

مخارج امنیتی و نظم عمومی، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

یک مدل VAR با کاربردی برای ایران

سجاد فرجی دیزجی^{۱*}

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۴/۱۶

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۸

چکیده:

این مقاله با استفاده از یک مدل خودتوضیح برداری (VAR) در دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۵ به بررسی روابط متقابل و پویای سه متغیر مخارج امنیتی و نظم عمومی، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران می‌پردازد. برآورد توابع واکنش آنی و نیز آنالیز تجزیه واریانس، نشان می‌دهند که بهبود وضعیت رشد اقتصادی، نیاز دولت به مخارج امنیتی و انتظامی را افزایش می‌دهد. علاوه بر آن، افزایش مخارج امنیتی و انتظامی، با ایجاد فضایی امن برای فعالیت‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را ترغیب می‌سازد. در نهایت نیز نتایج، وجود یک رابطه دو سویه برخاسته از علت و معلول میان سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را تبیین می‌کند.

کلیدواژه‌ها: مخارج امنیتی و نظم عمومی، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری، مدل VAR

۱ - مقدمه

در دهه‌های اخیر، بحث‌های تأثیر جرم‌های اجتماعی و ناامنی از یک سو و مخارج امنیتی و انتظامی از سوی دیگر بر فرآیند رشد و توسعه اقتصادی جوامع، علاقه اقتصاددانان توسعه را به سمت خود جلب کرده است. این اندیشه که سطح ناامنی و بروز فعالیت‌های بزهکارانه در یک جامعه، به درجه توسعه اقتصادی و توزیع ثروت در میان افراد آن جامعه بستگی دارد، چندان شگفت‌انگیز نیست. با این وجود بر خلاف مطالعات بی‌شماری که این مسأله را از جنبه اقتصاد خرد مورد بررسی قرار داده‌اند، ادبیات اقتصاد کلان در این موضوع از غنای چندانی برخوردار نیست. ناامنی و بروز جرم‌ها به چندین روش می‌توانند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند. از یک طرف، ممکن است که سطح پایین‌تر توسعه اقتصادی، به گونه‌ای سربسته بیانگر درجه بالاتری از فقر و در نتیجه سطح بالاتری از احتمال بروز اعمال مجرمانه باشد (با توجه به این که فقر، یکی از عوامل اصلی بروز جرم شناخته می‌شود). علاوه بر آن، همان‌گونه که شواهد تجربی نشان می‌دهند، چنان‌چه رکود اقتصادی با افزایش نابرابری در توزیع درآمد، همراه باشد، احتمال بروز جرم، می‌تواند چند برابر افزایش پیدا کند. از طرف دیگر، جرم‌ها می‌توانند از طریق تحت تأثیر قرار دادن بازدهی سرمایه‌گذاری‌ها و سودآوری فعالیت‌های تجاری، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی بگذارند؛ زیرا افزایش نرخ فعالیت‌های بزه‌کارانه (مانند اخاذی)، ریسک سرمایه‌گذاری‌ها و نیز ریسک بازدهی فعالیت‌های اقتصادی قانونی را افزایش می‌دهند. اگر امنیتی برای حقوق مالکیت وجود نداشته باشد یا سرمایه‌گذاران با ریسک بالای فریب‌خوردن در سودهای مشروع (قانونی) مواجه باشند، تصمیم‌های سرمایه‌گذاری به تعویق خواهند افتاد و چنان که مارسیو و لیود^۱ (۲۰۰۳) بحث می‌کنند؛ این ناامنی می‌تواند برای رشد اقتصادی بسیار زبان بار باشد. از این رو ناامنی و بروز جرم‌ها، می‌توانند امنیت حقوق مالکیت را تحت تأثیر قرار دهند، جریان سرمایه‌گذاری‌های مستقیم داخلی و خارجی را سست کنند، رقابت‌پذیری

۱ - Liloyd and Marceau

بنگاه‌ها را کاهش دهند و سرانجام، منجر به ایجاد ناکارایی و نبود اطمینان در اقتصاد شوند. لامبسدورف^۱ (۲۰۰۳)، در مطالعه خود بر اساس روش داده‌های تابلویی، نشان می‌دهد که فساد اجتماعی منجر به کاهش بهره‌وری سرمایه می‌شود.

بنابراین با توجه به آنچه گفته شد به نظر می‌رسد که اختصاص دادن بودجه مناسبی از طرف دولت‌ها به حوزه امنیت و نظم عمومی می‌تواند با کاستن از سطح بروز جرم‌ها و نیز فراهم آوردن فضایی ایمن برای فعالیت‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری‌های داخلی و خارجی را در راستای توسعه و رشد اقتصادی کشورها هدایت کند. گلاس^۲ (۲۰۰۹)، در مطالعه خود به بررسی ارتباط میان سه متغیر سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و مخارج امنیت و نظم عمومی برای اقتصاد ایالات متحده در سالهای ۱۹۵۹ تا ۲۰۰۳ پرداخته است. بر اساس یافته‌های وی بهبود وضع اقتصادی و رشد اقتصادی منجر به اختصاص بیشتر مخارج دولت بر روی نظم و امنیت عمومی می‌گردد.

درباره تاریخچه مطرح شدن مخارج انجام‌یافته توسط دولت به‌عنوان عاملی برای رشد اقتصادی کشورها، باید گفت که بارو^۳ (۱۹۹۰)، نخستین کسی بود که مخارج دولتی را در نظریه رشد درون‌زا وارد ساخت. در این نظریه، نرخ بلندمدت رشد علاوه بر موارد دیگر، به ساختار مخارج دولت نیز بستگی دارد. ساختار مخارج دولت، به درصدی از مخارج که مولد یا غیر مولد هستند، اشاره دارد. اگر چه بارو، در مدلسازی نظری، به‌طور رسمی مخارج دفاعی، آموزشی و... را به‌صورت مولد یا غیر مولد طبقه‌بندی نمی‌کند. با این حال، او حدس‌هایی را در مورد بهره‌وری برخی از طبقات مخارج دولتی مطرح می‌کند. با توجه به مطالعه اسچوئر^۴ (۱۹۸۹)، بارو پیش‌بینی می‌کند که سرمایه‌گذاری دولتی در زیرساختار اقتصاد، دارای بهره‌وری بالایی است. بر اساس یافته اسچوئر، یک درصد افزایش در مخارج عمومی انجام‌گرفته بر روی زیرساختار کل اقتصاد، به افزایش بهره‌وری بخش

۱ - Lambsdorff

۲ - Glass

۳ - Barro

۴ - Aschauer

خصوصی، حداقل به میزان ۰/۳۴ درصد خواهد انجامید. ولی یک چنین کشش بزرگی به نظر باورنکردنی می‌رسد؛ شاید به این دلیل که آسچوئر از سطح داده‌ها استفاده نموده است که نامانا می‌باشند و منجر به روابط کاذب می‌شوند. بارو همچنین پیش‌بینی می‌کند که مخارج انجام شده در بخش‌های قانون و نظم، مولد هستند؛ زیرا حقوق مالکیت را تقویت می‌کنند. در مطالعه حاضر این فرضیه مورد آزمون قرار خواهد گرفت. البته شاید حالتی به وجود بیاید که مخارج انجام شده بر روی نظم عمومی و امنیت، عاملی برای رشد اقتصادی نباشند بلکه رابطه علت و معلول، وارونه باشد که این مسأله نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت (گلاس، ۲۰۰۹:۱).

برخی از مطالعات داخلی به بررسی تأثیر برخی از طبقات مخارج دولتی بر روی رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. عرب‌مازار و چالاک، در قالب یک الگوی کلان اقتصادی و با استفاده از روش پویای سیستمی، به شبیه‌سازی متغیرهای کلان و بررسی اثر مخارج مصرفی و عمرانی دولت بر رشد اقتصادی و دیگر متغیرها می‌پردازند. نتایج آنان نشان می‌دهد؛ اگر چه مخارج عمرانی و مصرفی دولت به‌طور متوسط سبب افزایش رشد اقتصادی ایران می‌شوند، ولی این اثر بر روی مخارج عمرانی بیشتر بوده است (عرب‌مازار و چالاک، ۱۳۸۸:۱).

کميجانی و نظری، با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون برداری^۱ (VAR) برای دوره ۸۴-۱۳۵۳ و بر اساس تابع تقاضای قراردادی ارکین بایرام^۲ (۱۹۹۰)، نشان می‌دهند که مخارج دولت دارای اثری مثبت بر روی رشد اقتصادی ایران بوده است (کميجانی و نظری ۱۳۸۷:۱-۲). سلمانی و محمدی (۱۳۸۸) با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع‌شونده^۳ (ARDL) و برای دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۱ نشان می‌دهند که مخارج بهداشتی در بلندمدت، تأثیر مثبت و معناداری بر روی رشد اقتصادی ایران دارند.

۱ - Vector Autoregression

۲ - Bairam,

۳ - Autoregressive Distributed Lag

با توجه به کمبود مطالعات داخلی در مورد تأثیر مخارج امنیتی و انتظامی دولت بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و نیز رشد اقتصادی ایران، مطالعه حاضر سعی دارد تا با استفاده از الگوهای خودرگرسیون برداری، توابع واکنش آنی و نیز آنالیز تجزیه واریانس، به بررسی اثرگذاری‌ها و اثرپذیری‌های متقابل مخارج نظم عمومی و امنیتی دولت، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی در ایران پردازد.

۲- روش تحقیق

در این مطالعه از برخی تکنیک‌ها و آزمون‌های اقتصادسنجی استفاده خواهد شد. در این بخش نیز به بررسی ویژگی‌های هر یک از آن‌ها می‌پردازیم.

۲-۱- آزمون ریشه واحد

آزمون ریشه واحد برای اطمینان از این که همه متغیرهای مدل مانا هستند به کار می‌رود. این مسأله، پیش‌بینی مقادیر آتی متغیرها را معقول و ممکن می‌سازد. یک متغیر سری زمانی وقتی ماناست که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باشند. از آزمون‌های دیک‌ی و فولر^۱ تعمیم یافته و نیز فیلیپس-پرون^۲ برای بررسی وجود ریشه واحد استفاده می‌شود. به این منظور یک یا چند معادله با فرم زیر تخمین زده خواهند شد. تحت فرضیه صفر سری زمانی X دارای یک ریشه واحد هستند ($H_0: \psi = 0$) ولی اگر فرضیه صفر به نفع فرضیه مقابل رد شود ($H_1: \psi < 0$) متغیر X ماناست:

$$\Delta X_t = \gamma + \psi X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن Δ نشان‌دهنده عملگر تفاضل مرتبه یکم، γ مقدار ثابت و k عبارت از مرتبه خودرگرسیونی هستند. λ_i عبارت از برداری از ضرایب بر روی مقادیر باوقفه ΔX و ε_t عبارت از جمله اخلال تصادفی اند (میرزا^۳، ۲۰۰۷: ۴۲-۴۳).

۱ - Dickey & Fuller

۲ - Phillips-Perron

۳ - Merza



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۲-۲- الگوی خودتوضیح برداری (VAR)

روش خودتوضیح برداری (VAR) پویای خطی، توسط سیمس^۱ (۱۹۸۰) ارایه شده است. برخی اوقات، ممکن است که فرضیه اقتصادی از قدرت لازم برای تعیین رابطه مشخص میان متغیرها، برخوردار نباشد. در چنین وضعیتی استفاده از مدل‌های VAR می‌تواند چاره‌ساز باشد. علاوه بر آن، مطابق نظریه‌های پیندیک و رابینفیلد^۲ (۱۹۹۱)، در برخی از مواقع، منطقی‌تر به نظر می‌رسد تا پویایی‌های داده‌ها در یک معادله تبیین شوند. بنابراین، ضمن این که روش VAR نیاز فرضیه‌ای چندانی را برای ساختار روابط در یک مدل الزام نمی‌کند، به محققان کمک می‌کند تا به بررسی روابط متقابل میان متغیرهای اقتصادسنجی پردازند (اندرز^۳، ۱۹۹۶).

دارنل و اوانس^۴ (۱۹۹۰) بیان می‌کنند که مدل VAR یک روش مستقیم را برای انجام پیش‌بینی‌ها فراهم می‌کند بدون توجه به این که چگونه متغیرهای موجود در مدل، متغیر دیگری را متأثر می‌کنند. نمایش ریاضی مدل VAR به صورت زیر است:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن برداری با k مؤلفه از متغیرهای درون‌زا است، x_t عبارت از برداری با d مؤلفه از متغیرهای برون‌زا، A_1, \dots, A_p و B ماتریس‌هایی از ضرایبی هستند که باید تخمین زده شوند. سرانجام، ε_t برداری از تغییراتی است که شاید به‌طور همزمان همبسته باشند ولی با مقادیر باوقفه خودشان و نیز با متغیرهای طرف راست، هیچ نوع همبستگی ندارند. به دلیل این که تنها، مقادیر باوقفه متغیرهای درون‌زا در طرف راست معادلات ظاهر می‌شوند، مشکل همزمانی پدید نمی‌آید و روش حداقل مربعات معمولی OLS تخمین‌های

۱ - Sims

۲ - Pindyck & Rubinfeld

۳ - Enders

۴ - Darnell & Evans

سازگاری را ارایه می‌دهد. علاوه بر آن، اگر چه ممکن است تغییرات ε_t به‌طور همزمان «هم‌بسته» باشند، روش OLS کارآ بوده و معادل با روش GLS است؛ زیرا همه معادلات، دارای متغیرهای توضیحی یکسانی هستند. در مدل VAR استاندارد، اختلالات به‌طور کلی به‌وسیله هم‌بستگی‌های همزمان نشان داده می‌شوند. این باعث می‌شود تا واکنش سیستم به تغییری در یک متغیر، پاسخ کل آن دسته از متغیرهایی باشد که با آن متغیر هم‌بسته‌اند. با این حال، این هم‌بستگی همزمان به‌وسیله فرآیند متعامدسازی چولسکی^۱ برطرف می‌شود (فرزانگان و مارکوآرت^۲، ۲۰۰۹: ۴).

ابزارهای اصلی به‌کارگرفته‌شده در تخمین مدل‌های VAR عبارت از توابع واکنش آنی^۳ (IRFs) و آنالیز تجزیه واریانس^۴ (VDC) است. IRF به ما این امکان را می‌دهد تا آثار پویای شوک‌های وارد شده بر یک متغیر خاص را بر روی متغیرهای اقتصاد کلان دیگر به‌دست آوریم. از طریق IRFs ما می‌توانیم اندازه و معناداری آماری واکنش متغیرهای موجود در مدل را به افزایشی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر دریافت‌کننده شوک، نشان دهیم (برای جزئیات بیشتر در مورد IRF رجوع شود به استوک و واتسون^۵، ۲۰۰۱). ارزیابی کل سیستم با آنالیز تجزیه واریانس سیستم مورد بررسی قرار می‌گیرد. تجزیه واریانس، واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر مفروض را به شوک‌های خود آن متغیر و نیز دیگر متغیرها در سیستم VAR نسبت می‌دهد. روش تجزیه چولسکی به‌منظور ساختن تجزیه‌های واریانس مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

۱ - Cholesky Orthogonalization

۲ - Farzanegan & Markwardt

۳ - Impulse Response Functions

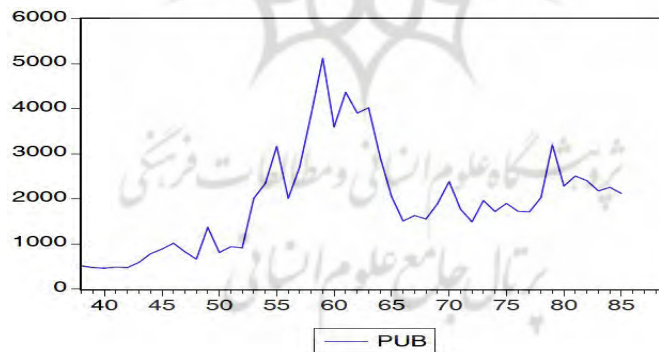
۴ - Variance Decomposition Analysis

۵ - Stock & Watson

۳ - داده‌ها

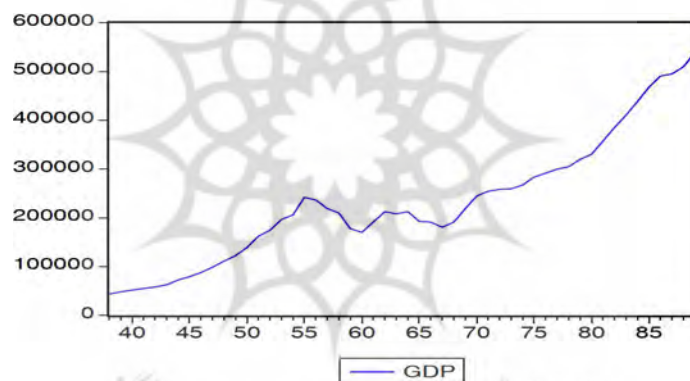
به‌منظور تخمین تأثیر مخارج امنیتی و انتظامی و نیز سرمایه‌گذاری بر روی رشد اقتصادی ایران، ما از داده‌های سالانه در دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۵ استفاده خواهیم کرد. منبع همه داده‌ها، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (CBI) است. در این مطالعه متغیرهای زیر مورد استفاده قرار خواهند گرفت: ۱) لگاریتم طبیعی GDP واقعی (LGDP). ۲) لگاریتم طبیعی تشکیل سرمایه ناخالص واقعی در بخش خصوصی (LOUT). ۳) لگاریتم طبیعی مخارج واقعی دولتی بر روی امنیت و نظم عمومی (LPUB).

نمودار ۱، ارقام مخارج دولت در بخش امنیت و نظم عمومی را بر حسب میلیارد ریال از سال ۱۳۳۸ تا سال ۱۳۸۵ نشان می‌دهد. نکته قابل توجه، افزایش چشمگیر مخارج انتظامی و امنیتی در پی وقوع انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷ است که ما را ترغیب به استفاده از متغیر مجازی D57 برای لحاظ کردن اثر انقلاب در مدل‌مان می‌سازد. این مسأله نشان می‌دهد که به‌دنبال بروز انقلاب، ضرورت توجه به مسایل امنیتی و انتظامی افزایش پیدا کرده است.



نمودار ۱: مخارج واقعی دولت در بخش امنیت و نظم عمومی، ۱۳۳۸-۱۳۸۵

نمودار ۲، ارقام مربوط به تولید ناخالص داخلی حقیقی را در سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۹، بر حسب میلیارد ریال نشان می‌دهد. نکته بارز در این نمودار آن است که با وقوع انقلاب و به دنبال شروع جنگ تحمیلی (۱۳۶۷-۱۳۵۹) روند شتابان افزایش GDP متوقف شده و پس از خاتمه جنگ تحمیلی، GDP روند صعودی قابل ملاحظه‌ای را در پیش گرفته است. این نکته بیانگر آن است که بازسازی زیرساخت‌های اقتصادی پس از جنگ و نیز بازگشت برخی از سرمایه‌های ایرانیان مقیم خارج از کشور در دوره پس از جنگ، روند رشد اقتصادی را بهبود بخشیده است. جهت نشان دادن این آثار علاوه بر متغیر مجازی D۵۷ که پیش‌تر بحث شد، متغیر مجازی دیگر D۶۷ را برای نشان دادن اصلاحات اقتصادی پس از جنگ در مدل VAR وارد خواهیم ساخت.



نمودار ۲: تولید ناخالص واقعی داخلی (GDP)، ۱۳۳۸-۱۳۸۹

۴- تخمین مدل و یافته‌های تجربی

در این مطالعه، یک مدل VAR با سه متغیر درون‌زا و دو متغیر مجازی، برای آزمون کردن تأثیر مخارج امنیتی و نظم عمومی دولت بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی ایران مورد استفاده قرار خواهد گرفت. همه متغیرهای درون‌زا در فرم لگاریتمی هستند و بردار متغیرهای درون‌زا به ترتیب زیر خواهد بود:

$$y_t = [LPUB, LINV, LGDP] \quad (۳)$$

نخستین متغیر در رتبه‌بندی چولسکی^۱، معمولاً متغیری است که بیشترین شواهد را دال بر برون‌زایی در میان متغیرهای سیستم VAR داراست. رتبه‌بندی بالا بیان می‌کند که مخارج نظم عمومی و امنیت دارای تأثیر بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است و به تبع آن، تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به نمودارهای (۱) و (۲) و توضیحات ذکر شده و با در نظر گرفتن عرض از مبدا (constant)، بردار متغیرهای برون‌زا نیز به صورت زیر خواهند بود:

$$X_t = [constant, D^{5\%}, D^{6\%}] \quad (۴)$$

۴-۱- آزمون ریشه واحد

از آزمون‌های ADF (دیکی و فولر، ۱۹۸۱) و فیلیپس-پرون به منظور تعیین مرتبه انباشتگی متغیرها استفاده می‌کنیم. آزمون‌های انجام شده دارای «عرض از مبدا» و بدون روند زمانی هستند (همان‌گونه که توسط دیکی و فولر (۱۹۷۹) توصیه می‌شود). چنان‌که در جدول ۱ نشان داده شده است، همه متغیرها در سطحشان و در سطوح اطمینان پنج درصد و یک درصد ناماننا نیستند. مطابق نتایج آزمون‌های فیلیپس-پرون و ADF همه متغیرها انباشته از مرتبه یک هستند (یعنی $I(1)$).

جدول ۱: آزمون‌های ریشه واحد ADF و فیلیپس-پرون

متغیر	ADF		فیلیپس-پرون	
	سطح	تفاضل مرتبه یک	سطح	تفاضل مرتبه یک
LOUT	-۱.۵۴	***-۳.۹۳	-۱.۹۳	***-۳.۹۳
LPUB	-۱.۹۹	***-۸.۰۷	-۱.۹۱	***-۸.۰۹
LINV	-۱.۶۷	***-۵.۵۲	-۱.۴۰	***-۵.۵۴
Critical Value ۱%	-۳.۵۶	-۳.۵۶	-۳.۵۶	-۳.۵۶

۱-Cholesky ordering

Critical Value ۵%	-۲.۹۲	-۲.۹۲	-۲.۹۲	-۲.۹۲
-------------------	-------	-------	-------	-------

*** رد فرضیه صفر در سطح یک درصد

اکنون این سؤال پیش می‌آید که آیا باید سطح متغیرها و یا تفاضل‌شان را در مدل VAR مورد استفاده قرار دهیم؟ به‌طور کلی، چنان‌چه همه متغیرها در سیستم نامانا باشند، بهتر است که مدل VAR را برای سطح متغیرها مورد استفاده قرار دهیم. از طرف دیگر، تخمین مدل VAR برای سطح متغیرها در حالت وجود هم‌انباشتگی، ممکن است منجر به نادیده گرفتن پاره‌ای از محدودیت‌های جدی شود. دن و همکاران^۱ (۱۹۸۴) بیان می‌کنند که تفاضل‌گیری از یک متغیر در حالت مدل‌سازی ARIMA (باکس-جنکینز)^۲ مهم است ولی انجام چنین عملی در مدل‌های VAR، مطلوب نیست. فولر^۳ (۱۹۷۶) همچنین نشان داده است که تفاضل‌گیری از داده‌ها، مزیت چندانی را در مورد کارآیی مجانبی مدل VAR ایجاد نمی‌کند. علاوه بر آن، فولر بحث می‌کند که تفاضل‌گیری از متغیرها، برخی از اطلاعات مفید را بیرون می‌ریزد بدون این که هیچ فایده‌ای به‌بار آورد. بنابراین به‌تبعیت از آن چه گفته شد، در این مطالعه از سطح متغیرها به‌جای تفاضل‌شان استفاده می‌کنیم (فرزانگان^۴، ۲۰۱۱: ۵-۶).

۲-۴- تجزیه‌های واریانس (VD)

تجزیه واریانس این امکان را برای محققان فراهم می‌آورد تا تغییرات متغیرهای اقتصاد کلان را به شوک‌های آغازین ارتباط دهند. بنابراین VD، اطلاعاتی را در باره اهمیت نسبی هر شوک در تحت تأثیر قرار دادن متغیر مورد نظر در مدل VAR فراهم می‌کند. مطابق معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، ما مرتبه مدل VAR را برابر با ۲ انتخاب می-

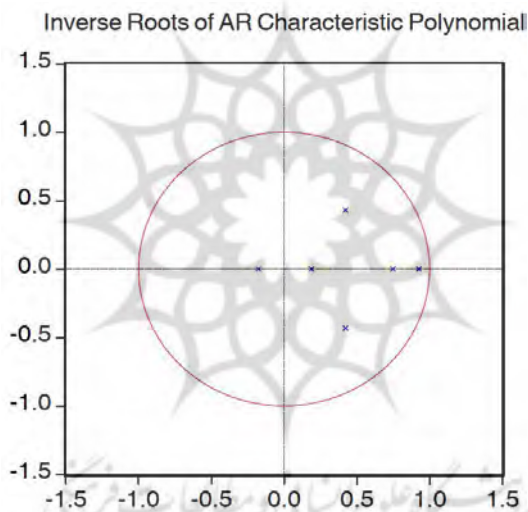
۱ - Doan & et al

۲ - Box-Jenkins

۳ - Fuller

۴ - Farzanegan

نماییم^۱. این که تخمین‌های ضرایب انفرادی در مدل‌های VAR دارای تفسیر مستقیمی نیستند، در این جا گزارش نشده‌اند. به منظور بررسی پایداری مدل VAR، نمودار ۳ شکل AR را که نشان‌دهنده وارونه ریشه‌های مشخصه پُر جمله AR است را گزارش می‌کند (رجوع شود به لوتکپهل^۲، ۱۹۹۱). مدل VAR تخمین زده شده، تحت شرایطی پایدار (مانا) خواهد بود که یکایک ریشه‌ها دارای قدر مطلق کمتر از یک بوده و در داخل یک دایره قرار گیرند. اگر مدل VAR پایدار نباشد، نتایج مربوط (همچون نتایج توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس) معتبر نخواهند بود (QMS، ۲۰۱۰). نمودار ۲ نشان می‌دهد که مدل VAR پایدار است.



نمودار ۳: وارونه ریشه‌های مشخصه پُر جمله‌ای AR

علاوه بر آزمون پایداری مدل VAR، ویژگی‌های پسماندهای مدل VAR تخمین زده شده را نیز مورد ارزیابی قرار داده‌ایم. آزمون هم‌انباشتگی LM و آزمون‌های نرمال بودن به‌انجام رسیده‌اند تا نبودن همبستگی پسماندها و نیز نرمال بودن آن‌ها را مورد بررسی قرار

۳- معیارهای LR، FPE و AIC طول وقفه ۲ را پیشنهاد می‌دهند؛ در حالی که معیارهای HQ و SC طول وقفه یک را پیشنهاد می‌دهند. با توجه به این که بیش تر معیارها، طول وقفه ۲ را توصیه می‌کنند، طول وقفه مدل VAR برابر با ۲ انتخاب شده است.

دهند. همه این آزمون‌ها نشان می‌دهند که مدل VAR تخمین زده شده که اساس و پایه تحلیل‌های توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس در قسمت‌های بعدی را تشکیل می‌دهد، پایدار بوده و تا حدود زیادی رضایت بخش است.

جدول ۲، درصد خطای واریانس مربوط به هر شوک را نشان می‌دهد. با توجه به این جدول مشاهده می‌شود که بعد از ۱۰ سال، در حدود ۸۱ درصد واریانس مخارج امنیتی و نظم عمومی و در حدود ۸۵ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی توسط خود متغیرها توضیح داده می‌شود که حکایت از ماهیت نسبتاً برون‌زای آن‌ها دارد. جدول ۲ نشان می‌دهد که برای هر سه متغیر و در همه سال‌ها، بزرگ‌ترین بخش تغییرات در نمونه، توسط روند خود متغیر توضیح داده می‌شود. این دلالت بر آن دارد که روند تاریخی هر متغیر، بخش بزرگی از تغییرات خود متغیر را توضیح می‌دهد.

شوک‌های تولید ناخالص داخلی، نقش مهمی را در توضیح دادن تغییرات مخارج امنیتی و نظم عمومی دولت و همچنین تغییرات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بلندمدت ایفا می‌کند (سهم آن در توضیح دادن تغییرات LPUB و LINV به ترتیب در حدود ۱۶ و ۳۸ درصد در سال دهم هستند). این مسأله، به گونه‌ای سر بسته دلالت بر آن دارد که تحرکات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مخارج امنیتی و انتظامی دولت در ایران تا حدود زیادی به شوک‌های تولید ناخالص داخلی بستگی دارند. به عبارت دیگر می‌توان گفت که یک رابطه علت و معلولی نسبتاً قوی از سمت LGDP به LINV و LPUB وجود دارد.

جدول ۲: تجزیه واریانس

	LPUB	LINV	LGDP
تجزیه واریانس LPUB			
سال نخست	۱۰۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
سال دوم	۹۹.۴۶	۰.۴۴	۰.۰۹
سال پنجم	۹۷.۱۰	۰.۷۶	۲.۱۲
سال هشتم	۸۷.۲۹	۱.۹۷	۱۰.۷۳
سال دهم	۸۱.۰۰	۲.۴۹	۱۶.۵۰

	LPUB	LINV	LGDP
تجزیه واریانس LINV			
سال نخست	۱۲.۱۹	۸۷.۸۰	۰.۰۰
سال دوم	۲۹.۶۴	۶۰.۸۹	۹.۴۶
سال پنجم	۲۷.۰۱	۴۴.۷۵	۲۸.۲۲
سال هشتم	۲۴.۳۴	۴۰.۶۴	۳۵.۰۰
سال دهم	۲۲.۸۳	۳۸.۷۷	۳۸.۳۸
تجزیه واریانس LGDP			
سال نخست	۲.۴۲	۲۰.۷۷	۷۶.۸
سال دوم	۱.۵۳	۲۲.۴۱	۷۶.۰۴
سال پنجم	۰.۸۰	۱۶.۱۱	۸۳.۰۸
سال هشتم	۱.۱۴	۱۳.۴۹	۸۵.۳۶
سال دهم	۱.۳۰	۱۲.۸۶	۸۵.۸۲

سهم شوک‌های مخارج امنیتی و نظم عمومی دولت در توضیح‌دادن تغییرات LGDP بسیار ناچیز است (به‌طوری‌که پس از ده سال، تنها در حدود ۱/۳ درصد از تغییرات LGDP توسط تغییرات LPUB توضیح داده می‌شود) و این شاید به دلیل اندک بودن سهم مخارج امنیتی و نظم عمومی از کل تولید ناخالص داخلی ایران است. بنابراین می‌توان گفت که یک علیت یک‌سویه از سمت GDP به سمت مخارج امنیتی و انتظامی در اقتصاد ایران وجود دارد. گلاس^۱ (۲۰۰۹) در مطالعه خود برای اقتصاد ایالات متحده دو دلیل را در این باره یادآوری می‌کند. نخست این که به‌دنبال بهبود روند رشد اقتصادی، درآمدهای مالیاتی افزایش پیدا خواهند کرد. به این ترتیب، دولت را به‌لحاظ توان مالی در یک موقعیت بهتری قرار می‌دهد و امکان افزایش مخارج دولتی (از جمله مخارج نظامی و امنیتی) را فراهم می‌سازد. دوم این که؛ افزایش رشد اقتصادی، می‌تواند تقاضا را برای ارتقای امنیت افزایش دهد؛ از این رو شاید دولت را وادار به افزایش مخارج در بخش نظم عمومی و امنیت کند.

۱-Glass

یافته بسیار مهم دیگری از تحلیل نتایج تجزیه واریانس این است که در حالی که تغییرات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی از توان چندان بالایی در توضیح دادن تغییرات مخارج عمومی برخوردار نیست (پس از ۱۰ سال فقط در حدود دو درصد از تغییرات LPUB را توضیح می‌دهند) ولی با این وجود شوک‌های مخارج امنیتی و انتظامی نقش قابل توجهی را در توضیح دادن تغییرات سرمایه‌گذاری هم در کوتاه و هم در بلند مدت ایفا می‌کنند (به‌عنوان مثال؛ درصدهای مربوط در سال دوم و دهم به ترتیب در حدود ۲۹ و ۲۲ هستند). این مسأله تلویحاً بیان می‌کند که یک علیت یک‌سویه از سمت مخارج انتظامی و امنیتی به سمت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود دارد. به عبارت دیگر، همان‌گونه که پیش‌تر گفته شد با توسعه فعالیت‌های انتظامی و امنیتی، حقوق مالکیت و فضای کسب‌وکار اقتصادی از ایمنی و سلامت بالاتری برخوردار می‌شود و به دنبال آن، انگیزه برای سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی و فعالیت‌های سودآورانه افزایش پیدا می‌کند.

نتیجه دیگر تحلیل جدول ۲ این است که دو متغیر $LINV$ و $LGDP$ درصدهای قابل توجهی از شوک‌های وارده به یکدیگر را توضیح می‌دهند. به عبارت دیگر، یک علیت دوسویه را می‌توان میان این دو متغیر متصور شد. این یافته از یک طرف با نظریه کینز در باره این که «افزایش مخارج سرمایه‌گذاری، تقاضای کل و تولید را افزایش می‌دهد»، سازگاری دارد و از طرف دیگر با این اندیشه اقتصاددانان نوکلاسیک که سرمایه‌گذاری را به صورت تابعی فزاینده از تولید در نظر می‌گیرند نیز سازگار است.

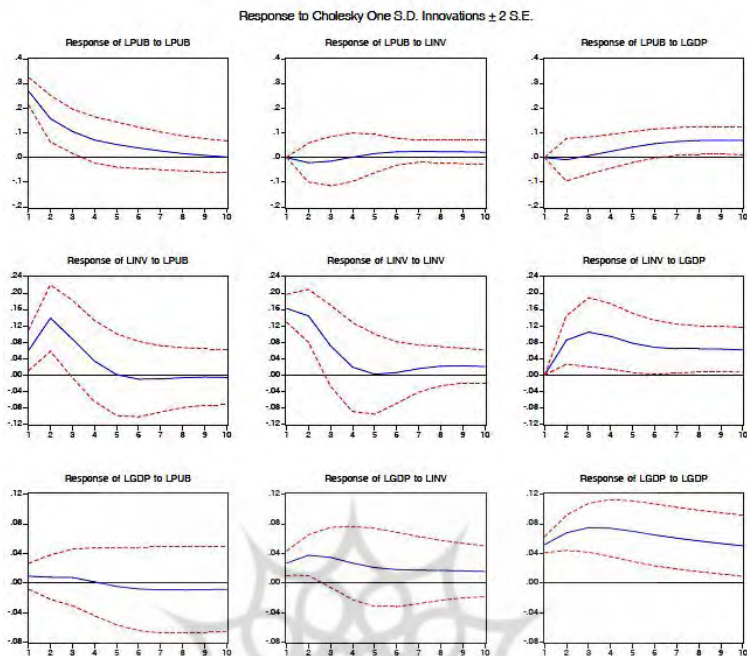
۳-۴- توابع واکنش آنی

نمودار ۴، توابع واکنش آنی (IRFS) متغیرها را نشان می‌دهد. رونکل^۱ (۱۹۸۷)، بر ایجاد و گزارش دادن مرزهای اطمینان در اطراف واکنش‌های آنی در مدل‌های VAR تأکید می‌کند. به تبعیت از سیمس و ژا^۲ (۱۹۹۹)، فاصله‌های اطمینان ۶۸ درصد برای توابع واکنش آنی در این مطالعه، مورد استفاده قرار می‌گیرند. خط میانی در IRFS، واکنش هر متغیر به

۱ - Runkle

۲ - Sims & Zha

شوکی به اندازه یک انحراف معیار در متغیر برانگیخته شده را نشان می‌دهد. خطوط نقطه‌دار، مرزهای اطمینان را نشان می‌دهند. در شرایطی که خط افقی توابع واکنش آنی میان مرزهای اطمینان قرار می‌گیرد، واکنش‌های آنی به لحاظ آماری معنادار نخواهند بود. به دیگر عبارت دیگر، فرضیه صفر "عدم وجود تأثیر شوک‌های متغیر برانگیخته شده" بر روی یک متغیر معین، رد نخواهد شد. خط افقی در IRFs، دوره زمانی پس از شوک آغازین را نشان می‌دهد. خط عمودی در IRFs، اندازه واکنش به شوک‌ها را نشان می‌دهد (فرجی دیزجی، ۲۰۱۲: ۲۲). نمودار ۴، نشان می‌دهد که تغییرات در GDP در بلندمدت (از سال ششم به بعد) دارای تأثیرهای معنادار و مثبت بر روی مخارج امنیتی و نظم عمومی است. چنان که پیش‌تر گفته شد این مطلب نشان می‌دهد که با بهبود روند رشد و توسعه اقتصادی، تقاضای جامعه برای بهبود امکانات امنیتی و نظم عمومی افزایش پیدا خواهد کرد و دولت نیز به نوبه خود، مخارج خود را در این حوزه افزایش خواهد داد. شوک‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیر معناداری بر روی مخارج امنیتی و نظم عمومی ندارند.



نمودار ۴: توابع واکنش آنی

علاوه بر آن، نمودار ۴ نشان می‌دهد که یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار در مخارج امنیتی و نظم عمومی، با پاسخ‌های مثبت و معناداری از جانب درآمدهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی روبه‌رو می‌شود؛ در حالی که واکنش LGDP به این شوک‌ها، معنادار نیست. بنابراین ارتقای امنیت و برقراری نظم عمومی در جامعه، انگیزه برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را افزایش خواهد داد. شوک‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارای تأثیر مثبت و معنادار بر GDP (در کوتاه‌مدت و در دو سال پس از شوک آغازین) است. همین‌طور شوک‌های وارده بر GDP نیز دارای آثار مثبت بر سرمایه‌گذاری خصوصی (هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت) هستند، به دیگر عبارت افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود و برعکس.

به‌طور کلی می‌توان گفت نتایج توابع واکنش آنی، یافته‌های گفته‌شده در قسمت قبلی و در مورد تجزیه واریانس را مورد تأیید قرار می‌دهد. به عبارت دیگر، شواهد حاکی از آن

است که یک علیت یک‌سویه از سمت رشد اقتصادی به سمت مخارج امنیتی و نظم عمومی وجود دارد؛ همین‌طور یک رابطه علت و معلول یک‌سویه از سمت مخارج امنیتی و نظم عمومی به سمت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود دارد. سرانجام این‌که؛ رابطه میان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و GDP یک رابطه علی دو سویه است.

۴-۴- توابع واکنش آنی تعمیم‌یافته^۱

ترتیب قرار گرفتن متغیرها در سیستم VAR در باره اثرگذاری بر چگونگی محاسبه و نیز نتایج به‌دست آمده از تخمین توابع واکنش آنی و تحلیل تجزیه واریانس دارای اهمیت بسیار است. چپش‌های متفاوتی از متغیرهای موجود ممکن است به نتایج متفاوتی برای توابع واکنش آنی بیانجامند. به‌طور معمول، باید فرضیه اقتصادی تا حدودی ما را در یافتن ترتیب درست قرارگیری متغیرها یاری دهد (به‌گونه‌ای که متغیرهایی که تغییرات آن‌ها با احتمال بالاتری، تغییرات در متغیرهای دیگر را موجب می‌شوند، مشخص شوند). در صورتی که فرضیه اقتصادی چندان روشنی در این باره وجود نداشته باشد، ما مجبور خواهیم بود تا به‌منظور ارتقای اعتبار یافته‌های خود، ترتیبات متفاوتی از متغیرها را انتخاب و مدل VAR مربوط به آن‌ها را برازش کنیم. به‌منظور اجتناب از مشکلات شناسایی شوک‌های متعامد در مدل‌های VAR، پسران و شین^۲ (۱۹۹۸)، توابع واکنش آنی تعمیم‌یافته (GIR) را معرفی می‌کنند. توابع GIR، مجموعه‌ای از تغییرات متعامد را به‌وجود می‌آورند که مستقل از ترتیب متغیرها در مدل VAR هستند (فرزانگان^۳، ۲۰۱۱: ۱۰). ما برای مقایسه، همچنین ما اقدام به محاسبه توابع واکنش آنی تعمیم‌یافته که مستقل از ترتیب متغیرها هستند، نمودیم. نتایج دقیقاً مشابه همان‌هایی هستند که در قسمت قبلی با استفاده از تغییری به اندازه یک انحراف معیار بر اساس رتبه‌بندی چولسکی به‌دست آوردیم^۴.

۱ - Generalized impulse responses

۲ - Pesaran & Shin

۳ - Farzanegan

۴- نتایج GIR، دقیقاً مشابه مواردی هستند که با استفاده از رتبه‌بندی چولسکی به‌دست آمده است؛ بنابراین در این قسمت توضیح داده

نشده است.

۵- نتایج تحقیق

در این مطالعه به بررسی روابط پویای میان متغیرهای مخارج دولتی بر روی امنیت و نظم عمومی، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی پرداخته شده است. علاوه بر آن متغیرهای مجازی $D57$ و $D67$ نیز، برای لحاظ کردن آثار انقلاب و نیز اصلاحات و سیاست‌های اقتصادی پس از جنگ در مدل VAR وارد شده‌اند. بر خلاف مطالعه گلاس (۲۰۰۹) برای اقتصاد آمریکا که از آزمون علت و معلول گرنجری برای تعیین ارتباط متغیرهای گفته شده استفاده می‌کند در این مطالعه به دلیل ناپایدار بودن سطح متغیرها از تکنیک‌های توابع واکنش آنی و نیز آنالیز تجزیه واریانس، برای بررسی پویایی‌های متغیرها و نیز نحوه اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر استفاده شده است. گلاس در مطالعه خود، تنها قادر به شناسایی علیت‌های یک‌سویه از سمت GDP به سمت مخارج انتظامی و امنیتی و همین‌طور از سمت سرمایه‌گذاری خصوصی به سمت مخارج انتظامی و امنیتی بوده است. حال آن‌که یافته‌های تحقیق ما نتایج نسبتاً منطقی‌تر و بهتری را ارائه می‌دهند. بر اساس یافته‌های ما نخست این‌که؛ یک رابطه علی یک‌سویه از سمت GDP به سمت مخارج امنیت و نظم عمومی وجود دارد. به دیگر عبارت با بهبود وضعیت اقتصادی، تقاضا برای امنیت و نظم عمومی افزایش می‌یابد و دولت مخارج خود را در این حوزه افزایش خواهد داد. دوم؛ یک علیت یک‌سویه از سمت مخارج امنیت و نظم عمومی به سمت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود دارد. یعنی این‌که با ایجاد فضایی امن و سالم برای کسب و کار اقتصادی، ریسک‌های سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد و انگیزه سرمایه‌گذاران بخش خصوصی، برای انجام سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. سوم؛ رابطه علی دوسویه میان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و GDP وجود دارد. این موضوع با نظریه‌های کینز (مبنی بر اثرگذاری سرمایه‌گذاری بر تقاضای کل جامعه و در نتیجه تولید کل جامعه) و همچنین با نظریه‌های اقتصاددانان نوکلاسیک (مبنی بر تأثیر مثبت تولید بر سرمایه‌گذاری) همخوانی دارد.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ گزارش اقتصادی، سالهای مختلف، تهران.
۲. سلمانی، بهزاد و محمدی، علیرضا (۱۳۸۷)؛ بررسی اثر مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال سیزدهم، شماره ۳۹، صص ۹۳-۷۳.
۳. عرب مازار، علی‌اکبر و چالاک، فرشته (۱۳۸۹)؛ تحلیل پویایی اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۱، صص ۲۳۹-۲۱۹.
۴. کمیجانی، اکبر و نظری، روح‌الله (۱۳۸۷)؛ تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال نهم، شماره سوم، صص ۲۸-۱.
۵. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
۶. Aschauer, D. (۱۹۸۹); Is public expenditure productive? *Journal of Monetary Economics*, ۲۳, ۱۷۷-۲۰۰.
۷. Barro, R. (۱۹۹۰); Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, ۹۸, S۱۰۳-S۱۲۵.
۸. Detotto, C., & Otranto, E. (۲۰۱۰); Does Crime Affect Economic Growth? *KYKLOS*, ۳, ۳۳۰-۳۴۵.
۹. Dickey, D., & Fuller, W. (۱۹۷۹); Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, ۷۴, ۴۲۷-۴۳۱.
۱۰. Eltony, M.N., Al-Awadi, M. (۲۰۰۱); Oil price fluctuations and their impact on the macroeconomic. Variables of Kuwait: a case study using a VAR model. *International Journal of Energy Research* ۲۵, ۹۳۹-۹۵۹.
۱۱. Enders, W. (۲۰۰۴); *Applied econometric time series*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons.
۱۲. Faraji-Dizaji, S. (۲۰۱۲); The effects of oil shocks on government expenditures and government Revenues nexus in Iran (as a developing oil-export based economy), *International institute of Social studies, (ISS), working paper*, No. ۵۴۰.
۱۳. Farzanegan, M.R. (۲۰۱۱); Oil revenue shocks and government spending behavior in Iran. *Energy Economics* ۳۳, ۱۰۵۵-۱۰۶۹.
۱۴. Farzanegan, M.R., Markwardt, G. (۲۰۰۹); The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics* ۳۱, ۱۳۴-۱۵۱.

۱۵. Glass, A. (۲۰۰۹); Government expenditure on public order and safety, economic growth and Private investment: Empirical evidence from the United States. *International Review of Law And Economics* ۲۹, ۲۹-۳۷.
۱۶. Holtz-Eakin, D. (۱۹۹۴); Public-sector capital and the productivity puzzle. *Review of Economics and Statistics*, ۷۶, ۱۲-۲۱.
۱۷. Josten, S. D. (۲۰۰۳); Inequality, Crime and Economic Growth. A classical Argument for Distributional Equality, *International Tax and Public Finance*, ۱۰, ۴۳۵-۴۵۲.
۱۸. Lloyd-Ellis, H. and Marceau, N. (۲۰۰۳); Endogenous Insecurity and Economic Development, *Journal of Economic Development*, ۷۲, ۱-۲۹.
۱۹. Merza, Ebrahim. (۲۰۰۷); Oil exports, non-oil exports and economic growth: Time series analysis For Kuwait (۱۹۷۰-۲۰۰۴), Doctoral dissertation, Kansas State University, Manhattan.
۲۰. Pesaran, M., & Shin, Y. (۱۹۹۸); Generalized impulse response analysis in linear multivariate Models. *Economics Letters*, ۵۸, ۱۷-۲۹.
۲۱. QMS, ۲۰۱۰. EViews ۷ User's Guide II. Quantitative Micro Software. LLC, Irvine CA.
۲۲. Runkle, D. (۱۹۸۷); Vector autoregressions and reality. *Journal of Business and Economic Statistics*, ۵, ۴۳۷-۴۴۲.
۲۳. Sims, C. (۱۹۸۰); Macroeconomics and reality. *Econometrica*, ۴۸, ۱-۴۸.



پروہشگاہ علوم انسانی و مطالعات فرہنگی
پرتال جامع علوم انسانی