

我国经济增长状态跃迁的检验与识别

——基于李雅普诺夫指数分析法

许辰歌

西北师范大学

DOI:10.12238/ej.v8i10.2996

[摘要] 本文基于复杂系统,借鉴一种检验经济状态变化的新方法,将李雅普诺夫指数引入经济发展处于不同稳态均衡的状态跃迁假说中,借鉴一种检验经济状态变化的新方法,识别我国经济增长状态跃迁的特征。采用1979-2022年我国31个省市自治区和全国实际人均经济增长率数据,结合我国经济发展的典型事实,从增长阶段和增长路径更准确地把握中国经济的未来前景。研究表明:改革开放以来,我国共出现了两次状态跃迁,分别为1991-1994年和2003-2006年,从2013年以后,我国经济正趋于新增长路径上的均衡。

[关键词] 状态跃迁; 李雅普诺夫指数; 经济增长

中图分类号: F0 **文献标识码:** A

Testing and Identifying State Transitions in China's Economic Growth

—Based on the Lyapunov Exponent Analysis Method

Chenge Xu

Northwest Normal University

[Abstract] This paper draws upon complex systems theory and adopts a novel method for testing economic state transitions. It incorporates the Lyapunov exponent into a state transition hypothesis for economic development across different steady-state equilibria. By leveraging this approach, it identifies the characteristics of China's economic state transitions. Using actual per capita economic growth rate data from 1979 to 2022 across China's 31 provinces, municipalities, autonomous regions, and the national level, combined with typical facts of China's economic development, to more accurately grasp the future prospects of the Chinese economy from the perspectives of growth stages and growth paths. The study indicates that since the reform and opening-up, China has experienced two state transitions, occurring in 1991-1994 and 2003-2006. Since 2013, China's economy has been moving toward equilibrium on a new growth path.

[Key words] state transition; Lyapunov exponent; economic growth

引言

自改革开放以来,中国经济经历了快速增长,但这种增长并非均衡,不同地区、不同时间段的增长态势存在显著差异。经济增长速度也在不同的历史时期表现出明显的波动性,这是由于国内外环境发生了变化。就目前而言,中国经济已迈入新常态,高速的经济增速转向中高速,标志着经济发展的内在动力和外部条件发生了转变。国际层面,当今世界正经历着系统性变革,国际经济环境不确定性增强。因此,重新审视经济增长的稳定性和持续性,已成为关乎我国长远发展的重大理论命题。

传统经济增长理论的核心命题指出,经济增长会不断趋近

于特定稳态增长率,并形成长期均衡增长路径,然而基于中国实践的实证研究显示,中国经济增长路径在不同发展阶段呈现出向不同均衡水平跃迁的动态特性。

基于以上背景,本文运用复杂系统动力学理论,将李雅普诺夫指数嵌入经济增长状态跃迁分析框架中,识别我国经济增长状态跃迁的特征,系统揭示我国长期的增长路径。

1 国内外文献综述

经济收敛指经济增长率会趋向均衡增长率,并最终收敛至该水平。Barro和Martin(1992)^[1]提出的收敛假说奠定了理论基础。近年来,中国地区经济增长的研究中引入了俱乐部收敛框

架。沈坤荣和马俊(2002)^[2]通过分析1978年后的省际数据,发现我国存在俱乐部收敛的特征。然而,滕建州和梁琪(2006)^[3]的研究显示,中西部地区表现为随机发散,仅有东部地区符合收敛特征。

Ito(2017)^[4]指出,低收入国家可能通过经济和政治改革跨越发展路径,体现为经济功能上的跃迁。梁华和刘畅(2024)^[5]从复杂系统视角分析发现,中国经济并未收敛于单一稳态,而是存在多种均衡状态之间的转化。

传统线性模型在分析经济复杂性时面临局限,非线性方法逐渐兴起。Brock等(1988)^[6]探讨了经济周期是否可以通过确定性混沌来特征化,利用李雅普诺夫指数检验经济增长与经济周期的混沌特征。孙晓华和曹阳(2018)^[7]提出非线性时变因子模型,整合经济增长趋同、俱乐部识别与区域整合,基于中国347个行政区面板数据检验收敛性。

综合来看,现有研究主要集中在经济增长收敛性与非收敛性的实证分析,以及复杂系统理论在经济增长中的应用。传统稳态均衡分析方法在解释中国经济复杂性方面存在局限性。因此依托复杂系统构建的分析框架,可以克服传统稳态均衡模型对经济增长路径的解释局限。

2 经济稳态均衡与状态跃迁的理论框架和模型

复杂系统中的李雅普诺夫稳定构成了经济学稳态均衡分析的理论基础。均衡稳态是指经济系统受到冲击后短期偏离稳态,但通过自我修正又回归到长期均衡。而状态跃迁描述了经济系统突破原有均衡约束,实现向更高层次发展均衡的跨越。

图1展示了经济稳态均衡和状态跃迁的动态关系,将不同的稳态统一写为集合。在经济发展区间,经济增长率在时趋近于稳态增长率。经济系统实现状态跃迁需具备脱离稳态均衡与趋于稳态均衡两个路径。

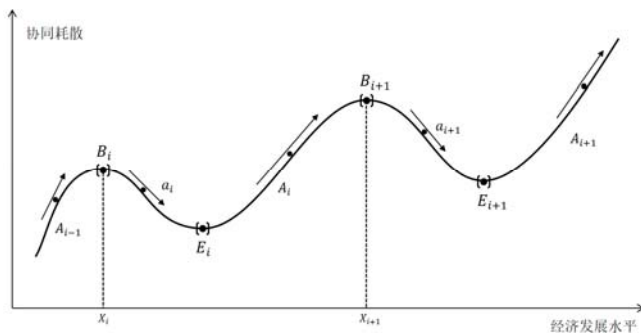


图1 经济稳态均衡与状态跃迁

基于方毅等(2022)^[8]提出的模型,定义不同地区实际人均经济增长率为 $r_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{N,t})^T$,考察实际人均经济增长水平在区域层面的横截面方差:

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

根据图1中均衡状态 E_i ,此时定义其实际人均经济增长率

$$r^{E_i} = (r_1^{E_i}, r_2^{E_i}, \dots, r_N^{E_i})^T$$

计算区域实际人均经济增长率与稳态值的偏离距离为:

$$d(r_t) = \sqrt{E[(r_t - m_{E_i} 1_N)^T (r_t - m_{E_i} 1_N)]}$$

根据Wolf(1985)^[9]的算法,将李雅普诺夫指数定义为:

$$\lambda_t = \frac{1}{|t - t_0|} \log \left(\frac{d(r_t)}{d(r_{t_0})} \right)$$

最后,引入下面两条性质。要想完整判断状态跃迁,需要进行双重检验。

性质1(方差条件1之必要条件):在 $t=t_0, t_0 \pm 1, \dots, t_0 \pm T$,

不同地区实际人均经济增长率 $r_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{N,t})^T$,如

果系统处于 E_i ,则 $\sigma(r_t) = \sigma(r_{t_0})$;当 $t > t_0$,经济系统脱离

$E_i, \sigma(r_t) > \sigma(r_{t_0})$;当 $t < t_0$,系统趋于 $E_i, \sigma(r_t) > \sigma(r_{t_0})$ 。

性质2(方差条件2之充分条件):在 $t=t_h, t_k$,不同地区

实际人均经济增长率为 $r_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{N,t})^T$,系统在 t

时期均处于稳态均衡,如果 $\sigma(r_{t_h}) \neq \sigma(r_{t_k})$,则 E_{t_h} 与 E_{t_k}

不是同一均衡稳态,而存在状态跃迁。

3 我国经济增长状态跃迁的实证研究

3.1 数据来源及其处理

本文采用1979-2022年中国31个省、市、自治区实际人均经济增长率和全国的实际人均经济增长率进行研究,数据均来源于《国家统计年鉴》,其中名义国内生产总值进行了平减处理。

3.2 横截面方差计算

本文借鉴方毅等(2022)^[8]的方法,不同地区实际人均经济增长

$$\text{率横截面的样本标准差 } \sigma(r_t) = \sqrt{\frac{1}{(N-1)H} \sum_{k=-h}^{t+h} \sum_{i=1}^N (r_{i,k} - \hat{m}_t)^2}$$

$$\text{其中 } \hat{m}_t = \frac{1}{NH} \sum_{k=-h}^{t+h} \sum_{i=1}^N r_{i,k}, H = 2h + 1, \text{这里取 } h = 1。$$

3.3 不同地区增长率离散程度与总体增长率的相关分析

1980-2021年我国总体实际人均经济增长率 R_t 以及区域实际人均经济增长率的离散程度 $\hat{\sigma}(r_t)$ 的时间序列如图2。

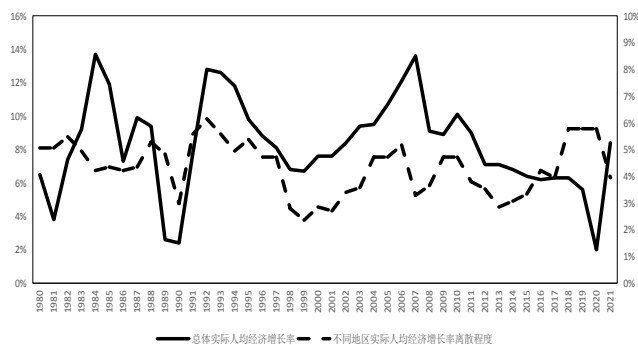


图2 我国1980-2021年经济增长趋势图

R_t 的均值为8.27%, 波动区间为2.00%至13.70%。1980-2021年之间, R_t 呈现出非周期性波动特征, 期间经历了1980-1990年、1991-1999年、2000-2021年三次明显的起伏。从 $\hat{\sigma}(r_t)$ 变化趋势看, 其未表现绝对收敛, 1980-2021年均值4.34%, 波动区间2.36%至6.15%。 R_t 与 $\hat{\sigma}(r_t)$ 变动存在关联性, 增减趋势具有一致性。

进一步检验相关性显示, R_t 与 $\hat{\sigma}(r_t)$ 呈弱正相关(相关系数0.13)。经济稳态均衡时, 波动主要受短期冲击驱动, 总体实际人均经济增长率与 $\hat{\sigma}(r_t)$ 相关性不显著。图2显示 R_t 与 $\hat{\sigma}(r_t)$ 相关性非恒定, 仅当 $\hat{\sigma}(r_t)$ 从最低值上升时, 相关性增强且 R_t 同步上升。 R_t 与 $\hat{\sigma}(r_t)$ 时序特征存在差异, 差分后ADF与PP检验表明其为一阶单整I(1)过程, 序列含长记忆成分, 可能是状态跃迁标志。

3.4 方差必要条件和方差充分条件的状态跃迁检验

如果经济系统在两个时期之间处在同一稳态, 那么他们的方差相等。将两个时期之间增长率重新标记为

$$r_t = (r_{1t}, \dots, r_{Nt})', \quad t = 1, \dots, T, \quad \hat{\alpha}(r^*) = \sqrt{\frac{1}{(N-1)T} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N (r_{it} - \hat{m}_i)^2},$$

借鉴方毅等(2022)^[8]构造的约束条件为:

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

如果两个时期系统处于同一稳态, 则 $\hat{\sigma}^2(r_{k+l}) = \hat{\sigma}^2(r_k)$;

如果两个时期系统处于不同稳态, $\hat{\sigma}^2(r_{k+l}) > \hat{\sigma}^2(r_k)$ 。那么

判断是否处于同一稳态, 就判断 $G(k+l, k)$ 是否趋近于0,

如果趋近于0, 那两个时期处于同一稳态, 如果大于0, 那两个时期处于不同稳态, 可能会出现状态跃迁。

基于方差条件检验结果, 绘制等高线图(图3)。横轴为年份(用 k 表示), 纵轴为 l (实际含义为 $k+l$ 年)。经济均衡态年份在纵轴 k 上下出现等高线, 表明 k 年方差小于 $k+l$ 年方差。

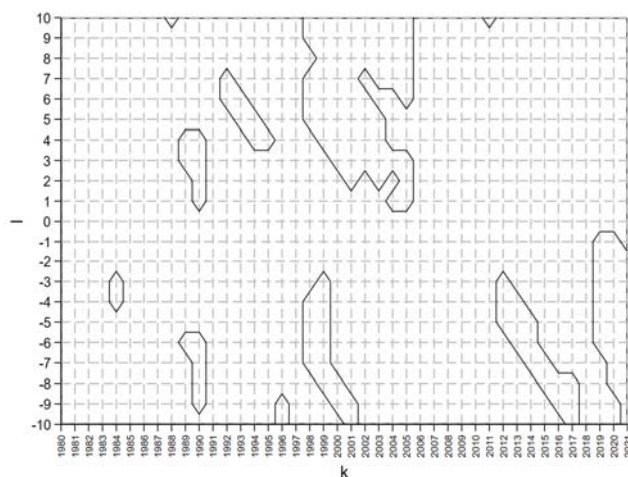


图3 方差条件检验等高线

结果表明, 有可能处于经济均衡的时期有1989-1990年, 1998-2001年。

1989-1990年, 当 $l < 0$ 时等高线涵盖1981-1984年, 各地区实际人均经济增长率持续收敛, 带动总体实际人均经济增长率1984-1990年阶梯式下滑。在 $l > 0$ 区域等高线涵盖1991-1994年, 1991-1992年区域增长率相对扩散, 1991-1994年总体增长率稳健增长。此前期收敛、后期扩散的动态模式表明1989-1990年经济处于均衡态。

类似地, 1998-2001年区间, l 小于0对应1991-1996年阶段, 其中在1995-1996年区域增长率不断收敛, 总体增长率随之不断下降。 l 大于0对应2003-2011年阶段, 在2003-2006年期间区域离散程度扩大, 总体增长率增长明显, 经济系统展现出脱离均衡的特征。所以1998-2001年也是一段均衡时期。值得注意的是, 2013年后出现了等高线, 标志着我国经济进入一个新的均衡发展阶段。

纵观全时期可以发现: 1980年开始先经历经济收敛(1981-1984)后逐步趋于均衡(1985-1988), 1989-1990年达到第一个均衡态; 1990年开始脱离均衡(1991-1994)后又重新趋近(1995-1996), 最终在1998-2001年形成第二个均衡态; 进入新世纪后, 2003-2006经济扩张, 2013年以后处于新常态。

根据性质2, 针对1991-1994年脱离均衡, 检验1990年地区实际人均经济增长率方差与第二个均衡态1998-2001年均方差是否相等。F检验显示, 10%显著性水平下拒绝方差相等假设, 表明1991-1994年前后均衡时期方差相等。2003-2006年脱离均衡后, 方差自2006年持续下降至2021年。检验2021年地区实际人均经济增长率方差与1998-2001年均方差是否相等, 结果显示10%显著性水平下仍拒绝方差相等假设, 表明2003-2006年前后均衡时期方差相等。综上, 我国经济在1991-1994年和2003-2006年实现两次状态跃迁。

4 结论

实证结果表明, 经济系统偏离稳态时, 区域增长差异的离散程度会增大, 强调了经济系统中的革命性变革; 其次, 状态跃迁形成的波动伴随经济系统的重构, 此时总体实际人均经济增长率和不同地区实际人均经济增长率的横截面方差会表现出正相关性。

基于以上分析, 通过对中国经济长期以来的发展路径、政策导向以及关键节点的考察, 本文得出以下结论:

中国经济增长呈现出清晰的转型周期。1978-1991年是向市场经济的艰难转轨期, 经济在摸索中前进; 1992-2012年进入高速发展阶段, 在确立市场经济体制和加入WTO的双重推动下, 实现了超高速增长; 2013年后就迈入了高质量发展新阶段。

中国当前处于现代化经济体系建设关键期。通过深化供给侧结构性改革、强化创新驱动、扩大内需市场等战略举措, 推动经济发展持续转型。在此过程中, 经济系统的动态均衡分析框架将有助于更准确地把握发展脉搏, 预判转型节点, 实现更高质量的可持续发展。

[参考文献]

- [1]Barro,R.J.,&Sala-i-Martin,X.1992.Convergence[J].Journal of Political Economy,100(2):223-251.
- [2]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[J].经济研究,2002,(01):33-39.
- [3]滕建州,梁琪.中国区域经济增长收敛吗?——基于时序列的随机收敛和收敛研究[J].管理世界,2006,(12):32-41.
- [4]Ito,T.2017.Growth convergence and the middle-income trap[J].Asian Development Review,34(1):1-27.
- [5]梁华,刘畅.世界经济系统的演化——基于状态跃迁的研究[J].学习与探索,2024,(10):115-123.
- [6]Brock,W.A.,&Sayers,C.L.1988.Is the business cycle characterized by deterministic chaos?[J].Journal of monetary economics,22(1):71-90.
- [7]孙晓华,曹阳.中国城市经济增长的俱乐部收敛:识别方法与趋同机制——来自中国347个行政区的实证检验[J].当代经济科学,2018,(06):14-25.
- [8]方毅,孟佑贤,张屹山.中国经济增长的状态跃迁(1979—2020)——基于复杂系统视角的研究[J].中国社会科学,2022,(5):4-26.
- [9]Wolf,A.,Swift,J.B.,Swinney,H.L.,&Vastano,J.A.1985.Determining Lyapunov exponents from a time series[J].Physica D:nonlinear phenomena,16(3):285-317.

作者简介:

许辰歌(2000—),女,汉族,甘肃临洮人,西北师范大学经济学院统计学专业研究生,研究方向为经济分析与应用。