فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هفتم/ شماره ۲/ تابستان ۱۳۹۹/ صفحات ۱۲۸-۱۰۳

رابطه غیرخطی نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت و رشد اقتصادی ایران با تأکید بر توسعه بازارهای مالی در قالب مدل نوین GAS

فاطمه باقرزاده آذر*

دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، F.bagherzadeh.azar@gmail.com

سید جمال‌الدین محسنی زنوزی

دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، Sj.mzonouzi@urmia.ac.ir

غلامرضا منصورفر

دانشیار حسابداری دانشگاه ارومیه، G.mansourfar@urmia.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۴/۰۵

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه بازارهای مالی طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۷ در چهارچوب یک مدل غیرخطی است. جهت برآورد نااطمینانی از مدل نوین امتیاز خود رگرسیونی تعمیم یافته و برای برآورد تأثیر نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه بازار سرمایه از مدل خود رگرسیونی انتقال ملایم استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی مخارج دولتی در رژیم اول (سطوح پایین سرمایه‌گذاری) تأثیر منفی و در رژیم دوم (سطوح بالا سرمایه‌گذاری) تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. در رژیم اول، با توسعه بازار سرمایه تأثیر منفی نااطمینانی بر رشد اقتصادی خنثی شده است. در حالیکه در رژیم دوم، توسعه بازار سرمایه نتوانسته است تأثیر مثبت نااطمینانی بر رشد اقتصادی را حفظ نماید و نااطمینانی مخارج دولتی با لحاظ توسعه بازار سرمایه تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. در نتیجه بازار سرمایه کشور، توانایی بهره‌گیری از سطوح بالا سرمایه‌گذاری در جهت کاهش نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی را ندارد.

واژه‌های کلیدی: نااطمینانی مخارج دولتی، توسعه بازار سرمایه، مدل امتیاز خود رگرسیونی تعمیم یافته، مدل خود رگرسیونی انتقال ملایم.

طبقه‌بندی JEL: H50، O40، E44، C10، D80.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

جهت رشد اقتصادی کشورها به ویژه کشورهای در حال توسعه که دولت‌ها نقش برجسته‌ای در اقتصاد ایفا می‌کنند، سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی باثبات و قابل پیش‌بینی دولت همواره موضوعی قابل توجه بوده است. نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولتی، شرایطی است که در آن سرمایه‌گذار با مشکلاتی در پیش‌بینی آینده سیاست‌گذاری‌های مالی دولت نظیر سطح مخارج دولتی مواجه است. چنین نااطمینانی‌ها، از کانال‌های متعددی نظیر نظریه منتظر بمان و تماشا کن[1] و نظریه انگیزه افزایش پس‌انداز احتیاطی، تأثیر منفی بر فعالیت‌های اقتصادی و رشد اقتصادی دارد (بلوم[2]، ۲۰۰۹). حتی در کشورهای توسعه یافته نظیر ایالات متحده امریکا، بحران سقف بدهی و تعطیلی دولت فدرال، نااطمینانی سیاست مخارجی دولتی را افزایش داده است و نگرانی از نتایج معکوس این سیاست‌ها وجود دارد. در ژاپن افزایش مالیات بر مصرف یکی از دلایل افزایش نگرانی‌ها است (کیم[3]، ۲۰۱۹). از اینرو، شناسایی عاملی که بتواند اثرات منفی نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر رشد اقتصادی را کاهش دهد، ضروری است. یکی از این عوامل، توسعه بخش مالی کشور است.

بازارهای مالی در مدیریت هرچه بهتر ریسک سرمایه‌گذاری ناشی از نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت، نقش وسیعی ایفا می‌نمایند. بطوریکه دو بخش عمده بازارهای مالی، یعنی بخش پولی و بخش سرمایه، هر کدام به نحوی به مدیریت ریسک اقدام می‌نمایند. در بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار، مدیریت ریسک، از طریق تنوع-سازی پرتفوی بطور مستقیم و در بخش پولی و بانک‌های تجاری بطور غیرمستقیم انجام می‌پذیرد. هر چقدر این بازارها توسعه‌یافته‌تر باشد، امکان بهره‌برداری از منافع تنوع-سازی ریسک بیشتر خواهد بود و تأثیر منفی نااطمینانی بر رشد اقتصادی کاهش خواهد یافت (کارامن و یلدیریم کارامن[4]، ۲۰۱۹).

در این راستا، این پژوهش برای نخستین بار به مطالعه تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت در حوزه مخارج دولتی با لحاظ توسعه بازارهای مالی، بخش سرمایه و بورس اوراق بهادار بر رشد اقتصادی با استفاده از الگوی خود رگرسیونی انتقال ملایم[5]

---

[1] Wait & See option
[2] Bloom
[3] Kim
[4] Karaman & Yildirim-Karaman
[5] Smooth Transition Autoregressive (*STAR*) Models

(STAR) پرداخته است. سیاست‌های اقتصادی دولت شامل سیاست مالی و پولی است که در پژوهش حاضر سیاست مالی با لحاظ مخارج دولتی که در بلندمدت بیشتر تحت تأثیر نااطمینانی‌ها قرار می‌گیرند، مورد توجه بوده است. همچنین توسعه بازار مالی با لحاظ بازار سرمایه که در سال‌های اخیر تکاپوی بیشتری گرفته، مد نظر است. از اینرو فرضیات تحقیق به این صورت است که نااطمینانی مخارج دولتی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. به طوریکه تأثیر منفی نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی با توسعه بازار سرمایه کاهش می‌یابد.

در پژوهش‌های داخلی، مطالعاتی نظیر مهرآرا و همکاران[1] (۱۳۹۵) و سوری و همکاران[2] (۱۳۹۰) در زمینه تأثیر نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی و مطالعاتی نظیر هوشمند و دانش‌نیا[3] (۱۳۹۰) در زمینه تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی انجام شده است. در پژوهش‌های خارجی، مطالعاتی نظیر ادیدیجی و همکاران[4] (۲۰۱۹) و لنسیک[5] (۲۰۰۱) به بررسی نااطمینانی سیاست‌های دولت بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه بازارهای مالی پرداخته است. در این مطالعات جهت مدل‌سازی نااطمینانی‌ها بیشتر از روش ARCH و GARCH استفاده شده است. از اینرو، مطالعه حاضر در دو زمینه نوآوری دارد. از یک سو، تأثیر نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی را همزمان با لحاظ توسعه بازارهای مالی مطالعه نموده است. از سویی دیگر، برای مدل‌سازی نااطمینانی مخارج دولتی از مدل امتیاز خودرگرسیونی تعمیم یافته[6] (GAS) استفاده نموده است.

چارچوب کلی مقاله به این صورت است که در بخش دوم، مبانی نظری مطالعه و پژوهش‌های پیشین آورده شد. در بخش سوم، اشاره‌ای به روش پژوهش و مدل مورد استفاده شد. در بخش چهارم، نتایج حاصل از مدل مورد مطالعه قرار گرفت و در بخش آخر، نتیجه‌گیری انجام شد.

---

[1] Mehrara et al. (2016)
[2] Sori et al. (2011)
[3] Hoshmand & Daneshnia (2011)
[4] Adedeji et al.
[5] Lensik
[6] Generalized Autoregressive Score (GAS) models

۲- ادبیات موضوع

نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت، شرایطی است که در آن سرمایه‌گذار با مشکلاتی در پیش‌بینی سیاست‌گذاری‌های آتی دولت نظیر مخارج دولتی مواجه شود. از آنجا که مخارج دولت یکی از مهم‌ترین اجزای تقاضای کل اقتصاد است، نااطمینانی آن تأثیر منفی بر تقاضا کل، سرمایه‌گذاری، تولید و در نتیجه رشد اقتصادی دارد (لوکاس و پرسکات[1]، ۱۹۷۱؛ آیزمن و مارین[2]،۱۹۹۳). هنگامی که مخارج دولت افزایش می‌یابد، نخست از طریق افزایش تقاضای کل به صورت مستقیم، تولید و رشد اقتصادی به صورت موقت افزایش می‌یابد. اما ممکن است در دوره‌های بعدی به مرور اثر مخارج دولت بر مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی ظاهر شده و اثر افزایش اولیه خنثی شود. در مقابل، کاهش مخارج دولت، نخست از طریق کاهش تقاضا، تولید و رشد اقتصادی را کاهش خواهد داد اما در ادامه با افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی، کاهش تولید می‌تواند تا حدودی جبران شود (حاتمی و همکاران[3]، ۱۳۹۶).

تأثیر نااطمینانی بر تقاضا کل، سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی به عوامل متعددی نظیر ریسک سرمایه‌گذاری، تکنولوژی تولید در ساختار بازار و درجه کامل یا ناکامل بودن بازار سرمایه بستگی دارد (لنسیک، ۲۰۰۱). درجه کامل یا ناکامل بودن بازار سرمایه، درجه توسعه یافتگی بازارهای مالی را مشخص می‌نماید. هر چقدر بازارهای مالی توسعه یافته‌تر باشند، توانایی کاهش تأثیر منفی نااطمینانی بر رشد اقتصادی را دارند. از اینرو، توجه به نقش بازارهای مالی در رشد اقتصادی و ارتباط آن با نااطمینانی، مهم است (گاسول و لونگانی[4]، ۲۰۰۰).

شوم‌پیتر[5](۱۹۳۹) بیان می‌کرد که واسطه‌های مالی نظیر بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار با بسیج پس‌انداز و افزایش بهره‌وری سرمایه از کانال تخصیص کارای منابع، شرایط رشد اقتصادی یک کشور را فراهم می‌نمایند (لوین، لایزا و بک[6]، ۲۰۰۰). در واقع، بازار بورس اوراق بهادار جهت افزایش تخصیص منابع با جمع‌آوری پس‌اندازهای افراد، جهت‌دهی آنها به پروژه‌های سرمایه‌گذاری با بازدهی و اثربخشی بالا، توانایی

---

[1] Lucas & Prescott
[2] Aizenman & Marion
[3] Hatami et al. (2017)
[4] Ghosal & Loungani
[5] Shumpeter
[6] Levine, Loayza & Beck

کاهش ریسک و حجم نقدینگی سرگردان در اقتصاد را دارند. این بازارها منابع مالی فراوانی در مقایسه با دارندگان ثروت فردی دارند، در نتیجه بهتر می‌توانند تأثیر معکوس ریسک شکست پروژه‌ها را کاهش داده، با تنوع‌سازی پرتفوی ریسک را متنوع ساخته، ریسک نقدینگی را کاهش داده و ریسک بازدهی‌ها با نوسانات بالا را کاهش دهند.

در شرایط نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت، فعالیت‌های بازارهای سرمایه توسعه نیافته بدون قوانین جامع از یک سو، منجر به افزایش سفته بازی و ایجاد حباب‌های مالی می‌گردد و مانع رشد اقتصادی کشور می‌گردد (آرستیس و همکاران[1]، ۲۰۱۶). از سویی دیگر، در سطح اقتصاد خرد بنگاه‌ها در مواجه با بازار سرمایه با اطلاعات ناکامل، نمی‌توانند اوراق بهادار وسیعی منتشر نمایند و در نتیجه توانایی کاهش ریسک بازار سهام را ندارند. پس، بنگاه‌ها با افزایش نااطمینانی درباره‌ی افزایش سود، سرمایه‌گذاری خود را کاهش می‌دهند و با کاهش سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی نیز کاهش می‌یابد (گرینوالد و استگیلیز[2]، ۱۹۹۰).

در مقابل، یک بازار سرمایه توسعه یافته با اطلاعات کامل، انواع مختلفی از بیمه‌ها را فراهم نموده و بنگاه اقتصادی خود را در مواجه با نااطمینانی‌های آینده، بیمه می‌نماید. در واقع، بازار سرمایه امکان مدیریت اثربخش ریسک را از طریق تنوع‌سازی پرتفوی بطور مستقیم فراهم می‌نماید. این مدیریت کارای ریسک به بخش خصوصی کمک می‌نماید تا از اثرات منفی نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد را خنثی نماید (لنسیک، ۲۰۰۱). از اینرو، تأثیرگذاری نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی بستگی به توسعه بازارهای سرمایه و بورس اوراق بهادار دارد.

پژوهش‌هایی در زمینه تأثیرگذاری نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت بر رشد اقتصادی و گاهی با لحاظ توسعه بازارهای مالی انجام شده است که در این بخش اشاره‌ای به برخی از آن‌ها می‌شود. در این پژوهش‌ها جهت برآورد و مدل‌سازی نااطمینانی از مدل‌های متعددی نظیر ARCH و GARCH استفاده شده است. از آنجاییکه مدل مورد استفاده در پژوهش حاضر، مدل GAS است، برخی مطالعاتی که از این مدل استفاده نموده‌اند، معرفی می‌شود.

---

[1] Arestis et, al.
[2] Greenwald & Stigilitz

لنسیک (۲۰۰۱) با مطالعه ۹۴ کشور عمدتاً در حال توسعه و طی دوره ۱۹۷۰-۱۹۹۸ به این نتیجه دست یافت که تأثیر نااطمینانی سیاست دولتی بر رشد اقتصادی، به توسعه بخش مالی بستگی دارد. نتایج وی تأثیر منفی نااطمینانی بر رشد اقتصادی را تأیید نموده و نشان داد که بازارهای مالی توسعه یافته، این تأثیر منفی نااطمینانی بر رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. در این پژوهش جهت برآورد نااطمینانی از مدل ARCH بهره برده است. مورای[1] (۲۰۱۴) اثرات نااطمینانی در سیاست‌های مالی را بر متغیرهای اقتصادی با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی[2] (ARDL) طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۵ مورد بررسی قرار داد. جهت برآورد نااطمینانی از میانگین مجموع مربعات خطا[3] (RMSE) استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی در سیاست مالی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی به میزان ۲ درصد شده است. همچنین اثر نااطمینانی بر مصرف، سرمایه‌گذاری و تورم نیز منفی است.

عبدالکدر و سو[4] (۲۰۱۶) به برآورد نوسانات بازدهی دلار امریکا و ارزهای نوظهور آفریقایی (پوند مصر، نایرا نیجریه و رند آفریقای جنوبی) طی دوره ۲۰۰۰- ۲۰۱۴ با استفاده از مدل GAS پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که وابستگی بالایی بین دلار امریکا و ارزهای نوظهور آفریقایی به دلیل وابستگی اقتصادی و مالی بین این کشورها وجود دارد. چن و زو[5] (۲۰۱۹) به برآورد و پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت خام و طلا با استفاده از مدل چند متغیره GAS پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که مدل GAS به خوبی توانایی برآورد نوسانات و تأثیرات تعامل غیرخطی بین بازارهای نفت خام و طلا را دارد. همچنین با مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل GAS با مدل همبستگی شرطی پویا[6] (DCC-GARCH)، نتایج اولویت را به مدل GAS داد.

تروستر و همکاران[7] (۲۰۱۹) به تجزیه و تحلیل و پیش‌بینی بازدهی و ریسک بیت کوین با استفاده از مدل GARCH و GAS پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که مدل GAS بهترین برآورد و پیش‌بینی خارج از نمونه و متناسب با ویژگی‌های بیت کوین ارائه می‌نماید. ادیدیجی و همکاران (۲۰۱۹) به بررسی تأثیر مخارج عمومی و توسعه مالی بر

[1] Murray
[2] Autoregressive Distributed Lag Model
[3] Root Mean Squared Errors
[4] Abdelkader & Sy
[5] Chen & Xu
[6] Dynamic Conditional Correlation
[7] Troster et al.

رشد اقتصادی در کشور نیجریه طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۱ پرداخته است. نتایج نشان-دهنده تأثیر مثبت و معنادار مخارج عمومی بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه مالی است.

رحمانی[1] (۱۳۸۹) در پایاننامه خود به بررسی تأثیر نااطمینانی حاصل از سیاست‌های اقتصادی دولت بر رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۴۰-۱۳۸۶ با استفاده از تکنیک‌های همجمعی و تصحیح خطا پرداخته است. جهت برآورد نااطمینانی از الگوهای ARCH و GARCH استفاده شده است. نتایج بیان می‌دارد که افزایش نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. سوری و همکاران (۱۳۹۰) رابطه بین نااطمینانی در مخارج مصرفی دولت و رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۴۳ مطالعه نمود. جهت مدل‌سازی نااطمینانی از مدل GARCH بهره برده است. نتایج به این صورت است که نااطمینانی در سهم مخارج مصرفی دولت از طریق کاهش سرمایه-گذاری موجب کاهش درخور توجهی در رشد اقتصادی شده است.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد بخش‌های مختلف اقتصادی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۴۸ پرداخته است. جهت برآورد نااطمینانی از مدل GARCH استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی اثری منفی و معنادار بر رشد بخش‌های اقتصادی کشور به جز بخش نفت و گاز داشته است. دهقانی و یحیی‌پور[2] (۱۳۹۷) تأثیر سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران را طی دوره ۱۳۵۳-۱۳۹۳ با استفاده از روش ARDL مورد مطالعه قرار داد. نتایج نشان می‌دهد که مخارج عمرانی دولت تأثیر مثبت و معنادار و مخارج جاری دولت تأثیر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی دارد.

از پژوهش‌های انجام شده چندین نتیجه حاصل می‌شود. نخست در مطالعات داخلی، پژوهشی با بررسی تأثیر نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه مالی مشاهده نگردید. همچنین در اکثر مطالعات داخلی و خارجی، جهت برآورد نااطمینانی مخارج دولتی از مدل ARCH و GARCH استفاده شده است و مدل GAS لحاظ نشده است. از اینرو، این پژوهش در تلاش است خلاءهای موجود را تکمیل نماید.

[1] Rahmani (2010)
[2] Dehghani & Yahyapour (2018)

۱- طراحی الگوی مدل

بیشتر مدل‌های رشد در چارچوب الگوی رشد سولو (۱۹۵۶) قرار می‌گیرند. سولو برای تبیین الگوی رشد از یک تابع تولید که در آن سطح محصول کل از طریق تولید تعیین می‌شود، استفاده می‌نماید. فرم کلی این تابع عبارت است از:

$$Y=Af(K, L, Z) \quad (۱)$$

Y: سطح محصول بالقوه، A: عامل بهره‌وری نیروی کار، K: سرمایه فیزیکی، L: سرمایه انسانی و Z: بردار سایر عوامل موثر بر رشد محصول.

به تبعیت از فرم کلی (۱)، در پژوهش حاضر جهت مطالعه تأثیر نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه بازار سرمایه طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۷، از مدل (۲) برگرفته از لنسیک (۲۰۰۱) و جلیلو و موسی[1] (۲۰۱۶) استفاده شده است.

$$Gro_t = \alpha_1 + \alpha_2 SECI_t + \alpha_3 sv_t + \alpha_4 UGov_t + \alpha_5 UGov \times sv_t + \alpha_6 Inv_t + \alpha_7 DUM + \mu_t \quad (۲)$$

در مدل (۲)، Gro : رشد تولید ناخالص داخلی واقعی بدون احتساب نفت بر حسب درصد و سالیانه است. Sv: شاخص توسعه بازار مالی بخش بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار است که جهت شاخص‌سازی آن از نسبت ارزش سهام مبادله شده در بورس به تولید ناخالص داخلی[2] استفاده شده است که معیاری برای اندازه‌گیری نقدینگی بازار سهام است و نسبت مبادلات و نقدشوندگی به حجم اقتصاد را اندازه می‌گیرد (لنسیک، ۲۰۰۱؛ لوین و زروس[3]، ۱۹۹۸). این شاخص که ارزش مبادله نامیده می‌شود، نسبت توانایی خرید و فروش آسان اوراق بهادار را نشان می‌دهد و بیان دیگری از عمق بازار مالی مبتنی بر اوراق بهادار در کشور می‌باشد. هرچقدر این نسبت بزرگ‌تر باشد، به همان نسبت مبادله اوراق بهادار آسان‌تر انجام می‌گیرد (بانک مرکزی[4]، ۱۳۸۶). رشد ارزش معاملات در سال‌های اخیر نشان‌دهنده عمق یافتن بازار سرمایه است. آمار عرضه-های دولتی در بورس تهران نشان می‌دهد که بعد از اجرای قانون سیاست‌های کلی اصل ۴۴، عرضه سهام دولتی در بورس از نظر حجم و ارزش به شدت افزایش یافته است (کریم و همکاران[5]، ۱۳۹۴).

---

[1] Jeliliov & Musa
[2] Stocks Traded, Total Value (%of GDP)
[3] Levine & Zervos
[4] Central Bank (2007)
[5] Karim et al (2015)

UGOV: نااطمینانی مخارج دولتی است که بیانگر نااطمینانی موجود در بخش مالی اقتصاد است. جهت شاخص‌سازی این متغیر از مدل GAS استفاده می‌شود که در بخش (۱-۳) توضیح داده شد.

$UGov \times sv$ متغیر تقاطعی توسعه مالی- نااطمینانی مخارج دولتی است که اهمیت توسعه بازارهای سرمایه در تأثیرگذاری نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. می‌توان این متغیر را با مشتق‌گیری از معادله (۱) نسبت به UGov به صورت رابطه (۳) نشان داد:

$$\frac{d(Gro_t)}{d(UGov_t)} = \alpha_4 + \alpha_5 sv_t \qquad (۳)$$

α_4: بیانگر تأثیر مستقیم نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی، α_5: نشاندهنده تأثیر نااطمینانی بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه بازارهای سرمایه است. اگر α_5 مثبت باشد، تأثیر منفی نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی، با توسعه بازارهای سرمایه کاهش می‌یابد و بالعکس.

بنابر مدل کلی رشد، متغیرهای کنترل مدل شامل متغیر SECI (شاخص رشد سرمایه انسانی) و Inv (شاخص رشد سرمایه فیزیکی) است. جهت شاخص‌سازی SECI، بهره-گیری از شاخص‌هایی همچون هزینه‌های دولت در آموزش، به علت نرخ بالا و رو به گسترش جمعیت بیکار دارای تحصیلات عالی ممکن است به نتایج درستی منجر نشود (برقندان و همکاران[1]، ۱۳۸۹). یا شاخص نرخ دانش آموزان مقطع متوسطه بدون لحاظ کل دانش‌آموزان معرفی شده توسط بارو[2] (۱۹۹۱)، به دلیل تغییر هرم سنی جمعیت در گذر زمان مورد استفاده قرار نگرفت. از اینرو، در این پژوهش از درصد دانش آموزان مقطع متوسطه به تعداد کل دانش آموزان جهت شاخص رشد سرمایه انسانی استفاده شده است.

متغیر Inv شاخصی برای رشد سرمایه فیزیکی است که با نسبت سرمایه‌گذاری فیزیکی به تولید ناخالص داخلی (GDP) محاسبه می‌گردد. DUM متغیر مجازی جذب اثرات سال‌های جنگ تحمیلی عراق علیه ایران که برای سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۷ مقدار ۱ و برای بقیه سال‌ها مقدار صفر داده شده است. جهت برآورد معادله (۲)، از مدل خود

[1] Barghandan et al. (2010)
[2] Barro

رگرسیون انتقال ملایم (STAR) استفاده می‌شود که در بخش (۳-۲) توضیح داده شد. برای جمع‌آوری آمار و اطلاعات از داده‌های کتابخانه‌ای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است.

۳-۱- مدل امتیاز خودرگرسیونی تعمیم یافته (GAS)

در مدل‌های کلاسیک جهت برآورد نااطمینانی و نوسانات از مدل GARCH (بولرسلو[1]، ۱۹۸۶) که ریشه در مدل ARCH معرفی شده توسط انگل (۱۹۸۲) دارد، استفاده می‌شد. یکی از نقاط ضعف مدل ARCH حساسیت آن نسبت به داده‌های خارج از محدوده است (مولر و یوهایی[2]، ۲۰۰۸). نوسانات در مخارج دولتی گاهی متأثر از تغییرات ناگهانی و بی‌ثباتی‌هایی در سیاست‌گذاری‌های ملی و خارجی نظیر تورم، قیمت نفت و تحریم‌ها است. از اینرو، بدلیل ضعف مدل ARCH، در این پژوهش از مدل نوین امتیاز خودرگرسیونی تعمیم یافته (GAS) معرفی شده توسط سیریال و همکاران[3] (۲۰۱۳) استفاده شده است.

مدل GAS در گروه مدل‌های مبتنی بر مشاهدات قرار دارد که شامل مدل‌های شناخته شده همچون مدل GARCH است و در آن از توزیع شرطی مدل ARCH و GARCH استفاده شده است. جهت معرفی مدل GAS(1,1)، فرض نمایید که r_t یک بردار تصادفی k بعدی در زمان t با توزیع شرطی باشد:

$$r_t|F_{t-1} \approx p(r_t; \Psi; \theta_t) \qquad (۴)$$

Ft-1 نشاندهنده سیگما جبر ایجاد شده توسط سری زمانی تا زمان t، θ_t بردار پارامترهای سری زمانی با تابع چگالی p(.) که وابسته F_{t-1} و مجموعه‌ای از پارامترهای ایستا Ψ است. پارمترهای سری زمانی θ_t، توسط تابع امتیاز مقیاس پذیر توزیع شرطی ایجاد شده است و تابع درجه اول آن به شکل زیر است:

$$\theta_{t+1} = \kappa + As_t + B\theta_t \qquad (۵)$$

به طوریکه κ، A، B ماتریس ضرایب و تابع امتیاز مقیاس‌بندی[4] s_t به صورت زیر است:

$$s_t = S_t\nabla_t \qquad (۶)$$

$$\nabla_t = \frac{\partial \ln p(r_t;\theta_t)}{\partial \theta_t} \qquad (۷)$$

---

[1] Bollerslev
[2] Muler & Yohai
[3] Creal et al.
[4] Scaling Score Function

$$S_t = \eta_t(\theta_t)^{-\gamma} \quad (۸)$$

$$\eta_t(\theta_t) = E_{t-1}[\nabla_t \nabla_t^T] = -E_{t-1}[\frac{\partial^2 \ln p(r_t;\theta_t)}{\partial \theta_t \partial \theta_t^T}] \quad (۹)$$

در معادلات بالا، γ عددی از مجموعه $\{۰$و ۱/۲ و ۱$\}$ است. مقدار S_t پارامترهای سری زمانی را از θ_t به θ_{t+1} تغییر می‌دهد که این تغییر به الگوریتم شناخته شده نیوتن رافسون[1] شباهت دارد (چن و زو، ۲۰۱۹).

۳-۲- مدل خود رگرسیون انتقال ملایم (STAR)

مدل خود رگرسیون انتقال ملایم شکل گسترش یافته رگرسیون آستانه‌ای[2] (TR) است که به وسیله هنسن[3] (۱۹۹۹) ارائه شده است. در این مدل‌ها، ارتباط بین دو متغیر در طول زمان تغییر می‌یابد که اصطلاحاً گفته می‌شود که تغییر رژیم صورت گرفته و نقطه تغییر رژیم، تحت عنوان سطح آستانه مشخص می‌گردد. در مدل رگرسیون آستانه‌ای مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلاف ناچیز در دو گروه متفاوت قرار گرفته‌اند که تأثیرگذاری آن‌ها با یک جهش شدید مواجه است. برای مرتفع نمودن این مشکل، مدل خود رگرسیون انتقال ملایم (STAR) توسط تراسویرتا و اندرسون[4] (۱۹۹۲) توسعه داده شد تا انتقال ملایم بین دو رژیم صورت گیرد (شهبازی و نجارقابل[5]، ۱۳۹۶). این مدل در معادله (۱۰) معرفی شده است:

$$y_t = \pi' z_t + \theta' z_t F(s_t;\gamma;c) + u_t) \quad (۱۰)$$

در معادله (۱۰) فرض می‌شود پسماندهای مدل به صورت یکسان و مستقل از همدیگر با میانگین صفر و واریانس ثابت توزیع شده‌اند. Z_t برابر $z_t = (W_t', X_t')$ است که در آن $W_t = (1, y_{t-1},..., y_{t-p})$، p برابر وقفه بهینه خودرگرسیونی متغیر وابسته و T حجم نمونه است. $X_t = (x_{1t}, x_{2t},..., x_{kt})$ شامل k متغیر مستقل است. بردار پارامترهای π و θ شامل پارامترهای مدل جهت تخمین می‌باشد. S_t متغیر انتقال[6] است که می‌تواند براساس مطالعات صورت گرفته از بین متغیرهای توضیحی یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی نظری در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد ارتباط

---

[1] Newton Raphson
[2] Threshold Regression
[3] Hensen
[4] Terasvirta & Anderson
[5] Shahbazi & Najarghabel (2017)
[6] Transition Variable

غیر خطی باشد، انتخاب گردد. γ پارمتر یکنواختی[1] است که سرعت انتقال بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد و c برابر مقدار حد آستانه[2] متغیر انتقال در انتقال از رژیم‌های مختلف است.

$F(s_t,\gamma,c)$ تابع انتقال پیوسته، مشتق‌پذیر و کران‌دار است. این تابع به طور معمول دارای یک یا دو حد آستانه‌ای (j=1، j=2) است. با فرض j=1، تابع انتقالی با عنوان LSTR1 با دو رژیم خطی وجود خواهد داشت (شهبازی و نجار قابل، ۱۳۹۶). با فرض j=2، در صورت میل کردن پاامتر شیب به سمت بی‌نهایت با یک تابع انتقال سه رژیمی با عنوان LSTR2 مواجه خواهیم شد. شکل تغییر یافته مدل LSTR2، مدل رگرسیونی غیر خطی انتقال ملایم با تابع نمایی[3] (ESTR) است (مولایی و دهقان[4]، ۱۳۹۰).

در صورتی که پارامتر شیب با سرعت انتقال میان رژیمی به سمت صفر میل کند، مدل STR به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل خواهد شد. فرضیه صفر آزمون، خطی بودن مدل به صورت: $H_0=\beta_1=\beta_2=\beta_3=0$ است که از آماره F جهت آزمون استفاده می‌شود (شهبازی و نجارقابل، ۱۳۹۶). در صورتیکه فرضیه H_0 رد شود، برای تشخیص نوع الگوی غیر خطی آزمون‌های زیر بر روی مدل با توجه به آماره‌های آزمون مربوطه انجام می‌گیرد:

$F_2.\ H_{04}:\beta_3=0$
$F_3.\ H_{03}:\beta_2=0 \mid \beta3=0$
$F_4.\ H_{02}:\beta_1=0 \mid \beta_2=\beta3=0$ (۱۱)

برای تأیید الگوی LSTR1 باید فرضیه‌های H_{04} و H_{02} رد شوند و در صورت در فرضیه H_{03}، مدل LSTR2 یا ESTR انتخاب می‌شود (خداویسی و وفامند[5]، ۱۳۹۲).

۲-تحلیل‌های تجربی

۴-۱- نتایج مدل GAS

نخست مدل‌سازی نااطمینانی مخارج دولتی توسط مدل GAS انجام می‌شود. در جدول (۱) نتایج بررسی اولیه متغیر مخارج دولتی (Gov) آورده شده است.

---

[1] Slope Parameters
[2] Threshold Value
[3] Exponential
[4] Molaei & Dehghan (2012)
[5] Khodavisi & Vafamand (2013)

جدول (۱): آمار توصیفی متغیر مخارج دولتی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	آزمون نرمال بودن			ARCH Test	آزمون مانایی		آزمون خود همبستگی
			چولگی	کشیدگی	جارک-برا		ADF Test	ZA	Hurst-Mandelbort R/S test
Gov	۴۵۳۷۱۹/۱	۷۱۶۹۳۹	۱/۸۶۶ (۰/۰۰۰)	۲/۷۱۹ (۰/۰۰۰)	۳۵/۵۴۴ (۰/۰۰۰)	۲۰۰۷/۶ (۰/۰۰۰)	۵/۶۱۵ (۰/۹۹۹)	۰/۲۸۶ (۰/۲۲۸)	۲/۳۵۷

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون‌های نرمال بودن، نشان می‌دهد که داده‌ها و جملات پسماند توزیع متغیر مخارج دولتی غیر نرمال است. بنابراین از آنجاییکه مدل GAS بعنوان یک مدل بر مبنی امتیاز[۱] بیشتر در مدل‌هایی که بر اساس توزیع‌های غیر نرمال همانند توزیع t استیودنت است، کاربرد دارد (سیریال و همکاران، ۲۰۱۳)، در نتیجه می‌توان از مدل GAS جهت مدل-سازی نوسانات متغیر مخارج دولتی استفاده نمود.

نتیجه بررسی پایایی متغیر مخارج دولتی با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته، حاکی از نامانایی بودن این متغیر است. اما این احتمال وجود دارد که نامانایی متغیر به دلیل احتمال شکست در روند این متغیر باشد. از اینرو، شکست ساختاری آن با استفاده از آزمون زیوت-اندروز مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که متغیر مخارج دولتی همچنان ناپایایی خود را حفظ می‌نماید. در نتیجه، براساس مدل GAS در صورت ناپایایی متغیر مورد نظر، امکان برآورد نااطمینانی و نوسانات آن ممکن است (مکاتژانه و همکاران[۲]، ۲۰۱۷).

برای بررسی خود همبستگی از آزمون R/S هارست[۳]-مندلبورت[۴] که توسط هارست (۱۹۵۱) و مندلبورت (۱۹۷۲) معرفی شد، استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۹۵ درصد، دلایلی برای پذیرش فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی وجود ندارد[۵]. تمامی آزمون‌های اولیه حاکی از امکان استفاده از مدل GAS

---

[۱] Score- Driven Model

[۲] Makatjane et al.

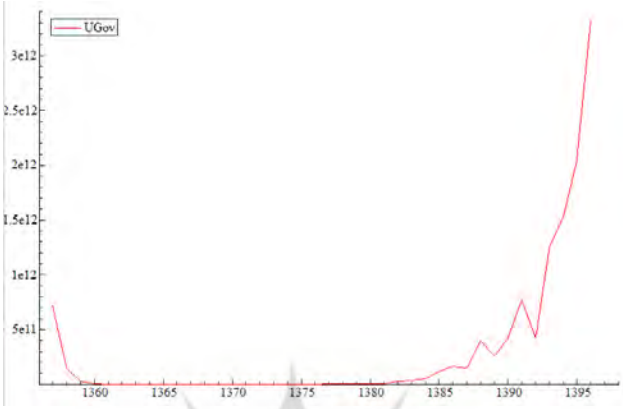
[۳] Hurst

[۴] Mandelbort

[۵] مقادیر بحرانی آزمون R/S در سطح ۹۵ درصد: [۱/۸۶۲ ، ۰/۸۰۹]

برای برآورد نوسانات متغیر مخارج دولتی است. نتیجه برآورد نوسانات مخارج دولتی توسط نرم‌افزار Oxmetrics، در نمودار (۱) قابل مشاهده است.

نمودار (۱): نوسانات مخارج دولتی ۱۳۹۶-۱۳۵۷



منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۱)، نوسانات مخارج دولتی طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۰ روند کاهشی و طی سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۸۲ روند نسبتاً ملایم داشته است. این دوران مصادف با دوران جنگ تحمیلی عراق علیه ایران و تشدید انواع تحریم‌های اقتصادی است. همچنین در این دوران، طی سال‌های ۷۴-۱۳۷۲ و ۷۷-۱۳۷۶ جهش ارزی در کشور اتفاق افتاد. از آنجاییکه یکی از منابع تأمین مالی مخارج دولتی، درآمدهای نفتی بود، با جهش نرخ ارز شواهدی از افزایش درآمدهای نفتی کشور وجود دارد. علی رغم افزایش درآمدهای ارزی و تمامی مشکلات اقتصادی و سیاسی کشور در این دوران، نوسانات مخارج دولتی با شیب ملایم نه جهشی در حال افزایش است.

طی سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۷ علی رغم فراز و نشیب‌هایی از یک روند افزایشی برخوردار است که سطح نوسانات در سال ۱۳۹۱ با سطح نوسانات در سال ۱۳۵۷ برابری می‌نماید. یکی از دلایل افزایش نوسانات در سال ۱۳۹۱، را می‌توان جهش نرخ ارز به دیل تحریم-ها علیه کشور دانست. همچنین از سال ۱۳۹۳ جهش شدیدی در نوسانات شروع شده است که تا آخرین سال مورد مطالعه پژوهش (سال ۱۳۹۶) ادامه دارد. یکی از دلایل این جهش را می‌توان به کاهش میزان تولید نفت کشور از ۳۴۸۱/۲ به ۳۰۶۳ هزار بشکه در روز، مرتبط دانست (گزارش بانک مرکزی، ۱۳۹۸).

۴-۲- نتایج مدل STAR

جهت برآورد مدل (۲) از مدل خود رگرسیون انتقال ملایم (STAR) استفاده می‌شود. برآورد این مدل دارای مراحلی است که در ادامه نتایج آن آورده شده است.

۴-۲-۱- نتایج مانایی متغیرها

پیش از تخمین الگو، برای جلوگیری از رگرسیون کاذب لازم است مانایی متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون به طور مشترک نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ رشد اقتصادی در سطح مانا و متغیرهای شاخص توسعه انسانی، شاخص توسعه مالی، نااطمینانی مخارج دولتی در سطح مانا نمی‌باشند. آزمون دیکی فولر نشان می‌دهد متغیر تقاطعی توسعه مالی- نااطمینانی مخارج دولتی در سطح مانا و متغیر سرمایه‌گذاری در سطح مانا نمی‌باشند، در حالیکه نتایج آزمون فیلیپس- پرون نشاندهنده عکس این امر می‌باشد. با توجه به اینکه برخی از متغیرها نامانا هستند، لازم است جهت اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و کاذب نبودن رگرسیون در پایان تخمین آزمون ریشه واحد برای باقیمانده‌ها انجام گیرد.

۴-۲-۲- نتایج آزمون خطی بودن و انتخاب مدل بهینه

پس از آزمون مانایی، بایستی وقفه‌های متغیرهای الگو در برآورد مدل STAR تعیین شوند. وقفه بهینه براساس معناداری ضرایب، انطباق با نظریه‌های اقتصادی و معیار شوارتز بیزین برای تمامی متغیرها ۴ انتخاب گردید. مدل نهایی با لحاظ کردن وقفه متغیر رشد سرمایه فیزیکی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Gro_t = \alpha_1 + \alpha_2 SECI_t + \alpha_3 sv_t + \alpha_4 UGov_t + \alpha_5 UGov \times sv_t + \alpha_6 Inv_t + \alpha_7 Inv_{t-1} + \alpha_8 DUM + \mu_t \quad (۱۲)$$

در مرحله بعد ضروری است وجود رابطه غیر خطی میان متغیرها آزمون شود که در صورت وجود رابطه غیرخطی، استفاده از الگوی STAR بلامانع است. نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال در جدول (۲) ارائه شده است. براین اساس، ستون F سطح عدم اطمینان در رد فرضیه خطی بودن و F2 ، F3 و F4 به ترتیب سطح عدم اطمینان در رد فرضیه‌های H_{02} ، H_{03} و H_{04} را نشان می‌دهد.

جدول (۲): نتایج آزمون خطی بودن و تعیین متغیر انتقال

متغیر انتقال	F	F4	F3	F2	مدل پیشنهادی
Gro(t-1)	۰/۲۸۱	۰/۲۴۶	۰/۹۰۵	۰/۶۹۱	Linear
Gro(t-4)	۰/۰۳۰	۰/۰۵۲	۰/۰۸۳	۰/۴۲۸	LSTR1
Inv(t)	۰/۱۸۴	۰/۳۲۳	۰/۳۰۵	۰/۰۹۱	Linear
Seci(t)	۰/۴۰۶	۰/۴۸۵	۰/۳۴۹	۰/۲۸۵	Linear
Inv(t-1)*	۰/۰۱۲	۰/۰۰۸	۰/۳۴۴	۰/۴۷۲	LSTR1
Ugov(t-4)	۰/۵۴۵	۰/۹۳۸	۰/۰۴۱	۰/۲۶۵	Linear
Inv(t-4)	۰/۰۱۸	۰/۰۱۶	۰/۳۴۶	۰/۴۷۴	LSTR1
Trend	۰/۴۱۴	۰/۳۵۶	۰/۸۳۶	۰/۱۴۰	Linear

منبع: یافته‌های تحقیق حاصل از نرم‌افزار jmulti

مقادیربیان‌شده در جدول، مقدار سطح عدم اطمینان آماره F (Probe F) را نشان می‌دهد.

براساس نتایج جدول (۲) متغیر انتقال مناسب با علامت * مشخص شده است. نتایج ستون اول نشان داد که فرضیه صفر مبتنی بر خطی بودن مدل، با درنظر گرفتن متغیرهای Gro(t-4)، Inv(t-1) و Inv(t-4) به عنوان متغیر انتقال در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شد. پس وجود رابطه غیرخطی برای آن‌ها تأیید شد. حال بایستی متغیر انتقال مناسب انتخاب گردد که بنابر پیشنهاد تراسویرتا و اندرسون (۱۹۹۲) فرضیه صفر آزمون F آن بطور قوی‌تری رد شود. از میان متغیرها، متغیر سرمایه‌گذاری (با یک وقفه) به عنوان متغیر انتقال پیشنهادی مشخص شد. حال فرم تابعی مناسب پیشنهاد شده برای متغیر انتقال، از نوع لجستیک (LSTR1) است که بیانگر مدلی با یک نقطه آستانه‌ای است که فرضیه H_{04} به طور قوی‌تری رد شده است.

۴-۲-۳- مقادیر اولیه در برآورد c و γ

پارامترهای مدل STR توسط الگوریتم نیوتون رافسون مورد برآورد قرار می‌گیرد. بنابراین لازم است یک مقدار اولیه مناسب برای شروع الگوریتم انتخاب گردد. براساس نتایج حد آستانه متغیر انتقال c=۱۲/۲۱۱ و سرعت تعدیل میان رژیم‌ها γ=۸/۷۷۰ به عنوان نقطه شروع الگوریتم انتخاب شد.

۴-۲-۴- برآورد مدل توسط الگوی LSTR1

با توجه به این که تمامی آزمون‌های لازم جهت تعیین الگو انجام شده است، می‌توان به برآورد مدل نهایی (۱۲) پرداخت. نتایج حاصل از نرم افزار Jmulti به صورت زیر است.

جدول (۳): نتایج برآورد مدل

متغیر	ضریب	آماره t (ارزش احتمال)	متغیر	ضریب	آماره t (ارزش احتمال)
قسمت خطی			قسمت غیر خطی		
CONST	۹/۲۵۷*	۳/۲۲۵ (۰/۰۰۴)	CONST	-۱۲/۳۵۹**	-۲/۵۶۵ (۰/۰۱۹)
Inv(t)	۰/۳۷۸*	۴/۵۷۶ (۰/۰۰۰)	Inv(t)	-۰/۴۰۲**	-۲/۳۸۸ (۰/۰۲۸)
Inv(t-1)	۰/۲۵۰***	۱/۸۰۴ (۰/۰۸۷)	Inv(t-1)	-۰/۱۶۳	-۰/۵۶۱ (۰/۵۸۱)
Seci(t)	-۰/۵۹۴*	-۳/۰۵۴ (۰/۰۰۶)	Seci(t)	۰/۸۰۲*	۳/۳۲۳ (۰/۰۰۳)
Sv(t)	-۱/۳۹۶**	-۲/۲۸۲ (۰/۰۳۴)	Sv(t)	۱/۲۴۶	۱/۵۵۸ (۰/۱۳۶)
Ugov(t)	-۰/۰۰۱**	-۲/۵۵۶ (۰/۰۱۹)	Ugov(t)	۰/۰۰۱**	۲/۳۵۱ (۰/۰۳۰)
Ugov×sv (t)	۰/۰۰۱**	۲/۵۶۹ (۰/۰۱۹)	Ugov×sv (t)	-۰/۰۰۱**	-۲/۳۶۱ (۰/۰۲۹)
dummy	-۵/۶۲۲*	-۴/۶۲۹ (۰/۰۰۰)	dummy	۵/۱۱۱**	۲/۴۸۸ (۰/۰۲۲)
معیار آکائیک= ۱/۰۵۵			γ	۶۱/۰۰۴*	۸/۴۴۴ (۰/۰۰۰)
معیار شوارتز= ۱/۸۴۷			c	۱۱/۹۵۳*	۱۶۲/۶۷۰ (۰/۰۰۰)
ضریب تعیین تعدیل شده= ۰/۷۸					

منبع: نتایج پژوهش

*، **، *** به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

از آنجایی‌که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و در طول زمان یکسان نیستند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۳) را مستقیماً تفسیر نمود و صرفاً به تجزیه و تحلیل علامت‌ها پرداخته شده است.

براساس نتایج جدول (۳)، پارمتر شیب (γ) معادل ۶۱ برآورد شد که نماینگر سرعت متوسط انتقال میان دو رژیم است. مقدار مکان وقوع تغییر رژیم (c) ۱۱/۹۵۳ برآورد شد، لذا در صورتی‌که متغیر سرمایه‌گذاری (با یک وقفه) از این حد کمتر (بیشتر) باشد، نحوه رفتار مدل مطاابق الگوی خطی و رژیم اول (الگوی غیر خطی و رژیم دوم) خواهد بود.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در سطوح پایین سرمایه‌گذاری، توسعه مالی عامل منفی و معنادار در رشد اقتصادی است، در حالیکه با عبور از حد آستانه و قرار گرفتن در سطوح بالا سرمایه‌گذاری، توسعه مالی تأثیر مثبت و غیرمعنادار بر رشد اقتصادی دارد. توسعه مالی از طریق کانال بهبود بهره‌وری عوامل تولید، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در واقع توسعه مالی از طریق تسهیل مدیریت ریسک، مشخص کردن پروژه‌های دارای بازدهی و تسهیل مبادله کالا و خدمات، با ارتقاء تخصیص بهینه سرمایه‌گذاری، موجب بهبود بهره‌وری عوامل کل تولید و به تبع آن افزایش رشد

اقتصادی شود (لوین[1]،۱۹۹۷، شوم‌پیتر، ۱۹۳۹). با این اوصاف، در شرایطی که سطح سرمایه‌گذاری پایین است، امکان شکوفایی بازارهای مالی و تخصیص بهینه سرمایه-گذاری دشوار است. همچنین در شرایط عکس و وجود سطح سرمایه‌گذاری بالا، بازارهای مالی قادر نبوده‌اند وجوه را به سمت سرمایه‌گذاری دارای بازده سوق دهند و موجبات رشد اقتصادی را فراهم آورند. این نتایج با مطالعه خادم علیزاده[2] (۱۳۹۲) که رابطه مثبت و معناداری بین بازار سرمایه و رشد اقتصادی در ایران مشاهده نکرد، سازگار است.

نااطمینانی مخارج دولتی نیز تأثیر نامتقارن بر رشد اقتصادی دارد. در رژیم اول و حد پایین سرمایه‌گذاری تأثیر منفی و در رژیم دوم و حد بالا سرمایه‌گذاری تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. از آنجاکه مخارج دولتی یکی از مهمترین اجزای تقاضای کل اقتصاد است، بنابراین روشن است که بی‌ثباتی آن از طریق ایجاد بی‌ثباتی در تقاضای کل به بی‌ثباتی تولید و رشد اقتصادی می‌انجامد (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۵). در واقع، در سطوح پایین سرمایه‌گذاری، نااطمینانی مخارج دولتی از طریق کانال بیان‌شده، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. با گذر از حد آستانه و افزایش سطح سرمایه‌گذاری، اقتصاد می‌تواند اثر منفی مذکور را خنثی نماید. از اینرو، بنابر نتایج مشاهده می‌شود که در رژیم دوم افزایش سطح سرمایه‌گذاری توانسته اثر منفی نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در رژیم اول را مثبت نماید.

متغیر تقاطعی نااطمینانی مخارج دولتی- توسعه بازار مالی به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر رشد اقتصادی در رژیم اول و دوم دارد. در رژیم اول، پتانسیل و فرصت برای افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی وجود دارد. در واقع زمانی که سطح سرمایه-گذاری پایین است، توسعه بازارهای سرمایه علی رغم اینکه خود تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، توانسته است در زمینه تأثیر منفی نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی هر چه بهتر در مدیریت ریسک و تنوع‌سازی پرتفوی ایفای نقش نموده و گامی مثبت داشته باشد. در حالیکه در رژیم دوم با توسعه بازارهای سرمایه فرصت تخصیص بهینه در سطوح سرمایه‌گذاری ناممکن بوده است و بازارهای سرمایه نتوانسته است، تخصیص و هدایت منابع در جهت پوشش نااطمینانی‌ها را بدرستی و بهینه مدیریت نماید. این در شرایطی است که در سطح سرمایه‌گذاری بالا، توسعه بازار سرمایه خود تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد. ممکن است فقدان ترتیبات مالی بازارهای سرمایه در افزایش حاکمیت شرکتی، مانع تجهیز پس‌اندازها از عامل‌های اقتصادی و در نتیجه مانع جریان سرمایه به سوی سرمایه‌گذاری‌های سودآور و در نتیجه رشد اقتصادی

[1] Levin
[2] Alizadeh (2013)

شود (ایستیگیلیز و ویس[1]، ۱۹۸۳). در نتیجه در رژیم دوم نااطمینانی مخارج دولتی با لحاظ توسعه بازار سرمایه تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. بخشی از این نتایج با مطالعه حاتمی و همکاران (۱۳۹۶) در زمینه تأثیر منفی نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی سازگار است.

بررسی علامت ضریب متغیر سرمایه‌گذاری (با یک وقفه) نشان می‌دهد این شاخص در رژیم اول دارای تأثیر مثبت و معنادار و در رژیم دوم تأثیر منفی و غیرمعنادار بر رشد اقتصادی دارد که نشاندهنده اثر نامتقارن این شاخص است. در واقع، در اقتصاد ایران، سرمایه‌گذاری با وقفه تا یک حدی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود و از آن حد بیشتر، شرایط رشد اقتصادی بیشتر را فراهم نمی‌آورد.

یافته‌های برآورد الگو نشان می‌دهد که متغیر سرمایه‌گذاری (بدون وقفه) با اثر نامتقارن، در رژیم اول دارای علامت مثبت و معنادار و در رژیم دوم دارای علامت منفی و معنادار است. این امر نشان می‌دهد که در رژیمی که سرمایه‌گذاری کم است، سرمایه‌گذاری بیشتر، منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. این امر با نتایج مدل‌های کلاسیک رشد مطابقت دارد (سولو، ۱۹۵۶). در حالیکه اگر شاخص سرمایه‌گذاری از یک حد بالاتر رود شرایط کاهش رشد اقتصادی را فراهم می‌نماید. یکی از دلایل می‌تواند عدم هدایت حجم بالا منابع سرمایه‌گذاری به مولدترین و کارآمدترین بخش‌های اقتصاد و اتلاف منابع باشد که شرایط استفاده از منابع جهت تسریع رشد اقتصادی را فراهم نمی‌آورد.

سرمایه انسانی، عامل مهم در رشد اقتصادی مدرن است. رشد اقتصادی تنها بستگی به اندازه و میزان نیرون انسانی ندارد؛ بلکه به کارآیی آن نیز بستگی دارد. از یک طرف، بهبود در کیفیت نیروی انسانی موجب می‌شود عامل کار ماهرتر، کارآزموده‌تر و تواناتر گردد (تقوی و محمدی[2]، ۱۳۸۵). از طرفی دیگر، بهبود و پیشرفت در دانش و تکنولوژی ناشی از سرمایه‌گذاری فیزیکی، نیازمند نیروی انسانی ماهر و کارآمد است. بدین ترتیب، مشاهده می‌شود که پیشرفت دانش فنی و تکنولوژی متأثر از سرمایه‌گذاری فیزیکی در بخش‌های مختلف اقتصاد است که امکان بلوغ و پختگی افراد درگیر در روند رشد اقتصادی را که در مسیر بازدهی و فعالیت حرکت می‌کنند، فراهم سازد. از اینرو، بنابر نتایج جدول (۳)، شاخص توسعه انسانی قبل از حد آستانه و در رژیم اول دارای تأثیر منفی و معنادار و بعد از گذاشتن از حد آستانه و در رژیم دوم تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارد. در واقع، در سطوح پایین سرمایه‌گذاری فیزیکی، بهبود و پیشرفت در دانش و تکنولوژی در حدی نبوده است که سرمایه انسانی کاراتر و مولدتر عمل کند،

[1] Stigilitz & Weiss
[2] Taghavi & Mohammadi (2009)

در حالیکه در سطوح بالاتر سرمایه‌گذاری، این نقصان جبران گردیده و سرمایه انسانی گامی مثبت در جهت رشد اقتصادی برمی‌دارد.

متغیر مجازی جنگ تحمیلی عراق علیه ایران، در رژیم اول (دوم) تأثیر منفی (مثبت) بر رشد اقتصادی دارد. زمانی که سطح سرمایه‌گذاری پایین است، بنابر انتظار شرایط جنگ، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است، در حالیکه سرمایه‌گذاری بیشتر توانسته است اثرات مخرب را خنثی نموده و با تمام قوا در جهت رشد اقتصادی ایفای نقش نمایند. دو حالت حدی بررسی شده در فوق جزء رژیم‌های حدی می‌باشند و در حقیقت رفتار متغیرها بین این دو حالت حدی قرار دارد.

۴-۲-۵- آزمون‌های تشخیصی مدل

پس از تخمین نتایج، مدل توسط آزمون‌های تشخیصی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. اولین آزمون، بررسی عدم وجود خودهمبستگی است. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود خود همبستگی است که بایستی رد نشود. با توجه به ارزش احتمال این آزمون برای وقفه-های اول تا پنجم (۰/۳۲۷، ۰/۴۰۵، ۰/۴۲۴، ۰/۵۴۳ و ۰/۶۱۵)، فرضیه صفر در هیچ کدام از وقفه‌ها رد نشد، در نتیجه خود همبستگی وجود ندارد. آزمون دوم، آزمون ثبات پارامترها در رژیم‌های مختلف است. از آنجاییکه ارزش احتمال تابع F این آزمون (۰/۰۰۵) گزارش شده است، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت در سطح احتمال ۹۹ درصد، ضرایب قسمت خطی و غیر خطی یکسان نیستند. سومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل می‌باشد. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F برآورد شده (۰/۹۸)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی تأیید می‌گردد. لذا رابطه غیر خطی میان متغیرها به درستی توسط مدل تصریح شده است. جهت آزمون ناهمسانی واریانس براساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب ۰/۶۷۶ و ۰/۷۸۴ برآورد شده است. در نتیجه فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در سطح معناداری قابل قبولی، نمی‌توان رد نمود. همچنین آزمون نرمال بودن پسماندها توسط آزمون Jarque-Bera ارزش احتمال χ^2 را برابر با ۰/۵۹۷ گزارش کرده است که این نتیجه بدست آمد که پسماندها دارای توزیع نرمال می‌باشند. همچنین آزمون مانایی برای پسماندهای مدل نشاندهنده رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل است و رگرسیون ما کاذب نیست. به طور خلاصه مطابق آزمون‌های ارزیابی مدل، مدل غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبولی ارزیابی می‌شود.

۳- نتیجه‌گیری

تجارب تئوریکی نشان می‌دهد که نااطمینانی سیاست‌های دولتی به ویژه مخارج دولتی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. مخارج دولت یکی از مهم‌ترین اجزای تقاضای کل اقتصاد است، نااطمینانی آن تأثیر منفی بر تقاضا کل، سرمایه‌گذاری، تولید و در

نتیجه رشد اقتصادی دارد. در مقابل یک بخش مالی توسعه یافته به ویژه بخش سرمایه و اوراق بهادار از طریق تنوع‌سازی پرتفوی بطور مستقیم می‌توانند بطور هرچه کارا به مدیریت ریسک و نااطمینانی بپردازد. پس احتمال تأثیرپذیری نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی از توسعه بخش مالی و بازار سرمایه وجود دارد.

نخستین گام در مطالعه حاضر، برآورد نااطمینانی مخارج دولتی توسط مدل GAS است که با صحت بالا بتواند نوسانات را مدل‌سازی نمایند. گام بعدی برآورد تأثیر مخارج دولتی بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه بازار سرمایه توسط مدل STAR طی دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۷ است.

نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی مخارج دولت تأثیر منفی و کاهنده بر رشد اقتصادی دارد. در حالیکه در حضور یک بازار مالی توسعه یافته، تأثیر منفی نااطمینانی بر رشد اقتصادی، در رژیم اول و سطوح پایین سرمایه‌گذاری فیزیکی کاهش و در رژیم دوم و سطوح بالا سرمایه‌گذاری فیزیکی، افزایش می‌یابد. در واقع بازارهای مالی با کاهش ریسک در سطوح پایین سرمایه‌گذاری، اثر منفی نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی را خنثی نموده و تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند. در حالیکه در سطوح بالاتر سرمایه‌گذاری به دلیل ناکارایی ظرفیت‌های تولیدی کشور و عدم توانایی بازارهای سرمایه در تخصیص حجم بالایی از سرمایه‌گذاری در تولید و رشد اقتصادی، امکان بهره‌برداری از این فرصت‌ها فراهم نیست، بطوریکه توسعه بازار سرمایه تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی ندارد. نتایج این پژوهش با مطالعه مهرآرا و همکاران (۱۳۹۵) در زمینه تأثیر منفی نااطمینانی بر رشد اقتصادی و مطالعه لنسیک (۲۰۰۱) در زمینه تأثیر مثبت نااطمینانی سیاست‌های دولتی بر رشد اقتصادی با لحاظ توسعه بازارهای مالی در رژیم اول سازگار است. نتایج این پژوهش فرضیات تحقیق را در رژیم اول تأیید می‌نمایند.

توجه به بازارهای مالی و نقش فزاینده‌ی آنها در جهت رشد اقتصادی نکته‌ای است که بسیار بر آن تاکید شده است. تاکید بر توسعه هر چه بیشتر بازارهای مالی به ویژه بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار نیازمند توجه روزافزون مسئولان در جهت افزایش کارایی اطلاعاتی بازار، شفافیت کامل اطلاعات درون شرکتی و اطلاع کامل همه سرمایه‌گذاران می‌باشد. همچنین با توجه به حجم قابل توجه مداخلات دولتی در فعالیت‌های اقتصادی ایران و نقش دولت در فرآیند توسعه کشورها، ایجاد یک روند باثبات و کم نوسان در مخارج دولتی می‌تواند در جهت رشد اقتصادی پایدار و مستمر نقش آفرینی نماید.

فهرست منابع

۱. بانک مرکزی (۱۳۸۶). گزارش اقتصادی و ترازنامه، فصل هجدهم، توسعه مالی، تهران.

۲. برقندان، ابوالقاسم، برقندان، کامران، ستوده نیاکرانی، سلمان، و پازند، مجید (۱۳۸۹). اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۲(۱۲)، ۳۹-۵۶.

۳. تقوی، مهدی، و محمدی، حسین (۱۳۸۸). تأثیر زیرساخت‌های سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۹(۱)، ۱۵-۴۲.

۴. حاتمی، امین، امام وردی، قدرت اله، زراعت، محبت، و سلطان العلمایی، سید محمد هادی (۱۳۹۶). اثر نااطمینانی مخارج دولت بر رشد اقتصادی (رهیافت: روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده). *فصلنامه روند*، ۲۴(۷۹)، ۱۵-۴۰.

۵. خادم علیزاده، امیر (۱۳۹۲). تأثیر بازار سرمایه بر رشد اقتصادی در ایران (۱۳۹۰-۱۳۷۰) با استفاده از رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۳(۵۰)، ۱۲۱-۸۷.

۶. خداویسی، حسن، و وفامند، علی (۱۳۹۲). مقایسه‌ی پیش‌بینی نرخ ارز براساس مدل‌های غیرخطی STAR و مدل‌های رقیب. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۷(۲۳)، ۸۵-۱۰۳.

۷. دهقانی، علی، و یحیی‌پور، افسون (۱۳۹۷). تأثیر سیاست مالی بر رشد اقتصادی. *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، ۹(۱۸)، ۱۵-۱.

۸. رحمانی، لیلا (۱۳۸۹). *بررسی تأثیر نااطمینانی حاصل از سیاست‌های اقتصادی دولت بر رشد اقتصادی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

۹. سوری، علی، ابراهیمی، محسن، و سالاریان، محمد (۱۳۹۰). نااطمینانی در مخارج مصرفی دولت و رشد اقتصادی. *پژوهشنامه اقتصاد کلان، ۶(۱۱)، ۱۰۷-۱۲۴.*

۱۰. شهبازی، کیومرث، و نجار قابل، سمیه (۱۳۹۶). تأثیر غیرخطی تضعیف ارزش پول ملی بر رشد اقتصادی ایران: کاربرد مدل‌های خود رگرسیون انتقال ملایم. *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، ۶(۲۱)، ۱۲۳-۱۴۷.

۱۱. کریم، محمدحسین، شفافی شهری، وحید، و نصری، لیلا (۱۳۹۴). ارزیابی فرآیند خصوصی‌سازی در راستای سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی (افزایش سهم بخش خصوصی). *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۳(۱۱)، ۴۹-۶۲.

۱۲. مولایی، محمدعلی، و دهقانی، علی (۱۳۹۰). ارزیابی تأثیر هزینه‌های تحقیق و توسعه بر سهم بازار در بخش صنعت ایران (رویکرد غیرخطی LSTAR). *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۴، ۵۵-۷۴.

۱۳. مهرآرا، محسن، سید قاسمی، میرسجاد، و بهزادی صوفیانی، محسن (۱۳۹۵). اثر نااطمینانی‌های تورم و مخارج دولت و تعامل آن‌ها بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۰(۳۴)، ۳۳-۵۸.

۱۴. هوشمند، محمود، و دانش نیا، محمد (۱۳۹۰). تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران. *دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، (۲)۱۸، ۴۵-۶۱.

15.Abdelkader, D., & Sy, A. (2016). The volatility of exchange rate between the US dollar and African emerging currencies: analyzing by GAS-GARCH-Student-t model. *International Journal of Critical Accounting*, 8(2), 132-143.

16.Abel, A.B., & Eberly. J.C. (1994). A unified model of investment under uncertainty. *American Economic Review*, 84, 1369-1384.

17.Adedeji, A. N., Ajayi, J. M., & Thomas Tizhe, M. (2019). Effects of public expenditure and financial development on economic growth: empirical evidence from Nigeria. *Journal of Economics, Management and Trade*, *22*(4), 1-14. https://doi.org/10.9734/JEMT/2019/46228.

18.Aizenman, J., & Marion, N.P. (1993). Macroeconomic uncertainty and private investment. *Economics Letters*, 41, 207-210.

19.Arestis, P. González, A. R., & Dejuan, O. (2016). Investment, financial markets, and uncertainty. levy economics institute. *Economia e Sociedade*, 25(3). https://doi.org/10.1590/1982-3533.2016v25n3art1.

20.Barghandan, A. Barghandan, K. Sotoudeh Nia Karani, S., & Pazand, M. (2010). Effects of human capital on economic growth in Iran. *Quarterly Journal of Economical Modeling*, 4(12), 39-56 (In Persian).

21.Barro, R. J. (1991a). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.

22.Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77 (3), 623–685.

23.Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.

24.Central Bank. (2007) Economic report and balance sheet, Chapter 18, Financial Development, Tehran (In Persian).
25.Chen, R., & Xu, J. (2019). Forecasting volatility and correlation between oil and gold prices using a novel multivariate GAS model. *Energy Economics*, 78, 379-391.
26.Creal, D., Koopman, S. J., & Lucas, A. (2013). Generalized autoregressive score models with applications. *Journal of Applied Econometrics*, 28(5), 777–795.
27.Dehghani, A., & Yahyapour, A. (2018). The effect of fiscal policy on economic growth in Iran. *Journal of Economics and Business Research*, 9(18), 1-15 (In Persian).
28.Ghosal, V., & Loungani, P. (2000). The differential impact of uncertainty on investment in small and large businesses. *The review of Economics and Statistics*, 82(2), 338-343.
29.Greenwald, B., & Stiglitz, J. (1990). Macroeconomic models with equity and credit rationing, in Hubbard, R.G. (ed.), asymmetric information, corporate finance, and investment. *Chicago: University of Chicago Press, pp. 15-42.*
30.Hatami, A. Imamverdi, Q. Zeraat, M., & Soltanololamaei, S. M. H. (2017). The impact of uncertainty of government expenditures on economic growth of Iran (Application of Fully Modified Ordinary Least Square Approach). *Quarterly Journal of Ravand*, 24(79), 15-40 (In Persian).
31.Hensen, B. E. (1999). Threshold effect in non-dynamic panels: estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.
32.Hoshmand, M., & Daneshnia, M. (2011). Impact of financial development on economic growth in Iran. *Financial Monetary Economics*, 18(2), 45-61 (In Persian).
33.Hurst, H. E. (1951). The long-term storage capacity of reservoir. Transactions of the American Society of Civil Engineers 116, Paper 2447, Published in 1950 as Proceedings-Separate No. 11.
34.Jelilov, G., & Musa, M. (2016). The impact of government expenditure on economic growth in Nigeria. *Sacha Journal of Policy and Strategic Studies*, 5(1), 15-23.
35.Karaman, K., & Yildirim-Karaman, S. (2019). How does financial development alter the impact of uncertainty? *Journal of Banking and Finance*, 102, 33-42.
36.Karim, M., Shaqaqi Shahri, V., & Nasri, L. (2015). Assessment of the privatization in Iran pertaining to the general policies of Article 44 of Constitution (private sector increment). *The Macro and Strategic Policies*, 3 (11), 49-62 (In Persian).
37.Khadem Alizadeh, A. (2013). .he effects of capital market on economic growth in Iran (1991-2011) by using the Principal Components Analysis (PCA). *Economics Research*, 13(50), 87-121 (In Persian).

38.Khodavisi, H., & Vafamand, A. (2013). Comparison of exchange rate forecasting based on nonlinear STAR models and competing models. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 7 (23), 85-103 (In Persian).
39.Kim, W. (2019). Government spending policy uncertainty and economic activity: US time series evidence. *Journal of macroeconomics*, 61, 103-124.
40.Landau, D. (1986). Government and economic growth in the less developed countries: an empirical study for (1960-1980). *Economic Development and Cultural Change*, 35, 35-75.
41.Lensik, R. (2001). Financial development, uncertainty and economic growth. *De Economist*, 149(3), 299-312.
42.Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
43.Levine, R., Loayza, N., & Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth: causality and causes. *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 31-77.
44.Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, bank and economic growth. *The American Economic Review*, 88(3), 537-542.
45.Lucas, R.E., & Prescott, E.C. (1971). Investment under uncertainty. *Econometrica*, 39, 659-681.
46.Makatjane, K. D., Xaba, D. L., & Moroke, N. D. (2017). Application of Generalized Autoregressive Score Model to stock returns. *International Journal of Economics and Management Engineering*, 11(11), 2549- 2552.
47.Mandelbort, B. (1972). Statistical methodology for nonperiodic cycles: from the covariance to R/S analysis. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1(3), 259-290.
48.Mehrara, M., Seyyed Gasemi, M. S., & Behzadi Sofiani, M. (2016). The effects of inflation and government spending uncertainty and their interaction on Iran's economic sectors, *Journal of Financial Economics*,10(34), 33-58 (in Persian).
49.Molaei, M. A., & Dehghan, A. (2012). tThe impact of research and development expenditures on the market share in Iranian industry sector (LSTAR Approach). Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(4), 55-74 (In Persian).
50.Muller, N., & Yohai, V. (2008). Robust estimates for GARCH models. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 138(10), 2918-290.
51.Murray, J. (2014). Fiscal policy uncertainty and its macroeconomic consequences. *MPRA (Munich Personal RePEc Archive) Paper from University Library of Munich, Germany*. Paper No. 57409
52.Rahmani, L. (2010). The effect of uncertainty on government economic policies on economic growth. *Master thesis*, Shahid Beheshti University, Tehran (In Persian).
53.Schumpeter, J.A. (1939). Business cycles: a theoretical, historical, and statistical analysis of the capitalist process. *New York: McGraw-Hill*.

54.Shahbazi, K., & Najarghabel, S. (2017). Nonlinear effects of currency undervaluation on economic growth in Iran: Application of Smooth Transition autoregressive (STAR) models. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran (AESI)*, 6(21), 123-147 (In Persian).
55.Solo, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
56.Sori, A. Ebrahimi, M., & Salariyan, M. (2011). Uncertainty in government spending and economic growth. *Journal of Macroeconomics*, 6(11), 107-124 (In Persian).
57.Stigiltz, J., & Weiss, A. (1983). Incentive effects of terminations: applications to the credit and labor markets. *American Economic Review*, 73(5), 912-927.
58.Taghavi, M., & Mohammadi, H. (2009). The impact of investment infrastructure on Iran's economic growth. *Journal of Economic Research*, 9(32), 15-42 (In Persian).
59.Terasvirta, T., & Anderson, H. M. (1992). Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics*, 7(1), 119-136.
60.Troster, V., Tiwari, A. K., Shahbaz, M., & Macedo, D. N. (2019). Bitcoin returns and risk: A general GARCH and GAS analysis. *Finance Research letters*, 30, 187-193.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی