تأثیر بیکاری بر ثبات سیاسی در ایران (۱۳۹۴-۱۳۶۴)

حبیب انصاری سامانی* ، ربابه خیل کردی**

تاریخ دریافت: ۹۸/۵/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۸/۱۱/۱۷

چکیده

تأمین شغل برای نیروی کار جویای کار، یکی از خواسته‌های اجتماعی و قانونی مردم هر کشوری است و بیکاری، معضلات زیان‌بار اجتماعی و اقتصادی مختلفی را سبب می‌شود. تاکنون آثار سیاسی بیکاری و اشتغال، کمتر مورد توجه قرار گرفته است. ایجاد اشتغال، می‌تواند بر مشروعیت و مقبولیت دولت‌ها بیافزاید و باعث تقویت ثبات سیاسی کشور گردد. هدف از نگارش این مقاله، بررسی اثرات بیکاری بر ثبات سیاسی طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۶۴ در ایران است. برای این منظور، از روش خودرگرسیون برداری (VAR) ، مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و تابع تجزیه واریانس استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت دو متغیر نرخ بیکاری و ضریب جینی، رابطه منفی و معناداری باثبات سیاسی دارند. همچنین در دوره مورد مطالعه، افزایش رشد اقتصادی باعث بهبود ۱۰ واحدی در شاخص ثبات سیاسی شده است. با توجه به نتایج تابع تجزیه واریانس، تأثیر متغیر نرخ بیکاری در واریانس ثبات سیاسی از ۱۵ واحد در کوتاه‌مدت، به ۲۲ واحد در بلندمدت افزایش می‌یابد. همچنین با توجه به نتایج، به نظر می‌رسد که برای برقراری ثبات سیاسی در کشور، می‌باید در درجه اول، نرخ بیکاری مهار شده و ضریب جینی کاهش پیدا کند و با تقویت تولید داخلی و پیروی از الگوی اقتصاد مقاومتی، رونق اقتصادی در کشور ایجاد گردد.

کلید واژه: بیکاری، ثبات سیاسی، خودرگرسیون برداری، اقتصاد ایران
طبقه‌بندی JEL: O57، C32،G31، E24

* استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)
ha.ansarisa@gmail.com
** دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد
r.khilkordi@gmail.com

۱. مقدمه

اصولاً اشتغال افرادی که به سن کار می‌رسند، یک الزام سیاسی- اجتماعی است؛ زیرا اشتغال نوعی معرف و مجوز زندگی مستقل است و بیکاری می‌تواند به انحراف و سرخوردگی افراد و بحران‌های اجتماعی و سیاسی خاصی منجر گردد. به همین دلیل، با وجود آنکه اقتصاددانان، تأمین اشتغال کامل در کنار رشد مداوم اقتصادی، سطح قیمت‌ها و موازنه تراز پرداخت‌ها را از اهداف چهارگانه اقتصادی بیان می‌کنند (اسپتین[1] و همکاران، ۲۰۱۷)، اما به اتفاق، اشتغال کامل را مهم‌ترین آن‌ها می‌دانند (مهدوی عادلی، ۱۳۸۰)؛ در ادبیات اقتصاد متعارف، ایجاد مستقیم شغل از وظایف دولت‌ها نیست، اما ایجاد فضایی که در آن، عملکرد آزاد فعالان بازار و کارآفرینان منجر به رونق بازارها شده و بیکاری کاهش یابد، از وظایف دولت به شمار می‌رود. نقش اشتغال در پویایی زندگی انسان انکارناپذیر است و می‌توان آن را کانون ارتباطات انسانی و اجتماعی تلقی کرد (احمدی و ایزد خواستی، ۱۳۸۵). مشکل ناشی از پدیده بیکاری و عدم اشتغال، علاوه بر اینکه مشکلات اقتصادی را به‌دنبال دارد، منشأ بروز اختلالات رفتاری و کرداری در سطح جامعه و همچنین بروز تنش‌های سیاسی می‌گردد که سلامتی یک جامعه را در معرض خطر جدی قرار می‌دهد (صیدایی و همکاران، ۱۳۹۰).

بازارکار در ایران به‌دلایل گوناگونی نظیر افزایش چشمگیر جمعیت در سال‌های نخست انقلاب، ناسازگاری نظام آموزشی کشور با نیازهای شغلی، نوسانات نرخ ارز، عدم موفقیت در جذب سرمایه خارجی، وجود تحریم‌ها و موانع ایجاد شده در ورود ماشین‌آلات برای احداث کارخانجات و ... شاهد افزایش میزان بیکاری بوده است؛ به این معنا که طی سال‌های اخیر، مقدار عرضه نیروی‌کار بر مقدار تقاضای نیروی‌کار فزونی یافته و این فزونی به‌تدریج افزایش یافته و باعث ایجاد بیکاری و عدم وجود شغل مناسب برای نیروی‌کار به‌ویژه جوانان و فارغ‌التحصیلان دانشگاهی شده است (بهنامیان، ۱۳۹۱).

1. Epstein

در مطالعات متعدد، استدلال می‌شود که نرخ بیکاری و بیکاری جوانان، تهدیدی برای ثبات سیاسی، اقتصادی و اجتماعی ملت‌ها هستند (یردال[1]، ۲۰۰۶ و ۲۰۱۲). بررسی رویکرد روانشناختی نظریه‌های عمومی خشونت که به وسیله دیویس[2] (۱۹۶۲) مطرح و توسط گر[3] (۱۹۷۰) پالایش شد، این اصل که بدبختی و فقر اقتصادی پدیدآورنده شورش است، را تبیین می‌کند. در جوامعی که مردم به سطح زندگی پایین ناشی از فشارهای اقتصادی عادت می‌کنند، تنها در صورتی احتمال پرورش احساسات پرخاشگری در آن‌ها ایجاد می‌شود که تفکرات معطوف به زندگی بهتر در جامعه تزریق شود و بنابراین، هرگونه تغییر در جامعه‌ای که انتظارات مردم برای یک زندگی بهتر را افزایش دهد، بدون اینکه امکانات برآورده شدن این انتظارات را فراهم سازد، می‌تواند سبب بی‌ثباتی سیاسی شود. استدلال دیویس بر این اساس است که در دوران افزایش رفاه، انتظارات مردم برای زندگی بهتر افزایش می‌یابد، سپس وقوع یک رکود اقتصادی شدید که این انتظارات را بر باد دهد، باعث بروز احساس فوق‌العاده شدید محرومیت و پرخاشگری خواهد شد (اصغر پور و همکاران، ۱۳۹۲).

برای اندازه‌گیری ثبات سیاسی، از معیارهای مختلفی بهره‌گیری و در مطالعات مختلفی از تغییرات دولت به عنوان معیار استفاده شده است. به‌عنوان مثال، آلسینا و همکاران (۱۹۹۶) یک مقدار عددی را برای هر کشور از طریق میانگین احتمالات موجود تغییر در دولت، برای آن کشور طی چند سال اختصاص داده‌اند. آن‌ها نتیجه گرفتند که در کشورها و دوره‌های زمانی با گرایش بالای تغییر دولت، رشد به‌طور قابل توجهی پایین‌تر است.

دی هان و همکاران[4] (۱۹۹۶)، برای این کار از یک متغیر دامی استفاده کرده‌اند. زمانی‌که نقل و انتقالات دولتی از هفت بیشتر باشد، مقدار صفر و در غیر این صورت،

1. Urdal
2. Davies, J. C.
3. Gurr, T. R.
4. De Haan *et al.*

مقدار یک را اختیار می‌کند. آیسن و ویگا (۲۰۱۳)، بی‌ثباتی سیاسی را به‌عنوان تغییرات کابینه (هیأت دولت) مورد بررسی قرار دادند؛ یعنی تعداد دفعاتی در سال که نخست‌وزیر جدید منصوب شده و یا ۵۰ درصد یا بیشتر، از پست‌های کابینه به‌وسیله نخست‌وزیر جدید اشغال شده است. زریکت[1] (۲۰۰۵) بی‌ثباتی سیاسی را با نمره دموکراسی در یک کشور اندازه‌گیری کرد. کودتاهای موفق، که تغییرات غیرارادی در دولت هستند، معمولاً به‌عنوان مقیاس بی‌ثباتی سیاسی استفاده می‌شوند (آلسینا و همکاران، ۱۹۹۶؛ گیرا و مارسو[2]، ۲۰۰۴). به عقیده فُسا (۲۰۰۱)، دیگر اشکال بالقوه بی‌ثباتی سیاسی- مثل کودتای نافرجام و توطئه کودتاهای به‌طور رسمی گزارش شده- ممکن است همچنین تأثیرات بی‌ثباتی بر اقتصاد را اعمال کند. کامپوس و ناجنت[3] (۲۰۰۰)، دو شاخص برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی سیاسی، یکی برای بی‌ثباتی خفیف و دیگری برای بی‌ثباتی شدید ساختند. گلداسمیت[4] (۱۹۸۷) از یک روش مشابه استفاده کرد. اما تغییرات بی‌ثباتی بین دو دوره زمانی را نیز گنجاند. او نمونه خود را به چهار گروه از کشورها طبقه‌بندی کرد: به‌طور مداوم پایدار (کشورهایی که در هر دو دوره زمانی هم با ثبات بودند)، به‌طور مزمن ناپایدار (کشورهایی که در هر دو دوره زمانی ناپایدار هستند)، برقراری ثبات (کشورهایی که در دوره زمانی بعد در مقایسه با دوره زمانی قبل با ثبات‌تر هستند) و بی‌ثبات کننده (کشورهایی که در دوره زمانی بعد نسبت به دوره زمانی قبلی کمتر با ثبات شده‌اند).

در سال ۲۰۰۲ فُسا، از یک شاخص ترکیبی برای تعریف بی‌ثباتی سیاسی استفاده کرد که شامل تکرار نوساناتی از کودتاهای موفق- نتیجه نقل‌وانتقال غیرارادی قدرت اجرایی و کودتاهای نافرجام- که به‌وسیله تغییرات بالقوه در دولت و توطئه کودتاهای رسماً گزارش شده، بود. بی‌ثباتی سیاسی، فارغ از نوع و شدت خود، همواره انرژی و

1. Zyreiqat
2. Ghura and Merceau
3. Campos and Nugent
4. Goldsmith

پتانسیل‌هایی را که باید در مسیر رشد اقتصادی به کار گرفته شوند، از بین می‌برد و روند طبیعی سیستم اقتصادی را در اثر سوء مدیریت که ناشی از منازعات درون حزبی و برون حزبی است، منحرف می‌سازد و سرعت رشد اقتصادی را کند می‌کند. بی‌ثباتی سیاسی از راه از بین بردن امکان سرمایه‌گذاری، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود؛ به‌طوری که در کشورهایی که احتمال کودتا، شورش‌های خیابانی، ترور و اشکال دیگر تغییر غیر مسالمت‌آمیز قدرت وجود دارد، انگیزه برای سرمایه‌گذاری پایین بوده و سرمایه‌گذارها در چنین وضعیتی بر انتقال سرمایه خود به جاهای امن می‌کوشند و نرخ جانشینی سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و احتمالاً با بهره‌وری بالا به وسیله طرح‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت و با بهره‌وری پایین، افزایش می‌یابد. افزون بر این، ناکارآمدی تولیدی پدید آمده به واسطه بی‌ثباتی سیاسی، تولید نهایی را کاهش خواهد داد (شاه‌آبادی و بهاری، ۱۳۹۳).

مقاله حاضر، به بررسی اثر بیکاری بر ثبات سیاسی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۴ می‌پردازد و سعی دارد نشان دهد که نرخ بالای بیکاری موجب می‌شود که کشور، بیشتر در معرض ابتلا به بی‌ثباتی سیاسی قرار بگیرد. لازم به ذکر است که به دلیل محدودیت در داده‌های ثبات سیاسی برای ایران، دوره زمانی یاد شده، مورد مطالعه قرار گرفت. با توجه به جستجوی محققان، تاکنون هیچ مطالعه‌ای اثر بیکاری بر ثبات سیاسی در ایران را به‌طور خاص مورد مطالعه قرار نداده است و این امر، می‌تواند نوآوری این پژوهش به حساب آید.

۲. ادبیات پژوهش

موضوعی که اخیراً در تحقیقات بسیاری مورد بحث قرار گرفته، در مورد ماهیت ثبات سیاسی و ارتباط آن با عملکرد اقتصادی در یک کشور است (آیسن و ویگا[1]، ۲۰۱۱).

1. Aisen and Veiga

نبود داده‌های کافی، باعث شده که ادبیات تجربی در خصوص رابطه بین ثبات سیاسی و بیکاری به تحقیقات سال‌های اخیر محدود شود.

پژوهش‌های انجام شده در حوزه بیکاری و ثبات سیاسی بسیار اندک بوده است. به همین دلیل در این بخش، به تعدادی از مطالعاتی که به نوعی اثر بی‌ثباتی سیاسی را بر متغیرهای اقتصادی (از جمله رشد اقتصادی) بررسی کرده‌اند، پرداخته می‌شود.

اودین و همکاران[1] (۲۰۱۷)، به بررسی ثبات سیاسی و رشد اقتصادی در ۱۲۰ کشور درحال‌توسعه طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۶ با استفاده از سیستم دومرحله‌ای پویای پیشرفته (GMM) و رگرسیون چندک[2] پرداختند؛ و نشان دادند که برای کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، بی‌ثباتی سیاسی، عامل بازدارنده‌ای برای رشد اقتصادی است. بی‌ثباتی سیاسی از طریق کانال‌های سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه انسانی بر کشورهای درحال‌توسعه تأثیر می‌گذارد و لذا توسعه نهادهای سیاسی و اقتصادی همراه با توسعه سرمایه انسانی برای کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی، توصیه شده است.

ازنگ و یوگا (۲۰۱۳)، در مطالعه خود، به‌طور تجربی اثرات بیکاری جوانان را بر بی‌ثباتی سیاسی بررسی کردند. برای این منظور، از رگرسیون اثر ثابت با متغیرهای ساختاری برای یک نمونه ۲۴ تایی از کشورهای درحال‌توسعه برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ استفاده کردند و درگیری داخلی به عنوان شاخص بی‌ثباتی سیاسی، در نظر گرفته شد. نتایج نشان داده است که بیکاری جوانان، به‌طور معناداری با افزایش ریسک ناشی از بی‌ثباتی سیاسی ارتباط دارد. همچنین نرخ بیکاری فوق‌العاده بزرگ جوانان، با نابرابری‌های اقتصادی، اجتماعی و فساد مرتبط است که باعث می‌شود تا کشورها بیشتر در معرض بی‌ثباتی سیاسی و ناامنی ملی قرار بگیرند.

1. Uddin et al.
2. Quantile regression

آیسن و ویگا (۲۰۱۳)، اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی را با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته برای ۱۶۹ کشور و در ۵ دوره زمانی (۲۰۰۴-۱۹۶۰) مورد بررسی قرار دادند که تغییر در کابینه دولت، به عنوان شاخص بی‌ثباتی سیاسی در نظر گرفته شد. نتایج این مطالعه، حاکی از آن بود که بی‌ثباتی سیاسی شدیدتر، با نرخ رشد درآمد سرانه پایین‌تری همراه است. همچنین با بررسی کانال‌های انتقال اثر بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی، نشان دادند که اثر منفی بی‌ثباتی، از طریق کاهش بهره‌وری و نیز کاهش انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی، به رشد اقتصادی منتقل می‌شود.

کامپوس و همکاران[1] (۲۰۱۲)، اثر بی‌ثباتی سیاسی و آزادسازی مالی را بر رشد اقتصادی با استفاده از روش APARCH و دوره زمانی (۱۸۹۶-۲۰۰۰) برای کشور آرژانتین مورد آزمون قرار دادند. نتایج این مطالعه، نشان داده است که بی‌ثباتی سیاسی رسمی و غیررسمی، اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

خان و ثقیب[2] (۲۰۱۱)، اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی را در کشور پاکستان با استفاده از روش GMM و برای دوره زمانی (۱۹۵۱-۲۰۰۷) مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه، با استفاده از دو مدل پولی و غیر پولی انجام شده و نتایج، بیانگر این بوده است که یک ارتباط متقابل بین بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی وجود دارد.

پین[3] (۲۰۰۹)، با بررسی متغیرهای مربوط به بی‌ثباتی سیاسی با استفاده از روش تحلیل عاملی، چهار بعد معرفی کرده است که عبارت‌اند از: انگیزه‌های سیاسی خشونت، اعتراضات مدنی، بی‌ثباتی درون نظام سیاسی و بی‌ثباتی نظام سیاسی. وی در بررسی اثر بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی، از روش GMM به این نتیجه رسیده است که ابعاد مختلف شاخص‌های سیاسی، اثر متفاوتی بر رشد اقتصادی دارند که در حالت کلی، بی‌ثباتی نظام سیاسی، اثر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی داشته است.

1. Campos, N. F.; Karanasos, M. G. & T. Tan
2. Khan, Safdar & Omar Saqib
3. Jong-A-Pin, Richard

شاه‌آبادی و بهاری (۱۳۹۳)، در مطالعه خود، به بررسی تأثیر ثبات سیاسی (فقدان خشونت) و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب درحال‌توسعه و توسعه یافته طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۶ پرداختند. به این منظور، از روش GMM برای داده‌های پانل پویا استفاده شده و اثر متغیر ثبات سیاسی و شاخص‌های آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی، مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج مطالعه، حاکی از اثر مثبت و به لحاظ آماری معنادار هر دو متغیر شاخص ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه بوده است.

اصغر پور و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه خود، تلاش کردند با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه سیاسی و اجتماعی، اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی ایران را طی دوره (۱۳۳۹-۱۳۸۸) مورد بررسی و تحلیل قرار دهند. برای این منظور، با استفاده از تکنیک APARCH، اثر متغیر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی براساس دو شاخص بی‌ثباتی سیاسی رسمی و بی‌ثباتی سیاسی غیررسمی، مورد آزمون قرار گرفته است. شاخص بی‌ثباتی سیاسی رسمی شامل تغییرات کابینه، تغییرات ساختاری، بحران‌های دولت، انتخابات، پاک‌سازی دولت و شاخص بی‌ثباتی سیاسی غیررسمی شامل ترور، جنگ‌های چریکی، انقلاب، تظاهرات ضد دولتی و اعتصابات عمومی است. یافته‌های تجربی این مطالعه، نشان داده است که متغیرهای مربوط به هر دو شاخص بی‌ثباتی سیاسی مذکور، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند.

۳. روش پژوهش

۳-۱. طراحی الگو و معرفی متغیرها

مدل این پژوهش، برگرفته از مطالعه ازنگ و یوگا (۲۰۱۳) که از مقالات میگال و همکاران[1] (۲۰۰۴) و کلینو[1] (۲۰۱۲) الهام گرفته شده، است. بنابراین، رابطه بین بیکاری و ثبات سیاسی، با برآورد معادله زیر بررسی می‌شود:

1. Miguel *et al*.

$$post_t = c + \alpha_1 u_t + \alpha_2 ggdp_t + \alpha_3 gini_t + e_t \qquad (۱)$$

که در این رابطه، تعاریف متغیرها به صورت زیر است:

$post_t$ مقیاس ثبات سیاسی در زمان t است (گزارش ICRG, 2017)؛

u_t نرخ بیکاری در زمان t (سازمان برنامه و بودجه کشور،۱۳۹۷)؛

$ggdp_t$ نرخ رشد اقتصادی در زمان t (محاسبه شده از حساب‌های ملی بانک مرکزی[۲])؛

و $gini_t$ ضریب جینی کشور در زمان t (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران).

با استفاده از فرمول زیر، استانداردسازی برای متغیر ریسک کشوری انجام می‌شود:

$$icrg_i = \frac{icrg_i - \min(-icrg_i)}{\max(-icrg_i) - \min(-icrg_i)} \qquad (۲)$$

که در آن، $\min(-icrg_i)$ و $\max(-icrg_i)$ به ترتیب، حداقل و حداکثر هر شاخص هستند که هریک از متغیرهای (ICRG)[۳] در محدوده بین صفر و یک باشند. در این استانداردسازی، متغیرها به آسانی قابل‌مقایسه و مرتبه ریسک مرتبط با هر متغیر افزایش می‌یابد. مثلاً صفر، ریسک کم و یک، ریسک بالاتر را نشان می‌دهد. یادآور می‌شود، متغیر ثبات‌سیاسی که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت، ترکیبی از متغیرهای ذیل است (جدول ۱).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Colino
2. Tsd.cbi.ir
3. International Country Risk Guide

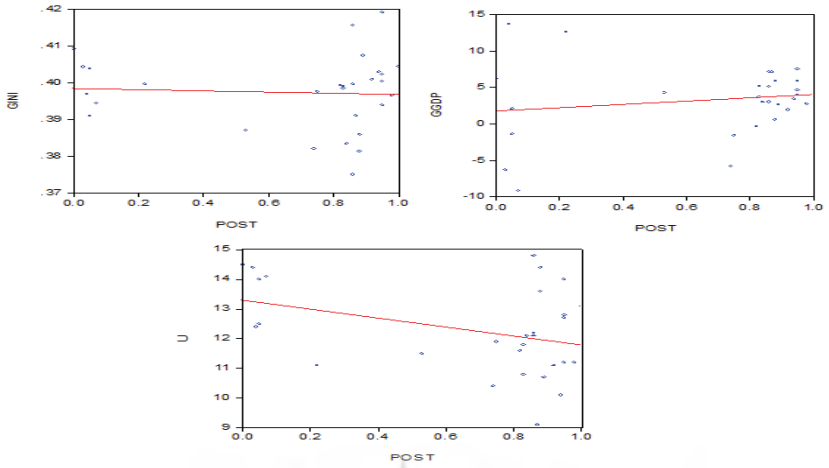
جدول ۱. اجزای ریسک سیاسی

متغیر		حداکثر مقدار
ثبات دولت	Government Stability	۱۲
شرایط اجتماعی و اقتصادی	Socioeconomic Conditions	۱۲
مشخصات سرمایه‌گذاری	Investment Profile	۱۲
درگیری داخلی	internal conflict	۱۲
درگیری خارجی	external conflict	۱۲
فساد	corruption	۶
نقش ساختار نظامی در نظام سیاسی	Military in Politics	۶
نقش مذهب در نظام سیاسی	Religion in Politics	۶
قانون و نظم	Law and Order	۶
تنش‌های قومی	Ethnic Tensions	۶
پاسخگویی دموکراتیک	Democratic Accountability	۶
کیفیت بوروکراسی	Bureaucracy Quality	۴
شاخص کلی	Total(Iran-composite)	۱۰۰

منبع: **PRS Group (2011)**

در این بخش قبل از برآورد مدل، روند متغیرهای ثبات سیاسی در مقابل رشد اقتصادی، ضریب جینی و نرخ بیکاری در ایران طی دوره مورد مطالعه، در نمودارهای زیر ارائه می‌شود که به‌طور واضح، گویای رابطه مثبت بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی و رابطه منفی بین ثبات سیاسی با نرخ بیکاری و ضریب جینی است.

پرتال جامع علوم انسانی



نمودار ۱. روند ثبات سیاسی، رشد اقتصادی، ضریب جینی و نرخ بیکاری در ایران (۱۳۶۴-۱۳۹۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۲. برآورد مدل

برای بررسی اثر متغیرهای موجود از جمله بیکاری بر ثبات سیاسی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۴، ابتدا از مدل خود رگرسیون برداری که رفتار متغیرها را در کوتاه‌مدت تعیین می‌کند، استفاده می‌شود. در صورتی که الگوی مورد نظر دارای هم انباشتگی باشد، آنگاه روابط بلندمدت و بردارهای هم انباشتگی را از طریق مدل تصحیح خطای برداری و مدل یوهانسون می‌توان به دست آورد.

۳-۲-۱. آزمون ریشه واحد متغیرها

پیش از انجام هرگونه تحلیل، می‌باید نسبت به مانایی متغیرها آزمون‌هایی انجام شود. آزمون ریشه واحد، یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص مانایی یک فرآیند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

بنابراین برای بررسی مانایی و ریشه واحد داده‌ها، از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) استفاده می‌شود. در این آزمون، اگر قدر مطلق آماره آزمون از کمیت بحرانی ارائه شده (در حالت وجود عرض از مبدأ ۲/۹۷۱-، در حالت وجود روند و عرض از مبدأ ۳/۵۸۰- و در حالت عدم وجود روند و عرض از مبدأ ۱/۹۵۳-) بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد، رد می‌شود. نتایج این آزمون برای متغیرهای حاضر در مطالعه، در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد (در سطح معناداری ۵ درصد)

متغیر	آماره آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در سطح	احتمال	آماره آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته با یک تفاضل	احتمال	کمیت بحرانی	نتیجه
post	-۱/۸۲۹	۰/۳۵	-۲/۹۸۷	۰/۰۴	-۲/۹۷۱	I (1)
u	-۱/۶۲۶	۰/۴۵	-۳/۹۸۷	۰/۰۰	-۲/۹۷۱	I (1)
gini	-۲/۵۹۰	۰/۱	-۷/۷۷	۰/۰۰	-۲/۹۷۱	I (1)
ggdp	-۲/۹۲۲	۰/۰۵۵	-۴/۰۸۵	۰/۰۰	-۲/۹۷۱	I (1)

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته، مشخص شد که تمامی متغیرهای موجود با یک‌بار تفاضل گیری مانا شده و جمعی از مرتبه یک هستند. اما با کمک روش همجمعی یوهانسون و جوسیلیوس، می‌توان رگرسیونی را بدون هراس از کاذب بودن بر اساس متغیرهای سری زمانی برآورد کرد؛ زیرا اگرچه خود این سری‌های زمانی دارای روند (تصادفی) هستند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند؛ به نحوی که تفاضل بین آن‌ها با ثبات (مانا) است (نوفرستی، ۱۳۷۸). از آنجا که شرط لازم برای استفاده از این روش در برآورد بلندمدت، مانایی متغیرها از درجه یک و به طور کلی

1. Augmented Dickey-Fuller

مانا بودن ترکیب خطی آن‌ها از درجه صفر است (اندرس، ۲۰۰۰)، بنابراین امکان استفاده از روش مزبور در اینجا که تمامی متغیرها جمعی از مرتبه یک هستند، وجود دارد.

۳-۲-۲. انتخاب وقفه بهینه در مدل VAR

بعد از بررسی آزمون ایستایی متغیرها، برای تعیین وقفه بهینه مدل VAR و به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها، از معیارهایی نظیر معیار اطلاعات آکائیک، شوارتز، حنان کوئین و نسبت حداکثر درست‌نمایی استفاده شده است که نتایج در جدول (۳) ارائه می‌شود:

جدول ۳. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه مدل VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	۲۰۲/۱۱۱۴	NA	-۱۲e۴/۹۸	-۱۴/۶۷۴۹۲	-۱۴/۴۸۲۹۴	-۱۴/۶۱۷۸۳
۱	۲۷۴/۳۶۴۶	۱۱۷/۷۴۵۹*	-۱۴*e۷/۸۵	-۱۸/۸۴۱۸۲*	-۱۷/۸۸۱۹۴*	-۱۸/۵۵۶۴۰*
۲	۲۸۹/۱۸۱۱	۱۹/۷۵۵۳۸	-۱۴e۹/۳۶	-۱۸/۷۵۴۱۶	-۱۷/۰۲۶۳۷	-۱۸/۲۴۰۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، طول وقفه بهینه براساس معیارهای شوارتز بیزین و حنان کوئین و آکائیک، یک تعیین شده است. پس از بررسی مانایی متغیرها و تعیین وقفه بهینه، در این قسمت نتایج تخمین مدل VAR در جدول (۴) بیان شده است:

جدول ۴. نتایج تخمین مدل خودرگرسیون برداری VAR

متغیر	Post (-۱)	U (-۱)	Gini (-۱)	Ggdp (-۱)	c
post	۰/۸۴۷	-۲/۶۶۴	-۲/۹۵۵	۰/۷۶۴	۱/۶۰
t-stat	۱۸/۹۱	-۲/۲۴	-۱/۸۲	۲/۲۶	۲/۲۸
R^2=۰/۹۵۶ F=۱۲۶/۵۸					

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۴) بزرگ‌ترین ضرایب به ترتیب مربوط به ضریب جینی و نرخ بیکاری است.

۳-۳. تعیین تعداد بردارهای همجمعی و روابط بلندمدت

جهت ارزیابی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، از تحلیل هم انباشتگی استفاده شده است که برای این منظور، دو آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر انجام می‌شود که نتایج در جدول شماره (۵) گزارش شده است.

جدول شماره ۵. نتایج آزمون تعداد بردار هم‌انباشتگی به روش آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه

آزمون اثر				آزمون حداکثر ویژه			
مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	آماره آزمون	فرضیه مخالف	فرضیه صفر
۴۷/۵۸۶	۵۰/۱۲۴	r = ۱	r = ۰	۲۷/۵۸۴	۲۲/۴۶۱	r = ۱	r = ۰
۲۹/۷۹۷	۲۷/۶۶۲	r = ۲	r ≤۱	۲۱/۱۳۱	۱۳/۸۷۱	r = ۲	r ≤۱
۱۵/۴۹۴	۱۳/۷۹۱	r = ۳	r ≤۲	۱۴/۲۶۴	۸/۲۳۵	r = ۳	r ≤۲

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج آزمون اثر، وجود یک رابطه هم انباشت کننده بلندمدت تأیید می‌شود. بنابراین، رابطه زیر را می‌توان نوشت:

$$Post = ۴/۱۵۹ - ۱۱/۵۹۸\ u(-۱) - ۶/۰۹۳\ gini(-۱) + ۱۰/۷۱۹\ ggdp(-۱) \qquad (۴)$$

(t=۱/۹۴) (t=۱۰/۴۱) (t=۲/۲۱)

نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، متغیر نرخ بیکاری، رابطه منفی و معناداری با ثبات سیاسی در ایران طی دوره مورد مطالعه دارد. به این معنی که با فرض ثبات سایر متغیرهای مدل، در صورتی که نرخ بیکاری یک واحد کاهش پیدا کند، منجر به افزایش ۱۱ واحدی ثبات سیاسی در سال بعد خواهد شد. همچنین متغیر ضریب جینی نیز در بلندمدت با ثبات سیاسی، رابطه منفی و معنادار را نشان می‌دهد. و در پی کاهش یک درصدی نابرابری توزیع درآمد، متغیر ثبات سیاسی حدود ۶ واحد افزایش می‌یابد. همچنین در بلندمدت به دنبال افزایش نرخ رشد اقتصادی، ثبات سیاسی نیز افزایش ۱۰ واحدی را تجربه خواهد کرد.

با توجه به نتایج این مطالعه، می‌توان اذعان کرد که برقراری ثبات سیاسی مستلزم کاهش نرخ بیکاری در کشور است. بنا به عقیده لیا (۲۰۰۵)، اگر بازار کار نتواند مازاد ناگهانی جوانان جویای کار را جذب کند، حجم عظیمی از جوانان بیکار به شدت سرخورده خواهند شد.

شیوع بیکاری در یک جامعه در سطح فردی، باعث مهاجرت شخصی برای دستیابی به یک موقعیت شغلی می‌گردد. در خصوص افراد تحصیل‌کرده و ماهر نیز، عدم وجود زمینه‌های شغلی مناسب، پدیده فرار مغزها را به همراه خود دارد. در واقع، نبود فرصت‌های شغلی مناسب با رشته‌ها و تخصص افراد، آنان را به سمت بازار کار خارج از کشور می‌کشاند (صارمی، ۱۳۷۸).

همچنین می‌توان به این نکته اشاره کرد که بیکاری منجر به فقر و فساد در جامعه می‌شود؛ و از آنجایی که درگیری داخلی و فساد، از شاخه‌های ثبات سیاسی هستند، لذا افزایش این عوامل، کاهش ثبات سیاسی در جامعه را به همراه خواهد داشت.

در خصوص رابطه منفی بین نابرابری توزیع درآمد و ثبات سیاسی، می‌توان به این نکته اشاره کرد که، نابرابری می‌تواند سیگنال‌هایی مبنی بر نبود فرصت در جامعه را به وجود آورد که باعث کاهش اعتماد اقشار خاصی از جامعه می‌شود. گسترش نابرابری، علاوه بر پیامدهای مهمی که برای رشد و ثبات اقتصاد در سطح کلان دارد، می‌تواند باعث تمرکز سیاسی و تصمیم‌گیری در دست افرادی خاص شود. همچنین می‌تواند باعث استفاده کمتر از حد مطلوب از نیروی انسانی شده، سرمایه‌گذاری را کاهش داده و موجب بی‌ثباتی اقتصادی، سیاسی و افزایش خطر بحران شود (دابلا نوریس و همکاران، ۲۰۱۵).

همچنین خلأ بزرگ و نابرابری روزافزون باعث محرومیت جمع زیادی از مردم کم‌بضاعت گردیده و زمینه‌های استفاده از استعدادهای عالی و خارق‌العاده طبقه غریب که اکثریت مطلق جوامع بشری را تشکیل می‌دهد را نابود می‌سازد. این طبقه از مردم جامعه از نعمت تحصیل محروم گردیده و در نهایت، از رشد استعدادها جلوگیری به عمل می‌آید که باعث ویرانی رشد اقتصادی گردیده و خشم مردم را نسبت به سیاست‌های اقتصادی دولت افزایش می‌بخشد و روند توسعه را به بن‌بست کشانده و به تبع آن، ثبات سیاسی کشور در معرض خطر قرار می‌گیرد.

رشد و رونق اقتصادی در کشور، افزایش ثبات سیاسی را به همراه دارد و می‌توان این‌گونه تحلیل کرد که به‌دنبال رشد اقتصادی بالا، درآمد ملی کشور افزایش یافته و افزایش رفاه عمومی و رضایت مردم از دولت را در پی داشته و عاملی برای کاهش بی‌ثباتی‌های داخلی می‌گردد. همچنین رونق اقتصادی، باعث بهبود جایگاه بین‌المللی کشور در بین اقتصادهای منطقه شده و از این طریق، موجب کاهش احتمال تنش‌های بین‌المللی می‌گردد. به‌علاوه، رشد اقتصادی از طریق افزایش درآمدهای دولت و مخارج

رفاهی و دفاعی دولت‌ها، می‌تواند عامل ایجاد کاهش خطرات ناامنی‌های داخلی و خارجی گردد.

۳-۴. آزمون علیت گرنجر

قبل از تخمین مدل، جهت اطمینان از وجود رابطه بین متغیرهای موجود در مدل معرفی و بررسی درستی یا نادرستی فرضیه‌های تحقیق، در این بخش، از آزمون علیت گرنجر استفاده شده است. در این آزمون، اگر احتمال کمتر از ۵ درصد باشد، فرضیه صفر مبنی بر بی‌اثر بودن مقادیر با وقفه علیت رد می‌شود و لذا متغیر علیت بر معلول، اثر با وقفه داشته و علیت گرنجری آن محسوب می‌شود.

جدول شماره ۶. نتایج آزمون علیت گرنجر

Prob.	F-Statistic	Null Hypothesis:	Obs
۰/۸۹۷۷	۰/۰۱۶۸۶	Post does not Granger Cause GGDP	۲۸
۰/۰۱۷۵	۶/۴۷۱۶۸	GGDP does not Granger Cause post	
۰/۰۳۰۸	۵/۲۴۰۷۲	U does not Granger Cause post	۲۸
۰/۸۵۳۳	۰/۰۳۴۹۳	Post does not Granger Cause U	

منبع: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج جدول ۶، رشد اقتصادی و نرخ بیکاری، علیت گرنجری ثبات سیاسی است و رابطه علیت دو طرفه نیست.

۳-۵. مدل تصحیح خطای برداری VECM

برای اینکه بتوان نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها مرتبط کرد، از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده می‌شود. معادله برآورد شده این الگو، در جدول (۷) نشان داده می‌شود.

جدول ۷. نتایج برآورد رابطه کوتاه‌مدت الگوی VECM برای ثبات سیاسی

متغیر	ضریب	آماره
d (post (-۱))	۰/۲۹۶	۱/۸۳
d (u (-۱))	۱/۰۶۵	۰/۶۹۲
d (gini (-۱))	-۲/۹۶۸	-۱/۹۲
d (ggdp (-۱))	-۰/۶۲۹	-۱/۸۱
c	۰/۰۱۵	۱/۲۲
ecm	-۰/۱۱۹	-۳/۷۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در الگوی فوق، ضریب متغیر تصحیح خطا (ECM) از اهمیت دو چندان برخوردار است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود و به عبارتی، چند دوره طول می‌کشد تا ثبات سیاسی به روند بلندمدت خویش بازگردد. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل ۰/۱۱۹- به دست آمده است؛ یعنی در هر دوره ۱۱/۹ درصد از عدم تعادل در ثبات سیاسی تعدیل‌شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

در ادامه، جهت تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در الگو، از روش تابع تجزیه واریانس کمک گرفته خواهد شد. روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برونزایی متغیرها را ورای دوره نمونه اندازه‌گیری نشان می‌دهد. در نتیجه، این روش را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نامید. در این روش، سهم تکانه‌های واردشده به متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر، در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه واردشده به متغیرهای الگو تقسیم می‌شود و بدین ترتیب، می‌توان سهم هر متغیر را بر روی تغییرات دیگر متغیرها، در طول زمان اندازه‌گیری نمود (تشکینی، ۱۳۸۴).

جدول شماره ۸. برآورد روش تجزیه واریانس

	post	u	gini	ggdp
۱	۱۰۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۷۹۷۲	۰/۱۳۲۱	۰/۰۱۶۰	۰/۰۵۴۶
۳	۰/۶۶۴۵	۰/۲۰۲۷	۰/۰۱۱۷	۰/۱۲۰۸
۴	۰/۶۰۹۰	۰/۲۱۹۹	۰/۰۰۹۰	۰/۱۶۱۹
۵	۰/۵۸۷۴	۰/۲۲۰۶	۰/۰۱۱۹	۰/۱۷۹۹
۶	۰/۵۷۷۹	۰/۲۲۰۵	۰/۰۱۶۳	۰/۱۸۵۰
۷	۰/۵۷۱۷	۰/۲۲۳۷	۰/۰۱۹۴	۰/۱۸۵۰
۸	۰/۵۶۵۸	۰/۲۲۹۷	۰/۰۲۰۸	۰/۱۸۳۵
۹	۰/۵۵۹۶	۰/۲۳۷۱	۰/۰۲۱۲	۰/۱۸۲۰
۱۰	۰/۵۵۳۶	۰/۲۴۴۲	۰/۰۲۱۲	۰/۱۸۰۹
۱۱	۰/۵۴۸۲	۰/۲۵۰۳	۰/۰۲۱۱	۰/۱۸۰۲
۱۲	۰/۵۴۳۹	۰/۲۵۵۲	۰/۰۲۱۰	۰/۱۷۹۷
۱۳	۰/۵۴۰۵	۰/۲۵۸۹	۰/۰۲۱۰	۰/۱۷۹۴
۱۴	۰/۵۳۷۸	۰/۲۶۱۸	۰/۰۲۱۰	۰/۱۷۹۲
۱۵	۰/۵۳۵۷	۰/۲۶۴۱	۰/۰۲۱۰	۰/۱۷۸۹
۱۶	۰/۵۳۴۱	۰/۲۶۵۹	۰/۰۲۱۱	۰/۱۷۸۷
۱۷	۰/۵۳۲۸	۰/۲۶۷۳	۰/۰۲۱۱	۰/۱۷۸۶
۱۸	۰/۵۳۱۸	۰/۲۶۸۵	۰/۰۲۱۱	۰/۱۷۸۴
۱۹	۰/۵۳۰۹	۰/۲۶۹۴	۰/۰۲۱۱	۰/۱۷۸۳
۲۰	۰/۵۳۰۳	۰/۲۷۰۲	۰/۰۲۱۱	۰/۱۷۸۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج روش تابع تجزیه واریانس، در جدول فوق ارائه شده است. جهت تجزیه و تحلیل بهتر، نتایج فوق در جدول زیر خلاصه شده، به نحوی که میانگین دوره‌های ۵، ۱۰،۱۵ و ۲۰ ساله، محاسبه و در جدول زیر ملاحظه می‌شود.

جدول شماره ۹. میانگین پنج‌ساله نتایج روش تابع تجزیه واریانس

	post	u	gini	ggdp
میانگین ۵ دوره	۰/۷۳۱۶	۰/۱۵۵۰	۰/۰۰۹۷	۰/۱۰۳۴
میانگین ۱۰ دوره	۰/۶۴۸۷	۰/۱۹۳۱	۰/۰۱۴۵	۰/۱۴۳۴
میانگین ۱۵ دوره	۰/۶۱۲۸	۰/۲۱۴۷	۰/۰۱۶۷	۰/۱۵۵۴
میانگین ۲۰ دوره	۰/۵۹۲۶	۰/۲۲۸۱	۰/۰۱۷۸	۰/۱۶۱۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج روش تابع تجزیه واریانس برای دوره‌های مختلف، حاکی از آن است که تأثیر ثبات سیاسی در واریانس خود، بیشترین نقش را داشته، اما این تأثیر در بلندمدت کاهش یافته است. تأثیر نرخ بیکاری در واریانس ثبات سیاسی، از ۱۵ درصد به ۲۲ درصد افزایش یافته، تأثیر ضریب جینی در واریانس ثبات سیاسی نیز افزایش را نشان می‌دهد؛ اما کمترین نقش را داشته و تأثیر رشد اقتصادی در واریانس ثبات سیاسی نیز از ۱۰ درصد به ۱۶ درصد افزایش یافته است. بنابراین بعد از ثبات سیاسی، تأثیر نرخ بیکاری بر واریانس ثبات سیاسی، بیشترین مقدار را نشان می‌دهد.

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مشکل ناشی از پدیده بیکاری و عدم اشتغال، علاوه بر مشکلات اقتصادی که به دنبال دارد، می‌تواند سلامتی روانی و آرامش عمومی یک جامعه را در معرض خطر جدی قرار دهد. بنابراین، تأمین اشتغال برای نیروی انسانی می‌تواند اثرات مثبت و منفی‌ای در چگونگی دستیابی به توسعه هر کشوری داشته باشد. اشتغال، تحت تأثیر توسعه کسب و کار در بخش‌های مختلف اقتصادی است؛ اما نگرش به آینده کسب و کار فعالان اقتصادی، بر اقداماتی که صاحبان کسب و کار در جهت استخدام نیروی کار انجام می‌دهند، بسیار مؤثر است. در اقتصادهای امروز که فضای سیاسی و دولت‌ها نقش قابل توجهی در ترسیم آینده اقتصاد دارند، می‌توان ادعا نمود که بهبود وضعیت ثبات سیاسی

باعث بهبود آینده پیش‌بینی‌شده توسط کارفرمایان شده و آن‌ها را به توسعه کسب و کار و به همراه آن، افزایش استخدام نیروی کار ترغیب می‌کند.

در پژوهش حاضر، به منظور بررسی تأثیر نرخ بیکاری بر ثبات سیاسی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۴، بعد از بررسی متغیرهای مدل از نظر مانایی، با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته، از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) یوهانسون جوسیلیوس، مدل تصحیح خطای برداری (VECM)، تابع تجزیه واریانس و نرم‌افزار Eviews9 کمک گرفته شد. ضمن بررسی ایستایی متغیرهای موجود در مدل بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته، مشخص شد که تمامی متغیرها در سطح معناداری ۵ درصد انباشته از درجه یک هستند.

در ادامه، برای تعیین تعداد وقفه بهینه، از مدل خودرگرسیون برداری استفاده شد؛ و طول وقفه بهینه براساس معیارهای شوارتز بیزین و حنان کوئین و آکائیک، یک تعیین شد. در ادامه، برای تشخیص وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل و تعیین تعداد بردار هم انباشتگی، دو آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه به کار گرفته شد که نتایج آزمون اثر، وجود یک رابطه بلندمدت را تأیید کرد. نتایج مدل یوهانسون جوسیلیوس، نشان دهنده این است که در بلندمدت با فرض ثابت بودن سایر متغیرهای مدل، با کاهش نرخ بیکاری به میزان یک درصد، ثبات سیاسی ۱۱/۵ واحد افزایش داشته است. همچنین با کاهش نابرابری به میزان یک واحد، ثبات سیاسی ۶ واحد بهبود می‌یابد و در نهایت، افزایش رشد اقتصادی به میزان ۱ درصد، افزایش ۱۰ درصدی ثبات سیاسی را به دنبال داشته است. بر اساس نتایج مدل تصحیح خطای برداری، حدود ۱۰ سال زمان لازم است تا عدم تعادل در ثبات سیاسی تعدیل و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک شود. با توجه به نتایج تابع تجزیه واریانس، تأثیر نرخ بیکاری بر واریانس ثبات سیاسی، بعد از خود متغیر ثبات سیاسی، بیشترین مقدار را نشان می‌دهد.

با توجه به پیامدهای منفی‌ای که در پی بروز بی‌ثباتی سیاسی در کشور قابل‌تصور است و با توجه به اینکه سطح سرمایه‌گذاری در کشور به ارزیابی سرمایه‌گذاران از بازده

آتی سرمایه‌گذاری بستگی دارد و بی‌ثباتی سیاسی و افزایش ریسک سرمایه‌گذاری در کشور، موجب کاهش ارزش مورد انتظار بازده سرمایه و کاهش سطح سرمایه‌گذاری می‌شود، همچنین باعث تضعیف انگیزه پس‌انداز و تقویت مصرف‌گرایی می‌شود که مجدداً باعث تضعیف انگیزه سرمایه‌گذاری می‌گردد. به‌علاوه، بی‌ثباتی سیاسی، موجب فرار سرمایه و پیدایش تورم‌های شدید می‌شود، که به همراه خود فضای نامناسبی برای سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های اقتصادی به وجود می‌آورد؛ به تبع آن، کاهش سرمایه‌گذاری ناشی از بی‌ثباتی سیاسی، ضربه سنگینی به تولید، اشتغال و رونق اقتصادی در کشور وارد می‌آورد.

از آنجایی‌که نتایج این مطالعه تأیید می‌کند که کاهش نرخ بیکاری و ایجاد اشتغال پایدار برای افراد جویای کار، قطعاً ثبات سیاسی را برای کشور به ارمغان خواهد آورد، لذا در راستای افزایش ثبات سیاسی، توصیه می‌شود، سیاست‌های افزایش رشد اقتصادی توأم با سیاست‌های افزایش اشتغال و کاهش بیکاری و بهبود توزیع درآمد، در دستور کار مسئولان کشور قرار گیرد. از بخش‌های خصوصی و تعاونی حمایت‌شده و فرصت‌های شغلی پایدار با تأکید بر استفاده از توسعه فناوری و اقتصاد دانش‌بنیان ایجاد گردد و بیش از پیش، از تولیدات داخلی با کیفیت بالا حمایت شود که این مهم، یک عزم ملی و جهادی را می‌طلبد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

- احمدی، وکیل و یزد خواستی، بهجت (۱۳۸۵). بررسی وضعیت فعالیت و اشتغال زنان در ایران با تأکید بر سرشماری ۱۳۸۵. *مجله مطالعات زنان*، سال اول، شماره سوم.
- ازوجی، علاءالدین و عسگری، منصور (۱۳۸۴). ارزیابی عوامل مؤثر بر رشد اشتغال در اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای و توصیه‌های سیاستی برای بازار کار ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۵، شماره ۴، زمستان.

- اصغر پور، حسین؛ احمدیان، کسری و منیعی، احمد (۱۳۹۲). اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی ایران: رهیافت غیرخطی APARCH. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۱، شماره ۶۸، زمستان: ۱۹۴-۱۷۵.
- امین صارمی، نوذر (۱۳۷۸). تحلیل جامعه‌شناختی از تأثیرات بیکاری بر امنیت ملی. *دانش انتظامی*، شماره ۳ و ۴: ۱۹-۸.
- امینی، علیرضا (۱۳۹۴). بررسی، بازنگری و به‌روزرسانی آمارهای سری زمانی شاخص‌های کلیدی بازار کار. سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، امور اقتصاد کلان.
- امینی، علیرضا (۱۳۹۷). بازنگری آمارهای سری زمانی شاخص‌های منتخب بازار کار در دوره ۱۳۹۶- ۱۳۶۵ (ویرایش دوم). سازمان برنامه و بودجه کشور، امور اقتصاد کلان، مهرماه.
- بهنامیان، مهدی (۱۳۹۱). اثر نرخ ارز حقیقی بر نرخ بیکاری در ایران. مجله اقتصادی- دوماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، شماره‌های ۱۱ و ۱۲، بهمن و اسفند: ۴۰-۲۳.
- تشکینی، احمد (۱۳۸۴). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit. چاپ اول.
- سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۶). گزیده آمار و اطلاعات کلان اقتصادی (۱۳۹۵-۱۳۸۴). معاونت امور اقتصادی و هماهنگی برنامه و بودجه امور اقتصاد کلان، انتشارات سازمان برنامه و بودجه کشور.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل و بهاری، زهره (۱۳۹۳). تأثیر ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه یافته و درحال‌توسعه. *فصلنامه علمی و پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۴، شماره ۱۶، پاییز: ۷۲-۵۳.
- صیدایی، سید اسکندر؛ بهاری، عیسی و زارعی، امیر (۱۳۹۰). بررسی وضعیت اشتغال و بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۳۵. *راهبرد یاس*، شماره ۲۵، بهار: ۲۴۷-۲۱۶.
- مهدوی عادلی، محمد حسین (۱۳۸۰). راهبردهای توسعه اشتغال در استان خراسان. *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۴: ۹۴.
- Aisen, A. and Veiga, F. (2011). How Does Political Instability Affect Economic Growth?. IMF Working Paper, WP/11/12. Washington DC: International Monetary Fund. Available at:
- http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1112.pdf (Accessed 04 March 2012).
- Aisen, A. and Veiga, F. (2006). Does Political Instability Lead to Higher Inflation? A Panel Data Analysis. *Journal of Money, Credit and Banking* 38(5): 1379-89.

- Alesina, A.; Ozler, S Roubini, N. and Swagel, P. (1996). Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, 1: 189-212.
- Azeng, Therese F. and Yogo, Thierry U. (2013). Youth Unemployment And Political Instability In Selected Developing Countries. Working Paper Series No. African Development Bank, Tunis, Tunisia.
- Brett, R. and Specht, I. (2004). Young soldiers: Why they choose to fight. USA: Lynne Rienner.
- Campos, N. F Karanasos, M. G. & T. Tan (2012). Two to Tangle: Financial Development, Political Instability and Economic Growth in Argentina. *Journal ofBanking & Finance*, Vol. 36, No. 1: 290-304.
- Campos, N.F., and Nugent, J.B. (2000). Who is Afraid of Political Instability?. *Journal of Development Economics*, 67(1): 157-172.
- Choucri, N. (1974). Population dynamics and international violence: Propositions, insights and evidence. Lexington, MA: Lexington.
- Colino, A. (2012). Conflict Resolution Processes, Uncertainty and Labor Demand. *Journal of Peace Research*, 49(5): 661-670.
- Epstein, B.; Shapiro, A. F., & Gómez, A. G. (2017). Global Financial Risk, Domestic Financial Access, and Unemployment Dynamics. mimeo.
- Fosu, A.K. (2003). Political Instability and Export Performance in Sub-Saharan Africa. *Journal of Development Studies*, 39(4): 68-83.
- Fosu, A.K. (2001). Political Instability and Economic Growth in Developing Economies: Some Specification Empirics. *Economics Letters*, 70: 289-94.
- Fosu, A.K. (1992). Political Instability and Economic Growth: Evidence from Sub-Saharan Africa. *Economic Development and Cultural Change*, 40: 829-841.
- Collier, P. (2000). Rebellion as a Quasi-Criminal Activity. *Journal of Conflict Resolution*, 44: 168-183.
- Ghura, D. and Mercereau, B. (2004). Political Instability and Growth: The Central African Republic. IMF Working Paper/04/80. African and Asia and Pacific Department. Washington DC: International Monetary Fund.

- Haan (de) J., and Siermann, C. (1996). Political Instability, Freedom, and Economic Growth: Some Further Evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 44(2): 339-350.
- ICRG (2017). International Country Risk Guide (ICRG).
- Jong-A-Pin, Richard (2009). On the Measurement of Political Instability and its Impact on Economic Growth. *European Journal of Political Economy*, Vol. 25, No. 1: 15-29.
- Khan, Safdar & Omar Saqib (2011). Political Instability and Inflation in Pakistan. *Journal of Asian Economics*, Vol. 22, No. 6: 540-549.
- Lia, B. (2005). Globalisation and the Future of Terrorism: Patterns and Predictions. London and New York: Routledge.
- Miguel, E.; Satyanath, S. and Sergenti, E. (2004). Economic Shocks and Civil Conflicts: An Instrumental Variable Approach. *Journal of Political Economy*. 112(4): 725-753.
- PRS Group (2011). ICRG methodology. The PRS Group.
- Sambanis, N. (2002). A Review of Recent Advances and Future Directions in the Quantitative Literature on Civil War. *Defence and Peace Economics*, 13(3): 215-243.
- Urdal, H. (2012). A Clash of Generations? Youth Bulges and Political Violence. UN.
- Urdal, H. (2006). A Clash of Generations? Youth Bulges and Political Violence. *International Studies Quarterly*, 50(3): 607-630.
- Uddin, M. A.; Ali, M. H., & Masih, M. (2017). Political stability and growth: An application of dynamic GMM and quantile regression. *Economic Modelling*, 64: 610-625.
- Zureiqat, H. M. (2005). Political instability and economic performance: a panel data analysis.

جدول پیوست

۱. سری زمانی نرخ بیکاری، ضریب جینی و ثبات سیاسی طی سال‌های ۱۳۶۴- ۱۳۹۴

سال	نرخ بیکاری	ضریب جینی مناطق شهری	ثبات سیاسی
۱۳۶۴	۱۲/۵	۰/۳۹۱	۳۱/۸
۱۳۶۵	۱۴/۱	۰/۳۹۴	۳۱/۹
۱۳۶۶	۱۴		۳۲/۱
۱۳۶۷	۱۴/۴		۳۲/۳
۱۳۶۸	۱۴/۵		۳۴/۷
۱۳۶۹	۱۲/۴		۴۲/۶
۱۳۷۰	۱۱/۱	۰/۳۹۹	۵۴/۷
۱۳۷۱	۱۱/۵	۰/۳۸۷	۶۲/۳
۱۳۷۲	۱۱/۹	۰/۳۹۷	۶۳/۳
۱۳۷۳	۱۱/۶	۰/۳۹۹	۶۶/۲
۱۳۷۴	۱۰/۷	۰/۴۰۷	۶۵/۰
۱۳۷۵	۹/۱	۰/۳۹۱	۶۷/۹
۱۳۷۶	۱۰/۱	۰/۴۰۲	۶۷/۶
۱۳۷۷	۱۱/۲	۰/۳۹۶	۶۴/۴
۱۳۷۸	۱۱/۱	۰/۴۰۰۹	۶۳/۴
۱۳۷۹	۱۰/۸	۰/۳۹۹	۶۱/۸
۱۳۸۰	۱۱/۵	۰/۳۹۸	۵۹/۷
۱۳۸۱	۱۱/۲	۰/۴۱۹	۵۸/۸
۱۳۸۲	۱۲/۱	۰/۴۱۵	۵۸/۴
۱۳۸۳	۱۲/۲	۰/۳۹۹	۵۹/۹
۱۳۸۴	۱۱/۶	۰/۴۰۲	۶۰/۹
۱۳۸۵	۱۱/۳	۰/۴۰۰۴	۶۱/۶
۱۳۸۶	۱۰/۶	۰/۴۰۵	۸۵/۵
۱۳۸۷	۱۰/۵	۰/۳۸۶	۵۶/۸
۱۳۸۸	۱۲	۰/۳۹۴	۵۵/۶
۱۳۸۹	۱۳/۵	۰/۳۸۰	۵۱/۹
۱۳۹۰	۱۲/۳	۰/۳۷۴	۵۰/۲
۱۳۹۱	۱۲/۱	۰/۳۸۴۸	۴۹/۰
۱۳۹۲	۱۰/۵	۰/۳۹۴	۴۹/۷
۱۳۹۳	۱۰/۶	۰/۳۹۹۹	۵۳/۰
۱۳۹۴	۱۱/۱	۰/۳۹۸۸	۵۷/۰
منبع	سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۷) امینی (۱۳۹۷)	بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران	راهنمای ریسک بین‌المللی ICRG