

· 新发展格局与高质量发展 ·

# 中国经济增长的状态跃迁 (1979—2020)

——基于复杂系统视角的研究

方 毅 孟佶贤 张屹山

**摘 要：**从整体性和历史性的视角刻画宏观经济增长过程，有利于从增长路径、增长阶段等方面，拨开短期扰动，更客观地把握中国经济的未来前景。从复杂系统视角，将总体经济增长与地区经济增长的敛散性相结合，提出一种检验经济增长状态变化的新方法，采用 1979—2020 年中国 31 个省市自治区和全国的年度实际经济增长率数据，研究表明：改革开放以来，中国经济共出现了两次状态跃迁；2003 年中国经济开始第二次跃迁，在 2006 年之后中国经济一直在新增长路径上发展，从 2013 年开始，中国经济增长正趋向于新增长路径上的均衡。

**关键词：**经济增长 李雅普诺夫指数 状态跃迁 稳态均衡

作者方毅，吉林大学数量经济研究中心教授（长春 130012）；孟佶贤，北京林业大学经济管理学院讲师（北京 100083）；张屹山，吉林大学数量经济研究中心教授（长春 130012）。

---

---

## 引 言

在世界处于百年未有之大变局、中国进入全面建设社会主义现代化国家新征程之际，如何看待中国经济增长，是关系实现第二个百年奋斗目标、建设社会主义现代化强国的重大问题。尤其，由于受到新冠肺炎疫情冲击、国际形势不确定性加强和自身经济结构调整的影响，当前我国经济发展面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力。在这种错综复杂的形势下，以宏观的历史的视角，重新审视中国经济增长，有利于从增长路径、增长阶段等方面，拨开短期扰动，更客观地从深层次把握中国经济的未来前景。

中国经济创造了 40 多年的快速增长奇迹。当前中国经济已从高速增长转为中高速增长阶段。一些研究认为，人口红利消失、资本累积速度下降和技术进步效应减

弱导致了中国经济减速换挡；<sup>①</sup> 尤其，以 Acemoglu 为代表的西方学者认为中国经济发展缺乏创新的内在动力和机制，如果遇到瓶颈，几乎不可能实现持续增长。<sup>②</sup> 那么，这是否就意味着中国经济难以再现高速增长？如果难以再现高速增长，能否顺利完成第二个百年奋斗目标？

现代经济增长理论分析范式强调经济增长率的稳态均衡水平及经济增长会不断向这个均衡水平收敛的事实，<sup>③</sup> 即经济体的经济增长率应趋于一个均衡水平，然后维持在此水平。因此，验证收敛假说被视为现代经济增长理论的核心议题。虽然，众多发达国家长期的经济现实与该假说一致，但中国的经验数据与该假说是矛盾的。

收敛假说研究范式的广泛应用，源于发达国家经济发展制度环境长期稳定，进而促使其经济增长长期趋于稳定，西方经济学的经典理论也从客观上反映了他们真实的经济增长规律。但是，中国经济的发展道路与他们迥然不同，中国经济发展属于强制性制度变迁，政府在其中起到了重要作用。社会主义市场经济体制以及中国式现代化道路的探索都是中国经济建设中顶层设计和新制度安排的体现，这与均衡分析理论框架建立的前提存在很大差异。具体而言，如果收敛假说成立，则难以回答如果中国经济增长处于一个不断向均衡收敛的通道之中，那么究竟是什么创造了中国持续 40 多年快速增长的经济奇迹？与此同时，如果中国经济增长服从于收敛假说，那么未来经济增长就会大概率在低位徘徊。然而，历史经验表明，社会主义制度与市场经济相结合赋予了中国特色社会主义强大的生命力和发展动力，我们应该用新的逻辑看待中国经济。

Schumpeter、Davis 和 North、Acemoglu 和 Robinson 等发现，创新和制度会在根本上决定一个国家或地区的经济发展水平，可见基于不同条件，经济发展应呈现出不同均衡状态。<sup>④</sup> 结合中国经济发展的典型事实，中国经济可能并不仅仅局限于

① 参见蔡昉：《认识中国经济的短期和长期视角》，《经济学动态》2013 年第 5 期；中国经济增长前沿课题组：《中国经济增长的低效率冲击与减速治理》，《经济研究》2014 年第 12 期。

② D. Acemoglu and J. A. Robinson, *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty*, New York: Crown Business, 2012, pp. 69, 95, 154.

③ 理性预期学派将传统的静态均衡拓展到动态均衡，本文的均衡是经济增长的动态均衡，这与系统科学中稳态的定义具有一致性。因此，本文的均衡就是稳态下的均衡。下文将对此进行更加详细的定义与讨论。

④ 参见熊彼特：《经济发展理论——对于利润、资本、信贷、利息和经济周期的考察》，何谓等译，北京：商务印书馆，2000 年，第 275 页；J. A. Schumpeter, *Business Cycles*, New York: McGraw-Hill, 1939, p. 35；L. E. Davis and D. C. North, *Institutional Change and American Economic Growth*, Cambridge: Cambridge University Press, 1971, pp. 15, 16, 260；D. Acemoglu and J. A. Robinson, "Why Did the West Extend the Franchise? Democracy, Inequality, and Growth in Historical Perspective," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, no. 4, 2000, pp. 1167-1199.

收敛到一个特定的稳态均衡,而是在不同时期趋于不同稳态均衡,具有复杂系统的动力学特征。值得一提的是,Itō在分析亚洲地区低收入国家的经济发展路径、探讨如何跨越中等收入国家陷阱时指出,中国经济出现了脱离原有经济发展路径和经济均衡的跳跃,并强调经济和政治改革起到了关键性作用。<sup>①</sup>这进一步表明,中国经济增长具有复杂系统的动力学特征,而不是一个简单的收敛。

基于以上分析,本文尝试从复杂系统分析范式入手,引入经济发展存在不同稳态均衡的状态跃迁假说,对经济增长动力学特征和经济发展阶段加以讨论。

状态跃迁意味着经济系统会脱离旧有稳态均衡,经济增长存在由低水平发展均衡向高水平发展均衡的跃迁。如果分析框架能够涵盖状态跃迁,就能体现潜在的制度变迁与技术革命。如果存在状态跃迁,经济系统就可能在较长一段时间内实现高速增长。需要说明的是,传统经济增长的稳态均衡分析,只强调经济趋于稳态均衡的收敛,而忽略经济系统相对于原有均衡路径中对稳态均衡的偏离,以及经济系统在不同均衡状态之间跳跃的现实。基于复杂系统理论的分析框架,则可以克服传统经济增长稳态均衡分析的局限,对状态跃迁进行刻画。

对于复杂系统状态跃迁的检验方法,在经济学界还极少有人涉及。虽然有不少非线性模型,如门限模型、区制转移模型等,可以在一定程度上刻画经济增长的非平稳性和非线性特征,然而现有经济增长时间序列模型与经济均衡稳态变动之间并没有必然联系。从复杂系统的微观动力学分析入手,Phillips和Sul基于标准的新古典增长模型,通过横截面比例关系这一总量指标建立了经济系统收敛的检验方法。然而,他们的研究并未给出经济系统在不同均衡状态的变动的检验。<sup>②</sup>Itō利用异质性经济构建动力学模型得到了收敛方程,分析亚洲地区低收入国家的经济发展路径的跳跃,不过,Itō也并未给出所谓经济发展跳跃的检验。<sup>③</sup>

李雅普诺夫指数被广泛应用于判断复杂系统稳定性,<sup>④</sup>Brock等利用其检验经济

① T. Ito, "Growth Convergence and the Middle-Income Trap," *Asian Development Review*, vol. 34, no. 1, 2017, pp. 1-27.

② P. C. B. Phillips and D. Sul, "Transition Modeling and Econometric Convergence Tests," *Econometrica*, vol. 75, no. 6, 2007, pp. 1771-1855; P. C. B. Phillips and D. Sul, "Economic Transition and Growth," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 24, no. 7, 2009, pp. 1153-1185.

③ T. Ito, "Growth Convergence and the Middle-Income Trap," pp. 1-27.

④ Z. Gajic and M. T. J. Qureshi, *Lyapunov Matrix Equation in System Stability and Control*, Mineola: Courier Corporation, 2008, pp. 155-166; J. E. Cohen and C. M. Newman, "The Stability of Large Random Matrices and Their Products," *The Annals of Probability*, vol. 12, no. 2, 1984, pp. 283-310.

增长与经济周期的混沌特征。<sup>①</sup> 本文将这一指数与时间序列的平稳性特征相结合，提出了甄别状态跃迁的方差条件和相应的统计量。这一拓展，突破了传统收敛检验的局限，可以更为深刻地刻画中国经济的独有特征。同时，这一方法是在宏观层面总体分析经济系统现象，规避了微观分析的复杂性和局限性。

本文理论研究发现：在经济系统出现状态跃迁时，总体人均经济增长率与地区人均经济增长率方差正相关；而经济系统围绕某一稳态均衡运动，总体人均经济增长率与地区人均经济增长率方差不相关。这一关联关系是将经济增长状态跃迁的研究转换为地区经济增长率横截面方差的动态特征分析的基础。

由此，本文还提出了基于方差的等高线图的判断方法。该检验方法的优势在于：其并不仅仅关注单一时期不同地区经济是否收敛或发散，而是通过不同时期是否满足方差条件来判断稳态均衡的脱离和不同稳态均衡，以考察状态跃迁，分析经济发展的阶段性特征。利用等高线图，可以绘制出多个时期的结果，对经济增长路径给出具有整体性和历史性的分析与判断。该方法可视为对  $\sigma$  收敛以及 Quah 的横截面分布动态分析的拓展。<sup>②</sup>

值得一提的是，本文实证研究发现：改革开放以来，中国经济实现了状态跃迁，一次又一次攀升到新的发展阶段。这一结果，不仅可以在一定程度上解释中国过去经济的增长奇迹，还有利于客观判断中国经济的未来，增强中国经济发展的制度自信与道路自信。

## 一、经济增长的稳态均衡与状态跃迁

经济学中的稳态均衡是基于复杂系统中的李雅普诺夫稳定定义的。<sup>③</sup> 稳态均衡暗示系统自我维持的，即系统受到冲击后，虽然出现短期对稳态均衡的偏离，但最终又能回到该均衡。Arrow 和 Hahn 指出这与新古典学派创始人 Marshall 的观点一致，即任何经济体中，都存在某种力量在发挥作用，如果一个经济体尚未达到稳态均衡，那么经济系统中的这种力量就会驱使它走向稳态均衡。<sup>④</sup>

① W. A. Brock, "Distinguishing Random and Deterministic Systems; Abridged Version," *Journal of Economic Theory*, vol. 40, no. 1, 1986, pp. 168-195; W. A. Brock and C. L. Sayers, "Is the Business Cycle Characterized by Deterministic Chaos?" *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, no. 1, 1988, pp. 71-90.

② Quah 主要关注于经济收敛条件，并没有给出明确的状态跃迁条件。D. Quah, "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth," *European Economic Review*, vol. 37, no. 2-3, 1993, pp. 426-434.

③ K. J. Arrow and F. H. Hahn, *General Competitive Analysis*, San Francisco: Holden-Day Inc., 1971, pp. 207-243, 263-323.

④ K. J. Arrow and F. H. Hahn, *General Competitive Analysis*, pp. 263-323.

协同理论认为，经济系统通过各子系统间相互作用而达成有效协同机制，这一机制使得经济系统趋于有序均衡。当不同国家或区域经济被视作一个整体（系统）时，其各个组成部分之间就存在相互促进与相互制约的协同机制。个体或者其不同组成部分出于对效率或利润的追求，自发地形成竞争协作机制，从而在经济系统进行资源配置，推动各种竞争均衡和博弈均衡的达成，使经济系统趋近于稳态。处在稳态均衡状态，并不是说系统的经济增长速度为0，也不意味着经济增长率恒定不变。相应地，稳态均衡可能表现出经济增长率周期性的小幅往复波动，这很可能源于具有短周期特征的存货冲击和产业冲击等。

当经济脱离旧稳态均衡，达到更高水平的稳态均衡，就发生了状态跃迁。状态跃迁，意味着系统发生了具有长记忆性的变化，旧均衡对其吸引作用消失，系统的演化形成了一个新的均衡，随后新均衡对系统产生吸引作用。这一过程包括两个阶段：第一，脱离旧稳态均衡；第二，趋于新稳态均衡。在此期间，系统微观各组成部分间的关联关系会发生改变。由于制度变化、战争等事件，经济系统有时也会出现由高水平稳态均衡向低水平稳态均衡的退化，但在多数情况下，会长期呈现出螺旋上升态势。本文只关注经济系统由低水平稳态均衡向高水平稳态均衡的状态跃迁。

复杂系统理论认为，在内生和外生因素共同作用下，经济系统会在不同均衡状态之间跃迁。<sup>①</sup>图1给出了经济稳态均衡和状态跃迁的示意，其中横轴代表经济发展水平，纵轴代表系统的协同耗散。在不同经济发展水平之间存在不同稳态均衡，它们构成集合 $\{E_i \mid i \in Z^+\}$ 。在经济发展水平区间 $[x_i, x_{i+1}]$ ，技术制度条件一定，系统自组织作用会使得整体经济增长趋于 $E_i$ ，其经济增长率趋于稳态增长率。稳态均衡与有序，并不意味着经济高增长，欧洲高福利国家的长期稳定也暗含了经济增

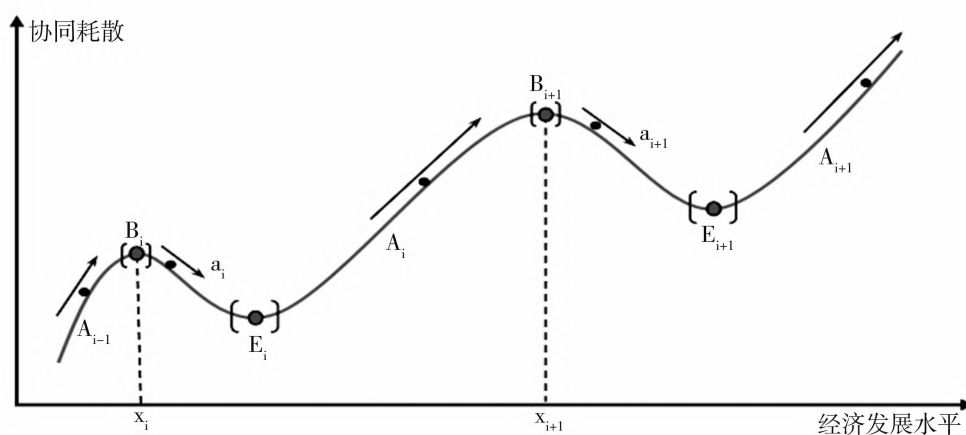


图1 经济稳态均衡与状态跃迁

① H. Haken, *Advanced Synergetics: Instability Hierarchies of Self-Organizing Systems and Devices*, New York: Springer-Verlag, 1983, pp.16,18.

长乏力的现实，但这也表明其内部的高度协同。系统对短期随机冲击具有恢复能力，是稳态均衡的重要特征。如果经济系统受到这种冲击，只发生短期对旧均衡 $E_i$ 的暂时偏离，但不久又向 $E_i$ 回归。这就是说，这种冲击并不能对系统的生产关系和协同机制产生革命性和破坏性改变，不能突破协同耗散临界点，这里所有稳态均衡之间的临界点集合记为 $\{B_i \mid i \in Z^+\}$ ，其中 $i$ 为正整数。

基于图 1，每一次成功的状态跃迁，经济系统都需要积蓄足够动能，以产生克服旧稳态均衡的协同耗散的竖直速度，从而跨越相应的一个临界点。当系统从左至右越过 $B_i$ ，就完全脱离了旧均衡稳态，之后将逐渐趋于新均衡稳态 $E_i$ 。 $E_i$ 向 $B_{i+1}$ 过渡期用 $A_i$ 表示，经济系统在 $A_i$ 表明其正脱离 $E_i$ ， $B_{i+1}$ 向 $E_{i+1}$ 的过渡期用 $a_{i+1}$ 表示，经济系统在 $a_{i+1}$ 表明其正趋于 $E_{i+1}$ 。经济系统处于 $E_i$ 时，当系统受到中短期非均衡冲击，难以产生逃逸出旧均衡状态协同耗散的持续向上的竖直速度，经济系统会逐渐向 $E_i$ 回归，不发生跃迁。事实上，状态跃迁需要积蓄大量能量。一般情况下要经历长时间积累，当出现革命性技术或制度变革后，才能产生持续沿 $A_i$ 不断上升的动能，跨越临界点 $B_{i+1}$ 。在此过程中，经济系统不断打破旧有序结构，迫使系统原有协同关系瓦解，并推动系统朝着更高水平发展，重构新型分工、协作和竞争关系。进入新状态后，由于能量消耗，经济系统新序形成，经济各组成部分间构建出新协同关系。它们会促使系统从 $B_{i+1}$ 逐渐趋于 $E_{i+1}$ 。因此，一次成功的状态跃迁包含脱离稳态均衡 $A_i$ 与趋于稳态均衡 $a_{i+1}$ 两个阶段。

需要说明的是，图 1 横轴经济发展水平的数值越大，经济发展质量越高。这表明，稳态均衡并不意味着经济高增速。同时，高水平的均衡 $E_{i+1}$ 也不意味着其经济增速高于低水平 $E_i$ 的增速。比如，发达国家的低速增长，并不代表其经济发展质量落后于高速增长的新兴市场国家，当前中国经济减速换挡，但是经济发展质量反而更高。

从微观行业看，状态跃迁并不是在所有行业同时开始的，在初始阶段只有少数部门或行业出现变化，这些行业拉开了与其他行业的收入差距，然后由于溢出效应其影响逐渐扩散，当由这种差距所触发的两极分化达到最大后，受分工、协作和竞争的自组织作用，行业间工资逐步收敛。<sup>①</sup> 从中观看，经济跃迁也不是在所有地区同时开始，发达国家的历史现实表明，先是在少数地区有明显影响，之后冲击效应才逐渐扩散。<sup>②</sup>

① K. M. Murphy, A. Shleifer and R. Vishny, "Income Distribution, Market Size, and Industrialization," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, no. 3, 1989, pp. 537-564.

② S. Kim, "Economic Integration and Convergence: US Regions, 1840-1987," *Journal of Economic History*, vol. 58, no. 3, 1998, pp. 659-683.

## 二、状态跃迁的检验方法

### (一) 相关研究

#### 1. 经济收敛

经典经济收敛假说在对西方发达国家的研究中得到了有力支持。但是,其规律性并未在众多发展中国家得到广泛证明。尤其,对于中国经济而言,在早期,林毅夫等学者的经验证据表明,中国经济存在集团收敛或条件收敛;<sup>①</sup>但后期,潘文卿等的研究表明,中国经济不存在任何种类的收敛;<sup>②</sup>近期刘明等又找到了制造业收敛的证据。<sup>③</sup>这使得我们对于经典收敛假说不得不产生怀疑。一个突出的问题是,现有主流西方经济增长理论的前提假设与中国经济现实不一致。例如,新古典增长理论生产要素边际产量递减的假设,并未得到中国经验数据的支持。尽管内生增长理论通过改进生产函数、内生技术化进步,成功剖析经济增长中的资本驱动和创新驱动等现象。不过,该理论仍坚持新古典增长理论中基于微观化的要素分析和动态化的均衡稳态分析范式,其平衡路径经济增长率为常数的条件备受批评。

本文认为,如果发生状态跃迁,经济增长就不会一直徘徊于或趋于某一均衡的稳态增长率,经济收敛假说就得不到验证。

#### 2. 微观分析

从系统研究方法论看,传统经济增长的研究注重基于微观描述的还原论。经济增长的动态均衡分析,就是建立在以各种微观因素为基础的动力学方程之上的。虽然这样可以揭示中国经济增长中的城市化率、产业结构服务化、人口红利、收入分配格局、广义人力资本等方面的微观作用机制,<sup>④</sup>但经济系统复杂性意味着决定经

① 参见沈坤荣、马俊:《中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究》,《经济研究》2002年第1期;林毅夫、刘明兴:《中国的经济增长收敛与收入分配》,《世界经济》2003年第8期;林光平、龙志和、吴梅:《中国地区经济 $\sigma$ 收敛的空间计量实证分析》,《数量经济技术经济研究》2006年第4期。

② 参见潘文卿:《中国区域经济差异与收敛》,《中国社会科学》2010年第1期;朱国忠、乔坤元、虞吉海:《中国各省经济增长是否收敛?》,《经济学(季刊)》2014年第3期。

③ 参见刘明、王思文:《 $\beta$ 收敛、空间依赖与中国制造业发展》,《数量经济技术经济研究》2018年第2期。

④ 参见中国经济增长前沿课题组:《中国经济长期增长路径、效率与潜在增长水平》,《经济研究》2012年第11期;《中国经济转型的结构性特征、风险与效率提升路径》,《经济研究》2013年第10期;《突破经济增长减速的新要素供给理论、体制与政策选择》,《经济研究》2015年第11期。

经济增长的因素众多，并且它们的作用往往体现出状态相依。此外，经济系统复杂性也体现在内生或外生冲击的非线性和时变性，从不同方面入手就会发现不同的内生机制。然而，微观因素和机制的复杂性，必然导致在研究状态跃迁时，对基于不同的微观因素或机制的模型难以取舍。因为，不同微观因素和内在机制从不同视角刻画经济增长，可能都具有合理性。而只关注于其中任意一种微观因素或内在机制都可能难以清晰地从整体上把握经济增长规律。

而且，从系统动力学看，系统发展的路径不同，其动力学方程也可能不尽相同；同时，对于复杂系统，即使动力学方程相同，初值不同，其发展路径也可能完全不同。大多数以微观因素和机制为基础，建立系统动力学方程的研究，虽然能够得到针对均衡的收敛方程，但对于状态跃迁，仅仅通过数值模拟加以描述，这使得我们难以应用其对经验数据加以检验。

可见，微观分析并没有提供捕捉判断状态跃迁这一宏观现象的一般方法，这也体现了微观和宏观两个层次对象之间存在的鸿沟。

## （二）模型假说

Arrow 和 Hahn 基于李雅普诺夫稳定定义经济均衡，可见系统稳定是均衡分析的核心。为此，本文引入了被广泛应用于判断系统是否混沌的李雅普诺夫指数。这是一个总体指标，可以被看作基于空间距离平均离散程度的数值测度，对系统稳态加以判断。其优点在于，这一条件仅仅关注于系统距离在时间轴上的变化，并不依赖于复杂的微观因素和其内生作用机制。然而，当系统出现脱离稳态的混沌现象时，即使其内在作用机制不同，该指数也能做出响应。虽然，Wolff、Bask 指出，李雅普诺夫指数条件是判断系统是否处于稳态的必要而非充分条件，<sup>①</sup>但是从其应用看，大多数情况下它是系统脱离稳态的紧的必要条件，在复杂系统中得到了广泛应用。<sup>②</sup>基于此，本文利用李雅普诺夫指数，建立判断状态跃迁的条件。

### 1. 平稳性与状态跃迁

处于稳态均衡的经济系统具有多元弱平稳的特征。由于内部的自组织作用，在

① R. C. L. Wolff, "Local Lyapunov Exponents: Looking Closely at Chaos," *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, vol. 54, no. 2, 1992, pp. 353-371; M. Bask, "A Positive Lyapunov Exponent in Swedish Exchange Rates?" *Chaos, Solitons and Fractals*, vol. 14, no. 8, 2002, pp. 1295-1304.

② U. Parlitz, "Estimating Lyapunov Exponents from Time Series," in Charalampos (Haris) Skokos, G. A. Gottwald and J. Laskar, eds., *Chaos Detection and Predictability*, Berlin, Heidelberg: Springer, 2016, pp. 1-34; A. M. Lyapunov, "The General Problem of the Stability of Motion," *International Journal of Control*, vol. 55, no. 3, 1992, pp. 531-534.



各个不同时间，系统数据生成的背后具有相同的驱动机制，而且系统会被限定于特定的微观态子集；此时，通过对微观态求均值，可以剔除琐碎异变的细节，而得到具有稳定性的系统特征。此时，系统的短期随机变化可以被概率分布所刻画。因此，弱平稳性是复杂系统理论利用统计学描述稳定系统的重要方式。按照经典的增长模型，弱平稳性应该源于技术进步与制度等增长因素在较长时间内维持稳定，进而大多数经济系统的经济增长收敛于某一均衡增长率。关于这一点，已经得到了广泛的理论和实证研究的支持。<sup>①</sup>我们也依此进行后续的分析。

多元弱平稳性也存在于众多经济时间序列之中。需要说明的是，弱平稳性要求时间序列具有一阶矩和二阶矩的期望值不变的性质，但由于短期随机影响和周期性成分的影响，实际观测到的时间序列会出现相应的周期变动和随机波动。如果没有出现状态跃迁，对于稳定系统平稳的 ARMA 模型就可以很好地刻画具有这类性质的序列。例如，Long 和 Plosser、King 等表明在多种真实经济周期模型下，经济增长率都具有平稳性。<sup>②</sup>

假定经济系统中包含  $N$  个地区，不同地区实际人均经济增长率  $r_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{N,t})'$ ， $dr_j/dt = h(r_{j,t})$ ， $j=1, 2, \dots, N$ ，其中：

$$r_t = \theta_t + \epsilon_t \quad (1)$$

这里  $\theta_t$  是不同地区个体长期成分； $\epsilon_t$  是不同地区的短期成分且服从正态分布，有  $E(\epsilon_t) = 0$ ， $Cov(\theta_t, \epsilon_t) = 0$ 。 $r_t$  的均值向量与协方差矩阵分别为：

$$\mu_t = E(r_t) \quad (2)$$

$$\Gamma_t = E[(r_t - E(r_t))(r_t - E(r_t))'] \quad (3)$$

其中， $\Gamma_t = \Gamma_{\theta_t} + \Gamma_{\epsilon_t}$ ，分别是长期成分方差和短期成分方差。

多元弱平稳条件使得  $\mu_t = \mu$ ， $\Gamma_t = \Gamma$ ，它们不依赖于时间，尤其由于期望的均值效应使得即使序列含有稳定的周期性成分时， $\mu_t$  和  $\Gamma_t$  仍然具有稳定性。对于均衡系统，Brock 和 Sayers 指出吸引子对应于平稳测度，具有不变性。<sup>③</sup>可见，平稳  $\mu$  具有吸引子的特征。但是，一旦在  $t$  时刻长期成分  $\theta_t$  发生变化为  $\mu'$ ， $\mu$  的稳定性和吸引性将被破

① 例如，Barsossi-Filho 等基于 Solow 增长模型的研究发现了均衡状态中稳态增长率的作用，其利用 1959—1989 年数据的实证研究结果显示，在世界 93 个国家中有 73 个国家人均收入增长率是平稳序列。M. Barrossi-Filho, R. G. Silva and E. M. Diniz, "The Empirics of the Solow Growth Model: Long-Term Evidence," *Journal of Applied Economics*, vol. 8, no. 1, 2005, pp. 31-51.

② J. B. Long and C. I. Plosser, "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, vol. 91, no. 1, 1983, pp. 39-69; R. G. King, C. I. Plosser, J. H. Stock and M. W. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, vol. 81, no. 4, 1991, pp. 819-840.

③ W. A. Brock and C. L. Sayers, "Is the Business Cycle Characterized by Deterministic Chaos?" pp. 71-90.

坏, 此时系统就发生了状态变化, 因为系统的吸引子已经变为了  $\mu'$ , 那么这就导致  $\Gamma_{t_0}$  的变化, 从而促使  $\Gamma_t$  产生时变性。可见, 通过考察系统平稳性可以甄别状态跃迁。

## 2. 方差条件

为了得到简洁而有效的指标, 我们继续利用平均值的思路, 考察不同地区实际人均经济增长率的横截面方差:

$$\sigma^2(r_t) = E[(r_t - m_t 1_N)'(r_t - m_t 1_N)] \quad (4)$$

其中,  $m_t = 1'_N \mu_t / N$  是  $r_t$  的横截面均值。 $\sigma^2(r_t)$  的优势在于, 这一指标是单变量时间序列, 规避了维度问题。如果系统处于均衡态, 由于  $\mu_t$  和  $\Gamma_t$  是平稳的, 此时  $\sigma^2(r_t)$  也是平稳的。后文将利用这一性质建立方差条件。

李雅普诺夫指数的核心思想是通过系统距离变化考察其内部结构的稳定性。由于内部结构的破坏, 预示着系统稳定性出现质变, 进而脱离原有均衡态, 可能跃迁到新均衡态。考虑图 1 中的均衡状态  $E_i$ , 此时定义其实际人均经济增长率  $r^{E_i} = (r_1^{E_i}, \dots, r_N^{E_i})'$ ,  $r^{E_i}$  的横截面期望  $m_{E_i} = 1'_N r^{E_i} / N$ 。在  $t$  时刻, 不同地区实际人均经济增长率相对于点  $m_{E_i} 1_N$  的距离为:

$$d(r_t) = \sqrt{E[(r_t - m_{E_i} 1_N)'(r_t - m_{E_i} 1_N)]} \quad (5)$$

相对于式 (4), 这里考虑在时刻  $t$ , 不同地区实际人均经济增长率相对于  $1'_N r^{E_i} 1_N / N$  的距离。根据 Brock 和 Sayers 的吸引子与平稳测度的关系,<sup>①</sup> 可视  $1'_N r^{E_i} 1_N / N$  为吸引子。假定  $t = t_0, t_0 \pm 1, \dots, t_0 \pm T$ , 在  $t_0$  时刻系统处于均衡稳态。显然, 在  $t$  时刻, 如果系统处于均衡稳态, 由于  $\sigma^2(r_t)$  具有平稳性, 那么  $d(r_t) = \sigma(r_t) = \sigma(r_{t_0}) = d(r_{t_0})$ 。因此, 根据 Wolf 的算法, 这里的李雅普诺夫指数可定义为  $\lambda_t = \frac{1}{|t - t_0|} \log$

$$\left( \frac{d(r_t)}{d(r_{t_0})} \right)^{\circledast} \quad \textcircled{2}$$

引理 1: 经济系统由  $N$  个地区组成, 在  $t = t_0, t_0 \pm 1, \dots, t_0 \pm T$ , 整体经济发展水平处在  $[x_i, x_{i+1}]$ , 不同地区实际人均经济增长率  $r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{N,t})'$ , 对于任意时刻, 如果系统处于  $E_i$ , 则  $d(r_t) = d(r_{t_0}) = \sigma(r_{t_0})$ ; 当  $t > t_0$ , 如果系统处于  $A_i$  阶段, 脱离  $E_i$ , 则  $d(r_t) > d(r_{t_0}) = \sigma(r_{t_0})$ ; 当  $t < t_0$ , 如果系统处于  $a_i$  阶段, 趋于  $E_i$ , 则  $d(r_t) > d(r_{t_0}) = \sigma(r_{t_0})$ 。

引理 1 表明, 系统处于均衡态时,  $d(r_t)$  没有变化; 值得注意的是  $d(r_t)$  过滤了短期随机影响和短期周期波动, 处于均衡时, 并不意味着实际人均经济增长率毫无变

① W. A. Brock and C. L. Sayers, "Is the Business Cycle Characterized by Deterministic Chaos?" pp. 71-90.

② A. Wolf, J. B. Swift, H. L. Swinney and J. A. Vastano, "Determining Lyapunov Exponents from a Time Series," *Physica D: Nonlinear Phenomena*, vol. 16, no. 3, 1985, pp. 285-317.

化, 它会随短期成分变动而增加或减小, 但仍然表现出协方差平稳的特征。在  $t > t_0$ , 当系统脱离  $E_i$  时,  $d(r_t)$  不断扩张, 系统平稳性被破坏。在  $t < t_0$ , 当系统趋于  $E_i$  时,  $d(r_t)$  不断减小, 系统序不断强化。

如果在  $t$  时刻系统出现了状态跃迁, 我们对引理 1 的直观理解是: 长期成分  $\theta_i$  发生变化破坏了  $\sigma^2(r_t)$  的平稳性。原因在于经济系统开始跃迁脱离  $E_i$  时, 往往是由于技术创新或制度变革提升了经济系统中少数地区经济增长率的长期成分, 这些地区表现出其经济发展速度快于各地区平均经济发展速度的特点, 那么我们不难得到此时有  $d(r_t) > \sigma(r_t)$ , 而且  $d(r_t) > d(r_{t_0}) = \sigma(r_{t_0})$ 。由于经济系统出现了状态跃迁, 这些少数地区的变化势必突破原有经济系统固有的协同机制, 远离原有均衡, 从而破坏  $\sigma^2(r_t)$  的平稳性, 并且后续带动整个系统实现新的均衡。大量的经验研究都发现系统是由局部变化而引发整体变化的。<sup>①</sup> 否则, 少数地区的变化只是短期成分的变化, 不能引发系统脱离原有均衡; 或者, 系统短期脱离原有均衡后, 由于后续缺乏动力, 不能克服协同耗散, 而又回归原有均衡。

然而, 系统未必总是处于均衡态。当系统处于非均衡稳态时,  $d(r_t)$  不能被直接观测计量。因此, 我们引入下面的性质。

性质 1: (方差条件 1) 经济系统由  $N$  个地区组成, 在  $t = t_0, t_0 \pm 1, \dots, t_0 \pm T$ , 整体经济发展水平处在  $[x_i, x_{i+1}]$ , 不同地区实际人均经济增长率  $r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{N,t})'$ , 如果系统处于  $E_i$ , 有  $\sigma(r_t) = \sigma(r_{t_0})$ ; 如果  $t > t_0$ , 经济系统由于  $M$  个地区实际人均经济增长率期望增大, 其余地区实际人均经济增长率期望未发生变化, 而脱离  $E_i$ , 其中  $M < N/2$ , 则存在某些  $t$ , 使得  $\sigma(r_t) > \sigma(r_{t_0})$ ; 如果  $t < t_0$ , 系统趋于  $E_i$  时, 则存在某些  $t$ , 使得  $\sigma(r_t) > \sigma(r_{t_0})$ 。

虽然要求  $M < N/2$ , 但经济系统开始跃迁脱离  $E_i$  时, 变化总是发生在极少数地区, 这一约束具有合理性。因此, 方差条件可被视为判断脱离均衡的关键必要条件, 也是捕捉状态跃迁的可计算的必要条件。

性质 1 只是必要条件, 它并不能说明系统脱离均衡后究竟是实现状态跃迁, 还是未能实现状态跃迁又回归旧均衡。为此, 我们给出以下性质。

性质 2: (方差条件 2) 经济系统由  $N$  个地区组成, 在  $t = t_h, t_k$ , 不同地区实际人均经济增长率  $r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{N,t})'$ , 系统均处于均衡稳态, 如果  $\sigma(r_{t_h}) \neq \sigma(r_{t_k})$ , 则  $E_{t_h}$  与  $E_{t_k}$  并不是同一均衡稳态。

显然, 如果  $E_{t_h}$  与  $E_{t_k}$  是同一均衡稳态, 则协方差平稳性必然保证  $\sigma(r_{t_h}) = \sigma(r_{t_k})$ , 那么  $\sigma(r_{t_h}) \neq \sigma(r_{t_k})$  这一逆否条件就是两者不为同一均衡稳态的充分条件。如果发现

① K.M. Murphy, A. Shleifer and R. Vishny, "Income Distribution, Market Size, and Industrialization," pp. 537-564; S. Kim, "Economic Integration and Convergence: US Regions, 1840-1987," pp. 659-683.

经济在两个不同时期处于不同均衡稳态，那么显然在这两个时期之间存在状态跃迁。因此，性质 2 可以印证性质 1 的判断。

这意味着，借助以上性质我们判断状态跃迁分为两个步骤：首先，根据性质 1，使用必要条件，判断可能脱离均衡的时期；然后，遵循性质 2，采用充分条件，分析脱离均衡之前和之后的均衡态是否具有显著差别，以确认是否发生状态跃迁。也就是说，如果根据性质 1 发现在某一个时期出现了脱离均衡现象，我们则进一步基于性质 2，对这一时期前后的两个均衡状态的方差进行检验。如果这两个时期的方差具有显著差异，就认为出现了状态跃迁；否则，不能认为出现了状态跃迁，可能经济系统短期脱离均衡之后，经过一段时间又回到了旧均衡。

基于以上引理和性质，可以提出以下假说：

假说 1：不同地区实际人均经济增长率的横截面方差在整体经济趋于均衡或脱离均衡的不同阶段会分别表现为减小或增大。

这一假说是基于引理 1 和性质 1，可以看成是对传统  $\sigma$  收敛的拓展。以往收敛理论侧重于研判经济指标是否收敛，与之不同，假说 1 还强调经济系统中革命性变革导致的区域经济发散，涵盖了系统突破原有均衡，并形成新的再均衡的整个动态过程。从时间轴看，不同地区实际人均经济增长率的横截面方差，并不会总是由于系统结构稳定形成的均衡作用，吸引增长率收敛，而朝着减小的方向发展，如果处在脱离均衡稳态的过程中（如图 1 中  $A_i$ ），即朝着破坏原有结构的方向发展，其方差不仅不会减小，反而还会表现为增大。

假说 2：在经济系统脱离稳态均衡时，不同地区实际人均经济增长率会呈现“收敛→发散”趋势，总体实际人均经济增长率会趋于增加；在经济状态趋于均衡时，不同地区实际人均经济增长率呈现“发散→收敛”趋势，总体实际人均经济增长率会趋于减小。

类似地，基于引理 1 和性质 1，在脱离均衡时， $\sigma(r_t)$  增大的原因在于某些地区的增长率的长记忆成分增加，这种增加带来了对于系统原有结构的破坏，虽然开始只是发生在某些少数地区，但它具有溢出效应和拉动效应，会进一步带动其他地区的经济增长，那么由各个地区实际人均经济增长率线性加权得到的整体实际人均经济增长率就会趋于增加；反之，在趋于均衡时，系统内在稳定性会导致  $\sigma(r_t)$  减小，此时整体实际人均经济增长率也会在一定程度上减小。但在经济处于均衡稳态时，地区经济增长率的变化是由短期成分引起的，总体实际人均经济增长率与  $\sigma(r_t)$  就不会出现显著的相关性。该假说进一步将整体实际人均经济增长率与不同地区实际人均经济增长率的结构特征加以联系。

该假说暗示，状态跃迁会导致经济增长表现出形如经济周期的谷峰波动。但状态跃迁形成的波动与存货冲击和产业冲击形成的短期周期波动存在本质区别，即前者伴随着经济系统重构，此时总体经济增长率与地区间经济增长率离散程度具有相

关性；而后者发生时，经济系统并未发生质变，这时总体经济增长率与地区间经济增长率的离散程度没有关联。同时，由于发生状态跃迁时，地区经济增长率长期成分的变动会导致总体经济增长率长期成分的变化，这时总体经济增长率会表现出非平稳性特征。

### 三、经济均衡状态跃迁的检验

#### （一）数据及其处理

本文采用1979—2020年中国31个省市自治区和全国的实际人均经济增长率进行研究，所有数据均来自中经网统计数据库。考虑数据的可得性，本文采用年度数据而不是更高频的季度和月度数据。

状态跃迁会引起平稳性破坏，会使得 $\sigma(r_t)$ 具有时变性。从统计方法看，GARCH模型是估计时间序列时变方差的重要工具，然而这里需要估计多个省市的横截面的时变方差，不能采用GARCH模型。另外，GARCH效应大多出现在高频金融数据中，这里的低频年度数据不具有该效应。因此，本文利用中心化的滚动窗估计 $\sigma(r_t)$ ，即不同地区实际人均经济增长率横截面的样本标准差 $\hat{\sigma}(r_t) = \sqrt{\frac{1}{(N-1)H} \sum_{k=t-h}^{t+h} \sum_{i=1}^N (r_{i,k} - \hat{m}_t)^2}$ ，其中 $\hat{m}_t = \frac{1}{NH} \sum_{k=t-h}^{t+h} \sum_{i=1}^N r_{i,k}$ ， $H=2h+1$ 。考虑短期存货周期的影响，并且为了更大地保留样本的自由度，这里取 $h=1$ 。需要说明的是其存货周期的短期相关性，一方面并不影响多元时间序列协方差平稳的性质，另一方面，从统计的角度看，对于较短窗口的横截面方差推断，短期序列相关的影响并不大。<sup>①</sup>

在实证研究中，本文首先针对假说2检验总体增长率与地区增长率离散程度的相关性，然后针对假说1，借助性质1的方差必要条件和性质2的方差充分条件，检验状态跃迁。

#### （二）总体增长率与地区增长率离散程度的相关分析

假说2表明：与经济系统处于动态均衡相比，发生状态跃迁时，创新和制度变迁会导致在不同状态下 $R_t$ （或 $\hat{\sigma}(r_t)$ ）的生成机制不完全相同，状态跃迁事件的冲击会形成 $R_t$ （或 $\hat{\sigma}(r_t)$ ）的长期记忆，以及 $R_t$ 和 $\hat{\sigma}(r_t)$ 相关性。如果系统产生了长期记忆， $R_t$ （或 $\hat{\sigma}(r_t)$ ）可能并非平稳序列，且表现为非周期波动。为此，本文首先分析 $R_t$ 和 $\hat{\sigma}(r_t)$ 的平稳性，然后检验 $R_t$ 和 $\hat{\sigma}(r_t)$ 的相关性。

<sup>①</sup> 我们也可以采用实际人均经济增长率三年移动平均消除短期存货周期影响，并进行相关检验。其结果并没有本质性差别。然而，这样会进一步损失自由度。

图 2 给出了中国总体实际人均经济增长率  $R_t$  以及不同地区实际人均经济增长率的离散程度  $\hat{\sigma}(r_t)$  的时间序列，其中实线代表  $R_t$ ，虚线代表  $\hat{\sigma}(r_t)$ ，横轴为年份，左侧纵轴为  $R_t$  刻度，右侧纵轴为  $\hat{\sigma}(r_t)$  刻度。 $R_t$  的均值为 8.43%，其中最大值为 1984 年的 13.69%，最小值为 1990 年的 2.41%。从  $R_t$  的变动形态可发现：在 1980—2019 年之间，具有峰谷波动，但并不体现为周期性变动，具有明显的非周期性特征。在这期间大约经历了三次明显的起伏，分别为 1980—1990 年，1991—1999 年的两个大致为 10 年的阶段，以及 2000—2019 年这 20 年的阶段。需要强调的是，中国总体实际人均经济增长率的非周期特征是复杂系统的典型特征。这一特征意味着中国经济增长的波谷并不完全由经典的经济周期驱动，而是暗示中国经济系统存在均衡态的脱离。因此，这为状态跃迁的检验提供了充分的理由。

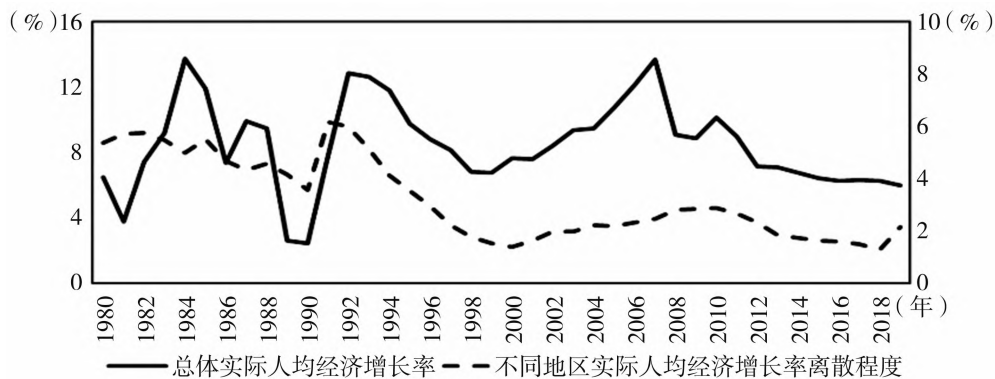


图 2 中国总体经济增长率与不同地区经济增长率的离散程度

显然， $\hat{\sigma}(r_t)$  并未表现出绝对收敛。 $\hat{\sigma}(r_t)$  在这近 40 年间的均值为 3.21%，标准差为 1.56%，最大值为 1991 年的 6.15%，最小值为 2018 年的 1.29%。

$\hat{\sigma}(r_t)$  也表现出非周期峰谷波动，而且  $\hat{\sigma}(r_t)$  与  $R_t$  的变动之间表现出了一定关联。可见，可能存在脱离均衡与趋于均衡所对应的  $\hat{\sigma}(r_t)$  的增大与减小。虽然 1980—1985 年  $\hat{\sigma}(r_t)$  呈现波动状态，但 1986—1989 年  $\hat{\sigma}(r_t)$  表现出减小趋势，随后  $R_t$  在 1990 年达到局部低点。在 1990—2000 年， $\hat{\sigma}(r_t)$  先是不断增大，在 1992 年达到局部峰值，随后不断减小，在 2000 年达到局部低点；而在这期间  $R_t$  在 1992 年达到了 1990—1999 年期间的峰值，然后在 1999 年  $R_t$  也跌落至局部最低点。在 2001—2019 年， $\hat{\sigma}(r_t)$  表现为明显的起伏波动，其在 2001—2004 年间不断增长，而在 2009—2019 年下滑趋势明显；同时，值得关注的是  $R_t$  也表现出类似形态。

可见，图 2 的直观描述体现出了对假说 1 和假说 2 的支持，但我们还需要更充分的证据。这里进一步进行假设检验和统计推断。

$R_t$  与  $\hat{\sigma}(r_t)$  的相关系数为 0.29，这种弱正相关的原因值得我们探讨。假说 2 意味着：在发生状态跃迁时，即在出现平稳性破坏的情况下， $R_t$  和  $\hat{\sigma}(r_t)$  具有相关性；在经济系统处于稳态均衡时， $R_t$  和  $\hat{\sigma}(r_t)$  都具有弱平稳性，不相关。那么，这表明如果  $R_t$  与

$\hat{\sigma}(r_t)$  都是平稳序列时，系统没有发生状态跃迁，这两个变量之间不应该具有相关性。

观察图 2， $R_t$  与  $\hat{\sigma}(r_t)$  在不同时段表现出一定的均值变化或波动变化的非平稳特征，ADF 检验和 PP 检验也表明它们均为 I(1) 序列。可见， $R_t$  与  $\hat{\sigma}(r_t)$  中存在长记忆成分。这种长记忆成分，可能是系统状态跃迁的标记。图 2 也显示， $R_t$  与  $\hat{\sigma}(r_t)$  并不是总是呈现出相关性，但是在  $\hat{\sigma}(r_t)$  从底部跃升时，两者的相关性十分突出，这种相关性具有状态相依的特征。

为了比较，我们按照相同方法，使用 1979—2018 年的数据在图 3 中绘制了美国总体实际人均经济增长率  $R_t$  以及不同地区实际人均经济增长率的离散程度  $\hat{\sigma}(r_t)$  的时间序列。数据来源于美国经济分析局，涵盖美国 50 个州。美国的  $R_t$  拒绝单位根假设，是平稳序列。这说明美国  $R_t$  序列中不具有明显的长记忆成分。而且，美国  $R_t$  的周期性较强，它与  $\hat{\sigma}(r_t)$  的同步性不强，它们之间的相关系数为 -0.24。

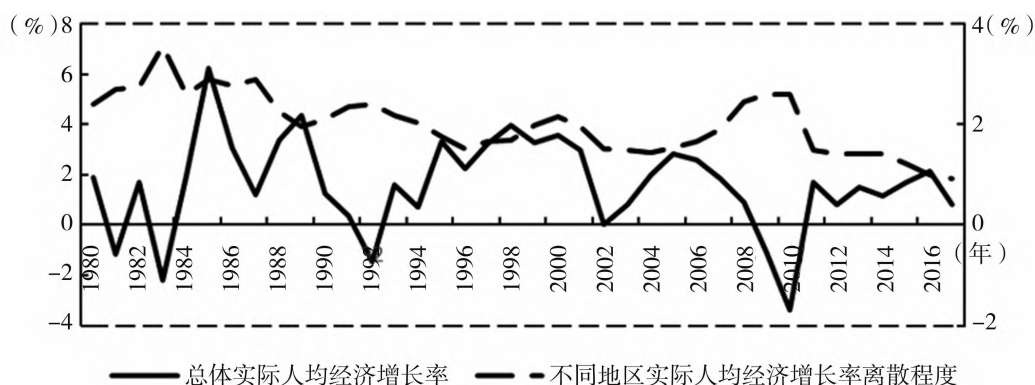


图 3 美国总体经济增长率与不同地区经济增长率的离散程度

综上所述，对于  $R_t$  与  $\hat{\sigma}(r_t)$ ，中国数据的相关性可能源于状态跃迁。这更加凸显，通过检验性质 1 和性质 2 的方差条件，考察假说 1 的重要意义。

### (三) 方差条件的检验

如果  $k$  和  $k+1$  时期，经济系统均处于同一稳态均衡，那么  $\sigma^2(r_{k+1}) = \sigma^2(r_k)$ ， $l = \pm 1, \pm 2, \dots, \pm L$ 。将两个时期所有实际人均经济增长率汇集在一起重新标记

为  $r_t = (r_{1,t}, \dots, r_{N,t})'$ ， $t = 1, \dots, T$ ，可得到  $\hat{\sigma}(r^*) = \sqrt{\frac{1}{(N-1)T} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (r_{i,t} - \hat{m}_t)^2}$ ，

其中  $\hat{m}_t = \frac{1}{NT} \sum_{k=1}^T \sum_{i=1}^N r_{i,k}$ 。此时构造：

$$G(k+1, k) = \frac{2 \hat{\sigma}^2(r^*) - \hat{\sigma}^2(r_{k+1}) - \hat{\sigma}^2(r_k)}{\hat{\sigma}^2(r_{k+1}) + \hat{\sigma}^2(r_k)} \quad (6)$$

这里将两个时期系统处于同一稳态视为约束条件， $G(k+1, k)$  是相应的 Wald 统计量。如果两个时期系统处于同一稳态，则  $\sigma^2(r^*) = \sigma^2(r_{k+1}) = \sigma^2(r_k)$ ，式 (6) 分

子接近于 0；如果两个时期系统处于不同稳态， $\sigma^2(r_{k+1}) > \sigma^2(r_k)$ ，由于错误施加约束，分子会显著大于 0。由于将采用蒙特卡洛抽样生成统计量的临界值，所以没有调整该统计量分子与分母的自由度。原假设为  $H_0: \sigma^2(r_{k+1}) = \sigma^2(r_k)$ ，备择假设为  $H_1: \sigma^2(r_{k+1}) > \sigma^2(r_k)$ 。考虑到式 (1) 中的  $\epsilon_t$  具有同期相关性和个体异方差性，我们并不能采用传统的卡方检验。因为  $\epsilon_t$  服从正态分布，则  $v_t = r_t - m_t \mathbf{1}_N$  服从多元正态分布。根据 Andrews 和 Barwick，运用方差协方差矩阵进行蒙特卡洛抽样生成临界值，<sup>①</sup> 具体如下：

- (1) 对于  $k, l$ ，计算  $G(k+1, k)$ ；
- (2) 基于不同地区  $k, l$  所有时刻的  $r_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{N,t})'$ ， $t=1, \dots, T$ ，计算  $\hat{m}_t$ ，估计  $v_t$  方差矩阵  $\hat{\Sigma}_t = \sum_{t=1}^T v_t v_t' / T$ ；
- (3) 按 Andrews 和 Barwick，抽取正态随机向量  $Z_b^* : i. i. d. N(0, I_N)$ ，得到  $v_b^* = \hat{\Sigma}_t^{1/2} \cdot Z_b^*$ ，从而得到  $r_b^*$ ，并计算  $G_b^*(k+1, k)$ ；
- (4) 基于  $\hat{m}_t$  和  $\hat{\Sigma}_t$ ，重复步骤 (3) 共 1000 次，得到  $G_b^*(k+1, k)$ ， $b=1, \dots, 1000$ ，并计算  $p$  值，根据  $p$  值考虑拒绝或接受原假设。

首先，针对性质 1 进行检验。假说 1 暗示脱离稳态均衡时的方差会显著大于处于稳态均衡状态时的方差，同时，趋于稳态均衡时，方差会显著减小。但对于不同均衡态（例如图 1 中  $E_i$  和  $E_{i+1}$ ），脱离均衡阶段（例如图 1 中  $A_i$  和  $A_{i+1}$ ），以及趋于均衡阶段（例如图 1 中  $a_i$  和  $a_{i+1}$ ）等之间的方差并没有明晰的大小关系。计算众多不同时期之间方差的比时取  $L=10$ ，力求通过分析局部最小（最大）方差、全局最小（最大）方差等对经济系统的脱离均衡和稳态均衡给出判断。这意味着：根据性质 1，这里的检验主要是给出稳态均衡或者脱离均衡的时间区间。同时，这一检验方法提示我们，有必要对两个不同时期的检验结果加以对比，而且考察各个时期检验的所有结果具有的意义更加重大。这不仅可以消除单期结果的随机误差，还可以提供更具有整体性和历史性的判断。

其次，本文针对性质 2，检验脱离均衡时期之前和之后的均衡态是否具有显著差别，以确认状态跃迁是否成功实现。这可以排除先脱离均衡而又回归原有均衡的现象。

以下将根据以上两个步骤进行检验和分析。

### 1. 基于性质 1 的检验

我们绘制了方差条件检验的等高线图（见图 4），其中横轴和纵轴的刻度都是年份，等高线基于方差条件的（ $100-p$  值百分数）绘制。这里的首曲线从（ $100-$

<sup>①</sup> D.W.K. Andrews and P.J. Barwick, "Inference for Parameters Defined by Moment Inequalities: A Recommended Moment Selection Procedure," *Econometrica*, vol. 80, no. 6, 2012, pp. 2805-2826.



p 值百分数) 的数值等于 85 开始绘制, 曲线间隔是 5。那么  $(100 - p \text{ 值百分数})$  小于 85 时是处于空白区域, 某一区域出现双层或更多层以上等高线时, 就表示 p 值小于 10%, 可以拒绝原假设, 方差之间的差别显著, 等高线越密集这个区域的方差差距越大。图 4 中, 横轴为年份 k, 纵轴为  $k+1$ 。在年份 k, 如果  $l$  大于 0 区域出现双层等高线, 表明 k 年份相对于以后年份方差低; 如果  $l$  小于 0 区域出现双层等高线, 表明 k 年份相对于之前年份方差低。显然, 最可能处于经济均衡状态的年份, 其在纵轴 k 上下的年份都会出现双层等高线; 同时, 处于双层等高线的年份, 尤其是  $l$  大于 0 区域的双层等高线高密度年份, 最可能出现状态跃迁。

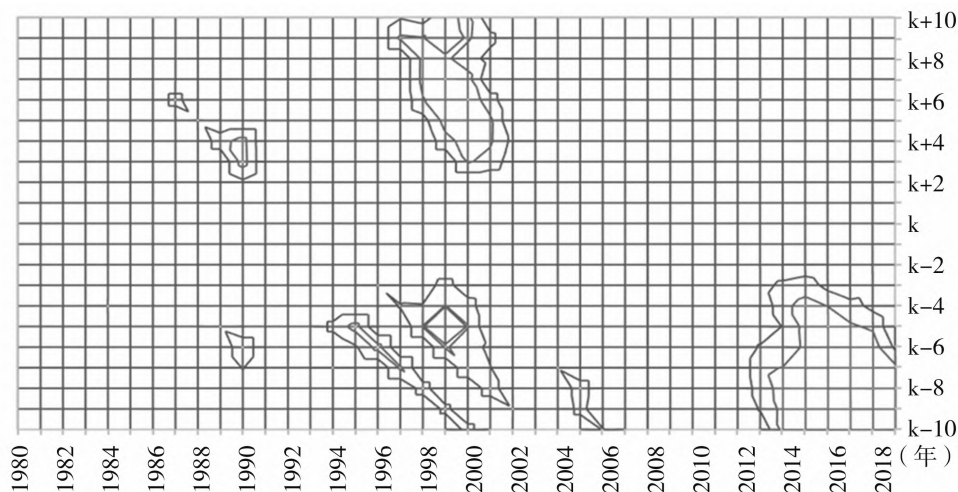


图 4 方差条件检验等高线

结果显示, 在纵轴 k 上下均出现双层等高线的时期是 1989—1990 年, 1997—2001 年, 它们显示出经济均衡的特征, 具体的分析如下:

第一, 对 1989—1990 年, 在  $l$  小于 0 区域, 双等高线涵盖 1983—1984 年, 这一时期不同地区实际人均经济增长率不断收敛, 而从 1984—1990 年, 总体实际人均经济增长率逐步下降, 经济系统表现为趋于均衡的特征; 在  $l$  大于 0 区域, 双等高线涵盖 1993—1994 年, 地区实际人均经济增长率不断扩散; 同时在 1991—1994 年, 总体经济增长率增长趋势明显, 具有脱离均衡的特征。因此, 可基本认定 1989—1990 年经济处于均衡态附近。

第二, 对于 1997—2001 年, 在  $l$  小于 0 区域, 涵盖两个分离的双等高线部分, 一个部分包括 1990 年, 这进一步表明 1990 年之后的经济发展状态不同于 1990 年之前的经济发展状态, 另一个部分包括 1993—1996 年, 这一阶段不同地区实际人均经济增长率不断收敛, 而且这几年总体实际人均经济增长率不断减小, 经济趋于均衡的特征明显; 在  $l$  大于 0 区域, 双等高线的范围在 2003—2010 年, 在 2003—2006 年期间不同地区实际人均经济增长率相对扩散, 总体实际人均经济增长率不断增大, 经济脱离均衡的特征突出。可见, 1997—2001 年经济应该处于均衡态。

此外，从 2013 年开始，纵轴 k 下方又开始出现连续的大范围双层等高线，并延续至今。这预示着从 2013 年，经济又开始向新均衡态回归。

## 2. 基于性质 2 的检验

为了进一步确认 1991—1994 年和 2003—2006 年两次脱离均衡，是否发生了经济状态的跃迁，我们继续通过式（6）考察出现脱离均衡之前和之后的经济均衡是否具有显著的差别。

针对 1991—1994 年的脱离均衡，这里检验 1990 年的各省市之间实际人均经济增长率方差，是否等于 1997—2001 年的方差。结果显示，1990 年方差相对于 1997 年方差相等的假设，在 5% 的显著性水平下被拒绝，而且 1990 年方差相对于 1998—2001 年的方差相等的假设，也均在 10% 的显著性水平下被拒绝。

对于 2003—2006 年的脱离均衡，虽然，我们不能判断 2006 年之后方差最小的 2018 年是否处于均衡，但 2013 年后经济开始向新均衡态回归。如果这个均衡态与 1997—2001 年的均衡态相同，那么 2018 年也应该趋于 1997—2001 年的均衡态。因此，这里采用式（6），检验 2018 年的各省市之间实际人均经济增长率方差，是否等于 1997—2001 年的方差，结果显示相对于 1997—2001 年方差相等的假设均在 5% 的显著性水平下被拒绝。

以上证据有力地证实了：中国经济在 1991—1994 年和 2003—2006 年两次脱离均衡之后，并未回归旧均衡，而是发生了状态跃迁。从中国经济的发展历程看，20 世纪 80 年代和 90 年代交替之际，中国正处在社会主义改革开放、社会主义现代化道路与模式探索不进则退的历史关口上，1992 年邓小平“南方谈话”，重申了深化改革、加速发展的必要性和重要性，也标志着中国改革开放进入了新阶段。同年党的十四大确立了“建立社会主义市场经济体制”的目标。在中国共产党的领导下，一系列制度上的改革推动了中国经济出现第一次状态跃迁，中国现代化进程迈向了新的时代。2001 年底正式加入 WTO 后，中国抓住了当时世界经济较快增长，国际产业分工加快调整的有利机遇，通过积极参与全球化，有力地带动了国内经济发展。2002 年，党的十六大提出了“全面建设小康社会”的目标，并认为实现工业化仍然是我国现代化进程中艰巨的历史性任务，并首次提出我国要走出一条与信息化融合、提高科技含量和经济效益、保护资源环境和充分发挥中国人力资源丰富优势的新型工业化道路，随后相关改革不断深化。2008 年国际金融危机发生，又是一个转折点，此后我国经济逐步转向国内大循环为主体，国内国际双循环相互促进的新发展格局，中国经济实现再平衡，并取得显著进展。

综上所述，本文认为在 1980—2019 年期间，中国经济在 1989—1990 年、1997—2001 年曾两次处于均衡态附近，随之出现了明显的两次脱离均衡和趋于均衡的阶段，第一个阶段为 1991—1996 年，其中 1991—1994 年脱离均衡，1995—1996 年趋于均衡；第二阶段为 2002 年至今，其中 2003—2006 年脱离均衡，2013 年至今趋于均衡。

本文也检验了美国1980—2017年不同州的实际人均经济增长率数据,并未发现显著的稳态均衡的状态跃迁,这与前述相关性的结果相一致,限于篇幅此处不再赘述。

可见,中美两国状态跃迁检验的结果与基于假说2的相关分析一致。另外,值得注意的是:根据假说2,中国的状态跃迁与实际人均经济增长率的中长期波动有密切关系,但这并不是对于中长经济周期的简单重复。显然,结合描述性统计结果以及基于方差条件的统计推断结果,排除随机影响,根据总体实际人均经济增长率的波动可划分为三个经济阶段,前两个阶段(1980—1990年和1991—2001年)为期10年左右,最后一个阶段(2002年至今)还未结束。不同经济阶段长度极大的不均等,说明这种波动并不是简单的经济周期波动,不是源于简单可重复的内生因素,我们难以用基于产业投资的10年左右的朱格拉周期加以解释。从状态跃迁出发,这体现了经济系统的长记忆冲击,即经济发展模式具有本质性的长期变化。体现技术革新的康德拉季耶夫周期反映了经济发展的长期变化。但中国经济的波动阶段远远小于康德拉季耶夫周期。因此,中国的状态跃迁,并不能简单采用康德拉季耶夫周期进行解读。中国特色社会主义市场经济建设的伟大实践,改革开放贯穿于始终,制度红利的不断释放可能是中国经济不断突破自我和不断上台阶的根本原因。<sup>①</sup>具体而言,在中国共产党的领导下,中国政府根据历史发展规律和中国国情做出的一系列主动制度变迁,有力地推动了中国经济的状态跃迁。从本质上看,这体现了在中国社会主义工业化发展道路上,生产力与生产关系不断出现的根本性变革。

为进一步说明这一点,基于在1991—1994年、2003—2006年分别出现的脱离均衡的现象,本文选取 $R_t$ 在1980—2002年和1993—2019年两个子样本,进行单位根检验。这样选择样本的原因在于每个样本都含有跃迁,同时最大限度保证了样本长度,以提高检验可靠性。由于这两个子样本均发生了状态跃迁, $R_t$ 在这两个子样本中均应是非平稳序列。本文运用ADF和PP检验 $R_t$ 平稳性。由于样本容量较小,这里采用修正的SIC准则确定残差滞后阶数。第一个子样本 $R_t$ 的ADF和PP统计量所对应的p值分别为0.50和0.49,第二个子样本 $R_t$ 的ADF和PP统计量所对应的p值分别为0.35和0.21,不能拒绝该序列具有单位根的原假设。但是,第一个子样本 $R_t$ 一阶差分序列的ADF和PP统计量所对应的p值均为0.00,第二个子样本 $R_t$ 一阶差分序列的ADF和PP统计量所对应的p值均为0.00,在1%的检验水平下,拒绝了一阶差分序列具有单位根的原假设。因此, $R_t$ 在这两个子样本中均为非平稳的I(1)序列。

## 结 论

经济增长演进特征与阶段性是判断国家和地区经济趋势与预期的重要方面。鉴

<sup>①</sup> 参见中国经济增长前沿课题组:《突破经济增长减速的新要素供给理论、体制与政策选择》,《经济研究》2015年第11期。

于不能考虑由创新性制度安排导致经济系统出现的状态跃迁，传统的经济收敛分析框架并不适用于对中国经济增长的分析。本文引入系统动力学的分析范式，从经济均衡出发，将经济增长与地区经济增长敛散性相联系，通过对系统状态跃迁的特征分析，提出了对经济增长演进特征与阶段性分析的更具整体性和历史性的方法。

本文有两个发现。首先，不同地区实际人均经济增长率的方差是测度经济状态变化的重要指标。在经济状态脱离均衡时，不同地区实际人均经济增长率的方差会增大；在经济趋于均衡时，不同地区实际人均经济增长率的方差会减小。其次，总体实际人均经济增长率与不同地区实际人均经济增长率的敛散性具有紧密联系。在经济状态脱离均衡或趋于均衡时，不同地区实际人均经济增长率的方差与总体实际人均增长率会表现出正相关性。

基于以上发现，通过对中国经济展开的经验研究，本文得出以下结论：

第一，中国经济系统的确存在状态跃迁。自1978年底改革开放以来，中国经济在1992年初邓小平“南方谈话”以及同年10月中国共产党第十四次全国代表大会确立建设社会主义市场经济体制，2001年底中国正式加入WTO以及2002年党的十六大提出“全面建设小康社会”的目标等重要时点前后，出现了明显的状态跃迁。而在1989—1990年、1997—2001年曾两次处于经济均衡态附近，从2013年开始，中国经济又开始逐渐向新经济增长路径的均衡态回归。本文检验出的这些时点与黄群慧关于中国共产党对于社会主义工业化道路探索的时期划分具有一致性，他认为1978—1991年是社会主义市场经济方向探寻阶段，1992—2012是社会主义市场经济构建完善阶段，而党的十八大以来是中国特色社会主义工业化建设新时代。<sup>①</sup>

第二，中国经济增长的演进是一个不断迈上新台阶的过程。伴随着这一过程，中国实现全面建成小康社会目标，基本实现工业化，经济当前由高速增长转为中高速增长是经济高质量发展的表现。这是源自经济由低水平均衡，跃迁到高水平均衡，进入经济发展新阶段，经济系统内在高水平均衡吸引作用和协同作用的结果。中国现在趋于2013年后的新增长路径的均衡。

以上发现的启示在于，经济状态跃迁可以使我们从新的视角重新审视国家或地区的经济增长。

首先，中国经济增长的演进具有鲜明的特点和特殊性。在现代经济增长的均衡分析框架下，我们往往只关注于经济趋于稳态的分析，并基于此对中国经济展开预测，这种研究具有很大的局限性。尤其，改革开放以来，中国共产党创造性地坚持和发展中国特色社会主义，在建立和完善社会主义市场经济体制方面不断探索开拓，制度环境不断发生深刻的变迁，传统的稳态分析理论范式并不适用于中国经济。而

<sup>①</sup> 参见黄群慧：《中国共产党领导社会主义工业化建设及其历史经验》，《中国社会科学》2021年第7期。

且微观分析具有复杂性，难以在整体上对经济增长加以把握。考虑状态跃迁后，可以得到更具整体性和历史性的判断。

其次，状态跃迁重在体现经济增长的根本性转变。康德拉季耶夫周期的周期波动时间是 50—60 年，这种周期波动可以实现状态跃迁，它是由科学技术发展周期决定的生产力发展周期，是诱致性制度变迁的结果。然而，导致状态跃迁的决定性因素并非唯一。改革开放以来中国经济的多次状态跃迁，主要源于中国共产党立足中国国情，正确把握经济发展规律，顺应世界经济发展潮流的一系列主动性经济政治制度安排。这与 Ito 的观点相一致。他指出经济和政治改革是中低收入国家实现经济发展路径跳跃，跨越“中等收入陷阱”的关键。从发展历程看，一方面，中国经济积极对外开放，与外部经济进行信息与能量交换，吸收经济发展的新因素和新事物，另一方面，通过创造性的主动制度安排，从内部改变不适应经济发展的生产关系，加速外部新因素和新事物中的精华与中国经济深度结合，形成经济发展的新动力。以上两方面，促使中国经济不断实现自我突破迈上新台阶，生产力快速大幅提升，中国仅用短短 40 年就走过了大多数发达国家几百年的经济发展之路，这是世界经济发展中前所未有的。这也充分证明了改革开放以来，强大的制度保障是中国经济长期成功发展的基础和前提，而不是如 Acemoglu 所说的偶然创新的结果。<sup>①</sup>

当前中国经济进入高质量发展的新阶段，经济增长换挡减速。未来中国经济能否脱离当前均衡，能否完成下一次状态跃迁，跨越“中等收入陷阱”，完成第二个百年奋斗目标，是当前大家尤为关心的问题。

对这一问题不同学者有不同解读。我们认为中国经济发展的阶段性和状态跃迁可以帮我们对其加以把握。

第一，当前中国经济趋于新增长路径上的均衡是换挡减速的重要原因。就系统整体而言，中国经济在前两个发展阶段中实现了高水平增长的目标，人均 GDP 连续 20 多年保持 9.95% 的平均增速，实现了经济状态跃迁，这是伟大的成就。但必须认识到经济状态跃迁不仅包含脱离稳态的加速增长期，也包含趋于稳态的减速增长期。在既有的增长模式下，经济系统不可能在固有均衡态下，实现经济持续的高速增长。这是当前中国经济进入减速换挡期的根本原因。一方面，基于状态跃迁的要求，只有深刻的变革才能使得经济发展再上台阶。另一方面，前一阶段短期高水平的发展，系统内部需要长时间进行充分调整，才能为下一次经济跃迁累积充分的能量。更为重要的方面在于，2013 年 12 月 10 日，在中央经济工作会议上的讲话中，习近平总书记首次提出“新常态”的重大论断，之后围绕适应、把握和引领经济发展新常态，提出了创新、协调、绿色、开放、共享的新发

<sup>①</sup> D. Acemoglu, *Introduction to Modern Economic Growth*, Princeton: Princeton University Press, 2009, pp.117, 867.

展理念，主动通过深层次改革促进经济结构调整。尽管受到世界经济不确定或不稳定的负面冲击，但短期经济增速放缓，主要是中国经济着眼于长远持续健康发展和实现自我突破的主动革新的表现。

第二，当前中国经济虽然趋于均衡，但其蕴含巨大潜力。自2013年以来，在新发展理念指导下，中国大力发展绿色经济、打赢脱贫攻坚战、推进全面开放新格局、倡导科技创新，在高质量发展中推进共同富裕。一边着力解决经济社会深层次结构矛盾，补短板夯实经济发展基础，一边积极探索经济发展新模式新动力。这些无疑都在为下一次中国经济的新突破储能蓄势。除去新冠肺炎疫情严重冲击的2020年，2013—2019年我国人均经济增长率仍然达到了平均6.42%、最低6.24%的水平。从不同地区实际人均经济增长率的方差看，2018年的数值1.286为1980年以来的历史最低位。虽然自2019年末以来，我国经济受新冠肺炎疫情影响严重，但仍然是全球最快全面复工复产的主要经济体，经济总量突破100万亿元。

第三，未来中国经济再迈新台阶实现又一次状态跃迁，会推动中国经济实现第二个百年奋斗目标。中国经验和中国现实表明，持续深化改革，在中国共产党领导下，以制度安排加速技术创新、解放和发展生产力，将进一步促进中国社会主义现代化进程，同时随着第四次工业革命的到来，数字经济、人工智能、清洁能源和量子信息技术等前沿科技浪潮的兴起，为中国经济的发展带来了巨大机遇。这必将促使中国经济更上一层楼。如果在未来某一时期总体经济增长率不断增大，并且满足方差条件，那么这预示着中国经济将会释放出新动能，出现新的状态跃迁，从而再上新台阶，出现一段时期实现高质量高速发展的“双高增长阶段”；这也预示着中国经济朝着实现第二个百年奋斗目标，迈出了坚实的步伐。

## 附录

### 引理 1 证明

由于我们设定时刻 $t_0$ 系统处于均衡 $E_i$ ， $t_0$ 就是考察系统变动的基准时期，那么对于时刻 $t$ 李雅普诺夫指数条件为，如果系统处于均衡 $E_i$ ，则 $\lambda_t=0$ ；在 $t>t_0$ ，系统脱离均衡 $E_i$ ，则 $\lambda_t>0$ ；在 $t<t_0$ ，如果系统趋于均衡 $E_i$ ，则 $\lambda_t>0$ 。

如果 $\lambda_t=0$ ，则 $d(r_t)=d(r_{t_0})=\sigma(r_{t_0})$ ；在 $t>t_0$ ， $\lambda_t>0$ ，则 $d(r_t)>d(r_{t_0})=\sigma(r_{t_0})$ ；在 $t<t_0$ ， $\lambda_t>0$ ，则 $d(r_t)>d(r_{t_0})=\sigma(r_{t_0})$ 。证毕！

### 性质 1 证明

假设状态跃迁时所有地区整体人均经济增长率的变化为 $\Delta$ ，则横截面均值为 $m_{E_i,\Delta}=m_{E_i}+\Delta/N$ ，其中地区 $j$ 的变化为 $\omega_j\Delta$ ， $\sum_{j=1}^N\omega_j=1$ ， $0\leq\omega_j\leq 1$ 。此时，我们关注 $\Delta$ 引起的方差变化：

$$F=\frac{1}{N}\sum_{j=1}^N(\theta_j+\omega_j\Delta-m_{E_i,\Delta})^2-\frac{1}{N}\sum_{j=1}^N(\theta_j-m_{E_i})^2 \quad (\text{A. 1})$$

显然,  $\Delta=0$ , 则  $F=0$ 。令  $G=\frac{N}{2} \cdot \frac{\partial F}{\partial \Delta}=\sum_{j=1}^N \omega_j (\theta_j+\omega_j \Delta-m_{E_i, \Delta})$ , 那么  $G>0$ , 则性质 1 成立。为此, 根据引理 1 的李雅普诺夫指数条件, 我们考虑

$$\tilde{F}=\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (\theta_j+\omega_j \Delta-m_{E_i})^2-\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (\theta_j-m_{E_i})^2=\frac{2 \Delta}{N}\left(G-\Delta \sum_{j=1}^N \omega_j\left(\frac{\omega_j}{2}-\frac{1}{N}\right)\right)$$

在发生状态跃迁时, 根据引理 1 的条件, 有  $\tilde{F} \geq 0$ 。通常认为系统发生状态跃迁的初期只发生在少数经济体中, 我们假定仅前  $M$  个  $\omega_j$  不为 0, 其余全为 0。当  $M < N/2$  时, 则

$$\Delta \sum_{j=1}^M \omega_j\left(\omega_j-\frac{2}{N}\right) > \Delta \sum_{j=1}^M \omega_j\left(\omega_j-\frac{1}{M}\right)=\Delta\left(\sum_{j=1}^M \omega_j^2-\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \omega_j\right) \quad (\text{A. 2})$$

因为  $\sum_{j=1}^M \omega_j=1, 0 \leq \omega_j \leq 1$ , 那么

$$\Delta\left(\sum_{j=1}^M \omega_j^2-\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \omega_j\right) \geq \Delta\left(\sum_{j=1}^M \omega_j^2-\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \omega_j\left(\sum_{k=1}^M \omega_k\right)\right) \geq 0 \quad (\text{A. 3})$$

由 (A. 2) 和 (A. 3) 可得  $\Delta \sum_{j=1}^N \omega_j\left(\frac{\omega_j}{2}-\frac{1}{N}\right) > 0$ 。又由于  $\tilde{F} \geq 0$ , 即  $G-\Delta \sum_{j=1}^N \omega_j\left(\frac{\omega_j}{2}-\frac{1}{N}\right) \geq 0$ , 可见  $G > 0$ 。此时,  $F$  是一个关于  $\Delta$  的单调增函数, 始终大于 0。证毕!

〔责任编辑: 梁 华〕

## ABSTRACTS

**The Status Transition of China's Economic Growth (1979-2020): A Study Based on a Complex Systems Perspective** Fang Yi, Meng Jixian and Zhang Yishan • 4 •

Describing the macroeconomic growth process from a holistic and historical perspective helps put aside short-term disturbances of elements such as growth path and growth stage, allowing us to grasp the prospects of the Chinese economy in a more objective manner. This article combines the convergence of overall economic growth and divergence of regional economic growth from a complex system perspective, and proposes a new method of examining status changes in China's economic growth based on the real annual growth rates from 1979 to 2020 of the whole country and its 31 provinces, municipalities and autonomous regions. The results show that the Chinese economy has undergone two status transitions since reform and opening up, with the second starting in 2003. After 2006, the Chinese economy was developing on a new growth path and since 2013, China's economic growth has been moving towards equilibrium on this path.

**Towards a "Given Philosophy": The Critique of Political Economy Deepened Marx's Philosophical Revolution** Xi Ge • 27 •

The internal driving force of Marx's philosophical revolution was chiefly the development of his critique of political economy. This critique allowed him to construct a new kind of philosophy in the form of a specific social science that conformed to "the given reality of modern times." The historical materialism in *The German Ideology* as well as the historical materialism constructed in a given social form in *Capital* and *Economics Manuscripts 1857-1858* cannot be understood as a kind of "extension" from general to specific cases or the application of deductive reasoning. Instead, they should be understood as a process of intellectual synthesis in which the general form of historical materialism was elevated to a more concrete and profound specific form of historical materialism. The intellectual logic of *Capital* reveals the generative process of the essential core of modern capitalist society as it unfolds in a superficial expression that can reproduce the synchronic structure and diachronic process of essence and phenomenon as a whole, and is thus a given social ontology. This kind of given social ontology focuses on the specific ontological question of how various forms of social existence are historically possible, and implies the general ontological question of how "social ontology in general" is possible as an abstract link, so it still falls within the domain of philosophical thought. Marx's critique of political economy opens up the dimension of the given nature of history and openness for historical materialism, and truly grasps the historical dialectics of the

• 204 •