有一种流行的观点认为中国企业部门储蓄率高是国企长期不分红的体制造成的，例如 1994 年税制改革以来，大多数国有企业都不需要向政府分红，直到 2005 年国企才开始向国家交纳红利，但仅为红利总额的 5%-9%，大部分利润成为企业的“超额储蓄”（财政部国际司课题组，2009）。

（三）基于政府行为的已有解释

李扬等（2007）的上述计算也显示政府部门的储蓄率和企业部门一样上升，自 1992 年以来政府储蓄倾向一直保持在 30 % 以上的高水平，2003 年更跃增至 42.66 %。他们认为，政府储蓄主要被用于两类支出：其一是“资本转移”^①，其二是政府投资。由于资本转移构成政府部门的资金运用，并对应地成为企业部门的资金来源，因此政府资本转移的实质，就是政府对企业投资的无偿资助。Kuijs（2005）也持类似观点，认为政府储蓄的主要动机是资

^① 根据国家统计局的定义，“资本转移”是“一个部门无偿地向另一个部门支付用于非金融投资的资金，是一种不从对方获取任何对应物作为回报的交易。”

本转移。政府转移资本主要是转移给国企，有鉴于此，徐忠等（2010）将国有企业从“企业部门”中分离出来，与“政府部门”合并为“公共部门”，其储蓄率称为“公共部门储蓄率”，并将非国有企业与居民合并为“私人部门”，其储蓄率称为“私人部门储蓄率”，据此提出了中国高储蓄率的公共财政假说，认为2000年以来中国储蓄率持续高涨，是由政府的赢利性动机及其对公共财政职能产生的挤出效应推动的，并带来了公共支出的不足，其结果便是居民和非国有企业不得不增加预防性储蓄。政府的投资来源于政府储蓄，政府投资增长率高于政府消费增长率，使得公共部门储蓄率不断上升。例如，中国自1994年分税制改革以来，政府投资的平均增长率为18.7%，而政府消费的平均增长率为15.16%。徐忠等（2010）认为政府投资主要受政府赢利性动机的影响。如果国有企业赢利能力下降，则政府对其直接投资的份额下降，进而导致边际储蓄倾向和储蓄率下降；如果国有企业赢利能力上升，政府出于赢利目的，更倾向于投资国有企业，而国有企业往往也有较高的储蓄倾向，从而导致政府部门和国有企业的边际储蓄倾向和储蓄率同时上升。他们的测算数据显示，1994—1998年间，国有企业资产利润率从3.8%下降到0.14%，公共部门边际储蓄倾向从29.8%下降到19.4%，公共部门储蓄率也相应地由7.9%下降到3.5%；在1998—2007年间，国有企业赢利能力显著增强，国有企业利润率从0.14%上升到4.9%，公共部门边际储蓄倾向则从19.4%上升到56.4%，公共部门储蓄率则从3.5%上升到17.4%。公共部门储蓄率的变动趋势与国有企业赢利能力变动基本保持一致。

（四）基于发展视角的已有解释

此外，也有一些研究从发展或结构变迁的角度研究来理解中国的高储蓄现象。樊纲和吕焱（2013）构建了一个动态二元经济模型，分析二元经济结构下的经济增长趋势和企业储蓄率、国民储蓄率的变化，并应用动态模型的校准和数值模拟，对我国1978—2008年间经济增长和国民储蓄率的变动趋势影响进行了讨论，指出二元经济结构下剩余劳动力的存在，会导致发展中国家国民储蓄率持续升高；这一规律在其他国家往往会被其他一些因素的作用所掩盖，而在中国的特殊条件下，在现阶段得到了充分的体现。事实上，Lewis（1954）也曾指出“国民收入中储蓄增加的原因在于储蓄者收入占国民收入的增加，而以利润作为收入的‘资本家’才是居民中主要的储蓄者。因此一国经济增长的中心问题是国民收入的分配偏向储蓄者。……如果经济中在给定工资水平下，劳动力供给无限，且利润全部用于增加投资，那么利润的增长会快于国民收入的增长，资本的积累也会快于国民收入的增长。”因此，目前从发展中经济体二元经济结构的角度解释高储蓄现象的落脚点主要还是在收入分配的问题。基于这个视角，冯明（2017）构建了一个包含农村部门、城市正规部门和农民工部门的3部门模型，并引入“搜寻匹配模型”和“纳什讨价还价模型”从理论上刻画农民工部门的工资决定机制以及劳动力刘易斯转移对国民储蓄率的影响。农民工部门要素报酬分配机制对储蓄率水平存在正向影响。通过数值模拟发现，“结构效应”和“农民工部门市场地位效应”两种影响结合起来能够解释1992~2012年我国国民储蓄率上升13.21个百分点中的7.36个百分点，解释力度为55.7%。如果不考虑其他因素的变化，模型预测结果显示，仅劳动力部门间转移这一因素将使我国的国民储蓄率到2030年比现在下降约12个百分点。

（五）已有解释的启发性与局限性

前述各种理论假说都分别从某一个侧面解释了中国经济的高储蓄率的成因，不过也分别受到了不同程度的挑战。例如，Chamon和Prasad（2010）的研究指出，生命周期假说理论对中国经济的解释力度有限。又如，男女性别比上升导致竞争性储蓄是近年来文献中比较流

行的一种解释,但李秦(2015)在研究中用统计性证据和计量证据证明了由于计划生育政策导致人们在人口普查中瞒报,“隐藏女性”影响了学者对人口数量、年龄结构以及性别比的判断,认为我国的性别比由于人口漏报的原因被严重高估了,而 Wei 和 Zhang (2011)、Du 和 Wei (2010)的研究中都忽略了这一高估。再如,Chamon 和 Prasad (2010)指出,中国各年龄群体的储蓄率均在上升,这显然不是婚姻竞争所能解释的。文化差异说或许有一定的道理,但文化因素的影响应是固定效应,即便其能解释中国经济的储蓄率相对其他经济体偏高,也无法解释为什么中国经济储蓄率不断攀升的事实(Wei and Zhang, 2011)。毕竟在 2000 年之前,中国的储蓄率并未明显高出日本、韩国、马来西亚等其他东亚经济体;但 2000 年之后,中国的储蓄率不断攀升,显著高过了除新加坡以外的其他东亚经济体。更何况,文化等因素是慢变量,难以解释一个经济体内部变化幅度较大的储蓄率和投资率。这些求助于特殊因素的解释,我们都很容易找到驳斥的反例。因此,特殊因素论面临缺乏理论一般性的局限性。虽然前述主流的消费或储蓄理论具有很强的一般性,但其核心范式是给定生产方式以资源最优配置为核心的新古典经济学,这种范式是缺乏结构的,或者更准确地说是以发达经济体为唯一结构的(林毅夫, 2017; 付才辉, 2018)。例如,如果以发达国家作为参照系,金融抑制说理论和“预防性储蓄理论”有一定的道理,但也很难解释中国经济高储蓄率之谜的全貌。根据该理论,金融发展程度的提升应导致储蓄率的下降,而随着中国近年来金融系统的改善,储蓄率不仅没有下降,反而是在不断攀升的。“预防性储蓄理论”面临的问题也一样,近十年来中国社会保障网络正在逐步扩大并向广大农村地区延伸,但从数据观察到的城镇和农村储蓄倾向并没显著下降。因此,有必要将结构及其变迁引入对储蓄问题的解释,构建更加一般性和解释能力的新理论假说。

四、新结构储蓄理论假说与经验特征事实

(一) 新结构储蓄理论假说的一般原理

林毅夫(2012)在解释发展典范高储蓄高投资的特征事实时其实已经提出了新结构经济学的消费或储蓄理论假说:“发展与比较优势一致的产业的另外一个逻辑结果是高储蓄率和高投资率。这样的一种发展战略使得发展中经济体达到最强的竞争力并生产出可能的最大经济剩余(利润)。这为经济获得了最高的储蓄水平。有竞争力的产业同时也意味着高投资回报,这反过来又为储蓄和投资提供了额外的激励。因此 高储蓄高投资最关键的是这些国家能够生产大量的经济剩余,并产生足够高的投资回报率,从而为储蓄提供了强有力的激励。”^①若秉承新结构经济学一贯简洁的理论逻辑风格,那么这个理论假说可以简单而直接地概括为:发展战略遵循比较优势的程度越大,储蓄率和投资率就越高。这个简单的理论假说极富解释能力,如图 4 和图 5 所示,度量发展战略违背比较优势程度的技术选择指数(TCI)与储蓄率和投资率非常显著地表现为负相关关系。

事实上,上述新结构储蓄假说便给出了新结构经济学关于资本积累的一般原理。^②资本

^① 林毅夫,《新结构经济学》第 2 章“增长报告与新结构经济学”,北京大学出版社,2012 年版。林毅夫所提供的完整解释还包括政府的作用。成功的公共投资能够提高一个经济的增长潜力,减少私人部门的交易成本,提高私人投资的回报率,并在未来产生足够的税收收入以清偿初始的投资成本。

^② 可参见林毅夫(2014)《解读中国经济》第 5 讲章的“要素禀赋结构的提升与比较优势发展战略”部分。关于发展战略与资本积累的一个早期实证研究也可参考林毅夫和刘培林(2003),他们的跨国实证分析显示,违背比较优势的发展战略,将使得实际的劳均资本积累速度低于潜在速度。

积累首先取决于每一期生产中经济剩余的多少，每一期生产中的剩余如果不是消费掉，而是作为下一期生产的投入，就会转变为资本的积累。因此，提高一个经济体的要素禀赋结构，最重要的是提高这个国家每一期生产的剩余和剩余作为积累的比例。如果剩余越多、积累的倾向越高，那么人均资本的拥有量就会增加得越快，要素禀赋结构的提升也就越迅速。经济剩余的规模主要取决于每个人的私人生产活动是否同时是社会性生产活动，以及这些社会性生产活动在一个开放竞争的生成中有没有竞争力。如果每个人在每一个时点的私人生产活动是给自己增加收入，也给社会上增加产品和服务的产出，那么这个人的私人生产活动与社会性的生产活动就是重合的，这样的生产活动能创造较多的剩余。但有的时候一个人的私人生产活动增加了自己的收入，但却未给社会增加产品或服务，比如“寻租”行为就是这样的例子。“寻租”通常是靠政府给予更多的保护和补贴，而政府的保护和补贴是从其他人的收入转移而来的，整个社会的产出并没有增加，相对于一个私人生产活动和社会性生产活动统一的经济体来说，这种存在私人生产活动和社会性生产活动冲突的经济体每一期所创造的剩余就较少。与此同时，在一个开放竞争的市场中，经济剩余的多少还与从事社会性生产活动的企业的竞争力有关，企业的竞争力越强，其占领的市场份额越多，所生产出来的产品和服务都能卖出去实现其价值，这样创造的剩余也就会越多。其次，在给定了剩余的情况下，资本积累的速度还取决于人们是否积累的意愿。如果人们普遍的积累意愿都很高，剩余不是拿去消费而是作为储蓄，那么可供投资的剩余就会相对较多，资本积累和要素禀赋结构提升的速度也会加快。总之，不论是可供储蓄和投资的经济剩余还是储蓄倾向，在根本上都取决于一个经济在每一个阶段是否按照它的要素禀赋结构的特性进行发展。如果能够遵循此规律那么企业就具备自生能力，不需要政府的保护补贴，也就不会有“寻租”的行为，这样每个人的私人生产活动都会与社会生产活动相统一；企业在开放竞争的市场中就会变得更有竞争力。最后也是最关键的机制在于，遵循比较优势的结构变迁将使得资本积累再多也不会造成边际报酬递减；资本回报率越高，储蓄和投资的积极性也就越高，反过来会促进资本积累加快，要素禀赋结构也就随之得到提升；禀赋结构提升之后，就会推动产业结构和技术结构升级，提供劳动生产率，推动经济增长；经济增长又会创造更多可供积累的经济剩余以及强化储蓄和投资倾向。这个新结构经济学关于资本积累的一般原理就解释了本文开篇 Shiller 所指出的“中国的储蓄在很大程度上是良性循环：快速的经济增长带来了高额储蓄，而高额储蓄反过来又支持了快速发展。”按此逻辑，高资本回报率之谜、高增长之谜与高储蓄率之谜具有内在的逻辑一致性。因此，在高储蓄率的背后，我们也可以观察到如图 6 到图 12 所示的新加坡、韩国以及中国高资本回报率之谜。

（二）新结构储蓄理论假说与跨国的经验特征事实

因此，可以看到，上述新结构储蓄理论假说与第二部分介绍的主流理论最根本的区别在于新结构经济学与以新古典经济学为代表的主流理论之间的范式差别：新古典经济学的核心范式是给定生产方式求解最优的资源配置，其应用到消费或储蓄的问题上侧重于揭示给定生产结构下的跨期资源最优配置；而新结构经济学的核心范式是给定禀赋结构约束求解最优生产方式及其变迁，其应用到消费或储蓄问题上侧重于揭示生产结构变迁对最优消费或储蓄的影响。新结构经济学的结构范式对于处于不同发展阶段以及不同发展阶段不同发展方式中的消费或储蓄以及投资现象有着更强的解释能力。例如，美国已经处于世界经济前沿，而中国等发展中经济体还远离世界前沿，发展阶段极为不同，结构变迁更加迅速，因此其消费或储蓄以及投资行为也极为不同，这不但可以解释中美储蓄率差距之谜，还可以解释日本、新加坡、韩国等东亚经济体在处于类似发展阶段时表现出来与美国的类似储蓄率差距之谜，如前述图 2 和图 3 所示。因此，中国、韩国、新加坡与美国的储蓄函数必然存在系统性差异。如

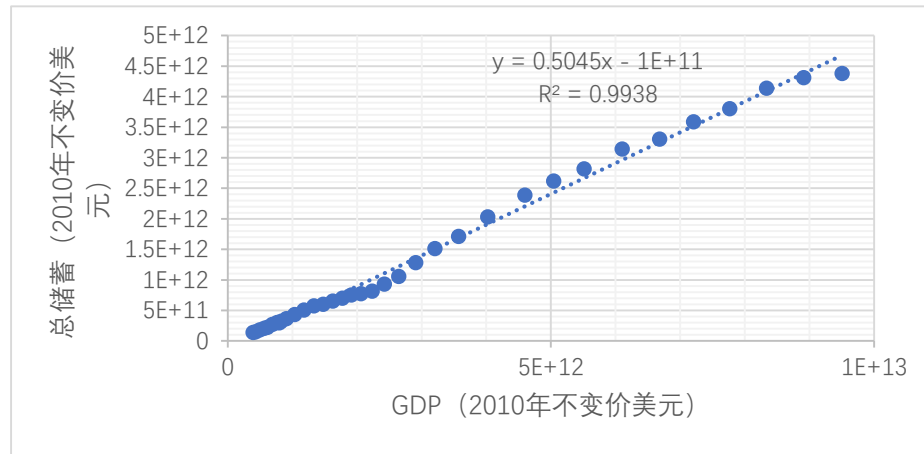
图 4 所示,中国发展阶段最低其储蓄函数(1982-2016 年的数据拟合)的长期边际储蓄倾向最高为 0.5,新加坡的储蓄函数(1972-2016 年的数据拟合)的长期边际储蓄倾向次之为 0.48,韩国的储蓄函数(1976-2016 年的数据拟合)的长期边际储蓄倾向再次之为 0.3,美国的发展阶段最高其储蓄函数(1970-2016 年的数据拟合)的长期边际储蓄倾向最低为 0.15。同时,在图 4 中也可以看到,中国、新加坡和韩国的每一个经济体在不同发展阶段其长期边际储蓄倾向依然存在差异。

新结构储蓄理论假说除了可以解释发展中经济体与发达经济体之间的储蓄率差异,还可以解释不同发展方式的发展中经济体之间的储蓄率差异,以及同一个经济体不同发展阶段的储蓄率差异。如图 5 所示,在 20 世纪 70 年代,东南亚和拉丁美洲的储蓄率很接近,但 20 年之后东南亚的储蓄率比拉丁美洲高 20 个百分点,对应的投资率也存在这个趋势。东亚与拉美之间的这种储蓄率和投资率变化趋势是那些高储蓄文化论者所无法解释的。对此,新结构经济学一贯的解释便是,东亚由于采取遵循比较优势发展战略,由有效市场和有为政府共同推动结构持续升级,使得经济取得快速增长,创造大量可供储蓄的经济剩余,储蓄的回报率较高从而储蓄的边际倾向更强,因此出现了高储蓄率现象。与此相反,拉美由于发展战略违背比较优势以及政府采取“华盛顿共识”的“有限政府”主张,没有持续地推动经济结构持续升级(林毅夫和付才辉,2018),使得经济增长疲软,投资回报率低,可供储蓄的经济剩余以及储蓄倾向都比较弱,因此便出现了与东亚高储蓄现象的鲜明反差。如图 6 到图 10 所示,中国和新加坡以及韩国的资本回报率并未因为资本积累而出现如新古典经济学所预期的那样持续下降趋势。理论上讲,如果采取违背比较优势的发展战略不仅仅使得生产者没有自生能力,无法创造经济剩余,投资回报率较低,而且还会导致金融抑制使得没有自生能力的生产者实际使用的资本成本被人为降低。图 11 到图 13 所展示的全球样本、OECD 国家的样本和战后发展典范的样本中,发展战略与实际利率都存在一定的负相关性。除了横向比较之外,通过图 1 所示的中国储蓄率以及与图 8 到图 10 所示的中国的资本回报率变迁,从纵向比较也可以管窥结构变迁对储蓄和投资的影响。中国的储蓄率从上个世纪 80 年代初的 35%到 90 年代中期持续上升到 40%左右,这一阶段恰好对应中国第一次工业革命;90 年代下半期出现大幅下滑之后从 21 世纪初一直上升到 50%左右,这一阶段恰好对应中国第二次工业革命(文一,2016)。在两次工业革命的高潮阶段,资本回报率都会持续升高,经济快速增长,储蓄率和投资率自然也一路上扬;但是,在两次工业革命的末期再向下一次工业革命转型的时期,结构变迁调整非常动荡,加之政府为助推经济结构转型会有更强的干预,结构变迁在大转折时期偏离比较优势的可能性较大,因此资本回报率会下降,储蓄率和投资率也可能跟着下降。下一小节我们将进一步在更长期的结构变迁历程中讨论中国国民储蓄率和分部门的储蓄率变迁轨迹。

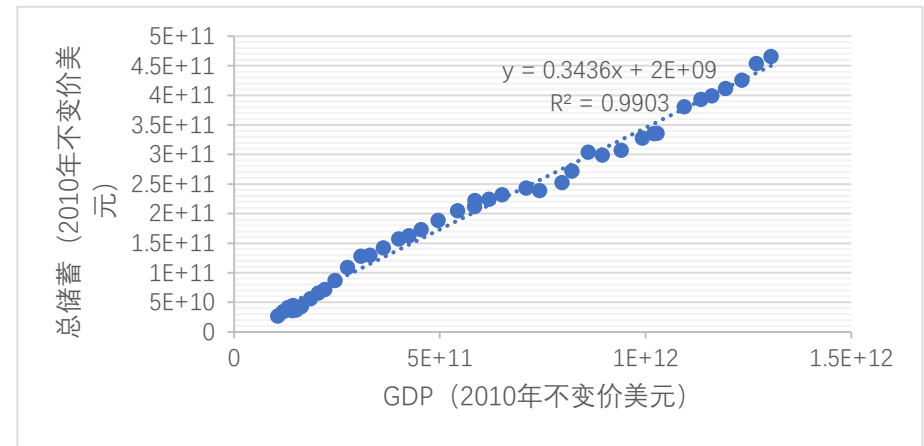
总之,如果一个经济体如果采取遵循比较优势的发展战略,其储蓄率或投资率就可持续地维持在较高水平;反之,则相反。图 14 和图 15 关于违背比较优势的发展战略与储蓄率、投资率负相关的散点图直观展示了这一命题,图 16 发展典范的散点图则强化了该命题。

新结构经济学工作论文

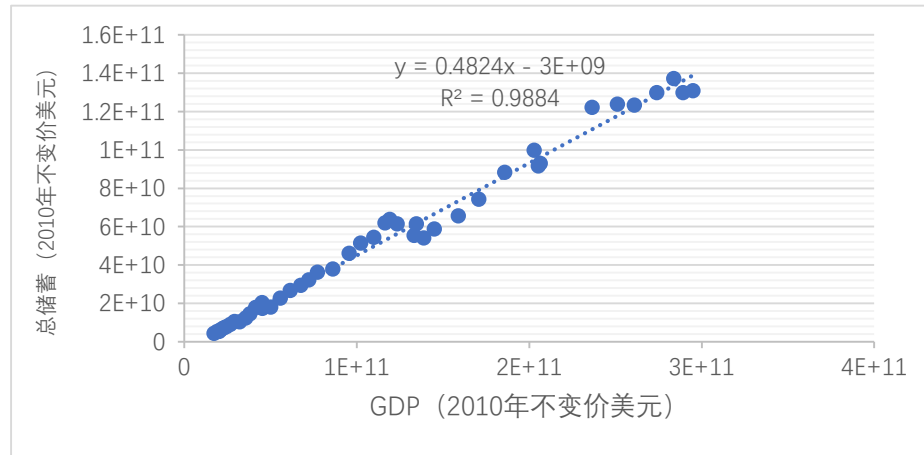
Working Paper Series of New Structural Economics



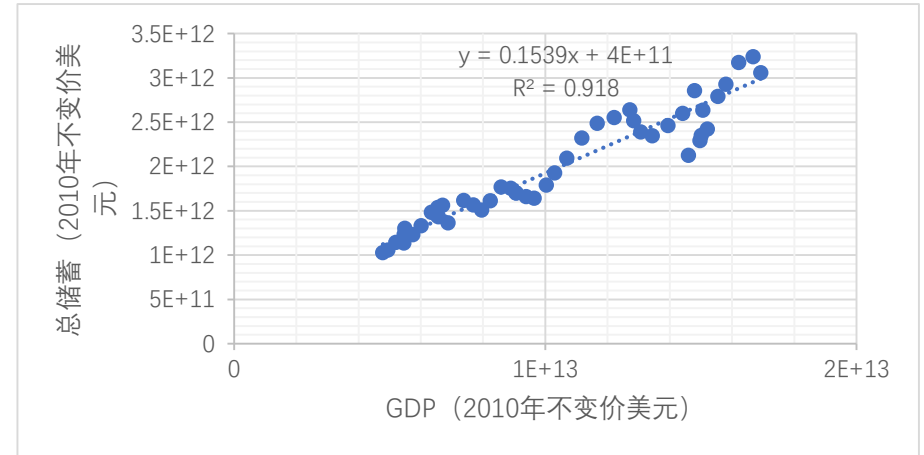
中国的储蓄函数（1982-2016 年）



韩国的储蓄函数（1976-2016 年）



新加坡的储蓄函数（1972-2016 年）



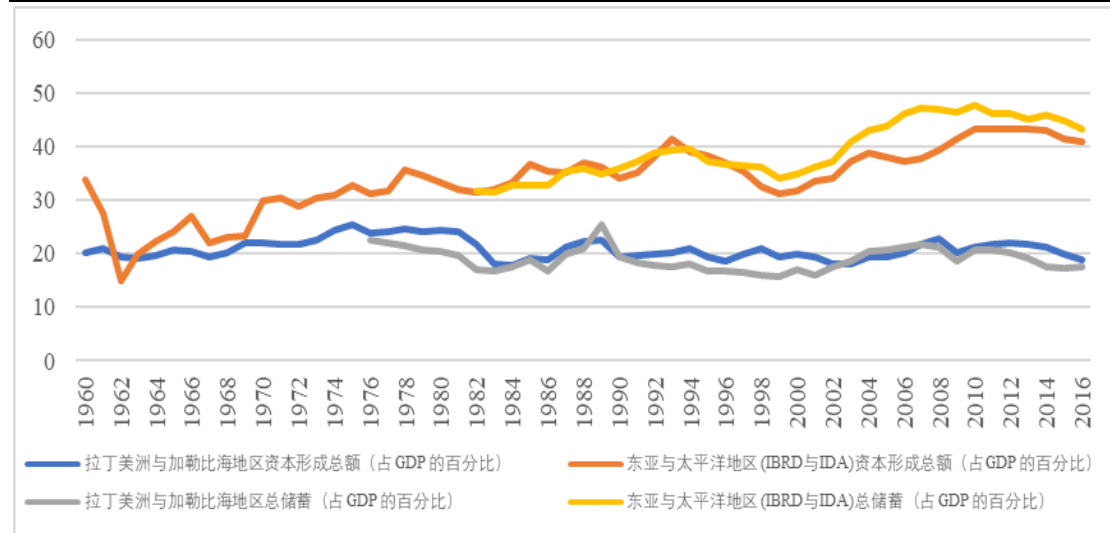
美国的储蓄函数（1970-2016 年）

数据来源：WDI（2018）。

图 4 中国、韩国、新加坡与美国的储蓄函数比较

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics



数据来源：世界银行。

图 5 东亚与拉美的储蓄率和投资率比较

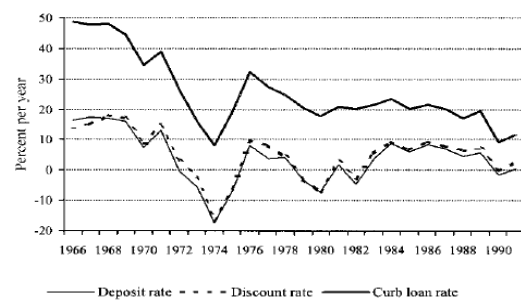


图 6 韩国的资本回报率

资料来源：Hsieh(2002)。

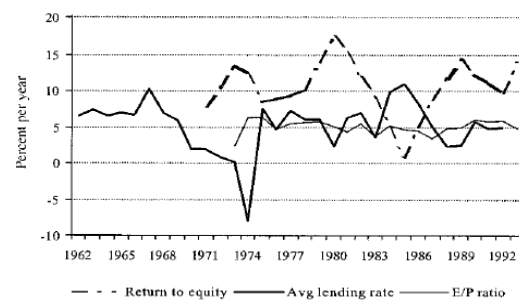


图 7 新加坡的资本回报率

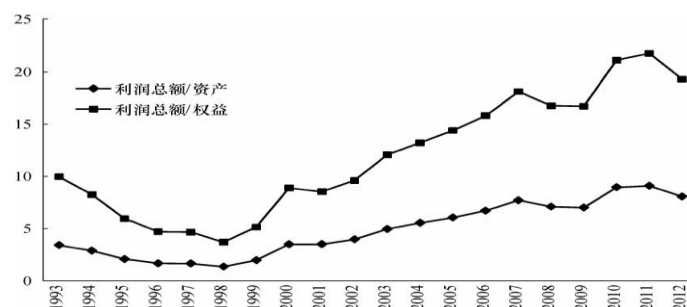


图 8 中国工业资本回报率

资料来源：刘晓光和卢锋（2014）。

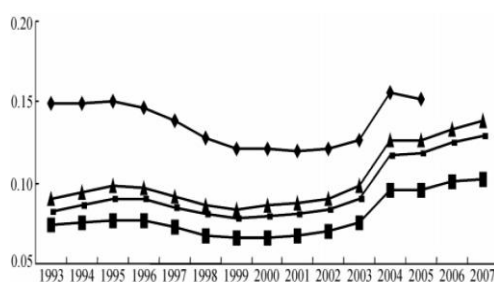


图 9 中国的税后名义资本回报率

资料来源：方文全（2012）。

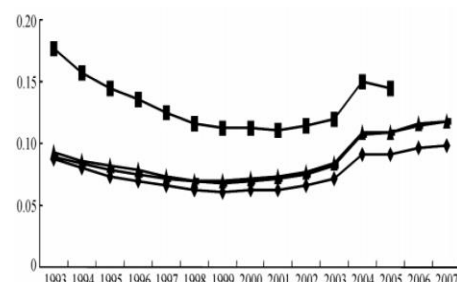


图 10 中国的税后实际资本回报率

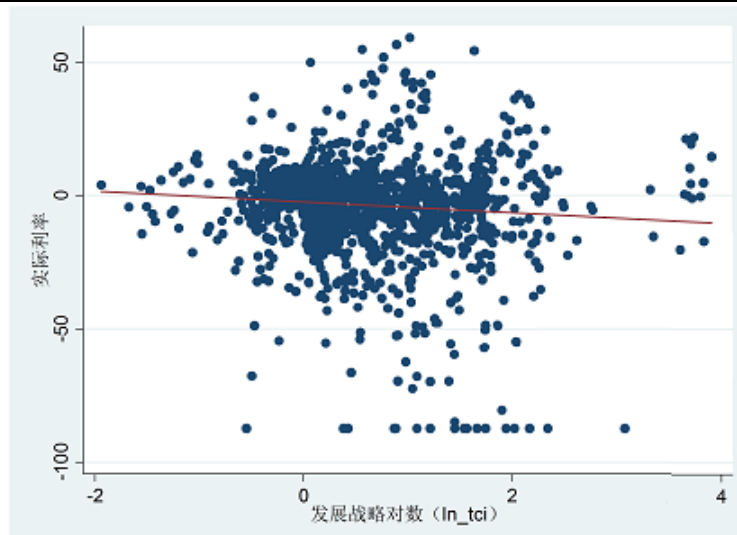


图 11 全球样本的发展战略与实际利率 (%)

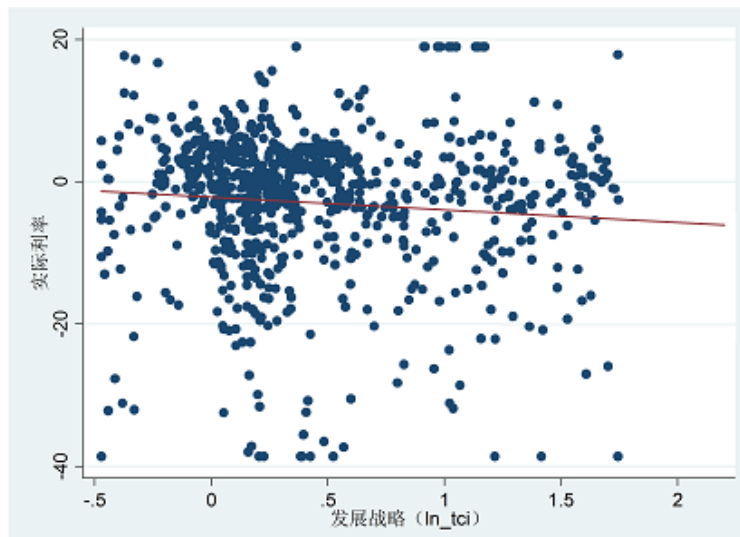


图 12 OECD 样本的发展战略与实际利率 (%)

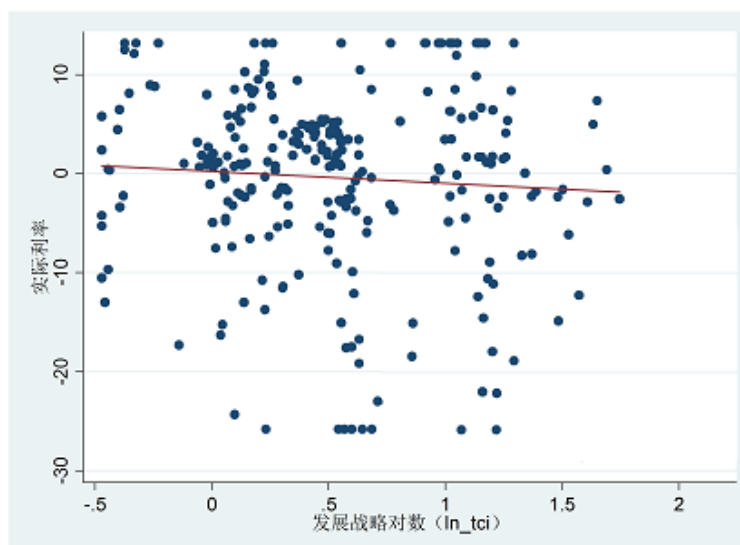


图 13 发展典范的样本的发展战略与实际利率 (%)

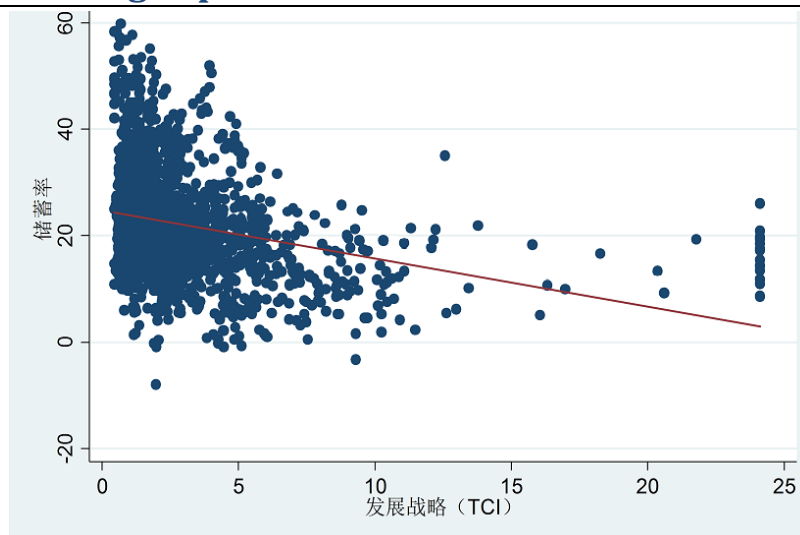


图 14 发展战略与储蓄率的跨国散点图

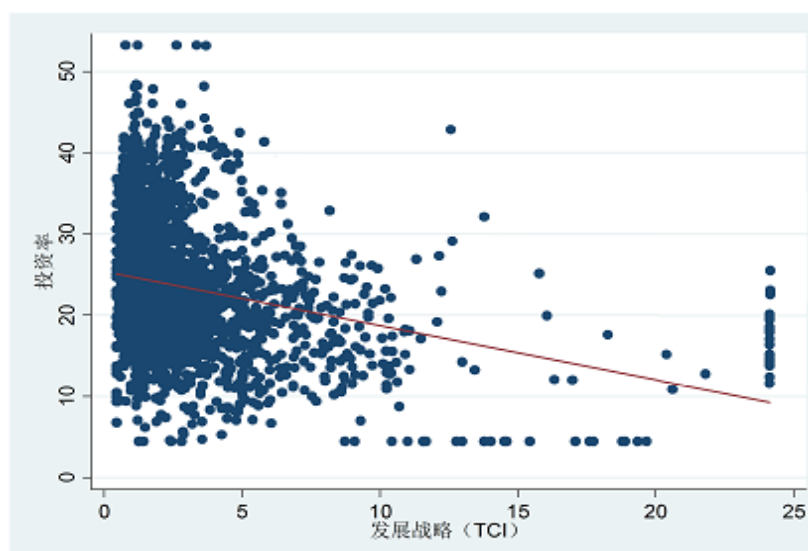


图 15 发展战略与投资率的跨国散点图

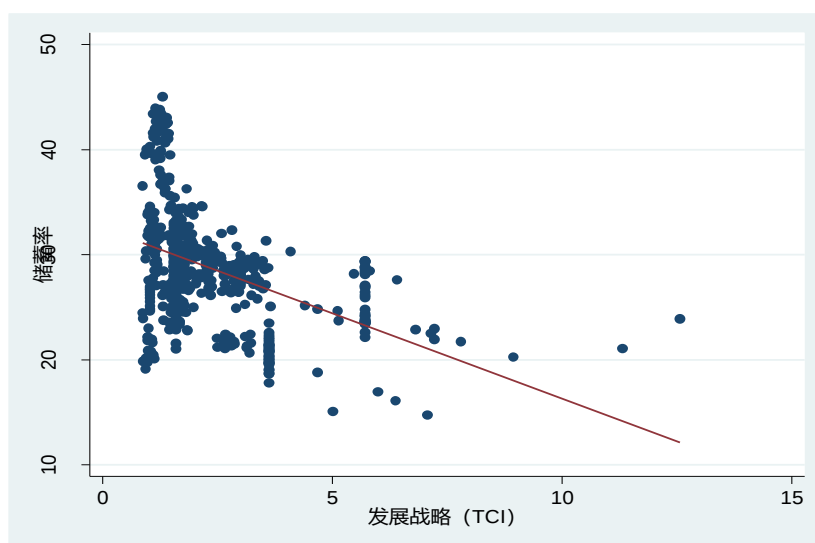
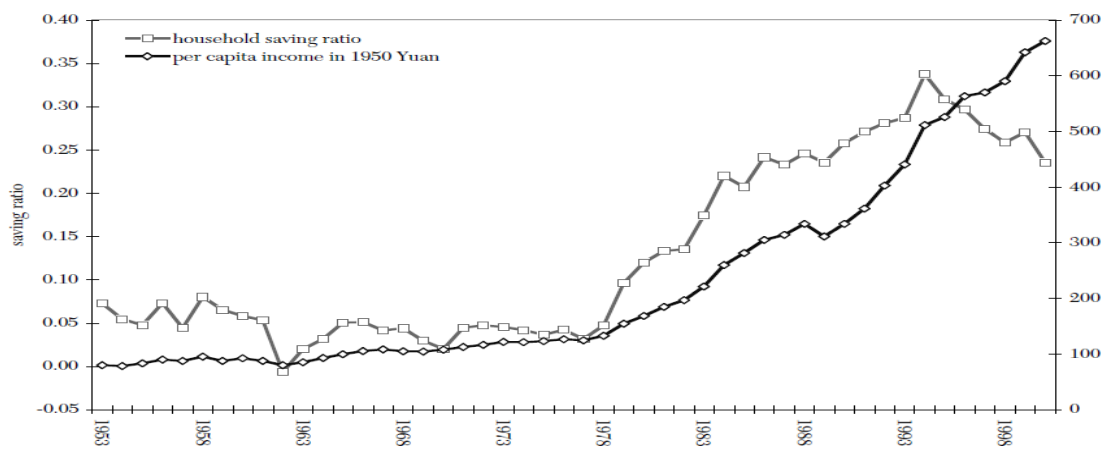


图 16 发展典范经济体：发展战略与储蓄率的散点图

（三）新结构储蓄理论假说与中国的经验特征事实

下面我们将视角聚焦于中国并将视角维度拉大，从历史、分部门以及地区三个层面来讨论发展战略与储蓄率之间的经验关系。众所周知，新中国建立初期便走上了重工业优先发展的赶超战略，改革开放进行了渐进式转型，逐步走上遵循比较优势的发展战略（林毅夫等，1994）。因此，观察改革开放前后几十年中国储蓄率的变迁便可以揭示发展战略与储蓄率的关系。生命周期储蓄假说的提出者 Modigliani 等(2004)便做了这样的工作，如图 17 所示，一目了然：以 1978 年改革开放为历史分界，在此之前的 20 多年国民收入水平和国民储蓄率都十分低下，而在此后的 20 多年间国民收入水平和国民储蓄率都急速攀升。这一无可辩驳的历史经验特征事实表明，那些求助于中国式特殊的社会经济文化因素的理论假说在长期的历史变迁中是站不住脚的。然后我们再将国民储蓄率分为居民储蓄率、企业储蓄率和政府储蓄率三个部门来观察其历史变迁轨迹。如图 10 所示，一个基本的历史经验特征事实便是，改革开放之前的 20 多年间居民储蓄率和企业储蓄率相对政府储蓄率都非常低，国民储蓄率主要由政府储蓄率构成；与此相反，改革开放之外的 30 年间，政府储蓄率大幅度下降，而居民和企业的储蓄率大幅上升，国民储蓄率主要由企业和居民部门储蓄率构成。这两个基本的历史经验特征事实非常吻合新结构储蓄理论假说：在改革开放前的重工业优先发展的赶超战略计划经济时代，违背比较优势的发展战略使得生产者不具备自生能力，无力创造经济剩余，甚至无法获得覆盖成本的投资回报，居民和企业都无力也不愿进行更多的储蓄，而优先发展重工业又必须高额的资本投资，这种状况下就只有依靠政府的强制性资源动员和强制性储蓄，政府部门的储蓄率必然占据主导。与此相反，改革开放之后，中国开始采取渐进式双轨的方式进行转型，一方面放开展符合当时比较优势的劳动密集型产业，一方面对历史遗留的不符合比较优势的重工业继续予以转型期的保护补贴。这种发展战略转型产生了深刻的影响，不但创造了大量可供储蓄的经济剩余，而且符合比较优势部门的生产者具备自生能力其投资回报率较高推动了居民部门较高的储蓄率。与此同时，政府继续予以没有自生能力的国企转型期的保护补贴，随着资本迅速的积累，国企也逐步获得自生能力，也开始创造经济剩余，并且其投资回报率也较高，从而推高了企业部门储蓄倾向，而政府储蓄率逐步下降。图 19 展示了企业部门尤其是国有企业在完成第一次轻纺工业革命积累资本改变禀赋结构之后获得自生能力盈利能力大幅攀升的情况。这个发展战略与储蓄率的逻辑关系不仅仅在国家层面成立，在地区之间也一样，如图 20 所示。

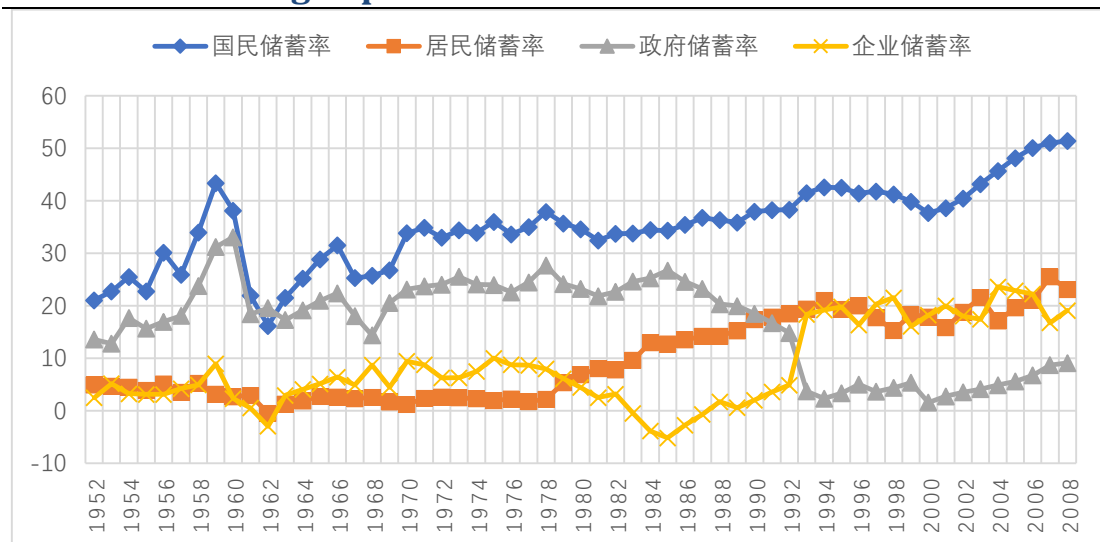


资料来源：Modigliani, Franco and Shi Larry Cao. 2004. "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis," *Journal of Economic Literature* 42(1): 145-170.

图 17 中国国民储蓄率与收入水平的历史变迁

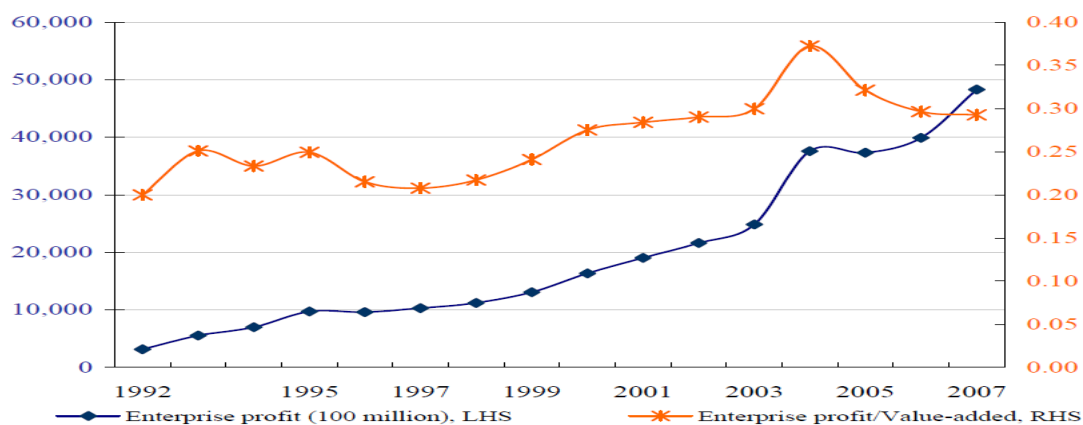
新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics



资料来源：根据汪伟（2011）的整理。

图 18 中国国民储蓄率分部门储蓄率的历史变迁



资料来源：Yang, Dennis Tao and Zhang, Junsen and Zhou, Shaojie, Why are Saving Rates so High in China? (February 2011). *NBER Working Paper Series*, Vol. w16771, 2011.

图 19 中国企业的利润与盈利能力

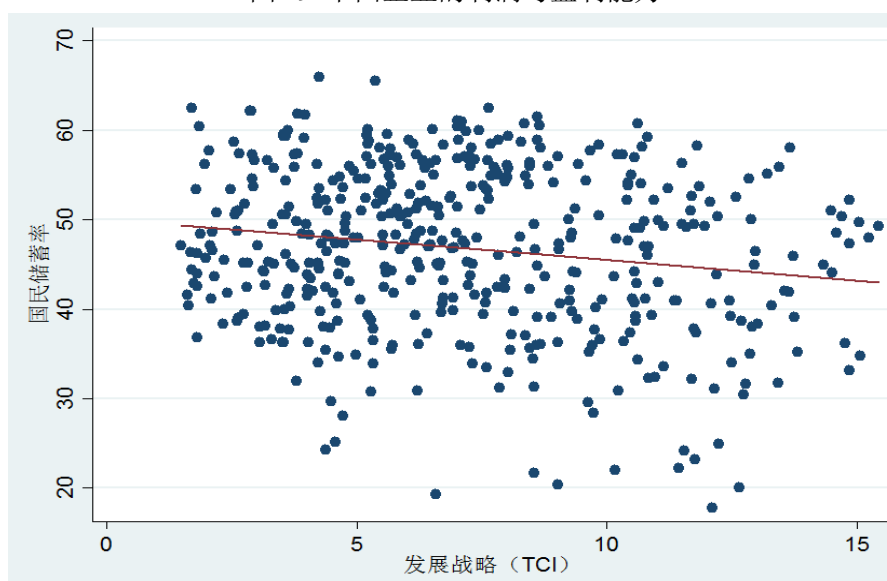


图 20 中国省级的发展战略与国民储蓄率

如前所述，以给定生产方式求解最优资源配置的新古典经济学无法对结构变迁中的消费或储蓄问题予以分析，而以给定禀赋结构求解最优生产方式及其变迁为核心的新结构经济学则可以对结构变迁中的消费或储蓄问题予以系统分析。接下来我们将以付才辉（2018）建立新结构生产理论为基础对前述新结构储蓄理论假说进行模型化论证。

不论是新古典经济学还是新结构经济学，我们都设定一样的集约形式（即以人均或劳均表示的变量）的新古典生产函数 $y = f(x)$ ，其满足新古典生产函数的一切性质，即边际报酬递减、规模报酬不变，一次齐次、“稻田条件”，等等。不一样的是，新古典经济学假定生产函数是外生给定，并且是在当前工程技术条件下能够最大化产出或最小化投入的投入产出技术；而新结构经济学则认为生产函数是内生的，那些在当前工程技术条件下能够最大化产出或最小化投入的投入产出技术不见得是经济上而非工程上最优的，这取决于当前的禀赋结构约束。

第一步：根据新古典生产理论，按照完全竞争性假设，代表性生产者在进行生产要素配置时是生产要素价格接受者，设 r 为生产要素 x 的相对价格，即 x 为劳均资本， r 为利率。因此，教科书式的新古典经济学的生产理论基本问题则可以表述为给定生产函数求最优资源配置，即

$$\max_x \pi(x) = f(x) - rx \quad (7)$$

求解该问题便可以得到教科书中常见的最优资源配置的条件

$$\dot{f}(x) = r \quad (8)$$

即生产要素的边际产出等于要素价格，也即最优要素投入的边际收益等于其边际成本。

第二步，根据新结构生产理论，不妨定义新结构经济学最基本的禀赋结构 $k \equiv \frac{K}{L}$ （资本劳动比），因此在要素市场出清或施加禀赋结构约束时

$$x = k \quad (9)$$

此时禀赋结构的相对价格为

$$r = \dot{f}(x = k) \quad (10)$$

可以看到在禀赋结构约束下生产函数 f 的选择会影响禀赋结构的相对价格，以及在选定生产函数时禀赋结构的丰裕程度也会影响其相对价格。因此，在给定禀赋结构约束下，生产函数的选择通过影响禀赋结构的相对价格影响成本。当然，生产函数的选择也直接影响产出，即影响其收益。因此，新结构经济学的生产理论基本问题则可以表述为给定禀赋结构求解最优生产函数，即

$$\max_f \pi(f) = R(f) - C(f) \quad (11)$$

其中， $R(f) = y = f$ 为生产函数选择的收益， $C(f) = rk = \dot{f}(k)k$ 为生产函数选择的成本。

上述一般化的最优化泛函问题难以在微积分（变分）框架内解决，我们不妨进行参数化转化，定义生产函数的资本密集度特征为 $\alpha \equiv \frac{\dot{f}(k)k}{f}$ 来表征生产函数。因此，就可以用变量 $\alpha \in [0,1]$ 刻画从劳动密集型生产方式到资本密集型生产方式的连续谱结构变迁过程。例如，以前述柯布-道格拉斯生产函数 $f(x) = x^\alpha$ 为例（这里我们刻意忽略或将全要素生产率单位化即

¹⁸ 关于新结构生产理论更详细的内容可参见：付才辉，“最优生产函数理论——从新古典经济学向新结构经济学的范式转移”，《经济评论》，2018年第1期，第3-46页。

$A=1$), 就只有一个刻画生产函数特征的变量 $\alpha \in [0,1]$, 可以完整地表征生产函数。

此时, 可将上述一般化的最优生产函数选择问题转化为对生产函数的资本密集度的最优选择问题, 即

$$\max_{\alpha} \pi(f(\alpha)) = f - \hat{f}(k)k = f \times \left(1 - \frac{\hat{f}(k)k}{f}\right) = g(\alpha) \times (1 - \alpha) \quad (12)$$

求解该问题便可以得到最优生产函数选择的条件为

$$\alpha = 1 - \frac{g(\alpha)}{g'(\alpha)} \quad (13)$$

即生产函数选择的边际成本等于其边际收益。该条件便给出了禀赋结构所决定的最优生产函数的“结构变迁方程”, 其刻画了新结构经济学的基本原理: 给定任一时点, 一个经济体的禀赋结构是给定的, 其决定了该经济体最优的生产结构或生产方式。

为了分析的简便以及得到更明晰的解析解, 我们下面以经济学中最著名的柯布-道格拉斯生产函数 $f(x) = x^{\alpha}$ 为例, 结构变迁方程式(13)为

$$\alpha = 1 - \frac{1}{\ln k} \quad (14)$$

容易发现

$$\frac{\partial \alpha(k)}{\partial k} = \frac{1}{(\ln k)^2 k} > 0 \quad (15)$$

即 α 随 k 单调递增, 这刻画了新结构经济学关于结构变迁的基本定律: 生产函数的资本密集度(生产结构)随禀赋结构升级而不断升级。

例如, 当 $k \rightarrow e$, $\alpha \rightarrow 0$; 当 $k \rightarrow \infty$, $\alpha \rightarrow 1$ 。这里需要进一步指出两点: 其一、由于 $\alpha \in [0,1]$, 因此需要 $k \geq e$, 其含义是如果禀赋结构水平太低 $k < e$, 选择任何需要资本的生产方式都得不偿失, 这便是前工业社会的生产方式。

在生产函数是最优的时候($\alpha = 1 - \frac{1}{\ln k}$), 我们可以将其带入净产出函数(或生产函数最优选择的利润函数)得到度量社会经济剩余的最优净产出函数

$$\pi(k) \equiv (1/\ln k)k^{1-1/\ln k} = \frac{1}{e} \frac{k}{\ln k} \quad (22)$$

对其关于 k 求一阶偏导数, 便可以得到最优净边际产出, 即资本的净回报率

$$v = \frac{\partial \pi}{\partial k} = \frac{1}{e} \frac{1}{\ln k} \left(1 - \frac{1}{\ln k}\right) \quad (23)$$

可以发现, 由于 $k \geq e$, 因此 $\frac{\partial \pi}{\partial k} > 0$, 即最优净产出函数的边际产出单调递增。

再对其关于 k 求二阶偏导数

$$\frac{\partial v}{\partial k} = \frac{\partial^2 \pi}{\partial k^2} = \left[\frac{2}{\ln k} - 1\right] \frac{1}{k(\ln k)^2 e} \quad (24)$$

可以发现, 当 $e \leq k < e^2$, $\frac{\partial^2 \pi}{\partial k^2} > 0$; 当 $k = e^2$, $\frac{\partial^2 \pi}{\partial k^2} = 0$; 当 $k > e^2$, $\frac{\partial^2 \pi}{\partial k^2} < 0$ 。这意味着最优净函数或生产函数的利润函数是先凹后凸的, 拐点为 $k = e^2$ 。因此, 我们得到如下结论: 资本的净回报率先单调递增然后单调递减。

六、理论模型 I：结构变迁中索罗模型与更高的黄金储蓄率

我们再将最优净产出函数带入外生储蓄率的索罗增长模型来看看使得稳态的消费水平最大的黄金储蓄率。如果将最优净产出函数带入索罗模型，资本的运动方程为

$$\dot{k}(t) = s\pi(\alpha^*(k(t))) - \delta k(t) \quad (25)$$

资本增长率为

$$\gamma_k = \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = s \frac{\pi(\alpha^*(k(t)))}{k(t)} - \delta = \frac{s}{e \ln k(t)} - \delta \quad (26)$$

在稳态时, $k_{NSE}^* = e^{\frac{s}{e\delta}}$, $\alpha^* = 1 - \frac{e\delta}{s}$, $y_{NSE}^* = e^{\frac{s}{e\delta}-1}$ 。下面我们便可以给出外生的储蓄率 s 对稳态的一组比较静态结果: $\frac{\partial k_{NSE}^*}{\partial s} = \frac{1}{e\delta} e^{\frac{s}{e\delta}} > 0$, $\frac{\partial k_{NSE}^*}{\partial s} \frac{s}{k_{NSE}^*} = \frac{1}{1-\alpha^*} = \frac{s}{e\delta} > 1$; $\frac{\partial \alpha^*}{\partial s} = \frac{e\delta}{s^2} > 0$, $\frac{\partial \alpha^*}{\partial s} \frac{s}{\alpha^*} = \frac{\alpha^*}{1-\alpha^*} = \frac{s-e\delta}{e\delta}$; $\frac{\partial y_{NSE}^*}{\partial s} = \frac{1}{e\delta} e^{\frac{s}{e\delta}-1} > 0$, $\frac{\partial y_{NSE}^*}{\partial s} \frac{s}{y_{NSE}^*} = \frac{1}{1-\alpha^*} = \frac{s}{e\delta} > 1$ 。可以看到, 储蓄率对稳态的禀赋结构、生产结构以及产出水平有重要影响: 储蓄率越高、稳态的禀赋结构水平、生产结构水平以及产出水平都越高, 而且稳态的禀赋结构水平的储蓄率弹性和产出水平的储蓄率弹性均大于 1, 并且随储蓄率水平递增。换言之, 储蓄率每提高 1 个百分点, 稳态的禀赋结构水平和产出水平提高的幅度将超过 1 个百分点。

在稳态时, 消费水平为

$$c^* = (1-s)y_{NSE}^* = (1-s)e^{\frac{s}{e\delta}-1} \quad (27)$$

因此, 对上式关于储蓄率 s 求偏导数可得使得稳态消费水平最大化的黄金储蓄率为

$$s^* = 1 - e\delta \quad (28)$$

我们知道, 在基于柯布-道格拉斯生产函数的索罗模型中的黄金储蓄率等于资本密度 α^* , 由式(30)我们可知黄金储蓄率 $s^* = 1 - e\delta > \alpha^*$ 。因此, 我们便可得到一个基本的新结构储蓄理论命题: 结构变迁使得索罗模型中的黄金储蓄率比没有结构变迁状态下要高。

七、理论模型 II：结构变迁中的欧拉方程、跨期储蓄与边际储蓄倾向

(一) 居民的跨期消费选择与欧拉方程

人们储蓄的主要目的是为了平滑其生命期中的消费, 并且这种平滑是考虑了人们关于不同时期消费的偏好与放弃当前消费为将来而储蓄时所能够预期的回报率。¹⁹我们记家庭任意一期的消费为 $C(t)$, 记 $U(C(t))$ 为其当期带来的效用, 且满足通常的边际效用递减假定与稻田条件, 即 $\dot{U}(C(t)) > 0$, $\ddot{U}(C(t)) < 0$, $\lim_{c(t) \rightarrow 0} \dot{U}(C(t)) = \infty$ 。一般假定消费者是有远见而缺乏耐心的, 即不仅关心当前消费也关心未来的消费但更加关心更近期的消费。因此, 可以将

¹⁹ 这里我们可以看到增长模型将弗里德曼的持久收入和莫迪利亚尼的生命周期储蓄假说的精妙含义整合进来了, 超越了凯恩斯的边际消费倾向假说。然而, Cass (1965) 和 Koopmans (1965) 之所以能够在此基础上完善 Solow(1956)的新古典增长理论, 完全是建立在剑桥大学的天才少年 Ramsey(1928)的课堂作业上。

代表性消费者的终身效用加总为

$$W = \sum_{t=0}^T \beta^t U(C(t)) \quad (29)$$

其中 β^t 是随时间而下降的，下降的几何速率 $0 < \beta < 1$ 称为贴现因子刻画消费者缺乏耐心。

我们如前一样假定消费者拥有的禀赋条件为资产和劳动，且也简化假定不在劳动与闲暇之间进行选择，即劳动供给不带弹性。在完全竞争的市场上，消费者是价格接受者，记资产 M 的利率为 $r(t)$ 、折旧率为 δ ，工资为 $w(t)$ ，那么消费者跨期的预算约束为

$$M(t+1) = (1 + v(t))M(t) + w(t)L - C(t) \quad (30)$$

因此，消费者选择消费和资产的序列 $\{C(t), M(t+1)\}_0^T$ 来最大化其终身效用式(33)，并且还要保证在计划期结束时剩余的资产不能够为负数（即非蓬齐游戏）。通过常见的拉格朗日方法可以求解上述动态规划问题，构造如下的拉格朗日函数

$$\mathcal{L} = \sum_{t=0}^T \{\beta^t U(C(t)) + \mu(t+1)[(1 + v(t))M(t) + w(t)L - C(t) - M(t+1)]\} \quad (31)$$

其中每一期的拉格朗日乘子为当期单位资产的影子价值，即增加资产所获得的贴现的效用。除了 $M(T+1)$ 之外，上式关于每一个选择变量的偏导数都必须等于零

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial C(t)} = \beta^t U'(C(t)) - \mu(t+1) = 0, t=0, 1, \dots, T \quad (32)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial M(t)} = \mu(t+1)(1 + v(t)) - \mu(t+1) = 0, t=0, 1, \dots, T \quad (33)$$

而关于期末剩下的资产的一阶条件则需要考虑角点解的可能性，即其导数可能为负，因此需要库恩-塔克条件

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial M(T+1)} = -\mu(T+1) \leq 0, M(T+1) \geq 0, \mu(T+1)M(T+1) = 0 \quad (34)$$

然后将即期的影子价值拉格朗日乘子转换为当期的影子价值 $\lambda(t) = \beta^{-(t-1)}\mu(t)$ ，则上述一阶条件可以重新表述为

$$U'(C(t)) = \lambda(t+1), t=0, 1, \dots, T \quad (35)$$

上式的经济学含义是：消费的边际效用必须等于下一期的单位资产的影子价值，因为由预算约束式(31)可知每单位的消费都需要减少下一期的一单位资产，理性选择的最优条件要求二者的边际价值必须相等。

$$1 + v(t) = \frac{\lambda(t)}{\beta\lambda(t+1)} = \frac{U'(C(t))}{\beta U'(C(t+1))}, t=0, 1, \dots, T \quad (36)$$

上式便是著名的欧拉方程——跨期平滑消费的最优条件，即当期消费与下一期消费之间的边际替代率需要等于资产的边际回报率。如果当期的资产回报率越高，那么当期消费的机会成本就越大，延迟消费即储蓄的收益越大，因此当期储蓄就越大；反之，则相反。

最后，我们给出横截性条件，即生命规划终结之外的资产要么等于零要么没有价值，理性的消费者到死时不可能留下还有价值的资产没有消费掉，即：

$$\beta^{T+1}\lambda(T+1)M(T+1) = 0 \quad (37)$$

（二）结构变迁中的欧拉方程与跨期储蓄

从前面的跨期平滑消费的最优条件即欧拉方程式(40)，我们可以看到在主观贴现率 β 以及消费者偏好给定的情景下，净利率是影响当期消费与下期消费替代效应的唯一因素，即净利率是当期消费的机会成本。如果净利率越大，当期消费的机会成本也越高，当期消费与下期消费的相对价格变高，产生的替代效应是减少当期消费增加当期储蓄以增加下期消费；反之则反。因此，结构变迁方程中的净利率或净边际产出方程便会对上述跨期平滑消费的最优条件欧拉方程产生影响。

将净边际产出方程或净利率方程可得结构变迁中的欧拉方程

$$\left(1 + \frac{1}{e} \frac{1}{\ln k(t)} \left(1 - \frac{1}{\ln k(t)}\right)\right) = \frac{\lambda(t)}{\beta \lambda(t+1)} = \frac{\dot{U}(c(t))}{\beta \dot{U}(c(t+1))} \quad (38)$$

由于净利率或净边际产出在结构变迁过程中先单调递增然后单调递减。因此，上式(38)左边也随 $k(t)$ 先单调递增然后单调递减，那么在前期资产的净回报率单调递增，当期消费的机会成本也单调递增，延迟消费即储蓄的收益单调递增，因此当期储蓄率也会单调递增；在后期，资产的净回报率单调递减。当期消费的机会成本也单调递减，延迟消费即储蓄的收益也单调递减，因此当期储蓄率也会单调递减。这意味着，在结构变迁富有弹性的发展早期阶段，资本净边际产出或净回报率随之递增，储蓄率则随之增高；随着发展阶段向前沿靠近，结构变迁弹性减弱，资本净边际产出或净回报率随之递减，储蓄率则随之降低。这个规律符合图 2 和图 3 东亚发展典范的储蓄率和投资率变迁趋势特征。如图 2 所示，日本在进入 21 世纪的 10 年代之后其储蓄率已经接近世界平均水平，尽管其曾经在 20 世纪末期超过世界平均水平近 10 个百分点。也如图 3 所示，新加坡的投资率在进入 21 世纪的时候出现了低于美国的情形，尽管在 20 世纪 80 年代其将近美国的两倍。如图 21 和图 22 所示，我们用 PWT8.0 (样本覆盖了全球 1950-2011 年的 167 个经济体) 的数据测算的资本产出比随禀赋结构升级和生产结构升级都表现出一定程度的倒“U”型特征。

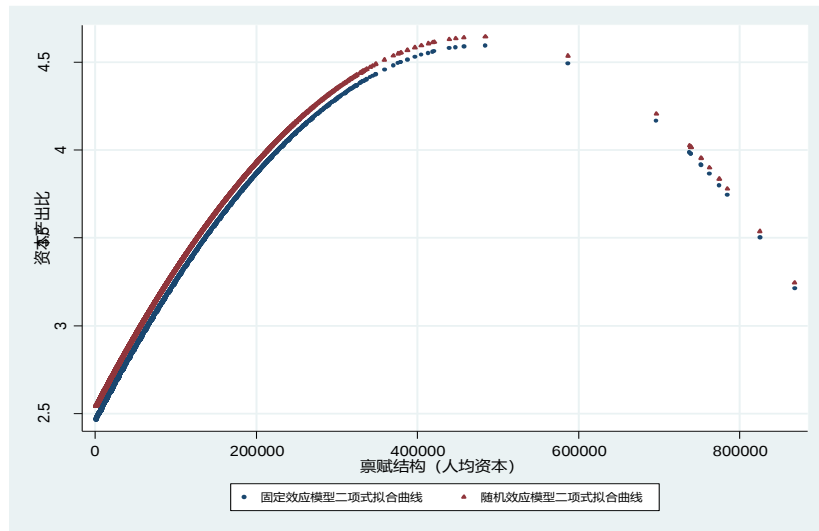
对资本的净回报率稍作整理我们更容易直接看到不同发展阶段结构变迁弹性差异对跨期储蓄差异的影响

$$v = [1 + \eta_{ak}(\ln k - 1)]r \quad (39)$$

其中 $\eta_{ak} \equiv \frac{\partial \alpha(k)}{\partial k} \frac{k}{\alpha} = \frac{1}{(\ln k - 1) \ln k}$ 为结构变迁弹性。不难发现

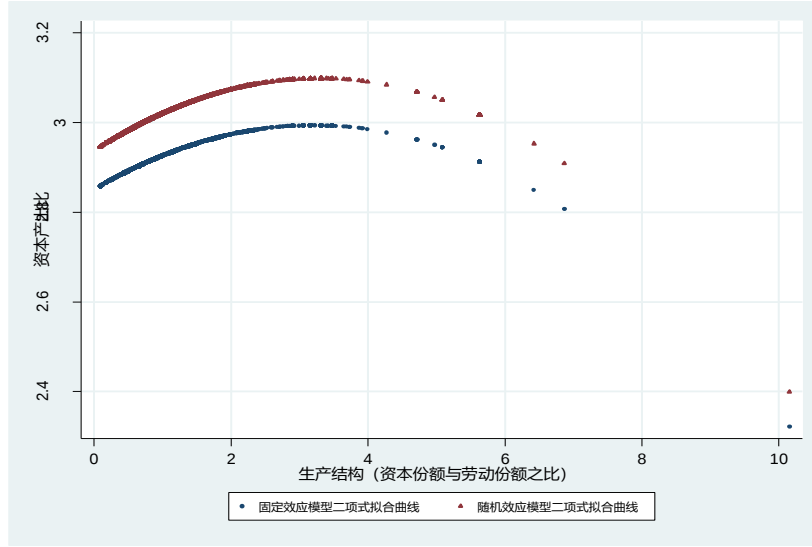
$$\frac{\partial \eta_{ak}}{\partial k} < 0 \quad (40)$$

即 η_{ak} 随 k 单调递减，这刻画了新结构经济学关于结构变迁的基本特征：*结构变迁弹性随禀赋结构升级而逐步衰减*。例如，当 $k \rightarrow e$ ， $\eta_{ak} \rightarrow \infty$ ；当 $k \rightarrow \infty$ ， $\eta_{ak} \rightarrow 0$ 。这意味着随着经济结构向前沿靠近时结构变迁的速度逐步放缓。因此，正是因为发展阶段不同，结构变迁特征不同，包括储蓄率和投资率等在内的诸多经济现象必然也会表现出不同的特征（林毅夫 2012；林毅夫和付才辉，2018）。



数据来源：PWT8.0(样本覆盖了全球 1950-2011 年的 167 个经济体)。

图 21 资本产出比与禀赋结构的二项式拟合



数据来源：PWT8.0 (样本覆盖了全球 1950-2011 年的 167 个经济体)。

图 22 资本产出比与生产结构的二项式拟合

（三）结构变迁中的消费函数与边际消费倾向和边际储蓄倾向

当然，上述讨论只涉及到跨期平滑消费最优条件的替代效应，没有考虑结构变迁对消费者的收入效应，替代效应与收入效应之和便是收入的边际消费倾向。如前面的脚注所提示的，增长理论中的边际消费倾向不同于凯恩斯理论的边际消费倾向，是包含弗里德曼的持久收入和莫迪利亚尼的生命周期储蓄假说的精妙含义。要看清这一点，我们需要求解整个时间路径上的消费函数。我们现在就回到标准的连续时间无限期界的拉姆齐-卡斯-库普曼斯新古典增长模型，即时间间隔缩短为零，消费者由于考虑了后代而无限存活。这里我们用消费者的主观贴现率或时间偏好 $\rho > 0$ 重新表示贴现率为 $\beta = \frac{1}{1+\rho}$ 。²⁰由于时间间隔较短，可以用导数形式（微分）来近似一阶差分，即 $\lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\dot{U}(C(t+1)) - \dot{U}(C(t))}{dt} = \dot{U}(C(t)) \dot{C}(t)$ 。因此，通过近似

$$\dot{U}(C(t+1)) - \dot{U}(C(t)) = \dot{U}(C(t)) \dot{C}(t) \quad (41)$$

其中 $\dot{C}(t) = \frac{dC(t)}{dt}$ ，变量上面带“ $\cdot$ ”表示变量关于时间微分，下同。将上式两边同除以 $\dot{U}(C(t))$ 重新表示为

$$\frac{\dot{U}(C(t+1))}{\dot{U}(C(t))} = \frac{\dot{U}(C(t))}{\dot{U}(C(t))} \dot{C}(t) + 1 \quad (42)$$

将上式代入前面的欧拉方程变为

$$\frac{\dot{U}(C(t+1))}{\dot{U}(C(t))} = \frac{\dot{U}(C(t))}{\dot{U}(C(t))} \dot{C}(t) + 1 = \frac{1+\rho}{1+v} \quad (43)$$

由于时间间隔较小时时间偏好率和资产回报率也较小，从而上式可（泰勒）近似表示为

²⁰ 与这里假定的常数时间偏好率不同，宇泽弘文(Uzawa, 1968)认为时间偏好率和消费的跨期平滑意愿由消费者的健康、收入和消费水平决定。

$$\frac{\dot{u}(c(t))}{u(c(t))} \dot{c}(t) \approx \rho - v \quad (44)$$

因此，我们便得到连续时间下的欧拉方程²¹

$$v = \rho + \theta \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} \quad (45)$$

其中 $\theta = \frac{\dot{u}(c(t))c(t)}{u(c(t))}$ 表示跨期瞬时替代弹性相反数的导数，这里遵循标准惯例采取常数跨期替代弹性 $\sigma = \frac{1}{\theta}$ 的效用函数（CIES），例如广泛使用的力效用函数 $U(C) = \frac{C^{1-\theta}-1}{1-\theta}$ 。因此在上述连续时间无限期界中消费选择动态最优条件的欧拉方程中消费者的偏好被简化为刻画耐心的时间偏好率 ρ 与刻画平滑消费意愿的跨期（瞬时）替代弹性 θ 这两个外生的参数。

然后，对式（49）的微分方程在 0 到 t 之间进行积分可以得到消费函数

$$C(t) = C(0)e^{\frac{\bar{v}(t)-\rho}{\theta}t} \quad (46)$$

其中 $\bar{v}(t) = \frac{1}{t} \int_0^t v(\tau) d\tau$ 为在 0 到 t 之间的平均净利率，因为非稳态时利率在每个时点都是变化的， $C(0)$ 为初始消费。然而，初始消费却是由满足跨期预算约束和横截性条件的初始收入与边际消费倾向确定的。同样，我们可以将流量预算约束式表示为连续时间形式，即将差分方程表示为微分方程

$$\dot{M}(t) = M(t+1) - M(t) = v(t)M(t) + w(t)L - C(t) \quad (47)$$

然后求解该一阶线性微分方程，可以得到无限期界条件下的跨期预算约束

$$\lim_{T \rightarrow \infty} [M(T)e^{-\bar{v}(T)T}] + \lim_{T \rightarrow \infty} \int_0^T C(t)e^{-\bar{v}(t)t} dt = M(0) + \lim_{T \rightarrow \infty} \int_0^T w(t)e^{-\bar{v}(t)t} dt \quad (48)$$

通过无限期界的横截性条件可知 $\lim_{T \rightarrow \infty} [M(T)e^{-\bar{v}(T)T}] = 0$ ，因此上式为

$$\int_0^\infty C(t)e^{-\bar{v}(t)t} dt = M(0) + \tilde{W}(0) \quad (49)$$

即消费的现值等于一生的财富，即初始资产与总工资收入现值（ $\tilde{W}(0) = \lim_{T \rightarrow \infty} \int_0^T w(t)e^{-\bar{v}(t)t} dt$ ）之和。

然后将消费函数代入上式可得

$$C(0) = \eta(0)[M(0) + \tilde{W}(0)] \quad (50)$$

其中总收入的边际消费倾向为

$$\eta(0) = \frac{1}{\int_0^\infty e^{\frac{(1-\theta)\bar{v}(t)-\rho}{\theta}t} dt} \quad (51)$$

如前所述，净资产回报率对边际消费倾向的影响是替代效应与收入效应之和：更高的净资产回报率增加了当前消费的机会成本，提高了当前消费与未来消费的相对价格，因此跨期替代效应使得消费者将当前的消费转移到未来从而减少当前消费以增加储蓄；与此同时，更高的净资产回报率增加了消费者的收入放松了预算约束从而还带来了收入效应，收入效应使得消费者可以增加所有时点的消费。因此，实际资产净回报率 $\bar{v}(t)$ 对边际消费倾向 $\eta(0)$ 影响的净效应取决于替代效应还是收入效应占主导。从上式(51)可知：如果 $\theta < 1$ ，

²¹ 连续时间无限期界规划的欧拉方程求解一般采取汉密尔顿函数方法可以便捷得到。

即跨期替代弹性 $\sigma = \frac{1}{\theta} > 1$ ，消费者的跨期替代效应很大，平滑消费意愿很低，边际消费倾向随实际资产净回报率增加而下降；如果 $\theta > 1$ ，即跨期替代弹性 $\sigma = \frac{1}{\theta} < 1$ ，消费者的跨期替代效应很小，平滑消费意愿很高，边际消费倾向随实际资产净回报率增加而增加；如果 $\theta = 1$ ，即跨期替代弹性 $\sigma = \frac{1}{\theta} = 1$ （即效用函数为对数效用），消费者的跨期替代效应与收入效应正好抵消，边际消费倾向与实际资产净回报率不相关。

由于消费者的偏好参数——时间偏好率和跨期替代弹性是外生的，因此边际消费倾向只受净资产回报率的内生影响。如果消费者的跨期替代效应很大，平滑消费意愿很低，边际消费倾向随净资产回报率增加而下降，但是净资产回报率先单调递增然后单调递减，因此边际消费倾向先随净资产回报率递增而下降然后随净资产回报率递减而上升，对应地边际储蓄倾向也就先随净资产回报率递增而上升然后随净资产回报率递减而下降；如果消费者的跨期替代效应很小，平滑消费意愿很高，边际消费倾向随净资产回报率增加而增加，但是净资产回报率先单调递增然后单调递减，因此边际消费倾向先随净资产回报率递增而上升然后随净资产回报率递减而下降，对应地边际储蓄倾向也就先随净资产回报率递增而下降然后随净资产回报率递减而上升。因此，同样理性消费者的终身收入的边际消费倾向也依赖于结构变迁的阶段。所以，即便弗里德曼的持久收入和莫迪利亚尼的生命周期储蓄假说超越了凯恩斯的边际消费倾向假说，但却忽略了结构变迁对储蓄行为的影响——我们不妨称之为边际消费倾向或储蓄倾向的新结构经济学假说，这有助于解释图 12 所展示的东亚发展典范与美国巨大的储蓄倾向差异。

八、理论模型 III：结构扭曲与储蓄抑制

上述新结构生产理论给出了任意时点上给定禀赋结构其对应的符合比较优势的最优生产函数及其资本回报率和社会经济剩余。下面我们再定义企业自生能力这一新结构经济学最重要的微观概念，来论证新结构储蓄理论假说的基本观点：如果发展战略遵循比较优势，企业具备自生能力，其创造的可供储蓄的社会经济剩余就最大，并且资产的净回报率最大使得储蓄倾向也最大；反之，如果发展战略违背比较优势，企业就不具备自生能力，就不能创造最大的可供储蓄的社会经济剩余，并且还会造成资产的净回报率损失降低储蓄倾向；总之，发展战略违背比较优势的程度越大，储蓄抑制的程度也就越大，储蓄率也就越低。

按照新结构经济学的定义(Lin & Tan, 1999)，企业自生能力是指企业所在行业是否符合要素禀赋结构所决定的比较优势，即在本文中指企业的生产函数是否为最优生产函数。²²

因此，如果 $\hat{\alpha} \neq \alpha = 1 - \frac{1}{\ln k}$ ，那么对于任意的生产函数均有

$$\hat{\alpha} = \alpha + \Delta \tag{52}$$

²² 关于企业自生能力最初的明确定义的文献参见：Justin Yifu Lin and Guofu Tan, “Policy Burdens, Accountability, and the Soft Budget Constraint,” *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 89 (2), May 1999: 426-31。最近，林毅夫（2017）对企业自生能力的内涵又做了新的界定：自生能力指的是在一个开放竞争的市场上，一个具有正常管理的企业在不需要外部的保护补贴，即能获得市场上可以接受的利润率的能力。其前提是企业所在的产业和所用的技术符合要素禀赋结构所决定的比较优势，以及企业所在的地方有合适的软硬基础设施。可以看到，这个新的界定将结构变迁过程中政府的因势利导作用纳入进来了。

其中 $\Delta \in [-\alpha, 1 - \alpha]$ 为实际生产函数对最优生产函数的偏离程度，可以用以刻画该生产函数具备自生能力的程度，如果 $|\Delta| \in [0, \max\{\alpha, 1 - \alpha\}]$ 越小则其自生能力程度越大：如果 $\Delta = 0$ ，则意味着该实际生产函数是最优的，符合禀赋结构所决定的比较优势；如果 $\Delta < 0$ ，则意味着该实际生产函数低于禀赋结构所决定的比较优势，即落后；如果 $\Delta > 0$ ，则意味着该实际生产函数高于禀赋结构所决定的比较优势，即赶超；总之， $|\Delta|$ 越大则意味着该生产函数违背比较优势的程度越大，越不具备自生能力。

对应于最优净产出函数式（22）的实际生产函数的净产出为 $\hat{\pi}(k) \equiv (1 - \hat{\alpha})k^{\hat{\alpha}}$ ，在将式（52）带入其中可得

$$\hat{\pi}(k) = (1 - \alpha - \Delta)k^{\alpha + \Delta} = (1 - \alpha)k^{\alpha}k^{\Delta} - \Delta k^{\alpha + \Delta} = \pi(k)k^{\Delta} - \Delta k^{\alpha + \Delta} \quad (53)$$

因此，我们可得实际生产函数选择的利润与最优生产函数的利润之比为

$$\frac{\hat{\pi}(k)}{\pi(k)} = \frac{\pi(k)k^{\Delta} - \Delta k^{\alpha + \Delta}}{\pi(k)} = k^{\Delta} - \frac{\Delta k^{\Delta}}{(1 - \alpha)} = \frac{1 - \alpha - \Delta}{1 - \alpha} k^{\Delta} \quad (54)$$

容易证明当且仅当 $\Delta = 0$ 时，该比值最大为1。举两个违背比较优势的极端例子：在一个极端，当 $\Delta = -\alpha$ 时，即生产方式选择极端落后，最大限度地低于禀赋结构所决定的最优生产方式， $\frac{\hat{\pi}(k)}{\pi(k)} = \frac{e \ln k}{k}$ ，此时实际的社会经济剩余只为1，与最大的社会经济剩余 $(\frac{k}{e \ln k})$ 与之间的差额为 $(\frac{k}{e \ln k} - 1)$ ；在另外一个极端，当 $\Delta = 1 - \alpha$ 时，即生产方式选择极端赶超，最大限度

地高于禀赋结构所决定的最优生产方式， $\frac{\hat{\pi}(k)}{\pi(k)} = 0$ ，此时实际的社会经济剩余为0，与最大

的社会经济剩余 $(\frac{k}{e \ln k})$ 与之间的差额为 $\frac{k}{e \ln k}$ 。由此可见，“赶超”相对于“落后”对社会经济剩余造成的损失更严重。上述实际的社会经济剩余与最大的社会经济剩余之间的额度其实便是违背比较优势的发展战略的政策性负担。因此，如果发展战略遵循比较优势，企业具备自生能力，不存在政策性负担，其创造社会经济剩余就最大。

同样，对应于最优净边际产出式（23）的实际净边际产出为

$$\hat{v} = \frac{\partial \hat{\pi}}{\partial k} = \left[v - (\Delta + \alpha) \Delta \frac{1}{e} \right] k^{\Delta} \quad (55)$$

因此，我们可得实际的净边际产出与最优的净边际产出之比为

$$\frac{\hat{v}}{v} = \left[1 - \frac{\alpha + \Delta}{\alpha} \Delta \ln k \right] k^{\Delta} \quad (56)$$

容易证明当且仅当 $\Delta = 0$ 时，该比值最大为1。举两个违背比较优势的极端例子：在一个极端，当 $\Delta = -\alpha$ 时，即生产方式选择极端落后，最大限度地低于禀赋结构所决定的最优生产方式，

$$\frac{\hat{v}}{v} = -\frac{1}{\ln k - 1} \frac{1}{e}, \text{ 此时实际的净边际产出为 } \hat{v} = -\left(\frac{1}{e \ln k}\right)^2, \text{ 与最大的净边际产出 } \left(\frac{1}{e \ln k} \left(1 - \frac{1}{\ln k}\right)\right)$$

与之间的差额为 $\frac{1}{e \ln k} \left(1 - \frac{1}{\ln k} + \frac{1}{e \ln k}\right)$ ；在另外一个极端，当 $\Delta = 1 - \alpha$ 时，即生产方式选择极

端赶超，最大限度地高于禀赋结构所决定的最优生产方式， $\frac{\hat{v}}{v} = \frac{e}{k}$ ，此时实际的净边际产出为

$$\hat{v} = \frac{1}{k \ln k} \left(1 - \frac{1}{\ln k}\right), \text{ 与最大的净边际产出 } \left(\frac{1}{e \ln k} \left(1 - \frac{1}{\ln k}\right)\right) \text{ 与之间的差额为 } \left(\frac{1}{e \ln k} - \frac{1}{k \ln k}\right) \left(1 - \frac{1}{\ln k}\right)$$

。由此可见，“赶超”相对于“落后”对资本的净边际产出要高，但也低于最优的净边际产出。上述实际的净边际产出与最大的净边际产出之间的额度其实便是违背比较优势的发展战

略的边际效率损失。因此，如果发展战略遵循比较优势，企业具备自生能力，不存在效率损失，其净产出或资本的净回报率最大。

九、新结构储蓄理论假说的跨国经验分析

（一）计量模型设定

（1）基准模型设定

前文的理论分析表明，遵循比较优势的发展战略是高储蓄率的根本原因。本部分将基于跨国数据经验研究发展战略与高储蓄的关系。在理论模型的基础上，综合考虑其他因素对国民储蓄率的影响，本文使用以下计量方程进行面板数据的实证检验：

$$SR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TCI_{it} + X_{it}'\beta + \delta_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (57)$$

其中 SR_{it} 表示*i*地区第*t*年的储蓄率情况， TCI_{it} 表示*i*地区第*t*年的发展战略情况，为本文的核心变量，理论预期其估计系数 α_1 显著为负，表示地区发展战略越是违背比较优势，则其储蓄率将越低。反之，则说明地区发展战略越是遵循比较优势，则其储蓄率将越高。 X_{it} 表示一系列影响储蓄率的控制变量， γ_i 和 δ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应， ε_{it} 为随机干扰项。

（2）模型的动态性和内生性

考虑到人们的习惯养成和消费的惯性，消费升级是一个渐进的过程(Loayza et al., 2000)。为了识别这种滞后效应，借鉴 Bloom et al (2007) 的做法，本文构建如下局部调整模型：

$$SR_{it}^e = \alpha + \varphi Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (58)$$

其中 SR_{it}^e 表示储蓄率的期望水平， Z_{it} 是一系列外生解释变量所组成的向量，包括发展战略变量。理论上， SR_{it}^e 可以理解为在给定一系列外生变量 Z_{it} 下的最优储蓄水平。由于消费行为等因素的限制，储蓄率的期望水平在短期内很难实现，需要一个逐步调整过程才能实现当前水平向期望水平逐渐靠拢。由此存在以下的关系：

$$SR_{it} - SR_{i,t-1} = (1 - \tau)(SR_{it}^e - SR_{i,t-1}) \quad (59)$$

其中， $(1 - \tau)$ ($0 < \tau < 1$) 为实际储蓄率向期望储蓄率的调整系数，其值越大说明调整速度越快。当 $\tau=0$ 时，表明实际与期望储蓄率相等，为充分调整状态；当 $\tau=1$ ，则说明当前储蓄率与前期相同，*t* 期储蓄率没有调整。将（5）式代入（4），局部调整模型可以进一步改写为：

$$SR_{it} = \alpha^* + \tau SR_{i,t-1} + \varphi^* Z_{it} + \varepsilon_{it}^* \quad (60)$$

其中， $\alpha^* = (1 - \tau) \alpha$ ， $\varphi^* = (1 - \tau) \varphi$ ， $\varepsilon_{it}^* = (1 - \tau) \varepsilon_{it}$ 。 φ^* 为短期乘数，反映解释变量 Z_{it} 对储蓄率的短期影响； φ 为长期乘数，反映解释变量 Z_{it} 对储蓄率的长期影响。 τ 为滞后乘数，反映前一期储蓄率对当期储蓄率的影响，即刻画了滞后效应的大小。为此，本文用式（60）所构建的动态面板模型是检验储蓄率的动态性。

另外，在没有考虑内生性的情况下，对上述方程进行 OLS 估计的结果可能是有偏的。由于以下原因模型可能存在内生性问题：（1）技术选择指数作为发展战略的一个度量指标，其本身是发展战略的结果，很大程度上具有内生性；（2）由于影响储蓄率的因素众多，可能存在某些同时影响发展战略和储蓄率且难以观测的因素，存在遗漏变量问题；（3）各国在选择发展战略时，很可能考虑到当时储蓄率的情况，从而造成反向因果关系。

(二) 变量及数据说明

(1) 被解释变量的指标选取。被解释变量选取各国历年的储蓄率，同时选取投资率作为稳健性检验。

(2) 发展战略的指标选取。遵循新结构经济学的研究传统，利用技术选择指数 (TCI) 来度量发展战略。其基本思想是：一个经济体或地区的要素禀赋结构决定了该国的最优产业结构，而违背比较优势的发展战略是对最优产业结构的一种扭曲，产业结构的这种扭曲程度就可以作为发展战略的一个合理度量指标 (Lin, 2003, 2009; 林毅夫, 2012; 陈斌开和林毅夫, 2013)。TCI 指数定义如下：

$$TCI_{it} = \frac{AVM_{it}/LM_{it}}{GDP_{it}/L_{it}} \quad (61)$$

其中， AVM_{it} 是 i 地区 t 年的工业增加值； GDP_{it} 是 i 地区 t 年的生产总值； LM_{it} 是 i 地区 t 年的工业就业人数； L_{it} 是 i 地区 t 年的总就业人数。该技术选择指数越大，表示 i 地区违背其比较优势的程度越高；反之，该指数越小，表示 i 地区越遵循其比较优势。借鉴林毅夫 (2002) 的跨国研究，在实证部分对 TCI 指数取对数处理。

(3) 控制变量的选取。借鉴多数传统储蓄理论和实证研究文献，选取以下控制变量。
① 抚养比 (depend)。根据生命周期假说理论，消费者根据一生预期总收入来平滑各期消费，因此会在工作期内 (15-65 岁) 会进行净储蓄，而在 15 岁之前及 65 岁之后进行净消费。因此，选取抚养比=被抚养人口 (15 岁以下或 64 岁以上人口)/劳动年龄人口 (15-64 岁人口) 作为控制变量之一，理论预期为负。
② 社会保障 (social)。预防性储蓄理论认为，人们会因为未来不确定性而进行谨慎性储蓄。社会保障体系越健全，居民越有安全感，则越愿意消费，从而储蓄率越低。因此，纳入社会保障变量，用社会保障支出占政府支出比例表示，理论预期为负。
③ 经济增长率 (growth)。已有大量研究认为，经济体实际经济发展水平与储蓄率存在稳定的正相关关系 (Modigliani and Cao, 2004; Kuijs, 2006; 汪伟, 2009)，经济体人均收入提高，经济体的消费水平和储蓄率也会增加。因此，选取人均 GDP 增长率作为控制变量，理论预期为正。
④ 金融发展程度 (finance)。流动性约束理论认为，消费者可能会因为流动性不足而使得消费受到限制，因此金融市场越发达，居民借贷越容易，则消费越容易，储蓄率越低。因此，选取金融发展程度作为控制变量，用银行部门的信贷占 GDP 的比重表示，理论预期为负。
⑤ 通货膨胀率 (inflat)。Loayza et al. (2000) 研究认为，通货膨胀率一方面会抵减实际利率，降低居民储蓄意愿。另一方面，它又表达了人们对未来不确定性的一个预期，因此会与储蓄正相关，总效果待定。
⑥ 城市化率 (urban)。已有研究认为，城市人口相比于农村人口来说，消费行为更加开放些，若一个经济体的城市化水平越高，则储蓄率可能相对会更低 (Edwards, 1996; Kuijs, 2010)，因此，用城市人口与农村人口之比表示，理论预期为负。
⑦ 预期寿命 (life)。按照理性预期理论，人均预期寿命提高，成年人的储蓄倾向也将上升 (Bloom, 2007; 汪伟等, 2015)，因此，理论预期为正。
⑧ 对外贸易 (trade)。在全球化的背景下，对外贸易无疑是一个重要变量，因此，本文选取贸易额占国民生产总值之比作为控制变量，理论期待定。

本文使用的跨国面板数据来自世界银行发展指数 (WDI) 数据库以及 IMF 政府财政统计年鉴。受数据可得性的限制，删除数据量少，且较小的经济体，最终构成 148 个经济体 1960-2013 年的面板数据。按照世界银行的划分标准，148 个样本经济体中，低收入经济体有 24 个、中低收入经济体有 29 个、中高等收入经济体有 42 个以及 53 个高收入经济体，其中中国处于中高等收入经济体行列中。表 1 报告了各变量的描述性统计结果。同时，为了克服离群值的影响，本文对主要变量进行了 Winsorized 缩尾处理。

(三) 回归结果分析

(1) 基准回归结果

表 2 报告了基准回归的估计结果。列 (1) - 列 (3) 采用 OLS 估计, 可以发现发展战略 (TCI) 的估计系数均显著为负, 初步判断符合理论预期。通过这种逐步加入控制变量的方法, 可以在一定程度上说明遗漏变量等问题不会对估计结果产生根本性的影响, 控制了其他潜在影响储蓄率的因素后结论仍然稳健。列 (4) 进一步以个体固定效应模型进行估计, 结果显示, 发展战略的估计系数相比 OLS 的结果有所下降, 但是仍然显著为负, 支持理论假说。列 (5) 则进一步加入 53 个反映时间特征的年度虚拟变量, 结果发现, 发展战略的估计系数, 除了有略微的下降外, 没有发生根本的变化, 仍然显著为负。列 (6) 则考虑到模型设定可能对结果的影响, 采用随机效应模型进行估计, 可以看出, 结果依然稳健。通过以上一系列的估计结果说明, 发展战略越是违背比较优势, 可能导致储蓄率的下降; 反之, 发展战略越是遵循比较优势, 储蓄率可能越高。通过 Hausman 检验发现, 固定效应的估计结果更优。同时, 为了避免损失太多的自由度, 在后续的实证分析中, 以个体固定效应模型作为分析的基准模型。

控制变量中, 抚养比 (depend) 的估计系数显著为负, 与 Kuijs (2010) 等学者的结果一致。社会保障 (social) 的估计系数显著为负, 符合预防性储蓄理论的预期。经济增长率 (growth) 显著为正, 与 Modigliani and Cao (2004) 和汪伟 (2009) 等学者的结果一致。金融发展程度 (finance) 的估计结果不稳定, 这与叶德珠和连玉君等 (2015) 的研究结果一致。通货膨胀率 (inflat) 显著为正, 这与已有文献 (Edwards, 1996; Loayza et al., 2000; 叶德珠和连玉君等, 2015) 的结果相一致。城市化 (urban) 显著为负, 符合理论预期。预期寿命 (life) 显著为正, 这与生命周期理论的预期一致。对外贸易 (trade) 显著为正, 说明对外贸易的开放程度有利于储蓄率的提高。

(2) 稳健性检验

① 指标选取的稳健性检验

表 3 报告了部分指标选取的稳健性检验。列 (1) 采用投资率 (资本形成总额占 GDP 比重) 作为储蓄率的替代指标, 估计结果显示, 发展战略的估计系数显著为负, 符合理论预期。列 (2) 和列 (3) 考虑到经济周期因素的影响, 分别将解释变量 5 年平均和 7 年平均后进行估计²³, 结果发现发展战略的估计系数依然高度显著为负, 在一定程度上说明发展战略对储蓄率存在长期影响。另外, 考虑到发展战略与储蓄率的负相关关系存在反向因果的可能, 为初步缓解该内生性问题, 且考虑到发展战略对储蓄率的影响可能存在滞后性, 列 (4) 和列 (5) 分别报告了以滞后一期和滞后三期发展战略为解释变量的回归结果。回归结果进一步支持了基准模型的结论: 发展战略越是违背比较优势, 储蓄率越低。通过以上稳健性检验得出, 使用不同度量指标并没有影响发展战略与储蓄率的关系。

② 分地区的稳健性检验

表 4 报告了分地区子样本的稳健性检验²⁴。其中列 (1) - 列 (4), 考虑到不同收入阶段的经济体, 发展战略对储蓄率存在着不同影响。按照世界银行的划分标准, 将 148 个样本经济体划分为 4 种经济体。其中低收入经济体有 24 个、中低等收入经济体有 29 个、中高等收入经济体有 42 个以及 53 个高收入经济体, 其中中国处于中高等收入经济体行列中。以固定效应模型为基准进行估计。可以发现, 列 (3) 和列 (4) 以中高等收入经济体和高收入经济

²³ 本文还尝试将解释变量 3 年平均和 8 年平均后进行估计, 发现估计结果基本一致, 未发生较大变化, 在一定程度上说明时间长度的选择不会导致回归模型设定发生根本性错误。

²⁴ 之所以未报告分时段的稳健性检验, 是因为基准回归中的时间固定效应模型的结果表明, 样本的时间影响较小。

体为样本的估计结果中,发展战略(TCI)的估计系数均显著为负,符合理论预期。且中等收入经济体的系数值显著大于高收入经济体,这说明在控制预期寿命、社会保障和抚养比等传统解释变量的情况下,发展中国家遵循比较优势的发展战略对储蓄率的解释力度大于发达国家。换句话说,发展中国家较高的储蓄率用发展战略来解释优于发达国家。

列(1)和列(2)以低收入经济体和中低收入经济体为子样本的估计结果显示,发展战略的估计系数不显著,甚至低收入经济体的系数为正。本文认为造成该结果的可能原因是数据缺失造成的。处理数据时发现,低收入经济体的各个变量大多存在严重的数据缺失问题,样本观测值少,所含信息量少。尽管我们做了必要的缺失值处理²⁵,尽量减少样本观测值损失,但是信息量仍然有限,从而导致估计结果的不稳定²⁶。这一点符合现实观察,一个国家或地区经济发展水平还较低时,没有足够的财政支持数据信息的收集统计,其数据统计等体制机制也不健全。正如我国还处在低收入阶段时,统计数据也是很健全的。随着我国经济水平的大幅提升,可利用的统计数据也越来越多。因此,尽管估计结果不支持本文的理论假说,但有理由相信,低收入经济体遵循比较优势发展战略的发展,能够快速有效的积累资本和储蓄。

为了使结果具有更强的对比性和可信度,选取了代表性文献叶德珠和连玉君等(2012、2015)在研究跨国储蓄问题时,采用的48个国家和地区作为样本²⁷,进行实证估计。从列(5)可以看出,以该48个经济体作为样本的估计结果中,发展战略的估计系数在1%的显著性水平上,符合理论预期为负。控制变量中,与代表性文献估计结果一致的有:社会保障(social)、预期寿命(life)、社会保障(social)、通货膨胀率(inflat)、金融发展程度(finance)以及城市化(urban)²⁸。

二战后,有13个国家或地区实现了持续超过20年的7%以上的高速增长(陈斌开等,2017),这些经济体²⁹是遵循比较优势发展战略的典范,因此,有必要对其进行实证估计,以检验本文的理论假说。由于中国台湾地区缺少数据,实证样本中仅包括其他12个发展典范的观测值。列(6)报告了该估计结果,可以发现,发展战略的估计系数不仅显著为负,而且系数值高于其他估计结果,说明该结果强烈地支持本文的理论假说。进一步,从散点图2来看,与全样本的散点图1相比,拟合线的斜率更加陡峭。且可以看出,样本观测值的储蓄率均在10%以上,平均值在30%左右。同时,TCI较大的观测值也较少,说明12个发展典范基本上是严格遵循比较优势发展战略的。

(3) 内生性处理及动态模型

表5报告了内生性处理和动态面板数据模型的估计结果。其中列(1)采用解释变量的滞后一期和滞后二期作为工具变量进行2SLS估计,可以看出,发展战略等解释变量的估计结果均与基准回归的结果一致,说明反向因果关系等内生性问题对实证结果不会产生根本性影响。进一步考虑到可能存在的异方差问题,列(2)采用GMM估计,发现结果变化不大。从相关的假设检验来看,选择的工具变量是合理的,不存在过度识别问题。

为了进一步控制遗漏变量等内生性问题,以及进一步考虑储蓄率的动态性对估计结果的

²⁵ 我们采用常规的缺失值处理办法,即用一国其他年份的平均值替代缺漏值。

²⁶ 我们还采用不同的模型设定和估计方法,低收入经济体的估计结果都不太稳定。

²⁷ 参照叶德珠和连玉君等(2012、2015),这些国家和地区包括:阿根廷、澳大利亚、奥地利、比利时、巴西、加拿大、智利、中国、哥伦比亚、捷克、埃及、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、中国香港、匈牙利、冰岛、印度、印尼、伊朗、爱尔兰、意大利、荷兰、新西兰、挪威、巴基斯坦、日本、菲律宾、波兰、葡萄牙、罗马尼亚、俄罗斯、韩国、新加坡、南非、卢森堡、马来西亚、墨西哥、西班牙、瑞典、瑞士、泰国、土耳其、英国、美国、越南。

²⁸ 代表性文献中是农村人口占比:农村人口占总人口比重,与本文经济含义相同。

²⁹ 这些国家和地区包括:博茨瓦纳、巴西、中国内地、中国香港特别行政区、印度尼西亚、日本、韩国、马来西亚、马耳他、阿曼、新加坡、中国台湾、泰国。

影响，列（3）-列（5）加入被解释变量的滞后项。已有大量文献建议采用两步 SYS-GMM 方法来处理内生性问题（Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998; Windmeijer, 2005; 连玉君等, 2010; 戴魁早等, 2016）。与此同时，Roodman（2009）提出一个经验原则，对于动态面板模型，虽然 OLS 和固定效应估计量分别上偏和下偏于系数的真实值，但二者构成了真实值的合理区间。因此，可用两者的估计结果作为判断标准。列（3）和列（4）分别报告了混合 OLS 和固定效应模型的估计结果，可以发现，OLS 估计结果中被解释变量的滞后项明显高于固定效应的估计结果。进一步地，列（5）报告了两步 SYS-GMM 方法的估计结果，可以发现，SYS-GMM 估计结果中被解释变量滞后项的估计系数介于两者之间，这说明估计结果是一致和有效的。因此，关注本文的核心解释变量发展战略，可以发现发展战略的估计系数均显著为负。由此说明，考虑了内生性问题和模型的动态性后，本文的理论假说仍然是稳健成立的。从相关的假设检验来看，由 AR（2）的 P 值可知，在采用 SYS-GMM 估计动态模型时，不存在二阶序列相关，而 Sargan 检验得到的 P 值则进一步表明，选择的工具变量是合理的，不存在过度识别问题。

（4）机制检验

本文理论分析得出，遵循比较优势的发展战略使得经济体达到最强的竞争力并生产出可能的最大经济剩余（利润），换言之，就是经济能够获得最快的增长，而快速的经济增长又能够带来高额储蓄。已有研究也表明，我国的高储蓄、高投资很大程度上是由经济高速增长引起的（汪伟，2009）。Rodriguez and Rodrik（1999）的跨国分析也显示，经济增长率决定储蓄率，而不是储蓄率决定增长率。由此，可以认为经济增长是发展战略影响储蓄率的一个重要机制。

尽管在基准回归分析中，模型已经纳入经济增长变量，但是该估计结果是经济增长对储蓄率的平均影响，尚未识别出经济增长对发展战略影响储蓄率的机制效应。为了识别出发展战略对储蓄率的经济增长机制，本部分通过构建包括储蓄率方程和经济增长方程在内的联立方程组，来进行机制识别。联立方程模型的构建如下：

$$SR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TCI_{it} + \alpha_2 growth_{it} + X_{it}'\beta + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (62)$$

$$growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 TCI_{it} + X_{it}'\beta + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (63)$$

其中（62）式为储蓄率方程，与基准模型一致， α_1 和 α_2 分别代表发展战略和经济增长对储蓄率的平均效应。（63）式为经济增长方程，其中 $growth_{it}$ 表示 i 地区第 t 年的经济增长率； TCI_{it} 依然表示 i 地区第 t 年的发展战略，其估计系数 β_1 理论预期显著为负，表示地区发展战略越是违背比较优势，则阻碍经济增长。反之，则促进经济增长。在经济增长方程中，本文主要控制人均 GDP 和人口规模，数据同样来源于世界银行发展指数（WDI）数据库。

表 6 报告了联立方程模型的估计结果。该估计结果均采用个体固定效应模型进行估计。首先，从储蓄率方程来看，发展战略（ $\ln_tci$ ）的估计系数依然显著为负，符合理论预期。同时，经济增长（ $growth$ ）的估计系数也显著为正，说明在考虑变量间的反向因果关系后，本文的理论假说仍然成立，进一步说明本文结论是令人信服的。其次，从经济增长方程来看，发展战略（ TCI ）的估计系数显著为负，说明发展战略越是违背比较优势，导致经济增长率越低，符合理论预期。值得注意的是，列（1）-列（5）采用不同的估计方法对联立方程进行估计，尽管总体上，核心变量的估计系数符合理论预期，但是估计系数的大小存在较大波动。如在储蓄率方程中，发展战略估计系数的绝对值取值范围在 0.664~3.343；经济增长的估计系数取值范围在 0.212~2.342。在经济增长方程中，发展战略估计系数的绝对值取值范围在 0.205~0.213，波动较小。进一步地，将联立方程组中的式（63）代入式（62），并对发展战略求导，可以得出发展战略对储蓄率的总效应为 $\alpha_1 + \alpha_2 * \beta_1$ ，其中 α_1 表示发展战略的直接效应， $\alpha_2 * \beta_1$ 表示发展战略的经济增长机制效应。将上述估计系数取平均值，可以估算出各效应的大小，即直接效应（ α_1 ）等于 2.003，经济增长机制效应（ $\alpha_2 * \beta_1$ ）等于 0.267。

(四) 进一步讨论：发展阶段、发展战略与利率对储蓄率的总效应差异

(1) 发展阶段和发展战略对储蓄率的影响分析

基于理论分析本文还发现，在结构变迁富有弹性的发展早期阶段，资本净边际产出或净回报率随之递增，储蓄率则随之增高；随着发展阶段向前沿靠近，结构变迁弹性减弱，资本净边际产出或净回报率随之递减，储蓄率则随之降低。为了检验该发展阶段假说，构建如下实证模型：

$$SR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TCI_{it} + \alpha_2 RGDP_{it} + \alpha_3 RGDP_{it}^2 + X_{it}'\beta + \delta_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (62)$$

其中 $RGDP_{it}$ 表示*i*地区第*t*年的人均 GDP 水平，理论预期估计系数 α_2 显著为正； $RGDP_{it}^2$ 表示*i*地区第*t*年人均 GDP 的二次项，理论预期估计系数 α_3 显著为负；由这两项来度量发展阶段与储蓄率的变迁关系。其他变量与前文一致。

表 7 报告了发展阶段假说的估计结果。其中列（1）以固定效应模型为基准对方程（62）进行估计，结果可见，代表发展阶段的人均 GDP 及其二次项的估计系数均通过了 1% 的显著性检验，且一次项（RGDP）的估计系数为正，二次项（RGDP²）的估计系数为负，呈现出倒 U 型特征。这说明随着发展阶段的演进，储蓄率呈现出先增后减的趋势，初步验证了发展阶段的理论假说。在此基础上，列（2）和列（3）分别以平行项和与人均 GDP 二次项交互的方式纳入发展战略变量，以检验发展阶段和发展战略对储蓄率的影响。其中列（2）以发展战略平行项纳入模型，估计结果发现，发展战略（TCI）的估计系数显著为负，与前文结果一致；同时，人均 GDP 的估计系数显著为正，其二次项的估计系数显著为负，符合理论预期。列（3）以发展战略交互项纳入模型，估计结果发现，人均 GDP 的估计系数显著为正，其二次项的估计系数显著为负；且人均 GDP 二次项与发展战略的交互项（RGDP²*TCI）的估计系数显著为负。由此说明发展战略不仅对储蓄率有直接的显著影响，而且对发展阶段储蓄率的收敛性具有重要影响。进一步地，拟合以上三种情景中发展阶段与储蓄率的关系。由图 4 可以看出，在三种情景下，发展阶段与储蓄率均呈现倒 U 型特征，随着经济结构向前沿推移，储蓄率也逐渐向前沿收敛。但不同的是，未考虑发展战略与考虑发展战略的情景中，储蓄率的收敛趋势存在较大差异，这也进一步直观地说明发展战略对储蓄率收敛性的影响。

为了检验发展阶段假说的稳健性，以列（2）作为基准进行以下几方面的稳健性检验。列（4）考虑到经济周期波动的影响，将各变量的观测值 5 年平均后进行估计，可以发现，人均 GDP 及其二次项等变量的估计结果均符合预期，且基本通过显著性检验，说明消除一定的经济周期波动干扰后，发展阶段假说依然成立。列（5）则考虑到经济变量的滞后效应，利用各变量的滞后一期进行估计，可以看出，估计系数与理论预期基本相符，显著性水平较弱，说明发展阶段的滞后效应不明显。为了缓解反向因果等内生性问题，列（6）采用各变量的滞后一期作为工具变量，进行两阶段最小二乘回归，结果可见，发展阶段和发展战略变量的估计系数依然符合理论预期，支持本文的理论假说。列（7）则进一步设定动态面板数据模型，采用 SYS-GMM 方法进行估计，结果可见，储蓄率的滞后项显著为正，进一步验证了储蓄消费形成的惯性。除此之外，发展阶段和发展战略变量的估计系数均符合理论预期，进一步说明，在控制内生性问题和模型的动态性后，本文的理论假说依然成立，具有一定的稳定性。列（8）则以投资率作为被解释变量进行估计，可见各变量的估计结果依然是稳健成立的。

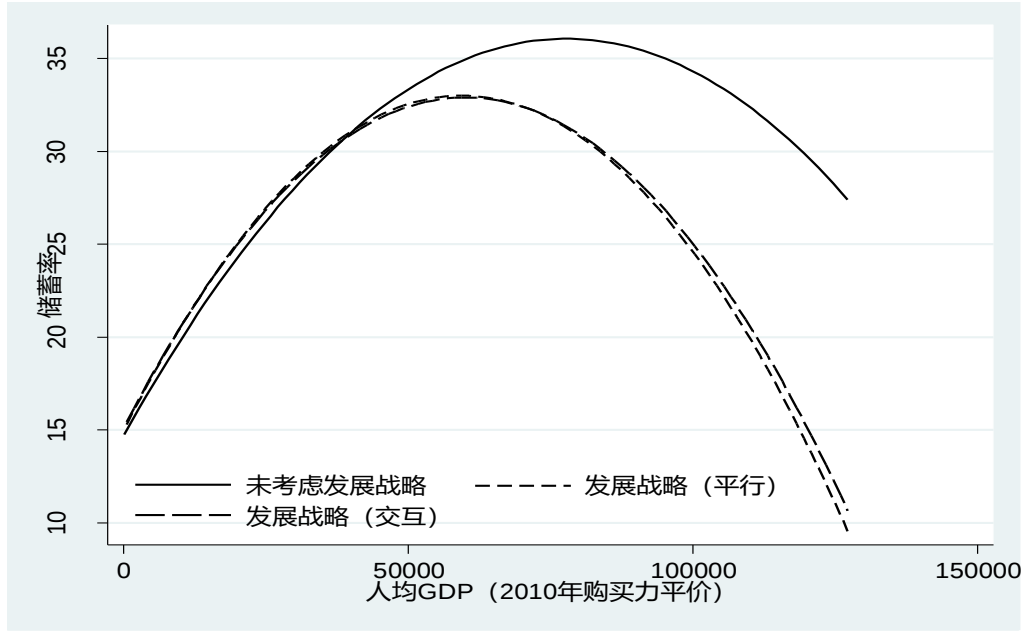


图 23 发展阶段、发展战略与储蓄率的二次拟合图

(2) 发展战略和利率对储蓄率的影响分析

鉴于利率在结构变迁方程中对跨期平滑消费的影响,本文进一步考虑发展战略和利率对储蓄率的影响。为了识别该影响机制,构建如下的实证模型:

$$SR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 TCI_{it} + X'_{it}\beta + \delta_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$SR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{it} + \alpha_2 TCI_{it} * R_{it} + \alpha_3 TCI_{it} + X'_{it}\beta + \delta_t + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 R_{it} 表示实际利率,其估计系数理论预期为正; $TCI_{it} * R_{it}$ 表示发展战略和实际利率对储蓄率的交互效应,其估计系数理论预期为正,表示在发展战略路径下实际利率对储蓄率的传导效应。

表 8 报告了发展战略和利率对储蓄率的回归结果。其中列(1)在基准模型的基础上加入新变量实际利率,采用固定效应模型进行估计,可以发现,发展战略的估计系数仍然显著为负,符合理论预期。新变量实际利率(rate)的估计系数在 1% 的显著性水平上为负,这与流动性约束理论的理论预期不相符。但与已有的实证结果相一致,已有大量研究在跨国实证时均检验出实际利率与储蓄率之间的负相关关系(Kuijs, 2010; 叶德珠等, 2015; 孙涛等, 2016)。可能的解释是,正如前文的理论分析可知,利率虽然增加了当期消费的机会成本,产生与下期消费的替代效应,刺激储蓄;但是更高的利率增加了消费者的收入,放松了预算约束从而还带来收入效应,收入效应使得消费者可以增加所有时点的消费。因此,在样本的研究期内,实际利率的收入效应大于替代效应,从而使得实际利率与储蓄率呈负相关。该结果在后续的一系列模型设定、指标选取以及样本选择的实证检验中均稳健成立。

与此相比,本文更关心在发展战略路径下实际利率对储蓄率的传导效应。列(2)在列(1)的基础上加入发展战略与实际利率的交互项,采用固定效应模型进行估计。可以发现,相比于列(1),列(2)中发展战略(tci)和实际利率(rate)的估计系数均有不同程度的下降,且拟合优度有所提高,说明引入两者的交互项能够在一定程度上捕捉到这种传导效应。进一步地,从交互项(tci*rate)的估计系数来看,通过了 10% 的显著性检验,且为正,说明尽管实际利率对储蓄率的总效应以收入效应为主,但是在发展战略路径中,实际利率主要表现为替代效应,即发展战略越是遵循比较优势,则其回报率越高,实际利率越高,储蓄动机越强,这一点符合本文的理论预期。

为了检验列（2）结果的稳健性，列（3）考虑到经济周期波动的影响，将各变量的观测值 5 年平均后进行估计，可以发现，交互项（ $tci*rate$ ）等变量的估计结果均符合预期，且显著性水平有所提高，说明消除一定的经济周期波动干扰后，发展战略的实际利率机制与储蓄率的正相关关系更明显了。列（4）则考虑到经济变量的滞后效应，利用各变量的滞后一期进行估计，可以看出，估计结果与基准结果变化不大。同时，实际利率与储蓄率很可能是互为因果的，为了缓解反向因果等内生性问题，列（5）采用各变量的滞后一期作为工具变量，进行两阶段最小二乘回归，结果可见，交互项（ $tci*rate$ ）的估计系数依然显著为正，支持本文的理论假说。列（6）则进一步设定动态面板数据模型，采用 SYS-GMM 方法进行估计，结果可见，除了发展战略（ tci ）的系数变得不那么显著外（ t 值仍然达到 1.618），其他变量均符合理论预期，进一步说明，在控制内生性问题和模型的动态性后，本文的理论假说依然成立，具有一定的稳定性。列（7）则以投资率作为被解释变量进行估计，可见各变量的估计结果依然是稳健成立的。

尽管从全样本的角度识别出发展战略的实际利率机制与储蓄率存在正相关关系，但是由于各经济体间差异较大，其影响机制是否存在异质性？因此，有必要遵循前文思路，按分地区的子样本进行研究分析。表 9 报告了分地区子样本的机制检验结果。与前文相似的是，列（1）和列（2）低收入经济体组和中低收入经济体组的估计结果依然不太稳健。列（3）和列（4）中发展战略和实际利率的交互项（ tci_rate ）均显著为正，与前文一致，符合理论预期。但不同的是，中高收入组中交互项的估计系数明显大于高收入组中交互项的估计系数，近 2 倍，这说明尽管两组的发展战略的实际利率机制与储蓄率存在正相关关系，但是影响大小存在较大差异。即中高收入组中在发展战略路径下实际利率对储蓄率的传导效应明显高于高收入组。另外，列（5）以 48 个经济体作为子样本的估计结果也支持理论预期。而列（6）以 13 个发展典范作为子样本的估计结果显示，交互项的估计系数为正，但显著性较弱，可能的原因是样本量偏小造成的。

十、新结构储蓄理论假说的中国省级经验分析

基于跨国经验已基本支持本文的理论假说，此部分进一步将焦点转移到中国，就发展战略与中国的高储蓄率之谜进行实证检验。

（一）变量及数据说明

（1）被解释变量的指标选取。被解释变量选取各省历年的国民储蓄率，同时选取投资率作为稳健性检验。

（2）发展战略的指标选取。依然选取 TCI 指数作为发展战略的度量指标，计算方法与跨国中的 TCI 指数计算公式一致。

（3）控制变量的选取。借鉴多数传统储蓄理论并结合研究中国储蓄率的相关文献，选取以下控制变量。①抚养比（ $depend$ ）。与跨国分析一致，采用总抚养比表示，理论预期为负。②社会保障（ $social$ ）。采用社会保障支出占政府支出比例表示，理论预期为负。③经济增长率（ $growth$ ）。同样选取人均 GDP 增长率作为控制变量，理论预期为正。④金融发展程度（ $finance$ ）。采用银行部门的信贷占 GDP 的比重表示，理论预期为负。⑤城市化率（ $urban$ ）。采用城市人口与农村人口之比表示，理论预期为负。⑥财政支出比重（ gov ）。采用政府公共财政支出占 GDP 的比例表示，用以反映政府财政支出对政府与居民储蓄的影响（汪伟，2009），

理论预期为负。⑦城乡收入比（income），参照汪伟（2009）等研究中国高储蓄率问题，采用农村居民人均纯收入与城镇居民人均可支配收入之比表示，理论期待定。⑧对外贸易（trade），与跨国分析一致，引入对外贸易变量，采用进出口总额与 GDP 之比表示，理论期待定。

本文使用的数据是中国 1997-2014 年省际面板数据，数据来源于历年的《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》、《中国劳动和社会保障统计年鉴》以及相关年份各省的统计年鉴。表 10 报告了各变量的描述性统计结果。同样，为了克服离群值的影响，此部分也对主要变量进行了 Winsorized 缩尾处理。

（二）回归结果分析

（1）基准回归结果

表 11 报告了基准回归的估计结果。遵循跨国分析的实证策略，列（1）-列（3）采用逐步加入控制变量的方法对模型进行 OLS 估计，结果可见，发展战略（tci）的估计系数显著为负，说明在以我国作为研究样本的情况下，新结构储蓄理论也是成立的，这一结果也与跨国国的实证结果相一致，从更加微观的层面论证了本文的理论假说。列（4）则考虑到我国各省份的个体差异，进一步地以个体固定效应模型进行估计，结果显示，发展战略的估计系数仍然显著为负，支持理论假说。列（5）则进一步考虑时间特征，采用双固定效应模型进行估计，结果发现，发展战略的估计系数基本保持稳定。列（6）则考虑到模型设定可能对结果的影响，采用随机效应模型进行估计，可以看出，结果依然稳健。通过以上一系列的估计结果说明，在本文的样本时间段内，我国的发展战略是导致我国高储蓄率的重要因素。同样，为了避免损失太多的自由度，在后续的实证分析中，以个体固定效应模型作为分析的基准模型。

在控制变量中，抚养比（depend）、社会保障（social）和经济增长率（growth）的估计结果与跨国分析的估计结果一致，均符合现有的理论预期。金融发展程度（finance）的估计结果均显著为负，相比于跨国分析中该估计结果的不稳定性，说明我国的金融发展现状更符合流动性约束理论的预期。城市化（urban）显著为正，与理论预期相反，可能的原因是随着我国各个地区城市化水平的提高，大多居民存在“为买房而储蓄”的行为（陈斌开等，2013），导致整体国民储蓄率的提高。对外贸易（trade）的估计系数显著为负，说明对于我国而言，对外贸易的开放程度不利于储蓄率的提高。财政支出比重（gov）的估计系数基本显著为负，符合理论预期，与汪伟（2009）的结果一致。城乡收入比（income）的估计系数基本显著为正，说明农村居民人均收入占比的提高，有利于储蓄率的提高，这与我国的基本事实相符合，一般认为，农村居民的储蓄倾向高于城市居民，农村居民人均收入越高，其储蓄也将越高。

（2）稳健性检验

表 12 报告了部分稳健性检验的估计结果。列（1）-列（3）采用投资率作为储蓄率的替代指标，估计结果显示，发展战略的估计系数显著为负，符合理论预期。列（4）考虑到经济周期因素的影响，分别将解释变量 3 年平均后进行估计，结果发现发展战略的估计系数依然显著为负，在一定程度上说明发展战略对储蓄率存在长期影响。另外，考虑到发展战略与储蓄率的负相关关系存在反向因果的可能，为初步缓解该内生性问题，且考虑到发展战略对储蓄率的影响可能存在滞后性，列（5）报告了以滞后一期解释变量的回归结果。该回归结果进一步支持了本文的理论假说。整体而言，基于中国省级层面的稳健性检验与跨国分析的估计结果基本一致，说明发展战略与储蓄率的关系比较稳健。

（3）内生性与动态性

表 13 报告了中国省级内生性处理和动态面板数据模型的估计结果。遵循跨国分析的思

路,列(1)采用解释变量的滞后一期和滞后二期作为工具变量进行 2SLS 估计,可以看出,发展战略等解释变量的估计结果均与基准回归的结果一致,说明反向因果关系等内生性问题对实证结果不会产生根本性影响。进一步考虑到可能存在的异方差问题,列(2)采用 GMM 估计,发现结果变化不大。从相关的假设检验来看,选择的工具变量是合理的,不存在过度识别问题。为了进一步控制遗漏变量等内生性问题,以及考虑储蓄率的动态性对估计结果的影响,列(3)-列(5)加入被解释变量的滞后项。列(3)和列(4)分别报告了混合 OLS 和固定效应模型的估计结果,可以发现,OLS 估计结果中被解释变量的滞后项(0.884)明显高于固定效应的估计结果(0.784)。进一步地,列(5)报告了两步 SYS-GMM 方法的估计结果,可以发现, SYS-GMM 估计结果中被解释变量滞后项的估计系数(0.802)介于两者之间,这说明估计结果是一致和有效的。因此,关注本文的核心解释变量发展战略,可以发现发展战略的估计系数均在不同程度上显著为负。由此说明,考虑了内生性问题和模型的动态性后,本文的理论假说仍然是稳健成立的。从相关的假设检验来看,由 AR(2)的 P 值可知,在采用 SYS-GMM 估计动态模型时,不存在二阶序列相关,而 Sargan 检验得到的 P 值则进一步表明,选择的工具变量是合理的,不存在过度识别问题。

(4) 机制检验

表 14 报告了中国省级经济增长率的机制检验。遵循跨国分析思路,依然采用联立方程模型进行实证估计。列(1)-列(5)采用不同的估计方法对联立方程进行估计,以检验其稳健性。首先,从储蓄率方程来看,发展战略(tci)的估计系数为负,基本通过显著性检验,符合理论预期。同时,经济增长(growth)的估计系数也显著为正,说明在考虑变量间的反向因果关系后,本文的理论假说仍然成立。其次,从经济增长方程来看,发展战略(tci)的估计系数显著为负,说明发展战略越是违背比较优势,导致经济增长率越低,符合理论预期。

进一步地,通过估计系数来估算发展战略及经济增长机制对储蓄率的效应大小。在储蓄率方程中,发展战略估计系数的绝对值取值范围在 1.082~1.896,相比于跨国分析的结果,该系数的波动较小;经济增长的估计系数取值范围在 0.057~3.060,相比于跨国分析的结果,该系数的波动较大。在经济增长方程中,发展战略估计系数的绝对值取值范围在 0.745~0.773,波动较小。通过计算可得发展战略对储蓄率的总效应 $\alpha_1 + \alpha_2 * \beta_1$ 的平均值为 2.672,其中直接效应(α_1)的平均值为 1.489,经济增长机制效应($\alpha_2 * \beta_1$)的平均值为 1.183。可以看出,相比于跨国分析的结果,中国发展战略对储蓄率的总效应和经济增长机制效应更大,直接效应略小于跨国结果。

(二) 进一步讨论

进一步地,从中国省级层面讨论中国是否存在储蓄率随着发展阶段呈现出先增后减的趋势。表 15 报告了发展阶段假说的估计结果。其中列(1)以固定效应模型为基准进行估计,结果可见,代表发展阶段的人均 GDP 及其二次项的估计系数均通过了 1%的显著性检验,且一次项(RGDP)的估计系数为正,二次项(RGDP2)的估计系数为负,呈现出倒 U 型特征。这说明随着发展阶段的演进,我国的储蓄率也呈现出先增后减的趋势,与跨国分析的结果一致,进一步验证了发展阶段理论假说的成立。在此基础上,列(2)和列(3)分别以平行项和与人均 GDP 二次项交互的方式纳入发展战略变量,以检验发展阶段和发展战略对储蓄率的影响。其中列(2)以发展战略平行项纳入模型,估计结果发现,发展战略(TCI)的估计系数显著为负;人均 GDP 的估计系数显著为正,其二次项的估计系数显著为负,符合理论预期。列(3)以发展战略交互项纳入模型,估计结果发现,人均 GDP 的估计系数显著为正,其二次项的估计系数显著为负;且人均 GDP 二次项与发展战略的交互项(RGDP2*TCI)的估计系数显著为负。该结果也与跨国分析的结果一致。同样地,本文基于以上三种情景,

拟合中国的发展阶段与储蓄率的关系图。由图 4 可以看出，在三种情景下，发展阶段与储蓄率均呈现倒 U 型特征，但与跨国分析结果不同的是，未考虑发展战略和考虑发展战略的情景，储蓄率的收敛趋势变化不大。且达到拐点时，中国的储蓄率高达 58% 左右，而跨国部分为 35% 左右，足足高出二十几个百分点。这一估计结果与我国的现实比较贴近，也进一步说明本文估计结果具有一定的可信度。

同样，为了检验发展阶段假说的稳健性，遵循跨国分析思路，以列（2）作为基准进行稳健性检验。列（4）考虑到经济周期波动的影响，将各变量的观测值 3 年平均后进行估计，可以发现，人均 GDP 及其二次项等变量的估计结果均符合预期，且通过显著性检验，说明消除一定的经济周期波动干扰后，发展阶段假说依然成立。列（5）则考虑到经济变量的滞后效应，利用各变量的滞后一期进行估计，可以看出，估计系数与理论预期相符，且高度显著，这一点与跨国结果不同，说明我国的发展阶段存在较强的滞后效应。为了缓解反向因果等内生性问题，列（6）采用各变量的滞后一期作为工具变量，进行两阶段最小二乘回归，结果可见，发展阶段和发展战略变量的估计系数依然符合理论预期，支持本文的理论假说。列（7）则进一步设定动态面板数据模型，采用 SYS-GMM 方法进行估计，结果可见，储蓄率的滞后项显著为正，进一步验证了储蓄消费形成的惯性。除此之外，发展阶段和发展战略变量的估计系数均符合理论预期，进一步说明，在控制内生性问题和模型的动态性后，本文的理论假说依然成立，具有一定的稳定性。列（8）则以投资率作为被解释变量进行估计，核心变量的估计结果依然是稳健成立的。

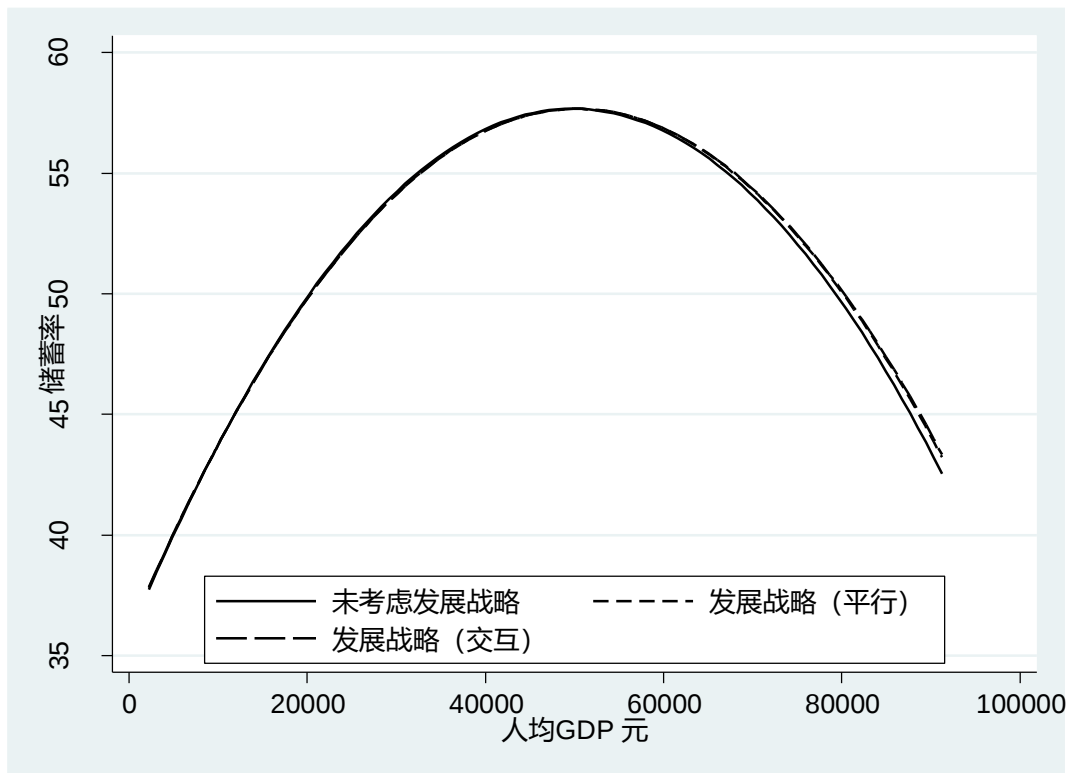


图 24 中国省级发展阶段、发展战略与储蓄率的二次拟合图

十一、结论性评述

中国的高储蓄率现象长期以来都备受关注，也备受“诟病”。国际学术与政策界大都这样以美国作为参照系，对该现象的普遍认识就是由于各种扭曲尤其是政府干预导致的“异常高的储蓄率”，认为中国实行的“高储蓄、低消费”模式，是全球经济失衡的重要原因。这种认识也蔓延到国内，造成一种中国高储蓄率是不好的“弊端论”思潮，“高储蓄高投资”的中国发展模式受到广泛的批评，认为需要从“投资驱动”向“消费驱动”的增长模式转型，并逐步影响到国家政策。与之相反，我们认为高储蓄现象是快速发展阶段必然出现的合理现象。

对于如何解释中国的高储蓄率现象，基于经典消费理论与中国特殊因素的视角，日益催生了大量的理论假说，比如文化习性假说、饥荒经历假说、预防性储蓄假说、竞争性储蓄假说、流动性约束假说、人口结构假说、老年人消费认知能力假说、国企扭曲假说、高房价假说、公共财政假说、剩余劳动力假说，等等。然而，高储蓄率和高投资率却是战后 13 个发展典范的特征事实之一，不仅是中国独有的现象。在 20 世纪 70 年代，东南亚和拉丁美洲的储蓄率很接近，但 20 年之后东南亚的储蓄率比拉丁美洲高 20 个百分点。因此，各种求助于特殊因素的解释又缺乏理论一般性而经不起推敲，而不具有一般性。然而，主流理论却难以给出一般性的解释，于是中国和东亚的高储蓄现象遂被称之为“高储蓄率之谜”。

基于跨国和中国的历史长期经验特征事实，本文应用新结构经济学解释了“高储蓄率之谜”，提出了一个不同于缺乏结构的主流消费和储蓄理论，新结构储蓄理论假说：如果一个经济体的结构变迁遵循由其禀赋结构所决定的比较优势，那么其可供储蓄和投资的经济剩余将最大，储蓄与投资的边际回报率也最大，储蓄倾向和投资倾向也最大，总的储蓄率也就越高；反之，则相反。在基于最优生产函数理论所构建的模型中，结构变迁使得索罗模型中的黄金储蓄率比没有结构变迁状态下要高，结构变迁也使得欧拉方程中的跨期储蓄倾向更高，如果结构变迁的跨期替代效应大于收入效应那么边际储蓄倾向也会更高。该新结构储蓄理论假说非常吻合中国储蓄率变迁的长期历史模式。以 1978 年改革开放为历史分界，在此之前的 20 多年国民收入水平和国民储蓄率都十分低下，而在此后的 20 多年间国民收入水平和国民储蓄率都急速攀升。改革开放之前的 20 多年间居民储蓄率和企业储蓄率相对政府储蓄率都非常低，国民储蓄率主要由政府储蓄率构成；与此相反，改革开放之外的 30 年间，政府储蓄率大幅度下降，而居民和企业的储蓄率大幅上升，国民储蓄率主要由企业和居民部门储蓄率构成。按照新结构储蓄理论假说的解释便是：在改革开放前的重工业优先发展的赶超战略计划经济时代，违背比较优势的发展战略使得生产者不具备自生能力，无力创造经济剩余，甚至无法获得覆盖成本的投资回报，居民和企业都无力也不愿进行更多的储蓄，而优先发展重工业又必须高额的资本投资，这种状况下就只有依靠政府的强制性资源动员和强制性储蓄，政府部门的储蓄率必然占据主导。与此相反，改革开放之后，中国开始采取渐进式双轨的方式进行转型，一方面放开展符合当时比较优势的劳动密集型产业，一方面对历史遗留的不符合比较优势的重工业继续予以转型期的保护补贴。这种发展战略转型产生了深刻的影响，不但创造了大量可供储蓄的经济剩余，而且符合比较优势部门的生产者具备自生能力其投资回报率较高推动了居民部门较高的储蓄率。与此同时，政府继续予以没有自生能力的国企转型期保护补贴，随着资本迅速的积累，国企也逐步获得自生能力，也开始创造经济剩余，并且其投资回报率也较高，从而推高了企业部门储蓄倾向，而政府储蓄率逐步下降。

来自跨国和省级的经验分析也支持上述新结构储蓄理论的基本假说。这个假说也是新结构资本积累理论的主要内涵：通过比较优势发展战略实现高储蓄高投资进而提升禀赋结构促进生产结构升级是经济发展最重要的渠道。当然，需要大量的后续研究才能进一步完善这个

新结构储蓄理论以揭示结构变迁中复杂的消费、储蓄与投资现象。

参考文献

- [1] Ando, A., and Modigliani, F. "The Life-Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests." *American Economic Review* 53 (1963): 55–84.
- [2] Arellano M, Bover O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1990:29–51.
- [3] Barry P. Bosworth, *Saving and Investment in a Global Economy*, Brookings Institution, 1993.
- [4] Bloom D E, Canning D, Graham B. Longevity and Life - cycle Savings[J]. *Scandinavian Journal of Economics*, 2003, 105(3):319 – 338.
- [5] Bloom D E, Canning D, Mansfield R K, et al. Demographic Change, Social Security Systems, and Savings[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(1):92.
- [6] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1):115-143.
- [7] Carroll C D, Rhee B K, Rhee C, Are there cultural effects on saving? Some cross — sectional evidence, *The Quarterly Journal of Economics*, 1994: 685 — 699.
- [8] Cavalcanti T V, Parente S L, Zhao R, “Religion in macroeconomics: a quantitative analysis of Weber’ s thesis” , *Economic Theory*, 2007, 32(1) :105-123.
- [9] Christopher D. Carroll, Byung - Kun Rhee and Changyong Rhee, “Does Cultural Origin Affect Saving Behavior? Evidence from Immigrants” , *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 48, No. 1 (October 1999), pp. 33-50.
- [10] Edwards S. Why are Latin America's savings rates so low? An international comparative analysis[J]. *Journal of Development Economics*, 1996, 51(1):5-44.
- [11] Edwards S. Why are Saving Rates so Different Across Countries?: An International Comparative Analysis[J]. *Nber Working Papers*, 1995.
- [12] Friedman, M. *A Theory of the Consumption Function*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1957.
- [13] Growth Commission, 2008, *the Growth Report: Strategies for Sustained Growth and Inclusive Development*, Washington, D. C.
- [14] Kraay A. Household Saving in China[J]. *World Bank Economic Review*, 2000, 14(3):545-570.
- [15] Kuijs L. How Will China's Saving-Investment Balance Evolve?[J]. *Policy Research Working Paper*, 2010:1-32(32).
- [16] Kuijs, Louis. 2005. *Investment and Saving in China*. Policy Research Working Paper; No. 3633. World Bank.
- [17] Loayza N, Schmidthebbel K, Servén L. What Drives Private Saving Across the World?[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2000, 82(2):165-181.
- [18] Modigliani, Franco and Shi Larry Cao. 2004. "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis," *Journal of Economic Literature* 42(1): 145-170.
- [19] Modigliani, Franco. 1970. “The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio,” in *Induction, Growth and Trade*, eds. W. A. Eltis, M. FG. Scott, and J. N. Wolfe. Oxford: Clarendon Press, 197-225
- [20] Roodman, David Malin. How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata[J]. *Stata Journal*, 2009, 9(1):86-136.
- [21] Windmeijer F. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators[J].

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

Journal of Econometrics, 2005, 126(1):25-51.

- [22] Yang, Dennis Tao and Zhang, Junsen and Zhou, Shaojie, “Why are Saving Rates so High in China?” *NBER Working Paper Series*, Vol. w16771, 2011.
- [23] 白重恩、李宏彬、吴斌珍, “医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据”, 《经济研究》, 2012 年第 2 期。
- [24] 陈斌开, 伏霖. 发展战略与经济停滞[J]. 世界经济, 2018(1):52-77.
- [25] 陈斌开, 杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. 经济研究, 2013(1):110-122.
- [26] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学, 2013(04):81-102+206.
- [27] 程令国、张晔, “早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗?——对我国居民高储蓄率的一个新解释”, 《经济研究》, 2011 年 08 期。
- [28] 戴魁早, 刘友金. 要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析[J]. 经济研究, 2016(7).
- [29] 樊纲、魏强、刘鹏, “中国经济的内外失衡和财税改革”, 《经济研究》, 2009 年第 1 期。
- [30] 冯明, “农民工与中国高储蓄率之谜——基于搜寻匹配模型的分析”, 《管理世界》, 2017 年第 4 期, 第 20-31 页。
- [31] 付才辉, “最优生产函数理论——从新古典经济学向新结构经济学的范式转移”, 《经济评论》, 2018 年第 1 期, 第 3-46 页。
- [32] 何立新、封进、佐藤宏, “养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据”, 《经济研究》, 2008 年第 10 期。
- [33] 江静, “中国企业储蓄率——来自企业的微观证据”, 《经济理论与经济管理》, 2013 年第 10 期。
- [34] 李雅娴、张川川, “认知能力与消费:理解老年人口高储蓄率的一个新视角”, 《经济学动态》, 2018 年第 2 期。
- [35] 连玉君, 彭方平, 苏治. 融资约束与流动性管理行为[J]. 金融研究, 2010(10):158-171.
- [36] 林毅夫、蔡昉、李周, 《中国的奇迹:发展战略与经济改革》, 格致出版社、上海三联书店和上海人民出版社, 2014 年版。
- [37] 林毅夫、刘培林, “经济发展战略对劳均资本积累和技术进步的影响——基于中国经验的实证研究”, 《中国社会科学》, 2003 年第 4 期, 第 18-32 页。
- [38] 林毅夫. 发展战略、自生能力和经济收敛[J]. 经济学:季刊, 2002(1):269-300.
- [39] 林毅夫, 《新结构经济学: 反思经济发展与政策的理论框架》, 北京大学出版社, 2014 年版。
- [40] 罗楚亮, “经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为”, 《经济研究》, 2004 年第 4 期。
- [41] 刘晓光、卢锋, “中国资本回报率上升之谜”, 《经济学 (季刊)》, 2014 年第 3 期。
- [42] 孙涛, 姜树广. 家庭价值观、人口负担比与国民储蓄——基于全球价值观调查数据的实证研究[J]. 世界经济研究, 2016(5):99-111.
- [43] 万广华、张茵、牛建高, “流动性约束、不确定性与中国居民消费”, 《经济研究》, 2001 年第 1 期。
- [44] 汪伟, 艾春荣. 人口老龄化与中国储蓄率的动态演化[J]. 管理世界, 2015(6):47-62.
- [45] 汪伟. 经济增长、人口结构变化与中国高储蓄[J]. 经济学(季刊), 2009, 9(1):29-52.
- [46] 汪伟, “中国‘高储蓄现象’的部门分析: 1952~2008”, 《上海行政学院学报》, 2011 年第 5 期。
- [47] 杨汝岱、陈斌开, “高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为”, 《经济研究》, 2009 年 08 期。
- [48] 叶德珠, 连玉君, 黄有光, 等. 消费文化、认知偏差与消费行为偏差[J]. 经济研究, 2012(2):80-92.
- [49] 叶德珠, 连玉君, 黄有光. 文化与储蓄:基于优势分析的跨国实证研究[J]. 金融评论, 2015(3):31-44.
- [50] 周绍杰, “中国城市居民的预防性储蓄行为研究”, 《世界经济》, 2010 年第 8 期。

新结构经济学工作论文
Working Paper Series of New Structural Economics

附表

表 1 跨国各变量的描述性统计结果

变量名	变量定义	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
sav	储蓄率	7560	22.068	10.972	-19.938	69.381
inv	投资率	6041	22.488	7.461	7.594	39.462
tci	发展战略	6372	2.992	3.841	0.446	24.128
rate	实际利率	2735	5.318	10.95	-53.444	50.538
tci*rate	交互项	2392	4.706	11.273	-15.588	47.254
depend	抚养比	7938	70.785	20.232	16.452	120.748
social	社会保障	6534	24.193	10.851	1.878	82.44
growth	经济增长率	7938	2.265	4.708	-20.778	23.715
finance	金融发展程度	7722	43.655	39.376	1.056	194.421
inflat	通货膨胀率	7938	17.658	42.44	-8.638	384.77
urban	城市化水平	7992	51.257	25.299	2.077	100
life	预期寿命	7992	64.714	11.14	19.266	83.832
trade	对外贸易	7938	76.628	46.898	0.000	344.259

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

表 2 跨国发展战略与储蓄率的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	FE	FE+YEAR	RE+YEAR
ln_tci	-4.011*** (-27.541)	-3.541*** (-17.535)	-2.267*** (-10.500)	-1.360*** (-3.953)	-1.141*** (-3.297)	-1.367*** (-4.216)
depend		-0.067*** (-7.778)	-0.027*** (-2.812)	-0.048*** (-6.760)	-0.052*** (-6.918)	-0.080*** (-8.026)
social		-0.153*** (-12.014)	-0.166*** (-13.500)	-0.238*** (-15.261)	-0.235*** (-14.923)	-0.229*** (-14.848)
growth		0.166*** (5.841)	0.153*** (5.391)	0.152*** (9.598)	0.131*** (7.968)	0.135*** (8.241)
finance		0.007** (2.100)	0.001 (0.009)	-0.011*** (-2.973)	-0.012*** (-3.358)	-0.012*** (-3.386)
inflat			0.002 (0.829)	0.004** (2.103)	0.006*** (3.130)	0.006*** (3.401)
urban			-0.086*** (-11.752)	-0.032*** (-2.734)	-0.014 (-1.051)	-0.036*** (-2.853)
trade			0.040*** (15.111)	0.029*** (7.880)	0.026*** (6.855)	0.025*** (6.866)
life			0.026 (1.174)	0.039** (2.184)	0.105*** (5.044)	0.148*** (6.569)
_cons	25.269*** (165.231)	32.231*** (43.105)	23.543*** (13.101)	29.556*** (22.070)	22.769*** (12.530)	17.711*** (8.409)
N	6318	5616	5616	5616	5616	5616

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

r2_a	0.107	0.134	0.192	0.068	0.084	0.098
F	758.512	174.407	148.977	57.977	10.937	11.857

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

表 3 跨国指标选取的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	投资率为被解释变量	解释变量 5 年平均	解释变量 7 年平均	解释变量滞后一期	解释变量滞后三期
ln_tci	-0.729* (-1.711)	-1.544** (-1.991)	-1.135** (-1.970)	-1.743*** (-2.721)	-1.023 (-1.557)
depend	0.003 (0.336)	-0.116** (-2.562)	-0.158*** (-7.353)	-0.189*** (-5.409)	-0.160*** (-4.501)
social	-0.151*** (-8.096)	-0.200*** (-5.436)	-0.268*** (-9.107)	-0.241*** (-10.916)	-0.211*** (-9.340)
growth	0.221*** (11.392)	0.179*** (5.116)	0.211*** (7.590)	0.120*** (3.686)	0.053 (1.600)
inflat	0.001 (0.106)	0.030* (1.723)	0.010*** (3.548)	0.014*** (3.869)	0.002 (0.619)
urban	-0.042** (-2.229)	0.064 (0.741)	-0.053 (-1.137)	-0.115** (-2.340)	-0.099** (-2.008)
trade	0.034*** (7.430)	0.019* (1.865)	-0.004 (-0.527)	0.045*** (4.640)	0.027*** (2.703)
life	0.247*** (9.440)	0.273** (2.549)	0.412*** (6.608)	0.398*** (4.928)	0.369*** (4.519)
finance	-0.006 (-1.224)	-0.044*** (-4.384)	-0.019*** (-2.764)	-0.051*** (-7.24)	-0.055*** (-8.55)

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

_cons	9.696*** (5.181)	12.642 (1.420)	14.541*** (2.868)	12.052* (1.759)	11.843* (1.721)
N	4520	1352	2392	1503	1545
r2_a	0.083	0.027	0.104	0.092	0.042
F	58.049	16.573	43.261	27.619	18.157

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

表 4 跨国分地区子样本的稳健性检验

	(1) 低收入	(2) 中低收入	(3) 中高收入	(4) 高收入	(5) 48 个经济体	(6) 13 个发展典范
ln_tci	1.024 (0.819)	-1.249 (-1.601)	-1.884*** (-3.052)	-1.074** (-1.974)	-2.766*** (-9.995)	-5.458*** (-6.443)
depend	-0.206*** (-7.359)	-0.093*** (-5.295)	-0.032* (-1.949)	-0.032*** (-2.653)	-0.009 (-0.755)	-0.105*** (-3.773)
social	-0.206 (-0.923)	-0.091 (-1.301)	0.017 (0.347)	-0.280*** (-18.992)	-0.267*** (-20.873)	-0.260*** (-10.691)
growth	0.004 (0.084)	0.183*** (5.021)	0.159*** (5.066)	0.129*** (5.651)	0.223*** (6.814)	0.256*** (3.848)
inflat	0.031* (1.825)	-0.002 (-0.514)	0.005** (2.041)	0.010*** (2.929)	0.002 (0.829)	0.003 (0.412)
urban	0.129*** (2.904)	-0.114*** (-3.253)	0.020 (0.864)	-0.031* (-1.843)	-0.060*** (-7.615)	-0.056** (-2.578)
trade	0.003 (0.217)	0.053*** (5.070)	0.043*** (4.990)	0.017*** (3.890)	0.056*** (27.396)	0.044*** (10.687)

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

life	-0.047 (-1.051)	0.098** (2.335)	-0.102** (-2.489)	0.026 (0.663)	0.035 (1.301)	-0.165** (-2.106)
finance	0.212*** (7.396)	-0.015 (-1.013)	-0.021** (-2.217)	-0.012*** (-3.327)	0.005* (1.656)	0.003 (0.269)
_cons	31.450*** (6.640)	24.835*** (7.633)	28.435*** (7.710)	34.885*** (12.549)	29.965*** (13.557)	53.882*** (9.260)
N	540	1188	1404	2484	2484	540
r2_a	0.255	0.091	0.028	0.143	0.366	0.407
F	22.518	16.532	8.262	52.186	160.493	42.022

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

表 5 跨国发展战略与储蓄率的内生性与动态性的估计结果

	(1) IV-2SLS	(2) IV-GMM	(3) 动态 OLS	(4) 动态 FE	(5) 两步 SYS-GMM
L.sav			0.883*** (46.055)	0.606*** (38.389)	0.679*** (17.157)
ln_tci	-2.009*** (-3.373)	-2.009*** (-2.835)	-0.031 (-1.137)	-0.377* (-1.756)	-1.772*** (-3.885)
depend	-0.080** (-2.389)	-0.080* (-1.708)	-0.002 (-0.126)	-0.061 (-1.536)	-0.221*** (-10.642)
social	-0.178*** (-6.548)	-0.178*** (-6.645)	-0.040*** (-3.791)	-0.115*** (-4.215)	-0.116*** (-11.475)
growth	0.438** (2.259)	0.438 (1.595)	0.190*** (5.547)	0.167*** (4.364)	0.147*** (20.185)

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

finance	0.001 (0.073)	0.001 (0.068)	-0.003 (-1.252)	-0.017** (-2.073)	-0.029*** (-14.435)
inflat	-0.018* (-1.801)	-0.018* (-1.916)	0.005* (1.847)	0.008 (1.364)	0.004*** (3.556)
urban	0.062*** (3.588)	0.062*** (3.324)	0.009 (1.269)	-0.059 (-0.940)	-0.001 (-0.037)
life	-0.132** (-2.088)	-0.132* (-1.660)	0.016 (0.603)	0.170*** (2.752)	-0.271*** (-4.396)
trade_h	0.041*** (9.285)	0.041*** (9.265)	0.005** (2.143)	0.026** (2.283)	0.026*** (6.059)
_cons	35.147*** (6.062)	35.147*** (4.538)	1.449 (0.643)	4.172 (0.699)	43.161*** (7.233)
N	974	974	1084	1084	1084
r2_a	0.260	0.260	0.862	0.616	
F			420.784	86.243	
AR (1) P 值					0.000
AR (2) P 值					0.297
Hansen/ Sargan P 值	0.282	0.362			1.000

注：（1）*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。（2）本表结果是在假设所有解释变量内生情况下得到的。

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

表 6 跨国联立方程模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	2SLS	3SLS	迭代式 3SLS	SUR
储蓄率方程					
ln_tci	-1.188** (-2.025)	-3.343*** (-2.658)	-1.180** (-2.091)	-0.664* (-1.856)	-0.683* (-1.659)
growth	0.212*** (7.294)	2.342*** (4.322)	0.240*** (8.563)	1.930*** (4.671)	1.934*** (5.346)
depend	-0.167*** (-6.844)	-0.052 (-0.717)	-0.166*** (-7.072)	-0.106** (-2.200)	-0.105*** (-2.617)
social	-0.219*** (-6.199)	-0.200 (-1.583)	-0.219*** (-6.443)	-0.216** (-2.396)	-0.213*** (-2.747)
inflat	0.012*** (4.266)	0.086*** (4.407)	0.012*** (4.448)	0.013 (0.925)	0.014 (1.103)
urban	-0.123** (-2.274)	-0.025 (-0.227)	-0.123** (-2.367)	-0.138* (-1.912)	-0.137** (-2.273)
trade	0.003 (0.354)	0.038** (2.068)	0.003 (0.347)	-0.007 (-0.558)	-0.007 (-0.696)
life	0.454*** (6.689)	0.466*** (3.556)	0.450*** (6.899)	0.231*** (2.724)	0.233*** (3.288)
finance	-0.014* (-1.899)	-0.064*** (-2.660)	-0.014** (-1.998)	-0.024 (-1.354)	-0.023 (-1.517)
_cons	20.536*** (2.904)	-41.275** (-1.987)	0.000 (0.147)	34.337** (2.153)	0.000 (0.493)

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

个体固定效应	是	是	是	是	是
经济增长方程					
ln_tci	-0.212*	-0.212*	-0.205*	-0.212*	-0.213*
	(-1.933)	(-1.933)	(-1.935)	(-1.951)	(-1.951)
ln_rgdp	3.973***	3.973***	4.058***	3.949***	3.948***
	(7.455)	(7.455)	(7.903)	(8.618)	(8.837)
ln_pop	1.104	1.104	1.210	1.028	1.025
	(1.052)	(1.052)	(1.197)	(1.431)	(1.584)
_cons	-3.460	-3.460	0.001	-4.830	0.001
	(-0.170)	(-0.170)	(0.122)	(-0.328)	(0.636)
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	2112	2112	2112	2112	2112
r2	0.773	0.153	0.773	0.276	0.275
F	60.589	16.261			

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

表 7 跨国发展阶段、发展战略与储蓄率的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	发展阶段	发展阶段与发展 战略平行项	发展阶段与发展战 略交互项	解释变量 5 年平均	解释变量 滞后一期	工具变量 2SLS	动态模型 SYS-GMM	投资率为被解释 变量
ln_rgdp	14.572***	45.965***	47.039***	21.726**	11.747	66.481***	12.043***	39.438***
	(3.818)	(8.878)	(9.055)	(2.286)	(1.083)	(6.963)	(3.323)	(8.391)
ln_rgdp2	-0.488**	-2.111***	-2.165***	-0.577	-0.328	-3.959***	-0.486***	-1.878***
	(-2.282)	(-7.619)	(-7.790)	(-1.152)	(-1.585)	(-7.732)	(-2.608)	(-7.488)

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

ln_tci		-1.079*		-1.301*	-0.314	-0.004	-0.314	-0.713
		(-1.920)		(-1.691)	(-1.357)	(-1.456)	(-0.929)	(-1.407)
rgdp2*tc			-0.016**					
			(-2.326)					
depend	-0.100***	-0.075***	-0.076***	0.014	-0.331***	0.067	-0.083***	-0.070***
	(-4.199)	(-2.989)	(-3.040)	(0.259)	(-6.690)	(0.89)	(-4.993)	(-3.044)
social	-0.198***	-0.229***	-0.229***	-0.138***	-0.225***	-0.234***	-0.145***	-0.160***
	(-5.796)	(-6.731)	(-6.736)	(-3.299)	(-4.185)	(-4.74)	(-17.334)	(-5.249)
growth	0.137***	0.168***	0.169***	0.156***	0.189***	1.409***	0.166***	0.169***
	(5.338)	(5.956)	(6.012)	(4.212)	(3.912)	(3.573)	(32.042)	(6.681)
inflat	0.011***	0.014***	0.014***	0.027*	0.007	0.014	0.009***	0.003
	(4.034)	(5.133)	(5.223)	(1.870)	(0.902)	(0.532)	(23.310)	(1.258)
urban	-0.057	-0.182***	-0.179***	-0.152	-0.158	-0.0859**	-0.048**	-0.184***
	(-1.116)	(-3.483)	(-3.433)	(-1.476)	(-1.634)	(-2.632)	(-2.028)	(-3.910)
trade	0.003	0.002	0.003	0.017	0.015	0.0452***	0.002	0.009
	(0.423)	(0.292)	(0.326)	(1.376)	(0.934)	(6.892)	(0.955)	(1.330)
life	0.107*	0.185***	0.182**	0.038	0.719***	0.347***	0.042	0.017
	(1.852)	(2.598)	(2.559)	(0.251)	(4.683)	(3.733)	(0.862)	(0.265)
finance	-0.023***	-0.021***	-0.021***	-0.060***	-0.018**	-0.0350**	-0.042***	0.018***
	(-3.089)	(-3.000)	(-2.951)	(-5.566)	(-1.972)	(-3.166)	(-9.227)	(2.795)
L.sav_h							0.638***	
							(101.652)	
_cons	-62.344***	-209.864***	-215.025***	-117.119***	88.661	322.511***	-50.402**	-163.271***
	(-3.634)	(-8.619)	(-8.829)	(-2.704)	(1.635)	(7.556)	(-2.499)	(-7.358)

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

N	2423	2112	2112	1118	793		2112	2081
r2_a	0.077	0.141	0.142	0.080	0.178	0.384		0.107
F	32.820	41.713	41.905	19.050	13.783			32.799

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

表 8 跨国发展战略、利率对储蓄率的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	FE	FE	解释变量 5 年平均	解释变量 滞后一期	工具变量 2SLS	动态模型 SYS-GMM	投资率为被解释变量
ln_tci	-2.189*** (-3.561)	-1.941*** (-3.101)	-3.076** (-2.053)	-0.694* (-1.694)	-2.723* (-1.843)	-0.555 (1.618)	-0.359* (-1.833)
rate	-0.100*** (-5.893)	-0.068*** (-2.985)	-0.102** (-1.992)	-0.065* (-1.774)	-0.584*** (-4.033)	-0.115*** (-10.805)	-0.097*** (-2.802)
tci*rate		0.087* (1.905)	0.118** (2.014)	0.050* (1.701)	0.278* (1.794)	0.020* (1.661)	0.092** (2.042)
depend	-0.215*** (-4.562)	-0.215*** (-4.584)	-0.345*** (-5.376)	-0.200*** (-4.198)	-0.253*** (-5.530)	-0.136*** (-4.717)	-0.148*** (-3.380)
social	-0.220*** (-3.952)	-0.213*** (-3.820)	-0.126* (-1.881)	-0.145** (-2.549)	-0.252*** (-6.477)	-0.113*** (-3.499)	-0.023 (-0.403)
growth	0.154*** (2.976)	0.148*** (2.869)	0.226*** (3.861)	0.116** (2.207)	0.140 (0.539)	0.125*** (11.232)	0.137*** (2.652)
inflat	-0.001 (-0.110)	-0.002 (-0.237)	0.045 (1.087)	-0.007 (-0.756)	-0.036** (-2.439)	0.005*** (3.208)	-0.004 (-0.458)
urban	-0.141	-0.141	0.016	-0.114	0.055**	-0.008	-0.172**

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

	(-1.604)	(-1.602)	(0.136)	(-1.269)	(2.167)	(-0.695)	(-2.011)
trade	0.064***	0.066***	0.031	0.050***	0.044***	0.017	0.021
	(3.578)	(3.658)	(1.400)	(2.687)	(8.163)	(1.629)	(1.147)
life	0.599***	0.597***	-0.116	0.528***	-0.280***	-0.128	-0.207**
	(6.247)	(6.236)	(-0.542)	(5.419)	(-3.606)	(-1.458)	(-2.132)
finance	-0.074***	-0.073***	-0.009	-0.080***	-0.021**	-0.029***	-0.010
	(-8.572)	(-8.324)	(-0.715)	(-8.961)	(-2.159)	(-4.615)	(-1.158)
L.sav						0.617***	
						(33.343)	
_cons	8.057	8.055	52.423***	10.285	62.774***	29.983***	58.948***
	(0.775)	(0.777)	(3.080)	(0.975)	(8.457)	(4.618)	(6.104)
N	656	656	403	662	552	650	705
r2_a	0.177	0.181	0.068	0.119	0.409	0.421	-0.047
F	21.386	19.859	9.298	14.996			4.119

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

表 9 跨国分地区子样本发展战略、利率对储蓄率的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低收入	中低收入	中高收入	高收入	48 个经济体	13 个发展典范
ln_tci	-2.054	-3.387**	-3.034*	-1.450*	-2.100***	-4.431**
	(-0.908)	(-2.300)	(-1.853)	(-1.727)	(-4.162)	(-2.284)
rate	-0.212	-0.194***	0.105***	-0.072*	-0.371***	-0.617***
	(-1.142)	(-2.831)	(2.606)	(-1.912)	(-7.444)	(-3.447)
tci_rate	0.100	-0.003	0.180***	0.099**	0.199***	0.237

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

	(1.401)	(-0.048)	(3.421)	(2.067)	(3.731)	(1.291)
depend	-0.286**	0.035	-0.094	-0.119***	-0.099***	-0.004
	(-2.573)	(0.554)	(-1.621)	(-4.060)	(-4.172)	(-0.075)
social	-0.097	-0.176	-0.470***	-0.219***	-0.231***	-0.277***
	(-0.235)	(-1.591)	(-4.601)	(-9.310)	(-11.529)	(-11.328)
growth	0.100	0.267***	0.101	0.049	0.109**	-0.103
	(0.922)	(3.868)	(1.563)	(1.265)	(2.002)	(-1.092)
inflat	-0.044	-0.019	-0.009	0.069**	-0.162***	-0.501***
	(-0.628)	(-1.188)	(-1.052)	(1.978)	(-7.790)	(-6.092)
urban	-0.298*	-0.131	0.200***	0.154*	-0.078***	0.102**
	(-1.699)	(-1.268)	(2.660)	(1.951)	(-5.933)	(2.027)
trade	0.101***	0.080***	0.076***	-0.010	0.060***	0.029***
	(2.637)	(3.566)	(3.977)	(-1.117)	(22.390)	(6.606)
life	-0.003	0.924***	0.341***	-0.000	0.018	-0.426***
	(-0.021)	(4.857)	(2.984)	(-0.003)	(0.408)	(-3.591)
finance	0.344***	-0.060**	-0.111***	-0.040***	-0.013***	-0.040***
	(3.972)	(-2.331)	(-5.910)	(-6.030)	(-2.897)	(-3.069)
_cons	43.353***	-30.888**	2.623	30.845***	39.681***	69.143***
	(3.049)	(-2.119)	(0.218)	(4.237)	(9.588)	(8.112)
N	188	472	506	939	996	273
r2_a	0.308	0.209	0.178	0.159	0.521	0.616
F	9.204	14.123	12.949	20.431	99.504	40.684

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

表 10 中国省级各变量的描述性统计结果

变量	变量定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
sav	国民储蓄率	540	46.942	8.966	17.78	65.9
inv	投资率	540	51.581	12.249	30	96.7
tci	技术选择指数	540	7.192	3.316	1.486	15.439
depend	总抚养比	540	39.772	7.924	19.27	60.32
growth	经济增长率	540	14.678	6.52	-1.372	33.825
social	社会保障	540	0.092	0.05	0.01	0.322
finance	金融发展程度	540	1.051	0.314	0.533	2.424
urban	城市化率	540	0.456	0.158	0.215	0.893
rgdp	人均 GDP	540	19002.47	16480.1	2199.057	91242.12
govr	财政支出比重	540	0.166	0.078	0.054	0.612
pop	人口规模	540	4285.611	2595.568	496	10594
income	城乡收入比	540	0.467	0.573	0.21	3.912
trade	对外贸易	540	0.34	0.7	0.032	12.806

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

表 11 中国省级发展战略与储蓄率的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	FE	FE+YEAR	RE+YEAR
tci	-0.406*** (-3.316)	-0.239** (-2.011)	-0.329*** (-2.730)	-0.114* (-1.843)	-0.301* (-1.950)	-0.347** (-2.362)
depend		-0.644*** (-13.792)	-0.235*** (-3.848)	-0.082 (-1.280)	-0.112 (-1.422)	-0.066 (-0.901)
social		-28.284*** (-3.995)	-10.010 (-1.406)	-12.424* (-1.898)	-33.910*** (-4.310)	-34.206*** (-4.472)
growth		0.192*** (3.681)	0.164*** (3.394)	0.057* (1.697)	0.111** (2.364)	0.141*** (2.924)
finance		-7.910*** (-7.026)	-9.912*** (-7.658)	-10.789*** (-7.941)	-10.321*** (-7.271)	-10.321*** (-7.659)
urban			32.982*** (8.657)	68.555*** (10.013)	45.801*** (4.997)	40.156*** (7.831)
gov			-22.067*** (-4.488)	-14.587** (-2.377)	-2.919 (-0.409)	-6.871 (-1.070)
income			1.995*** (3.787)	7.764*** (3.350)	6.515*** (2.912)	0.346 (0.299)
trade			-0.874* (-1.750)	-0.338 (-0.921)	-0.221 (-0.620)	-0.227 (-0.627)
_cons	49.859*** (51.489)	82.358*** (30.535)	52.671*** (13.292)	17.273*** (3.694)	26.597*** (5.480)	34.902*** (7.873)
N	540	540	540	540	540	540

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

r2_a	0.020	0.402	0.516	0.483	0.538
F	10.998	65.434	57.833	53.926	25.432

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

表 12 中国省级发展战略与储蓄率的稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	投资率 (OLS)	投资率 (OLS)	投资率 (FE)	解释变量 3 年平均	解释变量滞后一期
tc1	-0.513*** (-2.796)	-0.192 (-1.085)	0.513** (2.311)	-0.349** (-1.994)	-0.233 (-1.622)
depend	-0.127* (-1.754)	-0.085 (-0.948)	-0.230** (-2.187)	-0.071 (-0.929)	-0.012 (-0.176)
social	-5.007*** (4.571)	-5.672 (-0.543)	-2.762 (-0.256)	-13.203* (-1.905)	-4.731 (-0.710)
growth	0.543*** (6.726)	0.374*** (5.271)	0.076 (1.319)	0.125*** (3.307)	0.081** (2.132)
finance	-9.497*** (-5.459)	-1.820 (-0.959)	-7.769*** (-3.473)	-7.544*** (-4.188)	-9.171*** (-6.534)
urban		9.990* (1.788)	8.548*** (6.969)	9.951*** (10.203)	8.009*** (7.413)
gov		-3.362*** (-12.946)	-1.159*** (-6.053)	-8.093 (-1.115)	-1.116* (-1.919)
income		0.637 (0.825)	1.801*** (4.665)	2.739*** (3.374)	7.074*** (2.954)
trade		-1.849**	-0.338	-6.485***	-0.216

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

		(-2.524)	(-0.560)	(-3.102)	(-0.589)
_cons	30.361***	33.503***	-8.694	8.393	22.372***
	(7.285)	(5.765)	(-1.129)	(1.424)	(4.436)
N	540	540	540	540	510
r2_a	0.235	0.443	0.474	0.510	0.471
F	30.446	43.286	52.106	45.721	48.612

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

表 13 中国省级发展战略与储蓄率的内生性与动态性的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	IV-2SLS	IV-GMM	动态 OLS	动态 FE	两步 SYS-GMM
L.sav			0.884***	0.784***	0.802***
			(45.383)	(30.604)	(12.543)
tc1	-0.387***	-0.344***	-0.056**	-0.009*	-0.102*
	(-2.285)	(-2.118)	(-2.046)	(-1.914)	(-1.756)
depend	-0.103	-0.111	-0.013	-0.036	-0.154***
	(-0.816)	(-0.869)	(-0.457)	(-0.698)	(-3.804)
social	0.279	1.869	4.384	1.188	7.474**
	(0.021)	(0.134)	(1.277)	(0.305)	(2.463)
growth	1.153***	1.097***	0.161***	0.148***	0.122***
	(3.809)	(3.655)	(6.657)	(5.367)	(9.908)
finance	-12.453***	-12.508***	-1.333**	-1.629	-0.507
	(-6.151)	(-5.926)	(-2.506)	(-1.407)	(-0.336)
urban	41.401***	41.553***	2.093	7.521	12.444

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

	(5.487)	(7.029)	(1.114)	(1.203)	(1.047)
gov	-47.463***	-46.657***	-6.586***	-1.563	-29.582**
	(-5.040)	(-4.182)	(-3.091)	(-0.296)	(-2.004)
income	-1.663**	-1.717***	0.011	2.503***	3.633
	(-2.269)	(-2.577)	(0.060)	(2.908)	(0.571)
trade	-6.316***	-5.925***	-0.954*	-2.070**	-4.230
	(-3.075)	(-3.376)	(-1.934)	(-2.375)	(-1.638)
_cons	33.804***	33.544***	5.977***	7.832**	12.048**
	(4.531)	(4.280)	(2.816)	(2.124)	(1.991)
N	540	540	540	540	540
r2_a	0.130	0.173	0.928	0.832	
F			537.011	263.564	
AR (1) P 值					0.0004
AR (2) P 值					0.5216
Hansen/ Sargan P 值	0.546	0.253			1.0000

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

表 14 中国省级联立方程模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	2SLS	3SLS	迭代式 3SLS	SUR
储蓄率方程					
tc1	-1.114	-1.745*	-1.896***	-1.822***	-1.082
	(-0.843)	(-1.848)	(-2.690)	(-3.133)	(-0.638)
growth	0.057	3.060**	2.481***	2.470***	0.098***
	(1.636)	(2.488)	(4.339)	(5.746)	(2.910)
depend	-0.082	-0.862**	-0.081	-0.006	-0.083
	(-1.280)	(-2.074)	(-0.443)	(-0.044)	(-1.350)
social	-12.424*	57.041	-19.184	-9.985	-12.446**
	(-1.898)	(1.448)	(-1.234)	(-0.894)	(-1.987)
finance	-10.789***	-12.905	-7.789*	-5.391*	-10.717***
	(-7.941)	(-1.153)	(-1.795)	(-1.749)	(-8.242)
urban	6.555***	6.485	3.542	8.387	6.209***
	(10.013)	(1.042)	(0.674)	(1.421)	(10.253)
gov	14.587**	43.783	-20.919*	-13.314	14.135**
	(2.377)	(1.543)	(-1.750)	(-1.515)	(2.407)
income	7.764***	0.653	6.150*	5.204**	7.740***
	(3.350)	(1.063)	(1.835)	(2.419)	(3.490)
trade	-0.338	-1.003	-0.600	-0.671**	-0.341
	(-0.921)	(-0.641)	(-1.213)	(-2.167)	(-0.971)
_cons	18.217***	-20.712	46.614***	40.522***	18.454***
	(3.876)	(-0.819)	(3.694)	(4.296)	(4.101)

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

个体固定效应	是	是	是	是	是
经济增长方程					
tc1	-0.773*** (-4.505)	-0.773*** (-4.505)	-0.750*** (-4.550)	-0.745*** (-4.507)	-0.747*** (-4.512)
ln_rgd	3.978*** (6.843)	3.978*** (6.843)	4.256*** (8.037)	4.320*** (8.179)	4.161*** (7.421)
ln_pop	6.040 (1.219)	6.040 (1.219)	12.428*** (5.651)	13.884*** (7.788)	7.878* (1.650)
_cons	21.901 (0.536)	21.901 (0.536)	75.317*** (4.365)	87.485*** (6.494)	36.554 (0.927)
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	540	540	540	540	540
r2	0.805	0.733	0.786	0.816	0.804
F	47.759	12.869			

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

表 15 中国省级发展阶段、发展战略与储蓄率的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	发展阶段	发展阶段与发展战 略平行项	发展阶段与发展战 略交互项	解释变量 3 年平均	解释变量 滞后一期	工具变量 2SLS	动态模型 SYS-GMM	投资率为被解释变量
L.sav							0.556*** (6.652)	
ln_rgdg	0.429*** (5.807)	0.461*** (5.670)	0.432*** (5.123)	0.429*** (4.520)	0.652*** (7.546)	0.709*** (3.402)	0.463*** (3.591)	0.634*** (4.714)
ln_rgdg2	-1.740*** (-4.794)	-1.900*** (-4.740)	-1.754*** (-4.262)	-1.696*** (-3.661)	-2.910*** (-6.770)	-3.112*** (-2.975)	-1.889*** (-3.574)	-2.488*** (-3.752)
tci		-0.128* (-1.941)		-0.159* (-1.941)	-0.161 (-1.119)	-0.401** (-2.211)	-0.279 (-1.582)	-0.208 (-0.923)
ln_rgdg2_tci			-0.126*** (-3.361)					
depend	0.216*** (3.416)	0.210*** (3.319)	0.216*** (3.413)	0.060 (0.787)	0.086 (1.306)	0.144 (1.603)	-0.064 (-1.329)	0.466*** (4.448)
social	-8.527 (-1.352)	-7.618 (-1.194)	-8.429 (-1.307)	-11.107* (-1.681)	5.185 (0.802)	7.250 (0.694)	3.501 (0.989)	7.118 (0.675)
growth	-0.018 (-0.530)	-0.018 (-0.516)	-0.018 (-0.529)	0.078** (2.102)	-0.013 (-0.356)	-0.052 (-0.183)	0.084*** (5.573)	-0.032 (-0.578)
finance	-6.653*** (-5.123)	-6.886*** (-5.208)	-6.669*** (-5.054)	-2.188 (-1.206)	-4.969*** (-3.694)	-1.839 (-0.806)	4.176** (1.988)	-1.741 (-0.796)
urban	-3.672 (-0.363)	-3.540 (-0.350)	-3.634 (-0.358)	-15.581 (-1.048)	-12.013 (-1.131)	1.243 (0.143)	-66.306** (-2.018)	-38.711** (-2.312)

新结构经济学工作论文

Working Paper Series of New Structural Economics

gov	-21.060*** (-3.029)	-21.154*** (-3.042)	-21.070*** (-3.027)	-17.840** (-2.339)	-27.776*** (-3.697)	-50.458*** (-10.257)	-33.751*** (-3.094)	-6.159 (-0.535)
income	6.350*** (2.969)	6.471*** (3.019)	6.368*** (2.954)	12.458** (2.110)	5.666*** (2.597)	1.047** (2.349)	23.488** (2.426)	16.106*** (4.543)
trade	-0.332 (-0.986)	-0.329 (-0.976)	-0.332 (-0.985)	-6.739*** (-3.468)	-0.190 (-0.574)	-6.987** (-2.279)	-1.939 (-0.834)	-0.323 (-0.581)
_cons	-201.039*** (-5.665)	-215.636*** (-5.567)	-202.511*** (-4.957)	-201.867*** (-4.523)	-297.789*** (-7.274)	-334.100*** (-3.355)	-223.817*** (-3.468)	-334.369*** (-5.218)
N	540	540	540	510	510	510	510	540
r2_a	0.565	0.565	0.564	0.580	0.566	0.713		0.553
F	66.125	60.178	59.978	48.778	56.959			57.475

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%水平上通过显著性检验，括号内为 t 值。