فصلنامهٔ پژوهش‌های پولی_بانکی
سال هجدهم، شماره ۶۵، پاییز ۱۴۰۴
صفحات ۴۷۹_۴۸۵

نظریهٔ آشوب، روند حاکم بر رفتار انباشت سرمایهٔ فیزیکی (رهیافتی از اقتصادفیزیک)

احمد گوگردچیان [*] **سیده دل‌آرا موسوی** [†]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۵/۱۹

چکیده

اصطلاح آشوب را می‌توان برای توصیف رفتار سیستم آشفته و ظاهراً تصادفی تعریف کرد که به‌شدت به شرایط اولیه حساس است. در این مقاله، رفتار آشوبناک متغیر انباشت سرمایه در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۴۰۱ به‌عنوان عاملی کلیدی در پویایی رشد اقتصادی بررسی شده است. نتایج نشان داد که این متغیر رفتاری غیرخطی دارد. محاسبهٔ نمای لیاپانوف، آشوبناکی سری زمانی را تأیید کرد. همچنین، آزمون نمای هرست نشان داد که این متغیر حافظهٔ بلندمدت دارد. بنابراین، شناسایی رفتار آشوبناک در انباشت سرمایهٔ اقتصاد ایران، مستلزم بازنگری بنیادین در چهارچوب‌های سیاستی مرسوم است: اول، حساسیت فوق‌العادهٔ سیستم به شرایط اولیه به‌عنوان هستهٔ نظریهٔ آشوب، هشدار می‌دهد که تغییرات ظاهراً جزئی در پارامترهای کلیدی (مانند نرخ بهره، قوانین مالیاتی، یا تکانه های خارجی نظیر تحریم‌ها) می‌توانند با تقویت اثرات غیرخطی، به نوسانات گسترده و بازگشت‌ناپذیر در مسیر انباشت سرمایه منجر شوند. این یافته لزوم اجرای سیاست های اقتصادی با رویکرد تدریجی و پلکانی را آشکار می‌سازد تا از تشدید ناخواستهٔ بی‌ثباتی جلوگیری شود؛ دوم، وجود حافظهٔ بلندمدت در این متغیر نشان می‌دهد که آثار سیاست‌های کنونی می‌تواند برای دهه‌ها در اقتصاد باقی بماند؛ بنابراین طراحی سیاست‌ها باید بر تحلیل‌های پویا و بلندمدت مبتنی باشد.

واژه‌های کلیدی: پویایی آشوبناک، توپولوژیکی متعدی، اثر پروانه‌ای، آنتروپی کولموگروف_سینای، نگاشت پوانکاره
طبقه‌بندی JEL: C60، C61، D81، D89، C69

[*] عضو هیئت‌علمی و دانشیار دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه اصفهان (نویسندهٔ مسئول)، a.googerdchian@ase.ui.ac.ir
[†] دانش‌آموختهٔ کارشناسی ارشد اقتصاد نظری، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه اصفهان، eraunavi@ase.ui.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479] [Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

۱ مقدمه

تئوری آشوب در فیزیک و ریاضیات به مطالعهٔ رفتارهای ظاهراً تصادفی یا پیش‌بینی‌ناپذیر در سیستم‌هایی می‌پردازد که به‌رغم پیچیدگی با قوانین قطعی اداره می‌شوند. این نظریه افق تازه‌ای در تحلیل پدیده‌های پیچیده گشوده است و نشان می‌دهد که در رفتار آشوبناک سیستم‌های پیچیده، الگوهایی منظم، خودتشابهی، بازخوردهای درونی و ساختارهای خودسازمان‌یافته قابل‌شناسایی‌اند (جیمزگلیک، ۱۹۸۷). پدیده‌هایی در عالم طبیعت پویایی غیرخطی دارند و به‌کارگیری منطق محدود خطی برای آن‌ها پاسخ‌های صحیحی را رقم نخواهد زد و بشر قادر به درک صحیحی از آن‌ها نخواهد بود. این مهم در علوم انسانی، اجتماعی، فضایی، پزشکی، برق، مکانیک، پلاسما و... ورود کرده است و در توجیه و شناخت بسیاری از نوسانات، به‌ویژه نوسانات اقتصادی، مالی، و تغییرات حجم سرمایه، وارد شده و تئوری‌های قبلی را دستخوش تغییر کرده است. در بررسی آشوبناکی یک سری زمانی، ابتدا با کمک آزمون‌های لازم، مانایی[1] و سپس غیرخطی‌بودن سری بررسی شده و سپس در صورت تأیید غیرخطی‌بودن سیستم مولد آن، واگرایی یا هم‌گرایی مسیرهای مجاور موجود در فضای حالت سیستم و نیز حافظهٔ بلندمدت آن با کمک آزمون‌هایی؛ همچون نمای لیاپانوف و نمای هرست و... موردبحث قرار گرفته است. داشتن حداقل یک نمای مثبت لیاپانوف، حاکی از آشوبناکی سری زمانی موردنظر است (لیتنبرگ[2]، ۱۹۹۲).

مسئلهٔ اصلی پژوهش این است که آیا سری زمانی انباشت سرمایهٔ فیزیکی در اقتصاد ایران ویژگی‌های آشوبناک دارد یا خیر؟ به عبارت دیگر، آیا نوسانات آن ناشی از نویز تصادفی و عوامل بیرونی است یا اینکه ساختار درونی پیچیده‌ای دارد که از دینامیک‌های غیرخطی و وابستگی حساس به شرایط اولیه پیروی می‌کند؟ تحلیل این پرسش، پیامدهای مهمی در سطح نظری و سیاست‌گذاری به‌همراه دارد. شناخت ماهیت دینامیک متغیرهای کلان اقتصادی، به‌ویژه در زمینه‌هایی چون انباشت سرمایه، برای طراحی سیاست‌های پایدار و تاب‌آور در برابر تکانه‌های بیرونی امری اساسی است. درصورتی‌که این متغیر رفتاری آشوبناک داشته باشد، استفاده از ابزارهای پیش‌بینی خطی و سیاست‌گذاری سنتی نه‌تنها ناکارآمد، بلکه ممکن است به اختلالات شدیدتر در اقتصاد منجر شود. ازاین‌رو، بهره‌گیری از

[1] stationary
[2] Lichtenberg

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

چهارچوب‌های تحلیلی پیشرفتهٔ مبتنی بر نظریهٔ آشوب به فهم عمیق‌تری از پویایی سرمایه در اقتصاد کلان ایران منجر می‌شود.

شکاف اصلی پژوهش در اینجاست که علی‌رغم اهمیت انباشت سرمایه در تحلیل‌های رشد اقتصادی، تاکنون در ادبیات اقتصاد ایران، هیچ مطالعه‌ای این متغیر را با رویکرد آشوب و از منظر تحلیل غیرخطی بررسی نکرده است. عمدهٔ مطالعات پیشین، به تکنیک‌های اقتصادسنجی خطی یا تحلیل‌های سری زمانی متعارف محدود بوده‌اند و از ابزارهای پیشرفتهٔ نظریهٔ آشوب همچون نمای لیاپانوف، نمای هرست و... بهره نبرده‌اند. دستاورد علمی مقالهٔ حاضر این است که با استفاده از مجموعه‌ای از آزمون‌های آماری و ابزارهای تحلیل آشوب، برای نخستین‌بار وجود یا عدم‌وجود رفتار آشوبناک در سری زمانی انباشت سرمایهٔ فیزیکی در اقتصاد ایران را بررسی کرده و آثار آن را برای سیاست‌گذاری اقتصادی تحلیل می‌کند. این پژوهش تلاش می‌کند تا مفاهیم نظری پیچیدهٔ اقتصادفیزیک را به زبان قابل‌فهم برای اقتصاددانان کاربردی و سیاست‌گذاران تبیین کند و با ارائهٔ شواهد تجربی مستند بستر لازم برای گسترش تحلیل‌های غیرخطی در اقتصاد ایران را فراهم سازد.

ساختار مقاله بدین شرح است که در بخش ۲ مروری بر ادبیات نظری و مطالعات پیشین مرتبط با موضوع صورت می‌گیرد. بخش ۳ به معرفی روش‌شناسی تحقیق و ابزارهای تحلیل آشوب اختصاص دارد. در بخش ۴ یافته‌های تجربی ارائه و تحلیل می‌شود. در نهایت در بخش ۵، جمع‌بندی، بحث، و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

۲ ادبیات موضوع و پیشینهٔ پژوهش

۲.۱ تئوری آشوب

آشوب به رفتار غیرخطی و پیچیده‌ای اطلاق می‌شود که در سیستم‌های پویا و قطعی، تحت‌تأثیر حساسیت به شرایط اولیه، برای دوره‌های زمانی طولانی مشاهده می‌شود. منظور از سیستم قطعی، سیستمی است که معادلات توصیف‌کنندهٔ تکامل آن کاملاً مشخص‌اند و نتایج آن به‌طور کامل به شرایط اولیه وابسته است. رفتار غیردوره‌ای این سیستم‌ها نشان‌دهندهٔ آن است که با گذر زمان، مسیرها به مدارهای دوره‌ای یا نقاط ثابت هم‌گرا نمی‌شوند. تفاوت کلیدی میان سیستم‌های آشوبناک و غیرآشوبناک، حساسیت به شرایط اولیه است. در سیستم‌های آشوبناک، تغییرات جزئی در شرایط اولیه به واگرایی سریع و تصاعدی مسیرهای مجاور منجر می‌شود؛ درحالی‌که در سیستم‌های غیرآشوبناک، این تغییرات به‌طور خطی و متناسب با زمان رشد می‌کنند (الیگود، ۱۹۹۶). تئوری آشوب ادعا

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

می‌کند که هیچ پدیده‌ای کاملاً تصادفی نیست. رفتارهای ظاهراً غیرقابل پیش‌بینی سیستم‌های آشوبناک، ناشی از تفکر قطعی‌گرای انسان است و نمی‌توان شرایط اولیه را با دقت بی‌نهایت تعیین کرد. به همین دلیل، پیش‌بینی بلندمدت رفتار چنین سیستم‌هایی اساساً غیرممکن است. حساسیت به شرایط اولیه باعث می‌شود تغییرات کوچک (مانند اثر پروانه‌ای[1]) به پیامدهای بزرگی منجر شوند، مانند تغییرات اقلیمی ناشی از یک تغییر کوچک در جو زمین. در حوزهٔ اقتصاد، بسیاری از روش‌های سنتی پیش‌بینی بر فروض قطعی و خطی استوارند که در غیاب این فروض، ممکن است نتایج گمراه‌کننده باشند. تئوری آشوب امکان تحلیل رفتارهای غیرخطی و پیش‌بینی‌ناپذیری را در اقتصاد، به‌ویژه در تحلیل سری‌های زمانی، فراهم می‌کند و ابزارهای قدرتمندی را برای توضیح بی‌نظمی‌های اقتصادی و شناسایی الگوهای پنهان بدون نیاز به فروض تصادفی صرف ارائه می‌دهد (گارسیا و همکاران، ۲۰۰۴).

۲.۲ اقتصادفیزیک

اقتصادفیزیک[2] به‌عنوان یکی از شاخه‌های میان‌رشته‌ای نوظهور، پلی بین فیزیک و اقتصاد ایجاد کرده است. این رویکرد با بهره‌گیری از اصول بنیادی و ابزارهای تحلیلی فیزیک، به‌ویژه مکانیک آماری، تئوری آشوب، سیستم‌های پیچیده، و فرایندهای تصادفی، تلاش می‌کند تا به درک عمیق‌تر و مدل‌سازی دقیق‌تر پدیده‌های اقتصادی بپردازد. در این حوزه، سیستم‌های اقتصادی همچون مجموعه‌ای از عوامل متعامل با رفتارهای غیرخطی و گاه آشوبناک در نظر گرفته می‌شوند که بسیاری از آن‌ها مشابهت زیادی با سیستم‌های فیزیکی دارند. این شباهت‌ها، شامل تعاملات چندعاملی، ظهور رفتارهای جمعی، و اثرات شبکه‌ای، زمینه‌ساز استفاده از مدل‌های فیزیکی در تحلیل رفتارهای اقتصادی شده است. یکی از جنبه‌های مهم اقتصادفیزیک، مطالعهٔ پویایی‌های غیرخطی و آشوب در بازارهای مالی و بین متغیرهای اقتصادی است. نوسانات شدید قیمت‌ها، توزیع غیرطبیعی بازدهی دارایی‌ها، و پویایی‌های غیرقابل‌پیش‌بینی در برخی متغیرها، نمونه‌هایی از رفتارهای پیچیده‌ای هستند که با ابزارهایی؛ مانند تحلیل سری‌های زمانی، بازسازی فضای فاز، و محاسبهٔ نمای لیاپانوف، مدل‌سازی می‌شوند. علاوه بر این، اقتصادفیزیک به تحلیل ساختارهای فرکتالی در توزیع ثروت، نقش خودسازماندهی در شبکه‌های مالی، و شناسایی الگوهای بحرانی در سیستم‌های

[1] Butterfly Effect
[2] Econophysics

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

اقتصادی می‌پردازد. برای مثال، روش‌های برگرفته از نظریهٔ شبکه‌های پیچیده برای بررسی تعاملات بین بازیگران اقتصادی؛ مانند شرکت‌ها، بانک‌ها، و دولت‌ها، در شرایط بحران مالی بسیار مؤثر بوده است. اقتصادفیزیک با استفاده از داده‌های بزرگ و الگوریتم‌های پیشرفته؛ مانند یادگیری ماشین، سعی دارد تا مرزهای دانش اقتصادی را گسترش دهد (کیلرت[1] و همکاران، ۱۹۹۳). خلاف روش‌های سنتی اقتصاد که اغلب به مدل‌های تعادلی محدود می‌شوند، اقتصادفیزیک بر رفتارهای دور از تعادل، پویایی‌های گذرا، و تأثیرات غیرخطی تأکید دارد. این رویکرد به درک بهتر از چگونگی وقوع بحران‌های مالی، چرخه‌های تجاری، و حتی مسائل کلان‌تری؛ مانند پایداری رشد اقتصادی و توزیع منابع کمک می‌کند. به همین دلیل، اقتصادفیزیک نه‌تنها یک ابزار تحلیلی نوین، بلکه به‌عنوان یک پارادایم جدید امکان بازاندیشی دربارهٔ مفاهیم بنیادی اقتصاد را فراهم کرده است. این حوزه با فراهم‌کردن دیدگاهی تجربی و داده‌محور زمینه‌ساز بهبود سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و افزایش کارایی در مدیریت ریسک و تصمیم‌گیری‌های استراتژیک شده و با ارائهٔ تحلیل‌هایی که نشان می‌دهند سیستم‌های اقتصادی به حرکت به سمت «لبهٔ آشوب» تمایل دارند، اهمیت بررسی رفتارهای غیرخطی و پیچیدگی‌های اقتصادی را برجسته می‌کند. از طرفی، استفاده از روش‌های فیزیکی می‌تواند اقتصاددانان را از بارهای ایدئولوژیک غیرضروری رها کند و شفافیت استدلال‌ها را افزایش دهد (جکی موویچ[2]، ۲۰۱۶).

۲.۳ انباشت سرمایه

انباشت سرمایه یکی از مفاهیم بنیادی در علم اقتصاد است که در فرایندهای رشد اقتصادی، توسعهٔ پایدار، و کاهش نابرابری‌های اقتصادی نقشی محوری ایفا می‌کند. این مفهوم به افزایش خالص دارایی‌های سرمایه‌ای اشاره دارد و می‌تواند از منابع متعددی؛ همچون سود انباشته، سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، و بهبود بهره‌وری حاصل شود (گتس، ۱۹۶۸). از منظر نظری، انباشت سرمایه یکی از ارکان اساسی مدل‌های رشد اقتصادی کلاسیک و نئوکلاسیک محسوب می‌شود. در مدل هارود-دومار، انباشت سرمایه همانند موتور رشد اقتصادی مطرح شده و فرض می‌شود که تداوم رشد اقتصادی مستلزم برقراری تعادل میان نرخ سرمایه‌گذاری و نرخ رشد تولید است. در مقابل، مدل رشد سولو نشان می‌دهد که انباشت سرمایه در کنار پیشرفت فنّاوری و نیروی کار، تنها عاملی موقت در رشد اقتصادی به شمار

[1] Kellert
[2] Jakimowicz

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

می‌رود. براساس این مدل، در بلندمدت، رشد اقتصادی عمدتاً تحت‌تأثیر پیشرفت فنّاوری قرار دارد، درحالی‌که در کشورهای درحال‌توسعه که ظرفیت جذب فنّاوری‌های پیشرفته محدود است، انباشت سرمایه همچنان یکی از عوامل کلیدی در رشد اقتصادی به حساب می‌آید.

علاوه بر دیدگاه‌های نئوکلاسیک اقتصاد نهادی نیز بر نقش ساختارهای حکمرانی و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در پایداری و اثربخشی انباشت سرمایه تأکید دارد. ضعف در حکمرانی اقتصادی، فساد مالی، و نااطمینانی در فضای کسب‌وکار از جمله عواملی‌اند که می‌توانند انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را تضعیف کرده و به کاهش انباشت سرمایه منجر شوند. در کشورهای درحال‌توسعه، ازجمله ایران، این چالش‌ها به‌ویژه در شرایط نوسانات کلان اقتصادی و عدم‌ثبات سیاست‌های اقتصادی اهمیت مضاعفی دارند.

۲.۴ رفتار آشوبناک انباشت سرمایه و ناپایداری‌های اقتصادی

چنانچه متغیر انباشت سرمایهٔ فیزیکی در یک اقتصاد دارای پویایی آشوبناک باشد، به طور خاص از طریق تأثیر بر شاخص رشد اقتصادی می‌تواند اثرات خود را نمایان سازد؛ به‌گونه‌ای که به‌جای رسیدن به یک نرخ رشد پایدار، ممکن است وارد حلقه‌ای بی‌پایان از نوسانات و تغییرات پیش‌بینی‌ناپذیر شود. این بی‌ثباتی می‌تواند موجب شود که حتی اگر سرمایه‌گذاری‌ها در کوتاه‌مدت افزایش یابند، در بلندمدت تأثیرات منفی بر رشد اقتصادی و تولید داشته باشند. برای نمونه مدل رشد سولو که در آن انباشت سرمایه ($K(t)$) به‌طور مستقیم بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد، به شکل معادلهٔ ۱ است:

$$Y(t)=A(t)K(t)^{\alpha}L(t)^{1-\alpha} \qquad (۱)$$

که در آن $Y(t)$ تولید کل در زمان t، $A(t)$ فنّاوری، $K(t)$ انباشت سرمایه، $L(t)$ نیروی کار، و α ضریب سرمایه در تابع تولید است. در این مدل، معادلهٔ تغییرات انباشت سرمایه به‌صورت معادلهٔ ۲ است:

$$\dot{K}(t) = sY(t) - \delta K(t) \qquad (۲)$$

که در آن s نرخ پس‌انداز است و δ نرخ استهلاک سرمایه. چنانچه متغیر انباشت سرمایه آشوبناک باشد، معادلهٔ تغییرات سرمایه به‌صورت غیرخطی و حساس به شرایط اولیه تغییر می‌کند:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

$$\dot{K}(t) = f(K(t), A(t), L(t), \epsilon) \quad (۳)$$

که در آن ϵ پارامترهای آشوبناک و شرایط اولیه است و $f(K(t), A(t), L(t), \epsilon)$ تابعی است که ویژگی‌های غیرخطی و حساسیت به شرایط اولیه را در بر می‌گیرد. اگر $K(t)$ به‌صورت آشوبناک تغییر کند، سیستم از تعادل خطی خود خارج شده و به‌جای هم‌گرایی به یک نرخ رشد ثابت، به سمت نوسانات تصادفی حرکت می‌کند. فرم پیشنهادی برای تقویت مدل رشد سولو که عوامل آشوبناکی (و عامل ایجاد نقاط جاذب در سیستم) را در خود بگنجاند، به شرح معادلهٔ ۴ است.

$$f(K(t),A(t),L(t),\epsilon) = \alpha K(t)^2 + \beta A(t)\sin(K(t)) + \gamma L(t) + \epsilon \quad (۴)$$

به‌عبارت‌دیگر، ازآنجاکه مدل سولو بر مبنای هم‌گرایی سرمایه در حالت تعادلی پایدار بنا شده است، در حضور رفتارهای آشوبناک این هم‌گرایی از بین می‌رود. افزودن مؤلفه‌های غیرخطی به مدل؛ نظیر تابعی چون $\sin(K(t))$، موجب می‌شود که سیستم به‌جای حرکت به‌سوی نرخ رشد ثابت، دچار نوسانات نامنظم و پیش‌بینی‌ناپذیر شود. به‌عبارتی، اگر نرخ تغییر سرمایه $(\dot{K}(t))$ به‌صورت غیرخطی و شدیدی به $K(t)$ و $A(t)$ وابسته باشد، نوسانات شدید و ناپایداری‌هایی در فرایند انباشت سرمایه و درنتیجه، در نرخ رشد اقتصادی ایجاد خواهد شد.

۲.۵ پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر، ادبیات اقتصادی به‌طور گسترده و تخصصی به بررسی نوسانات درون‌زا در مدل‌های رشد اقتصادی پرداخته است؛ به‌ویژه مدل‌های رشد از نوع سولو و توسعه‌های پس از آنکه به تحلیل رفتار پیچیده و غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی؛ مانند انباشت سرمایه توجه دارند. این جریان پژوهشی بر این نکته تأکید دارد که نوسانات و بی‌ثباتی‌های اقتصادی مشاهده‌شده، صرفاً ناشی از تکانه‌های بیرونی نیست، بلکه در پویایی‌های غیرخطی و آشوبناک درون مدل‌های اقتصادی ریشه دارد که توانایی تولید نوسانات نامنظم، حساسیت به شرایط اولیه، و بی‌ثباتی‌های بلندمدت را دارند.

ریچارد دی[1] (۱۹۸۳) در مقالهٔ کلاسیک خود نشان داد که حتی مدل‌های رشد سولو در چهارچوب گسستهٔ زمانی و بدون دخالت تکانه‌های بیرونی، قادر به ایجاد نوسانات نامنظم و پایدار (آشوب) در مسیر رشد سرمایه‌اند. این یافته بنیان نظری جدیدی برای توضیح تفاوت

[1] Richard Day

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

رفتارهای اقتصادی در شرایط اولیه مشابه ایجاد کرد و اهمیت پویایی‌های داخلی سیستم‌های اقتصادی را در شکل‌گیری بی‌ثباتی‌های کلان برجسته ساخت.

تحقیقات بعدی با توسعهٔ ساختارهای مدل سولو، عوامل پیچیده‌تر از جمله توزیع نامتقارن پس‌انداز میان طبقات مختلف اقتصادی را بررسی کردند. بوم و کاس[1] (۲۰۰۰) با تفکیک جمعیت به گروه‌های کارگر و سرمایه‌دار با نرخ‌های پس‌انداز متفاوت نشان دادند که عدم‌تقارن ساختاری منشأ چرخه‌های محدود و آشوب در سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی است که بیانگر نقش کلیدی ساختارهای داخلی اقتصاد در شکل‌گیری نوسانات غیرخطی است.

همچنین، در حوزهٔ کاربردی‌تر، سوشکو، گاردینی، و پوو[2] (۲۰۱۰) مدل چرخهٔ تجاری غیرخطی را با محدودیت‌های ظرفیت تولید توسعه دادند و نشان دادند که این محدودیت‌ها به چندپایداری و رفتارهای آشوبناک منجر می‌شوند؛ جایی که رشد اقتصادی به‌جای مسیرهای یکنواخت، به نوسانات شبه‌دوره‌ای و پیچیده تبدیل می‌شود. این تحقیقات اهمیت توجه به محدودیت‌های واقعی اقتصاد و اثرات غیرمحدب را به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده در رفتار پویای سیستم‌های اقتصادی یادآور می‌شوند.

دوهتانی[3] (۲۰۱۰) نیز با واردکردن انتظارات تطبیقی در مدل رشد سولو، نشان داد که سرعت بالای رشد اقتصادی حتی در شرایط تعادل ظاهری پایدار، به نوسانات چرخه‌ای و آشوبناک منجر می‌شود که این امر درک رابطهٔ پیچیدهٔ میان رشد اقتصادی و ثبات مدل‌های رشد را گسترش می‌دهد.

مطالعات نوین‌تر، نقش تغییرات تکنولوژیک و خطاهای اطلاعاتی را نیز در تولید نوسانات پیچیده بررسی کرده‌اند. به‌طور نمونه، ژانگ و یوکو[4] (۲۰۲۴) با واردکردن انتخاب‌های فنّاورانهٔ متغیر و خطاهای اطلاعاتی به مدل سولو نشان دادند که این عوامل می‌توانند به رفتارهای آشوبناک و توزیع‌های ایستا منجر شوند که ابعاد جدیدی از نوسانات اقتصادی را در قالب آماری تحلیل‌پذیر می‌کند.

درزمینهٔ مدل‌سازی ریاضی رفتار انباشت سرمایه، گالانیس[5] و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از نگاشت لجستیکی ساده، نشان دادند که افزایش شدت انباشت (پارامتر r) به بای‌فورکیشن[6]

[1] Boum & Cass
[2] Sushko, Gardini, & Puu
[3] Dohutani
[4] Zhang & Yuko
[5] Galanis
[6] bifurcation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

و ظهور رفتارهای آشوبناک منجر می‌شود که این یافته‌ها با نوسانات شدید مشاهده‌شده در اقتصادهای سرمایه‌داری هماهنگ است و بیانگر استعداد ذاتی سیستم سرمایه‌محور در بروز آشوب و بی‌ثباتی‌های پیچیده است.

از منظر کاربرد شاخص‌های پیچیدگی و آشوب، پژوهش‌های ایرانی؛ مانند رنانی و همکاران (۱۳۹۹) با تمرکز بر کاربرد شاخص آنتروپی در اقتصاد کلان، نشان داده‌اند که این شاخص قادر است عدم‌تقارن و توزیع نابرابر ثروت و درآمد را به‌خوبی تحلیل کند و ابزاری مؤثر برای فهم عمیق‌تر ساختارهای ناپایدار اقتصادی باشد. همچنین، کاوه (۱۳۹۷) در مطالعات کنترل سیستم‌های گسستهٔ زمانی، با استفاده از روش‌های پیشرفته‌ای؛ مانند مود لغزشی و نگاشت پوانکاره، پایداری نقاط سکون و مدارهای ناپایدار را بهبود بخشیده و راهکارهایی کنترلی برای سیستم‌های اقتصادی آشوبناک ارائه کرده است.

در حوزهٔ اقتصاد کلان جهانی، مدل‌های چرخه‌ای و هژمونیک؛ مانند چهارچوب «چرخه‌های سیستمی انباشت» (SCA) مطرح شده توسط آریگی[1] (۲۰۱۰) و آریگی و سیلور[2] (۱۹۹۹)، به توضیح مراحل انباشت سرمایه و بحران‌های مالی مرتبط با بی‌ثباتی‌های ساختاری پرداخته‌اند. در این چهارچوب، فاز نهایی هر چرخهٔ هژمونیک با وضعیت «آشوب سیستمی» شناخته می‌شود که بحران‌های شدید و نوسانات پیش‌بینی‌ناپذیر را به دنبال دارد.

با وجود پیشرفت‌های فوق، کمبود مطالعات جامع و تلفیقی در بررسی رفتار آشوبگونهٔ متغیر انباشت سرمایه در اقتصاد ایران به چشم می‌خورد. بنابراین، پژوهش حاضر با تکیه بر رویکردهای نظری و تجربی اقتصاد فیزیک و استفاده از ابزارهای تحلیل غیرخطی و سری‌های زمانی، به دنبال پرکردن این خلأ علمی و ارائهٔ تصویری دقیق‌تر از پویایی‌های درون‌زا و آشوبناک انباشت سرمایه در اقتصاد کشور است.

۳ روش پژوهش

برای تشخیص فرایند آشوبی از فرایند تصادفی، دو روش مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد؛ در روش مستقیم، از آزمون‌هایی استفاده می‌شود که بر میزان حساسیت سیستم به شرایط اولیه تمرکز داشته باشند. در واقع، گرفتن تأییدیه از این آزمون‌ها، دال بر وجود یک فرایند آشوبی است. در روش غیرمستقیم، معمولاً از ابزارهایی؛ مانند تحلیل‌های آماری و مدل‌های ریاضی استفاده می‌شود که به شناسایی ویژگی‌های پیچیده و غیرخطی سیستم پرداخته و

[1] Arrighi
[2] Beverly

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

به‌طور غیرمستقیم به آشوبی‌بودن آن پی برده می‌شود. در مطالعهٔ حاضر، از روش مستقیم برای تحلیل رفتار متغیر انباشت سرمایهٔ فیزیکی اقتصاد کشور ایران در بازه زمانی ۱۳۵۸ الی ۱۴۰۱ استفاده شده و سه آزمون BDS[1]، آزمون لیاپانوف[۲] و آزمون نمای هرست[۳] مورداستفاده قرار گرفته است.

ازآنجاکه ممکن است یک سیستم ویژگی‌های مانایی[۴] و آشوبی[۵] را به طور هم‌زمان داشته باشد، آزمون‌های مانایی[۶] به دو دلیل اساسی پیش از تحلیل‌های غیرخطی و آشوبناکی، ضروری‌اند:

الف) اجتناب از نتایج کاذب در آزمون‌های غیرخطی: بسیاری از آزمون‌های غیرخطی بر این فرض استوارند که داده‌ها از یک فرایند مانا نشئت می‌گیرند. اگر سری زمانی غیرمانا (دارای ریشه واحد) باشد، وجود روندهای تصادفی یا دترمینیستی می‌تواند به اشتباه به‌عنوان وابستگی غیرخطی تفسیر شود.

ب) تفکیک آشوب از ناپایداری ساختاری: هدف اصلی پژوهش‌های آشوبی، شناسایی حساسیت به شرایط اولیه و وابستگی غیرخطی ذاتی در سیستم است، نه نوسانات ناشی از روندها یا تکانه‌های بیرونی. آزمون مانایی به جداسازی این دو مؤلفه کمک می‌کند؛ اگر داده‌ها غیرمانا باشند، ابتدا باید با تفاضل‌گیری یا حذف روند آن‌ها را به حالت پایا تبدیل کرد تا اطمینان حاصل شود که نتایج آزمون‌های غیرخطی منعکس‌کنندهٔ رفتار غیرخطی ذاتی سیستم است. مانایی در تحلیل سری‌های زمانی به حالتی اطلاق می‌شود که ویژگی‌های آماری؛ مانند میانگین، واریانس، و خودهمبستگی با گذر زمان ثابت باقی بمانند. به بیان دیگر، یک سری زمانی مانا فاقد روند سیستماتیک، تغییر ساختاری یا نوسانات متغیر در طول زمان است و رفتار آماری آن در بازه مشاهده‌شده تغییر نمی‌کند.

در این پژوهش برای آزمون مانایی داده‌های سری زمانی، از آزمون ریشهٔ واحد لی–استرازیچیچ[۷] بهره گرفته شده است. این آزمون نسخه‌ای اصلاح‌شده از آزمون‌های ریشهٔ واحد با شکست ساختاری است که با رویکردی متفاوت به آزمون‌های کلاسیک عمل می‌کند. ویژگی

[1] Brock–Dechert–Scheinkman (BDS) Test
[2] Largest Lyapunov Exponent (LLE) Analysis
[3] Estimation of the Hurst Exponent
[4] stationarity
[5] chaotic
[6] Unit Root Tests
[7] Lee–Strazicich

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

ممتاز این آزمون، درون‌زابودن زمان شکست ساختاری است؛ بدین معنا که نقطه یا نقاط شکست در داده‌ها براساس اطلاعات سری زمانی تعیین می‌شوند. همچنین، این آزمون امکان لحاظ دو شکست هم‌زمان در سطح و روند متغیر را فراهم می‌کند.

از نظر آماری، فرضیهٔ صفر این آزمون بیانگر وجود ریشهٔ واحد (یعنی نامانایی سری زمانی) و فرضیهٔ مقابل آن حاکی از مانایی با وجود شکست‌های ساختاری است. نتایج آزمون براساس آمارهٔ آزمون و مقدار احتمال (p-value) تفسیر می‌شوند. چنانچه مقدار p-value کمتر از سطح معنی‌داری (مثلاً ۵ درصد) باشد، فرض صفر رد شده و سری زمانی مانا تلقی می‌شود. استفاده از این آزمون برای متغیرهایی نظیر انباشت سرمایهٔ فیزیکی که به‌واسطهٔ سیاست‌گذاری‌ها، تحریم‌ها یا تکانه‌های اقتصادی دچار تغییرات ساختاری می‌شوند، به‌ویژه در حوزهٔ اقتصاد کلان و اقتصاد ایران، از دقت و اعتبار بالاتری نسبت به سایر آزمون‌های مانایی برخوردار است.

۳.۱ آزمون BDS

BDS یک آزمون ناپارامتریک است که در اصل برای آزمایش استقلال و توزیع یکسان (iid) طراحی شده است و وابستگی سریالی موجود در یک سری زمانی را بررسی کرده و کمک می‌کند میان دو فرضیه (توزیع یکسان داشتن سری زمانی) و (نامشخص‌بودن توزیع سری زمانی) فرضیهٔ صحیح را انتخاب کرده و نخستین گام برای تعیین نحوهٔ توزیع مشاهدات در سری زمانی است. غیرخطی‌بودن مدل به مقدار آمارهٔ Z بستگی دارد.

چنانچه مقدار آن بزرگ و معنادار باشد، غیرخطی و اگر به صفر نزدیک باشد، تصادفی است. برای یک سری زمانی $\{x_t\}_{t=1,\dots,T}$ ابتدا m مقدار پیشین $X_t^m=(X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t-m+1})$ در نظر گرفته می‌شود و پس از آن انتگرال هم‌بستگی محاسبه می‌شود. می‌توان با کمک بعد محاطی، سری زمانی اسکالر را به یک سری از بردار ها (نقاط به شکل چندتایی مرتب) تبدیل کرد. بعد محاطی m، عبارت است از بردن N نقطهٔ متوالی موجود در سری زمانی به نقاط درفضای m بعدی. این فرایند برای سری زمانی ما به‌شکل معادلات شمارهٔ ۵ و ۶ و ۷ است:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

$$X_1^m = (x_1 , x_2 , \ldots , x_m) \quad (۵)$$

$$X_2^m = (x_2 , x_3 , \ldots , x_{m+1}) \quad (۶)$$

$$X_{N-m+1}^m = (x_{N-m+1} , x_{N-m+2} , \ldots , x_N) \quad (۷)$$

پس در در فضای m بعدی به میزان N-m+1 نقطه وجود دارد. با کمک انتگرال هم‌بستگی[1]، میزان هم‌بستگی فضایی[2] بین نقاط قابل اندازه‌گیری است. این اندازه‌گیری به این ترتیب است که فاصلهٔ بین N تا مشاهده (نقطه) به‌صورت دو به دو درفضای m بعدی در نظر گرفته می‌شود که این نقاط بسته‌اند؛ یعنی فاصلهٔ بین آن‌ها از هم دارای شعاع یا آستانه‌ای[3] برابر ε است:

$$C_{\varepsilon,m} = \frac{1}{N_m(N_m-1)} \sum_{i \neq j} I_{i,j;\varepsilon}(\varepsilon)\ \mathrm{Cm.N} \quad (۸)$$

$$\mathrm{I(i,j;\varepsilon)} = \begin{cases} 1 & if\ ||x_i^m - x_j^m|| \\ 0 & \text{درغیراینصورت} \end{cases} \quad (۹)$$

دراینجا $C_{m.N}(\varepsilon)$ انتگرال هم‌بستگی است، $N_m = N-m+1$ است. براک و همکاران (۱۹۸۷) نشان دادند چنانچه یک سری زمانی IID (دارای توزیع مستقل و مشابه) باشد، آنگاه انتگرال هم‌بستگی در بعد محاطی m، تقریباً با انتگرال هم‌بستگی در بعد محاطی واحد به توان m برابر خواهد بود. در رابطهٔ فوق، اختلاف میان تقریب $C_{m,N}(\varepsilon) \approx [C_{1,N}(\varepsilon)]^m$ مشاهده می‌شود. $\sigma_{m,N}(\varepsilon)$ نیز انحراف معیار برای عبارت داخل پرانتز را نشان می‌دهد.

چنانچه سری زمانی IID باشد، مقدار $N^*[\ Cm,N(\varepsilon) - C1,N(\varepsilon)m\}$ به صفر نزدیک بوده و در پی آن آمارهٔ آزمون BDS نیز مقدار نزدیک به صفر می‌گیرد.

$$W_{m,N}(\varepsilon) = \{ N^*[\ C_{m,N}(\varepsilon) - C_{1,N}(\varepsilon)^m] \ /\ \sigma_{m,N}(\varepsilon)\}^{0.5} \quad (۱۰)$$

این آزمون دو دنباله دارد، بدان معنا که آمارهٔ BDS میان دو مقدار بحرانی (۱/۹۶+ ,۱/۹۶ـ) قرار می‌گیرد و فرضیه که مبنی بر IID بودن سری زمانی است، پذیرفته می‌شود و می‌توان دریافت که یک وابستگی (خطی یاغیرخطی) در ساختار سیستم وجود دارد (نسرین‌دوست، ۱۳۸۸). در این پژوهش، آزمون BDS به دو شیوهٔ مستقل پیاده‌سازی شد؛

[1] correlation integral
[2] spatial correlation
[3] tolerance

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

یک‌بار با استفاده از نرم‌افزار متلب[1] و بار دیگر با استفاده از نرم‌افزار اکسل و افزونه‌های آماری تکمیلی و قابل کنترل. هدف از این دو پیاده‌سازی مستقل، حصول اطمینان از صحت و قابلیت تکرار نتایج و نیز بررسی سازگاری آماری بین دو روش محاسباتی است.

۳.۲ آزمون بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف

راه مطمئن‌تر برای تشخیص پدیدهٔ آشوب در یک سری زمانی غیرخطی محاسبهٔ توان لیاپانوف آن است که معیاری برای سنجش حساسیت سری زمانی به شرایط اولیه است. چنانچه سیستم حداقل یک لیاپانوف مثبت داشته باشد، آن را سیستم آشوبناک می‌نامند (خلیل[2]، ۱۳۸۰). برای محاسبهٔ نمای لیاپانوف از بردارهای m جزئی معادلهٔ $[X(t_i), X(t_{i+1}), \dots, X(t_{i+m})]$ استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، توان لیاپانوف یک سری زمانی تولیدشده توسط یک سیستم یک بعدی که با معادلهٔ $X_{t+1}=f(X_t)$ به‌دست می‌آید، به‌صورت معادلهٔ ۱۱ تعریف می‌شود.

$$\sigma = \lim_{t\to\infty} \frac{1}{t}\sum_{i=0}^{t-1} log\left|\dot{f}(x_i)\right| > 0 \qquad (۱۱)$$

که در آن $f'(x_t)$ گرادیان تابع $f(x_t)$ است. یک سیستم چندبعدی دارای یک نمای لیاپانوف برای هر بعد است. نماهای لیاپانوف میزان واگرایی نمایی مسیرهای اولیهٔ نزدیک را در طول زمان اندازه‌گیری می‌کنند. وجود حداقل یک نمای لیاپانوف مثبت نشان‌دهندهٔ حساسیت سیستم به شرایط اولیه است که پیش‌بینی رفتار زمانی آن را، به‌جز در کوتاه‌مدت، دشوار می‌سازد. سیستمی که حداقل یک نمای لیاپانوف مثبت داشته باشد، به‌عنوان سیستم آشوبناک شناخته می‌شود.

از روی بردارهای با فاصلهٔ کمتر از r به شکل $r_0(m; i: j) = ||X_i^m - X_j^m|| \le r$ مقدار این واگرایی $dn(m: i,j)$ که در نقاط مجاور هم هستند، درفضای m بعدی به شکل معادلهٔ ۱۲ محاسبه می‌شود؛

$$d_n(m;i: j) = \frac{||x_{i+n}^m - x_{j+n}^m||}{r_0(m;i: j)} \qquad (۱۲)$$

پس از آن بیشینهٔ توان لیاپانوف محاسبه می‌شود:

[1] MATLAB
[2] Khalil Hassam

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

$$L_e(m, n) = \sum \frac{log[d_n((m;i;j)]}{N(N-1)} \quad (۱۳)$$

ممکن است مسیرهای استثنایی مانند آن‌هایی که به یک نقطهٔ ثابت ناپایدار برای $t \to \infty$ ختم می‌شوند، نماهای لیاپانوف دیگری داشته باشند؛ اما عموماً برای نقاط جاذب معمولی نیستند و تعداد آن‌ها صفر است. می‌توان زمان تأخیر t^* را برای یک خطای شناخته‌شده در شرایط اولیه $\delta x(0)$ تخمین زد.

$$t^* \sim \frac{1}{\lambda_1} ln \frac{L}{|\delta x(\cdot)|} \quad (۱۴)$$

که در آن λ_1 بزرگ‌ترین توان لیاپانوف است و L طول مشخصهٔ نقطهٔ جاذب است. زمان تأخیر زمانی است که پس از آن دیگر هیچ ارتباطی بین حالت اولیه $x(0)$ و حالت فعلی $x(t)$ وجود ندارد؛ لذا برای محاسبهٔ نمای لیاپانوف، به محاسبهٔ دو پارامتر زمان تأخیر (τ) و بعد محاط بهینه (m) نیاز است؛ بدین معنا که در یک سری زمانی، برای پاسخ به این پرسش که از میان اعداد، مجموعه‌های چندتایی جدا شود، از مقدار بهینهٔ بعد محاط استفاده شده و نیز در پاسخ بدین پرسش که میزان تأخیر در انتخاب مؤلفه‌های هر مجموعه چه میزان باشد، از پارامتر تأخیر زمانی استفاده می‌شود. برای تعیین زمان تأخیر (τ) روش‌های مختلفی وجود دارد که در مقالهٔ حاضر از روش میانگین اطلاعات متقابل (AMI)[1] استفاده شده است. در این روش سعی بر آن است زمان تأخیری انتخاب شود که براساس آن، بردارهای حالت تا حدامکان از یکدیگر مستقل باشند. به این منظور بردارهای حالت $x(t)$ و $x(t+\tau)$ را در نظر گرفته و سپس تابع اطلاعات متقابل $I(\tau)$ یا همان $I(x(t), x(t+\tau))$ را تشکیل داده و اولین مینیمم این تابع به عنوان تخمینی مناسب برای زمان تأخیر در نظر گرفته می‌شود. تابع اطلاعات متقابل $I(x(t),x(t+\tau))$ که بیان‌کنندهٔ تأثیر دو جانبهٔ این دو بردار بر یکدیگر است، به شکل معادلهٔ ۱۵ تعریف می‌شود.

$$I(x(t),x(t+\tau)) = \sum_{x \in X} \sum_{y \in Y} p(x,y) log \frac{p(x,y)}{p(x)p(y)} \quad (۱۵)$$

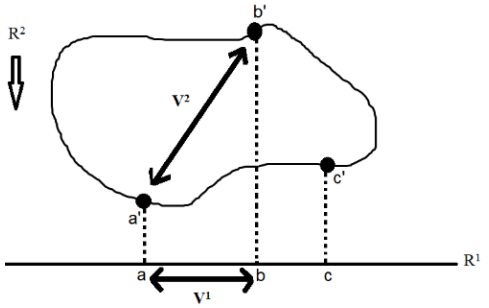
که در آن $p(x,y)$ توزیع احتمال مشترک $x(t)$ و $x(t+\tau)$ است و $p(x)\ p(y)$ به ترتیب، توزیع‌های احتمال حاشیه‌ای $x(t)$ و $x(t+\tau)$ هستند. در یک سیستم پویا، با در نظر گرفتن دو مسیر یا دو نقطهٔ نزدیک به هم، لازم است تبیین شود که این دو مسیر، به لحاظ ویژگی‌های ذاتی سیستم پویا، در نزدیکی یکدیگر قرار گرفته‌اند یا فاصلهٔ کم آن‌ها به دلیل محاط‌گشتن در

[1] Average Mutual Information

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

بعدی نامناسب است؟! برای محصورکردن جاذب سیستم در فضایی مناسب، لازم است بعد محاط بهینه برای سری زمانی موردنظر لحاظ شود که در پژوهش حاضر از روش شمارش نزدیک‌ترین نقاط همسایهٔ کاذب یا FNN[1] استفاده شده است. در این روش، چنانچه با افزایش بعد محاط، درصد نقاط FNN به سمت صفر میل کند در این حالت امکان آشکارشدن جاذب سیستم در یک بعد محاط مناسب وجود دارد؛ اما اگر هیچ‌گاه این اتفاق رخ ندهد، یعنی همچنان تعداد نقاط FNN از یک مقدار آستانه (که معمولاً در آزمایش‌ها برابر ۱۵ در نظر گرفته می‌شود) بیشتر باشد، داده‌های موجود دارای اختلالات تصادفی فراوان بوده و امکان محصورکردن آن در یک بعد محاط m وجود ندارد. مفهوم همسایگی کاذب در شکل ۱ نمایش داده شده است؛ بدین صورت که در فضای R^1 نقطهٔ b، نزدیک‌ترین همسایه به نقطهٔ a است و به مقدار v_1 فاصله دارند. چنانچه بعد را به R^2 افزایش بدهیم، فاصلهٔ این دو نقطه با یکدیگر v_2 خواهد بود که بسیار بزرگ‌تر از مقدار قبلی است. به همین‌دلیل، 'b همسایهٔ واقعی (TNN^2) نقطه 'a محسوب نشده و همسایهٔ کاذب است، زیرا $v_1 \ll v_2$ بوده و این فاصلهٔ نزدیک به دلیل انتخاب بعد محاط اشتباهی رخ داده است و نه به خاطر ویژگی‌های جاذب سیستم. بنابراین برای یک نقطه، همسایه‌هایی واقعی محسوب می‌شوند که با افزایش بعد، فاصلهٔ بین آن‌ها تفاوت چشم‌گیری نداشته باشد (وان باسیرک[3]، ۱۹۸۵).



شکل ۱. مفهوم همسایگی کاذب

در روش FNN ابتدا برای بعد m مقدار دلخواهی را انتخاب و از روی جاذب ساخته شده در فضای حالت با بعد m دو نقطهٔ نزدیک به هم را برگزیده و سپس بعد محاط، یک درجه به

[1] False Nearest Neighbours
[2] True Nearest Neighbours
[3] Van Buskirk

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

m+1 افزایش داده می‌شود. حال در فضای حالت جدید، فاصلهٔ دو نقطه نسبت به یکدیگر مجدداً بررسی می‌شود.

اگر این دو نقطه همچنان نزدیک به یکدیگر باقی بمانند حالت نزدیک‌ترین همسایه‌های واقعی (TNN) و اگر این دو نقطه از یکدیگر دور شوند حالت نزدیک‌ترین همسایه‌های غلط رخ می‌دهد. اگر درصد تعداد نقاط FNN به سمت صفر میل کند بعد m، بعد مناسب برای محاط‌کردن سیستم است. m را تا جایی ادامه می‌دهیم که درصد تعداد نقاط FNN به سمت صفر برود. اگر با افزایش بعد محاط درصد نقاط FNN به سمت صفر میل کند، در این حالت امکان آشکارشدن جاذب سیستم در یک بعد محاط مناسب وجود دارد؛ اما اگر هیچ‌گاه این اتفاق رخ ندهد؛ یعنی همچنان تعداد نقاط FNN از یک مقدار آستانه بیشتر باشد، داده‌های موجود دارای اختلال فراوان بوده و امکان محصورکردن آن در یک بعد محاط m وجود ندارد. برای این مقدار آستانه براساس تجربهٔ حاصل از اعمال روش بر سیستم‌های آشوبی مقادیر متفاوت پیشنهاد شده است.

با این نحوهٔ تشخیص همسایه‌های کاذب، وضعیت همسایه برای هریک از بردارهای تأخیر به ازای بعدهای متوالی محاط بررسی می‌شود تا اینکه تعداد همسایه‌های کاذب که از تصویرنمودن جاذب در فضای کوچک ناشی می‌شود، به حدود صفر برسد. عملیات جبری روش FNN به شرح معادلهٔ ۱۶ است.

$$Y_i(t) = [y(t); y(t - \tau); \dots ; y(t - (m - ۱)\tau)]^T \qquad (۱۶)$$

$Y_i(t)$ برداری در فضای حالت است و

$$Y'_i(t) = [y'(t); y'(t - \tau); \cdots ; y'(t - (m - ۱)\tau)]^T \qquad (۱۷)$$

یک همسایهٔ نزدیک به $Y_i(t)$ باشد. اگر فاصلهٔ نقاط در فضای m+1 بعدی افزایش یابد، حالت نزدیک‌ترین همسایه‌های غلط رخ داده است. مربع فاصلهٔ اقلیدسی این نقاط در فضاهای محاط m و m+1 به ترتیب به‌صورت معادلات ۱۸و ۱۹ نمایش داده می‌شود؛

$$R_m^2=\sum_{d=1}^{m} [y(t + (d - ۱)\tau) - y'(t + (d - ۱)\tau)]^2 \qquad (۱۸)$$

$$R_{m+1}^2=\sum_{d=1}^{m+1} [y(t + (d - ۱)\tau) - y'(t + (d - ۱)\tau)]2=R_m^2 + |y(t + m\tau) - y'(t + m\tau)|^2 \qquad (۱۹)$$

رابطهٔ بین فاصلهٔ نقاط در فضای m بعدی و m+1 بعدی یا خطای نسبی فاصله به‌صورت معادلهٔ ۲۰ است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

$$\sqrt{\frac{R_{m+1}^2-R_m^2}{R_m^2}} = \frac{|y(t+m\tau)-y'(t+m\tau)|}{R_m} \quad (۲۰)$$

برای هرکدام از مقادیر m مقدار معادلهٔ ۲۰ را محاسبه می‌کنیم. هرگاه کمیت فوق‌الذکر از یک مقدار آستانه (حدود ۱۰ الی ۱۵) فراتر برود همسایهٔ تحت بررسی، کاذب در نظر گرفته می‌شود.

۳.۳ آزمون نمای هرست

نمای هرست معیاری برای حافظهٔ بلندمدت یک سری زمانی است که در آن جهت تجزیه‌وتحلیل تداوم روندها یا چرخه‌ها در داده‌ها به‌ویژه در امور مالی و اقتصادی حائز اهمیت است. در پژوهش حاضر، جهت محاسبهٔ نمای هرست از روش تجدید مقیاس‌بندی[1] استفاده می شود. بدین صورت که ابتدا سری زمانی X به طول N را به d سری زمانی کوتاه‌تر با طول n= N, N/2, N/4…, N/10 تبدیل کرده و نام هر زیر بخش m نامیده می‌شود (سری زمانی با طول L به d زیرمجموعه با طول τ تقسیم می‌شود). هریک از این زیرمجموعه‌ها $Z_{\tau,m}(i)$ نام دارد که $m = 1,\dots,$ d و $i = 1,\dots,\tau$ است. اکنون برای هرکدام از زیرسری‌های m=1, 2, …,d مقدار میانگین و انحراف معیار محاسبه می‌شود.

$$\text{Em}=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \quad (۲۱)$$

$$S_{\tau,m} = \left[\frac{1}{\tau}\sum_{i=1}^{\tau}\left(Z_{\tau,m}(i) - E_{\tau,m}\right)^2\right]^{\frac{1}{2}} \quad (۲۲)$$

سپس مقدار نرمال‌شدهٔ داده‌ها به شکل معادلهٔ ۲۳ نرمال می‌شوند.

$$Y_{t,m} = X_{t,m} - E_m \quad (۲۳)$$

و اکنون سری زمانی تجمعی جدیدی به‌صورت معادلهٔ ۲۴ محاسبه می‌شود.

$$Z_{t,m} = \sum_{i=1}^{t} Y_{i,m} \quad (۲۴)$$

سپس R (دامنهٔ تعدیل‌شده یا انحراف داده‌ها از میانگین محلی (میانگین هر زیرسری))، براساس اختلاف بین بیشینه و کمینه مقدار $Z_{t,m}$، مطابق با رابطهٔ ۲۵ محاسبه می‌شود.

[1] rescaled range analysis

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

$$R_m = max\left(Z_{1,m}, Z_{2,m}, \dots, Z_{n,m}\right) - min\left(Z_{1,m}, Z_{2,m}, \dots, Z_{n,m}\right) \quad (۲۵)$$

در گام بعد، مقداردامنهٔ تغییر مقیاس داده شده یا به عبارتی، برای هر زیرمجموعه با طول مشخص مقدار $(R_{\tau,m}/S_{\tau,m})$ محاسبه شده و برای تمام زیرمجموعه‌ها با طول τ مقدار میانگین $(\frac{R}{S})_\tau$ به‌صورت معادلهٔ ۲۶ محاسبه می‌شود.

$$\left(\frac{R}{S}\right)_\tau = \frac{1}{d}\sum_{m=1}^{d}\frac{R_{\tau,m}}{S_{\tau,m}} \quad (۲۶)$$

لذا، نمای هرست را می‌توان از رابطهٔ ۲۷ تعریف کرد؛

$$\frac{R_n}{S_n} = Cn^H \quad (۲۷)$$

که در آن $\frac{R_n}{S_n}$ دامنهٔ تجدید مقیاس شده، Cعددثابت و n تعداد مشاهدات و منظور از H نیز نمای هرست است.

۴ نتایج

در راستای پاسخ به پرسش اصلی پژوهش مبنی بر وجود رفتار آشوبناک در سری زمانی انباشت سرمایهٔ فیزیکی ایران، تحلیل‌های تجربی مبتنی بر چهارچوب اقتصادفیزیک و ابزارهای تشخیص آشوب انجام پذیرفت. این بخش با به‌کارگیری آزمون‌های BDS، نمای لیاپانوف و هرست، به بررسی ویژگی‌های غیرخطی، حساسیت به شرایط اولیه و حافظهٔ بلندمدت متغیر مذکور طی بازه ۱۳۵۸ تا ۱۴۰۱ می‌پردازد.

۴.۱ بررسی روند متغیر انباشت سرمایه فیزیکی

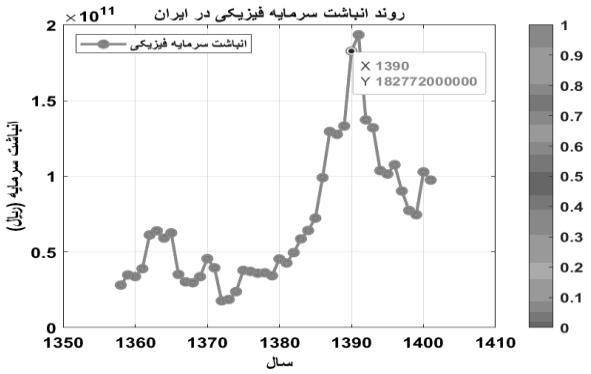
برای تحلیل رفتار سری زمانی متغیر انباشت سرمایهٔ فیزیکی[1] در اقتصاد ایران، ابتدا به‌منظور کاهش ناهمگنی مقیاس داده‌ها و بهبود قابلیت تفسیر نتایج، از تبدیل لگاریتم طبیعی استفاده شد. این تبدیل با تعدیل پراکندگی داده‌ها (کاهش واریانس و انحراف معیار)، امکان شناسایی دقیق‌تر الگوهای غیرخطی پنهان در سری زمانی را فراهم می‌کند. به‌علاوه، نرمال‌سازی داده‌ها از طریق لگاریتم‌گیری پایایی نتایج آزمون‌های غیرخطی را افزایش می‌دهد، زیرا واریانس بالای داده‌های خام ممکن است برآورد پارامترهای مدل را تحت‌تأثیر قرار دهد. بر این اساس، سری زمانی لگاریتم‌شدهٔ انباشت سرمایه در شکل ۲ نمایش داده شده است. این

[1] physical capital accumulation

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

نمودار نه‌تنها روند کلی انباشت سرمایه را طی چهار دهه نشان می‌دهد، بلکه نوسانات ادواری و نقاط شکست ساختاری (مانند تأثیر تحریم‌ها) را نیز آشکار می‌سازد.



شکل ۲. روند متغیر انباشت سرمایهٔ فیزیکی در اقتصاد ایران

نمودار روند انباشت سرمایهٔ فیزیکی در ایران، با نمایش مقادیر لگاریتمی این متغیر طی شش دهه، الگوی پیچیده‌ای از رشد، رکود، و نوسانات شدید را نشان می‌دهد که بازتابی از تعامل عوامل داخلی و خارجی در اقتصاد ایران است. در دهه‌های نخست (۱۳۵۰ تا ۱۳۷۰)، روند انباشت سرمایه عمدتاً تحت‌تأثیر درآمدهای نفتی و سیاست‌های بازسازی پس از جنگ تحمیلی شکل گرفت. پایان جنگ در ۱۳۶۷ و تمرکز بر بازسازی زیرساخت‌ها و توسعهٔ صنایع پایه، به‌ویژه در بخش انرژی و پتروشیمی، موجب رشد چشمگیر سرمایه‌گذاری شد. اوج این روند در ۱۳۵۷ هم‌زمان با افزایش قیمت نفت و ثبات نسبی سیاسی بود که منابع مالی قابل‌توجهی را به بخش‌های مولد اقتصاد تزریق کرد. با ورود به دههٔ ۱۳۸۰، روند صعودی سرمایه‌گذاری با چالش‌های جدی مواجه شد. تشدید تحریم‌های بین‌المللی، به‌ویژه پس از قطعنامه‌های شورای امنیت در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۸، دسترسی به فنّاوری و سرمایهٔ خارجی را محدود کرد. هم‌زمانی این تحریم‌ها با کاهش قیمت نفت در بازارهای جهانی، درآمدهای ارزی را کاهش داد و موجب افت محسوس در انباشت سرمایه شد. این دوره نشان‌دهندهٔ وابستگی ساختاری اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و آسیب‌پذیری آن در برابر تکانه‌های بیرونی است. در دههٔ ۱۳۹۰، اگرچه بهبود موقت قیمت نفت و سیاست‌های انبساطی مالی موجب افزایش نسبی سرمایه‌گذاری در سال ۱۳۹۰ شد، تشدید تحریم‌ها پس از خروج امریکا از برجام در ۱۳۹۷، همراه با نوسانات شدید نرخ ارز و تورم افسارگسیخته، بی‌ثباتی را به محیط سرمایه‌گذاری تحمیل کرد. این عوامل نه‌تنها جذب سرمایهٔ خارجی را

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

مختل ساخت، بلکه اعتماد بخش خصوصی به سیاست‌های کلان اقتصادی را نیز تضعیف کرد. ورود به دهه ۱۴۰۰ با هم‌زمانی تکانه‌های بی‌سابقه‌تری همراه بود. همه‌گیری کووید-۱۹ در ۱۳۹۹، اختلال در زنجیرهٔ تأمین جهانی و کاهش تقاضای نفتی را به‌همراه آورد که با تشدید تحریم‌های مالی و خروج سرمایه‌گذاران خارجی، افت شدیدتری در انباشت سرمایه ایجاد کرد. این روند نشان می‌دهد که اقتصاد ایران، علاوه بر وابستگی به نفت، در برابر بحران‌های چندلایه (سیاسی، بهداشتی و اقتصادی) آسیب‌پذیر است.

۴.۲ آزمون ریشهٔ واحد لی–استرازیچیچ (Lee–Strazicich)

به‌منظور بررسی مانایی سری‌زمانی لگاریتم متغیر انباشت سرمایه، از آزمون لی–استرازیچیچ (Lee–Strazicich) با لحاظ ساختار شکست ساختاری استفاده شد. نتایج آزمون مطابق با اطلاعات به‌دست‌آمده در جدول ۱ نشان داد که این سری در سطح دارای ریشهٔ واحد بوده و نامانا‌ست؛ اما پس از اعمال تفاضل‌گیری بر لگاریتم این متغیر، سری زمانی مانا شد که نشان‌دهندهٔ مانایی آن در تفاضل مرتبهٔ اول (I(۱)) است و از نسخهٔ دوم آزمون Lee-Strazicich با دو نقطه شکست ساختاری استفاده شد.

جدول ۱

نتایج آزمون مانایی لی–استرازیچیچ با شکست ساختاری

متغیر	آماره آزمون Lee–Strazicich در سطح	سطح احتمال	نتیجه	آماره آزمون PP با تفاضل ۲	سطح احتمال	نتیجه
لگاریتم انباشت سرمایه((log(PC)	-۰/۳۳۸۵	۰/۷۳۶۲	عدم مانایی	۳/۴۷۱۹	۰/۰۰۱۰	مانا در سطح یک (I_1)

منبع: یافته‌های تحقیق

۴.۳ آزمون BDS

فرضیه‌های آزمون BDS در جدول ۲ آمده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

جدول ۲
فرضیه‌های آزمون BDS

H_0	داده‌ها دارای توزیع یکنواخت و مستقل (IID) هستند.
H_1	داده‌ها IID نیستند، بدان معنا که در سری زمانی متغیر، وابستگی خطی یا غیرخطی وجود دارد.

در این آزمون، سطح معناداری α ۰/۰۵ در نظر گرفته شده است. نتایج حاصل از آزمون BDS برای تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتم طبیعی انباشت سرمایهٔ فیزیکی اقتصاد ایران، در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳
نتایج روش اول آزمون BDS

تعداد بُعد محاط	**m=۲**	**m=۳**	**m=۴**
آمارهٔ آزمون BDS	۲۲/۳۰	۱۱/۵۸	۴۸/۰۸
میزان احتمال (p-value)	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج جدول فوق، در تمامی ابعاد محاط (m=2، m=3 و m=4)، مقدار p-value کمتر از سطح معناداری ۰/۰۵ بوده و بنابراین فرضیهٔ صفر رد می‌شود. این نتایج نشان می‌دهند که سری زمانی موردمطالعه از ویژگی‌های یک فرایند IID برخوردار نیست و دارای ساختار وابستگی (خطی یا غیرخطی) است. همچنین، به‌منظور صحت‌سنجی و افزایش دقت تحلیل، آزمون BDS به روش دوم نیز انجام گرفت و نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

جدول ۴
نتایج روش دوم آزمون BDS

بعد محاط	m=2	m = 3	m = 4
$C_{(m,n)}$	٪ ۶۸/۲۱	٪ ۶۷/۴۸	٪ ۹۷/۳۳
$c_{(m,n)}$	٪ ۷۰/۶۴	٪ ۷۲/۳۳	٪ ۳۵/۶۵
Differen (اختلاف)	٪ ۱۸/۳۰	٪ ۱۵/۱۵	٪ ۸۴/۶۲
واریانس	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۶۶	۰/۰۲
انحراف معیار	٪ ۰/۸۲	٪ ۱/۳۱	٪ ۱/۷۶
z-state	۰/۲۲	۰/۱۱	۴۸/۰۸
میزان احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

بر مبنای جدول فوق، مقادیر آمارهٔ z در ابعاد دوم و سوم به صفر نزدیک‌اند؛ اما در بعد چهارم مقدار آن بسیار بالا و معنادار است. همچنین، در هر سه بعد، مقدار احتمال (p-value) کمتر از ۰/۰۵ گزارش شده که مؤید رد فرضیهٔ صفر در آزمون BDS و وجود ساختار وابستگی در سری زمانی است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که داده‌های سری زمانی انباشت سرمایه از توزیع IID پیروی نمی‌کنند و ساختار غیرخطی در آن‌ها مشاهده می‌شود.

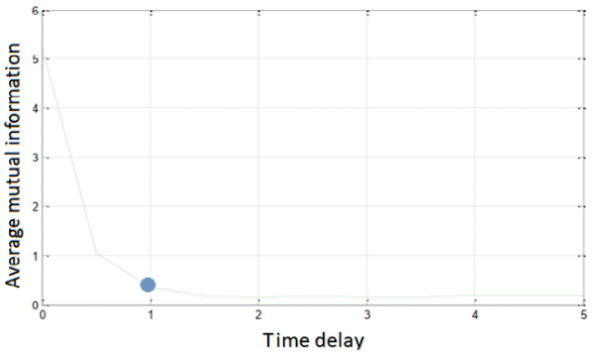
شایان ذکر است که اثبات غیرخطی‌بودن یک سری زمانی لزوماً به‌معنای آشوبناک‌بودن آن نیست. برای تحلیل ویژگی‌های آشوبی لازم است از آزمون‌های مکمل؛ مانند آزمون نمای لیاپانوف و سایر روش‌ها استفاده شود.

۴.۴ آزمون نمای لیاپانوف

هر سیستم غیرخطی، الزاماً آشوبناک نیست و آزمون BDS نیز به تنهایی قادر به اثبات آشوبناکی سیستم نیست. به همین دلیل، لازم است برای تأیید آشوبناکی سیستم از آزمون‌های مکمل؛ همچون نمای هرست، نمای لیاپانوف، بازسازی فضای فاز و... استفاده شود. آنچه نمای لیاپانوف در یک سیستم پویا مشخص می‌سازد، میزان هم‌گرایی یا واگرایی مدارهای مجاور (مسیرهایی که در ابتدا تفاوت بسیار کمی در مقدار اولیه دارند) در فضای فاز است. توان مثبت لیاپانوف نشان‌دهندهٔ واگرایی مسیرها و توان منفی آن نمایانگر هم‌گرایی مسیرهاست؛ لذا نسبت واگرایی مدارهای نزدیک به هم، و به‌عبارتی، میزان حساسیت سیستم به شرایط اولیه، توسط نمای لیاپانوف اندازه‌گیری می‌شود. چنانچه نماهای لیاپانوف مثبت باشند، درصورتی‌که تغییر کوچکی در شرایط اولیه سیستم رخ دهد، اثر این تغییر با گذشت زمان مشخص‌تر خواهد شد، تا جایی که باعث به‌وجودآمدن مسیر زمانی می‌شود که

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

با مسیر زمانی قبلی کاملاً متفاوت خواهد بود. این ویژگی به «اثر پروانه‌ای» مشهور است و با تخمین نمای لیاپانوف قابل بررسی است. در واقع، در جاذب‌های عجیب مسیرهای نزدیک به هم با گذشت زمان از یکدیگر دور می‌شوند و این فاصله با گذشت زمان به طور نمایی افزایش می‌یابد. بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف، میزان حساسیت سیستم به شرایط اولیه را ارائه می‌دهد، همچنین قادر است میزان پیش‌بینی‌پذیری سیستم را نشان دهد. اگرچه یک سیستم m بعدی، به میزان m نمای لیاپانوف دارد، در اکثر کاربردها تنها محاسبهٔ بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف کفایت می‌کند (جعفری‌نیا، ۱۳۹۰). در پژوهش حاضر، چنانچه بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف، بزرگ‌تر از مقدار بحرانی نمای لیاپانوف باشد، چنین نتیجه می‌دهد که سیستم آشوبناک است. انتخاب زمان تأخیر مناسب برای سری زمانی از این جهت دارای اهمیت است که اگر این مقدار کوچک انتخاب شود، مختصات بردارهای حالت در فضای فاز بازسازی‌شده بسیار به هم شبیه‌اند و جاذب در طول یک قطر پخش شده و به‌راحتی توسط نوسانات تصادفی دچار اختلال می‌شوند. در مقابل، اگر این مقدار به شکل نامناسبی بزرگ انتخاب شود؛ به ازدست‌دادن بسیاری از اطلاعات و جزئیات مفید داده‌ها منجر شده و وابستگی ذاتی موجود در داده‌ها نادیده گرفته می‌شود و درنتیجه، محاسبات قابل‌اتکا نخواهند بود. انتخاب زمان تأخیر مناسب برای پژوهش حاضر، همان‌گونه که در بخش (۳ـ۲) شرح داده شد، مطابق روش AMI انجام گرفته که براساس این روش، میزان تأخیر زمانی بهینه برای سری زمانی متغیر انباشت سرمایه، مقدار ۱ به‌دست آمده است.



شکل ۳. انتخاب زمان تأخیر مناسب به روش AMI

برای انتخاب بعد محاط بهینه نیز از روش نزدیک‌ترین همسایهٔ کاذب استفاده شده است که براساس تئوری شرح داده شده در بخش (۳ـ۲)، این مقدار برابر با عدد ۲ به‌دست آمده

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

است. در مطالعهٔ حاضر، به منظور دقت بیشتر، نمای لیاپانوف برای ابعاد سوم و چهارم نیز محاسبه شده است؛ لذا براساس الگوریتم مذکور، نمای لیاپانوف به ازای تأخیر زمانی ۱ و بعد محاط بهینهٔ ۲ و نیز به دلخواه، برای ابعاد ۳ و ۴ برآورد شده که در جدول ۵ شرح داده شده است.

جدول ۵
نتایج آزمون لیاپانوف

بعد محاط(m)	m=2	m=3	m=4
بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف	۰/۸۵۲	۰/۸۹۳	۰/۹۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول فوق که مقادیر با نرم‌افزار متلب برآورد شده‌اند، نتایج حاکی از آن است که بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف، به ازای بعد محاط ۲، عددی کوچک و مثبت است که دلیل محکمی بر آشوبناکی سری زمانی متغیر انباشت سرمایه است. این مقدار برای ابعاد ۳ و ۴ نیز برآورد شده که همچنان عددی مثبت است. ضمناً در هر بعد محاط، حتی اگر یکی از نماهای لیاپانوف، عددی مثبت باشد، نمایانگر دورشدن دو مسیر از یکدیگر در صفحهٔ فاز است که می‌تواند سیستم را به سمت رفتاری غیرخطی و آشوبناک هدایت کند. بازسازی فضای فازی امکان مشاهدهٔ ساختار دینامیکی داده‌ها را فراهم کرده و نشان می‌دهد که مسیرهای سری زمانی دارای رفتار پیچیده و غیرخطی‌اند. همچنین، نگاشت پوانکاره[1] الگوی پراکندگی نقاط را نشان می‌دهد که گواهی بر وجود رفتار آشوبناک در سیستم است. این نتایج با تحلیل نمای لیاپانوف و آزمون BDS نیز تأیید شده‌اند.

۴.۵ آزمون نمای هرست

نمای هرست به‌عنوان معیاری برای تعیین آشوبناکی سری‌های زمانی مورداستفاده قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر، معیاری برای ارزیابی میزان آشوبناک بودن سیستم‌ها و کمّی‌سازی بعد فرکتال سیستم‌های آشوبناک است و درجهٔ ناهمگنی یک فرایند دارای خاصیت فرکتالی را اندازه‌گیری می‌کند (دیونی[2]، ۱۹۸۹). مقادیر موردانتظار برای این ضریب بین صفر و یک‌اند. براساس محاسبات انجام‌شده در این پژوهش، برای سری زمانی متغیر انباشت سرمایه در

[1] Poincaré Map
[2] Devaney

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

اقتصاد ایران، در بازه زمانی موردنظر، مقدار نمای هرست ۰/۷ به‌دست آمده است. این مقدار که در بازه ۰/۵ تا ۱ قرار دارد، نشان‌دهندهٔ غیرتصادفی‌بودن فرایند مولد سری زمانی انباشت سرمایه است و بر وجود حافظهٔ طولانی‌مدت در این سری زمانی دلالت دارد. به عبارت دیگر، مقادیر گذشتهٔ داده‌ها تأثیر بسیارب بر مقادیر آینده دارند و این تأثیر برای مدت زمان طولانی ادامه می‌یابد. بنابراین، رفتار حال و آینده سری زمانی تحت‌تأثیر وقایع و وضعیت‌های گذشته قرار دارد. این نتیجه، به‌علاوهٔ نتیجه‌ای که از آزمون نمای لیاپانوف حاصل شد، نشان‌دهندهٔ آشوبی‌بودن سری زمانی متغیر انباشت سرمایه در دورهٔ زمانی موردنظر است و بر پویایی پیچیده و غیرخطی فرایند اقتصادی حاکم بر آن دلالت می‌کند.

۵ بحث و جمع‌بندی

مقالهٔ حاضر به بررسی ویژگی‌های آشوبی در فرایند مولد سری زمانی متغیر انباشت سرمایهٔ فیزیکی در اقتصاد ایران، در بازه زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۴۰۱ پرداخته است. نتایج آزمون مانایی نشان‌دهندهٔ عدم‌مانایی اولیهٔ سری زمانی متغیر انباشت سرمایه بود که پس از انجام تفاضل‌گیری اول، سری زمانی به سطح مانا رسید و ویژگی‌های پایدار آماری خود را به نمایش گذاشت. همچنین، آزمون BDS بر تفاضل مرتبهٔ اول سری زمانی وجود وابستگی‌های غیرخطی در داده‌ها را تأیید کرد، به‌طوری که تمام ابعاد محاط با سطح احتمال ۰/۰۰ نشان‌دهندهٔ وجود روابط غیرخطی و پیچیده در سری زمانی انباشت سرمایه بودند. در راستای بررسی آشوبناکی رفتار سری زمانی مذکور، ارزیابی بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف نشان داد که سری زمانی انباشت سرمایه از ویژگی‌های آشوبی برخوردار است. نتایج این آزمون با مقادیر مثبت بزرگ‌ترین نمای لیاپانوف در ابعاد مختلف، حاکی از حساسیت بالای رفتار سیستم به شرایط اولیه و اثرات بلندمدت تغییرات در این شرایط بود. علاوه بر این، در آزمون نمای هرست که به ارزیابی سطح غیرتصادفی‌بودن و حافظهٔ طولانی‌مدت پرداخته است، مقدار ۰/۷ برای سری زمانی انباشت سرمایه به‌دست آمد که نشان‌دهندهٔ وجود حافظهٔ بلندمدت و اثرات قابل‌توجه مقادیر گذشته بر مقادیر آینده در فرایند انباشت سرمایه است. این مقدار از نمای هرست، تأکیدی بر پیچیدگی و تصادفی‌نبودن رفتار سری زمانی انباشت سرمایه دارد. نتایج این پژوهش، به‌ویژه با تأکید بر آزمون‌های نمای لیاپانوف و نمای هرست، نشان‌دهندهٔ وجود آشوب در رفتار سری زمانی متغیر انباشت سرمایه (به رغم مانایی آن)، در بازه زمانی مذکور بوده و تأیید می‌کنند که آشوب نقشی محوری در ناپایداری انباشت سرمایهٔ ایران ایفا می‌کند.

این نتایج سه دلالت کلیدی بر اقتصاد ایران دارد:

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

۱) در سری زمانی متغیر انباشت سرمایهٔ ایران نوعی ناپایداری ذاتی در سیاست‌های تکانه‌محور بروز می‌دهد؛ بدین معنا که هرگونه مداخلهٔ سیاستی بدون درنظرگرفتن اثرات غیرخطی (مانند آزادسازی یک‌بارهٔ قیمت‌ها یا تغییرات ناگهانی نرخ ارز) می‌تواند سیستم را از آستانه‌های بحرانی عبور داده و به فازهای آشوبی جدیدی سوق دهد؛ همان‌گونه که در بخش ۴ـ۲ نمونهٔ این فرایند انتقال در مدل لجستیک مطرح شد. در اقتصاد ایران رشد شتابان سرمایه در دههٔ ۱۳۸۰ (با پارامتر r بالا) و تشدید تحریم‌ها در دههٔ ۱۳۹۰ نمونه‌ای عینی از این انتقال محسوب می‌شوند.

۲) نتایج این مطالعه علامت‌هایی بابت لزوم بازتعریف ثبات اقتصادی را ارائه می‌دهد. مانایی آماری انباشت سرمایه پس از تفاضل‌گیری، به معنای بازگشت سیستم به تعادل خطی نیست، بلکه نشانگر وجود جاذب‌های چندگانه[1] در فضای فاز است. بدین معنا که حتی اگر سری زمانی در ظاهر مانا شده باشد (مثل $I(1) \leftarrow I(0)$) رفتار درونی سیستم هنوز غیرخطی، پیچیده، و وابسته به مسیر[2] است. وجود «جاذب‌های چندگانه» یعنی این سیستم می‌تواند در حالت‌های مختلف پایدار شود، بدون اینکه از نظر آماری مانابودن سری با این پدیده تناقض داشته باشد. این یافته توضیح می‌دهد چرا اقتصاد ایران علی‌رغم اجرای برنامه‌های تعدیل ساختاری، همواره بین فازهای رونق و رکود آشوبی نوسان می‌کند.

۳) آشوبناکی سری زمانی انباشت سرمایه به‌نوعی اهمیت داده‌های پرسرعت در حکمرانی را خاطرنشان می‌کند، زیرا باتوجه‌به ماهیت پیش‌بینی‌ناپذیر سیستم مدل‌های کلان سنتی محدودیت دارند و به مکمل‌هایی از جنس مدل‌های آشوبی یا شبکه‌ای نیاز است. برای نمونه، مدل‌های سنتی معمولاً پویایی بازدهی به مقیاس را هموار و ساختاری فرض می‌کنند، درحالی‌که در واقعیت، تعاملات غیرخطی میان سرمایه، نیروی کار، و فنّاوری ممکن است به رفتارهای نامنظم و پرنوسان منجر شود.

در جمع‌بندی، این پژوهش نشان می‌دهد که کلید فهم بحران‌های ساختاری اقتصاد ایران (مانند فرار سرمایه‌گذاری یا نوسانات شدید تشکیل سرمایه ثابت) نه در تحلیلی خطی، بلکه در شناسایی امضای آشوبی[3] سیستم نهفته است. این یافته، پشتوانهٔ علمی محکمی برای انتقال پارادایمی از «سیاست‌گذاری قطعیت‌گرا» به «حکمرانی تطبیقی مبتنی‌بر ریسک» فراهم می‌کند. نتایج پژوهش حاضر حاکی از آن است که اقتصاد ایران در چرخه‌های انباشت

[1] Multiple Attractors
[2] path-dependent
[3] Chaotic Signature

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

سرمایه، نه براساس منطق تعادل‌های پایدار، بلکه تحت حاکمیت پویایی‌های آشوبیِ وابسته به مسیر عمل می‌کند. این یافته، پشتوانهٔ علمی محکمی برای انتقال پارادایمی از «سیاست‌گذاری قطعیت‌گرا» به حکمرانی تطبیقی مبتنی بر ریسک فراهم می‌کند.

۶ نتایج کاربردی و توصیه‌های سیاستی

شناسایی رفتار آشوبناک در انباشت سرمایهٔ اقتصاد ایران، مستلزم بازنگری بنیادین در چهارچوب‌های سیاستی مرسوم است. نخست، حساسیت فوق‌العادهٔ سیستم به شرایط اولیه به‌عنوان هستهٔ نظریهٔ آشوب هشدار می‌دهد که تغییرات ظاهراً جزئی در پارامترهای کلیدی (مانند نرخ بهره، قوانین مالیاتی، یا تکانه‌های خارجی نظیر تحریم‌ها) با تقویت اثرات غیرخطی، به نوسانات گسترده و غیرقابل بازگشت در مسیر انباشت سرمایه منجر می‌شوند. این یافته، لزوم اجرای سیاست‌های اقتصادی با رویکرد تدریجی و پلکانی را آشکار می‌سازد تا از تشدید ناخواستهٔ بی‌ثباتی جلوگیری شود.

دوم، وجود حافظهٔ بلندمدت در این متغیر نشان می‌دهد که آثار سیاست‌های کنونی برای دهه‌ها در اقتصاد باقی می‌ماند؛ بنابراین، طراحی سیاست‌ها باید مبتنی بر تحلیل‌های پویا و بلندمدت باشد، نه مدل‌های ایستای مرسوم. بر همین اساس، استفاده از چهارچوب‌های هدف‌گذاری تورمی پویا[1] که اثرات غیرخطی سیاست‌های قبلی را در نظر می‌گیرند، پیشنهاد می‌شود. یعنی مدل‌هایی که بانک مرکزی با استفاده از آن‌ها تورم را نه فقط در یک مقطع خاص بلکه در مسیر زمانی بلندمدت هدف‌گذاری و کنترل می‌کند. این مدل‌ها اغلب شامل انتظارات تطبیقی، تکانه‌های ساختاری، و روابط پویای بین نرخ بهره، تورم، و تولید می‌شوند.

سوم، ماهیت پیش‌بینی‌ناپذیر سیستم در بلندمدت، ضرورت به‌کارگیری ابزارهای نظارتی پیشرفته (مانند سیستم‌های پایش لحظه‌ای و شبیه‌سازی‌های مبتنی بر نظریهٔ آشوب) را برای رصد اثرات سیاستی و تعدیل به‌موقع آن‌ها تقویت می‌کند. اولاً ایجاد صندوقی با مکانیزم خودتطبیقی[2] که در فازهای رونق، منابع مازاد را ذخیره و در فازهای رکود، با تزریق هدفمند سرمایه، از فروپاشی حلقه های مثبت سرمایه‌گذاری جلوگیری کند. این صندوق می‌تواند براساس شاخص‌های آشوبی (مانند مقدار نمای لیاپانوف) فعال شود. ثانیاً، ایجاد «سامانهٔ پایش بلادرنگ سرمایه‌گذاری» با قابلیت رصد شاخص‌های کلیدی (مانند نرخ بهرهٔ واقعی، جریان سرمایه‌گذاری خارجی، و نوسانات بازار سهام) و تحلیل آن‌ها با روش‌های اقتصادفیزیک

[1] Dynamic Inflation Targeting Frameworks
[2] Self-Adjusting

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]
[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

(مانند محاسبهٔ نمای لیاپانوف در لحظه) می‌تواند هشدارهایی زودهنگام برای جلوگیری از ورود سیستم به فاز آشوب ارائه دهد. به‌طور مشخص، طراحی چهارچوب‌های سیاستی مقاوم به آشوب؛ شامل مکانیسم‌های هشدار سریع مبتنی بر یادگیری ماشین نیز می‌تواند اثرات مخرب نوسانات غیرخطی را کاهش دهد. با استفاده از داده‌های تاریخی، شاخص‌های کلان، و شاخص‌های آشوبی، مدل‌های یادگیری ماشین (مانند مدل Random Forest (جنگل تصادفی)، مدل XGBoost (افزایش گرادیانی شدید)[1] یا مدل LSTM (حافظه بلند_ کوتاه‌مدت)[2]) آموزش می‌بینند تا الگوهای ورود به فاز ناپایدار سرمایه‌گذاری را تشخیص دهند. این سیستم‌ها به سیاست‌گذار هشدار می‌دهند که اگر روند فعلی ادامه یابد، در طی مثلاً ۳ سال آینده، سرمایه‌گذاری ممکن است به‌طور بی‌ثبات سقوط کند یا به حباب تبدیل شود و پیشنهاد می‌دهند چه اقداماتی (مثل کاهش نرخ بهره، تزریق نقدینگی، اصلاح سیاست مالیاتی) می‌تواند از بحران جلوگیری کند.

فهرست منابع

جعفری‌نیا، س. (۱۳۹۰). *برآورد ناپارامتری شبکه‌های عصبی به کمک نمای لیاپانوف و آزمون مستقیم برای تئوری آشوب* (پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد). *دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشکدهٔ علوم پایه، گرایش ریاضی محض.*

رنانی، م. و صادقی، ب. (۱۳۹۹). طبقه بندی شاخص آنتروپی اقتصادی در یک مدل کلان اقتصادی، *نشریه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۱۴، ص ۱ـ۲۴.

رنانی، م. و حسینی، ع. (۱۳۹۶). نقد روش شناختی اقتصاد فیزیک و کاربرد آن در تحلیل نظام توزیعی سرمایه داری، *مقاله علمی وزارت علوم.*

کاوه، ح. (۱۳۹۷). *کنترل آشوب در سیستم‌های پیوسته زمان به کمک فضای حالت تأخیردار ساخته شده با تئوری تکنز* (پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد). دانشگاه صنعتی شریف، دانشکده مهندسی مکانیک، گروه طراحی کاربردی.

مشیری، س. (۱۳۸۱). مروری بر نظریهٔ آشوب و کاربردهای آن در اقتصاد. *فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی.*

نسرین‌دوست، م. (۱۳۸۸). *بررسی پویایی شدت انرژی بری تولید در اقتصاد کشورهای عضو سازمان کشورهای صادرکنندهٔ نفت (OPEC) با رویکرد نظریهٔ آشوب* (پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد). دانشگاه بوعلی سینا، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم‌اجتماعی، گروه اقتصاد.

[1] Extreme Gradient Boosting

[2] Long Short-Term Memory

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

Brock, W. A., Scheinkman, J. A., Dechart, W. D., & LeBaron, B. (1996). A test for independence based on the correlation dimension. *Econometric Reviews*, 15(2), 197-235.

Brock, W. A., & Hommes, C. H. (1997). A rational route to randomness. *Econometrica*.

Devaney, R., & Keen, L. (Eds.). (1989). Chaos and fractals: The mathematics behind the computer graphics. *American Mathematical Society*.

Garcia, M. M., Queral, R., Sanz, P., & Vazquez, F. J. (2004). A generalized BDS statistic. *Journal of Computational Economics*, 24(3), 277-300.

Giannerini, S., & Goracci, G. (2023). Entropy-based tests for complex dependence in economic and financial time series with the R package tseriesEntropy. *Mathematics*, 11(3), 757.

Galileo Galilei. (1618). II Saggiatore. In S. Drake & C. D. O'Malley (Trans.), *The controversy on the comets of 1618* (5th ed., pp. 67-85). University of Pennsylvania Press.

Gleick, J. (1987). *Chaos: Making a new science*. Viking.

Gallegati, M., et al. (2011). The Crisis of 2008: Structural lessons for and from economics. *Cambridge Journal of Economics*.

Holden, A. V. (1986). Chaos. *Manchester University Press*.

Li, S. (2013). FNN: Fast nearest neighbor search algorithms and applications (Version 1.1). Retrieved from https://cran.r-project.org/web/packages/FNN/index.html

Lichtenberg, A. J., & Lieberman, M. A. (1992). *Regular and chaotic dynamics* (2nd ed.). Springer-Verlag.

Lorenz, E. N. (1963). Deterministic non-periodic flow. *Journal of Atmospheric Sciences*, 20, 130-141.

Lorenz, E. N. (1979). Predictability: Does the flap of a butterfly's wings in Brazil set off a tornado in Texas?

Mantegna, R. N., & Stanley, H. E. (2000). *An introduction to econophysics: Correlations and complexity in finance*. Cambridge University Press.

Mathematics, 11(2), 286. https://doi.org/10.3390/math11020286

May, R. M. (1976). *Simple mathematical models with very complicated dynamics*. Nature, 261(5560), 459.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

Patricia, F. (2002). *Newton: The making of genius*. Columbia University Press.
Sandubete, J. E., Beleña, L., & García-Villalobos, J. C. (2023*). Testing the efficient market hypothesis and the model-data paradox of chaos on top currencies from the foreign exchange market (FOREX)*.
Sornette, D. (2003). Why stock markets crash: Critical events in complex financial systems. *Princeton University Press*.
Strogatz, S. (1994). *Nonlinear dynamics and chaos*.
Van Buskirk, R., & Jeffries, C. (1985). Observation of chaotic dynamics of coupled nonlinear oscillators. *Physical Review* A, 31, 3332-3357.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

Journal of Monetary & Banking Research
Vol.18, No. 65, Autumn 2025
pages 307-327

Chaos Theory, Governing Dynamics of Physical Capital Accumulation (An Approach from Econophysics)

Ahmad Googerdchian[1] **Seyedeh DelAra Mousavi**[2]

Received: 2-Mar-2025 Accepted: 10-Aug-2025

Abstract

The term "chaos" can be used to describe the behavior of a turbulent and seemingly random system that is highly sensitive to initial conditions. There are two types of chaos: deterministic and non-deterministic. Deterministic chaos represents the erratic motion of nonlinear systems governed by specific laws but yielding unpredictable outcomes due to sensitivity to initial conditions. In contrast, non-deterministic chaos arises when the equations governing a system's evolution are unknown, and its chaotic behavior results from uncertainties in the governing laws or the influence of random factors, leading to rapidly diverging trajectories. In both cases, the system remains predictable in the short term but becomes highly unpredictable in the long run due to its inherent complexity. This study examines the chaotic behavior of capital accumulation as a key factor in economic growth dynamics. Additionally, the chaotic fluctuations of capital accumulation can impact credit demand, banking liquidity, interest rates, and investment flows, thereby complicating monetary policymakers' decision-making processes. To analyze this, time series data on capital accumulation in Iran's economy from 1979 to 2022 were examined. The results of the BDS test confirm the nonlinear behavior of this variable. The calculation of the Lyapunov

[1] Faculty Member and Associate Professor, Faculty of Economics, University of Isfahan, a.googerdchian@ase.ui.ac.ir (Corresponding Author)
[2] Master's Graduate in Theoretical Economics, Faculty of Economics, University of Isfahan, eraunavi@ase.ui.ac.ir

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]

exponent further validates the chaotic nature of the time series. Moreover, the Hurst exponent test indicates that this variable exhibits long-term memory.

Keywords: Chaotic Dynamics, Topological Transitivity, Butterfly Effect, Kolmogorov-Sinai Entropy, Poincaré Map
JEL Classification: C60, C61, D81, D89, C69

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-07]

[DOI: 10.61882/jmbr.18.65.479]