اثر کنترل فساد و سیاست‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA)

رفیع حسنی مقدم
استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه دامغان
Hmoghadam@du.ac.ir
امیرعلی فرهنگ
استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور
s_farhang@pnu.ac.ir
آنیتا ابونوری
کارشناسی ارشد آمار اقتصادی و اجتماعی دانشگاه شهید بهشتی
(مدرس حق التدریس گروه اقتصاد دانشگاه دامغان)
a.abounoori@mail.sbu.ac.ir
علی محمدپور (نویسنده مسئول)
دانش آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه
a.m1367@yahoo.com

نوع مقاله: علمی- پژوهشی تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۷/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۱۵

چکیده

هدف اصلی در این پژوهش، بررسی نقش کنترل فساد در اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی است. برای این منظور از داده‌های یک نمونه شامل ایران و ۱۹ کشور عضو خاورمیانه و شمال آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۹ و برآورد با روش گشتاورهای تعمیم یافته تابلویی (PGMM) و خود رگرسیون برداری تابلویی (PVAR) استفاده شده است. نتایج برآورد الگو به روش PGMM نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مثبت و معنادار متغیرهای کنترل فساد و همچنین اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی و اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت بر رشد اقتصادی می‌باشد. این در حالی است که بدون کنترل فساد (با وجود فساد)، متغیرهای نقدینگی و مخارج مصرفی نهایی دولت میتواند تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد. در برآورد PVAR تأثیر متغیرها بر رشد اقتصادی با استفاده از تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس مورد بررسی قرار گرفته است. مقایسه نتایج حاصل از برآورد روش‌های PGMM و PVAR نشان می‌دهد که در هر دو روش، اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی، اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت و شاخص کنترل فساد بر رشد اقتصادی مثبت و اثر مخارج مصرفی نهایی دولت و نقدینگی بدون کنترل فساد بر رشد اقتصادی منفی هستند. همچنین، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به عنوان متغیر کنترلی در مدل، اثر مثبت و معنا دار داشته است.

طبقه‌بندی JEL: C32 ،C33 ،E21 ،Z00 ،O10
کلید واژه ها: PVAR، PGMM، رشد اقتصادی، فساد، مخارج مصرفی نهایی دولت

۱. مقدمه

دولت‌ها، سیاست‌گذاران، نهادهای جهانی و دانشگاهیان نگران اثرات فساد بر رشد اقتصادی و ایجاد فضای کسب‌وکار هستند (اوجکا[1]، ۲۰۱۹). فساد عمومی به معنای تخصیص نادرست منابع دولتی و زیان رفاه جامعه در یک کشور است(پولیدو[2] و همکاران، ۲۰۲۰). کانالهای متعددی وجود دارد که از طریق آن فساد بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد (سیسلیک و گوچک[3]، ۲۰۱۸).

مبارزه با فساد ساده نیست و مشکلات عملی بسیاری در این مبارزه وجود دارد. بخشی از این مشکلات با تمایل برخی از دولت ها برای عدم تلاش برای حذف یا حتی مهار فساد قابل توضیح است. به احتمال زیاد این مشکل در نهادهای ضعیف است که در آن سیاست گذاران خود رغبت عملی چندانی ندارند. یک مسئله کلیدی در مبارزه با فساد وجود تضاد در منافع است. اختلاس و ضعف در مکانیسم‌های مبارزه با فساد هر دو بر خلاف منافع عمومی ولی در جهت منافع قدرتمندان است (بولی و گیلندرز[4]، ۲۰۱۸). در بررسی نقش نهادها در برابر فساد و تأثیر آن بر رشد، اکثر مطالعات به این نتیجه می‌رسند که نهادهای سالم رشد را افزایش می‌دهند (لاکشمی[5] و همکاران، ۲۰۲۱).

وقتی فساد اداری و به تبع آن رانت جویی افزایش می‌یابد، این باعث می‌شود مخارج دولت افزایش، ظرفیت درآمد مالیاتی دولت کاهش و به کسر بودجه دولت می‌انجامد. برای جبران آن، دولت از بانک مرکزی و یا با انتشار اوراق قرضه از مردم قرض می‌گیرد و یا سیاست حق الضرب پول را انجام می‌دهد، درنتیجه باعث می‌شود حجم پول بی‌رویه افزایش یابد و تورم را به دنبال خواهد داشت. در نتیجه بین فساد اداری و انباشت بدهی دولت ارتباط برقرار است (دیماکو[6]، ۲۰۱۵). اگر کنترل فساد با مخارج مصرفی نهایی دولت همراه نباشد، موجب کاهش کارایی مخارج دولت شده و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. یکی دیگر از کانال‌های تأثیرگذاری کنترل فساد بر رشد اقتصادی، نقدینگی است. رشد نقدینگی اگر با کنترل فساد همراه نباشد باعث می‌شود نقدینگی را به سمت فعالیت‌های غیرمولد سوق دهد و در نتیجه باعث کاهش کارایی نقدینگی شده و از این طریق به کاهش رشد اقتصادی

---

1. Ojeka
2. Pulido
3. Cieslik & Goczek
4. Boly & Gillanders
5. Lakshmi
6. Dimakou

می‌انجامد. در نتیجه اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی باعث افزایش کارایی حجم نقدینگی شده و به رشد تأثیر مثبت دارد (محسنی زنوزی و همکاران، ۱۳۹۵).

طبق مطالعات تجربی شامل شاکری و همکاران (۱۳۹۳)، ایران و اکثرکشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا از نظر ذخایر منابع طبیعی و سوخت‌های فسیلی مانند نفت و گاز و غیره غنی بوده ولی در آن ها کیفیت نهادها شامل (بروکراسی، ثبات سیاسی و کنترل فساد، اثر بخشی دولت، حق اظهار نظر و پاسگویی، حاکمیت قانون) در سطح پایین قرار دارند. در نتیجه، زمینه فساد در نمونه کشورهای مورد بررسی وجود داد و این فرصت لازم را برای تحقیقات تجربی در مورد ارتباط شاخص کنترل فساد و رشد اقتصادی و اثرات متقاطع مجزای کنترل فساد و سیاست‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی را بوجود می‌آورد. در این مطالعه با رویکرد اقتصادسنجی و با بهره‌گیری از دو روش گشتاورهای تعمیم یافته(PGMM) و روش خودرگرسیون برداری داده‌های تابلویی (PVAR)، نقش کنترل فساد در اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی در بین ۱۹کشور خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) با استفاده از داده‌های تابلویی از سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۹ برآورد شده است. هدف استفاده از دو روش تحقیق؛ بررسی دقیق‌تر موضوع و بررسی تکانه‌های متغیرهای مستقل بر رشد اقتصادی و ارزیابی رابطه علیت بین متغیرها بوده است. هر دو روش تابلویی و هم راستا هستند و موجب استحکام نتایج خواهند بود.

فرضیات تحقیق به شرح ذیل می‌باشد:

- رابطه شاخص کنترل فساد و رشد اقتصادی مثبت و معنادار می‌باشد.
- رابطه (اثر متقاطع شاخص کنترل فساد و مخارجی مصرفی نهایی دولت) و رشد اقتصادی مثبت و معنادار می‌باشد.
- رابطه (اثر متقاطع شاخص کنترل فساد و نقدینگی) و رشد اقتصادی مثبت و معنادار می‌باشد.

ساختار مقاله بدین شکل تنظیم شده است که در بخش اول، مبانی نظری ارائه می‌شود. بخش دوم، مروری بر مطالعات پیشین را نشان می‌دهد، بخش سوم به روش شناسی انجام پژوهش، توضیحات متغیرها، مدل تحقیق اختصاص یافته است، در بخش چهارم برآورد الگو و یافته‌های تجربی پژوهش را ارائه داده و دربخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. مروری بر پیشینه موضوع تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

دیدگاه‌های موافق تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی استدلال می‌کنند که فساد باعث رشد اقتصادی با ایجاد سرمایه‌گذاران برای جلوگیری از تأخیر اداری از طریق استفاده از پول سریع و با تشویق کارمندان دولت کم کار به سخت ترکارکردن می‌شود، اگر بتوانند درآمد خود را با پرداخت رشوه تکمیل کنند، فساد موانع بوروکراتیک را دور می‌زند و به نفع کارآیی کارآفرینان است که دراین باره (لیف۱۹۶۴[1]؛ هانتینگتون[2] ۱۹۶۸ ؛ لوی[3] ۱۹۸۵؛ دی سوتو[4] ۱۹۸۹؛ اگیرو وینر[5]۲۰۰۵) را می‌توان نام برد. دیدگاه‌های مخالف تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی استدلال می‌کنند که فساد با کاهش سرمایه‌گذاری، چه در سرمایه فیزیکی و چه در سرمایه انسانی، تأثیر منفی در رشد اقتصادی دارد و با تخصیص نادرست هزینه‌های عمومی به دور از مناطق تقویت کننده رشد (مانند آموزش و بهداشت) به مناطقی که بهره‌وری کمتری دارند اما فساد بیشتری دارند (مانند پروژه های بزرگ و گران قیمت زیرساختی) که دراین موضوع (مائورو ۱۹۹۷[6]؛ تانزی و داووری۱۹۹۷[7]؛ فسون وسیوینسین[8]۲۰۰۱؛ مو[9]۲۰۰۱؛ پلگرینی و گرلاگ [10]۲۰۰۴) را می‌توان نام برد (سها و سن[11]، ۲۰۱۹).

فساد به عنوان عاملی تلقی می‌شود که با رفتار بازار تداخل می‌کند، عملکرد مورد انتظار آن را مخدوش و رقابت مناسب را به خطر می‌اندازد. فساد زمانی رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند که هزینه انجام کسب و کار به دلیل قیمت رشوه، هزینه مذاکرات با کارکنان و به دلیل خطر نقض توافقات افزایش یابد. همچنین توانایی دولت برای اعمال کنترل‌های نظارتی و اقدامات برای اصلاح شکست‌های بازار را کاهش می‌دهد، انگیزه‌ها را مخدوش می کند (مالانسکی و پووآ[12]، ۲۰۲۱).

---

1. Leff
2. Huntington
3. Lui
4. De Soto
5. Egger and Winner
6. Mauro
7. Tanzi and Davoodi
8. Fisman and Svensson
9. Mo
10. Pellegrini and Gerlagh
11. Saha & Sen
12. Malanski & Póvoa

نقش دولت‌ها در سیاست‌های اقتصادی، ساختار نظام مالیاتی، نابرابری توزیع درآمد، فقر، نقدینگی و تورم، دستمزدهای پایین، محدودیت‌های تجاری، نرخ پایین اشتغال، قدرت رقابتی اقتصاد و سطح باز بودن و اقتصاد غیررسمی از جمله عوامل اقتصادی هستند که ممکن است منجر به فساد شود. مخرب‌ترین اثر فساد بر اقتصاد در سرمایه‌گذاری‌ها، رشد اقتصادی و توسعه اقتصادی دیده می شود. نرخ بالای فساد منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و کاهش رشد اقتصادی می‌شود. شرکت‌ها ممکن است سرمایه‌گذاری خود را در کشور به تعویق بیاندازند یا ممکن است سرمایه‌گذاری خود را به کشور دیگری منتقل کنند. علاوه بر این، فساد کارایی هزینه های عمومی و کیفیت زیرساخت های موجود را کاهش می‌دهد، هزینه انجام کسب وکار را افزایش می‌دهد و در نهایت رشد اقتصادی را با مشکل مواجه می‌کند. از دیگر آثار سوء فساد می‌توان به آسیب به توزیع درآمد، جلوگیری از استفاده بهینه از منابع اقتصادی و تورم اشاره کرد (اوزشاهین و اوچلر[1]، ۲۰۱۷).

درجهانی که در آن دولت‌ها همیشه نسبت به شهروندان خود با بیشترین رغبت عمل نمی‌کنند، از سیاستمداران فاسد انتظار می‌رود به صرف منابع عمومی بیشتر در مورد کسانی که در مورد آنها دریافت رشوه‌های بزرگ و حفظ مخفی آنها آسان تراست، اقدام کنند. شواهد متقاطع کشورهایی که فساد می‌کنند، نشان‌دهنده تغییر در ترکیب مخارج دولت می‌باشد. به طور خاص، اثر فساد بر هزینه آموزش و پرورش رابطه منفی دارد؛ در کالاهایی که تکنولوژی در آن بالا بوده و توسط یک تعداد محدودی از شرکت‌های انحصاری تولید می‌شود، به فساد حساس است. در مقابل آن، آموزش و پرورش ابتدایی که تنها نیاز به فن‌آوری عمومی دارد که می‌تواند به تعداد نسبتا زیادی از تأمین کنندگان ارائه شود، فساد در آنجا کم می‌باشد. بنابراین، براساس این ملاحظات، می‌توان انتظار داشت که جمع‌آوری قابل توجه رشوه در پروژه‌های بزرگ زیربنایی و یا تجهیزات دفاعی بسیار پیچیده‌تر ساده‌تر از کتاب‌های درسی یا حقوق معلمان خواهد بود. در مناطق دیگر، مانند پرداخت‌های بهداشتی و یا نقل و انتقال و رفاه نیز فساد وجود دارد. در مورد بهداشت، فرصت برای جمع آوری رشوه ممکن است در دولت از قبال تجهیزات پزشکی و یا امکانات پیشرفته بیمارستان طراحی شده برای افزایش وجهه و اعتبار ملی، بسیار امکان‌پذیر باشد اما ممکن است در مورد پزشکان و حقوق پرستاران محدودتر باشد (مائورو[2]، ۱۹۹۸).

---

[1]. Özşahin & Üçler

[2]. Mauro

رشد نقدینگی بسته به میزان کنترل فساد در جامعه می‌تواند دو اثر متضاد بر اقتصاد داشته باشد. از یک طرف در یک اقتصاد با درجه فساد پایین، میزان نقدینگی به عنوان یکی از شاخص های توسعه مالی تلقی شده و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد ولی ازطرف دیگر در یک اقتصاد با درجه فساد بالا مانده‌های وجوه سوداگرانه را افزایش داده و موجب کاهش رشد اقتصادی می شود در نتیجه کارایی نقدینگی کاهش یافته و نقدینگی را از مسیری که منجر به فعالیت‌های مولد می‌شد به سمت فعالیت‌های غیرمولد سوق می دهد و از این طریق منجر به کاهش رشد اقتصادی و افزایش تورم می‌شود. (محسنی زنوزی و همکاران، ۱۳۹۵). در دولت‌هایی که فساد در آن گسترده باشد، برای تأمین کسری بودجه مالیات ها را بیش از حد افزایش و یا از طریق انتشار حجم پول جبران می‌شود و این باعث افزایش نقدینگی و تورم می‌گردد (نوردهاوس[1]، ۱۹۷۵). علاوه بر این، فساد با جلوگیری از توزیع کارآمد منابع اقتصادی و عمومی، کارایی را کاهش می‌دهد. انتقال این منابع از حوزه های مولد به کمتر قابل کنترل و پروژه‌های دستکاری شده بر عملکرد مالی تأثیر منفی می‌گذارد. این کاهش کارایی در فضای عمومی پس از مدتی بر بخش خصوصی منعکس می‌شود و عملکرد اقتصادی را کاهش می‌دهد. برای پوشش هزینه‌ها (که به دلیل فساد افزایش می‌یابد) از استقراض داخلی و خارجی استفاده می‌شود که به نوبه خود باعث افزایش نرخ تورم و سطح ریسک کشور می‌شود. این فرآیند اثر بازدارندگی مستقیمی بر سرمایه‌گذاران خارجی دارد و منجر به افزایش نرخ ارز و مشکلات کسری حساب جاری می‌شود. در نتیجه این دور باطل، افزایش حجم انتشار پول برای پوشش هزینه ها نیز، افزایش نقدینگی و فشارهای تورمی را به همراه دارد (کاتائو و ترونز[2]، ۲۰۰۵).

فساد از دو کانال (مستقیم وغیرمستقیم) اثر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد. آثار غیرمستقیم فساد بر رشد اقتصادی از طریق متغیرهای توضیحی افزایش‌دهندهٔ رشد می‌باشد. متغیرهای توضیحی افزایش دهندهٔ رشد در پژوهش اورهارت و همکاران (۲۰۰۳)، سرمایه خصوصی، عمومی و انسانی می‌باشند. در این پژوهش، نخست یک تابع تولید کاب داگلاس پیشنهاد می‌شود. تولید در زمان t به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$Yt = VtKt^{a}Gt^{B}HtLt^{\Theta} \qquad (۱)$$

[1]. Nordhaus
[2]. Catao &Terrones

جایی که a و B و $a + B + \theta = 1$ و $\theta \geq 0$ می باشد. (Yt) تابع تولید، (Vt) سطح تکنولوژی، (Lt) نیروی کار، (Gt) و (Ht) ، (Kt) به ترتیب سرمایه عمومی، انسانی و خصوصی می باشد. همچنین (Vt) به صورت زیرتعریف می شود:

$$V_t = A_t C_t Z_t \quad (۲)$$

درمعادله بالا (A_t) سطح برونزایی تکنولوژی و (C_t) سطح فساد و (Z_t) ماتریسی از متغیرهای برونزا (توضیحی) است که بر روی تولید اثر می‌گذارد. به منظور استنتاج اثرات غیرمستقیم فساد بر رشد اقتصادی از طریق متغیرهای توضیحی سرمایه‌گذاری خصوصی، انسانی و عمومی $(K، H، G)$ تابع تولید به صورت زیر فرض می‌شود که در این تابع تولید فساد تابعی از متغیرهای مزبور می‌باشد.

$$Yt = AtCtZtKt^{a}Gt^{B}HtLt^{\theta} \quad (۳)$$

در تابع تولید فوق، فرض می‌شود که نرخ رشد نیروی کار (n)، تکنولوژی(w)، فساد (c) و سرمایه با نرخ (γ) استهلاک می شوند.

$$HtKt^{a}Gt^{B}HtLt^{\theta} = i_t$$

حال برای محاسبه نرخ رشد از رابطه (۳) داریم:

$$LnYt = \frac{a}{1-a-B}Lni_k + \frac{B}{1-a-B}Lni_g + \frac{I}{1-a-B}Lni_h - \frac{a+B}{1-a-B}Ln(n + g + \gamma + c) \quad (۴)$$

با قرار دادن رابطه مقابل در بالا داریم: $\lambda = (n + g + \gamma + c)(1 - a - B)$ همچنین y_0 به عنوان سطح اولیه تولید هر واحد سرمایه داریم:

$$y = (1 - e - \lambda_t)\left[LnAt + LnCt + LnZt + \frac{a}{1-a-B}Lni_k + \frac{B}{1-a-B}Lni_g + \frac{I}{1-a-B}Lni_h - \frac{a+B}{1-a-B}Ln(n + g + \gamma + c) - Lny_0 - e\lambda t - LnA_0 - e - \lambda tLnC_0 - e - \lambda tZ_0\right] \quad (۵)$$

معادله (۵) اثر غیرمستقیم فساد روی تابع تولید را نشان می دهد. فساد ممکن است به طور مستقیم بر روی واحد تولید اثر بگذارد. با استفاده از روش اقتصاد سنجی مدل پانل دیتا تخمینی ما (اورهارت[1] و همکاران، ۲۰۰۳)، به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Yit = B1Cit + B2Xit + B3(Cit\,X'_{\mathrm{it}}) + rZit + Vit \qquad (۶)$$

در رابطه بالا؛ ($\mathrm{Y_{it}}$) تابع تولید، (X_{it}) متغیر مستقل علاقه، (C_{it}) فساد و ($X'_{\mathrm{it}}C_{\mathrm{it}}$) اثرات متقاطع میان متغیر مستقل انگیزه و فساد است. (Z_{it}) متغیرهای توضیحی افزایش دهندهٔ رشد را نشان می‌دهد. جزء خطا در معادله بالا با (V_{it}) نشان داده شده است. روابط و معادلات بالا بیانگر آن است که فساد هم به طور مستقیم و هم به طور غیرمستقیم از طریق متغیرهای سرمایه گذاری خصوصی، عمومی و انسانی اثر منفی روی رشد اقتصادی دارد(اورهارت و همکاران، ۲۰۰۳).

۲-۲. مروری بر مطالعات تجربی پیشین

مطالعات داخلی:

شقاقی شهری (۱۴۰۰) اثرات تمرکز زدایی مالی و کنترل فساد بر رشد اقتصادی (تجربه کشورهای نفتی منطقه) را با استفاده از روش داده‌های تابلویی و اثرات ثابت طی دوره زمانی ۱۹۹۸-۲۰۱۷ ارزیابی نموده است. او دریافت که بهبود یک واحدی شاخص کنترل فساد در الگوهای مختلف برآوردی تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی داشته است و انجام تمرکزدایی هزینه ای، درآمدی و مالی رشد اقتصادی را افزایش داده است. در نهایت اثرات منفی فساد مالی با اعمال تمرکززدایی کاهشی بوده است.

رفاعی و همکاران (۱۳۹۶) به بررسی کنترل فساد و سرمایه گذاری مستقیم خارجی با استفاده از داده‌های ترکیبی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی۱۸۰کشور به سمت ۱۰۰ کشور میزبان، طی سالهای (۱۹۸۵-۲۰۱۴) برآورد شده است. نتایج تحقیق بیانگر این است که فساد نه تنها منجر به کاهش سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود، بلکه باعث تغییر ترکیب سرمایه‌گذاری درکشورهایی که مبدأ جریان سرمایه گذاری هستنند، نیز می‌گردد.

قاضی (۱۳۹۵) موضوعی با عنوان بررسی اثر فساد مالی بر رشد اقتصادی (مطالعهٔ موردی بین کشورهای منتخب) را با استفاده از روش پانل دیتا که شامل ۳۷ کشورو طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحقیق نشان دهنده تأثیرمنفی و معناداری فساد بر رشد افتصادی می‌باشد.

---

[1]. Everhart

توان (۱۳۹۴) موضوعی با عنوان اثر فساد اقتصادی بر رشد اقتصادی درکشورهای منتخب OECD وMENA طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ با استفاده ازروش پانل دیتا مورد بررسی قرارداده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است شاخص کنترل فساد تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است.

مطالعات خارجی:

سونگ[1] و همکاران (۲۰۲۱) با به کارگیری روش حداقل مربعات کاملا تعدیل شده[2] رابطه بین فساد و رشد اقتصادی در ۱۴۲ کشور منتخب طی دوره زمانی ۲۰۱۶ تا ۲۰۲۰ را بررسی نموده‌اند. نتایج آنها وجود رابطه منفی و معنادار فساد بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد.

مالانسکی و پووآ[3] (۲۰۲۱) پژوهشی با عنوان رشد اقتصادی و فساد در بازارهای نوظهور: آیا آزادی اقتصادی اهمیت دارد؟ انجام داده‌اند. نمونه شامل کشورهای منتخب آمریکای لاتین و آسیایی طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۷ و روش مورد استفاده در پژوهش رگرسیون داده‌های پانل گشتاورهای تعمیم یافته[4] بوده است. نتایج نشان داد که آزادی اقتصادی به عنوان یک تعدیل‌کننده در رابطه بین فساد و رشد اقتصادی عمل می‌کند. در هر دو قاره، آزادی اقتصادی بیشتر، به طور متوسط، از رشد تولید ناخالص داخلی سرانه حمایت می‌کند. در آمریکای‌لاتین، می توان این فرضیه را نشان داد که فساد به کشورهایی با آزادی اقتصادی بیشتر آسیب می‌رساند اما به رشد اقتصادی در کشورهایی با سطوح پایین‌تر آزادی اقتصادی کمک می‌کند. با توجه به کشورهای آسیایی مورد مطالعه، تنها اثر منفی فساد بر رشد اقتصادی در کشورهای با آزادی اقتصادی کم‌تر وجود داشت.

چوگونف[5] و همکاران (۲۰۲۱) تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر توسعه اقتصادی را با استفاده از دستگاه معادلات همزمان مطالعه نمودند. نتایج حاکی از آن است که هیچ اثر مثبت مخارج دولت بر رشد سرانه تولید ناخالص داخلی در ۱۹ اقتصاد نوظهور از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۸ وجود ندارد. تأثیر مخارج عمومی بر رشد اقتصادی به کیفیت مؤسسات، ترکیب مخارج و ساختار مالی بستگی دارد.

---

1. Song
2. Fully Modified OLS (FMOLS)
3. Malanski & Póvoa
4. GMM
5. Chugunov

اولائوی[1] و همکاران (۲۰۲۰) رابطه مخارج دولت و رشد اقتصادی در ۱۵ کشور جامعه اقتصادی غرب آفریقا[2] طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۷ را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته[3] ارزیابی نموده‌اند. نتایج شواهد تجربی مبنی بر وجود رابطه مشروط بین هزینه‌های دولت و رشد اقتصادی در کشورهای آفریقایی بوده است.

آهوجا و پاندیت[4] (۲۰۲۰) ارتباط بین هزینه‌های عمومی و رشد اقتصادی در ۵۹ کشور منتخب در حال توسعه را با استفاده از مجموعه داده‌های پانل در سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۹ بررسی نموده‌اند. نتایج تجربی بدست رابطه علی یک طرفه بین رشد اقتصادی و مخارج دولت را تأیید می‌کند که در آن رابطه علی بین مخارج عمومی و رشد تولید ناخالص داخلی برقرار است.

ساها و سن (۲۰۱۹) موضوعی با عنوان رابطه فساد و رشد اقتصادی در کشوهای با نظام استبدادی و دموکراتیک را مورد بررسی قرار داده‌اند. داده‌های بیش از صد کشور آسیا و جنوب شرقی آسیا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۴ نمونه آنها و روش مورد استفاده در تحقیق پانل دیتا می‌باشد. نتایج پژوهش حاکی از آن است تأثیر فساد بر رشد اقتصادی درکشورهای خودکامه در مقایسه با کشورهای دموکراتیک مثبت است.

گرندلر و پوترافکه[5] (۲۰۱۹) فساد و رشد اقتصادی را با استفاده از روش PGMM طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۲ را برای ۱۷۵ کشور مورد بررسی قرارداده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که رابطه فساد و رشد اقتصادی معنادار می باشد و باعث کاهش ۱۷ درصدی آن می‌شود.

آلفادا[6](۲۰۱۹) تأثیر فساد بر رشد اقتصادی را در کشور اندونزی طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۴ مورد بررسی قرارداده است. روش مورداستفاده در این پژوهش متغیر ابزاری حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) می‌باشد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که فساد تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی داشته است.

سیسیلیک وگوچک[7] (۲۰۱۸) به بررسی کنترل فساد، سرمایه‌گذاری بین‌المللی و رشد اقتصادی پرداخته شده است. روش مورد استفاده دراین تحقیق گشتاورهای تعمیم یافته

---

1. Olaoye
2. ECOWAS countries
3. GMM
4. Ahuja & Pandit
5. Gründler and Potrafke
6. Alfada
7. Cieslik & Goczek

و مربوط به دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۴ از ۱۴۲ کشورهای منتخب می‌باشد. پژوهش نشان داده است، فساد به طورمستقیم مانع سرمایه گذاری شده و از این طریق به کاهش رشد اقتصادی می‌انجامد.

در یک جمع‌بندی می‌توان بیان کرد؛ گرچه مطالعات داخلی و خارجی فراوان در مورد اثر فساد و یا کنترل فساد بر رشد اقتصادی صورت گرفته است، ولی در آن‌ها به اثرات متقاطع کنترل فساد و سیاست‌های پولی و مالی (اثرات متقاطع کنترل فساد و مخارج دولت، اثرات متقاطع کنترل فساد و نقدینگی) توجه کافی نشده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. تصریح مدل

در این مطالعه به منظور ارزیابی نقش کنترل فساد در اثرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی از تکنیک داده‌های تابلویی پویا[1](DPD) و روش گشتاورهای تعمیم یافته(PGMM) و همچنین مدل خودرگرسیون برداری تابلویی (Panel Var) برای ۱۹ کشور خاورمیانه و شمال آفریقا[2] (MENA) طی دوره ۲۰۱۹- ۲۰۰۲ استفاده شده است. مدل خودرگرسیون برداری تابلویی (PVAR) با استفاده از تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس مورد بررسی قرارگرفته است. داده‌های این مطالعه از سایت بانک جهانی و از بانک‌های اطلاعاتی شاخص توسعه جهانی[3](WDI) بوده و شاخص کنترل فساد از شاخص‌حکمرانی جهانی[4] (WGI) استخراج شده است. در این مقاله به منظور انجام تجزیه و تحلیل‌های آماری و اقتصادسنجی از نرم افزارهای EVIEWS (برای آزمون‌های مانایی برای هر دو روش، تعیین طول وقفه بهینه؛ تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس برای روش PVAR از STATA و برای روش PGMM، آزمون‌های خود همبستگی وسارگان، آزمون پایداری مدل و علیت گرنجری) استفاده شده است.

مدل مطالعه حاضر، برگرفته از مطالعات اورهارت و همکاران (۲۰۰۳) می باشد و در مبانی نظری این پژوهش آورده شده است که تأثیر فساد بر رشد اقتصادی را بصورت مستقیم و غیر مستقیم مورد بررسی قرار داده است.

---

1. Dynamic Panel Data
2. Middle East and North Africa (نمونه شامل کشورهای الجزایر، بحرین، جیبوتی، مصر، ایران، عراق، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مالت، مراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، تونس، امارات،فلسطین، یمن)
3. World Development Indicator.
4. The Worldwide Governance Indicators, www.govindicators.org

در این تحقیق مدلی تصریح شده است که از روش تأثیرگذاری مستقیم تابع مطالعات اورهارت و همکاران بهره‌گیری شده است و به جای فساد از شاخص کنترل فساد استفاده شده است. معادله تحقیق:

$$Yit = B1Cit + B2Xit + B3(Cit\ X'_{\mathrm{it}}) + rZit + Vit \qquad (۷)$$

در رابطه بالا؛ ($\mathrm{Y_{it}}$) تابع تولید شامل GDP، (X_{it}) متغیرهای مستقل علاقه شامل g و m2، (C_{it})کنترل فساد و ($X'_{\mathrm{it}}C_{\mathrm{it}}$) اثرات متقاطع میان متغیرهای مستقل وکنترل فساد شامل gc و$m2c$ فساد است. (Z_{it}) متغیرهای توضیحی افزایش‌دهندهٔ رشد که در این تحقیق cap می‌باشد را نشان می‌دهد. جزء خطا در معادله بالا با (V_{it}) نشان داده شده است. متغیرهای تحقیق:

GDP: نشان دهندهٔ تولید ناخالص داخلی سرانه است که بر حسب دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۱۱ و بر حسب برابری قدرت خرید به عنوان متغیر وابسته مدل انتخاب شده است.

cap: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به صورت درصدی از GDP می‌باشد.

$m2c$: اثر کنترل فساد و نقدینگی که اثر این متغیر از حاصلضرب متغیر نقدینگی در کنترل فساد به دست آمده است.

C: شاخص کنترل فساد بر اساس رتبه‌بندی[1] از سایت شاخص حکمرانی جهانی[2]گرفته شده است. رتبه‌بندی این شاخص بین صفر (بیش ترین فساد) تا صد (کمترین فساد) می باشد و در مطالعات اوزشاهین و اوچلر[3]، (۲۰۱۷) نیز مورد استفاده قرار گرفته است. مقدار شاخص ۲/۵ تا ۲/۵- که در مطالعات اولائوی و همکاران (۲۰۲۰) بکارگرفته شده است. در این پژوهش از رتبه‌بندی استفاده شده است.

g: مخارج مصرفی نهایی دولت به صورت درصدی از GDP است.

gc :اثرکنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت، که اثر این متغیر از حاصلضرب مخارج مصرفی نهایی دولت درکنترل فساد بدست آمده است.

m2: نقدینگی به صورت درصدی از GDP می‌باشد.

---

1. Control of Corruption: Percentile Rank
2. Worldwide Governance Indicators(WGI DATA BANK)
3. Özşahin & Üçler

۳-۲. تحلیل توصیفی داده‌ها

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول (۱) ارائه شده است. بیشترین مقدار مربوط به اثر کنترل فساد و نقدینگی و کمترین آن شاخص کنترل فساد را شامل می شود.

جدول(۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیرها	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی	مجموع	مجموع مربعات انحرافات
gdp	۹/۷۴۳	۹/۵۱۱	۱۱/۷۹۴	۷/۶۷۲	۱/۰۷۷	۰/۱۲۴	۲/۰۹۹	۲۳۷۷/۳۵۹	۲۸۲/۰۶۸
c	۳/۵۹۰	۳/۸۷۷	۴/۴۲۵	۰/۰۵۳	۰/۹۱۹	-۱/۸۲۴	۶/۲۵۷	۸۸۶/۷۹۰	۲۴/۷۶۰
g	۲/۷۷۹	۲/۸۱۶	۳/۴۷۲	۱/۷۴۸	۰/۳۳۷	-۰/۴۹۲	۳/۲۲۳	۶۱۹/۹۴۳	۲۵/۲۲۴
M2	۲۴/۴۳۵	۲۴/۳۵۱	۳۲/۲۴۳	۱۹/۷۲۴	۲/۳۰۱	۱/۹۳۶	۶/۷۰۴	۵۷۶۶/۸۱۴	۱۲۴۴/۵۳۹
gc	۶/۴۶۴	۶/۷۸۱	۷/۶۵۹	۳/۴۲۰	۰/۸۴۴	-۱/۴۴۳	۵/۱۸۷	۱۴۴۱/۶۵۱	۱۵۸/۳۲۲
M2c	۲۸/۰۳۲	۲۸/۰۶۱	۳۵/۸۳۷	۲۲/۹۰۷	۲/۳۸۹	۰/۸۵۳	۵/۳۹۴	۶۶۱۵/۷۷۰	۱۳۴۲/۲۸۲
cap	۳/۰۶۵	۳/۱۱۴	۳/۶۴۳	۱/۶۷۹	۰/۳۳۹	-۱/۵۲۲	-۶/۵۳۳	۶۶۲/۲۴۳	۲۴/۷۶۰

منبع: یافته های پژوهش

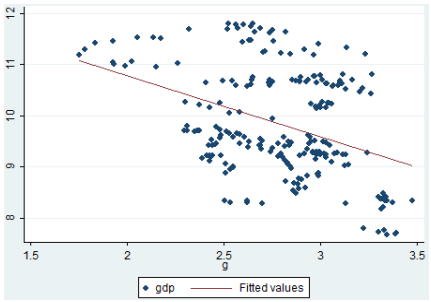
برای بررسی رابطه متغیرهای توضیحی با متغیر تولیدناخالص داخلی سرانه از نمودارهای پراکندگی (۱تا ۶) استفاده شده است. نتایج نمودارها در جدول (۲) آمده است.

جدول(۲): نتایج نمودارهای پراکندگی متغیرهای توضیحی با رشد اقتصادی

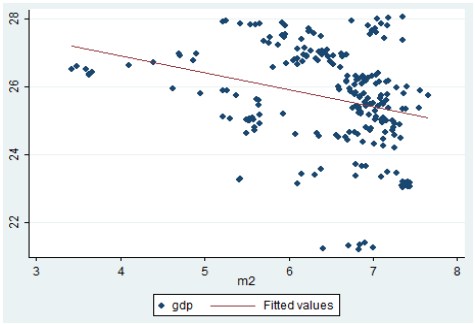
متغیرها	نوع رابطه	نمودار
مخارج مصرفی نهایی دولت(g)	تأثیر منفی	۱
نقدینگی(m2)	تأثیر منفی	۲
کنترل فساد(c)	تأثیر مثبت	۳
اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی(m2c)	تأثیر مثبت	۴
اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت(gc)	تأثیر مثبت	۵
تشکیل سرمایه ثابت ناخالص(cap)	تأثیر مثبت	۶

منبع: یافته‌های پژوهش

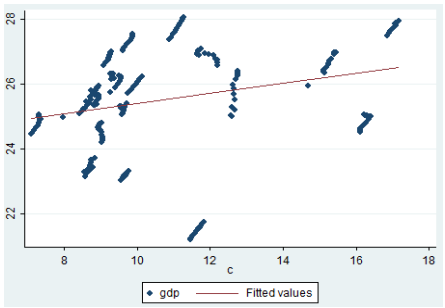
نمودار(۱):gوgdp



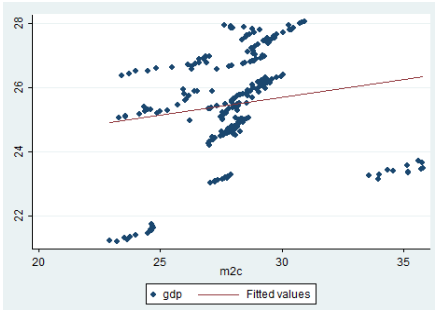
نمودار(۲): m2 و gdp



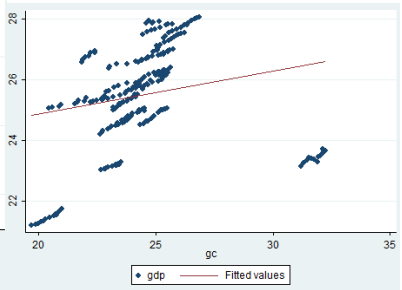
نمودار(۳): c و gdp



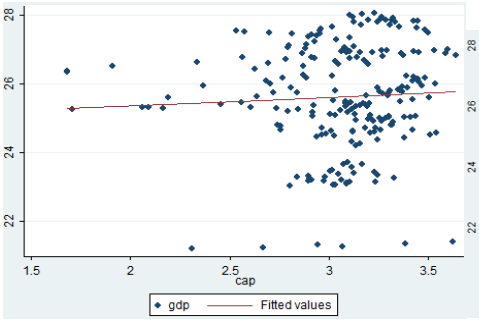
نمودار(۴): m2c و gdp



نمودار(۵):gcوgdp



نمودار(۶):cap و gdp



منبع: یافته های پژوهش

۳-۳. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (PGMM)

وقتی که در مدل داده‌های ترکیبی متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر شود دیگر برآوردهای OLS مناسب نمی‌باشد. در واقع باید گفت یکی از منابع و کاربردهای داده‌های ترکیبی درک بهتر پویایی‌ها توسط محقق است. روابط پویا با حضور متغیرهای

وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی مدل‌سازی می‌شود. در این پژوهش از روش داده‌های ترکیبی پویا با برآورد گشتاورهای تعمیم یافته که توسط آرلانو وباند[1] (۱۹۹۱) گسترش یافته، استفاده شده است. برای برآورد مدل توسط این روش لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری برآوردزننده PGMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و باویر[2] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[3] (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان از محدودیت‌هایی از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی است که به وسیله آماره M2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، برآوردزننده PGMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند (بالتاجی[4]، ۲۰۰۵).

۳-۴. خود رگرسیونی برداری داده‌های تابلویی (Panel VAR)

تحلیل مبتنی بر خود رگسیونی برداری چندین مزیت دارد. این یک روش انعطاف پذیر است که تمام متغیرهای موجود در دستگاه را درونزا و مستقل در نظر می گیرد. هر متغیر بوسیله وقفه های خودش و مقادیر با وقفه سایر متغیرها تشریح می گردد. مدل خود رگرسیونی داده های تابلویی، اثرات فردی غیر قابل مشاهده ناهمگن را در خود دارد و هم چنین این مدل نتایج مجانبی را بهبود می بخشد. این مدل اهمیت شوکهای گوناگون را آشکار می‌سازد. این الگو دو ابزار قوی برای تجزیه و تحلیل نوسانات اقتصادی ارایه می‌دهند، توابع عکس‌العمل تحریک و تجزیه واریانس. توابع عکس العمل تحریک نشان‌دهنده پاسخ‌هایی است که متغیرهای درونزای دستگاه به شوکهای ناشی از خطاها می‌دهد در مقابل، تجزیه واریانس تغییر در متغیر درونزا را به شوکهای مؤلفه برای متغیرهای درونزا تفکیک می‌کند و همچنین اطلاعاتی را راجع به اهمیت نسبی هر جهش تصادفی به متغیرها ارئه می‌دهد. با توجه به اینکه ضرایب به دست آمده از مدل خود

---

1. Arellano & Bond
2. Arellano & Bover
3. Blundell & Bond
4. Baltagi

رگرسیونی برداری داده‌های تابلویی کارایی چندانی برای تحلیل‌های اقتصادی ندارند، از توابع واکنش آنی و آنالیز واریانس استفاده شده است (خاکباز،۱۳۹۱).
فرم ساختاری معادلات همزمان VAR در قالب داده‌های تابلویی به صورت زیر می‌باشد:

$$y_{1it} + b_{12}y_{2it} = \gamma_{10} + \gamma_{11}y_{1i.t-1} + \gamma_{12}y_{2i.t-1} + \varepsilon_{1it} \quad (۸)$$

$$b_{21}y_{1it} + y_{2it} = \gamma_{20} + \gamma_{21}y_{1i.t-1} + \gamma_{22}y_{2i.t-1} + \varepsilon_{2it} \quad (۹)$$

به طوری‌که دنباله‌های y_{1it} و y_{2it} مانا هستند، ε_{1it} و ε_{2it} جملات اخلال بوده و مستقل از یکدیگر هستند. حداکثر وقفه‌های وارد شده در این معادلات، یک وقفه می‌باشد به همین دلیل معادلات بالا فرم ساختاری یک الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی مرتبه اول را تشکیل می‌دهند. ساختار سیستم فوق به گونه‌ای است که امکان تأثیرگذاری هر یک از دو متغیر بر دیگری فراهم است. البته اگر b_{12} مساوی صفر نباشد، تأثیر غیر مستقیمی بر y_{2it} خواهد داشت و اگر b_{21} مساوی صفر نباشد، ε_{2it} تأثیر غیر مستقیمی بر y_{1it} خواهد داشت (لاو و زیچینو[1]، ۲۰۰۶).

۴. برآورد الگو و یافته های تجربی

۴-۱. نتایج روش PGMM

به منظوردستیابی به یک برآورد غیرکاذب بین متغیرهای الگو، بایستی متغیرهای حاضر در رگرسیون ایستا بوده یا ترکیب آنها ایستا باشد، درصورتی که داده‌های مورد استفاده در یک پژوهش غیر ایستا باشند، نتایج حاصل از برآوردها کاذب خواهد بود. درمورد آزمون مانایی داده‌های تابلویی از آزمون‌های لوین، لین و چو[2] و ایم، پسران و شین[3] استفاده شده است. لوین، لین و چو نشان دادند که در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد برای ترکیب داده‌ها، دارای قدرت بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه می‌باشد (لوین و همکاران، ۲۰۰۲). به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو (LLC)، ایم، پسران و شین (IPS)، فیلیپس و پرون (PPS) و آزمون دیکی فولر (ADF) استفاده شده است. نتایج در جدول (۳) آورده شده است. با توجه به مقایسه مقادیر محاسبه شده با مقدار بحرانی، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود، لذا

[1]. Love & zicchino
[2]. LLC
[3]. IPS

متغیرهای مورد بررسی مانا هستند. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به مقایسه مقادیر محاسبه شده با مقدار بحرانی، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۵ درصد در هر چهار آزمون رد می‌شود که نشان می‌دهد، متغیرهای مورد بررسی مانا هستند.

جدول(۳): نتایج حاصل از آزمون های ریشه واحد پانلی
با در نظرگرفتن عرض از مبدأ و روند

متغیرها	LLC	IPS	ADF	PPF	نتیجه مانایی
Gdp	-۳/۸۲۹۸ (۰/۰۰۰۱)	-۲/۵۰۰۷ (۰/۰۰۶۲)	۷۱/۳۶۱۷ (۰/۰۰۰۸)	۱۲۰/۸۴۰ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
m2c	-۳/۲۲۴۳ (۰/۰۰۰۰)	-۶/۴۷۰۷ (۰/۰۰۰۰)	۱۱۲/۶۹۱ (۰/۰۰۰۰)	۱۳۵/۲۵۸۹ (۰/۰۰۰۱)	I(0)
G	-۴/۱۴۶۹ (۰/۰۰۰۰)	-۲/۴۰۴۱ (۰/۰۰۸۱)	۶۵/۰۳۴۵ (۰/۰۰۴۱)	۷۸/۶۵۵۶ (۰/۰۰۰۱)	I(0)
Gc	-۶/۳۶۳۶ (۰/۰۰۰۰)	-۴/۰۸۷۹ (۰/۰۰۰۰)	۸۰/۹۶۵۸ (۰/۰۰۰۱)	۸۲/۴۶۷۳ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
Cap	-۱۳/۹۸۰۸ (۰/۰۰۰)	-۲/۹۱۹۸ (۰/۰۰۱۸)	۷۰/۹۲۹۱ (۰/۰۰۰۵)	۷۹/۳۶۴۹ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
C	-۵/۸۹۸۳ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۳۵۷۲ (۰/۰۰۰۴)	۷۹/۵۶۹۴ (۰/۰۰۰۱)	۹۱/۶۶۴۱ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
M2	-۸/۰۱۰۱ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۸۶۵۱ (۰/۰۰۰۱)	۷۳/۹۹۳۱ (۰/۰۰۰۴)	۷۳/۲۵۷۴ (۰/۰۰۰۵)	I(0)

اعداد داخل پرانتز سطح معنای آزمون است.
منبع: یافته های پژوهش

نتایج حاصل از تخمین به روش (PGMM) در جدول شماره (۴) نشان داده شده است. بر اساس جدول (۴) در مدل وقفه اول و دوم تولید ناخالص داخلی سرانه ($(GDP)(-1)$ و $(GDP)(-2)$) معنادار بوده که به عنوان متغیرهای ابزاری در مدل‌ها بکار گرفته می‌شود. همچنین تمام متغیرها در سطح کمتر از یک درصد معنادار می‌باشد. همچنین تمامی متغیرهای پژوهش حاضر بصورت لگاریتم طبیعی آمده‌اند.

نتایج مدل حاکی از آن است که :

- افزایش یک درصدی کنترل فساد (c) موجب افزایش ۰/۰۴۲۶ درصدی رشداقتصادی (gdp) شده است.

- افزایش یک درصدی اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی (m2c) موجب افزایش ۰/۰۱۷۴ درصدی رشداقتصادی (gdp) شده است.
- افزایش یک درصدی اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت (gc) موجب افزایش ۰/۰۱۹۷ درصدی رشد اقتصادی (gdp) شده است.
- افزایش یک درصدی مخارج مصرفی نهایی دولت (g) موجب کاهش ۰/۱۱۷۱درصدی رشد اقتصادی (gdp) شده است.
- افزایش یک درصدی نقدینگی (m2) موجب کاهش ۰/۰۳۱۷ درصدی رشد اقتصادی (gdp) شده است.
- افزایش یک درصدی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (cap) موجب افزایش ۰/۰۰۸۳ درصدی رشد اقتصادی (gdp) شده است. به طور خلاصه بدون شاخص کنترل فساد متغیرهای نقدینگی و مخارج مصرفی نهایی دولت تأثیر منفی و معنادار بر رشد اقتصادی داشته است در حالی با وجود شاخص کنترل فساد (اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی، اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت) تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی گذاشته است. همچنین شاخص کنترل فساد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص موجب افزایش رشد اقتصادی شده است.

جدول(۴): نتایج برآورد الگو به روش (PGMM) دو مرحله‌ای

شرح	مدل	
	ضریب	آماره z
$(GDP)(-1)$	۰/۱۹۵۲*	۴/۵۰
$(GDP)(-2)$	۰/۲۸۰۴*	۷/۲۶
(Cap)	۰/۰۰۸۳*	۲/۳۶
$(M2C)$	۰/۰۱۷۴*	۳/۵۱
(g)	-۰/۱۱۷۱*	-۶/۸۶
(gc)	۰/۰۱۹۷*	۲/۷۱
C	۰/۰۴۲۶	۸/۹۷
M2	-۰/۰۳۱۷	-۲/۴۴

*نشانگر معنی‌دار بودن ضرایب در سطح معنای کمتر از ۱٪

منبع: یافته‌های پژوهش

سطح بالاتر فساد مالی از راه‌های مختلفی می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد. برای مثال، کیفیت سرمایه‌گذاری نقش مهمی در بهره‌وری سرمایه دارد و در نتیجه تأثیر مهمی

بر محصول ناخالص داخلی می‌گذارد. بالاتر بودن فساد مالی با بالاتر بودن سرمایه‌گذاری عمومی، پایین‌تر بودن درآمدهای دولت و پایین‌تر بودن کیفیت زیر ساخت های عمومی، همبستگی دارد (تانزی و داودی[1]، ۱۹۹۷).

فساد می‌تواند مخارج عمومی را به روش‌های مختلف تحت تأثیر قرار دهد. عدم شفافیت و کنترل نهادی موثر از عوامل اصلی پیشرو درحکمرانی ضعیف می‌باشد. پروژه‌های سرمایه‌گذاری عمومی فرصت مناسبی برای اعمال فساد در سطوح بالا و یا رانت می‌باشند. زیرا برخی از مقامات دولتی از اختیاری که در سطوح بالا دارند، تصمیمات زیادی در مورد پروژه‌های سرمایه‌گذاری عمومی می‌گیرند، این نوع هزینه‌های عمومی می‌تواند، هم در اندازه و هم در ترکیب با فساد و رانت‌خواری تحریف شود. پروژه‌های عمومی، برای نمونه، به طورخاص به اقدام برخی از افراد یا گروه‌های سیاسی با فرصت دریافت حق کمیسیون از مجریان پروژه، و یا به سودمناطق و یا افراد خاص تبدیل شده است. این قبیل هزینه‌ها بهره‌وری را کاهش می‌دهد، به ویژه در پروژه‌هایی که در غیر اعمال رانت توجیهی براساس انتخاب معیارهای عینی سرمایه‌گذاری مانند تجزیه و تحلیل هزینه- فایده نداشته است (تانزی،۱۹۹۹). در نتیجه اگر مخارج دولت با کنترل فساد همراه باشد، باعث افزایش کارایی مخارج دولت شده و از این طریق رشد اقتصادی را منجر خواهد شد و اگر کنترل فساد در مخارج دولت صورت نگیرد از کارایی آن کاسته و به تبع به کاهش رشد اقتصادی منجر خواهد شد.

جذب نقدینگی باید درجهت افزایش نرخ سرمایه‌گذاری مولد باشد تا جامعه را در مسیر رشد و توسعه اقتصادی قرار دهد. انضباط و ثبات نقدینگی شرط اصلی ثبات اقتصادی و ثبات متغیرهای کلیدی است. اهمیت انضباط و ثبات نقدینگی به حدی است که در برنامه‌های تعدیل ساختار، هم هدف و هم شاخص ارزیابی و هم ابزار دستیابی به اهداف دیگر قلمداد می‌شود. در اقتصادهایی که فعالیت‌های بخش نامولد و رفتارهای سوداگرانه رایج نیست و یا اندازه‌اش محدود است، افزایش نقدینگی به تولید و سرمایه‌گذاری بیشتر منجر می‌شود اما اگر اقتصاد در معرض فعالیتهای متنوع نامولد و رفتارهای سوداگرانه باشد، افزایش نقدینگی به معنای حرکت سرمایه‌ها به سمت امور تولیدی و سرمایه‌گذاری نیست (محسنی زنوزی و همکاران، ۱۳۹۵). در نتیجه اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی، کارایی نقدینگی را افزایش داده و باعث تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی می‌شود. بررسی نتایج نشان می‌دهد که تشکیل سرمایه ثابت ناخالص تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. نقش و

[1]. Tanzi & Davodi

جایگاه سرمایه گذاری، در فرایند رشد و توسعه به حدی است که سرمایه‌گذاری را موتور محرکه رشد اقتصادی نامیده‌اند. از نظر لوکاس نظر به اینکه سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی انباشت می‌شوند، لذا رشد اقتصادی به انباشت سرمایه فیزیکی و انباشت سرمایه و متوسط مهارت انسانی بستگی خواهد داشت (الماسی و سپهبان، ۱۳۸۸).

برای بررسی امکان استفاده از برآورد داده‌های تابلویی پویا لازم است مشخص بودن معادله، مورد بررسی قرارگیرد. پس ازبرآورد الگو، برای آزمون مشخص بودن معادله ازآماره آزمون سارگان که مبتنی برآزمون J استفاده می شود. نتایج آزمون سارگان درجدول (۵) ارائه شده است. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون، متغیرهای ابزاری به کارگرفته شده در برآورد الگو از اعتبار لازم برخوردار هستند (هیچ گونه ارتباطی میان اجزاءخطا و ابزارهای به کارگرفته شده وجود ندارد) و فرضیه صفر مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. بنابراین استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در الگو ضروری است.

جدول(۵): نتایج آزمون سارگان

شرح	مدل
مقدآماره H آماره χ^2	۱۲/۳۰
درجه آزادی	۱۸
ارزش احتمال	۰/۸۳

منبع: یافته‌های پژوهش

آزمون دیگر آزمون خود همبستگی مرتبه سوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول توسط آماره M است. همبستگی سریال با یک مرتبه مشخص بدین معنی است که پسماندها از یک فرآیند میانگین متحرک با مرتبه مشابه پیروی می‌کنند، که این به نوبه خود نشان می‌دهد که تنها مشاهدات با وقفه‌های بزرگتر از این مرتبه متغیرهای ابزاری مناسب می‌باشند. با توجه به اینکه وقفه اول و دوم متغیر وابسته در مدل وارد شده است، بنابراین در روش آرلانو و باند در صورتی به برآورد زننده‌های سازگار می‌انجامد که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه سوم نباشد. زیرا بر اساس روش تفاضل مرتبه اول، جملات اختلال از فرایند مرتبه اول تبعیت می‌کنند. بر اساس نتایج به دست آمده از بررسی خودهمبستگی بین جملات اختلال در جدول (۶)، خودهمبستگی از مرتبه سه نمی‌باشد و برآورد زننده‌ها دارای ویژگی سازگاری می‌باشند.

جدول(۶): نتایج آزمون خودهمبستگی مرتبه سوم مدل داده‌های تابلویی پویا

شرح	مدل
مقدار آماره z	۰/۵۹۹
ارزش احتمال	۰/۵۴

منبع: یافته های پژوهش

۴-۲. نتایج روش (PVAR)

تعیین طول وقفه بهینه:

یکی از نکات مهم که در برآورد یک دستگاه معادلات خودتوضیح برداری قابل توجه است، انتخاب وقفه یا درجه بهینه می‌باشد، به دلیل اینکه اگر تعداد وقفه کمتر از مقدار بهینه انتخاب شود، آنگاه مدل به خوبی تصریح نخواهد شد و ممکن است در جملات اختلال خود همبستگی ایجاد شود. جهت انتخاب وقفه بهینه از معیارهای حنان کوئین، آکائیک و شوارز بیزین استفاده می‌شود. در هر یک از معیارهای فوق، درجه ای که در آن آماره کمترین ارزش را نسبت به سایر درجه ها داشته باشد، وقفه بهینه است، زیرا در چنین وقفه‌ای تصریح مدل مناسب می‌باشد. نتایج با احتساب ۴ وقفه در جدول زیر منعکس شده است. در نتایج موجود در جدول (۷) زیر، بر وجود وقفهٔ اول برای الگو دلالت دارد.

جدول(۷): نتایج تعیین وقفه بهینه الگوی PVAR

LAG	LOGL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۳۷۳۸/۷۴۵	NA	۱/۵۶ e +۱۷	۵۹/۴۵۶۲۷	۵۹/۶۱۳۸۴	۵۹/۵۲۰۲۸
۱	-۲۵۱۴/۴۱۶	۲۲۹۳/۱۸۸	۱/۲۴ e +۰۹	۴۰/۸۰۰۲۵	۴۲/۰۶۰۸۲*	۴۱/۳۱۲۳۸*
۲	-۲۴۳۷/۵۶۰	۱۳۵/۴۱۳۱	۸/۰۱ e +۰۸	۴۰/۳۵۸۰۹	۴۲/۷۲۱۶۶	۴۱/۳۱۸۳۳
۳	-۲۳۷۴/۸۵۲	۱۰۳/۵۱۸۰*	۶/۵۵ e + ۰۸*	۴۰/۱۴۰۵۰*	۴۳/۶۰۷۰۷	۴۱/۵۴۸۸۶
۴	-۲۳۴۴/۳۹۴	۴۶/۸۹۵۱۵	۹/۱۰ e +۰۸	۴۰/۴۳۴۸۲	۴۵/۰۰۴۳۹	۴۲/۲۹۱۳۰

منبع: یافته‌های پژوهش

علیت گرنجری:

پس از مشخص شدن مانایی و انتخاب وقفه یک (بر اساس معیارهای حنان کوئین، آکائیک و شوارز بیزین) آزمون گرنجری را فقط برای متغیر رشد اقتصادی انجام می‌دهیم. طبق نتایج گزارش شده در جدول ۸ با توجه به ارزش احتمال آزمون کای-دو، اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی، مخارج مصرفی نهایی دولت، اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، شاخص کنترل فساد، نقدینگی علت گرنجری رشد اقتصادی هستند و فرضیه H0 مبنی بر اینکه اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی، مخارج مصرفی نهایی دولت، اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی

دولت، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، شاخص کنترل فساد، نقدینگی علت گرنجری رشد اقتصادی نیستند، رد می‌شود. برای بقیه متغیرهای تحقیق هم علیت گرنجری تأیید می‌شود.

جدول(۸): آزمون علیت گرنجری

panel VAR-Granger causality Wald test Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable Ha: Excluded variable Granger-causes Equation Variable			
Equation/ Excluded		chi2	df
gdp	m2c	*۲۰/۹۱۰	۱
	G	*۲۵/۳۶۸	۱
	Gc	*۲۷/۳۰۵	۱
	Cap	۱۱/۱۵۵*	۱
	C	۱۴/۰۴۸*	۱
	M2	۱۹/۴۵۴*	۱

*نشانگر معنی‌دار بودن ضرایب در سطح خطای کمتر از ۲٪

منبع:یافته های پژوهش

ثبات الگو:

الگوی PVAR دارای مدل VAR روی مقاطع است. لذا همانند هر الگوی VAR باید ثبات [۱]یا پایداری آن وجود داشته باشد، تا امکان نمایش آن به صورت میانگین متحرک برداری از مرتبه بی نهایت[۲] قابل طرح باشد و نهایتاً بتوان توابع ضربه-پاسخ و تجزیه واریانس خطای پیش بینی[۳] را حساب کرد. مدل خودرگرسیون برداری در صورتی پایدار است که کلیه ماژول‌های ماتریس همراه اکیدا کوچکتر از یک باشند. برقراری این شرط (شرط پایداری) متضمن معکوس پذیر بودن مدل خودرگرسیون برداری پانل است. برای ثبات بدیهی است که نیازمند محاسبه مقادیر ویژه[۴] سیستم تفاضل مدل PVAR هستیم و باید ترکیب بخش مختلط حاوی ۲ بخش عدد حقیقی و موهومی ریشه های مشخصه

[1] . Stable
[2] . Infinite-order Vector Moving-Average (VMA)
[3] . Forecast-error Variance Decomposition
[4]. Eigenvalue

که با Modulus مشخص می‌شود، قدر مطلق کوچکتر از یک داشته باشند (لوتکپول[1]، ۲۰۰۵؛ همیلتون[2]، ۱۹۹۴).

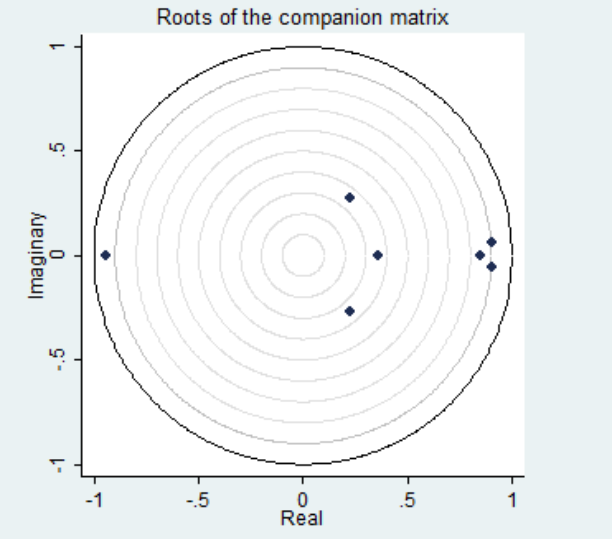
با توجه به جدول ۹ و نمودار ۷ مربوط به مقادیر ویژه، شرط پایداری مدل برقرار بوده و بنابراین مدل برآوردی پایدار است، چرا که همه مقادیر ویژه، درون دایره واحد قرار دارند.

جدول (۹):آزمون پایداری مدل

Eigenvalue		Modulus
Real	Imaginary	
-۰/۹۴۲	۰	۰/۹۴۲
۰/۹۰۱	-۰/۰۵۹	۰/۹۰۲
۰/۹۰۱	۰/۰۵۹	۰/۹۰۲
۰/۸۴۷	۰	۰/۸۴۷
۰/۳۵۷	۰	۰/۳۵۷
۰/۲۲۷	-۰/۲۷۰	۰/۳۵۳
۰/۲۲۷	۰/۲۷۰	۰/۳۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار(۷): تعیین پایداری مدل



منبع: یافته‌های پژوهش

[1]. Lutkepohl
[2]. Hamilton

توابع واکنش آنی:

توابع عکس العمل تحریک، ابزار مفیدی برای تحلیل رفتار پویای متغیرهای مدل هنگام وقوع شوکهای غیر قابل پیش‌بینی در دیگر متغیرهای مدل هستند. این توانایی به دلیل این است که این توابع، عکس‌العمل همه متغیرهای موجود در دستگاه را در اثر تکانه‌ای به اندازه‌های مختلف در یک متغیر را نشان می‌دهد. بنابراین از این ابزار می‌توان برای تجزیه و تحلیل اثر تکانه‌ها بر متغیرهای هدف استفاده نمود. نتایج توابع واکنش آنی در نمودارهای زیر نشان داده شده است. در این نمودارها، محور عمودی میزان انحراف از مقادیر اولیه و محور افقی زمان را اندازه گیری می‌کند. فواصل اطمینان به وسیله شبیه سازی مونت کارلو بدست آمده است. بر اساس نمودارها:

نمودار۸- اثر تکانه کنترل فساد (c) بر رشد اقتصادی (gdp)

اثر تکانه کنترل فساد بر رشد اقتصادی مثبت می‌باشد.

نمودار۹- اثر تکانه نقدینگی (m2) بر رشد اقتصادی (gdp)

اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است.

نمودار۱۰- اثر تکانه مخارج مصرفی نهایی دولت (g) بر رشد اقتصادی (gdp)

در کل روند کاهشی در تمامی دوره‌ها را نشان می‌دهد و تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است.

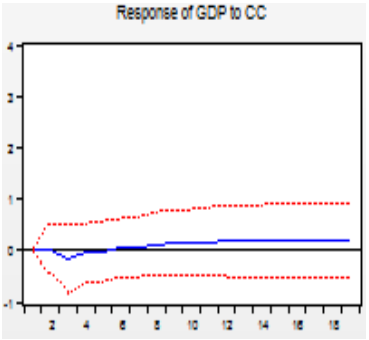
نمودار۱۱- اثر تکانه تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (cap) بررشداقتصادی (gdp)

نتایج نمودار روند صعودی را نشان می‌دهد، تکانه تشکیل سرمایه ثابت ناخالص تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است.

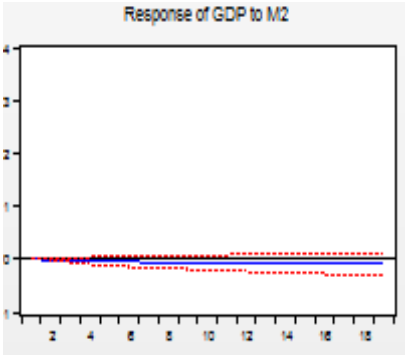
نمودار۱۲- اثر تکانه متقاطع کنترل فساد و نقدینگی (m2c) بر رشداقتصادی (gdp) تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است.

نمودار۱۳-اثر تکانه متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت(gc) بررشد اقتصادی (gdp) روند صعودی را نشان می‌دهد و موجب افزایش رشد اقتصادی شده است.

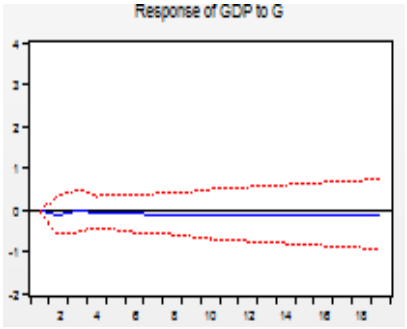
نمودار(۸): اثر تکانه c بر gdp



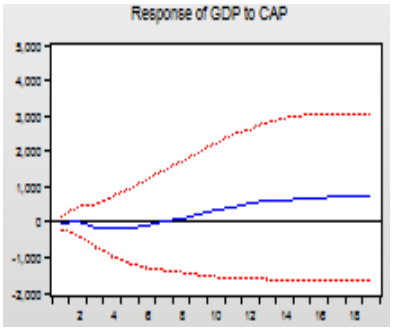
نمودار(۹): اثر تکانه (m2) بر (gdp)



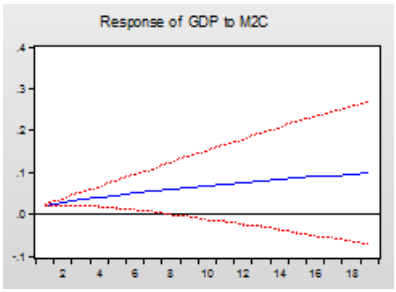
نمودار(۱۰): اثر تکانه g بر gdp



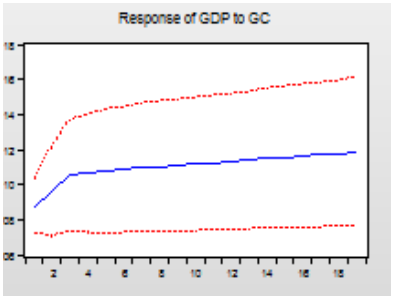
نمودار۱۱.اثر تکانه cap بر gdp



نمودار(۱۲):اثر تکانه m2c بر gdp



نمودار(۱۳): اثر تکانه (gc) بر (gdp)



منبع :یافته‌های پژوهش

۴-۳. مقایسه نتایج روش(PGMM) و (PVAR)

با توجه به روش برآورد(PGMM) و توابع واکنش آنی(PVAR) نتایج هردو باهم، هم خوانی دارند و فرضیات مطالعه حاضر را تأیید می‌کنند. هر دو روش تأثیر متغیرهای اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی، اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت، کنترل فساد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بر رشد اقتصادی را مثبت و اثر مخارج مصرفی نهایی دولت و نقدینگی را بدون کنترل فساد منفی ارزیابی می‌کنند. به عبارت دیگر می‌توان استدلال کرد که نتایج به دست آمده از استحکام کافی برخودار هستند.

تجزیه واریانس:

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، درصدد تغییرات در متغیر هدف را در اثر تکانه‌های خودش و تکانه های دیگر متغیرهای موجود در دستگاه در طی زمانهای مختلف نشان می‌دهد. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای مدل تقسیم می‌شود. به این ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه گیری کنیم. در جدول (۱۰)، ستون دوم که با (S.E) مشخص شده است، خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوط را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد. بنابراین چون این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، طی دورهٔ زمانی افزایش می‌یابد. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی می‌باشد (فلاحتی وهمکاران،۱۳۹۶).

در این بخش، با توجه به الگوی برآورد شده، تجزیه واریانس متغیر رشد اقتصادی انجام گرفته است. در دورهٔ اول صد در صد تغییرات رشد اقتصادی ناشی از خود متغیر است. ولی در طی زمان این روال تغییر می‌کند. برای مثال براساس جدول (۱۱) دردوره سوم (رشد اقتصادی ۹۳/۴۵۵۱۸ درصد، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص۰/۰۰۵۴۳۰ درصد، اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی ۰/۲۴۱۴۲۵ درصد، اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت ۲/۲۸۷۶۳۹ درصد، نقدینگی ۱/۴۲۹۶۵۲، مخارج مصرفی نهایی دولت ۱/۴۵۳۵۴۲درصد، کنترل فساد ۰/۷۳۴۸۰۷ درصد) از تغییرات رشد اقتصادی را توضیح می‌دهند، در کل می‌توان گفت که متغیر رشد اقتصادی بالاترین قدرت توضیح‌دهندگی را در طی این ۱۷ دوره دارا می‌باشد.

جدول(۱۰):تجزیه واریانس

pe	S.E.	gdp	cap	M2c	gc	M2	g	c
۱	۳/۰۹۳۷۸۰	۱۰۰	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۳/۹۵۵۴۸۷	۹۷/۴۴۶۸۴	۰/۰۰۵۴۳۰	۰/۰۰۲۶۰۲	۱/۲۲۳۹۱۱	۰/۹۰۶۷۵۹	۰/۳۹۱۱۳۷	۰/۹۲۹۷۹۷
۳	۴/۶۹۲۰۳۵	۹۳/۴۵۵۱۸	۰/۹۲۱۹۹۸	۰/۲۴۱۴۲۵	۲/۲۸۷۶۳۹	۱/۴۲۹۶۵۲	۱/۴۵۳۵۴۲	۰/۷۳۴۸۰۷
۴	۵/۵۰۷۲۸۳	۹۰/۰۲۶۰۷	۱/۵۹۸۲۳۳	۰/۴۰۵۷۷۱	۰/۴۸۷۶۳۹	۱/۶۹۲۹۱۳	۳/۲۷۱۱۱۲	۰/۷۸۱۵۱۸
۵	۵/۷۸۲۵۸۲	۸۷/۵۳۷۸۵	۲/۴۶۱۱۳۰	۰/۳۵۵۷۸۳	۰/۳۷۴۴۶۵	۱/۸۳۸۹۲۹	۴/۶۴۸۶۵۸	۰/۹۲۹۲۰۱
۶	۶/۰۱۰۸۷۱	۸۴/۹۶۰۱۲	۳/۱۳۶۶۸۰	۰/۳۴۹۶۶۶	۰/۱۶۸۵۱۳	۱/۸۸۱۸۴۹	۶/۳۶۱۷۵۴	۱/۱۸۴۳۳۸
۷	۶/۱۹۹۹۹۳	۸۲/۷۴۴۶۵	۳/۷۰۲۸۵۸	۰/۳۲۴۳۹۲	۰/۰۰۸۰۶۰	۱/۹۱۶۷۳۶	۷/۹۹۱۱۶۳	۱/۳۴۷۰۳۱
۸	۶/۳۶۷۵۳۰	۸۰/۶۱۳۹۹	۴/۱۳۰۲۲۴	۰/۳۲۴۰۱۹	۰/۹۱۲۲۸۰	۱/۹۱۶۷۳۶	۹/۴۹۷۲۳۹	۱/۶۰۵۵۱۱
۹	۶/۵۱۲۰۵۲	۷۸/۶۹۹۳۰	۴/۴۰۸۱۹۳	۰/۳۳۷۶۶۶	۰/۸۸۵۲۵۳	۱/۹۱۹۷۷۸	۱۰/۹۶۱۶۸	۱/۷۸۸۱۳۱
۱۰	۶/۶۴۰۷۲۱	۷۶/۹۶۱۸۶	۴/۵۶۷۹۰۹	۰/۳۷۶۱۲۹	۰/۹۱۲۵۲۱	۱/۹۱۱۹۳۹	۱۲/۳۳۶۰۵	۱/۹۴۳۵۹۴
۱۱	۶/۶۴۰۷۲۱	۷۵/۳۸۱۵۱	۴/۶۴۲۴۴۱	۰/۴۴۶۵۲۳	۱/۹۸۶۹۲۷	۱/۹۰۵۱۹۷	۱۳/۵۶۹۱۱	۲/۰۶۸۲۹۵
۱۲	۶/۷۵۶۱۴۴	۷۳/۹۳۴۹۸	۴/۶۴۷۶۳۰	۰/۵۲۷۸۴۹	۲/۱۰۷۱۷۴	۱/۸۹۶۱۲۴	۱۴/۷۳۱۳۰	۲/۱۵۴۹۴۶
۱۳	۶/۸۶۰۵۹۲	۷۲/۶۰۶۷۰	۴/۶۱۰۱۴۷	۰/۶۲۶۷۱۷	۲/۲۶۵۳۸۳	۱/۸۸۶۵۷۶	۱۵/۸۰۰۳۵	۲/۲۰۴۱۲۹
۱۴	۶/۹۵۶۰۹۶	۷۱/۳۶۷۱۷	۴/۵۴۶۵۷۷	۰/۷۴۰۳۹۲	۲/۴۵۹۴۵۲	۱/۸۷۸۸۱۷	۱۶/۷۸۰۰۸	۲/۲۲۷۵۱۹
۱۵	۷/۰۴۴۶۲۱	۷۰/۲۰۱۴۶	۴/۴۶۸۷۲۹	۰/۸۶۰۹۱۶	۲/۶۸۹۲۸۴	۱/۸۷۱۴۳۱	۱۷/۶۸۲۵۱	۲/۲۲۵۶۷۳
۱۶	۷/۱۲۷۲۶۷	۶۹/۰۹۴۶۰	۴/۳۸۵۳۸۳	۰/۹۸۷۱۶۹	۲/۹۵۱۶۶۶	۱/۸۶۴۳۹	۱۸/۵۱۱۰۲	۲/۲۰۵۷۶۸
۱۷	۷/۲۰۵۱۷۹	۶۸/۰۳۵۴۴	۴/۳۰۱۷۴۴	۱/۱۱۷۶۳۳	۳/۲۴۴۲۷۰	۱/۸۵۷۹۰۱	۱۹/۲۶۹۰۱	۲/۱۷۴۰۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مطالعه حاضر با استفاده از دو روش گشتاورهای تعمیم یافته تابلویی (PGMM) و روش خود رگرسیونی برداری داده‌های تابلویی برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) طی دوره ۲۰۰۲-۲۰۱۹ انجام شده است. نتایج هر دو روش با هم، هم‌خوانی دارند و فرضیات پژوهش حاضر را تأیید می‌کنند. بنابراین، می‌توان استدلال کرد که نتایج به دست آمده از استحکام کافی برخودار هستند. در هر دو روش شاخص کنترل فساد، اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت، اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی داشته است در حالی که بدون شاخص کنترل فساد مخارج مصرفی نهایی دولت و نقدینگی موجب کاهش رشد اقتصادی شده است. بدین ترتیب که در نتایج روش PGMM با افزایش یک درصدی متغیرهای اثر متقاطع کنترل فساد و نقدینگی و همچنین اثر متقاطع کنترل فساد و مخارج مصرفی نهایی دولت به ترتیب موجب افزایش ۰/۰۱۷۴، ۰/۰۴۲۶ درصدی رشد اقتصادی شده است. در حالی که بدون کنترل فساد متغیرهای نقدینگی و مخارج مصرفی نهایی دولت به ترتیب موجب کاهش ۰/۰۳۱۷ و ۰/۱۱۷۱درصدی رشد اقتصادی شده

است. شاخص کنترل فساد و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به ترتیب موجب افزایش ۰۴۲۶/. و ۰/۰۰۸۳ درصدی رشد اقتصادی شده است. در روش (PVAR) اثرات تکانه‌های متغیرها بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته و همسو با نتایج روش PGMM می‌باشد و علیت گرنجری تأیید می‌شود. نتیجه این تحقیق با مطالعات قید شده درپیشینه تحقیق از جمله شقاقی شهری (۱۴۰۰)، چوگونف و همکاران (۲۰۲۱)، آهوجا و پاندیت (۲۰۲۰) سازگار می‌باشد. داده‌های این مطالعه از سایت بانک جهانی و از بانکهای اطلاعاتی شاخص توسعه جهانی (WDI) و شاخص کنترل فساد از شاخص حکمرانی جهانی (WGI) استخراج گردید. با توجه به اینکه اثر متقاطع کنترل فساد در متغیرهای مخارج مصرفی نهایی دولت و نقدینگی موجب کارایی آن‌ها گردیده و تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا داشته است و همچنین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز موجب رشد اقتصادی شده و مخارج مصرفی نهایی دولت و نقدینگی بدون کنترل فساد تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است، میتوان پیشنهادهای زیر را برای کنترل بیشتر فساد و افزایش سرمایه گذاری مطرح نمود:

- سیاستهای مالی دولت باید با سیاستهای کنترل فساد هماهنگ باشد.
- با توجه به رابطه مثبت بین تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و رشد اقتصادی، میتوان سیاستهای مالی و پولی دولت در جهت گسترش سرمایه‌گذاری در بخشهای مولد اقتصاد تنظیم نمود.
- با توجه به رابطه منفی مخارج مصرفی نهایی دولت و رشد اقتصادی، می‌توان مخارج مصرفی دولت را تنها با احتیاط کامل و لحاظ و رعایت تراز بودجه دولت افزایش داد.
- می‌توان اختصاص وام به فعالیت‌های مولد و موثر را تحت نظارت دقیق قرارداد تا به فعالیت‌های سفته‌بازی و افزایش تورم منجر نشود.
- می‌توان نقدینگی (وام) را در اختیار طرح‌هایی قرار داد که توجیه اقتصادی بالاتری دارند.

فهرست منابع:

الماسی، مجتبی و سپهبان قره بابا، اصغر (۱۳۸۸) ، بررسی رابطه سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و سرمایه‌گذاری فیزیکی با رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰، فصلنامه پژوهش و برنامه ریزی در آموزش عالی، ۱۵(۳): ۱۸۶-۱۵۷.

توان، ربابه(۱۳۹۴)، اثر فساد اقتصادی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب(پایان نامه)، دانشگاه بجنورد.

خاکباز، احسان (۱۳۹۱)، تأثیر درآمد نفت بر رشد اقتصادی کشورهای خلیج فارس، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه سمنان.

جعفری صمیمی، احمد، زهرا (میلا)، علمی و صیادزاده، علی (۱۳۹۰)، فساد، اندازه دولت و درجه بازی اقتصاد در مدل‌های رشد، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۶۳: ۱۳۴-۱۱۳.

شقاقی شهری، وحید (۱۴۰۰)، اثرات تمرکززدایی مالی و کنترل فساد بر رشد اقتصادی (تجربه کشورهای نفتی منطقه، فصلنامه تحقیقات اقتصادی،۵۵(۱۳۲): ۷۱۵-۶۸۹.

شاکری، محبوبه، صمیمی، احمد جعفری و کریمی موغاری، زهرا (۱۳۹۴)، ارتباط بین متغیرهای نهادی و رشد اقتصادی: معرفی شاخص نهادی جدید برای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶(۲۱): ۱۰۶-۹۳.

محسنی زنوزی، سید جمال الدین ، حکمتی فرید، صمد و طالب پور، سمیه (۱۳۹۵)، تأثیر کنترل فساد و افزایش نقدینگی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه، فصلنامه علمی پژوهشی (اقتصادوالگوسازی، ۷(۲۸):۱۰۰-۱۰۶.

فلاحتی، علی، سهیلی کیومرث و صادقی نسب، شبنم (۱۳۹۶)، درون زایی پول در ایران و پیامدهای آن، مجله جدید اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)، ۲۴(۱۳): ۲۱-۱.

قاضی، فایزه (۱۳۹۵)، بررسی اثر فساد مالی بر رشد اقتصادی (پایان نامه)، دانشگاه فردوسی مشهد.

رفاهی، رامیار، سامتی، مرتضی، سیدصالحی، شهرزا و رفاهی، ژیار (۱۳۹۶)، کنترل فساد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: شواهدی از داده‌های پنل، فصلنامه سیاست‌های راهبردی وکلان، ۵(۱۹): ۴۸-۳۵.

Ahuja, D. & Pandit, D. (2020), Public expenditure and economic growth: Evidence from the developing countries. FIIB Business Review, 9(3): 228-236.

Alfada, A. (2019), The destructive effect of corruption on economic growth in Indonesia: A threshold model, Heliyon, 5(10): 1-14

Boly, A. & Gillanders, R. (2018), Anti-corruption policy making, discretionary power and institutional quality: An experimental analysis, Journal of Economic Behavior & Organization, 152: 314-327.

Baltagi, B. H. (2005), Econometric Analysis of Panel Data, Third Edition, John Wiley and Sons

Chugunov, I., Pasichnyi, M., Koroviy, V., Kaneva, T. & Nikitishin, A. (2021), Fiscal and Monetary Policy of Economic Development, European Journal of Sustainable Development, 10(1): 42-42.

Cieślik, A. & Goczek, Ł. (2018), Control of corruption, international investment, and economic growth–Evidence from panel data, World Development, 103: 323-335.

Catao, L. A. & Terrones, M. E. (2005), Fiscal deficits and inflation, Journal of Monetary Economics, 52(3): 529-554.

Dimakou, O. (2015), Bureaucratic corruption and the dynamic interaction between monetary and fiscal policy. European Journal of Political Economy, 40: 57-78.

Everhart, S. S., Martinez-Vazquez, J., Martinez-Varquez, J., & McNab, R. M. (2003, January), Corruption, investment, and growth in developing countries, In Proceedings. Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association (Vol. 96, pp. 84-90), National Tax Association.

Gründler, K. & Potrafke, N. (2019), Corruption and economic growth: New empirical evidence, European Journal of Political Economy, 60: 101810.

Lakshmi, G., Saha, S. & Bhattarai, K. (2021), Does corruption matter for stock markets? The role of heterogeneous institutions, Economic modelling, 94: 386-400.

Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. S. J. (2002), Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties, Journal of econometrics, 108(1): 1-24.

Lütkepohl, H. (2005), New introduction to multiple time series analysis, Springer Science & Business Media.

Love, I. & Zicchino, L. (2006), Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR, The Quarterly Review of Economics and Finance, 46(2): 190-210.

Malanski, L. K. & Póvoa, A. C. S. (2021), Economic growth and corruption in emerging markets: Does economic freedom matter?, International Economics, 166: 58-70.

Mauro, P. (1998), Corruption and the composition of government Expenditure, Journal of Public Economics, 69: 263–279.

Nordhaus, W. D. (1975), The political business cycle. The review of economic studies, 42(2): 169-190.

Olaoye, O. O., Orisadare, M., Okorie, U. U. & Abanikanda, E. (2020), Re-examining the government expenditure–growth nexus in ECOWAS countries, Journal of Economic and Administrative Sciences.

Ojeka, S., Adegboye, A., Adegboye, K., Umukoro, O., Dahunsi, O. & Ozordi, E. (2019), Corruption perception, institutional quality and performance of listed companies in Nigeria, Heliyon, 5(10): e02569.

Pulido, N. R., Poveda, A. C. & Carvajal, J. E. M. (2020), Corruption and instutitions: An analysis for the Colombian case. Heliyon, 6(9): e04874.

Özşahin, Ş. & Üçler, G. (2017), The consequences of corruption on inflation in developing countries: Evidence from Panel Cointegration and Causality Tests, Economies, 5(4): 49.

Song, C. Q., Chang, C. P. & Gong, Q. (2021), Economic growth, corruption, and financial development: Global evidence. Economic Modelling, 94: 822-830.

Saha, S. and Sen, K. (2019), The corruption–growth relationship: does the political regime matter?, Journal of Institutional Economics, 17(2): 243-266.

Tanzi, V. (1999), Governance, Corruption and Public Finance: An overview, in Management Governance, Corruption and Public Financial Managementedited by Salvatore Schiavo-Campo, Asian Development Bank, Manila, 251 pages.

Tanzi, V. & Davoodi, H. (1997), Corruption Public Investment and Growth, IMF Working Paper, No 97/139, Washington D.C.