



University of
Sistan and Baluchestan



Trends and random walks in macroeconomics time series: The unit root test considerations

Mehdi Fathabadi¹

1. Assistant Professor, Firuzkuh Faculty of Economic, Islamic Azad University, Firuzkuh, Iran. E-mail: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir

Article Info

Article type:

Research Article

Article history:

Received: 28 July 2022

Revised in revised form: 27

November 2022

Accepted: 29 November 2022

Published online:

21 December 2022

Keywords:

Trend Stationary,

Random Walk,

Unit Root Test,

Macroeconomic series.

ABSTRACT

In the time series econometric literature, data generation and stationary are important issues in model selection and estimation method. Difference Stationary and Trend Stationary processes are data generation procedures. In Difference Stationary specification (integrated), the stochastic component follows a random walk process (unit root process) that it yields stationary by differencing, while in trend Stationary specification process, the stochastic component follows a stationary process. The variable variation pattern in the random walk model with trend (random) and the trend stationary model (deterministic trend) is very similar. The revealed facts show the upward trend of Iran's macroeconomic variables over the past few decades, which are very close to the variation pattern of trend and Difference Stationary models. In empirical work, the distinction between these two models is not simple, and misapplying of tests cause incorrect results in the research process. The purpose of this paper is to review again how to perform a unit root test and identify the nature of (deterministic or random) trends of macroeconomic time series of Iran. In the first step, the generalized Dickey Fuller root unit test (ADF) was performed using the Dolado et al. (1990) and Hamilton (1994) approach and then Perron's test (1989) was used to investigate structural break. The results show that 4 variables of 6 time series including nominal GDP, industrial value added, consumer prices and stock money follow the random walk process with positive drift (random trend), but real GDP and stock price index follow the trend stationary process (deterministic process).

Cite this article: Fathabadi, M (2022) Trends and random walks in macroeconomics time series: The unit root test considerations, *Stable Economy*, 3 (3), 134-157. DOI: 10.22111/SEDJ.2022.43181.1223



© The Author(s).

DOI: 10.22111/SEDJ.2022.43181.1223

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

روندها و گام تصادفی در سری‌های زمانی کلان اقتصادی: ملاحظات در باب آزمون ریشه واحد مهدی فتح آبادی^۱

۱. استادیار گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. رایانامه: fathabadi.mehdi@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	در ادبیات اقتصادسنجی سری زمانی، نحوه تولید داده‌ها و مانایی متغیرها از موضوعات مهم در انتخاب مدل و روش تخمین می‌باشد. فرآیندهای تفاضل پایا و روند پایا از روش‌های تولید داده می‌باشند. در تصریح تفاضل پایا، جزء تصادفی سری از فرآیند گام تصادفی پیروی نموده که با تفاضل گیری مانا می‌شود؛ در حالی که در تصریح روند پایا، جزء تصادفی سری از یک فرآیند مانا تبعیت می‌کند. الگوی تغییرات یک متغیر در مدل گام تصادفی دارای روند(تصادفی) و مدل روند پایا(روند قطعی) بسیار شبیه به یکدیگر است. حقایق آشکار شده نشان از روند صعودی متغیرهای کلان اقتصادی ایران در چند دهه گذشته دارند، که این تغییرات بسیار نزدیک به الگوی تغییرات دو مدل روند پایا و تفاضل پایا می‌باشد. در کارهای تجربی تمایز بین این دو مدل کار ساده‌ای نیست و بکارگیری نادرست آزمون‌ها به نتایج غلط در فرآیند تحقیق منتج می‌شود. هدف این مقاله بررسی دوباره نحوه انجام آزمون ریشه واحد و شناسایی ماهیت روند(قطعی یا تصادفی) سری‌های زمانی کلان اقتصادی ایران می‌باشد. در مرحله نخست آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته(ADF) با روش دولادو و همکاران(۱۹۹۰) و همیلتون(۱۹۹۴) انجام یافت، سپس جهت بررسی شکست ساختاری، از آزمون پرون(۱۹۸۹) بهره گرفته شد. نتایج نشان می‌دهد ۴ متغیر از ۶ سری زمانی شامل GDP اسمی، ارزش افزوده صنعتی، قیمت‌های مصرف کننده و حجم پول از فرآیند گام تصادفی با جزء ثابت مثبت (روند تصادفی) پیروی می‌کنند؛ اما متغیرهای GDP واقعی و شاخص قیمت سهام از فرآیند روند پایا (روند قطعی) تبعیت می‌نمایند.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۵/۲۴	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۱/۹/۶	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۹/۸	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۱/۹/۳۰	
واژه‌های کلیدی: روند پایا، گام تصادفی، آزمون ریشه واحد، سری‌های کلان اقتصادی	

استناد: فتح آبادی، مهدی (۱۴۰۱). روندها و گام تصادفی در سری‌های زمانی کلان اقتصادی: ملاحظات در باب آزمون ریشه واحد. *اقتصاد باثبات*، ۳ (۳)،

۱۳۴-۱۵۷.

DOI: 10.22111/SEDJ.2022.43181.1223



حق مؤلف © نویسندگان.

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان

۱. مقدمه

مطالعه متغیرهای کلان اقتصادی برای ارزیابی عملکرد کلی اقتصاد بسیار مهم است. تحلیل دقیق اقتصاد کلان به ارزیابی منابع و قابلیت‌های یک اقتصاد، یافتن راه‌هایی برای افزایش درآمد ملی، افزایش بهره‌وری و ایجاد فرصت‌های شغلی برای ارتقای یک اقتصاد از نظر بهبود سطح رفاه کمک می‌کند. اقتصاددانان کلان سعی می‌کنند با پیش‌بینی دقیق شرایط اقتصادی، به فعالان اقتصادی در جهت تصمیم‌گیری بهتر کمک نمایند؛ که این موضوع نیازمند تحلیل دقیق متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشد. حال مسأله مهم این است که برخی سری‌های زمانی اقتصاد کلان «نامانا»^۱ هستند؛ که میانگین وابسته به زمان در این متغیرها از جمله دلایل نامانایی است. از این سری‌ها، به عنوان متغیرهای دارای روند زمانی یاد می‌شود، که ممکن است کاملاً «معین»^۲ و یا «تصادفی»^۳ باشد؛ از اینرو انجام هرگونه آزمون فرضیه و یا پیش‌بینی بلندمدت، نیازمند مدلسازی صحیح روند زمانی این نوع متغیرها می‌باشد (سوری، ۱۳۹۲). بعد از مقاله نلسون و پلوزر^۴ (۱۹۸۲) توجه بسیاری از محققان به این سمت رفت که سری‌های زمانی اقتصاد کلان «روند پایا»^۵ یا «تفاضل پایا»^۶ هستند. در ادبیات اقتصادسنجی به سری‌هایی که دارای «روند زمانی معین» به اضافه انحرافات موقتی حول روند باشند، روند پایا می‌گویند. در مقابل، یک سری دارای «ریشه واحد»^۷ را تفاضل پایا می‌نامند. اگر یک سری روند پایا باشد، اثر شوک‌ها بر این سری موقتی بوده و با گذشت زمان اثرات شوک‌ها از بین رفته و سری به روند پایدار (بلندمدت) خود همگرا می‌شود. این متغیرها قابلیت پیش‌بینی داشته و براساس نتایج آن امکان ارائه توصیه‌های سیاستی برای این متغیرها وجود دارد. در آن سو اگر سری تفاضل پایا (دارای ریشه واحد) باشد که به صورت فرآیند «گام تصادفی»^۸ (گاهی به همراه یک جزء ثابت^۹) مشخص می‌شوند، شوک‌های وارد شده اثر دائمی و همیشگی بر متغیر خواهند داشت و در نتیجه سری بعد از شوک به مسیر قبلی خود باز نخواهد گشت و سطح آن به شکل دائم جابجا خواهد شد. متغیرهای تفاضل پایا قابلیت پیش‌بینی ندارد (Charles & Darne, 2012). طرفداران «چرخه‌های تجاری واقعی»^{۱۰} بر این باورند در

1. Nonstationary

2. Deterministic

3. Stochastic

4. Nelson & Plosser

5. Trend Stationary

6. Difference Stationary

7. Unit Root

8. Random Walk

9. Random Walk with Drift

10. Real Business cycles

بلندمدت متغیرهای کلان اقتصادی دارای روند رو به رشد ثابتی هستند (روندپایا) و انحراف آنها از مسیر رشد بلندمدت از طریق «دست نامرئی»^۱ اصلاح می‌شود. این موضوع سبب شد «روندزدایی»^۲ داده‌های کلان اقتصادی گسترش پیدا کند. نلسون و بلوزر (۱۹۸۲) با بیان اینکه متغیرهای کلان اقتصادی بیش از آنکه روندپایا باشند، تفاضل پایا هستند، دیدگاه سنتی فوق را به چالش کشیدند. آنها از آزمون ریشه واحد دیکی و فولر^۳ (۱۹۷۹) استفاده کردند و نشان دادند تقریباً تمامی سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارای ریشه واحد هستند. پس از آن محققان بسیاری تلاش نمودند یافته‌های این مقاله را دوباره مورد ارزیابی قرار دهند (De Jong et al., Perron, 1988 & 1989; Lucas, 1995; Campbell & Perron, 1991 & 1992).

در واقع سوال مهم مقاله این است که وجود یا عدم وجود ریشه واحد، چگونه به شناسایی برخی ویژگی‌های فرآیند تولید داده متغیرهای کلان اقتصادی کمک می‌نماید. به عبارت دیگر، وجود (یا فقدان آن) ریشه واحد در سری‌های زمانی کلان اقتصادی پیامدهای مهمی را به همراه دارد و این کمک می‌کند تا توضیح دهیم که چرا این موضوع در دو دهه اخیر حجم زیادی از تحقیقات نظری و کاربردی را به خود اختصاص داده است. در این مقاله نگاهی دوباره به فرآیند آزمون ریشه واحد متغیرها خواهیم داشت. هنگام انجام آزمون ریشه واحد ملاحظات وجود دارد که اگر محققان به دقت آنها را مدنظر قرار ندهند ممکن است نتایج گمراه‌کننده شده و در نتیجه نحوه مدلسازی و روش تخمین نیز اشتباه انتخاب شود. در این مطالعه این ملاحظات مد نظر قرار خواهد گرفت که تقریباً در مطالعات داخلی این موارد رعایت نشده است. بدین منظور داده‌های سری زمانی اقتصاد کلان شامل تولید ناخالص داخلی اسمی و حقیقی، ارزش افزوده صنعتی، شاخص قیمتی مصرف کننده در دوره ۹۳-۱۳۳۸، حجم پول در دوره ۹۳-۱۳۵۲ و شاخص کل سهام در دوره ۹۶-۱۳۷۰ جهت انجام آزمون مانایی مورد استفاده قرار می‌گیرند. ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم به روش‌شناسی اختصاص دارد. در بخش سوم نتایج تجربی بیان می‌گردد. در بخش پایانی هم به جمع‌بندی و بحث پرداخته می‌شود.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

در سال‌های اخیر بر مدل‌های روند تصادفی ناشی از وجود ریشه واحد تمرکز شده است. نظر به ماهیت مدل‌های مشتمل بر روند، تمایز بین انواع مختلف فرآیندهای دارای روند چندان آسان

1. Invisible Hand

2. Deterending

3. Dickey & Fuller

نخواهد بود. با این حال، ادبیات گسترده‌ای وجود دارد که بر روی فرآیندهای ریشه واحد و نحوه تمایز آنها از سایر فرآیندهای مشتمل بر روند متمرکز شده‌اند. یکی از دلایل، ویژگی خاص فرآیندهای ریشه واحد در مورد تداوم شوک‌ها است که ممکن است پیامدهای مهمی برای فرمول‌بندی مدل‌های اقتصادی و اندازه‌گیری واکنش‌های تکانه‌ای مرتبط با شوک‌های سیاست اقتصادی داشته باشد. دلیل دیگر مربوط به این واقعیت است که وجود ریشه های واحد می‌تواند منجر به استنتاج کاذب شود و از این رو به منظور استنتاج معتبر، لازم است هنگام تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی این موضوع در نظر گرفته شود.

مقاله نلسون و بلوزر (۱۹۸۲) به عنوان شروع تحقیقات درباره وجود ریشه واحد در سری‌های زمانی کلان اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. آنها از داده‌های سالانه برای ۱۴ متغیر برای اقتصاد کشور آمریکا مانند تولید، اشتغال، شاخص قیمت، دستمزدها، حجم پول و نرخ بهره استفاده نمودند. نلسون و پلاسر تلاش کردند نشان دهند که این سری‌های زمانی فرآیندهایی روندپایا هستند یا تفاضل‌پایا. به عبارت دیگر، آنها قصد داشتند روش سنتی تجزیه سری‌ها را به یک جزء قطعی (روند قطعی بلندمدت) و یک جزء چرخه‌ای (نوسانات کوتاه‌مدت مانا حول روند بلندمدت) زیر سوال ببرند. نلسون و پلاسر استدلال می‌کنند اگر یک سری نامانا باشد (دارای ریشه واحد)، باتوجه به اینکه جزء چرخه‌ای موقتی فرض می‌شود، آنگاه جزء قطعی باید به عنوان یک فرآیند تصادفی مدلسازی شود، که هرگونه نامانایی طولانی‌مدت مشاهده شده در سری زمانی در آن جای خواهد گرفت. به عبارت دیگر، چون فرض بر این است نوسانات چرخه‌ای در طول زمان از بین می‌روند، هرگونه حرکت بلندمدت یا دائمی (نامانا) لزوماً به جزء قطعی نسبت داده می‌شود (Nelson & Plosser, 1982). بدین منظور آنها خودهمبستگی‌های نمونه را شبیه‌سازی کرده و سپس وجود ریشه واحد برای ۱۴ سری زمانی اقتصاد کلان آزمون و دریافتند فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان در سطح ۵ درصد برای تمام سری‌ها بجز نرخ بیکاری را رد کرد؛ در حالی که پیش از این انتظار بر این بود متغیرهای کلان اقتصادی حول یک روند قطعی نوسان می‌کنند.

نلسون و پلاسر اذعان دارند که عدم رد فرضیه صفر لزوماً به معنای «صحیح» بودن فرضیه صفر نیست. این امر به ویژه در مورد آزمون‌های ریشه واحد مهم است؛ زیرا چنین آزمون‌هایی معمولاً از توان آزمون کمی برخوردارند. به عبارت دیگر نمی‌توان بین یک فرآیند ریشه واحد (تفاضل‌پایا) و جایگزین آن یعنی فرآیند روندپایایی که ریشه خودرگرسیون آن بسیار نزدیک به یک است، تفاوت قائل شد. با این حال، آنها استدلال می‌کنند اگر انحرافات از یک روند خطی در سری‌ها، مانا باشند؛ بنابراین تمایل بازگشت به خط روند باید به حدی ضعیف باشد که به راحتی قابل کشف

نباشد (Nelson & Plosser, 1982). نتیجه مهم مطالعه نلسون و پلاسر این بود که شواهد موجود نشان از نامانایی سری‌های زمانی اقتصاد کلان داشت.

۳. روش‌شناسی

در مطالعات کاربردی، بررسی وجود روند در داده‌ها و چگونگی مدلسازی آنها بسیار اهمیت دارد. در واقع هدف تفاضل‌گیری یا روندزدایی از یک سری زمانی مانا نخواهد بود. هم‌چنین روندزدایی از یک فرآیند ریشه واحد و یا تفاضل‌گیری از یک فرآیند روندپایا نیز چندان سودمند نخواهد بود. اگرچه می‌توان از ویژگی‌های نمودار همبسته‌نگار^۱ سری برای تشخیص وجود ریشه واحد و روندهای روندهای قطعی استفاده نمود، اما این روش خیلی مناسبی نیست؛ چون ممکن است محقق دچار اشتباه شود؛ زیرا الگوی تابع خودهمبستگی^۲ (ACF) در یک فرآیند «شبه ریشه واحد»^۳ بسیار شبیه به الگوی ACF یک فرآیند دارای روند است. علاوه بر این، الگوی تغییرات یک سری گام تصادفی با جزء ثابت و یک سری روند پایا بسیار شبیه یکدیگر است. برای روشن شدن موضوع، ابتدا فرض کنید فرآیند تولید یک سری از داده‌ها به شکل زیر است؛

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

اگر $|a_1| < 1$ باشد، گفته می‌شود سری y_t مانا بوده و لذا تخمین a_1 کارآ است. اما اگر $a_1 = 1$ باشد، سری نامانا بوده و این بدان معناست که با افزایش t ، واریانس بی‌نهایت بزرگ می‌شود و نتیجه اینکه نمی‌توان از آزمون‌های آماری متداول برای آزمون معناداری a_1 استفاده کرد. دیکی و فولر (۱۹۷۹-۱۹۸۱) فرآیند قابل اعتمادی را برای آزمون وجود ریشه واحد پیشنهاد دادند. آنها سه معادله رگرسیونی را برای آزمون وجود ریشه واحد ارائه کردند؛

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

^۱ . Correlogram

^۲ . Autocorrelation Function

^۳ . Near Unit Root

که $\gamma = a_1 - 1$ می‌باشد. فرضیه صفر این آزمون به صورت $\gamma = 0$ خواهد بود. فارغ از اینکه کدام معادله رگرسیونی برآورد شود، روش انجام آزمون ریشه واحد یکسان خواهد بود. اما نکته مهم این است مقادیر بحرانی آماره t بستگی به وجود یا عدم وجود جزء ثابت یا روند و هم‌چنین حجم نمونه و وقفه بهینه دارد. پیش فرض آزمون‌های دیکی فولر آن است که جملات خطا مستقل از یکدیگر بوده و دارای واریانس ثابت هستند. اما از آنجا که فرآیند واقعی تولید داده‌ها مشخص نیست، بنابراین شش مسئله در اینجا وجود دارد (Enders, 2009):

- ۱- فرآیند تولید داده‌ها ممکن است هم مشتمل بر جزء خودتوضیحی^۱ (AR) و هم میانگین متحرک^۲ (MA) باشد. اگر درجه MA مشخص نباشد، نحوه انجام آزمون مانایی نیز نامشخص خواهد بود. برای حل این مشکل، ساید و دیکی^۳ (۱۹۸۴) نشان دادند یک مدل خودتوضیحی با درجه متناهی می‌تواند تقریبی از مدل MA با درجه نامتناهی باشد؛ زیرا یک مدل MA معکوس‌پذیر را می‌توان به یک مدل AR تبدیل نمود. لازم به ذکر است درجه AR بایستی کمتر یا مساوی تعداد داده‌ها به توان یک سوم ($T^{\frac{1}{3}}$) باشد.
- ۲- تا زمانی که تمامی جملات خودتوضیحی در معادله لحاظ نشود، امکان تخمین درست γ و انحراف معیار آن وجود نخواهد داشت. لذا مسئله مهم انتخاب تعداد وقفه‌های مناسب مدل خواهد بود. در انتخاب وقفه بهینه علاوه بر آماره‌های t و F ، می‌توان از معیارهای آکائیک و شوارتز نیز استفاده نمود. هر چند در نمونه‌های خیلی بزرگ که توزیع خطاها نرمال است، نتایج هر دو روش یکسان خواهد بود. به هر حال هر روشی که استفاده می‌شود باید در وقفه بهینه، پسماندهای رگرسیون «نوفه سفید»^۴ باشند.
- ۳- در آزمون دیکی فولر تنها وجود یک ریشه واحد تشخیص داده می‌شود. اگر m ریشه واحد در مدل وجود داشته باشد، برای مانا کردن سری لازم است تفاضل مرتبه m سری محاسبه شود. دیکی و پانتولا^۵ (۱۹۸۷) نشان دادند انتظار است سری‌ها حداکثر دو ریشه واحد داشته باشند.
- ۴- در یک سری، حذف برخی ریشه‌ها نیازمند تفاضل‌گیری فصلی است که متفاوت از محاسبه تفاضل مرتبه نخست متغیر است. در اینجا با حذف اجزای فصلی معین به کمک متغیرهای مجازی، می‌توان از آماره دیکی فولر استفاده کرد (Dickey et al, 1986).

¹ . Autoregressive

² . Moving Average

³ Said & Dickey

⁴ . White Noise

⁵ Dickey & Pantula

۵- اگر در داده‌ها شکست ساختاری وجود داشته باشد، لازم است در انجام آزمون‌های ریشه واحد احتیاط شود؛ زیرا در این شرایط آماره‌های دیکی فولر به سمت عدم رد فرضیه وجود ریشه واحد تورش خواهند داشت. به عبارت دیگر، در شرایط وجود تغییر ساختاری، استفاده از آزمون‌های دیکی فولر ممکن نیست. این موضوع توسط مطالعات مونت کارلو به اثبات رسیده است. پرون^۱ (۱۹۸۹) برای آزمون فرضیه ریشه واحد در شرایط شکست ساختاری در معادله رگرسیونی (۴) متغیرهای مجازی سطح^۲ (D_L) و تکانه‌ای^۳ (D_P) را وارد نمود؛

$$y_t = a_0 + \theta_1 D_L + \theta_2 D_P + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

اگر زمان شکست معلوم باشد (T_B)، متغیرهای مجازی به شکل زیر تعریف می‌شوند؛

$$\begin{cases} D_L = 1 & \text{اگر } t > T_B \\ D_L = 0 & \text{اگر } t \leq T_B \end{cases} \quad \begin{cases} D_P = 1 & \text{اگر } t = T_B + 1 \\ D_P = 0 & \text{سایر زمانها} \end{cases}$$

برای فرضیه وقوع شوک یک دوره‌ای در یک فرآیند ریشه واحد لازم است $a_1 = 1$ و $\theta_2 \neq 0$ باشد. در مقابل برای فرضیه وقوع تغییر یک دوره‌ای در فرآیند روندپایا که اثر همیشگی به همراه داشته است می‌بایست $a_1 < 1$ ، $a_2 \neq 0$ و $\theta_1 \neq 0$ برقرار باشد (Perron, 1989).

۶- مسئله آخر، وجود اجزای معین در مدل و قدرت آزمون ریشه واحد می‌باشد. آزمون‌های ریشه واحد توان تمایز میان سری‌های شبه ریشه واحد (سری‌هایی که ریشه مشخصه آنها نزدیک یک است) و فرآیندهای ریشه واحد حقیقی ندارند، که بخشی از آن به دلیل مسئله قدرت آزمون و بخشی دیگر ناشی از وجود اجزای معین در معادله رگرسیونی است.

۶-۱. قدرت آزمون

قدرت آزمون عبارتست از احتمال رد یک فرضیه نادرست یا همان «یک منهای احتمال وقوع خطای نوع دوم». تجربیات مونت کارلو نشان می‌دهد احتمال پایین بودن قدرت آزمون‌های مختلف دیکی فولر وجود دارد، یعنی حتی در مواقعی که ریشه واحد وجود ندارد ممکن است

¹ Perron

² . Level Dummy

³ . Pulse Dummy

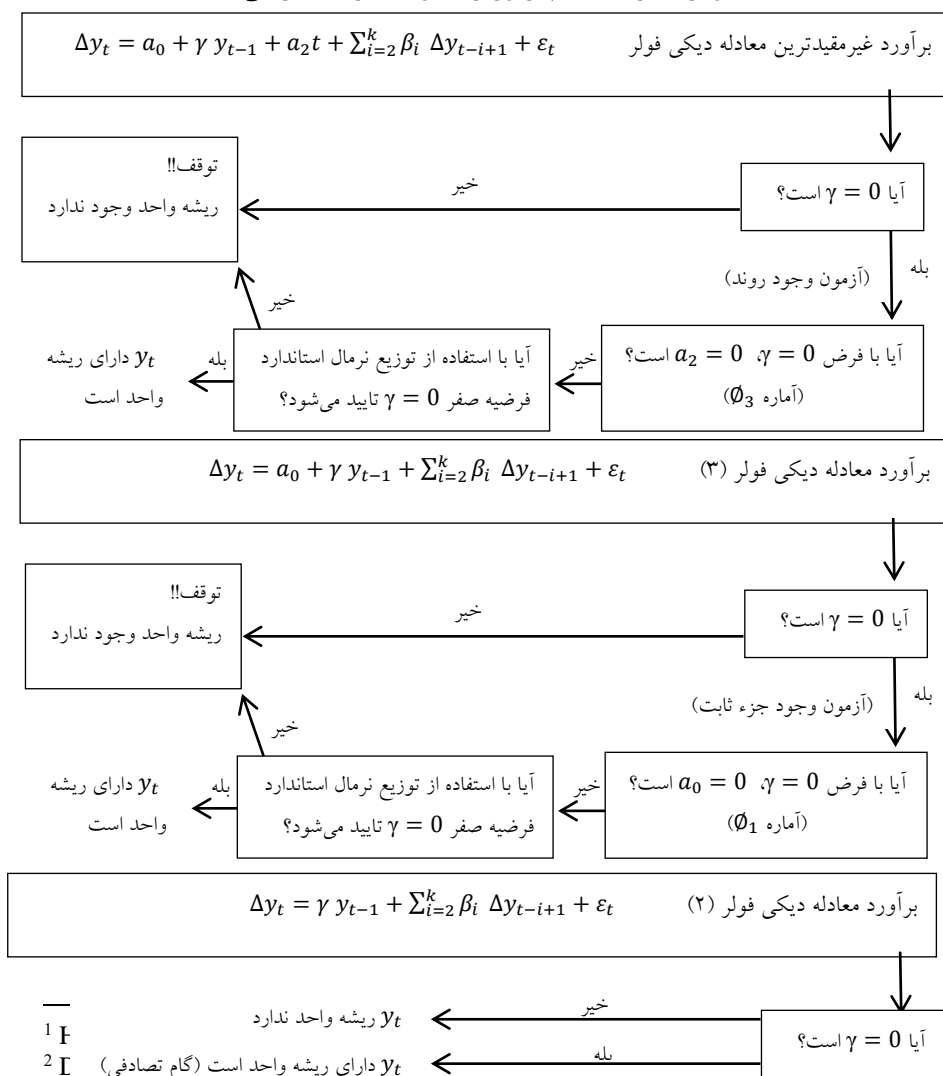
وجود ریشه واحد تایید شود. علاوه بر این آزمون‌های دیکی فولر از قدرت کمی در تشخیص یک فرآیند روندپایا از یک فرآیند گام تصادفی با جزء ثابت برخوردارند. در نمونه‌های با حجم محدود، هر فرآیند روندپایا می‌تواند تقریب خوبی از یک فرآیند ریشه واحد باشد و برعکس. در حقیقت تفاوت میان یک فرآیند گام تصادفی با جزء ثابت (فرآیند تفاضل پایا) و یک فرآیند روندپایا به مقدار واریانس جملات خطا برمی‌گردد. حال اگر واریانس جزء تصادفی یک فرآیند روندپایا به اندازه کافی بزرگ باشد، تمایز میان فرضیه صفر وجود ریشه واحد و فرضیه روندپایا بودن سری امکان‌پذیر نیست. نکته دیگر این است که اگر $|a_1|$ نزدیک یک باشد (شبه ریشه واحد یا مانای مرزی) در این حالت هم قدرت آزمون به حداقل کاهش می‌یابد. حال سوال این است آیا تشخیص فرآیندهای شبه ریشه واحد (مانای مرزی)، روندپایا و تفاضل پایا از یکدیگر امکان‌پذیر است؟. براساس تجربیات مونت کارلو، اگر سری دارای شبه ریشه واحد باشد، به هر شکل که داده‌ها مدلسازی شود قدرت پیش‌بینی کوتاه‌مدت مدل‌های مختلف یکسان خواهد بود. به عبارت دیگر، قدرت پیش‌بینی کوتاه‌مدت مدلی که براساس تفاضل مرتبه نخست شکل گرفته باشد به مراتب بیشتر از مدلی است که با سطح متغیر ساخته شده است. اما قدرت پیش‌بینی بلندمدت یک مدل دارای روند قطعی کاملاً با مدل‌های دیگر متفاوت خواهد بود (Evans & Savin, 1981).

۲-۶. تعیین اجزای معین

در اغلب موارد فرآیند واقعی تولید داده‌ها معلوم نیست. حتی اگر مشخص هم باشد سوال این است کدام یک از معادلات (۲)، (۳) و (۴) مناسب خواهد بود. اگر فرآیند تولید داده‌ها یک فرآیند گام تصادفی باشد، و محقق مدل (۴) را برآورد نماید، پس از تخمین باید به این نتیجه برسیم که فرضیه $a_0 = \gamma = a_2 = 0$ پذیرفته شود. اما در اینجا چند مشکل وجود دارد. نخست، وجود پارامترهای برآورد شده بیش از اندازه در مدل که درجه آزادی و قدرت آزمون را کاهش می‌دهد. دوم، انتخاب آماره مناسب برای آزمون $\gamma = 0$ که بستگی به نوع متغیرهای توضیحی مدل دارد؛ یعنی در یک سطح اطمینان مشخص، با وارد کردن جزء ثابت و روند قطعی در مدل، فاصله اطمینان حول فرضیه $\gamma = 0$ افزایش قابل ملاحظه‌ای پیدا می‌کند. البته وقتی سری مورد بررسی مانا است توزیع آماره t به متغیرهای توضیحی مدل ارتباطی ندارد. اما در شرایط نامانایی، حذف بی‌دلیل جزء ثابت یا روند از مدل می‌تواند منجر به صفر شدن قدرت آزمون شود (Campbell & Perron, 1991). از سوی دیگر وارد کردن متغیرهای اضافی

سبب افزایش مقادیر بحرانی شده و باعث می‌شود محقق در رد فرضیه صفر وجود ریشه واحد دچار اشتباه شود. حال سوال این است، وجود یا عدم وجود جزء ثابت و روند در معادله دیکی فولر از چه راهی قابل تشخیص است؟ همیلتون^۱ (۱۹۹۴) و دولادو^۲ (۱۹۹۰) فرآیندی را برای آزمون ریشه واحد پیشنهاد کرده‌اند (نمودار ۱)، به ویژه برای زمانی که فرآیند واقعی تولید داده‌ها کاملاً نامشخص است.

نمودار ۱: فرآیند انجام آزمون ریشه واحد سری‌های زمانی



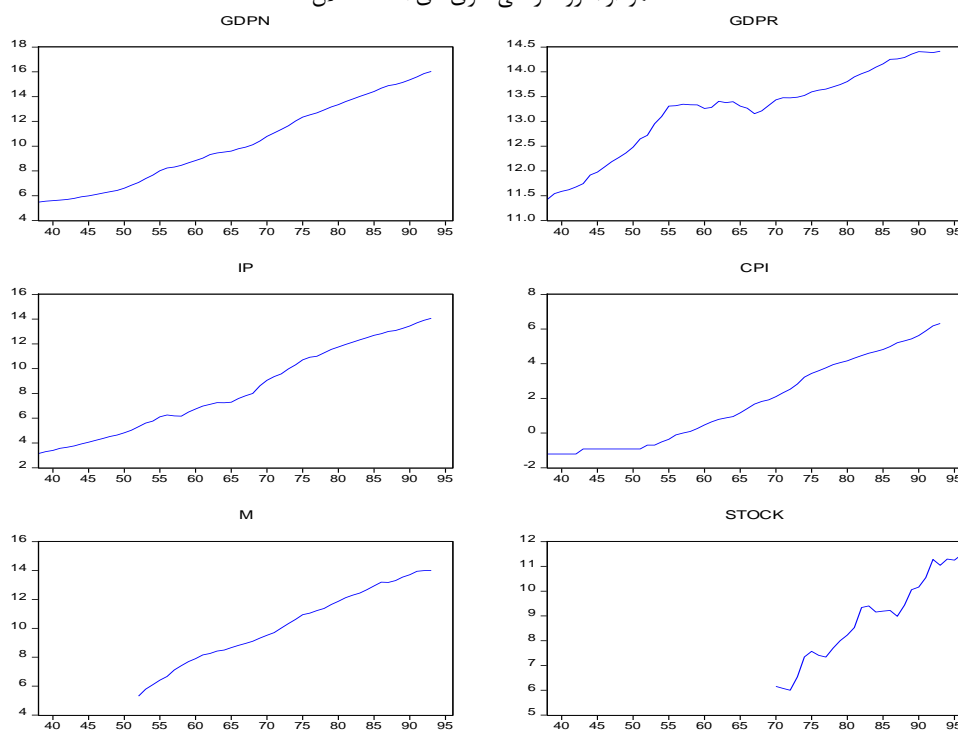
1 F

2 I

۴. نتایج تجربی

در این بخش آزمون مانایی متغیرهای کلان اقتصادی شامل تولید ناخالص اسمی (GDPn) و حقیقی (GDPr)، ارزش افزوده صنعتی (IP) و شاخص قیمتی مصرف کننده (CPI) در دوره ۹۳-۱۳۳۸، حجم پول (M) در دوره ۹۳-۱۳۵۲ و شاخص کل سهام (STOCK) در دوره ۹۶-۱۳۷۰ انجام می‌گیرد. همیلتون (۱۹۹۴) پیشنهاد می‌کند پیش از هر کاری، باید نمودار داده‌ها رسم شود. وی معتقد است با نگاه به تغییرات داده‌ها می‌توان وجود روند قطعی در داده‌ها را تشخیص داد. در نمودار (۲) روند زمانی هر ۶ متغیر نمایش داده شده که تمامی سری‌ها دارای روند صعودی می‌باشند (تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی هستند).

نمودار ۲: روند زمانی سری‌های اقتصاد کلان



اما سوال این است روند صعودی ناشی از جزء ثابت مثبت در یک فرآیند گام تصادفی (تفاضل پایا) می‌باشد؛

$$H_0: y_t = \alpha + y_{t-1} + u_t \quad \alpha > 0 \quad (۶)$$

یا اینکه به خاطر وجود یک روند زمانی قطعی در قالب یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه نخست مانا (AR(1)) خواهد بود؛

$$H_A: y_t = \alpha + \delta t + \rho y_{t-1} + u_t \quad |\rho| < 1 \quad (7)$$

در این مرحله خودهمبستگی مرتبه نخست تا ششم سری‌ها محاسبه گردیدند (جدول ۱). مقادیر خودهمبستگی تمامی سری‌ها از حدود ۰/۹۵ شروع می‌شود و با افزایش وقفه‌ها مقدار آنها کاهش می‌یابد. این موضوع با رفتار گام تصادفی شبیه سازی شده (Nelson & Plosser, 1982) سازگار است.

خودهمبستگی نمونه تفاضل مرتبه نخست سری‌ها در جدول (۲) نشان داده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند در سری‌های تولید ناخالص اسمی و حقیقی، شاخص قیمتی مصرف‌کننده و حجم پول هم‌چنان خودهمبستگی در تفاضل مرتبه نخست نیز دیده می‌شود. در مقابل برای ارزش افزوده صنعتی فقط در وقفه نخست خودهمبستگی وجود دارد و این بدان معناست که این یک فرآیند MA مرتبه نخست بوده که با مدل‌های روندپایا ناسازگار است؛ زیرا حاصل تفاضل‌گیری از یک فرآیند روندپایا، یک میانگین متحرک معکوس ناپذیر است (ابریشمی، ۱۳۸۱). ذکر این نکته ضروری است روندزایی از یک فرآیند ریشه واحد و یا تفاضل‌گیری از یک فرآیند روندپایا سودی نخواهد داشت. علاوه بر این استفاده از مشخصات همبسته‌نگار نمونه برای بررسی وجود ریشه واحد چندان سودمند نیست؛ زیرا همان فرآیندی که در نگاه یک محقق ریشه واحد به نظر می‌رسد، ممکن است از نظر دیگری مانا باشد.

جدول ۱: خودهمبستگی نمونه از متغیرهای کلان (لگاریتم طبیعی)

خودهمبستگی نمونه						تعداد نمونه (T)	دوره زمانی	سری‌ها
r_6	r_5	r_4	r_3	r_2	r_1			
۰/۷	۰/۷۶	۰/۸۱	۰/۸۵	۰/۹	۰/۹۵	۱۰۰		گام تصادفی (*)
۰/۶	۰/۷	۰/۷۳	۰/۸	۰/۸۷	۰/۹۴	۵۶	۱۳۳۸-۹۳	GDP حقیقی
۰/۷	۰/۷۶	۰/۸۱	۰/۸۵	۰/۹	۰/۹۵	۵۶	۱۳۳۸-۹۳	GDP اسمی
۰/۷	۰/۷۶	۰/۸۱	۰/۸۵	۰/۹	۰/۹۵	۵۶	۱۳۳۸-۹۳	ارزش افزوده صنعتی
۰/۷	۰/۷۶	۰/۸۱	۰/۸۵	۰/۹	۰/۹۵	۵۶	۱۳۳۸-۹۳	شاخص قیمتی مصرف‌کننده
۰/۶	۰/۶۳	۰/۷	۰/۷۷	۰/۸۵	۰/۹۲	۴۲	۱۳۵۲-۹۳	حجم پول
۰/۳	۰/۴	۰/۵	۰/۶۱	۰/۷۵	۰/۹	۲۷	۱۳۷۰-۹۶	شاخص کل سهام

* محاسبات مقاله Nelson & Plosser, 1982 و یافته‌های پژوهش

اکنون با توجه به فرآیند انجام ریشه واحد (نمودار ۱)، آزمون مانایی سری‌ها انجام می‌گیرد. همانگونه که دولادو (۱۹۹۰) و همیلتون (۱۹۹۴) و کامپیل و پرون^۱ (۱۹۹۴) بیان داشتند در مرحله نخست، کار با برآورد غیرمقدترین مدل ممکن و معقول که شامل جزء ثابت و روند می‌باشد (مدل ۴) آغاز می‌گردد. سپس با آماره دیکی فولر آزمون فرضیه صفر $\gamma = 0$ انجام می‌گیرد. در این حالت آزمون‌های ریشه واحد قدرت کمی در رد فرضیه صفر دارند، لذا اگر فرضیه صفر وجود ریشه واحد رد شود، نیازی به ادامه فرآیند نیست و نتیجه این است که سری مورد نظر فاقد ریشه واحد است و روند آن از یک فرآیند روندپایا تبعیت می‌کند. اما اگر فرضیه صفر پذیرفته شود (یعنی سری تفاضل پایا است) این احتمال وجود دارد که در مرحله نخست اجزای معین اضافی در مدل وارد شده و قدرت آزمون کاهش یافته است.^۲ بنابراین در مرحله دوم معناداری جزء روند از طریق آزمون فرضیه صفر $\gamma = 0$ با استفاده از آماره $\hat{\theta}_3$ انجام می‌گیرد. اگر روند معنادار نباشد وارد مرحله بعد می‌شویم؛ اما اگر روند معنادار باشد، با استفاده از توزیع نرمال استاندارد دوباره آزمون وجود ریشه واحد ($\gamma = 0$) انجام می‌گیرد.

جدول ۲: خودهمبستگی نمونه از تفاضل مرتبه نخست متغیرهای سالانه (لگاریتم طبیعی)

خودهمبستگی نمونه						تعداد نمونه (T)	دوره زمانی	سری‌ها
r_6	r_5	r_4	r_3	r_2	r_1			
۰/۱	۰/۰۷	۰/۱۶	۰/۱	۰/۴	۰/۴۵	۵۶	۱۳۳۸-۹۳	GDP حقیقی
۰/۰۵	۰/۱	۰/۲	۰/۳	۰/۴	۰/۷	۵۶	۱۳۳۸-۹۳	GDP اسمی
۰/۰۶	-۰/۰۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۴۲	۵۶	۱۳۳۸-۹۳	ارزش افزوده صنعتی
۰/۲۴	۰/۳	۰/۲۹	۰/۲۳	۰/۳۴	۰/۴۸	۵۶	۱۳۳۸-۹۳	شاخص قیمتی مصرف‌کننده
۰/۰۷	۰/۱۴	۰/۲	۰/۰۹	۰/۲۳	۰/۳۸	۴۲	۱۳۵۲-۹۳	حجم پول
-۰/۰۴	-۰/۳	-۰/۱	-۰/۰۹	-۰/۳	۰/۱	۲۷	۱۳۷۰-۹۶	شاخص کل سهام

سیمز^۳ (۱۹۹۰) معتقدند اگر فرآیند تولید داده‌ها شامل هرگونه جزء معینی مانند جزء ثابت یا روند باشد و این اجزاء در مدل رگرسیونی وارد شده باشند، استنباط آماری در مورد تمامی ضرایب با استفاده از آزمون‌های t و F نرمال استاندارد امکان‌پذیر خواهد بود. بنابراین اگر روند زمانی معنادار باشد، توزیع حدی γ نرمال استاندارد خواهد بود. در اینجا اگر فرضیه صفر وجود ریشه واحد رد

^۱ Campbell & Perron

^۲ به این دلیل در مرحله نخست از غیرمقدترین مدل استفاده می‌شود که نگرانی از مشکل حذف رگرسورهای قطعی مهم در مدل وجود دارد.

^۳ Sims

شود، نتیجه آن است که سری مورد نظر دارای ریشه واحد نیست و اگر پذیرفته شود، سری دارای ریشه واحد یا تفاضل پایا خواهد بود. اگر روند معنادار نباشد، معادله رگرسیونی بدون روند و با جزء ثابت (مدل ۳) برآورد می‌شود. در صورت پذیرش فرضیه صفر ریشه واحد ($\gamma = 0$)، با استفاده از آماره $\hat{\rho}_1$ معناداری جزء ثابت با فرضیه صفر $\gamma = 0 = a_0$ آزمون می‌گردد. اگر جزء ثابت معنادار بود با استفاده از توزیع نرمال استاندارد دوباره $\gamma = 0$ آزمون می‌گردد. اما اگر جزء ثابت معنادار نبود در مرحله بعد مدل رگرسیونی بدون جزء ثابت و روند (مدل ۲) برآورد می‌شود و در نهایت آزمون ریشه واحد انجام می‌گیرد. نتایج در جدول (۱) ارائه شده است.

برای آزمون ریشه واحد GDP حقیقی، ابتدا غیرمقیدترین مدل رگرسیونی با جزء ثابت و روند (مدل ۴) برآورد شد. پیش‌تر بیان شد یکی از مسائل موجود در فرآیند آزمون مانایی، تعیین وقفه بهینه است. با توجه به آماره‌های t و F و هم‌چنین معیارهای آکائیک و شوارتز، وقفه بهینه γ می‌باشد. در این مدل فرضیه صفر وجود ریشه واحد ($\gamma = 0$) در سطح ۵ درصد رد شده و این بدان معناست GDP حقیقی دارای ریشه واحد نیست. اما اگر مدل (۴) با وقفه ۱ برآورد شود (وقفه انتخابی توسط نرم افزار براساس معیار شوارتز)، فرضیه صفر رد نشده و وجود ریشه واحد تأیید می‌شود. در این حالت با توجه به فرآیند آزمون، باید وجود روند در مدل آزمون شود ($a_2 = \gamma = 0$). آماره $\hat{\rho}_3$ نشان می‌دهد روند معنادار نیست. پس بایستی مدل بدون روند و با جزء ثابت (مدل ۳) برآورد شود. نتایج مدل (۳) با وقفه ۱ نیز وجود ریشه واحد را تأیید می‌کند. در اینجا لازم است وجود جزء ثابت در مدل آزمون شود ($a_0 = \gamma = 0$). آماره $\hat{\rho}_1$ بیان می‌دارد جزء ثابت در سطح ۵ درصد معنادار است. با تأیید جزء ثابت در مدل، باید دوباره فرضیه $\gamma = 0$ با استفاده از توزیع نرمال استاندارد آزمون شود که در سطح ۱۰ درصد معنادار است و این یعنی GDP حقیقی دارای ریشه واحد نیست. اما اگر سطح معناداری به ۵ درصد کاهش یابد، نتیجه این است که لگاریتم GDP حقیقی از فرآیند گام تصادفی با جزء ثابت پیروی می‌کند و علت صعودی بودن این متغیر، وجود جزء ثابت مثبت در یک فرآیند گام تصادفی (تفاضل پایا) است. لازم به ذکر است آماره‌های t ضریب $\hat{\rho}$ و هم‌چنین آماره‌های $\hat{\rho}_1$ و $\hat{\rho}_3$ با مقادیر بحرانی (Dickey & Fuller (1979, 1981) مقایسه می‌شوند. نکته مهم این است اگر از ابتدا مدل رگرسیونی (۳) یعنی مدل با عرض از مبدأ و بدون روند برآورد شود، وجود ریشه واحد تأیید می‌شود. در این حالت نرم‌افزار به صورت خودکار و براساس آماره شوارتز تعداد وقفه را ۱ انتخاب می‌کند که این وقفه بهینه نیست؛ زیرا پسماندها نوفه سفید نیستند.

برآورد مدل (۴) یعنی با جزء ثابت و روند برای GDP اسمی نشان می‌دهد در سطح ۱۰ درصد وجود ریشه واحد تأیید نمی‌شود. اگر سطح ۱۰ درصد مطلوب باشد، نیازی به ادامه فرآیند نیست؛ در غیر این صورت، نمی‌توان وجود ریشه واحد را رد نمود. علاوه بر این ممکن است به دلیل وجود

اجزای غیرلازم (جزء ثابت یا روند) در مدل، قدرت آزمون کاهش یافته باشد. بنابراین با فرض وجود ریشه واحد، باید معناداری جزء روند را بررسی نمود. آماره t ضریب روند ($t_{\hat{a}_2}$) برابر $3/4$ است. اما بزرگ بودن t نباید ما را به این اشتباه بیاندازد که ضریب روند معنادار است و لازم است آماره $\hat{\rho}_3$ برای آزمون فرضیه $\gamma = 0 = a_2$ محاسبه شود. مقدار محاسباتی این آماره برابر $6/22$ بوده که با توجه به مقادیر بحرانی (Dickey & Fuller (1981) در سطح ۱۰ درصد معنادار است و این یعنی وجود روند در مدل تأیید می‌شود. حال در این شرایط باید دوباره فرضیه وجود ریشه واحد ($\gamma = 0$) با استفاده از توزیع نرمال استاندارد انجام گیرد که در سطح ۱ درصد معنادار است و می‌توان نتیجه گرفت ریشه واحد وجود ندارد و دلیل صعودی بودن GDP اسمی وجود روند زمانی قطعی در مدل است. آماره $\hat{\rho}_3$ در سطح ۱۰ درصد معنادار بود، اگر این سطح معناداری مطلوب ما نباشد، وجود روند تأیید نمی‌شود و باید مدل رگرسیونی با جزء ثابت و بدون روند (مدل ۳) برآورد شود.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد سری‌های زمانی اقتصاد کلان

مدل	T	K	$\hat{\rho}$	\hat{a}_0	\hat{a}_2	معیار شوارتز	معیار آکائیک	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_3$	وضعیت پسماندها
تولید ناخالص داخلی حقیقی؛ ۱۳۳۸-۹۳										
(۴)	۵۶	۷	-۰/۱۴**	۱/۷ (۳/۷)	۰/۰۱ (۳/۲)	-۲/۶	-۲/۹	-	-	نوفه سفید است
(۴)	۵۶	۱	-۰/۰۶	۰/۷ (۱/۹)	۰/۰۲ (۱/۳)	-۲/۶	-۲/۸	-	۲/۳	نوفه سفید نیست
(۳)	۵۶	۱	-۰/۰۲ (-۱/۷)	۰/۳ (۱/۹)	-	-۲/۷	-۲/۸	۵/۲۲**	-	نوفه سفید نیست
تولید ناخالص داخلی اسمی؛ ۱۳۳۸-۹۳										
(۴)	۵۶	۱	-۰/۰۹*	۰/۴ (۳/۸)	۰/۰۲ (۳/۴)	-۲/۶	-۲/۸	-	۶/۲۲*	نوفه سفید است
(۳)	۵۶	۱	-۰/۰۲ (۰/۷)	۰/۰۵ (۱/۶)	-	-۲/۵	-۲/۶	۴/۸۵**	-	نوفه سفید است
ارزش افزوده صنعتی اسمی؛ ۱۳۳۸-۹۳										
(۴)	۵۶	۱	-۰/۰۹	۰/۳ (۳/۲)	۰/۰۲ (۲/۴)	-۱/۴۸	-۱/۶۳	-	۲/۹	نوفه سفید است
(۳)	۵۶	۱	-۰/۰۲ (۰/۵)	۰/۱ (۲/۳)	-	-۱/۴۵	-۱/۵۶	۷/۹۹*	-	نوفه سفید است
شاخص قیمتی مصرف کننده؛ ۱۳۳۸-۹۳										
(۴)	۵۶	۱	-۰/۰۷ (-۲/۶)	-۰/۱۳ (-۱/۹)	۰/۰۱ (۳/۰۵)	-۲/۰۷	-۲/۲۲	-	۶/۶*	نوفه سفید است
(۳)	۵۶	۱	۰/۰۱ (۱/۸)	۰/۰۷ (۳/۷)	-	-۱/۹۷	-۲/۱	۸/۶***	-	نوفه سفید است
(۴)	۵۶	۵	-۰/۱۱*** (-۳/۹۹)	-۰/۳ (-۳/۶)	۰/۰۲ (۴/۳)	-۲/۱۴	-۲/۴۴	-	-	نوفه سفید است (با سطح احتمال بالاتر نسبت به وقفه ۱)

		حجم پول؛ ۹۳-۱۳۵۲								
نوفه سفید است	۲/۸۹	-	-۲/۱۲	-۱/۹۵	۰/۰۲	۰/۹	-۰/۱۳	۱	۴۲	(۴)
					(۱/۵)	(۲/۱)	(-۱/۷)			
نوفه سفید نیست	-	-	-۱/۹۵	-۱/۸۶	-	۰/۴	-۰/۰۲**	۰	۴۲	(۳)
						(۷/۱)	(-۳/۵)			
نوفه سفید است	-	۷/۸***	-۲/۱	-۱/۹۷	-	۰/۲۵	-۰/۰۱	۱	۴۲	(۳)
						(۳/۱)	(-۱/۸)			
		شاخص کل سهام؛ ۹۶-۱۳۷۰								
نوفه سفید است(در سطح ۱۰ درصد نیست)	۳/۴	-	۰/۴۸	۰/۶۲	۰/۱	۲/۹	-۰/۰۵	۰	۲۷	(۴)
					(۲/۶)	(۲/۸)	(-۲/۶)			
نوفه سفید است	-	۵/۳۴**	۰/۶۵	۰/۷۵	-	۰/۴	-۰/۰۲	۰	۲۷	(۳)
						(۱/۱)	(-۰/۰۵)			
نوفه سفید است(با سطح احتمال بالاتر نسبت به وقفه صفر)	-	-	۰/۳۵	۰/۵۵	۰/۱۴	۴/۰۱	-۰/۶۵**	۱	۲۷	(۴)
					(۳/۴)	(۳/۷)	(-۳/۵۱)			

T تعداد مشاهدات؛ K تعداد وقفه؛ اعداد داخل پرانتز آماره t هستند؛
 ***، **، * به ترتیب معنادار در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد (براساس مقادیر بحرانی دیکی و فولر، ۱۹۸۱)

نتایج نشان می‌دهد وجود ریشه واحد تأیید می‌شود. بنابراین بایستی فرضیه $\alpha_0 = \gamma = 0$ آزمون شود. مقدار آماره $\hat{\phi}_1$ برابر $4/85$ بوده که در سطح ۵ معنادار است و این یعنی وجود جزء ثابت در مدل تأیید می‌شود. اما در این شرایط ضریب $\hat{\gamma}$ با توجه به توزیع نرمال استاندارد هم معنادار نیست و بنابراین وجود ریشه واحد تأیید می‌شود. در اینجا نتیجه این است GDP اسمی یک فرآیند گام تصادفی (تفاضل پایا) با جزء ثابت مثبت می‌باشد که دلیل روند صعودی این متغیر می‌باشد.

نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۴) برای متغیر ارزش افزوده صنعتی نشان می‌دهد این سری دارای ریشه واحد می‌باشد. در این شرایط لازم است معناداری روند بررسی شود. مقدار آماره $\hat{\phi}_3$ وجود روند در مدل را تأیید می‌کند. بنابراین مدل رگرسیونی با جزء ثابت و بدون روند (مدل ۳) برآورد می‌شود. در این مدل نیز با توجه به آماره $t_{\hat{\gamma}}$ وجود ریشه واحد تأیید می‌شود. اکنون معناداری جزء ثابت در مدل آزمون می‌شود. نظر به آماره $\hat{\phi}_1$ که برابر $7/99$ است، در سطح ۱ درصد وجود عرض از مبدا در مدل تأیید می‌شود؛ اما ضریب $\hat{\gamma}$ در مدل (۳) با توجه به توزیع نرمال استاندارد معنادار نیست. پس سری ارزش افزوده صنعتی دارای ریشه واحد است. نتیجه اینکه فرآیند تولید داده‌های این متغیر به صورت گام تصادفی با جزء ثابت مثبت خواهد بود (تفاضل پایا). دلیل روند صعودی این متغیر هم به دلیل وجود جزء ثابت مثبت است.

نتایج برآورد مدل رگرسیونی (۴) یعنی با جزء ثابت و روند برای شاخص قیمتی مصرف‌کننده نشان از وجود ریشه واحد دارد. اما آماره $\hat{\phi}_3$ نشان می‌دهد در سطح ۱۰ درصد، روند معنادار و وجود آن

در مدل تایید می‌شود. لذا براساس آزمون t نرمال استاندارد، فرضیه $\gamma = 0$ رد شده و بنابراین سری مذکور دارای ریشه واحد نیست. اگر سطح ۱۰ درصد قابل قبول نباشد و وجود روند در مدل تأیید نشود، باید مدل (۳) یعنی مدل بدون روند و با جزء ثابت برآورد گردد. نتایج برآورد مدل (۳) نشان می‌دهد ریشه واحد وجود دارد. در این مرحله جزء ثابت آزمون می‌شود که با توجه به آماره \emptyset_1 ، در سطح ۱ درصد وجود ریشه واحد در مدل پذیرفته می‌شود. در این شرایط و با توجه به توزیع نرمال استاندارد، در سطح ۱۰ درصد وجود ریشه واحد رد و در سطح ۵ درصد پذیرفته می‌شود. در اینجا دو نکته وجود دارد. نکته مهم نخست این است وقفه ۱ به وسیله نرم افزار انتخاب شده است؛ در حالی که با توجه به معیارهای آکائیک و شوارتز و آماره‌های t و F ، وقفه بهینه ۵ است. در این شرایط برآورد مدل (۴) با وقفه ۵ نشان می‌دهد آماره t دیکی فولر در سطح ۱ درصد معنادار بوده و لذا وجود ریشه واحد رد می‌شود. نکته دوم این است اگر محقق در ابتدا مدل (۳) یعنی با عرض از مبدا و بدون روند را برآورد کند، به طور حتم وجود ریشه واحد را تأیید خواهد نمود.

برآورد مدل رگرسیونی (۴) برای حجم پول حکایت از وجود ریشه واحد دارد. چون فرضیه $\gamma = 0$ تایید شده، بایستی وجود روند در مدل آزمون شود ($a_2 = \gamma = 0$). مقدار آماره \emptyset_3 با توجه به مقادیر بحرانی دیکی فولر، وجود روند را در مدل تایید نمی‌کند. در مرحله بعد مدل رگرسیونی (۳) برآورد می‌گردد. نتایج با وقفه صفر (وقفه توسط نرم افزار تعیین شده است) نشان می‌دهد آماره t دیکی فولر در سطح ۵ درصد معنادار است و این یعنی متغیر حجم پول دارای ریشه واحد نیست. اما با توجه به آماره t و معیارهای آکائیک و شوارتز، وقفه بهینه مدل (۳) برابر ۱ است. ملاحظه می‌شود در مدل (۳) با وقفه یک، آماره t دیکی فولر معنادار نیست که در اینصورت باید وجود عرض از مبدا در مدل آزمون شود. آماره \emptyset_1 در سطح ۱ درصد معنادار است. پس وجود روند در مدل تایید می‌شود. حال دوباره فرضیه $\gamma = 0$ با t نرمال استاندارد آزمون می‌گردد. آماره t_p برابر $1/8$ است که در سطح ۱۰ درصد معنادار است. اگر سطح معناداری ۱۰ درصد قابل قبول باشد، نتیجه این خواهد بود که حجم پول دارای ریشه واحد نیست و روند صعودی آن ناشی از روند زمانی قطعی در فرآیند واقعی تولید داده‌ها می‌باشد. اما اگر سطح ۱۰ درصد مطلوب نباشد، وجود ریشه واحد پذیرفته می‌شود که در این حالت گفته می‌شود حجم پول دارای گام تصادفی با جزء ثابت مثبت است (تفاضل پایا) و روند صعودی آن به دلیل وجود جزء ثابت مثبت است.

برآورد مدل رگرسیونی (۴) با وقفه صفر (براساس انتخاب نرم افزار) برای شاخص کل سهام نشان می‌دهد فرضیه $\gamma = 0$ معنادار نبوده و وجود ریشه واحد تأیید می‌شود. در این حالت باید وجود روند در مدل آزمون شود. آماره \emptyset_3 نشان از عدم معناداری روند در مدل دارد. پس مدل رگرسیونی (۳) برآورد می‌شود. نتایج برآورد مدل با وقفه صفر (انتخاب نرم افزار براساس معیار شوارتز) باز هم

حاکمی از وجود ریشه واحد است. در این شرایط وجود عرض از مبدأ در مدل آزمون می‌گردد. آماره $\hat{\theta}_1$ بیان می‌دارد جزء ثابت معنادار است و باید در مدل باشد. در این شرایط دوباره فرضیه $\gamma = 0$ با t نرمال استاندارد آزمون می‌شود که نتیجه پذیرش فرضیه صفر است. بنابراین نتیجه این خواهد بود شاخص کل سهام از فرآیند گام تصادفی با جزء ثابت مثبت (تفاضل پایا) تبعیت می‌کند. اما نکته مهم این است که براساس آماره t و معیارهای آکائیک و شوارتز، در مدل (۴) وقفه بهینه ۱ است. نتایج برآورد مدل رگرسیونی با جزء ثابت و روند با وقفه یک نشان می‌دهد فرضیه $\gamma = 0$ در سطح ۵ درصد رد می‌شود و لذا نتیجه این خواهد بود که شاخص کل سهام دارای روند زمانی قطعی است (روند پایا).

پیش‌تر بیان شد چنانچه شکست ساختاری در متغیر رخ داده باشد، لازم است در انجام آزمون ریشه واحد دقت بیشتری نمود؛ زیرا احتمال وجود خطای نوع نخست وجود خواهد داشت. بنابراین در این بخش دوباره آزمون ریشه واحد سری‌ها برای بررسی وجود شکست ساختاری انجام گرفته است.

جدول ۴: آزمون مجدد ریشه واحد داده‌ها به منظور بررسی وجود تغییر ساختاری براساس رویکرد پرون (۱۹۸۹)

متغیر	T	λ	K	\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$
GDP حقیقی	۵۶	۰/۳	۷	۲/۸***	۰/۷۷**	۰/۰۰۸***	۰/۰۷۸*	۰/۱۱**
				(۰/۷۲)	(۰/۰۶)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۴۲)	(۰/۰۵)
GDP اسمی	۵۶	۰/۳	۱	۰/۴۶***	۰/۹۱	۰/۰۲***	-۰/۰۱	۰/۰۹۹*
				(۰/۱۳)	(۰/۰۲)	(۰/۰۰۶)	(۰/۰۳)	(۰/۰۵۹)
ارزش افزوده	۵۶	۰/۳	۱	۰/۳۶***	۰/۹	۰/۰۲۵**	-۰/۰۶	۰/۰۸
صنعتی				(۰/۱۱)	(۰/۰۴)	(۰/۰۱)	(۰/۰۶)	(۰/۱۱)
شاخص قیمتی	۵۶	۰/۳	۵	-۰/۲۳***	۰/۸۶	۰/۰۲***	-۰/۰۳	-۰/۱۶**
مصرف کننده				(۰/۰۸)	(۰/۰۴)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۷)	(۰/۰۷)
حجم پول	۴۲	۰/۵	۱	۱/۲۲***	۰/۸۴	۰/۰۲*	۰/۱۶***	-۰/۱۵**
				(۰/۴۲)	(۰/۰۷)	(۰/۰۱)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)
شاخص کل	۲۷	۰/۶	۱	۶/۲۸***	-۰/۰۵***	۰/۲۶***	-۰/۰۷**	۰/۱۵
سهام				(۱/۳۳)	(۰/۲۳)	(۰/۰۶)	(۰/۲۸)	(۰/۲۸)

T تعداد مشاهدات؛ K تعداد وقفه؛ اعداد داخل پرانتز انحراف معیار هستند. λ درصدی از داده‌ها که قبل تغییر ساختاری هستند. فرضیه صفر پارامتر $a_1 = 1$ به صورت $a_1 = 1$ می‌باشد. مقادیر بحرانی این آزمون به مقدار λ بستگی دارد (پرون، ۱۹۸۹).

***، **، * به ترتیب معنادار در سطح ۰، ۱، ۵ و ۱ درصد

نتایج آزمون ریشه واحد پرون^۱ (۱۹۸۹) حاکی از آن است متغیرهای تولید ناخالص داخلی اسمی، ارزش افزوده صنعتی، شاخص قیمتی مصرف‌کننده و حجم پول دارای ریشه واحد یا تفاضل پایا بوده ($a_1 = 1$) که یک شوک یک دوره‌ای در آنها رخ داده است ($\theta_2 \neq 0$). در مقابل سری‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی و شاخص کل سهام، متغیرهای روند پایا ($a_1 < 1$ و $a_2 \neq 0$) هستند که یک تغییر یک دوره‌ای در فرآیند تولید داده‌ها رخ داده که تاثیر دائمی داشته است ($\theta_1 \neq 0$). نظر به نتایج آزمون ریشه واحد و هم‌چنین بررسی شکست ساختاری، نتایج آزمون ریشه واحد سری‌ها در جدول (۴) خلاصه شده است.

نتیجه اصلی آزمون مانایی دو روش دیکو فولر (۱۹۷۹) و پرون (۱۹۸۹) برای GDP حقیقی و شاخص کل سهام نشان می‌دهد این متغیرها دارای ریشه واحد نبوده و می‌توان پذیرفت روند صعودی آن‌ها ناشی از یک روند زمانی قطعی در یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه نخست (AR(1)) مانا بوده و لذا این متغیرها روندمانا می‌باشند. در مقابل سری‌های GDP اسمی، ارزش افزوده صنعتی و حجم پول دارای ریشه واحد بوده و از فرآیند تفاضل پایا تبعیت می‌کند. در این میان تنها شاخص قیمتی مصرف‌کننده است که نتایج متفاوت در دو روش داشته است. با توجه به نتیجه رویکرد دیکو و فولر (۱۹۷۹-۱۹۸۱) این متغیر دارای ریشه واحد نیست و روند صعودی آن ناشی از وجود روند زمانی قطعی در فرآیند تولید واقعی داده‌ها می‌باشد (روند پایا)؛ در حالی که نتیجه رویکرد پرون (۱۹۸۹) نشان از این دارد که شاخص قیمتی مصرف‌کننده دارای ریشه واحد بوده که یک شوک یک دوره‌ای به آن وارد شده است.

جدول ۵: خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای کلان اقتصادی

متغیر	آزمون ریشه واحد دیکو و فولر (۱۹۷۹)، پرون (۱۹۸۹)	آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری، پرون (۱۹۸۹)
GDP حقیقی	روند پایا (فاقد ریشه واحد)	روند پایا (فاقد ریشه واحد) در سطح ۵ درصد
(وقفه بهینه ۷)	در سطح ۵ درصد	
GDP اسمی	گام تصادفی با جزء ثابت مثبت	فرآیند تفاضل پایا با شوک یک دوره‌ای
(وقفه بهینه ۱)	(تفاضل پایا) در سطح ۵ درصد	
ارزش افزوده صنعتی	گام تصادفی با جزء ثابت مثبت	فرآیند تفاضل پایا با شوک یک دوره‌ای
(وقفه بهینه ۱)	(تفاضل پایا) در سطح ۱ درصد	
شاخص قیمتی مصرف‌کننده	روند پایا (فاقد ریشه واحد)	فرآیند تفاضل پایا با شوک یک دوره‌ای
(وقفه بهینه ۵)	در سطح ۱ درصد	

¹ Perron

حجم پول (وقفه بهینه ۱)	گام تصادفی با جزء ثابت مثبت (تفاضل پایا) در سطح ۱ درصد	فرآیند تفاضل پایا با شوک یک دوره ای
شاخص کل سهام (وقفه بهینه ۱)	روندپایا (فاقد ریشه واحد) در سطح ۱ درصد	روندپایا (فاقد ریشه واحد) در سطح ۱ درصد

در مطالعات با رویکرد سری زمانی که در ایران انجام یافته است، از آزمون ریشه واحد برای وجود ریشه واحد در متغیرها استفاده می‌شود. به عنوان مثال افقه و همکاران (۱۴۰۰) بعد از آزمون ریشه واحد متغیرها دریافتند تولید ناخالص داخلی در سطح مانا نبوده و با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا شده است. همچنین شمس‌الهی و همکاران (۱۴۰۰) نیز به این نتیجه رسیدند تولید ناخالص داخلی با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا شده است. این در حالی است که در این مقاله نتایج نشان داد تولید ناخالص داخلی واقعی از فرآیند روندپایا و تولید ناخالص داخلی اسمی از فرآیند تفاضل‌پایا تبعیت می‌کنند. هیچ یک از دو مقاله نمونه بیان شده از فرآیند استاندارد آزمون ریشه واحد استفاده نکرده‌اند و مشخص هم نیست تولید ناخالص داخلی استفاده شده در این مقالات اسمی یا واقعی هستند. اگر متغیر استفاده شده در این مقالات واقعی باشند، بنابراین آنها در نتایج دچار خطا شده‌اند و از یک متغیر روندپایا در مدل‌های خود استفاده کرده‌اند. پیشتر بیان شد متغیرهای روندپایا به دلیل ماهیت خود با تفاضل‌گیری مانا نمی‌شوند. بنابراین این امکان وجود دارد نتایج این مقالات دارای اعتبار لازم نباشد.

با توجه به نتایج مقالات پیشین و مقاله حاضر؛ یافته‌های زیر را در خصوص آزمون‌های ریشه واحد مطرح می‌گردد (Campbell & Perron, 1991)؛

- ❖ اگر معادله رگرسیونی برآورد شده شامل تمامی اجزای معین موجود در فرآیند واقعی تولید داده‌ها باشد، توزیع γ در فرضیه صفر وجود ریشه واحد غیرنرمال خواهد بود؛ یعنی توزیع γ با توجه به مجموعه پارامترهای وارد شده در معادله تغییر خواهد کرد.
- ❖ اگر معادله رگرسیونی برآورد شده شامل اجزای معینی باشد که در فرآیند واقعی تولید داده‌ها وجود ندارد، با ورود آنها قدرت آزمون در تشخیص وجود ریشه واحد کاهش می‌یابد. پس هیچ الزامی ندارد اجزای اضافی در مدل وارد شود که در فرآیند واقعی تولید داده‌ها وجود ندارد.

- ❖ اگر در معادله رگرسیونی برآوردی، یک جزء روند قطعی و مهم که در فرآیند واقعی تولید داده‌ها وجود دارد، به اشتباه حذف شود، با افزایش حجم نمونه قدرت آزمون به صفر میل خواهد کرد.
- ❖ اگر در معادله رگرسیونی به اشتباه یکی از اجزای غیرروند مانند جزء ثابت حذف شود، آماره t سازگار خواهد بود. اما اگر ضریب متغیر حذف شده از مدل در واقعیت زیاد باشد، حذف این متغیر سبب کاهش قدرت آزمون در نمونه‌های کوچک خواهد شد. پس دلیلی وجود ندارد اجزای معین موجود در فرآیند واقعی تولید داده‌ها حذف گردد.
- ❖ انتخاب وقفه بهینه مناسب در آزمون ریشه واحد بسیار مهم است. اگر تعداد وقفه‌ها بیش از اندازه کم باشد، پسماندهای رگرسیون نوفه سفید نخواهند بود. در این حالت چون مدل توانایی توضیح فرآیند واقعی خطاها را ندارد، γ و انحراف معیار آن به خوبی برآورد نخواهد شد. هم‌چنین وقفه‌های بیش از اندازه نیز قدرت آزمون ریشه واحد را کاهش می‌دهد. چون درجه آزادی کاهش می‌یابد. در حقیقت ممکن است با استفاده از آزمون ADF وجود ریشه واحد با تعداد مشخصی وقفه پذیرفته شود اما در صورت تغییر تعداد وقفه‌ها، توانایی تشخیص وجود ریشه واحد از دست برود.
- ❖ وجود شکست ساختاری سبب می‌شود آماره‌های مختلف دیکی و فولر به سمت عدم رد فرضیه وجود ریشه واحد تورش داشته باشند. بنابراین بررسی تغییرات ساختاری هنگام انجام آزمون ریشه واحد ضروری به نظر می‌رسد.

۵. جمع‌بندی

در ادبیات سری زمانی، میان سری‌های نامانا و مانا تفاوت اساسی وجود دارد. تأثیر شوک‌ها بر سری‌های مانا موقتی بوده و با گذشت زمان اثرات این شوک‌ها از بین رفته و سری به میانگین بلندمدت خود همگرا می‌شود. اما یک سری نامانا بعد از وقوع شوک به مقدار بلندمدت همگرا نمی‌شود و شوک‌ها اثر دائمی و همیشگی بر متغیر دارند. از این رو انجام آزمون مانایی متغیرها پیش از انجام هر تحلیلی بااهمیت خواهد بود. در این راستا آزمون‌های مختلفی مانند آزمون دیکی فولر وجود دارد. اما هنگام انجام آزمون‌های ریشه واحد قواعدی وجود دارد که تا حد زیادی می‌تواند به روشن شدن وضعیت سری کمک نماید. در این مقاله تلاش گردید ملاحظات موجود در آزمون ریشه واحد مدنظر قرار گرفته و برخی از جنبه‌های ادبیات ریشه واحد در اقتصاد سنجی و اقتصاد کلان ارزیابی شود. در نهایت، شواهد تجربی درخصوص آزمون ریشه واحد برای سری‌های زمانی اقتصاد کلان در ایران ارائه شد. در ابتدا نمودار سری‌های زمانی اقتصاد کلان رسم گردید و ملاحظه

گردید تمامی ۶ متغیر دارای صعودی هستند و می‌توان گفت روند زمانی در این متغیرها وجود دارد. در ادامه برای بررسی نوع روند در متغیرها، آزمون ریشه واحد متغیرها انجام شد. در تبیین فرضیه صفر و رقیب آزمون ریشه واحد باید دقت نمود. وقتی از آزمون ADF استفاده می‌شود در حقیقت مدل، تحت فرضیه رقیب (مانایی) برآورد می‌شود و قیدی متناسب با فرضیه صفر بر مدل اعمال می‌شود. به عنوان مثال وقتی نمودار متغیر نشان از روند دارد و از آنجا که در این آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد است، پس لازم است سری داده‌ها با این فرض تخمین زده شود که تفاضل پایا یا روند پایا هستند. در این مقاله هر ۶ متغیر مورد بررسی دارای روند صعودی هستند، فقط مسئله این است این روند صعودی به دلیل وجود روند زمانی قطعی و یا به دلیل وجود یک جزء ثابت مثبت در یک فرآیند ریشه واحد یا گام تصادفی است. بنابراین در انجام آزمون ریشه واحد از مدل رگرسیونی (۴) برای هر ۶ متغیر برآورد شد و در مرحله بعد آزمون‌های محدودیت خطی (وجود ریشه واحد و یا روند) انجام گردید.

آزمون مانایی دو روش دیکی و فولر (۱۹۷۹) و پرون (۱۹۸۹) نشان می‌دهد دو متغیر GDP حقیقی و شاخص کل سهام دارای ریشه واحد نبوده و می‌توان پذیرفت روند صعودی آن‌ها ناشی از یک روند زمانی قطعی در یک فرآیند خودرگرسیونی مرتبه نخست (AR(1)) مانا بوده و لذا این متغیرها روند مانا می‌باشند. در مقابل سری‌های GDP اسمی، ارزش افزوده صنعتی و حجم پول دارای ریشه واحد بوده و از فرآیند تفاضل پایا تبعیت می‌کند. در این میان تنها شاخص قیمتی مصرف‌کننده است که نتایج متفاوت در دو روش داشته است. با توجه به نتیجه رویکرد دیکی و فولر (۱۹۷۹) - (۱۹۸۱) این متغیر دارای ریشه واحد نیست و روند صعودی آن ناشی از وجود روند زمانی قطعی در فرآیند تولید واقعی داده‌ها می‌باشد (روند پایا)؛ در حالی که نتیجه رویکرد پرون (۱۹۸۹) نشان از این دارد که شاخص قیمتی مصرف‌کننده دارای ریشه واحد بوده که یک شوک یک دوره‌ای به آن وارد شده است. با توجه به نتایج مقاله ذکر دو نکته ضروری است. نکته نخست، به پیامدهای وجود ریشه واحد در سری‌ها هنگام ارایه سیاست‌های کلان اقتصادی اشاره دارد. با توجه به وجود ریشه واحد در متغیرهای اقتصاد کلان، باید بیان نمود هیچ توصیه سیاستی قوی و قطعی نمی‌توان ارائه نمود. به عبارت دیگر وقتی ریشه واحد در GDP یا هر متغیر دیگری وجود دارد، بدان معناست که بازگشت خودکار به میانگین بلندمدت می‌تواند رخ ندهد. در این وضعیت وقوع شوک‌های پولی، مالی یا ارزی اثرات همیشگی بر متغیرها داشته و اثرات منفی اعمال سیاست‌ها در کوتاه‌مدت از بین نمی‌رود. نکته دوم مربوط به مسائلی است که در این مقاله به آنها پرداخته نشده و یا پیشنهاداتی برای تحقیقات آتی می‌باشد. حداقل می‌توان به دو موضوع اشاره کرد؛

- ✓ تحلیل دقیق‌تر پیامدهای سیاست‌های کلان اقتصادی (سیاست‌های مالی، پولی، ارزی) با وجود ریشه واحد در متغیرهای کلان اقتصادی؛
- ✓ بررسی رابطه احتمالی بین ادبیات ریشه واحد و دیدگاه‌های غیرجریان اصلی در اقتصاد کلان (پسا کینزی، ساختارگرا و غیره)؛

References

- Abrishmi, Hamid (2000). Applied econometrics of new approaches, Tehran: Tehran University Press.
- Anders, Walter (2005). Time series econometrics with applied approach. Translated by Sadeghi, Mehdi and Shawalpour Saeed. Tehran: Imam Sadegh University Press. (in Persian)
- Campbell, J. Y., & Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. NBER macroeconomics annual, 6, 141-201.
- Charles, A., & Darné, O. (2012). Trends and random walks in macroeconomic time series: A reappraisal. Journal of Macroeconomics, 34(1), 167-180.
- DeJong, D. N., Nankervis, J. C., Savin, N. E., & Whiteman, C. H. (1992). Integration versus trend stationary in time series. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 423-433.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica: journal of the Econometric Society, 1057-1072.
- Dickey, D. A., & Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive processes. Journal of Business & Economic Statistics, 5(4), 455-461.
- Dickey, D. A., Bell, W. R., & Miller, R. B. (1986). Unit roots in time series models: Tests and implications. The American Statistician, 40(1), 12-26.
- Dolado, J. J., Jenkinson, T., & Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration and unit roots. Journal of economic surveys, 4(3), 249-273.

- Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- Evans, G. B. A., & Savin, N. E. (1981). Testing for unit roots: 1. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 753-779.
- Evans, G. B. A., & Savin, N. E. (1981). The calculation of the limiting distribution of the least squares estimator of the parameter in a random walk model. *The Annals of Statistics*, 1114-1118.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis* (Vol. 2, pp. 690-696). Princeton, NJ: Princeton university press.
- Lucas, A. (1995). An outlier robust unit root test with an application to the extended Nelson-Plosser data. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 153-173.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of monetary economics*, 10(2), 139-162.
- Ofeghe, Syed Morteza, Mansouri, Seyedamin, Moltaft, Hossein and Baharond, Prasto (2021). Investigating the effect of demographic changes and human capital on economic growth in Iran, *Stable Economy*, 3(1), 161-185. (in Persian)
- Perron, P. (1988). Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 297-332.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Shamsollahi, Reza; Zahidgharavi, Mehdi; and Asaish, Hamid (2021). Investigating the impact of income distribution inequality on government spending in Iran's economy: new evidence from the autoregressive model with extended intervals. *Stable Economy*, 2(4), 135-154. (in Persian)
- Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58(1), 113-144.
- Suri, Ali (2012). *Advanced Econometrics* (Volume 2). Tehran: Cultural Publications. (in Persian)

پیوست شماره ۱

جدول پیوست ۱: مقادیر بحرانی آماره t دیکی فولر (T)

سطح معناداری				اندازه نمونه
۰/۰۱	۰/۰۲۵	۰/۰۵	۰/۱۰	
مقادیر بحرانی آماره دیکی فولر (T) بدون جزء ثابت و روند ($\alpha_0 = \alpha_2 = 0$)				
-۲/۶۶	-۲/۲۶	-۱/۹۵	-۱/۶	۲۵
-۲/۶۲	-۲/۲۵	-۱/۹۵	-۱/۶۱	۵۰
-۲/۶	-۲/۲۴	-۱/۹۵	-۱/۶۱	۱۰۰
-۲/۵۸	-۲/۲۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲	۲۵۰
-۲/۵۸	-۲/۲۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲	۵۰۰
-۲/۵۸	-۲/۲۳	-۱/۹۵	-۱/۶۲	∞
مقادیر بحرانی آماره دیکی فولر (T) با جزء ثابت و بدون روند ($\alpha_2 = 0$)				
-۳/۷۵	-۳/۳۳	-۲/۰۰	-۲/۶۲	۲۵
-۳/۵۸	-۳/۲۲	-۲/۹۳	-۲/۶	۵۰
-۳/۵۱	-۳/۱۷	-۲/۸۹	-۲/۵۸	۱۰۰
-۳/۴۶	-۳/۱۴	-۲/۸۸	-۲/۵۷	۲۵۰
-۳/۴۴	-۳/۱۳	-۲/۸۷	-۲/۵۷	۵۰۰
-۳/۴۳	-۳/۱۲	-۲/۸۶	-۲/۵۷	∞
مقادیر بحرانی آماره دیکی فولر (T) با جزء ثابت و روند				
-۴/۳۸	-۳/۹۵	-۳/۶	-۳/۳۴	۲۵
-۴/۱۵	-۳/۸	-۳/۵	-۳/۱۸	۵۰
-۴/۰۴	-۳/۷۳	-۳/۴۵	-۳/۱۵	۱۰۰
-۳/۹۹	-۳/۶۹	-۳/۴۳	-۳/۱۳	۲۵۰
-۳/۹۸	-۳/۶۸	-۳/۴۲	-۳/۱۳	۵۰۰
-۳/۹۶	-۳/۶۶	-۳/۴۱	-۳/۱۲	∞

منبع: دیکی و فولر (۱۹۷۹)

جدول پیوست ۲: توابع تجربی $\hat{\phi}_i$

سطح معناداری				اندازه نمونه
۰/۰۱	۰/۰۲۵	۰/۰۵	۰/۱۰	
$\hat{\phi}_1$				
۷/۸۸	۶/۳	۵/۱۸	۴/۱۲	۲۵
۷/۰۶	۵/۸	۴/۸۶	۳/۹۴	۵۰
۶/۷	۵/۵۷	۴/۷۱	۳/۸۶	۱۰۰
۶/۵۲	۵/۴۵	۴/۶۳	۳/۸۱	۲۵۰
۶/۴۷	۵/۴۱	۴/۶۱	۳/۷۹	۵۰۰
۶/۴۳	۵/۳۸	۴/۵۹	۳/۷۸	∞

\emptyset_2					
۸/۲۱	۶/۷۵	۵/۶۸	۴/۶۷	۲۵	
۷/۰۲	۵/۹۴	۵/۱۳	۴/۳۱	۵۰	
۶/۵	۵/۵۹	۴/۸۸	۴/۱۶	۱۰۰	
۶/۲۲	۵/۴	۴/۷۵	۴/۰۷	۲۵۰	
۶/۱۵	۵/۳۵	۴/۷۱	۴/۰۵	۵۰۰	
۶/۰۹	۵/۳۱	۴/۶۸	۴/۰۳	∞	
\emptyset_3					
۱۰/۶۱	۸/۶۵	۷/۲۴	۵/۹۱	۲۵	
۹/۳۱	۷/۸۱	۶/۷۳	۵/۶۱	۵۰	
۸/۷۳	۷/۴۴	۶/۴۹	۵/۴۷	۱۰۰	
۸/۴۳	۷/۲۵	۶/۳۴	۵/۳۹	۲۵۰	
۸/۳۴	۷/۲	۶/۳	۵/۳۶	۵۰۰	
۸/۲۷	۷/۱۶	۶/۲۵	۵/۳۴	∞	

منبع: دیکی و فولر (۱۹۸۱)