

تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری

علی سرخوش سرا^۱، * خدیجه نصراللهی^۲، کریم آذربایجانی^۳، رسول بخشی دستجردی^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

۲. دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

۳. استاد اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

۴. دانشیار اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان

(دریافت: ۱۳۹۸/۳/۱۵ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۲۸)

Analysis of the Factors Affecting Income Inequality in Iran in the Framework of Thomas Piketty's Perspective: Structural VAR Approach

Ali Sarkhosh Sara¹, * Khadije Nasrollahi², Karim Azarbajani³, Rasol Bakhshi⁴

1. Ph.D. Student in Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

2. Associate Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

3. Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

4. Associate Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

(Received: 5/June/2019 Accepted: 19/Aug/2019)

Abstract:

Reduction of inequality and social justice by balancing the distribution of income and wealth is one of the concerns of economic policy makers and has been underlined by the constitution law in Iran. In the meantime, the explanation of the relationship between inequality and the factors affecting it has been a challenging area of economic debate in recent decades, and despite extensive research in this area, there are still many ambiguous issues in this regard. In this regard, in recent years, a new hypothesis has been presented by the French economist Thomas Piketty. In his analysis, Piketty's main factor of inequality is the gap between the rate of return on capital and the economic growth rate ($r-g$). But, despite offering logical explanations consistent with changes in the patterns of inequality, no empirical test has been done for the scientific-theoretical chain. Therefore, the question arises as to how much Piketty's hypothesis is empirically convincing and capable of explaining the rise of inequality for different countries? For this purpose, this paper, using the Structural Vector Autoregressive pattern (SVAR), analyzes the factors affecting income inequality in Iran within the framework of Thomas Piketty's perspective during the period of 1973-2016. The results of this study showed that the increase of gap ($r-g$) has no positive and significant relationship with the increase of inequality and share of capital from national income in Iran and there is no evidence to confirm Piketty's hypothesis in Iran.

Keywords: Income Inequality, Rate of Return on Capital, Economic Growth.

JEL: O43, C33, C14.

چکیده:

کاهش نابرابری و برقراری عدالت اجتماعی از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی بوده و در ایران نیز مورد تأکید قانون اساسی قرار گرفته است. در این میان، تبیین ارتباط میان نابرابری و عوامل مؤثر بر آن از عرصه‌های چالش برانگیز مباحث اقتصادی در دهه‌های اخیر بوده و با وجود تحقیقات گسترده در این زمینه، هنوز هم موضوعات مبهم فراوانی در این خصوص وجود دارد. در این راستا در چند سال اخیر فرضیه‌های جدیدی توسط توماس پیکتی اقتصاددان فرانسوی در زمینه عوامل اصلی گسترش نابرابری ارائه شده است. پیکتی در تحلیل‌های خود عامل اصلی نابرابری را شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی ($r-g$) می‌داند. اما علیرغم ارائه توضیحات منطقی سازگار با تغییرات در الگوهای نابرابری، آزمون تجربی برای زنجیره علمی-نظری خود انجام نداده است. لذا این سؤال مطرح می‌شود که فرضیه پیکتی از نظر تجربی چه قدر قابل تأیید بوده و توانایی توضیح افزایش نابرابری کشورهای مختلف را دارد؟ بدین منظور این پژوهش، با استفاده از الگوی خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) و در طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۲ به تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش شکاف ($r-g$) ارتباط مثبت و معنی‌داری با افزایش نابرابری و سهم سرمایه از درآمد ملی در ایران نداشته و شواهد محکمی برای تأیید فرضیه پیکتی در ایران وجود ندارد. همانطور که عجم‌اغلو و رایبستون (۲۰۱۵) مطرح می‌کنند این نتیجه می‌تواند ناشی از در نظر نگرفتن نقش سیستماتیک نهادها و عوامل سیاسی در شکل‌گیری نابرابری، توسط پیکتی باشد.

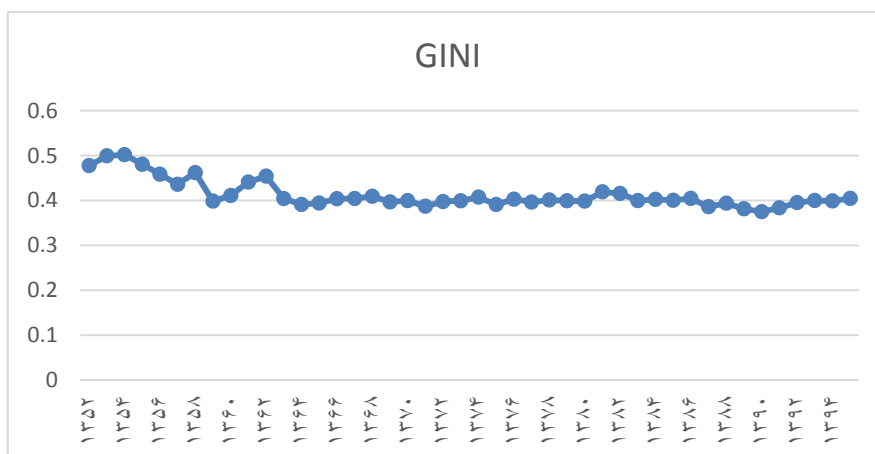
واژگان کلیدی: نابرابری درآمدی، نرخ بازده سرمایه، رشد اقتصادی، مدل خود توضیح برداری ساختاری.

طبقه بندی JEL: O43, C33, C14.

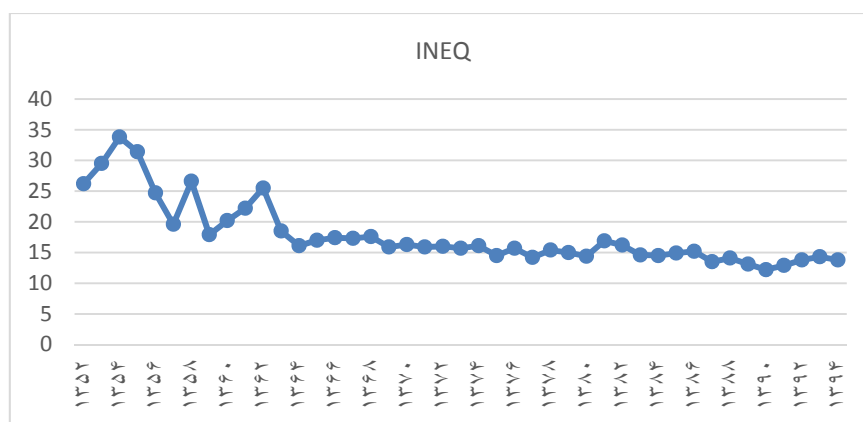
۱- مقدمه

کاهش نابرابری همواره یکی از اصلی‌ترین دغدغه‌های مصلحین اجتماعی و سیاست‌گذاران بوده و به‌عنوان یکی از مشکلات اساسی در بسیاری از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه به شمار می‌رود. در ایران نیز مسئله نابرابری به دلایل مختلفی اهمیت مضاعفی دارد؛ بسط و تحقق عدالت اجتماعی و کاهش نابرابری، یکی از مهم‌ترین آرمان‌های نظام جمهوری اسلامی در طی چند دهه گذشته بوده است، اما علیرغم تلاش‌ها در این زمینه، دولت‌ها نتوانسته‌اند به اهداف مورد نظر خود در زمینه کاهش نابرابری دست یابند (نصرالهی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۵). آمارهای بانک مرکزی (۱۳۹۶) نشان می‌دهد در ایران در سال ۱۳۹۵، نابرابری بر اساس شاخص ضریب جینی به بالاترین میزان خود (۰/۴۰) در چهارده سال اخیر رسیده، هرچند طی این مدت با نوساناتی همراه بوده است

نمودار ۱). همچنین براساس این آمارها سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول در ایران در سال ۱۳۹۵ معادل ۱۴/۴ بوده، که در مقایسه با بسیاری از کشورهای در حال توسعه مانند اندونزی (۸/۷)، مصر (۸)، هند (۸/۶) و ... از شرایط مطلوبی برخوردار نیست. آمارهای صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۴) نیز نشان می‌دهد در طول سه دهه اخیر نابرابری در توزیع درآمد هم در کشورهای در حال توسعه و هم کشورهای توسعه‌یافته افزایش یافته است. افزایش نابرابری در چند دهه اخیر می‌تواند ناشی از عدم شناخت عوامل مؤثر بر نابرابری در کشورهای مختلف از جمله ایران باشد. به همین دلیل این سؤال مطرح می‌شود که چه عواملی بر نابرابری تأثیرگذار هستند؟ در این راستا اقتصاددانان سعی در تحلیل مجدد عوامل مؤثر بر نابرابری نموده و بدین منظور نظریات جدیدی را مطرح کرده‌اند.



نمودار ۱. روند توزیع درآمد (ضریب جینی) در ایران
مأخذ: بانک مرکزی



نمودار ۲. روند سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول در ایران
مأخذ: بانک مرکزی

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

مهم‌ترین رابطه پیکتی در کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم عبارت است از "اگر نرخ بازده سرمایه از نرخ رشد اقتصادی بیشتر باشد نابرابری رشد می‌کند". این نابرابری بنیادی که به شکل $r > g$ بیان می‌شود در این کتاب جایگاهی بسیار مهم دارد (r نرخ متوسط سالانه بازده سرمایه و g نماد نرخ رشد اقتصادی است). وقتی نرخ بازده سرمایه بیشتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، آنگاه ثروت به ارث رسیده، طبق قاعده سریع‌تر از تولید و درآمد ملی رشد می‌کند؛ مفهوم این رابطه است که به تعبیری چکیده نتیجه‌گیری‌های توماس پیکتی است. بنابراین مردمی که ثروت به ارث برده‌اند لازم است فقط بخشی از درآمد خود از محل سرمایه را پس‌انداز کرده و در نتیجه انباشت سرمایه سریع‌تر از کل نظام اقتصادی رشد می‌کند (پیکتی، ۲۰۱۴). از نظر پیکتی سطوح بالای نابرابری حالت طبیعی اقتصادهای مدرن است و تنها حوادث غیرمعمول، نظیر دو جنگ جهانی و رکود دهه ۱۹۳۱ این تعادل طبیعی را مختل کرده است. به همین دلیل پیکتی به خود اصلاحی نظام بازار خوش‌بین نیست و اعتقاد دارد که باید نیروهایی مانند مالیات بر درآمد تصاعدی وارد عمل شوند تا نابرابری کاهش یابد (همان).

پیکتی بر اساس یک مدل رشد استاندارد استدلال می‌کند که الگوهای تمرکز ثروت و درآمد به‌وسیله تفاوت واقعی در بازده سرمایه (r) و نرخ رشد (g) تعریف می‌شوند. گویس^۷ (۲۰۱۶) یک مفهوم بسیار ساده شده از مدل پیکتی و پیامدهای آن را به صورت زیر بیان می‌کند: در یک اقتصاد بسته که در آن درآمد ملی (Y) تابعی از سرمایه (K) و نیروی کار (L) به صورت $Y_t = K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$ است، بازده واقعی سرمایه به‌وسیله تولید نهایی سرمایه برابر با $r \equiv \frac{\partial Y_t}{\partial K_t}$ تعریف می‌شود. از آنجا که $r = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \alpha \frac{Y_t}{K_t}$ است، بنابراین می‌توان سهم سرمایه از درآمد ملی (α) را به صورت تابعی از نرخ بازده واقعی سرمایه (r) نشان داد. این تعریف اولیه چیزی است که پیکتی از آن به عنوان "اولین قانون بنیادی سرمایه‌داری" نام می‌برد:

(۱)

$$\alpha = \frac{rK_t}{Y_t}$$

اگر معادله انباشت سرمایه به صورت $K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + sY_t$

باوجود اینکه در طی سال‌های اخیر نظریه‌های متعددی در زمینه نابرابری مطرح شده است؛ اما جدیدترین نظریه‌ها و جامع‌ترین بررسی‌ها درباره نابرابری توسط اقتصاددان فرانسوی توماس پیکتی^۱ در کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم^۲ ارائه شده است (کروگمن^۳، ۲۰۱۵ و موسلی^۴، ۲۰۱۵). پیکتی در این کتاب توضیحات منطقی سازگار با تغییرات در الگوهای نابرابری ارائه داده و در تحلیل‌های خود عامل اصلی نابرابری را شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی می‌داند. از نظر پیکتی وقتی رشد اقتصادی اندک و بازده سرمایه^۵ (شکاف بین نرخ رشد اقتصادی و نرخ بازده سرمایه) زیاد باشد، باعث تمرکز ثروت و افزایش نابرابری درآمد خواهد شد (پیکتی، ۲۰۱۴: ۲۴). با توجه به اینکه این روابط گزاره‌های تجربی بوده، از این‌رو قابل آزمون هستند. به‌رغم اینکه این کتاب غنی از داده‌ها و اطلاعات درباره روند نابرابری است؛ ولی پیکتی هیچ آزمون تجربی برای زنجیره علمی-تئوریک خود برای کشورهای مختلف ارائه نداده است. از طرف دیگر مطالعات گذشته در ایران بیشتر بر اثرگذاری متغیرهایی مانند درآمد ارزی، اندازه دولت، تورم، بیکاری و نرخ رشد جمعیت و ... بر الگوی توزیع درآمد تأکید کرده و تاکنون در چارچوب دیدگاه پیکتی نابرابری در ایران مورد بررسی قرار نگرفته است. لذا این سؤال مطرح می‌شود که فرضیه پیکتی از نظر تجربی چه قدر قابل تأیید بوده و توانایی توضیح افزایش نابرابری در ایران را دارد؟

در این راستا این مطالعه می‌کوشد با استفاده از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک جهانی و مرکز آمار ایران به آزمون فرضیه توماس پیکتی برای کشور ایران در طی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۴ و با استفاده از روش خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR^۶) بپردازد. در ادامه این تحقیق بعد از مبانی نظری و ادبیات تحقیق، در بخش سوم الگوی پژوهش معرفی شده و بخش چهارم به معرفی داده‌ها و آزمون‌های آماری اختصاص داده شده است. در بخش پنجم الگوی پژوهش برآورد و نتایج و یافته‌های آن تحلیل شده است. در نهایت در بخش آخر مطالعه، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

1. Piketty
2. Capital in the Twenty-First Century
3. Krugman (2015)
4. Moseley (2015)
5. Return on Capital
6. Structural Vector Autoregressive Models

شواهد نشان می‌دهد که امر ادعا شده (تأثیر بزرگ‌تر بودن نرخ بازده از نرخ رشد روی نابرابری) معتبر نیست. از نظر او حتی زمانی که نرخ رشد سرمایه بیشتر از درآمد کل باشد باید یک ضرورت اضافی دیگر نیز در نظر گرفته شود و آن اینکه پس‌انداز ناشی از درآمد غیرسرمایه از مصرف درآمد ناشی از سرمایه بزرگ‌تر نباشد. همچنین ممکن است سهم درآمد سرمایه از درآمد کل وقتی که نرخ بازده کاهش می‌یابد افزایش پیدا نکند و درآمد غیرسرمایه ممکن است با انباشت سرمایه افزایش یابد. بنابراین با توجه به جوامع و زمان‌های مختلف (I-g) می‌تواند نتایج متفاوتی روی نابرابری داشته باشد (انجی، ۲۰۱۵: ۱۴).

میلانویچ^۵ (۲۰۱۴: ۵۲۸) بیان می‌کند که توماس پیکتی یک چارچوب بسیار غنی و جدید را فراهم کرده است که به ما اجازه می‌دهد درباره افزایش نابرابری نه به‌عنوان پدیده‌ای همانند گذشته که بر پایه شایستگی و عدم شایستگی افراد در کسب درآمدهای بیشتر تحلیل می‌شد، نگاه شود؛ بلکه افزایش نابرابری باید به‌عنوان بخشی از تغییرات طبیعی سرمایه‌داری مدرن دیده شود. هرچند از نظر او پیکتی شاید برخلاف یکی از قوانین بنیادی تئوری‌های اقتصادی عمل کرده است: و آن عدم کاهش بازدهی عامل فراوان تولید است. مطابق تابع تولید نئوکلاسیک‌ها، نرخ تعادلی بازده سرمایه (I) از تولید نهایی سرمایه مشتق می‌شود، بنابراین وان‌تریک^۶ (۲۰۱۵) این سؤال را مطرح می‌کند که آیا افزایش در نسبت سرمایه به درآمد ملی (β)، منجر به کاهش بازده سرمایه (I) و در نتیجه کاهش سهم درآمد سرمایه از درآمد کل نمی‌شود؟ پیکتی در پاسخ به این سؤالات استدلال می‌کند که موضوع اصلی کاهش تولید نهایی سرمایه در برابر افزایش ذخیره سرمایه نیست، بلکه سرعت کاهش آن است. بنابراین نکته مهم این است که وقتی نسبت سرمایه به درآمد (β) زیاد می‌شود، بازده سرمایه (I) به چه میزان کم می‌شود. در اینجا دو حالت امکان دارد: اگر سرعت کاهش بازده سرمایه یعنی I بیشتر از سرعت افزایش نسبت سرمایه به درآمد β باشد در آن صورت سهم درآمد سرمایه از درآمد کل (یعنی $\alpha = I \times \beta$) با افزایش β کاهش یافته و باعث کاهش نابرابری خواهد شد. برعکس اگر سرعت کاهش بازده سرمایه کمتر از سرعت افزایش نسبت سرمایه به درآمد باشد آنگاه سهم سرمایه از درآمد کل با افزایش β افزایش می‌یابد و باعث افزایش نابرابری می‌شود. در این حالت کاهش بازده

باشد که در آن S نرخ ثابت پس‌انداز و δ نرخ ثابت استهلاک است، و نرخ رشد جمعیت ثابت و $Y_{t+1} = (1+g)Y_t$ باشد در آن صورت در وضعیت یکنواخت $\frac{d}{dt} \left[\frac{K_t}{Y_t} \right] = 0$ است و به این معنی که:

$$\dot{K} = \dot{Y}, \quad \frac{K_{t+1} - K_t}{K_t} = \frac{Y_{t+1} - Y_t}{Y_t}, \quad \frac{sY - \delta K}{K_t} = \frac{gY}{Y_t}, \quad \frac{\bar{K}}{\bar{Y}} = \frac{s}{g + \delta}$$

که در آن علامت بار (-) متغیرها را در وضعیت یکنواخت، و نقطه (۰) رشد متغیرها را نشان می‌دهد. با جای‌گذاری معادله (۲) در (۱) آنچه پیکتی "قانون بنیادی دوم سرمایه‌داری" می‌نامد به دست می‌آید: یعنی یک رابطه معکوس بین سهم سرمایه از درآمد ملی و رشد اقتصادی:

$$\bar{\alpha} = \frac{\bar{s}}{g + \delta}$$

با توجه به اینکه نرخ پس‌انداز خالص تا حدودی ثابت است، پیکتی استدلال می‌کند که سهم سرمایه، نابرابری درآمد و نابرابری ثروت تابعی افزایشی از (I-g) هستند. در صورت صحیح بودن این گفته پیکتی، انتظار می‌رود که تغییرات در سهم سرمایه و نابرابری به‌وسیله تغییرات گذشته و کنونی شکاف بین I و g (یا مانند مدل کتاب‌های درسی، بین I و $g + \delta$) توضیح داده شود. پیکتی چنین استدلال می‌کند که بازده سرمایه دارای توزیع نابرابری نسبت به درآمد نیروی کار است در نتیجه سهم بیشتر سرمایه از درآمد ملی منجر به افزایش نابرابری درآمد و ثروت نیز خواهد شد (پیکتی، ۲۰۱۴: ۲۵). اما چرا بازده سرمایه بزرگ‌تر از نرخ رشد است؟ پیکتی این را یک واقعیت تاریخی می‌داند، نه یک ضرورت منطقی. این مسئله در نمودار (۳) نشان داده شده است.

مک کلاسیکی^۲ نیز بیان می‌کند که بازده سرمایه معمولاً بالاتر از نرخ رشد اقتصادی است و سهم درآمد سرمایه از درآمد ملی در حال افزایش است (مک کلاسیکی، ۲۰۱۴: ۹۴).

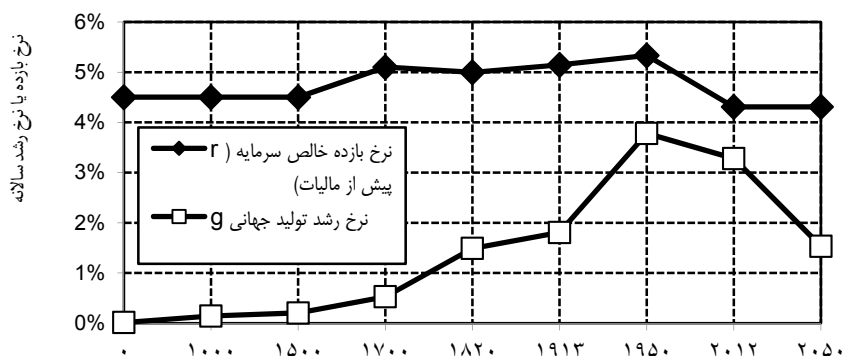
اما راگنیل^۳ نشان می‌دهد که به‌صورت تئوری، درون‌زایی I و تخمین‌های استاندارد کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه، به‌طور کلی تضمین نمی‌کنند که نرخ‌های بازده سرمایه به‌صورت ادامه‌دار رشد کند (راگنیل، ۲۰۱۴: ۵).

انجی^۴ به‌وسیله یک مثال خاص و یک استدلال منطقی و

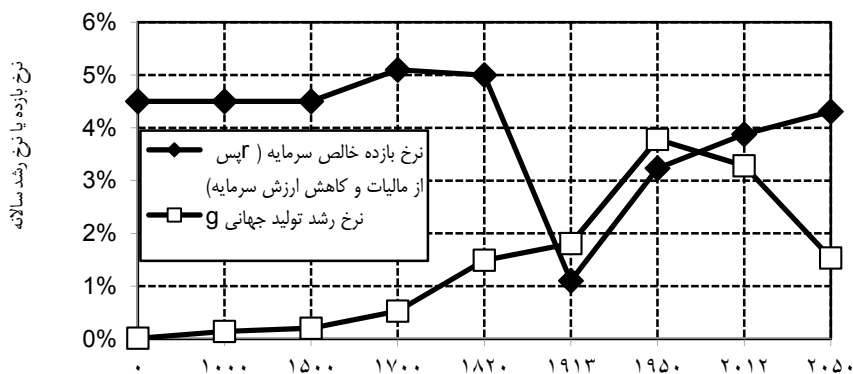
1. Steady State
2. McCloskey (2014)
3. Rognlie (2014)
4. Ng (2015)

5. Milanovic (2014)
6. Van Treeck (2015)

سرمايه صرفاً به‌مناظره كاهنده فشار افزايش سهم سرمايه عمل
می‌كند اما نمی‌تواند سهم سرمايه را كاهش دهد (پيكتي، ۲۰۱۴: ۴۲).



نمودار ۳. نرخ بازده سرمايه در مقايسه با نرخ رشد جهاني، از عهد باستان تا سال ۲۰۵۰
مأخذ: پيوست فني آنلاين كتاب سرمايه در قرن بيست و يكم



نمودار ۴. نرخ بازده سرمايه پس از كسر ماليات در مقايسه با نرخ رشد در مقايسه جهاني، از عهد باستان تا ۲۰۵۰
مأخذ: پيكتي (۲۰۱۴)

معادله (۳) و (۴) معادله (۶) به دست می‌آید:
(۶)

$$\pi^{net} = C_p + I + (C_L - L^{net}) + (G - T) + (X - M)$$

اگر سرمايه توليدي به همان ميزان درآمد رشد کند، معادله (۶) می‌تواند به‌صورت رابطه (۷) نیز نوشته شود:
(۷)

$$r - g = \frac{C_p}{K} - \frac{S_L}{K} + \frac{G - T}{K} + \frac{X - M}{K}$$

معادله (۷) نقطه شروع مدل‌های پساكینزی توزیع و رشد است که به شرایط اقتصاد کلانی که لازم است اجازه داده شود تا نرخ سود ($r = \pi^{net}/K$) نسبت به نرخ رشد ($g = I/K$) افزایش یابد، اشاره می‌کند. بنابراین افزایش $(r - g)$ ، به افزایش مصرف از درآمد حاصل از سرمايه (CP) به سهم سرمايه، یا کاهش پس‌انداز از درآمد حاصل از دستمزد ($S_L = L^{net} - C_L$) به سهم سرمايه، یا افزایش کسری بودجه ($G - T$) به سهم

اما وان‌تريک (۲۰۱۵) در چارچوب یک مدل پساكینزی و در چارچوب حسابداری ملی بیان می‌کند که شکاف بین r و g بستگی به شرایط خاصی در اقتصاد دارد. اگر بخش مخارج تولید ناخالص داخلی (GDP) به‌صورت رابطه ۴ تعریف شود:
(۴)

$$Y = C_L + C_p + I + G + (X - M)$$

که در آن C_L مصرف ناشی از دستمزد، C_p مصرف ناشی از درآمد سرمايه، I سرمايه‌گذرای خصوصی، G تقاضای نهایی دولت و $(X - M)$ صادرات خالص است. درآمد ملی می‌تواند به‌صورت رابطه ۵ نیز نوشته شود:
(۵)

$$Y = L^{net} + \pi^{net} + T$$

که در آن L^{net} ، π^{net} و T به‌ترتیب دستمزد پس از مالیات، سود پس از مالیات و درآمد مالیاتی دولت است. از برابری

سرمایه یا افزایش صادرات خالص ($X-M$) نسبت به سهم سرمایه بستگی دارد (وان تریک، ۲۰۱۵: ۳۱).

آلسینا و رودریک^۱ (۱۹۹۴: ۴۷۱) مطرح می‌کنند در کشورهای توسعه یافته نرخ‌های مالیاتی به دلیل در نظر گرفتن ملاحظات توزیعی ممکن است بیشتر از مقدار بهینه برای رشد وضع شده و در نتیجه منجر به کاهش رشد اقتصادی شود. اما پیکتی (۲۰۱۴) افزایش نرخ مالیات بر درآمد و سود پس از جنگ جهانی اول تا ۱۹۸۰ را از عوامل اصلی گسترش طبقه متوسط و کاهش نابرابری در قرن بیست می‌داند (نمودار ۴).

در ایران چون استفاده از ابزار مالیاتی جهت سیاست‌های توزیعی کمتر مورد توجه است، ممکن است این فرایند تشدید شود (حیدری و حسن‌زاده، ۱۳۹۵: ۹۱). زیرا اعمال سیاست‌هایی چون پرداخت یارانه، قیمت‌گذاری کالاها و ... می‌تواند منجر به کاهش رشد اقتصادی از طریق افزایش مصرف و در نتیجه کاهش پس‌انداز و انباشت سرمایه شود.

پیکتی یگانه عامل جبران‌کننده طبیعی^۲ (منظور از "طبیعی" همان بدون مداخله دولت است)، را رشد اقتصادی می‌داند؛ اگر نرخ رشد اقتصادی زیاد باشد، نرخ رشد نسبی دارایی‌های بزرگ نسبتاً ملایم مانده و چندان از نرخ میانگین رشد درآمد بیشتر نخواهد بود. این نکته‌ای است که میلانویچ (۲۰۱۴: ۵۳۱) هم بر آن تأکید دارد. میلانویچ نشان می‌دهد، زمانی که درآمدهای واقعی چهار برابر شده است، نابرابری به نصف کاهش یافته است. این نشان‌دهنده این واقعیت است که در بلندمدت، نابرابری پایین‌تر و درآمدهای بالاتر در کنار هم وجود خواهند داشت و رشد اقتصادی قدرتمندترین ابزار برای کاهش نابرابری است. در این راستا، هیراگوچی^۳ (۲۰۱۷: ۵-۷) با استفاده از مدل نسل‌های هم‌پوشان^۴ (OLG) با انباشت مداوم سرمایه و احتمال مرگ ثابت عوامل، نشان می‌دهد که شکاف ($r-g$) و مالیات بر ثروت در ارتباط نزدیک با نابرابری ثروت هستند. در وضعیت یکنواخت اگر تابع تولید کاب-داگلاس به صورت $f(k) = k^\alpha$ ، که در آن $\alpha \in (0, 1)$ و $r = \alpha k^{\alpha-1}$ باشد. در این حالت $c_1(k)$ و $c_2(k)$ که به ترتیب به مصرف نسل اول و دوم اشاره می‌کنند به صورت روابط (۸) و (۹) بیان می‌شوند:

(۸)

$$c_1(k) = n(\rho + d) \frac{k}{\alpha k^{\alpha-1} - g - \tau - \rho - d}$$

(۹)

$$c_2(k) = k^\alpha - (g + \tau + n)k$$

که در آن d احتمال مرگ با توزیع پواسن، ρ عامل تنزیل، نرخ مالیات بر مصرف است. در این حالت تابع $c_1(k)$ افزایشی، محدب و مقدار $c_1(0) = 0$ است و به طور مشابه تابع $c_2(k)$ مقعر و مقدار $c_2(0) = 0$ است. در یک نقطه مشترک منحصر به فرد دارند. برای مشخص کردن $g - \bar{r}$ در طول مسیر رشد تعادلی^۵ (BGP)، معادله (۱۰) باید برای x حل شود:

(۱۰)

$$\{x + (1 - \alpha)(g + \tau) - \alpha n\}(x - \rho - d) = \alpha n(\rho + d)$$

که در آن شکاف $r - g$ یک تابع اکیداً کاهشی از g و τ است. که اثبات آن به صورت زیر است: همان‌طور که $f(k)/k = k^{\alpha-1}$ $r/\alpha =$ است، در معادلات (۸) و (۹) اگر $c_1(k) = c_2(k)$ باشد در نتیجه:

(۱۱)

$$(r/\alpha - g - \tau - n)(\bar{r} - g - \rho) = nd(\rho + d)$$

بنابراین، $\bar{r} - g$ حل معادله (۱۰) است. در معادله (۱۰) اگر g و $x (= \bar{r} - g)$ با هم افزایش یابند، سمت چپ افزایش می‌یابد در حالی که سمت راست ثابت بوده، که این غیرممکن است. در نتیجه $\frac{d(\bar{r} - g)}{dg} < 0$ خواهد بود که همین مسئله برای τ نیز مصداق دارد. بنابراین ثابت می‌شود زمانی که نرخ رشد اقتصادی کاهش می‌یابد، شکاف $r - g$ گسترش می‌یابد که این با پیش‌بینی پیکتی (۲۰۱۴) سازگار است.

۲-۲- پیشینه پژوهش

برخلاف نظریات پیکتی، مطالعه اخیر رابین و سگل^۶ نشان داد که در کشور آمریکا برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۵۳ رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری مثبت بوده و حساسیت گروه‌های درآمدی بالا به نرخ رشد اقتصادی بیشتر است. آنها استدلال می‌کنند که افراد متعلق به دهک‌های بالایی، درآمد خود را بیشتر از محل ثروت و دارایی‌ها به دست می‌آورند که به رشد اقتصادی حساس‌تر هستند در نتیجه با افزایش رشد اقتصادی درآمد ناشی از ثروت، افزایش یافته و نابرابری افزایش می‌یابد (رابین و سگل، ۲۰۱۵: ۲۵۸).

1. Alesina & Rodrik (1994)

2. Natural

3. Hiraguchi (2017)

4. Overlapping Generations Model

5. Balanced Growth Path

6. Rubin & Segal (2015)

مدل‌های VAR اولیه تجزیه چولسکی^۴ را برای به دست آوردن توابع واکنش آنی به کار می‌برند. تجزیه چولسکی بر یک ترتیب علی دلالت می‌کند؛ در صورتی که پژوهشگر بخواهد آثار بیش از یک تکانه را بررسی کند، ممکن است قابل‌پذیرش نباشد (البرون^۵، ۲۰۰۸: ۷۵). بنابراین بلانچارد و گوالی^۶ (۱۹۸۹: ۶۶۵) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری بر آثار هم‌زمان تکانه‌ها، الگوی SVAR را توسعه داده‌اند، سپس کلاریدا و گالی^۷ (۱۹۹۴) با به کارگیری محدودیت‌های نظری بر آثار بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کرده‌اند.

مزیت عمده مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که برخلاف الگوی VAR نامقید که در آنها شناسایی تکانه‌های ساختاری به‌طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای خودتوضیح برداری ساختاری به‌طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی برای به کارگیری قیدها و محدودیت‌ها است. این محدودیت‌ها می‌توانند کوتاه‌مدت یا بلندمدت باشند. در این مرحله بعد از لحاظ کردن محدودیت‌ها، تصریح تکانه‌های ساختاری انجام می‌گیرد. این تکانه‌ها برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به‌منظور ارزیابی آثار پویا بر متغیرهای مختلف به کار گرفته می‌شوند. مدل‌های VAR پژوهش‌های مربوط به نابرابری که تجزیه چولسکی را مورد استفاده قرار داده‌اند، به‌طور معمول، بر تصریح جزئی تأکید کرده‌اند. تکیه بر شناسایی جزئی به این مفهوم است که در هر مدل تنها با یک تکانه می‌تواند بررسی شود (کریستیانو و همکاران^۸، ۲۰۰۵: ۲۳).

بردار K بُعدی سری زمانی Y_t را در نظر گرفته و فرض می‌شود که Y_t بتواند با یک بردار خودتوضیح مرتبه محدود p تقریب زده شود. هدف، آگاهی از پارامترهای مدل خودتوضیح ساختاری معادله (۱۲) است (کیلیان^۹، ۲۰۱۱: ۱۸).

(۱۲)

$$B_0 Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

که در آن ε_t بردار جمله‌های اخلال ناهمبسته سریالی با میانگین صفر هستند و از آنها به‌عنوان تکانه‌های ساختاری نام‌برده می‌شود. مدل را می‌توان به‌طور خلاصه به‌صورت رابطه (۱۳) نوشت:

مطالعه آلتمن^۱ نشان داد که رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری کاملاً بستگی به چگونگی فرایند توسعه دارد (آلتمن، ۲۰۰۳: ۱۱۴). بنابراین در کشوری مانند ایران نیز چگونگی فرایند توسعه می‌تواند در نوع ارتباط میان رشد و توزیع درآمد مؤثر باشد. عجم‌اغلو و رابینسون^۲ بیان می‌کنند با توجه به اینکه پیکتی نقش سامانمند نهادها و عوامل سیاسی در شکل‌گیری نابرابری را در نظر نگرفته است بنابراین قوانین کلی او قدرت توضیحی کمی داشته بنابراین یافتن همبستگی بین شکاف I و g با نابرابری غیرممکن است (عجم‌اغلو و رابینسون، ۲۰۱۵: ۲۴).

۳- روش شناسی

پیکتی (۲۰۱۴) استدلال می‌کند که سهم سرمایه، نابرابری درآمد و نابرابری ثروت، تابعی افزایشی از $(I-g)$ است. اگر استدلال پیکتی صحیح باشد، باید تغییرات در سهم سرمایه به‌طور هم‌زمان به‌وسیله تغییرات گذشته در شکاف بین I و g توضیح داده شود. این به این معنی است که انتظار می‌رود که تغییر (تکانه) برون‌زای موقت $(I-g)$ ، وضعیت یکنواخت را تغییر داده، و به‌طور موقت α در جهت یکسان با تکانه، تغییر می‌کند. بنابراین اگر رشد اقتصادی موقتاً افزایش یابد (یا بازده واقعی سرمایه کاهش یابد)، انتظار می‌رود که سهم سرمایه به‌طور موقت کاهش یابد (همان).

یکی از روش‌های مرسوم در بررسی روابط میان این متغیرها استفاده از مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) است، چنان‌که گریگولی و همکاران^۳ (۲۰۱۷: ۳۰-۲۸) و گویس (۲۰۱۶: ۲۴-۲۱) نیز در مطالعه خود از این مدل به‌منظور بررسی روابط بین عوامل مؤثر بر نابرابری استفاده نموده‌اند. بنابراین با توجه به اهداف مطالعه و شاخص‌های نابرابری مورد استفاده، سه مدل در چارچوب الگوی SVAR برآورد خواهد شد.

۳-۱- الگوی خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR)

در این پژوهش، برای بررسی آثار متغیرهای مؤثر بر نابرابری از مدل خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) استفاده می‌شود.

4. Cholesky Decomposition
5. Elbourne (2008)
6. Blanchard & Quah (1989)
7. Clarida & Gali (1994)
8. Christiano et al. (2005)
9. Kilian (2011)

1. Altman (2003)
2. Acemoglu & Robinson (2015)
3. Grigoli et al. (2017)

جینی) مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. همچنین از متغیرهای تورم، بیکاری، درآمدهای نفتی و مخارج کل دولت به‌عنوان متغیرهای کنترل استفاده می‌شود. با توجه به توضیح‌های بالا و مبانی نظری مدل، متغیرهای استفاده شده در این پژوهش به شرح زیر است:

LOIL: لگاریتم شاخص درآمدهای نفتی؛ LEXP: لگاریتم مخارج دولت؛ LINF: لگاریتم شاخص تورم؛ LUNE: لگاریتم شاخص بیکاری؛ LIND: لگاریتم شاخص نابرابری و $RLG=(r-g)$ بوده که در آن r بازده سرمایه و g خالص رشد واقعی تولید ناخالص داخلی است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به‌صورت سالانه و دوره زمانی مورد بررسی (۱۳۹۴-۱۳۵۲) است. تمامی داده‌ها از سایت مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی استخراج شده‌اند.

پیکتی با توجه به ایرادهایی که به معیارهای مرسوم نابرابری مانند ضریب جینی می‌گیرد، بر استفاده از معیارهای دیگری مانند درآمد دهک‌ها و صدک‌ها (از جمله سهم درآمدی صدک آخر از درآمد ملی) و مقایسه آنها باهم به‌عنوان شاخص نابرابری تأکید می‌کند. همچنین در بسیاری از تحلیل‌ها، پیکتی افزایش نابرابری را با افزایش سهم سرمایه از درآمد ملی و در نتیجه افزایش درآمد صاحبان سرمایه در یک راستا می‌داند. با توجه به عدم وجود داده‌های مربوط به صدک آخر برای دوره مورد مطالعه در ایران، در این مطالعه از متغیر سهم درآمدی دهک آخر (۱۰ درصد ثروتمندترین) به دهک اول (۱۰ درصد فقیرترین) به‌عنوان یکی از شاخص‌های نابرابری استفاده شده است.

برای به‌دست آوردن متغیر $(I-g)$ ، ابتدا نیاز به محاسبه نرخ بازده واقعی سرمایه (r) است، که سپس نرخ رشد واقعی اقتصادی از آن کم شود. با توجه به اینکه بازده کل سرمایه، یک میانگین وزنی بازده از کل سرمایه‌گذاری‌ها در اقتصاد است، فاکیر و همکاران^۱ (۲۰۱۷) تأکید می‌کنند که در هر صورت برآورد مقدار دقیق متغیر r غیرممکن است. پیکتی (۲۰۱۴) نیز یادآور می‌شود که نرخ بازده سرمایه می‌تواند متفاوت از نرخ بهره واقعی باشد. به همین دلیل در کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم و بر اساس قانون اول سرمایه‌داری، نرخ بازده سرمایه را برابر با نسبت سهم سرمایه از درآمد ملی (α) به نسبت سرمایه به درآمد ملی (β) می‌داند. به عبارت دیگر قانون

(۱۳)

$B(L)Y_t = \varepsilon_t$
که در آن $B(L) = B_0 - B_1L - B_2L^2 - \dots - B_pL^p$ چندجمله‌ای عمل‌گر وقفه‌ای است. ماتریس واریانس-کوواریانس جز خطای ساختاری به‌گونه‌ای نرمال‌سازی می‌شود که رابطه ۱۴ برقرار باشد:

(۱۴)

$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sum \varepsilon = I_K$
معادله (۱۴) به این معنی است که نخست، به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری، تکانه‌های ساختاری وجود دارد. دوم، تکانه‌ها بنا به تعریف، به‌طور متقابل ناهمبسته هستند؛ که نشان دهنده این است که $\sum \varepsilon$ قطری است. سوم، واریانس تمام تکانه‌های ساختاری برای سادگی، به ۱ نرمال می‌شوند، در همین حال، عناصر قطری B_0 محدود نمی‌شوند. مدل خودتوضیح برداری ساختاری به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست. برای تخمین مدل ساختاری لازم است ابتدا فرم تعدیل‌یافته آن استخراج شود؛ که عبارت است از تصریح Y_t برحسب وقفه‌های آن. برای استخراج فرم تعدیل‌یافته هر دو طرف، فرم ساختاری در B_0^{-1} ضرب می‌شود:

(۱۵)

$B_0^{-1}B_0Y_t = B_0^{-1}B_1Y_{t-1} + B_0^{-1}B_2Y_{t-2} + \dots + B_0^{-1}B_pY_{t-p} + B_0^{-1}\varepsilon_t$
بنابراین، مدل مشابهی برحسب اجزای قابل مشاهده به‌صورت معادله (۱۶) نوشته می‌شود:

(۱۶)

$Y_t = A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + \dots + A_pY_{t-p} + u_t$
که در آن $A_i = B_0^{-1}B_i$ ، $i=1,2,\dots,p$ است. همچنین، معادله (۱۶) بیان می‌کند که:

(۱۷)

$U_t = B_0^{-1}\varepsilon_t$ یا $\varepsilon_t = B_0u_t$
برای برآورد پارامترهای ساختاری لازم است تعدادی قید بر روابط بین پسماندهای رگرسیون (u_t) و جمله‌های اخلاص سیستم ساختاری (ε_t) وضع شود تا فرم ساختاری قابل تشخیص گردد (کیلیان، ۲۰۱۱: ۲۴).

۳-۲- معرفی متغیرها و تصریح مدل

با توجه به توضیحات ارائه شده در بخش‌های قبلی، در این پژوهش آثار متغیر اصلی مورد نظر پیکتی $(I-g)$ بر مهم‌ترین شاخص‌های نابرابری (سهم درآمد ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین جامعه، سهم سرمایه از درآمد ملی و ضریب

1. Fakir et al. (2017)

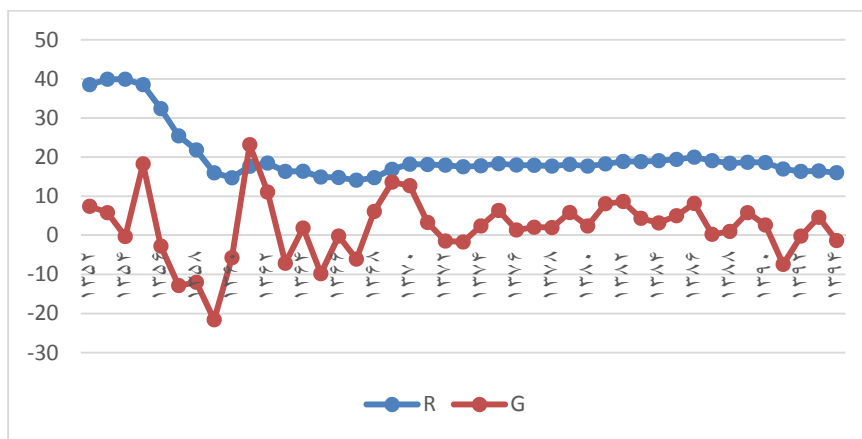
محاسبه نرخ بازدهی سرمایه محاسبه سهم سرمایه از درآمد ملی است. جهت محاسبه این پارامتر مطابق مطالعه طیبی (۱۳۹۶)، از تابع تولید کاب-داگلاس برای اقتصاد ایران استفاده شده است. بر اساس نتایج تخمین تابع تولید (که در پیوست مطالعه ارائه شده است)، سهم سرمایه از درآمد ملی برابر (۰/۶۷) است. با به دست آمدن سهم سرمایه از درآمد ملی و با در اختیار داشتن داده‌های مربوط به نسبت سرمایه به درآمد ملی در ایران، بر اساس قانون اول سرمایه‌داری نرخ بازدهی سرمایه محاسبه شده است.

نمودار (۵) روند تاریخی نرخ بازدهی سرمایه (r) و رشد اقتصادی (g) در دوره مورد مطالعه در ایران را نشان می‌دهد.

اول سرمایه‌داری را به صورت $\alpha = r \times \beta$ یا $r = \alpha / \beta$ بیان می‌کند که در آن α سهم سرمایه از درآمد ملی و $\beta = k/y$ معرف نسبت سرمایه به درآمد ملی و r نرخ بازده سرمایه است. به عنوان مثال در صورتی که $\beta = 60\%$ و $\alpha = 30\%$ باشد، بنابراین نرخ بازده سرمایه برابر با $r = 5\%$ می‌شود. به عبارت دیگر اگر میزان سرمایه (ثروت) معادل ۶ سال درآمد ملی باشد و نرخ بازده سرمایه ۵ درصد در سال باشد، سهم سرمایه از درآمد ملی ۳۰ درصد خواهد بود. معادله زیر یک رابطه حسابداری کامل است و می‌تواند برای همه جوامع و در همه زمان‌ها مورد استفاده قرار گیرد (همان).

$$\alpha = r \times \beta \tag{18}$$

بنابراین بر اساس قانون اول سرمایه‌داری اولین قدم جهت



نمودار ۵. نرخ بازدهی سرمایه در برابر رشد اقتصادی در ایران ۱۳۵۲-۱۳۹۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

در این پژوهش، سه سناریوی خودتوضیح برداری ساختاری جداگانه برآورد می‌گردد که فرم تعدیل یافته آنها به صورت معادله (۱۹) است:

$$\tag{19}$$

که در آن (LOIL, LEXP, LINF, LUNE, LRLG,) $X_t = C + D(L) X_{t-1} + U_t$ است و LIND بیانگر لگاریتم یکی از شاخص‌های نابرابری یعنی LINEQ: لگاریتم سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول؛ LSC: شاخص سهم سرمایه از درآمد ملی؛ LGINI: لگاریتم شاخص ضریب جینی است. در هر سناریو (مدل)، یکی از شاخص‌های نابرابری در سطر آخر ماتریس وارد می‌شود تا اثر سایر تکانه‌ها بر آن بررسی گردد. C بردار مقدارهای ثابت و D(L) ماتریس ضرایب چندجمله‌ای وقفه‌دار خودتوضیح، و بردار

$$U_t = (u_t^{LOIL} + u_t^{LINF} + u_t^{LEXP} + u_t^{LUNE} + u_t^{LRLG})$$

$$\tag{20}$$

که در آن، بردار (LOIL, LEXP, LINF, LUNE,) $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{LOIL}, \varepsilon_t^{LEXP}, \varepsilon_t^{LINF}, \varepsilon_t^{LUNE}, \varepsilon_t^{LRLG}, \varepsilon_t^{LIND})$ شامل جمله‌های اختلال ساختاری است و ε_t^{LOIL} : تکانه‌های درآمدی نفتی دولت؛ ε_t^{LEXP} : تکانه‌های مخارج دولت؛ ε_t^{LINF} : تکانه‌های تورم؛ ε_t^{LUNE} : تکانه‌های بیکاری؛ ε_t^{LRLG} : تکانه‌های متغیر (r-g) و ε_t^{LIND} : تکانه‌های

شاخص (های) نابرابری هستند. به‌منظور بررسی اثر تکانه‌های متغیرها بر نابرابری، سه مدل ۶ متغیره SVAR در نظر گرفته شده است که در هرکدام از آنها، یکی از شاخص‌های نابرابری وارد می‌شود. مدل‌های SVAR مورد استفاده در این پژوهش مشابه یکدیگر هستند؛ با این تفاوت که در مدل نخست، در سطر آخر ماتریس بالا، شاخص سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول جامعه (LINEQ)، در مدل دوم شاخص سهم سرمایه از درآمد ملی (LGINI)، و در مدل سوم شاخص ضریب جینی (LGINI) به‌عنوان متغیر این بخش استفاده شده، و فرض می‌شود که شاخص‌های نابرابری به تمام متغیرهای مورد نظر از جمله (r-g) واکنش نشان می‌دهند. تفاوت این مدل‌ها در شیوه واکنش شاخص‌های نابرابری به تکانه‌های متغیرهای تأثیرگذار است.

۳-۳- مسئله تصریح و به‌کارگیری قیدها

در این مطالعه سه نوع محدودیت به‌منظور تصریح مورد استفاده قرار گرفته است:

نوع اول محدودیت‌ها از فروض الگو منتج می‌شود و تلویحاً بیانگر این موضوع است که تکانه‌های داخلی (تکانه‌های طرف عرضه، تقاضا و تکانه‌های اسمی) تأثیر بلندمدت بر متغیرهای خارجی (قیمت نفت) ندارند.

دسته دوم از محدودیت‌ها که از الگوی نظری استخراج شده است متضمن قیودی در خصوص اثرات بلندمدت تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای درون‌زای داخلی هستند. به این ترتیب مدل ساختاری محدودیت‌های دیگری را به‌منظور تصریح ارائه می‌دهد. دسته سوم محدودیت‌ها از فرض متعامد بودن جملات اخلال ساختاری به دست می‌آید که محدودیت‌های لازم دیگر را به‌منظور تصریح کامل و اعمال آنها تأمین می‌کنند.

از این‌رو، محدودیت به‌کاررفته در سطر نخست در معادله (۲۰)، مشابه پژوهش‌های پروتی^۱ (۲۰۰۲) و جعفری صمیمی و همکاران^۲ (۲۰۱۸) است که در آنها درآمدهای نفتی دولت نسبت به سایر متغیرهای موجود در مدل، برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند. از این‌رو، در این پژوهش و در این سطر، فرض می‌شود که تکانه‌های درآمدهای نفتی دولت از ترکیب خطی اخلال‌های مربوط به خود این متغیر حاصل شود. محدودیت‌های بیان شده در سطر دوم مطابق مطالعات

$$(21) \quad \varepsilon_t^{LOIL} = b_{11} u_t^{LOIL}$$

$$(22) \quad \varepsilon_t^{LEXP} = b_{21} u_t^{LOIL} + b_{22} u_t^{LEXP}$$

$$(23) \quad \varepsilon_t^{LINF} = b_{31} u_t^{LOIL} + b_{32} u_t^{LEXP} + b_{33} u_t^{LINF}$$

$$(24) \quad \varepsilon_t^{LUNE} = b_{41} u_t^{LOIL} + b_{42} u_t^{LEXP} + b_{43} u_t^{LINF} + b_{44} u_t^{LUNE}$$

$$(25) \quad \varepsilon_t^{LRLG} = b_{51} u_t^{LOIL} + b_{52} u_t^{LEXP} + b_{53} u_t^{LINF} + b_{54} u_t^{LUNE} + b_{55} u_t^{LRLG}$$

همچنین سطر آخر فرض می‌کند که شاخص‌های نابرابری، به تکانه‌های تمام متغیرهای اشاره‌شده به‌طور هم‌زمان واکنش نشان می‌دهند. این روابط در معادلات (۲۶) تا (۲۸) نشان داده شده است.

$$(26) \quad \varepsilon_t^{LINEQ} = b_{61} u_t^{LOIL} + b_{62} u_t^{LEXP} + b_{63} u_t^{LINF} + b_{64} u_t^{LUNE} + b_{65} u_t^{LRLG} + b_{66} u_t^{LINEQ}$$

$$(27) \quad \varepsilon_t^{LSC} = b_{61} u_t^{LOIL} + b_{62} u_t^{LEXP} + b_{63} u_t^{LINF} + b_{64} u_t^{LUNE} + b_{65} u_t^{LRLG}$$

3. Blanchard & Perotti (2002)

4. Fatás & Mihov (2003)

5. Chen et al. (2014)

6. Gong & Lin (2018)

1. Perotti (2002)

2. Jafari Samimi et al. (2018)

آنجا که حضور چنین روندی تخمین و استنباط‌های آماری را غیرمعتبر کرده و می‌تواند منجر به رگرسیون‌های کاذب شود بنابراین لازم است قبل از برآورد مدل، آزمون مانایی برای تمامی متغیرها انجام شود (سوری، ۱۳۹۱: ۷۵). برای بررسی پایایی متغیرها در پژوهش حاضر از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی فولر -تعمیم‌یافته در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها، غیر از متغیرهای درآمد‌های نفتی دولت، مخارج دولتی و نرخ بیکاری در سطح ایستا بوده و این سه متغیر نیز با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

$$\begin{aligned} & + b_{66}u_t^{LSC} \\ \varepsilon_t^{LGINI} = & b_{61}u_t^{LOIL} + b_{62}u_t^{LEXP} + b_{63}u_t^{LINF} + b_{64}u_t^{LUNE} + b_{65}u_t^{LRLG} \\ & + b_{66}u_t^{LGINI} \end{aligned} \tag{28}$$

۴- داده‌ها و نتایج مدل

۴-۱- آزمون مانایی متغیرها

مدل‌سازی اقتصادسنجی سری‌های زمانی، مبتنی بر فرض پایایی متغیرها است، درحالی‌که بسیاری از متغیرهای اقتصادی، پایا نیستند و اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشه واحد) می‌باشند که با تفاضل‌گیری روند مذکور، حذف می‌شوند. از

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	در سطح		با یک‌بار تفاضل‌گیری		نتیجه معنی‌داری
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	
LOIL	-۰/۴۳۰۶۸۱	۰/۸۹۴۲	-۷/۱۷۴۳۳۶	۰/۰۰۰۰	I (1)
LEXP	-۰/۴۶۰۲۰۰	۰/۸۸۷۸	-۳/۷۳۹۸۱۹	۰/۰۳۳۳	I (1)
LINF	-۴/۷۸۰۴۷۹	۰/۰۰۰۴	-۷/۱۱۷۳۸۴	۰/۰۰۰۰	I (0)
LUNE	-۲/۴۷۰۶۰۸	۰/۱۲۹۹	-۶/۶۱۴۴۶۶	۰/۰۰۰۰	I (1)
LRLG	-۳/۳۹۳۰۸۶	۰/۰۰۴۱	-۶/۲۶۲۱۲۵	۰/۰۰۰۰	I (0)
LINEQ	-۳/۵۵۸۶۴۹	۰/۰۱۱۶	-۶/۱۲۹۱۲۹	۰/۰۰۰۰	I (0)
LSC	-۳/۲۸۸۶۸۶	۰/۰۲۱۹	-۶/۷۴۲۲۷۸	۰/۰۰۰۰	I (0)
LGINI	-۳/۷۹۶۸۹۲	۰/۰۰۶۲	-۵/۶۷۸۲۵۷	۰/۰۰۰۰	I (0)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. تعیین طول وقفه بهینه مدل‌ها

مدل ۱. شاخص نابرابری: سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول						
HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
۵/۷۲	۵/۸۸	۵/۶۳	۱/۱۲	-	-۶۱/۱۰	۰
-۰/۳*	۰/۸۳*	-۰/۹۳	۰	۲۷۶/۱۳	۶۰/۷۴	۱
۰/۰۶۱	۲/۱۶	-۱/۱۳	۰*	۵۳/۷۸*	۱۰۰/۰۶	۲
۰/۵۳	۳/۶۱	-۱/۲*	۰	۳۹/۳	۱۳۸/۰	۳
مدل ۲. □ شاخص نابرابری: سهم سرمایه از درآمد ملی						
HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
۱۲/۷۳	۱۲/۸۹	۱۲/۶۳	۰/۰۱۲۴	NA	-۷/۲۴۶	۰
۸۲۹/۶*	۹۶/۷*	۱۸۷/۶	۰/۲۴-۵	۲۷۲/۲۸	-۸۱/۷۶	۱
۷/۲۲	۹/۳۲۲	۶/۰۲۸۲	۱/۹ E-۰/۰۵*	۵۲/۹۰*	-۴۲/۵۷	۲
۷/۶۸	۱۰/۷۵	۵/۹۴*	۲/۵۲ E-۰/۰۵	۳۹/۶۷	-۴/۷۸	۳
مدل ۳. شاخص نابرابری: ضریب جینی						
HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
۳/۵۲	۳/۶۸	۴۲/۳	۲۴/۱ E-۰/۰۶	NA	-۴۹/۶۲	۰
-۲/۵۲*	-۱/۳۹*	-۳/۱۶	۱۷۴/ E-۰/۰۹	۲۷۶/۸۲	۱۰۵/۳	۱
-۲/۱۵	-۰/۰۴۴	-۳/۳۴	۱/۶۶ E-۰/۰۹*	۵۳/۲۸*	۱۴۴/۷۴	۲
-۱/۶۹	۱/۳۸	-۳/۴۳*	۲۱۵/ E-۰/۰۹	۳۹/۷۳	۱۸۲/۵۹	۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۲- برآورد الگو و تحلیل نتایج

۴-۲-۱- تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگو

همان‌طور که ملاحظه شد، متغیرهای درآمدهای نفتی دولت، مخارج دولتی و نرخ بیکاری در سطح، مانا نبوده و بنابراین برای به‌دست آوردن رابطه بلندمدت، لازم است آزمون هم‌انباشتگی بررسی گردد. اما در الگوهای خود توضیح ابتدا باید وقفه بهینه الگو مشخص شود، برای این منظور، معیارهای اطلاعاتی مختلفی مانند شوارتز (SC)، آکاییک (AIC)، حنان-کویین (HQ)، LR، LogL و FPE وجود دارد، که نتایج آنها برای الگوی مورد بررسی در جدول شماره (۲) ارائه شده است. در این تحقیق با توجه به کمتر از ۱۰۰ بودن طول دوره، با ملاک قرار دادن معیار اطلاعاتی شوارتز (SC) و حنان-کویین (HQ)، وقفه اول به‌عنوان وقفه بهینه در هر سه مدل انتخاب شده است. مفهوم اقتصادی هم‌جمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند (نامانا باشند) اما در طول زمان یکدیگر را به‌خوبی دنبال می‌کنند به‌گونه‌ای که تفاضل بین آنها باثبات است؛ بنابراین مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به‌سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱۰۲).

در این مطالعه از روش حداکثر درست‌نمایی یوهانسون-جوسیلیوس برای بررسی هم‌انباشتگی استفاده شده است. نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر در روش یوهانسون-جوسیلیوس در جداول (۷)، (۸) و (۹) پیوست نشان‌دهنده وجود دو بردار همگرایی در سطح ۵٪ در هر سه مدل است. سیمز^۱ (۱۹۸۰) و سیمز و همکاران^۲ (۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند نباید تفاضل آنها را در سیستم وارد کرد. استدلال آنها این است که مدل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها و نه برآورد پارامترها است. در واقع استدلال اصلی آنها این است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی که نشان‌دهنده وجود روابط هم‌جمعی میان متغیرها است، از دست می‌رود. به‌همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روندزایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست (اندرس^۳، ۲۰۰۴: ۳). بنابراین در الگوهای خودتوضیح مرتبه اول شرط

ثبات آن است که قدر مطلق ریشه‌های مشخصه الگو کمتر از یک بوده و تمام مقادیر ویژه در داخل دایره واحد قرار گیرند. در این مطالعه نیز به پیروی از مطالعات راونیک و زیلیچ^۴ (۲۰۱۱)، نوافر و همکاران^۵ (۲۰۱۶) و هپکه-فالك و همکاران^۶ (۲۰۰۶) آزمون ثبات و مانایی الگو انجام شده است. مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۵) و شکل (۱) پیوست مطالعه، الگوی مورد نظر از ثبات لازم برخوردار است و سیستم برآوردی ماناست.

علاوه بر این، نتایج آزمون‌های خودهمبستگی حداکثر راستنمایی^۷ و واریانس ناهمسانی وایت^۸ در جدول (۶) پیوست تأیید می‌کنند که هیچ شواهدی از خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی در پسماندها وجود ندارد.

۴-۲-۲- توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس

در مدل‌های خود توضیح برداری برای بررسی تأثیر بروز یک تکانه در یک متغیر خاص بر سایر متغیرهای مدل باید از توابع عکس‌العمل آنی استفاده نمود. توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به‌هنگام بروز یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهند.

از این‌رو، توابع عکس‌العمل آنی هر سه مدل مطالعه در متن آورده شده است. در این نمودارها میانه پسین با خط پیوسته نشان داده شده است و خطوط نقطه‌چین نمایشگر صدک‌های دهم و نودم است. لازم به ذکر است محور عمودی در نمودارهای عکس‌العمل آنی، برحسب انحراف معیار متغیر مربوطه از روند پایدار^۹ خود (و نه مقدار اسمی متغیرها) است. همچنین به‌منظور بررسی معناداری توابع عکس‌العمل، دامنه‌های اطمینان که در هر نقطه بیانگر صدک دهم و نودم مقدار تخمین خورده است، نیز ترسیم شده است. معناداری در توابع عکس‌العمل آنی یعنی عکس‌العمل متغیرهای مربوطه به لحاظ آماری صفر نباشد. این مسئله زمانی اتفاق می‌افتد که دامنه‌های اطمینان مذکور در یکسوی محور افقی قرار بگیرند (اندرس^{۱۰}، ۲۰۰۴: ۲۰۹).

در این بخش، با استفاده از توابع واکنش آنی تجمعی و تجزیه واریانس به بررسی اثر تکانه‌های متغیرهای مؤثر بر نابرابری پرداخته می‌شود.

4. Ravnik & zilic (2011)
5. Nwafor et al. (2016)
6. Heppke-Falk et al. (2006)
7. LM Autocorrelation Test
8. White Heteroskedasticity Tests
9. Steady-State
10. Enders (2004)

1. Sims (1980)
2. Sims et al. (1990)
3. Enders (2004)

را وضعیت موجود نابرابری و تمرکز ثروت در طبقات بالایی دانسته که در ادامه با تصاحب سهم بیشتری از درآمد ملی از سوی آنها، باعث حفظ روند نابرابری و حتی تشدید آن می‌شود. همچنین بر اساس نتایج به‌دست آمده، عکس‌العمل نابرابری به تکانه‌های درآمدهای نفتی تا ۵ دوره مثبت بوده ولی سپس اثر آن منفی شده و در نهایت پس از ۱۰ دوره اثر این تکانه به‌صورت منفی و بسیار کم باقی می‌ماند. در نهایت مطابق نتایج پاسخ نابرابری به تکانه‌های مثبت مخارج دولت، تورم و بیکاری بسیار کم بوده و از نظر آماری معنی‌دار نیست.

جدول ۳. تجزیه واریانس ساختاری مدل (۱)

دوره	S/E	تکانه ۱	تکانه ۲	تکانه ۳	تکانه ۴	تکانه ۵	تکانه ۶
۱	۰/۴۴	۵/۸۵	۰/۰۷۷	۰/۰۹	۱/۲۳	۰/۰۹	۹۲/۶
۵	۰/۸۲	۶/۷۶۳	۱/۵۸۶	۰/۹۴	۰/۷۴	۰/۱۹	۸۹/۸
۱۰	۰/۹۸	۸/۵۸	۲/۵۷	۱/۰۲۴	۰/۹۶	۰/۲۲	۸۶/۶۴
۱۵	۱/۰۸	۱۰/۹۲	۳/۴۳	۰/۹۹	۱/۳	۰/۲۴	۸۳/۱۲
۲۰	۱/۱۸	۱۲/۸۷	۴/۱۵	۰/۹۵	۱/۵۷	۰/۲۵	۸۰/۱۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای تعیین اهمیت هریک از متغیرهای الگو بر شاخص‌های نابرابری، از تجزیه واریانس^۵ ساختاری استفاده می‌شود. در این روش، واریانس خطای پیش‌بینی به عناصری تجزیه می‌گردد که تکانه‌های هریک از متغیرها را در بر دارند. به عبارت دیگر، می‌توان بررسی کرد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیله خود متغیر و چند درصد به‌وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. همچنین جهت به‌دست آوردن میزان سهم هر شوک ساختاری در پویایی‌های تاریخی داده‌ها، از تجزیه تاریخی^۶ استفاده می‌شود. در واقع در تجزیه تاریخی، سهم تاریخی^۷ هر شوک به متغیرهای قابل مشاهده شناسایی خواهد شد. جدول (۳) نتایج تجزیه واریانس و شکل (۲) نتایج تجزیه تاریخی شاخص نابرابری را نشان می‌دهد. ستون یکم نشان‌دهنده خطای پیش‌بینی (S.E) در دوره‌های مختلف است؛ و منبع این خطا، تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی است. ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهند. همان‌طور که نتایج جدول (۳) و شکل (۲) نشان می‌دهند، متغیر نابرابری

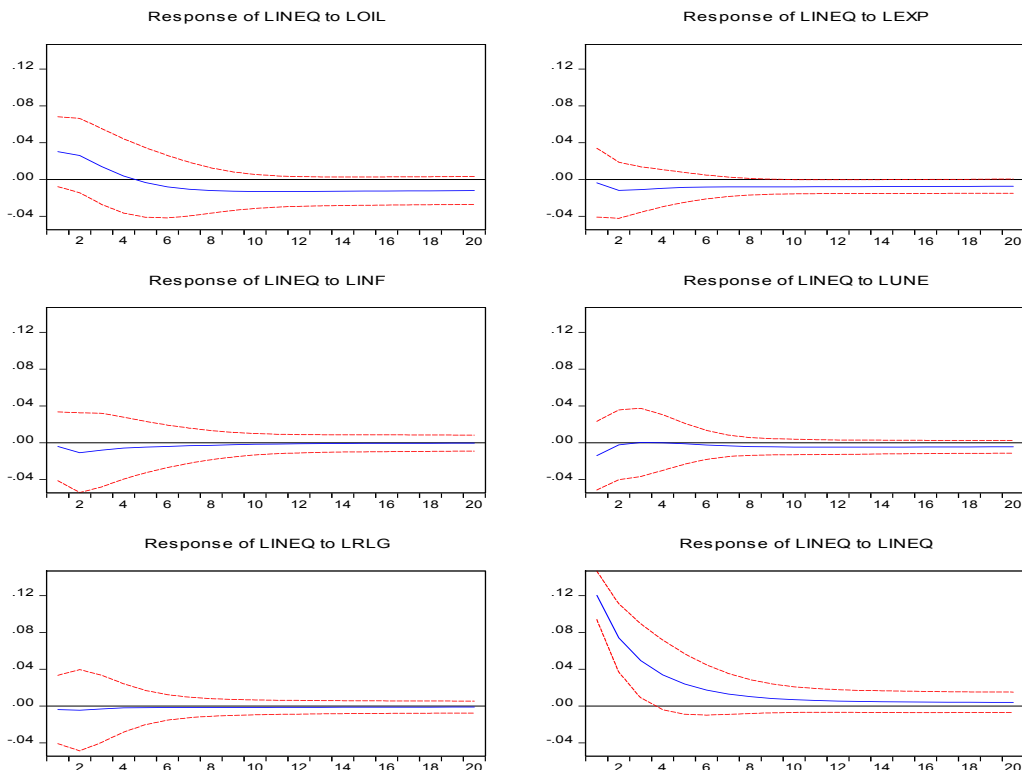
شکل شماره (۱) واکنش شاخص نابرابری (سهم درآمد ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین) را به اندازه یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای مورد نظر نشان می‌دهد. این نمودارها نشان می‌دهند که تکانه‌های مربوط به $(I-g)$ اثر مثبت و معناداری بر شاخص نابرابری نداشته است. بر اساس این نتیجه می‌توان گفت که فرضیه اصلی پیکتی یعنی "افزایش شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی منجر به افزایش نابرابری می‌شود"، در ایران مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. این نتیجه با یافته‌های مطالعات عجم‌آغلو و رابینسون (۲۰۱۵) و گوئیس (۲۰۱۶) در یک راستا بوده و تأییدکننده ایرادهای مطرح شده به فرضیه پیکتی است که در قسمت ادبیات موضوع به آنها اشاره شد. علاوه بر این نتیجه به‌دست آمده می‌تواند دلایل دیگری نیز داشته باشد: منکیو^۱ (۲۰۱۵) از طریق یک مدل استاندارد نشان داده است، حتی اگر $I > g$ باشد، در وضعیت یکنواخت^۲، نابرابری نمی‌تواند به یک ماریچ بی‌انتهای ناقص^۳ منجر شود. میلانویچ^۴ (۲۰۱۴) توضیح می‌دهد که سازوکار انتقال بین $I > g$ و افزایش نابرابری، نیاز به برقراری سه شرط زیر دارد: (الف) نرخ پس‌انداز باید به‌اندازه کافی بالا باشد؛ (ب) نابرابری در درآمد ناشی از سرمایه بیشتر از نابرابری درآمد ناشی از کار باشد؛ و (ج) همبستگی بالا بین درآمد سرمایه‌گذاری و بالا رفتن توزیع درآمد وجود داشته باشد. با توجه به اینکه در ایران دلایل محکمی برای برقراری این سه شرایط وجود ندارد، در نتیجه تکانه مثبت $(I-g)$ نتوانسته است باعث افزایش نابرابری شود. به‌عنوان مثال بر اساس داده‌های بانک جهانی میانگین نرخ پس‌انداز خالص در ایران به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص ملی در طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۵ برابر با ۱۲/۸۲ بوده که بسیار کمتر از میزان آن برای کشورهای مانند چین با ۲۶/۹۵، کره جنوبی با ۲۱/۴۷، نروژ با ۱۴/۶۵ یا حتی بنگلادش با ۱۷/۰۸ درصد بوده است.

از طرف دیگر بر اساس نمودارهای شکل (۱) پاسخ نابرابری به تکانه مثبت نابرابری مثبت بوده و تا حدود ۴ دوره این اثر معنی‌دار است. این در حالی است که در دوره‌های اولیه اثر تکانه مثبت نابرابری بر افزایش نابرابری زیاد بوده، اما با افزایش طول دوره به‌مرور از اثر این تکانه کاسته شده است. این نتیجه با مبانی نظری مطالعه سازگار است زیرا پیکتی (۲۰۱۴) یکی از عوامل اصلی افزایش نابرابری و ادامه روند آن

1. Mankiw (2015)
2. Steady State
3. Endless Inegalitarian Spiral
4. Milanovic (2014)

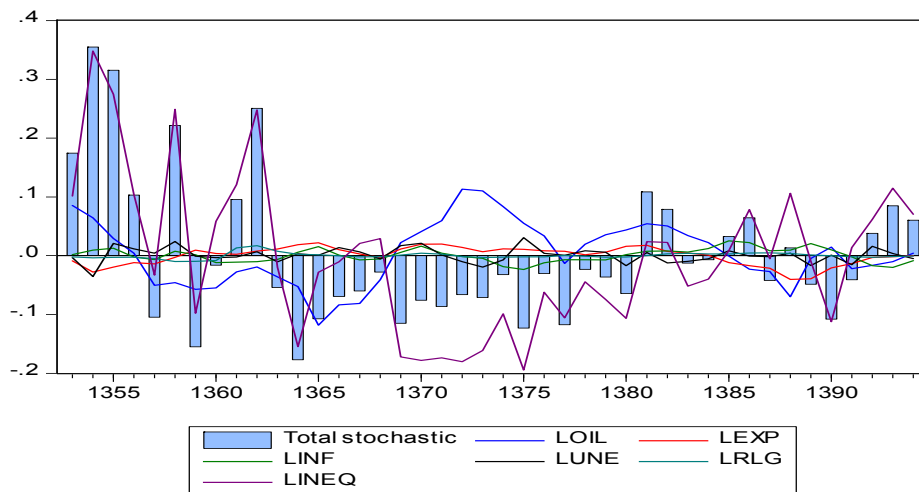
5. Variance Decomposition
6. Historical Decomposition
7. Historical Contribution

موجود، مؤثرترین عامل در توضیح نوسانات نابرابری در دوره‌های بعدی است.



شکل ۱. توابع عکس‌العمل آنی مدل (۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲. تجزیه تاریخی مدل (۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیر به ۱۲/۸۷ درصد در دوره ۲۰ افزایش یافته است. سهم تکانه مخارج دولت در دوره نخست در توضیح نوسان‌های نابرابری ۰/۰۷ درصد است که در طول زمان افزایش یافته و به ۴/۱۵ درصد می‌رسد. این پدیده نشان از تأثیرگذاری دولت در زمینه نابرابری دارد. تورم در دوره نخست ۰/۰۹۹۲۱ درصد از

در دوره نخست، شاخص نابرابری (۹۲/۶۴) درصد از تغییرهای خود را توضیح می‌دهد اما این میزان با گذشت زمان به ۸۰/۱۸ درصد کاهش می‌یابد. با این وجود اثر این متغیر هنوز بزرگ است. درآمدهای نفتی دولت در دوره نخست ۵/۸۵ درصد از نوسان‌های شاخص نابرابری را توضیح می‌دهد که سهم این

کارگران هیچ سهمی از درآمد دریافت نمایند. اما گویس (۲۰۱۶) بیان می‌کند که این منطبق در چارچوب مفروضات مدل خود پیکتی سازگار بوده و از نظر واقعی نیروهای درونی یعنی کاهش قابل توجه در بازده سرمایه و تغییرات دوره‌ای^۲ در نرخ پس‌انداز مانع از آن می‌شوند. بدین صورت که تا حد امکان نرخ بازگشت سرمایه کاهش یافته و انتقال پویای درآمد به صاحبان سرمایه ادامه نخواهد داشت. همچنین اگر رشد اقتصادی به صفر برسد، پس‌اندازها ممکن است در نهایت به صفر رسیده، و هرگونه اثر رشد پایین‌تر (و در نتیجه افزایش (I-g)) روی سهم سرمایه را جبران کند.

همچنین بر اساس نتایج، پاسخ سهم سرمایه از درآمد ملی به تکانه خود، مثبت و تا حدود ۴ دوره معنی‌دار بوده ولی به تدریج از اثر این تکانه به مرور کاسته شده، در نهایت پس از ۹ دوره اثر این تکانه از بین می‌رود. این نتیجه، مطابق با مبانی نظری و شواهد تجربی است؛ چرا که به نظر می‌رسد تکانه مثبت در شاخص نابرابری بر مقدارهای نابرابری آینده تأثیرگذار است. از طرف دیگر این نتیجه نیز مشابه پاسخ شاخص نابرابری مدل (۱) به تکانه نابرابری بوده و از اهمیت بالایی برخوردار است. دلیل این امر این است که پیکتی در تحلیل‌های خود علاوه بر (I-g)، یکی از نیروهای واگرایی نابرابری را رشد مداوم درآمد صاحبان سرمایه دانسته، که پاسخ مثبت سهم سرمایه از درآمد ملی به تکانه مثبت سرمایه می‌تواند این بخش از آینده‌های پیکتی را تأیید کند. همچنین مطابق نتایج نمودارهای شکل (۳) واکنش سهم سرمایه از درآمد ملی به تکانه‌های سایر متغیرها از نظر آماری معنی‌دار نیست. پاسخ نابرابری به درآمدهای نفتی مثبت بوده و پس از افزایش سریع در دوره‌های اولیه، در ادامه اثر آن کاهش یافته و پس از ۱۰ دوره اثر آن از بین می‌رود. همچنین اثر تکانه مثبت مخارج دولت، تورم و بیکاری بر سهم سرمایه از درآمد ملی منفی بوده و پس از حدود ۶ دوره اثر آنها از بین می‌رود.

جدول (۴) تجزیه واریانس و شکل (۴) تجزیه تاریخی شاخص سهم سرمایه از درآمد ملی را نشان می‌دهد. همان‌طور که این نتایج نشان می‌دهند متغیر سهم سرمایه از درآمد ملی خود مؤثرترین عامل در توضیح نوسانات این متغیر است. همچنین متغیر درآمدهای نفتی دولت نیز عاملی تأثیرگذار در این زمینه است.

در دوره نخست، شاخص نابرابری ۹۵/۰۱ درصد از

نوسان‌های شاخص تولید را توضیح می‌دهد و در دوره پایانی، سهم این متغیر ۰/۹۵ درصد است. نرخ بیکاری مانند تورم در بلندمدت سهم نسبتاً کمی را در تغییرهای شاخص نابرابری داراست. این متغیر در دوره نخست ۱/۲۳ درصد از نوسان‌های نابرابری را توضیح می‌دهد که باگذشت زمان سهم آن افزایش یافته و در دوره پایانی، به بیشترین مقدار خود یعنی ۱/۵۷ درصد می‌رسد. در نهایت متغیر مورد نظر پیکتی (I-g) نیز سهم کمی در توضیح نوسانات نابرابری دارد. اثر این متغیر در دوره اول ۰/۰۹۱ درصد بوده که در نهایت بعد از ۲۰ دوره تنها ۰/۲۵۰۱۵۶ درصد از نوسانات نابرابری در ایران را توضیح می‌دهد.

بر اساس اطلاعات جدول (۳) و شکل (۴) در مقایسه تأثیر متغیرهای مختلف بر نابرابری، تکانه درآمدهای نفتی اثر زیادی در نوسان‌های این متغیر دارد؛ اما بیشترین سهم از تغییرهای آن مربوط به تکانه خود متغیر نابرابری است.

۴-۲-۳- برآورد و تحلیل نتایج مدل (۲)

در مدل (۲)، پاسخ سهم سرمایه از درآمد ملی در ایران به تکانه‌های متغیرهای مورد نظر مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آن در نمودارهای شکل (۳) نشان داده شده است. نتایج حاکی از آن است که بروز تکانه در هیچ‌یک از متغیرها غیر از خود متغیر سهم سرمایه از درآمد ملی، اثر معناداری بر آن ندارد. در این حالت نیز پاسخ سهم سرمایه از درآمد ملی به تکانه (I-g) بسیار مشابه پاسخ شاخص نابرابری به تکانه (I-g) در مدل (۱) است. بدین معنی که اثر تکانه (I-g) بر سهم سرمایه از درآمد ملی از نظر آماری معنی‌دار نیست. این نتیجه نشان می‌دهد که بر اساس برآورد مدل (۲) نیز، فرضیه پیکتی برای ایران تأیید نمی‌شود. نتیجه به دست آمده در این قسمت با مطالعه گویس (۲۰۱۶) در یک راستا بوده و تا حدودی غیرمعمول به نظر می‌رسد، زیرا حتی در مدل‌های استاندارد، انتظار می‌رود سهم سرمایه به دنبال تکانه‌های (I-g) افزایش یابد. با این وجود یکی از دلایل این نتیجه می‌تواند این باشد که پیکتی کاهش بازده سرمایه که بر مبنای کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی کار است، را بسیار کم در نظر گرفته است (راگنیل^۱، ۲۰۱۴). نتایج مدل (۲) برای کشور ایران در حالی است که پیکتی بیان می‌کند که با کاهش رشد اقتصادی و در حد نهایی خود با $g=0$ ، سهم سرمایه از درآمد ملی می‌تواند به ۱۰۰٪ رسیده و

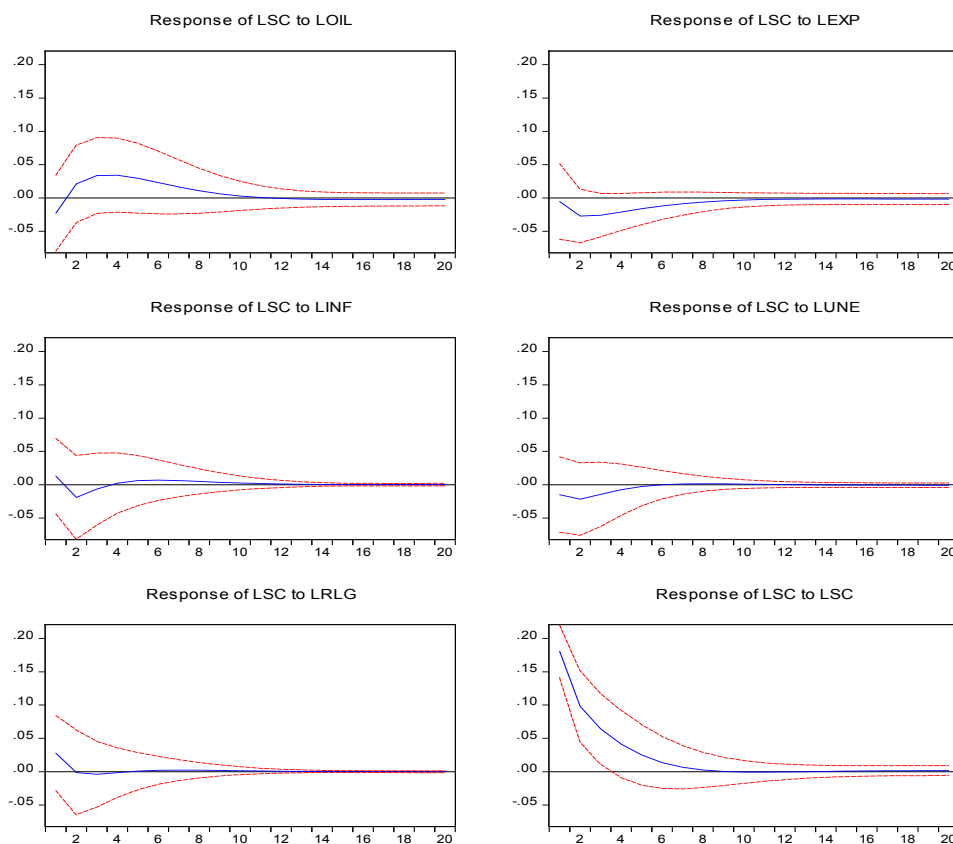
توضیح نوسان‌های نابرابری $0/48$ درصد است که در طول زمان افزایش یافته و به $1/26$ می‌رسد. بیکاری در دوره نخست $0/648$ درصد از نوسان‌های سهم سرمایه از درآمد ملی را توضیح می‌دهد و در دوره پایانی، سهم این متغیر $1/64$ درصد است. در نهایت اثر این متغیر مورد نظر پیکتی (F-g) در توضیح نوسانات سهم سرمایه از درآمد ملی در دوره اول $2/26$ درصد بوده، که بعد از 20 دوره به $1/38$ درصد رسیده است.

تغییرهای خود را توضیح می‌دهد اما این میزان باگذشت زمان به $82/84$ درصد کاهش می‌یابد. درآمدهای نفتی دولت و مخارج دولت نیز در دوره نخست به ترتیب $1/514$ و $0/076$ درصد از نوسان‌های شاخص سهم سرمایه از درآمد ملی را توضیح می‌دهند درحالی که سهم آنها به $8/70$ و $4/157$ درصد در دوره نهایی افزایش یافته است. این پدیده نشان از تأثیرگذاری نقش دولت در توزیع درآمد بین صاحبان سرمایه و نیروی کار در اقتصاد دارد. سهم تکانه تورم در دوره نخست در

جدول ۴. تجزیه واریانس ساختاری مدل (۲)

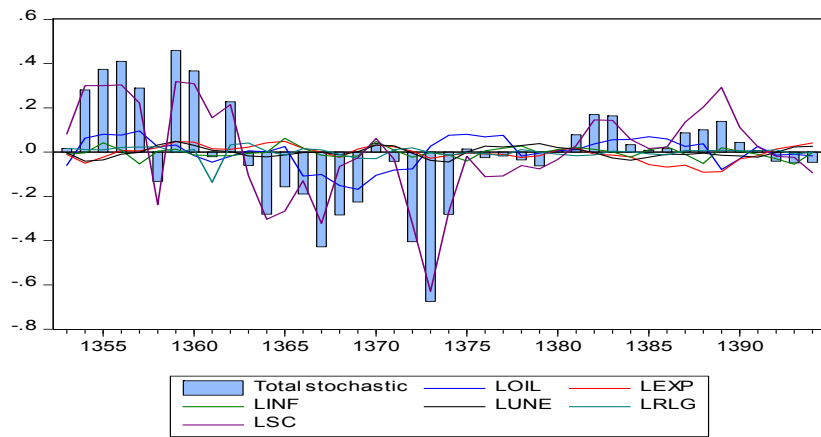
دوره	S/E	تکانه ۱	تکانه ۲	تکانه ۳	تکانه ۴	تکانه ۵	تکانه ۶
۱	0/44	1/51	0/076	0/48	0/65	2/26	95/016
۵	0/817	7/211	3/74	1/067	1/67	1/39	84/92
۱۰	1/004	8/65	4/11	1/26	1/64	1/38	82/95
۱۵	1/13	8/67	4/14	1/37	1/64	1/38	82/90
۲۰	1/34	8/7	4/16	1/265	1/64	1/382	82/84

مأخذ: یافته‌های پژوهش



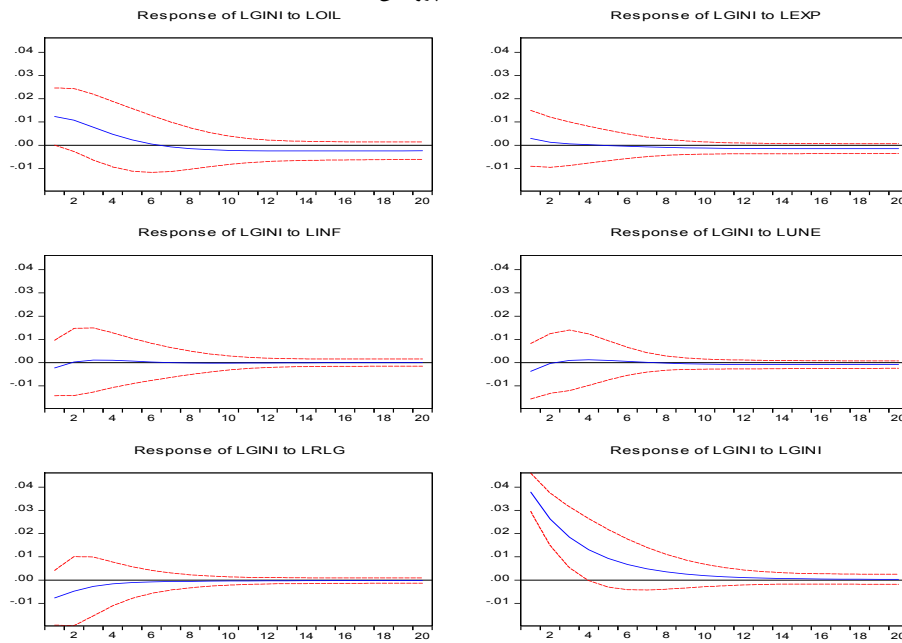
شکل ۳. توابع عکس‌العمل آنی مدل (۲)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



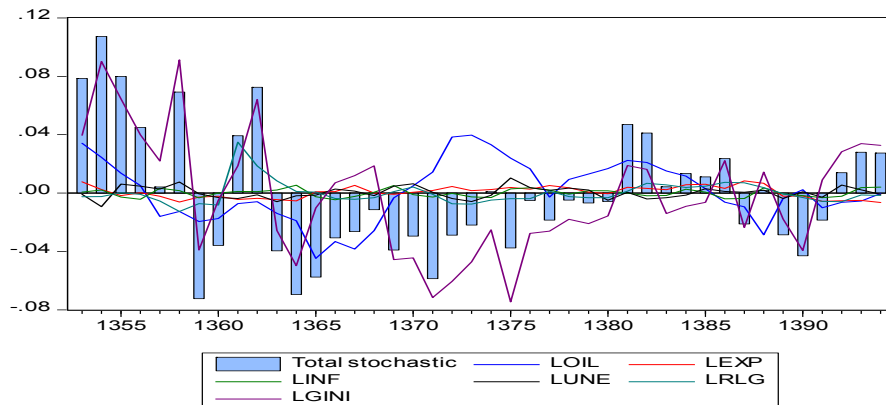
شکل ۴. تجزیه تاریخی مدل (۲)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۵. توابع عکس‌العمل آنی مدل (۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۶. تجزیه تاریخی مدل (۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

درآمدهای نفتی اثر بیشتری در نوسان‌های این متغیر دارند.

جدول ۵. تجزیه واریانس ساختاری مدل (۳)

دوره	S/E	تکانه ۱	تکانه ۲	تکانه ۳	تکانه ۴	تکانه ۵	تکانه ۶
۱	۰/۴۴	۹/۱۱	۰/۵۳	۰/۳۲	۰/۸۳	۳/۴۶	۸۵/۷۵
۵	۰/۸۳	۱۱/۲	۰/۳۴	۰/۲۵	۰/۵۴	۲/۸۴	۸۴/۸۷
۱۰	۰/۹۹	۱۱/۱	۰/۴۵	۰/۲۵	۰/۵۶	۲/۷۹	۸۴/۸۳
۱۵	۱/۱	۱۱/۸	۰/۷۳	۰/۲۵	۰/۶۵	۲/۷۷	۸۳/۷۸
۲۰	۱/۲	۱۲/۵	۱/۰۳	۰/۲۴	۰/۷۴	۲/۷۳	۸۲/۷۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۲-۵- برآورد مدل‌های الگو با شاخص‌های

جایگزین

در این قسمت برای بررسی قابلیت اعتماد نتایج به دست آمده در برآوردهای قبلی، مدل‌های الگو با چند متغیر جایگزین مجدداً برآورد شده است. برای این کار در ابتدا، با توجه به قابل بحث بودن شاخص‌های نابرابری، سه شاخص دیگر برای اندازه‌گیری نابرابری در نظر گرفته شده است. در حالت اول، از شاخص ضریب جینی خالص^۱ (GINIDIS50) که پس از کسر مالیات بر درآمد اشخاص به دست می‌آید، استفاده شده است. این شاخص از مجموعه داده‌های نابرابری درآمد جهانی استاندارد شده^۲ که توسط سولت^۳ (۲۰۱۴) ارائه گردیده، استخراج شده است. سپس الگو با استفاده از دو متغیر سهم درآمدی دهک آخر (۱۰ درصد ثروتمندترین) از درآمد ملی (TOP10) و سهم درآمد صدک آخر (۱ درصد ثروتمندترین) از درآمد ملی (TOP1)، برآورد گردیده است. این دو متغیر نیز از مجموعه داده‌های نابرابری جهانی^۴ که توسط پیکتی و همکاران جمع‌آوری شده، به دست آمده است. نمودارهای شکل (۷) واکنش این شاخص‌ها را به اندازه یک انحراف معیار تکانه در متغیر (I-g) نشان می‌دهد.

همچنین با توجه به متفاوت بودن نرخ بازده سرمایه در بخش‌های مختلف اقتصاد، جهت برآورد مجدد مدل‌ها در متغیر (I-g)، نرخ بهره بلندمدت به عنوان معیار بازده سرمایه جایگزین شده است. با در نظر گرفتن مشکلات محاسبه دقیق نرخ بازده سرمایه در کشورهای مختلف، عجم‌اغلو و رایبسون (۲۰۱۵) و فاکیر و همکاران (۲۰۱۷) نرخ بهره واقعی، و گویس

۴-۲-۴- برآورد و تحلیل نتایج مدل (۳)

همان‌طور که در شکل (۵) نشان داده شده است، در مدل (۳) پاسخ شاخص نابرابری به تکانه‌های (I-g) به مقدار خیلی کم منفی بوده و از نظر آماری معنی‌دار نبوده و پس از ۵ دوره اثر آن به سمت صفر همگرا می‌شود. بنابراین استفاده از متغیر ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری نیز نتایج به دست آمده در مدل (۱) و (۲) را رد نکرده و در راستای نتایج آن دو می‌باشد، از این رو مطابق مدل (۳) نیز فرضیه پیکتی برای ایران تأیید نمی‌شود.

نتایج شکل (۵) حاکی از آن است که تابع واکنش ضریب جینی به تکانه خود از دوره نخست تا دوره ۱۲ مثبت است که تا دوره ۴ از لحاظ آماری معنادار است. این نتیجه، مطابق با مبانی نظری و شواهد تجربی است؛ چراکه سری‌های زمانی تابعی از مقادیر گذشته خود هستند و به نظر می‌رسد که تکانه مثبت در شاخص ضریب جینی بر مقدارهای نابرابری آینده تأثیرگذار است. از طرف دیگر در مدل (۳) ضریب جینی به یک تکانه مثبت درآمدهای نفتی واکنش مثبت نشان می‌دهد. هرچند پس از ۸ دوره این اثر از بین رفته و سپس در مقدار بسیار کم منفی باقی می‌ماند. همچنین پاسخ ضریب جینی به تکانه‌های مثبت بیکاری، مخارج دولت و تورم معنی‌دار نبوده و به سرعت به سمت صفر همگرا می‌شود.

جدول (۵) تجزیه واریانس و شکل (۶) تجزیه تاریخی شاخص ضریب جینی را نشان می‌دهند. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد در دوره نخست، شاخص نابرابری ۷۵/۸۵ درصد از تغییرهای خود را توضیح می‌دهد اما این میزان با گذشت زمان به ۸۲/۷۱ درصد افزایش می‌یابد. درآمدهای نفتی دولت ۹/۱۰۶ درصد از نوسان‌های شاخص نابرابری را در دوره نخست توضیح می‌دهد که این سهم به ۱۲/۵۲ درصد در دوره بیست افزایش یافته است. سهم تکانه‌های مخارج دولت و تورم در توضیح نوسان‌های نابرابری در دوره نخست به ترتیب ۰/۵۲ و ۰/۳۱ درصد است که در طول زمان به ۱/۰۳ و ۰/۲۴ می‌رسد. همچنین بیکاری در دوره نخست تنها ۰/۸۲ درصد از نوسان‌های سهم سرمایه از درآمد ملی را توضیح می‌دهد و در دوره پایانی، سهم این متغیر به ۰/۷۴ درصد رسیده است. در نهایت اثر متغیر (I-g) در توضیح نوسانات ضریب جینی در دوره اول ۳/۴۶ درصد بوده که بعد از ۲۰ دوره به ۲/۷۳ درصد کاهش یافته است.

بر اساس اطلاعات جدول (۵) و شکل (۶) در مقایسه تأثیر متغیرهای مختلف بر ضریب جینی، تکانه‌های خود متغیر و

1. Net Gini
2. Standardized World Income Inequality Data (SWIID)
3. Solt (2014)
4. World Inequality Database (WID)

(۲۹)

$$r_t = (i_t - d_t)$$

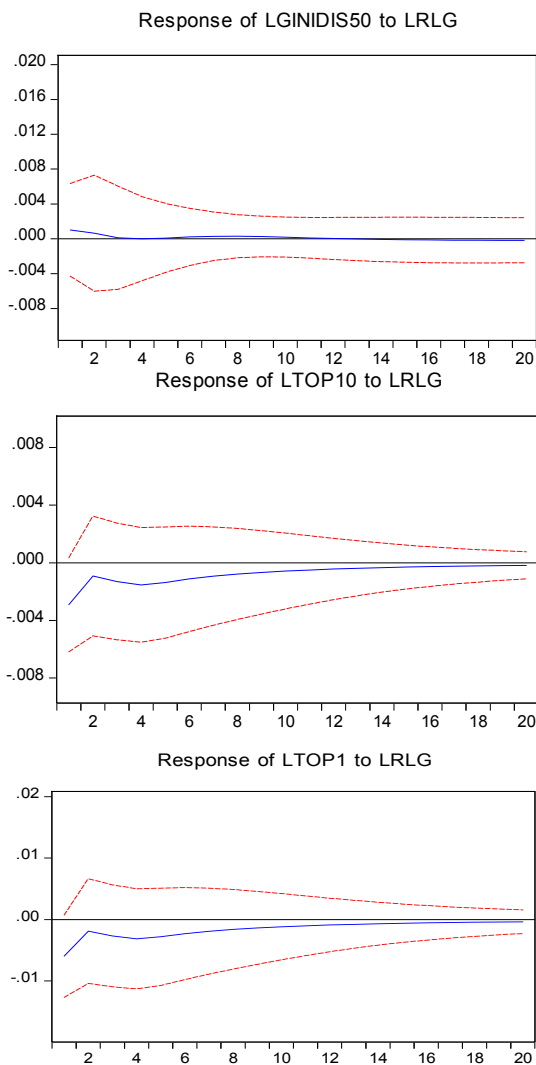
که در آن r_t ، بازده واقعی سرمایه است، متغیر i_t نرخ بهره اسمی بلندمدت بوده و d_t درصد تورم سالانه است. نتایج توابع واکنش شاخص‌های نابرابری به تکانه (F-g) با جایگزینی متغیر نرخ بهره واقعی بلندمدت در نمودارهای شکل (۸) نشان داده شده است.

در نهایت با توجه به اینکه درآمدهای نفتی ایران سهم نسبتاً بالایی از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده و در نتیجه رشد اقتصادی نیز متأثر از میزان نوسانات درآمدهای نفتی است، در حالت سوم در متغیر (F-g) میزان رشد اقتصادی بدون نفت به جای رشد تولید ناخالص داخلی جایگزین g شده است. در نمودارهای شکل (۹) پاسخ شاخص‌های نابرابری در هر سه مدل الگو به تکانه‌های متغیر مورد نظر (RLGO) نشان داده شده است.

همان‌طور که نمودارهای شکل‌های (۷) تا (۹) نشان می‌دهند نتایج به دست آمده در تمامی حالت‌های جایگزین، مشابه مدل‌های اولیه است. پاسخ ضریب جینی استاندارد، سهم درآمدی دهک بالا و سهم درآمدی صدک آخر به‌عنوان شاخص نابرابری جایگزین به تکانه مثبت (F-g) مشابه مدل‌های پایه الگو بوده و از نظر آماری معنی‌دار نیست. همچنین با جایگزینی نرخ بهره بلندمدت به جای نرخ بازده سرمایه، پاسخ شاخص‌های نابرابری به تکانه متغیر مورد نظر پیکنی نسبت به حالت‌های اولیه الگو تغییر نکرده و حاکی از عدم تأثیر معنی‌دار این متغیر بر شاخص‌های نابرابری است. در نهایت هنگامی که مجدداً مدل‌های الگو با جایگزینی رشد اقتصادی بدون نفت در متغیر (F-g) برآورد شده‌اند، نتایج شبیه مدل‌های (۱) تا (۳) بوده و پاسخ‌های نابرابری به تکانه مثبت (F-g) تغییر معناداری نمی‌کند.

به‌طور کلی، نتایج به دست آمده برای اندازه‌گیری‌های مختلف نسبتاً قابل اتکا هستند. بنابراین هیچ شواهدی وجود ندارد که در ایران نابرابری به افزایش شکاف (F-g) پاسخ مثبت دهد. از آنجایی که نتایج تخمین‌ها تئوری پیکنی را تأیید نمی‌کنند، نابرابری درآمدی مشاهده‌شده در دهه‌های گذشته در ایران، احتمالاً به عوامل دیگری غیر از شکاف I و g مانند عوامل نهادی مرتبط می‌باشد. به عنوان مثال همان‌طور که چونگ و گرادستین^۲ (۲۰۰۷) و فاکیر و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهند، عدم بهبود کیفیت نهادها می‌تواند باعث افزایش نابرابری شود.

(۲۰۱۶) بازدهی اوراق قرضه بلندمدت را به‌عنوان مناسب‌ترین جانشین^۱ برای بازده واقعی سرمایه به کار برده‌اند.

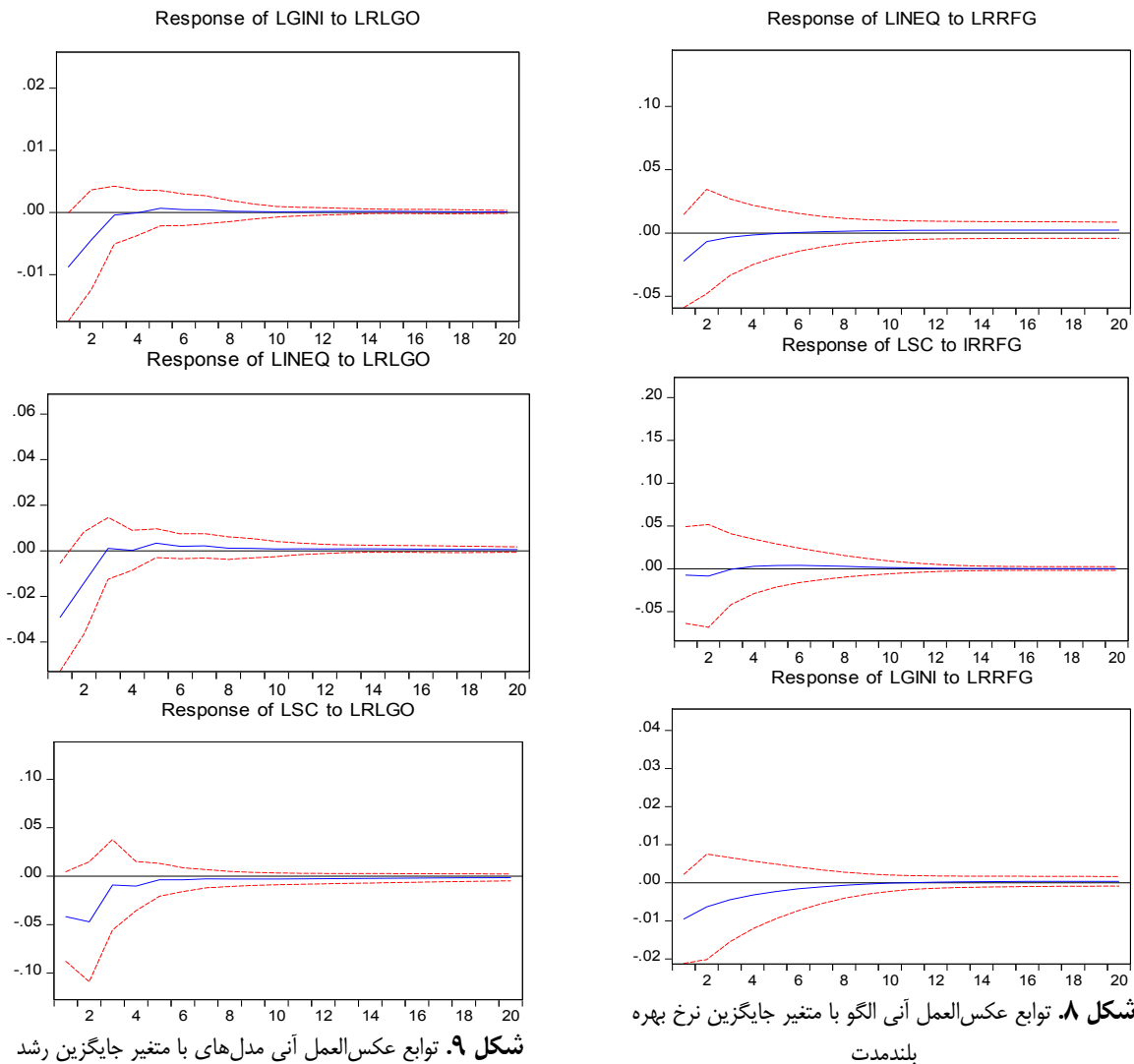


شکل ۷. توابع عکس‌العمل آنی الگو با متغیرهای جایگزین نابرابری
مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به عدم دسترسی به داده‌های مربوط به اوراق قرضه در دوره مورد نظر در ایران، در این مطالعه نزدیک‌ترین جانشین به این متغیر، یعنی نرخ بهره اسمی بلندمدت (سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری ۵ ساله) به‌عنوان جانشین بازده کل سرمایه در ایران انتخاب شده است. سپس برای تبدیل بازده اسمی به بازده واقعی، میزان تورم سالانه از آن کم شده است. بنابراین نرخ بازده واقعی سرمایه (F) به صورت (۲۹) به دست آمده است:

2. Chong & Gradstein (2007)

1. Proxy



شکل ۸. توابع عکس‌العمل آنی الگو با متغیر جایگزین نرخ بهره بلندمدت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

منطق اساسی این است که اگر قوانین اساسی رفتار اقتصادی به طور متقارن^۱ اجرا نشوند، ثروتمندان فرصت بیشتری برای کسب رانتهای اقتصادی خواهند داشت، و این در نهایت منجر به افزایش نابرابری در جامعه خواهد شد. این نکته‌ای است که عجم اغلو و رابینسون (۲۰۱۵) بر آن تأکید کرده و بیان می‌کنند که نهادهای اقتصادی بر توزیع مهارت‌ها در جامعه تأثیر گذاشته و در نتیجه به‌طور غیرمستقیم الگوهای نابرابری را تعیین می‌کنند. با توجه به عدم تأثیرگذاری متغیر مورد نظر پیکتی بر نابرابری در ایران، این امکان وجود دارد که شکست‌های نهادی مانند وجود فساد، عدم کارایی دولت و ... توضیحات قانع‌کننده‌تری برای پویایی‌های نابرابری در ایران داشته باشند.

1. Symmetrically

شکل ۹. توابع عکس‌العمل آنی مدل‌های با متغیر جایگزین رشد اقتصادی بدون نفت
مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. بحث و نتیجه‌گیری

نابرابری یک پدیده پیچیده بوده و عوامل متفاوتی بر آن تأثیرگذار هستند. بدون شناخت دقیق از علل اساسی روند نابرابری و عوامل آن، امکان طراحی و اتخاذ اقدامات سیاستی صحیح برای مقابله با آن دشوار خواهد بود. در این راستا هدف این مطالعه آزمون فرضیه اصلی توماس پیکتی در کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم درباره علل اصلی نابرابری برای کشور ایران است. بدین منظور با استفاده از الگوی اقتصادسنجی خودتوضیح برداری ساختاری اثر شکاف نرخ بازده سرمایه و رشد اقتصادی (T-g) و سایر متغیرهای تأثیرگذار بر نابرابری درآمدی در ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۲ بررسی شد.

گرفته شده است. از طرف دیگر این امکان وجود دارد که نابرابری در ایران در ارتباط با عوامل اصلی دیگری مانند محیط نهادی، دخالت دولت در اقتصاد و ... باشد و در نتیجه از اثر شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی بر نابرابری کاسته شود.

نتایج این مطالعه نشان داد که بیشترین توضیح در نوسانات نابرابری یک دوره، توسط نابرابری در دوره‌های قبل ارائه گردیده و تکانه مثبت نابرابری اثر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری دارد. از این رو پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران در ایران بر بازده سرمایه و در نتیجه شکاف بین نرخ رشد اقتصادی و بازده سرمایه به‌عنوان عامل اصلی افزایش نابرابری تأکید نکرده، بلکه لازم است بر عوامل ممکن دیگر مانند نابرابری موجود، عدم سیستم مالیاتی کارا و ... متمرکز شوند.

درآمدی". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز.
نصراللهی، زهرا؛ انصاری سامانی، حبیب و روزبهانی، معصومه (۱۳۹۷). "برآورد تأثیر نابرابری درآمد بر شاخص توسعه پایدار: شواهدی از استان‌های ایران". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳۲، ۶۱-۷۸.
نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی". تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا. چاپ اول.

Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2015). "The Rise and Decline of General Laws of Capitalism". *The Journal of Economic Perspectives*, 29(1), 3-28.

Alesina, A. & Rodrik, D. (1994). "Distributive Politics and Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 109, 465-490.

Altman, M. (2003). "Economic Growth and Income Equity: Implications of a Behavioral Model of Economic Growth for Public Policy". *Canadian Public Policy*, 60, 87-118.

Blanchard, O. & Quah, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review*, 79, 655-673.

Blanchard, O. & Perotti, R. (2002).

نتایج این مطالعه نشان داد که هیچ شواهدی برای تأیید این فرضیه که شکاف (r-g) باعث افزایش نابرابری در ایران طی دوره مورد مطالعه می‌شود، وجود ندارد. نتیجه به‌دست آمده با استفاده از معیارهای متفاوت از نابرابری نیز یکسان بوده و با تغییر شاخص‌ها، نتیجه به‌دست آمده تغییر معنی‌داری نمی‌کند. بدین معنی که صرف‌نظر از اینکه نابرابری با شاخص نابرابری توسط شاخص ضریب جینی یا شاخص نسبت درآمد دهک آخر به درآمد دهک اول و همچنین سهم سرمایه از درآمد ملی اندازه‌گیری شود، نتایج کلی به‌دست آمده یکسان است. عدم تأیید فرضیه پیکتی می‌تواند به این علت باشد که نیروهای تأثیرگذار دیگری مانند نرخ پس‌انداز دوره‌ای (سیکلی) که در بعضی از دوره‌ها مانع از افزایش بزرگ در سهم سرمایه در درآمد ملی و در نتیجه نابرابری می‌شوند، از سوی پیکتی نادیده

منابع

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری زمانی، ۱۳۹۷.
- حیدری، حسن و حسن‌زاده، اکبر (۱۳۹۵). "رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران". فصلنامه رفاه اجتماعی، سال شانزدهم، شماره ۶، ۱۲۵-۸۹.
- سوری، علی (۱۳۹۱). "اقتصادسنجی همراه با کاربرد EViews 7". چاپ سوم، جلد ۲، تهران: نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم.
- طیبی، حسین (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری "Estimating The Effects of Fiscal Policy in Oecd Countries". *European Network of Economic Policy Research Institutes*, Working Paper NO. 15.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.
- Clarida, R. & Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?". *NBER Working Papers 4658*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Elbourne, A. (2008). "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: An SVAR Approach". *Journal of Housing Economics*, 17(1), 65-87.

- Enders, W. (2004). "Applied Time Series Econometrics". *Hoboken: John Wiley and Sons*.
- Fakir, A. M., Ahmad, A. U., Hosain, K. M., Hossain, M. R. & Gani, R. S. (2017). "The Comparative Effect of Corruption and Piketty's Second Fundamental Law of Capitalism on Inequality". *Economic Analysis and Policy*, 55, 90-105.
- Fat'as, A. & Mihov, I. (2003). "The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion". *CREI.CEPR Conference on Fiscal Policy*, 1-32.
- Góes, C. (2016). "Testing Piketty's Hypothesis on the Drivers of Income Inequality: Evidence from Panel Vars with Heterogeneous Dynamics". *IMF Working Paper*, WP.16.160, 1-27.
- Grigoli, F., Paredes, E. & Di Bella, G. (2017). "Inequality and Growth: A Heterogeneous Approach". *International Monetary Fund Working Paper*, 1-34.
- Heppe-Falk, K. H., Tenhofen, J. & Wolf, G. B. (2006). "The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: a Disaggregated SVAR Analysis" [online]. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, No 41.2006. Available from: [<http://econstor.eu/bitstream/10419/19670/1/200641dkp.pdf>].
- Hiraguchi, R. (2017). "Wealth Inequality, or $r > g$, in the Economic Growth Model". *Macroeconomic Dynamics*, 5(3), 1-10.
- Kilian, L. (2011). "Structural Vector Autoregressions. Centre for Economic Policy Research". *Discussion Paper*, (8515), 1-35. University of Michigan. Accessible from: http://www-personal.umich.edu/~lkilian.elgarhdbk_kilian.pdf
- Krusell, P. & Smith Jr, A. A. (2015). "Is Piketty's "Second Law of Capitalism" Fundamental?". *Journal of Political Economy*, 123(4), 725-748.
- Mankiw, N. G. (2015). "Yes, $r > g$. So what?". *The American Economic Review*, 105(5), 43-47.
- McCloskey, D. N. (2014). "Measured, Unmeasured, Mismeasured, and Unjustified Pessimism: a Review Essay of Thomas Piketty's Capital in the Twenty-First Century". *Erasmus Journal for Philosophy and Economics*, 7(2), 73-115.
- Milanovic, B. (2014). "The Return of "Patrimonial Capitalism": a Review of Thomas Piketty's Capital in the Twenty-First Century". *Journal of Economic Literature*, 52(2), 519-534.
- Milanovic, B. (2016). "Global Inequality: A New Approach for the Age of Globalization". *Panoeconomicus*, 63(4), 493-501.
- Moseley, F. (2015). "Piketty and Marginal Productivity Theory: A Superficial Application of an Incoherent Theory". *International Journal of Political Economy*, 44(2), 105-120.
- Nwafor, G. O., Odokp, O., Atsu, U. & Esuabana, I. M. (2016). "Modelling and Adequacy of Vector Autoregressive". *International Journal of Scientific Engineering and Applied Science (IJSEAS)*, 2(9), 78-88.
- Ng, Y. K. (2015). "Is an Increasing Capital Share Under Capitalism Inevitable?". *European Journal of Political Economy*, 38, 82-86.
- Perotti, R. (2002). "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries". *International Seminar on Macroeconomics Working Paper*, No. 168, August
- Piketty, T. (2014). "Capital in the Twenty-First Century (translated by Arthur Goldhammer)". *The Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge, Mass.* 685 p.
- Piketty, T. (2015). "Putting Distribution Back at the Center of Economics: Reflections on Capital in the Twenty-First Century". *The Journal of Economic Perspectives*, 29(1), 67-88.
- Ravnik, R. & Žilić, I. (2011). "The Use of

SVAR Analysis in Determining the Effects of Fiscal Shocks in Croatia”. *Financial Theory and Practice*, 35(1), 25-58.

Rognlie, M. (2014). “A Note on Piketty and Diminishing Returns to Capital”. *Tillgänglig*: http://www.mit.edu/~mrognlie/piketty_diminishing_returns.pdf.

Rognlie, M. (2014). “A Note on Piketty and Diminishing Returns to Capital”. http://www.mit.edu/~mrognlie/piketty_diminishing_returns.pdf. Accessed: 11-Feb-2016.

Rubin, A. & Segal, D. (2015). “The Effects of Economic Growth on Income Inequality in the US”. *Journal of Macroeconomics*, 45, 258-273.

Sims, C. A. (1986). “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?”. *Quarterly Review*, 12(2), 2-16.

Sims, C. A., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1990). “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots”. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 34(3), 113-144.

Solt, F. (2014). “The Standardized World Income Inequality Database”. *Working paper, SWIID Version 5.0*. Retrieved from: <http://myweb.uiowa.edu/fsolt/papers/Solt2014>(Accessed 24/05/16).

Van Schaik, T. (2015). “On the Link between piketty's Laws”. In CESifo Forum1, 6(1), 11-34. *Institut für Wirtschaftsforschung (Ifo)*.

Van Treeck, T. (2015). “r > g: Why the Piketty Debate Unsettles Germany's Economic Experts”. In CESifo Forum, 16(1), 26-34.

پیوست‌ها:

۱- برآورد تابع تولید کاب داگلاس

فرم کلی تابع تولید کاب-داگلاس به صورت زیر می‌باشد:

$$Y(t)=K(t)/A(t)L(t)$$

به منظور خطی سازی رابطه جهت تخمین از رابطه فوق لگاریتم طبیعی می‌گیریم که نتایج به صورت زیر است:

$$\ln Y(t) = \ln K(t) + \ln L(t) + \ln A(t)$$

با توجه به این نکته که داده‌های ما از نوع سری زمانی می‌باشد، جهت اجتناب از رگرسیون کاذب ابتدا مانایی متغیرها بر اساس آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس پرون بررسی می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر

نتایج آزمون با یکبار تفاضل گیری					نتایج آزمون در سطح					متغیر
نتایج	%۱۰	%۵	%۱	آماره	نتایج	%۱۰	%۵	%۱	آماره	
مانا	-۳/۱۹	-۳/۵۲	-۴/۲	-۴/۴۴	نامانا	-۳/۱۹	-۳/۵۲	-۴/۲	-۲/۵۶	Ln(GDP)
----	----	----	----	----	مانا	-۳/۱۹	-۳/۵۲	-۴/۲	-۳/۸۹	Ln(K)
----	----	----	----	----	مانا	-۳/۲	-۳/۵۵	-۴/۲۶	-۵/۴۷	Ln(L)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد دیکی-فولر نشان می‌دهد که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP) با یک بار تفاضل گیری ایستا شده است، متغیرهای لگاریتم موجودی سرمایه و لگاریتم نیروی کار در سطح ایستا می‌باشند. بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP) و لگاریتم نیروی کار با یکبار تفاضل گیری ایستا می‌شوند و متغیر لگاریتم موجودی سرمایه در سطح ایستا می‌باشد. بر اساس هر دو آزمون ریشه واحد دیکی-فولر و فیلیپس پرون روش تخمین مناسب برای تابع تولید روش ARDL می‌باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون

متغیر	نتایج آزمون در سطح				نتایج آزمون با یکبار تفاضل گیری				
	آماره	%۱	%۵	%۱۰	نتایج	آماره	%۱	%۵	%۱۰
GDP Ln	-۲/۰۵	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹	نامانا	-۴/۱۳	-۴/۲	-۳/۵۲	-۳/۱۹
Ln(K)	-۴/۱	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹	مانا	--	---	--	--
Ln(L)	-۰/۴۲	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹	نامانا	-۵/۲	-۴/۲	-۳/۵۲	-۳/۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. نتایج آزمون باند

i1 bound	i0 bound	significance	F-statistic
۴/۱۴	۳/۱۷	%۱۰	۹/۵۵
۴/۸۵	۳/۷۹	%۵	
۵/۵۲	۴/۴۱	% ۲/۵	
۶/۳۶	۵/۱۵	%۱	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول فوق آماره آزمون باند در تمامی سطوح از مقادیر بحرانی بالاتر است. بدین ترتیب فرض صفر آزمون باند مبنی بر نبود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL:

بر اساس نتایج آزمون باند رابطه بلندمدت میان متغیرهای تابع تولید می‌تواند وجود داشته باشد بر این مبنا رابطه بلندمدت تابع تولید بر اساس معیار آکائیک (AIC) و با حداکثر طول وقفه ۳ به صورت زیر به دست آمد.

جدول ۴. نتایج تخمین رابطه بلندمدت

ARDL(2,3,0), (AIC)			متغیر وابسته (Ln(GDP))
متغیر	ضریب	std/error	t-statistic
LK	۰/۶۷	۰/۱۱	۵/۹۱
LL	۰/۴۲	۰/۱۴	۲/۹۸
C	-۰/۵۷	۰/۵۷	-۱/۰۰۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

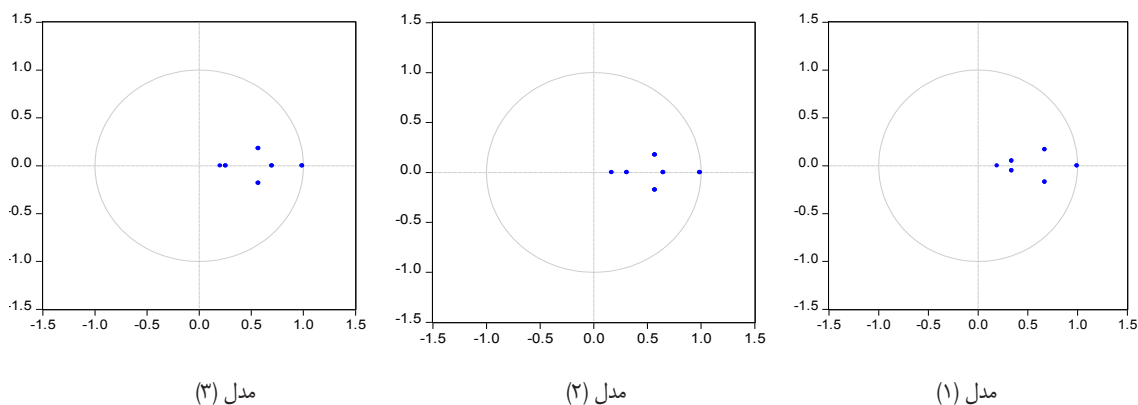
بر اساس نتایج جدول فوق متغیرهای لگاریتم سرمایه و لگاریتم نیروی کار معنی دار بوده و ضرایب با انتظارات تئوریک سازگار است. متغیر عرض از مبدأ که معرف تکنولوژی است معنی دار نمی‌باشد اما چون آماره t آن بالای یک است می‌بایستی در مدل بماند. مطابق نتایج تخمین تابع تولید، سهم سرمایه از درآمد ملی ۰/۶۷ است.

۲- نتایج آزمون‌های الگو

جدول ۵. آزمون ثبات و مانایی الگوی VAR با استفاده از بررسی قدر مطلق ریشه‌های مشخصه

مدل ۳		مدل ۲		مدل ۱	
ریشه مشخصه	ضرایب	ریشه مشخصه	ضرایب	ریشه مشخصه	ضرایب
۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹۴	۰/۹۹۵	۰/۹۹۵	۰/۹۹
۰/۶۹۹	۰/۶۹۹	i۰/۱۶۹-۰/۶۷۲	۰/۶۹۳	۰/۶۴۹	۰/۶۴۹
i۰/۵۶۹+۰/۱۸	۰/۸۳	i۰/۶۷۲+۰/۱۶۹	۰/۶۹۳	i۰/۵۶۹-۰/۱۷۵	۰/۵۹۶
i۰/۵۶۹+۰/۱۸	۰/۵۹۷	I۰/۰۵۰-۰/۳۳۸	۰/۳۴۲	i۰/۵۷+۰/۱۷۵	۰/۵۹۶
۰/۲۵۵	۰/۲۵۵	I۰/۰۵۰+۰/۳۳۸	۰/۳۴۲	۰/۳۱	۰/۳۱
۰/۲۰۳	۰/۲۰۳	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۱۶۷	۰/۱۶۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۱. نتایج آزمون‌های ثبات الگوی VAR

جدول ۶. نتایج آزمون‌های خودهمبستگی LM و واریانس ناهمسانی وایت

مدل سوم		مدل دوم		مدل اول		آزمون LM
احتمال	آماره LM	احتمال	آماره LM	احتمال	آماره LM	وقفه‌ها
۰/۱۹	۴۳/۰۱۳	۰/۱۸	۴۳/۶	۰/۱۳	۴۵/۶	۱
۰/۵۵	۳۴/۲۶	۰/۱۹	۴۳/۲۱	۰/۳	۳۹/۹۷	۲
۰/۲۱	۴۰/۱۶	۰/۳۰	۳۵/۲۹	۰/۲۱	۴۲/۴۵	۳
۰/۳۶	۳۸/۵۱	۰/۴۵	۳۶/۳۳	۰/۲۶	۴۱/۱۴	۴
۰/۸۹	۲۵/۸۲	۰/۸۹	۲۶/۰۹	۰/۸۱	۲۸/۳۷	۵
احتمال	آماره خی‌دو	احتمال	آماره خی‌دو	احتمال	آماره خی‌دو	آزمون وایت ۱
۰/۲۰	۲۷۰/۴۲	۰/۳۸	۲۵۸/۳۳	۰/۳۳	۲۶۱/۰۷	Joint test

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسن - جوسیلیوس مدل ۱

آزمون حداکثر مقادیر ویژه			آزمون اثر		
احتمال	مقدار آماره	تعداد بردار هم‌جمعی	احتمال	مقدار آماره	تعداد بردار هم‌جمعی
۰/۰۰۲	۵۶/۳۲	None*	۰/۰۰	۱۵۳/۴۶	None*
۰/۰۳۴	۳۹/۷۸	At most 1*	۰/۰۱۱	۹۷/۱۴۳	At most 1*
۰/۱۸	۲۷/۲۳	At most 2	۰/۱۶	۵۷/۳۷	At most 2
۰/۵۳	۱۶/۱۴	At most 3	۰/۵	۳۰/۱۴	At most 3
۰/۷۳	۸/۹۷	At most 4	۰/۶۶	۱۴/۰۰۱	At most 4
۰/۶	۵/۰۳۴	At most 5	۰/۶	۵/۰۳۴	At most 5

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. جهت رعایت محدودیت حجم مقاله، جزئیات بیشتر این آزمون نشان داده نشده است.

جدول ۸. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسن - جوسیلیوس مدل ۲

آزمون حداکثر مقادیر ویژه			آزمون اثر		
احتمال	مقدار آماره	تعداد بردار هم‌جمعی	احتمال	مقدار آماره	تعداد بردار هم‌جمعی
۰/۰۰	۵۸/۶۳	None*	۰/۰۰	۱۲۹/۳۳	None*
۰/۰۲۳	۳۳/۰۲۹	At most 1*	۰/۰۰۵	۷۰/۷۰	At most 1*
۰/۲۳	۱۸/۷۱	At most 2*	۰/۰۸۷	۳۷/۶۸	At most 2
۰/۴	۱۰/۸۵	At most 3	۰/۰۲	۱۸/۹۷	At most 3
۰/۱۷	۸/۰۴۱	At most 4	۰/۲۳	۸/۸۱۱	At most 4
۰/۸۲	۰/۰۷۷	At most 5	۰/۸۲	۰/۰۷۷	At most 5

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسن - جوسیلیوس مدل ۳

آزمون حداکثر مقادیر ویژه			آزمون اثر		
احتمال	مقدار آماره	تعداد بردار هم‌جمعی	احتمال	مقدار آماره	تعداد بردار هم‌جمعی
۰/۰۰۰۸	۵۸/۷۱	None*	۰/۰۰۰	۱۶۵/۲۲	None*
۰/۰۱۰۲	۴۳/۹۶	At most 1*	۰/۰۰۱۵	۱۰۶/۵۱	At most 1*
۰/۰۱۵۹	۶۷/۲۷	At most 2*	۰/۰۶۴۳	۶۲/۵۵	At most 2
۰/۱۹	۲۱/۰۲۱	At most 3	۰/۲۵	۳۴/۸۹	At most 3
۰/۶۹	۹/۳	At most 4	۰/۶۷	۱۳/۸۷	At most 4
۰/۶۶	۴/۵۷	At most 5	۰/۶۶	۴/۵۷	At most 5

مأخذ: یافته‌های پژوهش