دوفصلنامهٔ علمی ـ پژوهشی
جستارهای اقتصادی ایران
س۱۲، ش۲۳، بهار و تابستان ۱۳۹۴
صفحات ۹-۳۱

Biquarterly Journal
of
Iran's Economic Essays
Vol.12, No.23, Spring & Summer 2015

رابطه فساد و اندازه دولت در کشورهای منتخب اسلامی؛ آزمون علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت‌استراپ

محمد جعفری*
ابوالقاسم گل‌خندان**

چکیده

این مطالعه رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت در کشورهای اسلامی و در حال توسعه گروه D8 را طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰—۲۰۱۳ بررسی می‌کند. به این منظور از متغیرهای کنترل فساد (به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری فساد) و نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی (به‌عنوان شاخص اندازه دولت) استفاده می‌شود. روش مقاله نیز براساس آزمون علیت پانلی ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶) است. این آزمون مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص هر کشور است. نتایج تجربی مطالعه حاضر بر اساس این آزمون نشان‌دهنده رابطه علیت دوطرفه بین فساد و اندازه دولت برای کشورهای اندونزی و نیجریه، رابطه علیت یک‌طرفه از سمت فساد به اندازه دولت برای کشورهای ایران، ترکیه، رابطه علیت یک‌طرفه از سمت اندازه دولت به فساد برای کشورهای مالزی و بنگلادش و عدم وجود رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت برای کشورهای مصر و پاکستان است. بر این اساس می‌توان گفت که جهت رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت در کشورهای گروه D8 بسته به شرایط خاص حاکم بر آنها متفاوت است.

واژه‌های کلیدی: فساد، اندازه دولت، علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت‌استراپ، کشورهای گروه D8.

طبقه‌بندی JEL: C33, H3, O23, O11.

* استادیار اقتصاد دانشگاه لرستان Email: mohjafari@gmail.com
** دانشجوی دکتری اقتصاد بخش‌عمومی دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول) Email: golkhandana@gmail.com
تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱/۳۰ تاریخ تأیید: ۱۳۹۴/۴/۹

۱. مقدمه

از مهم‌ترین عوامل بازدارنـده رشـد اقتصـادی و ایجـاد ناپایـداری سیاسـی، بـه‌ویژه در کشـورهای در حال توسعه، فساد[1] اقتصادی اسـت؛ از ایـن‌رو، بسـیاری از پژوهشـگران و کارشناسـان عوامـل مـؤثر بـر سـطح فسـاد در کشـورهای گونـاگون را بررسـی کرده‌انـد. یکـی از متغیرهـایی کـه می‌تواند پیوندی دوسـویه بـا سـطح فسـاد داشـته باشـد، انـدازه دولـت اسـت. بزرگ‌بـودن انـدازه دولـت، فرصـت‌های رانـت‌جویی و فسـاد را افـزایش می‌دهـد؛ از سـوی دیگـر، فسـاد باعـث کـاهش هزینـه‌های دولـت در بخـش خـدمات عمـومی همچـون آمـوزش و بهداشـت می‌شـود (صـادقی و سـجودی، ۱۳۹۰، ص۱۹۴)؛ یـا اینکـه می‌توانـد باعـث افـزایش هزینـه‌های مصـرفی دولت شود.

با توجه به آموزه‌های اسلامی، انتظار آن است که سطح فساد در کشورهای اسلامی پایین باشد؛ ولی یافته‌ها نشان می‌دهد که در رده‌بندی‌های جهانی، شاخص‌های فساد در این کشـورها، چنـدان پذیرفتنی نیست. در جدول (۱) شاخص کنترل فسـاد[2] اعـلام شـده از سـوی پایگـاه شـاخص‌های حاکمیت جهانی[3] (WGI) در سال ۲۰۱۳ برای کشورهای اسـلامی و در حـال توسـعه گـروه D8 آمده است. همان‌گونه‌که دیـده می‌شـود بیشـتر ایـن کشـورها از لحـاظ شـاخص یادشـده، در بـین کشورهای جهان جایگاه شایسته‌ای ندارند و جزء صدک‌های پایین قرار دارند.

جدول ۱: مقدار شاخص کنترل فساد و جایگاه کشورهای گروه D8 در جهان

کشور	مقدار شاخص کنترل فساد	طبقه‌بندی صدکی در بین کشورهای جهان	کشور	مقدار شاخص کنترل فساد	طبقه‌بندی صدکی[4] در بین کشورهای جهان
ایران	-۰/۶۸	۲۷/۷۵	مصر	-۰/۶۰	۳۲/۵۴
اندونزی	-۰/۶۲	۳۱/۵۸	ترکیه	۰/۱۱	۶۱/۷۲
مالزی	۰/۴۱	۶۸/۴۲	پاکستان	-۰/۹۳	۱۷/۷۰
نیجریه	-۱/۲۰	۹/۰۹	بنگلادش	-۰/۸۹	۲۰/۵۷

مأخذ: پایگاه شاخص‌های حاکمیت جهانی

با در نظر گرفتن ویژگی‌های دولت در کشورهای اسلامی این گروه، این پرسش پیش می‌آید کـه

1. Corruption

۲. Control of Corruption: مقدار این شاخص بین دو عدد ۲/۵- و ۲/۵ قرار دارد و با نزدیک‌شـدن آن بـه مقـدار ۲/۵ میزان فساد کاهش و با نزدیک‌شدن آن به مقدار ۲/۵- میزان فساد افزایش می‌یابد.

3. Worldwide Governance Indicator

۴. بر اساس این طبقه‌بندی، رتبه کشورهای جهان بین دو عدد ۱ و ۱۰۰ قرار می‌گیرد که کشورهای با رتبه بالاتر و نزدیک به عدد ۱، از نظر سطح فساد در وضعیت بدتری قرار دارند؛ همان‌طورکـه از جـدول (۱) مشـخص اسـت، تنهـا کشـورهای مالزی و ترکیه بین کشورهای اسلامی گروه D8 از لحاظ فساد در نیمه پایین کشورهای جهان قرار دارند.

اندازه و میزان بزرگی این دولت‌ها در ایجاد فساد نقش داشته است و یا برعکس، آیا سطح فساد در این کشورها، بر اندازه دولت مؤثر بوده است؟

به منظور پاسخ به این سؤال از داده‌های آماری سالانه کشورهای گروه D8 طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۳ و رویکرد علیت گرنجری پانلی ارائه‌شده توسط کونیا[1] (۲۰۰۶) که در بین آزمون‌های علیتی که تاکنون مطرح شده، جدید می‌باشد، استفاده شده است. این رویکرد، مبتنی بر برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط[2] (SUR) و آزمون‌های والد[3] با مقادیر بحرانی بوت‌استراپ[4] خاص هر کشور است. بنابراین می‌توان نتایج به‌دست آمده را با تحلیل بر روی هر عضو پانل (هر کشور) و نه کل پانل (کل کشورها) بررسی کرد. افزون بر این، رویکرد حاضر برخلاف سایر آزمون‌های علیت گرنجری، همبستگی مقطعی[5] و عدم تجانس[6] بین اعضای پانل را در نظر می‌گیرد و همچنین در فرآیند این آزمون، نیازی به هیچ آزمونی برای تشخیص هم‌انباشتگی و ریشه واحد پانل نیست.

۲. پیشینه موضوع

۲ – ۱. مفهوم فساد

فساد مفهومی وسیع و چند بعدی دارد و در حوزه‌های مختلف از ورزش تا طرح‌های غیرقانونی خصوصی‌سازی، مشاهده می‌شود. همچنین حالت‌های فساد در بخش‌های مختلف و کشورهای متفاوت، مشابه و یکسان نیستند؛ به‌طوری‌که آنچه در برخی جوامع از آن به فساد یاد می‌شود، ممکن است در جامعه‌ای دیگر به‌عنوان هنجار و قاعده اجتماعی تلقی شود (دی‌ساردان،[7] ۱۹۹۹) و نیز مردم، نسبت به فسادی که در بخش‌های اقتصادی به‌وقوع می‌پیوندد، دیدگاه‌های متفاوتی دارند. لذا لازم است مطالعه بر جنبه‌های مشخصی از فساد متمرکز شود و بدین منظور باید تعریفی را که بانک جهانی از فساد دارد، به‌صورت تعریف مشترک قبول کرد؛ بنابراین مقاله براساس این تعریف پایه‌ریزی شده است. بانک جهانی، «فساد را سوء استفاده از قدرت و مقام مأمور یا بدنهٔ دولت برای منافع شخصی» عنوان می‌کند و به نظر این تعریف ساده، تا حدودی اَشکال متفاوت فساد را در بخش دولتی شامل می‌شود. البته فساد تا جایی که به سازمان و فرآیندهای سازمانی مربوط می‌شود، به اجزای سه‌گانهٔ سیاسی، قانونی و اداری قابل تقسیم است:

الف) **فساد سیاسی:** بنا به تعریف کلی، فساد سیاسی عبارتست از سوء استفاده از قدرت سیاسی در جهت اهداف شخصی و نامشروع. اصولاً فساد سیاسی و قدرت همزاد یکدیگرند؛ یعنی

1. Ko´nya
2. Seemingly Unrelated Regressions
3. Wald test
4. Bootstrap
5. Cross-Sectional Dependence
6. Heterogeneity
7. De Sardan

تا زمانی کـه قـدرت وجـود نداشـته باشـد از فسـاد سیاسـی هـم اثـری نخواهـد بـود. همان‌گونـه‌کـه روسـو می‌گویـد فسـاد سیاسـی نتیجـهٔ حتمـی کشـمکش و تـلاش بـر سـر کسـب قـدرت اسـت (فرهادی نژاد، ۱۳۸۸)؛

ب) **فساد قانونی:** منظور از فسـاد قـانونی، وضـع قـوانین تبعیض‌آمیـز بـه نفـع سیاسـت‌مداران قدرتمند و طبقات مورد لطف حکومت است. این نوع رفتـار کـه در اصـطلاح بـه آن فسـاد قـانونی اطلاق می‌شود، این باور عمومی که فساد فقط شامل اعمالی می‌شود که مغایر با قـانون اسـت را رد می‌کند. برای مثال قوانینی که بدون هیچ‌گونه توجیه اقتصادی و یا اجتماعی، انحصار خرید، فروش یا تولید یک محصول را به یک فرد یا گروه از افراد اختصاص می‌دهند، نمونه‌هایی از این نـوع فسـاد هستند (حبیبی، ۱۳۷۵، ص۱۴)؛

ج) **فساد اداری:** صاحب‌نظران و کارشناسان علوم اجتماعی تعریف‌های مختلف و گاه مشابهی از فساد اداری ارائه کرده‌اند؛ به‌عنوان نمونه اسکات معتقد اسـت، فسـاد اداری بـه رفتـاری اطـلاق می‌شود که در آن فرد به‌دلیل تحقق منافع خصوصی خود و دستیابی به رفاه بیشتر و یا موقعیت بهتر، خارج از چارچوب رسمی وظایف یک نقش دولتی عمل می‌کند. از نظر هانتینگتن فسـاد اداری بـه مجموعـه رفتارهـای آن دسـته از کارکنـان بخـش عمـومی اطـلاق می‌شـود کـه در جهـت منـافع غیرسازمانی، ضوابط و عرف پذیرفته‌شده را نادیده می‌گیرند؛ به‌عبارت دیگر فساد ابـزاری نامشـروع برای برآوردن تقاضاهای نامشروع از نظام اداری است (فرهادی نژاد، ۱۳۸۸).

۲ـ۲. مبانی نظری و مطالعات تجربی

اثر اندازهٔ دولت بر فساد

از مهم‌ترین عوامل بازدارندهٔ رشد اقتصادی و ایجاد ناپایداری سیاسی، به‌ویژه در کشـورهای رو بـه توسـعه، فسـاد اقتصـادی اسـت (مـائورو،[1] ۱۹۹۵ و لاپورتـا و همکـاران،[2] ۱۹۹۹). از همـین رو بررسی‌های فراوانی دربارهٔ عوامل تعیین‌کنندهٔ فساد انجام شـده اسـت (تریـزمن،[3] ۲۰۰۰؛ سـررا،[4] ۲۰۰۶؛ بیلگر و گوئل،[5] ۲۰۰۹؛ ساحا و همکاران،[6] ۲۰۰۹) و برخی از آنها بـه تبیـین اثـر انـدازهٔ بزرگ‌تر، بر اندازه فساد در کشورها پرداخته‌اند. بیکر[7] برنده جـایزه نوبـل اقتصـاد، دولـت را ریشـه اصلی فساد می‌داند و معتقد است که تنها با حذف دولت می‌تـوان فسـاد را ریشـه‌کن کـرد؛ امـا بـا

1. Mauro
2. Laporta et al.
3. Terisman
4. Serra
5. Billger & Goel
6. Saha et al
7. Becker

نگاهی به وضعیت کشورهای کانادا، دانمارک، فنلاند، سوئد و هلند با شفافیت بالا ملاحظه می‌شود که دولت اندازه بزرگ‌تری دارد (تنزی،[1] ۱۹۹۸). لذا نحوه عملکرد و چگونگی فعالیت‌های دولتی است که اهمیت بسیار دارد نه فقط حضور دولت.

لاپورتا و همکاران (۱۹۹۹) برآنند که دولت‌های با اندازه بزرگ‌تر، توان نظارت و ایجاد همنواختی بیشتری دارند و از فساد کمتری رنج می‌برند. الیوت[2] (۱۹۹۷) نشان داد که اثر اندازهٔ دولت بر فساد، در نمونه‌ای در برگیرندهٔ ۸۳ کشور، منفی است. بررسی‌های بناگلیا و همکاران[3] (۲۰۰۱) و فیسمن و گاتی[4] (۲۰۰۲) نیز گویای منفی بودن اثر اندازهٔ دولت بر فساد است. بیلگر و و گوئل (۲۰۰۹) نشان دادند که گرچه با افزایش اندازه دولت، فساد کاهش می‌یابد؛ ولی این اثر در کشورها با سطح فساد بالا معنادار نیست.

از سوی دیگر، بیشتر کارشناسان بر این باورند که دولت‌های بزرگ‌تر دچار فساد سنگین‌تر می‌شوند؛ زیرا دولت بزرگ به‌معنای وجود دستگاه‌های اداری بیشتر و کارمندان و تصمیم‌گیرندگان بیشتر است و همین احتمال فساد و رشوه‌گیری را افزایش می‌دهد. روزه‌آکرمن[5] (۱۹۹۹) می‌گوید دولت‌های بزرگ، در سایه ناکارایی برآمده از بوروکراسی، به فساد بیشتری کشیده می‌شوند. اسکالی[6] (۱۹۹۱) نشان داد که گذشته از مثبت بودن این رابطه، با بالارفتن فساد، شدت آن نیز افزایش می‌یابد و به سخن دیگر، اثر مثبت اندازهٔ دولت بر فساد، در کشورهایی که با فساد سنگین‌تری دست به گریبانند، بیشتر است. لاپالومبارا[7] (۱۹۹۴) بر آن است که نسبت بودجه دولت به GDP، با سطح فساد رابطهٔ مثبتی دارد. اسرلایندبک[8] (۱۹۹۸) معتقد است که سطح دستمزدها در بخش دولتی به‌عنوان مهم‌ترین عامل مؤثر بر فساد اداری است. وی نشان داد که کم بودن میزان فساد مالی در سوئد تا حدودی به‌دلیل بالابودن میزان حقوق مدیران بالامرتبه است (دهمرده و همکاران، ۱۳۹۱). علی و ایسه[9] (۲۰۰۳). در یک پژوهش مقطعی دربارهٔ کشورها، اثر مثبت اندازهٔ دولت بر فساد اقتصادی را تأیید کرده‌اند. در پژوهش‌های تازه‌تر، کوترا و همکاران[10] (۲۰۱۰) با بهره‌گیری از داده‌های ۱۴۰ کشور در سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۰۵، نشان دادند که اثر هزینه‌های دولت بر فساد، در سطوح پایین دموکراسی مثبت و در سطوح بالای دموکراسی منفی است.

1. Tanzi
2. Elliot
3. Bonaglia et al.
4. Fisman & Gatti
5. Rose-Ackerman
6. Scully
7. Lapalombara
8. Assar Lindbeck
9. Ail & Isse
10. Kotera et al

همچنین، بررسی‌های کسانی مانند گلاسر و ساکس[1] (۲۰۰۶) نشان‌دهندهٔ معنادار نبودن اثر اندازهٔ دولت بر سطح فساد است. بدین‌سان بر پایه این بررسی‌ها، نمی‌توان به دریافتی کلی از اثر اندازهٔ دولت بر فساد رسید و تعیین چند و چون این اثر، نیاز به بررسی‌های تجربی دارد.

اثر فساد بر اندازه دولت

بر اساس بررسی‌های نظری و تجربی می‌توان گفت که فساد از دو راه بر هزینه‌های دولت و در نتیجه اندازه آن اثر می‌گذارد: نخست، از راه تغییر مقدار هزینه‌ها و دیگری از راه دگرگونی ترکیب یا تخصیص اعتبارات به برنامه‌های گوناگون. هنگامی که بر مقدار هزینه‌های دولت تمرکز می‌شود، بی‌گمان مهم‌ترین عامل تعیین‌کنندهٔ هزینه‌ها، درآمدهای دولت است. برخی از بررسی‌ها نشان می‌دهد که فساد در بخش گرفتن مالیات، از عواملی است که به کاهش درآمدهای مالیاتی می‌انجامد (تنزی، ۱۹۹۸؛ فریدمن و همکاران،[2] ۲۰۰۰؛ تنزی و داودی،[3] ۲۰۰۲a و ۲۰۰۰b). تنزی (۱۹۹۸) دریافت که فساد و گریز از پرداخت مالیات، بسیار هم‌بسته‌اند. دسته‌بندی‌های گوناگون از گریز مالیاتی را می‌توان به دو دسته تقسیم کرد: فساد برآمده از قانون‌گریزی مالیات‌دهنده و فساد برخواسته از کج‌روی مأمور مالیاتی یا بازرس مالیاتی. گاهی مالیات‌دهنده بر قانون چشم می‌بندد و از دادن مالیات می‌گریزد؛ گاهی نیز مأمور مالیاتی یا بازرس، از درآمدهای مالیاتی که باید به خزانهٔ دولتی برود، می‌دزدد. فساد از این نوع، به گونهٔ مستقیم، درآمد و در نتیجه هزینه‌های دولت را کاهش می‌دهد. برخی بررسی‌های تجربی نیز نشان می‌دهد که فساد به کاهش درآمدهای مالیاتی می‌انجامد. برای نمونه، بیرس و همکاران[4] (۲۰۰۰) و فریدمن و همکاران (۲۰۰۲) نشان داده‌اند که افزایش فساد و رنگ باختن فضای قانون‌مداری، درآمدهای مالیاتی دولت کاهش می‌یابد. تنزی و داودی (۲۰۰۲b) اثر فساد بر انواع مالیات‌های گوناگون را بررسی کردند و نشان دادند که افزایش فساد باعث کاهش درآمدهای مالیاتی به‌ویژه مالیات بر درآمد می‌شود.

دربارهٔ تأثیر فساد بر اندازهٔ هزینه‌های عمومی، یافته‌ها همسان نیست؛ پژوهش کسانی مانند تنزی (۱۹۹۸) و جوهانسون و همکاران[5] (۱۹۹۹) و همچنین دلاوالاده[6] (۲۰۰۶) دربارهٔ برخی کشورهای رو به توسعه، گویای تأثیر فساد بر هزینه‌های دولت است؛ درحالی‌که بررسی مائورو (۱۹۹۷) نشان‌دهندهٔ معنادار نبودن اثر فساد بر هزینه‌های دولت است. در همهٔ کشورها به‌ویژه

1. Glaeser & Saks
2. Friedman
3. Tanzi & Davoodi
4. Bearse & et al
5. Johanson & et al
6. Delavallade

کشورهای رو به توسعه، فساد به ناکارایی سیاست‌ها و برنامه‌های دولت می‌انجامد؛ بر هم خوردن تراز بودجه، کاهش کارایی هزینه‌ها، نابسامانی در تخصیص بهینه اعتبارات و... از پیامدهای دیگر فساد است. ممکن است فساد باعث افزایش هزینه‌ها شود، ولی هم‌زمان بهرهٔ جامعه را در برابر بهرهٔ گروهی که فساد به بار آورده‌اند، کاهش می‌دهد. در زمینه کاهش کارایی هزینه‌ها، فساد از دو راه مؤثر است:

الف) گروه‌های دست‌اندرکار فساد می‌کوشند پروژه‌هایی را در اولویت قرار دهند که به رانت بیشتر برای آنها می‌انجامد و چون این پروژه‌ها همواره پروژه‌هایی کارا نیستند، کارایی کاهش می‌یابد (شیفر و ویشنی،[1] ۱۹۹۳)؛

ب) فساد با دور کردن هزینه‌ها از زمینه‌هایی مانند بهداشت و آموزش، باعث کاهش سرمایهٔ انسانی می‌شود (مائورو ۱۹۹۷؛ ارلیچ و لویی،[2] ۱۹۹۹؛ ماتسوماتو،[3] ۲۰۰۸) و هم‌زمان هزینه‌های نظامی را بالا می‌برد (گوپتا و همکاران،[4] ۲۰۰۱؛ دلاوالاده، ۲۰۰۶).

در جدول (۲) خلاصه‌ای از جدیدترین مطالعات تجربی و مهم‌ترین مطالعات داخل کشور در زمینه موضوع تحقیق آمده است. در زمینه تفاوت این مطالعه با دیگر پژوهش‌ها، صرف‌نظر از مکان، بازهٔ زمانی تحقیق و نوع شاخص استفاده شده برای فساد، می‌توان گفت که این مطالعه در بررسی رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت از آزمون علیت گرنجری مبتنی بر بوت‌استراپ استفاده کرده است. این آزمون در بررسی رابطه علّی بین متغیرها جدید است و مزایای اساسی دارد که در ادامه در قسمت روش تحقیق این روش و مزایای آن به‌طور کامل بررسی می‌شود. آزمون یادشده نخستین بار توسط کونیا در سال ۲۰۰۶ در بررسی رابطه علّیت بین صادرات و رشد اقتصادی استفاده شد و پس از آن بسیاری از مطالعات جدیدتر در بررسی رابطه علیت بین سایر متغیرهای اقتصادی از این آزمون استفاده کرده‌اند. برای نمونه می‌توان به مطالعات پان و همکاران[5] (۲۰۱۴) و و کانگ و مین[6] (۲۰۱۳) در زمینه رابطه علیت بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی و یا مطالعه کار و همکاران[7] (۲۰۱۱) در زمینه رابطه علیت بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی اشاره کرد. مطالعه حاضر نیز این آزمون را نخستین بار در بررسی جهت علیت بین متغیرهای فساد و اندازه دولت در بین کشورهای گروه D8 به‌کار برده است.

1. Shlifer & Vishny
2. Ehrlich & Lui
3. Matsumoto
4. Gupta et al
5. Pan et al.
6. Kung & Min
7. Kar et al.

جدول ۲: خلاصه‌ای از منتخب مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده در زمینه موضوع تحقیق

محقق (محققان) و سال تحقیق	مکان و بازهٔ زمانی تحقیق	روش (تکنیک) تحقیق	نتیجه تحقیق
بیلگر و گل[1] (۲۰۰۹)	۹۹ کشور دنیا (۲۰۰۱–۲۰۰۳)	رگرسیون کوانتایل	در پی افزایش اندازه دولت، سطح فساد کاهش می‌یابد، ولی این اثر در کشورهای با سطح فساد بالا معنادار نیست.
آرویت و همکاران[2] (۲۰۰۹)	دو نمونه شامل کشورهای OECD و کشورهای آمریکای لاتین (۱۹۹۶–۲۰۰۳)	علیت گرنجری هوانگ (۱۹۹۷) در الگوی پانل‌دیتا	در هر دو نمونه، اندازه دولت علت گرنجری فساد است.
کوترا و همکاران (۲۰۱۰)	۸۲ کشور منتخب (۱۹۹۵–۲۰۰۸)	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)	افزایش اندازه دولت می‌تواند در سطوح بالای دموکراسی، فساد را کاهش و در سطوح پایین دموکراسی، فساد را افزایش دهد.
برگ و همکاران[3] (۲۰۱۳) (۲۰۱۳)	۲۹۰ شهرداری سوئد (۲۰۰۷)	حداقل مربعات دومرحله‌ای (2-SLS)	افزایش اندازه دولت (مخارج عمومی کل) در سطح محلی باعث کاهش سطح فساد می‌شود.
امیرزادی و خسروزاده[4] (۲۰۱۵)	۱۷ کشور منطقه منا (۲۰۰۳–۲۰۱۰)	اثرات تصادفی (RE)	با افزایش مخارج کل و مخارج مصرفی دولت، به ترتیب سطح فساد کاهش و افزایش می‌یابد.
صادقی و سجودی (۱۳۹۰)	۳۲ کشور اسلامی (۲۰۰۳–۲۰۰۸)	علیت گرنجری هوانگ (۱۹۹۷) در الگوی پانل دیتا	اندازه دولت اثری بر فساد ندارد، درحالی‌که اثرگذاری فساد بر اندازه دولت تأیید شده است.
کریمی‌پتانلار و همکاران (۱۳۹۰)	۳۱ کشور منتخب در حال توسعه (۲۰۰۰–۲۰۰۷)	اثرات ثابت (FE)	در پی افزایش شاخص فساد (کاهش سطح فساد)، مخارج دولتی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد.
کریمی‌پتانلار و همکاران (۱۳۹۱)	۲۷ کشور منتخب (۲۰۰۲–۲۰۰۶)	اثرات ثابت (FE)	با افزایش شاخص‌های فساد (کاهش سطح فساد)، درآمدهای مالیاتی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد.
دهمرده و همکاران (۱۳۹۱)	۱۶ کشور منتخب منطقه منا (۲۰۰۳–۲۰۱۰)	اثرات ثابت (FE) و اثرات تصادفی (RE)	گسترش اندازه دولت با پایین بودن سطح دموکراسی می‌تواند سطح فساد در منطقه را افزایش دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش براساس مطالعات تجربی.

1. Billger & Goel
2. Arvate & et al
3. Bergh et al
4. Amirzadi & Khosrozadeh

۳. روش تحقیق و معرفی متغیرها

۳–۱. روش تحقیق

الف) آزمون علیت گرنجری پانلی کونیا

برای آزمون جهت علّیت در داده‌های پانل این پژوهش از رویکردی که توسط کونیا (۲۰۰۶) ارائه شده و به‌خوبی توانسته هم همبستگی مقطعی و هم ناهمگنی را در بین اعضای پانل در نظر بگیرد، استفاده شده است. این روش براساس برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) استوار است و جهت علّیت بر مبنای آزمون‌های والد و با مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص هر کشور، آزمون می‌شود. این رویکرد به در نظر گرفتن فرضیه مشترک (فرض ناهمگنی پارامترها) برای همهٔ اعضای پانل نیازی ندارد و همچنین در طی فرآیند آزمون، به هیچ آزمونی برای تشخیص هم‌انباشتگی و ریشه واحد پانل نیازی نیست. روش علّیت پانلی که توسط کونیا (۲۰۰۶) ارائه شده یک سیستم شامل دو مجموعه از معادلات به‌صورت زیر است:

(۱)

$$y_{1,t} = \alpha_{1,1} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,1,i}\, y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,1,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{1,1,t}$$

$$y_{2,t} = \alpha_{1,2} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,2,i}\, y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,2,i} x_{2,t-i} + \varepsilon_{1,2,t}$$

$$\vdots$$

$$y_{N,t} = \alpha_{1,N} + \sum_{i=1}^{ly_1} \beta_{1,N,i}\, y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_1} \delta_{1,N,i} x_{N,t-i} + \varepsilon_{1,N,t}$$

(۲)

$$x_{1,t} = \alpha_{2,1} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,1,i}\, y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,1,i} x_{1,t-i} + \varepsilon_{2,1,t}$$

$$x_{2,t} = \alpha_{2,2} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,2,i}\, y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,2,i} x_{2,t-i} + \varepsilon_{2,2,t}$$

$$\vdots$$

$$x_{N,t} = \alpha_{2,N} + \sum_{i=1}^{ly_2} \beta_{2,N,i}\, y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_2} \delta_{2,N,i} x_{N,t-i} + \varepsilon_{2,N,t}$$

که در آن، y به شاخص اندازه‌گیری فساد، x به شاخص اندازه‌گیری اندازه دولت، N به تعداد اعضای پانل ($j=1,\ldots,N$)، t به دورهٔ زمانی ($t=1,\ldots,T$) و 1 به طول وقفه اشاره دارد. مجموعه تصریح شده در معادلات (۱) و (۲) دو ویژگی مشخص و برجسته دارد: نخست، از آنجا که هر معادله در سیستم‌های (۱) و (۲)، متغیرهای از پیش تعیین شدهٔ مختلفی را دارند و جملات خطا ممکن است توأماً همبستگی داشته باشند (یعنی یک همبستگی مقطعی)، از این‌رو این مجموعه از معادلات سیستم VAR[1] نیست؛ بلکه این مجموعه یک سیستم SUR است؛ دوم، از آنجا که مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص هر کشور استفاده می‌شود، نیازی نیست که متغیرهای سیستم پایا باشند و این دلالت بر آن دارد که متغیرها بدون در نظر گرفتن خصوصیات سری زمانی آنها استفاده می‌شود (کونیا، ۲۰۰۶، ص۹۸۱). با انجام آزمون علّیت گرنجر در این سیستم:

– چنانچه همه $\delta_{1,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و همه $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری صفر باشند، علّیت یک‌طرفه از x به y خواهیم داشت؛

– چنانچه همه $\delta_{1,j,i}$ ها از نظر آماری صفر و همه $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر باشند، علّیت یک‌طرفه از y به x خواهیم داشت؛

– اگر همه $\delta_{1,j,i}$ ها و همه $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنادار باشند، علّیت دو طرفه یا یک جریان بازخورد بین x و y خواهیم داشت؛

– اگر همه $\delta_{1,j,i}$ ها و همه $\beta_{2,j,i}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنادار نباشند، هیچ رابطه علّی بین x و y وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود.

روش مناسب برای برآورد معادلات (۱) و (۲)، بستگی به ویژگی جملات خطا دارد. چون همه کشورها به‌طور هم‌زمان با هم در نظر گرفته شده‌اند، بنابراین امکان وجود همبستگی مقطعی در میان اعضای پانل وجود دارد. اگر هیچ‌گونه همبستگی مقطعی در میان کشورها وجود نداشته باشد، معادلات می‌توانند به‌طور مستقل به‌وسیله تخمین‌زن OLS تخمین زده شوند؛ ولی با وجود همبستگی هم‌زمان در میان اعضای پانل، تخمین‌زن رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) کاراتر از تخمین‌زن‌های OLS هستند (کونیا، ۲۰۰۶، ص۹۸۱).

با انجام آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص هر کشور به بررسی علّیت گرنجر از x به y در رابطه (۱) و از y به x در رابطه (۲) پرداخته می‌شود. بوت‌استراپ اساساً یک روش باز نمونه‌گیری[2] است. به علت اختصار، بر روی آزمون علّیت از x به y در سیستم رابطه (۱) تمرکز

1. Vector Autoregressive
2. Re- Sampling

می‌شود. یک فرآیند مشابه نیز در رابطه (۲) برای بررسی جهت علّیت از x به y به‌کار برده می‌شود. فرآیند تولید نمونه‌های بوت‌استرپ و مقادیر بحرانی خاص هر کشور شامل پنج گام زیر است (همان، ص۹۸۴-۹۸۶):

گام اول: با تخمین معادلات سیستم (۱) به‌روش OLS تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از x به y وجود ندارد (با اعمال محدودیت $\delta_{1,i,j} = 0$ برای همه j‌ها (کشورها) و i‌ها (وقفه‌ها)، باقیمانده‌ها را به‌دست می‌آوریم:

$$\hat{\varepsilon}^{y}_{H_0,j,t} = y_{j,t} - \hat{\alpha}_{1,j} + \sum_{i=1}^{ly_j} \hat{\beta}_{1,j,i}\, y_{j,t-i} \quad for j = 1, \dots, N \text{ and } t = 1, \dots, T \qquad (۳)$$

از این باقیمانده‌ها ماتریس $[e_{H_0 j,t}]_{N\times T}$ را به‌دست می‌آوریم؛

گام دوم: باقیمانده‌های بالا را باز نمونه‌گیری می‌کنیم. برای حفظ همبستگی مقطعی هم‌زمان در جملات خطا در سیستم (۱)، یک ستون کامل از ماتریس $[e_{H_0 j,t}]_{N\times T}$ را در یک زمان به‌طور تصادفی انتخاب می‌کنیم. باقیمانده‌های بوت‌استراپ انتخاب شده را به‌صورت $e^*_{H_0 j,t}$ نشان می‌دهیم که $t=1,\dots,T^*$ و T^* می‌تواند از T بزرگ‌تر باشد؛

گام سوم: دوباره تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از x به y وجود ندارد، نمونه استراپ y را با استفاده از فرمول زیر تولید می‌کنیم:

$$y^*_{j,t} = \hat{\alpha}_{1,j} + \sum_{i=1}^{mly_j} \hat{\beta}_{1,j,i}\, y^*_{j,t-i} + + e^*_{H_0 j,t} \qquad t = 1, \dots, T^* \qquad (۴)$$

گام چهارم: $y^*_{j,t}$ را جایگزین $y_{j,t}$ می‌کنیم و سیستم (۱) را بدون اعمال هیچ‌گونه محدودیت پارامتری بر روی آن تخمین می‌زنیم و سپس آزمون والد را برای هر کشور به‌طور جداگانه برای بررسی فرضیه صفر یعنی عدم علّیت، انجام می‌دهیم؛

گام پنجم: در این روش گام‌های ۲ تا ۴ چندین بار تکرار می‌شوند تا توزیع‌های تجربی آماره‌های آزمون والد به‌دست آید. آنگاه مقادیر بحرانی بوت‌استراپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت‌استراپ برای هر آماره آزمون از چند هزار بار تکرار به‌دست آید. گفتنی است پیش از انجام آزمون علیت، طول وقفه بهینه را بین متغیرهای مدل برای هریک از اعضای پانل (مقاطع) به‌دست می‌آوریم. به این منظور از معیار تعیین طول وقفه، شوارتز[1] (SBC) که برای تعداد مشاهدات اندک مناسب‌تر است، با حداکثر طول وقفه ۳ استفاده شده است.

1. Schwarz Information Criteria

ب) آزمون‌های وابستگی مقطعی و همگنی شیب

آزمون علّیت گرنجری ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) در بین داده‌های پانلی براساس یک روش رفتاری دقیق، با احتساب دو موضوع است: موضوع اول، کنترل امکان همبستگی مقطعی در بین اعضای پانل می‌باشد. در اقتصادسنجی داده‌های پانل، در حالت کلی فرض بر آنست که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند؛ درحالی‌که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۱، ص۱۵۹). پسران (۲۰۰۶)، نشان می‌دهد که در صورت نادیده گرفتن همبستگی مقطعی، یک تورش و انحراف اساسی در نتایج به‌وجود می‌آید. بنابراین اولین گام در آزمون علّیت گرنجر در بین داده‌های پانلی، انجام آزمون همبستگی مقطعی است. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر، آزمون‌های بروش و پاگان[1] (۱۹۸۰) و CD پسران (۲۰۰۴) ارائه شده‌اند که در این مقاله از آزمون CD پسران (۲۰۰۴) استفاده شده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا است و در نمونه‌های کوچک خصوصیات مطلوبی دارد. همچنین، برخلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه کرده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۶). فرضیه صفر این آزمون نشان‌دهنده عدم وابستگی مقطعی بین اعضای پانل است و فرضیه مقابل این آزمون به وابستگی مقطعی اشاره دارد. برای پانل‌های متوازن آمارهٔ آزمون CD به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{P}_{ij}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۵)$$

که در آن، $\hat{P}_{ij}$ ضرایب همبستگی جفت جفت پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی رابطه زیر است:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \qquad (۶)$$

هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد، در آن‌صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه خواهد شد (هویس و سارافیدیس،[2] ۲۰۰۶، ص۴۸۶)؛

موضوع دوم، بحث ناهمگنی است. به این‌صورت که ناهمگنی پارامترهای برآوردشده برای هر عضو پانل، به‌منظور اعمال یک محدودیت بر رابطه علّی باید در نظر گرفته شود. به علت ویژگی

1. Breusch & Pagan
2. Hoyos & Sarafidis

خاص هر کشور نمی‌توان فرض همگنی را برای پارامترهای اعضای پانل در نظر گرفت. در نظر گرفتن فرض همگنی قادر به گرفتن ناهمگنی از داده‌ها نیست (بریتونگ،[1] ۲۰۰۵، ص۱۵) و در تحلیل رابطه علّی بین متغیرهای مورد بررسی در داده‌های پانل، ممکن است منجر به به‌دست آوردن نتایج گمراه‌کننده‌ای شود. از طرفی از آنجا که کشورهای عضو گروه D8 از نظر فساد و اندازه دولت دارای سطوح معینی از ناهمگنی هستند، درنظر گرفتن فرض همگنی برای این کشورها در تحلیل رابطه علّی بین این دو متغیر ممکن است به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر شود. به منظور انجام آزمون ناهمگنی بین اعضای پانل، از آزمون ارائه‌شده توسط پسران و یاماگاتا[2] (۲۰۰۸) که به آن آزمون دلتا نیز گفته می‌شود، استفاده شده است. در این آزمون فرضیه صفر عبارت است از یکسان بودن شیب، برای تمام اعضای پانل و فرضیه مقابل به عدم تجانس شیب در بین اعضای پانل اشاره دارد. آماره این آزمون به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{\Delta}= \sqrt{N}\left(\frac{N^{-1}\tilde{S}-K}{\sqrt{2K}}\right) \rightarrow N(0,1) \qquad (۷)$$

در رابطه فوق $\tilde{S}$ از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^{N}(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{\dot{x}_i M_\tau x_i}{\tilde{\sigma}_i^2}(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \qquad (۸)$$

که در آن، $\hat{\beta}_i$ و $\tilde{\beta}_{WFE}$ به‌ترتیب تخمین‌زن OLS تلفیقی و تخمین‌زن تلفیقی اثرات ثابت وزنی β_i از معادله (۶)، M_τ ماتریس شناسایی و $\tilde{\sigma}_i^2$ تخمین‌زن σ_i^2 است (پسران و یاماگاتا، ۲۰۰۸).

۳-۲. متغیرها و توصیف داده‌ها

در مطالعه حاضر، به منظور بررسی رابطه علیت بین اندازه دولت و فساد، متغیرهای زیر مورد استفاده قرار گرفته‌اند:

$(GC/GDP)_{it}$: نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد) مقطع (کشور) i در سال t، به‌عنوان شاخص اندازه دولت؛ منبع داده‌های این متغیر، شاخص‌های توسعه جهانی[3] (WDI) است.

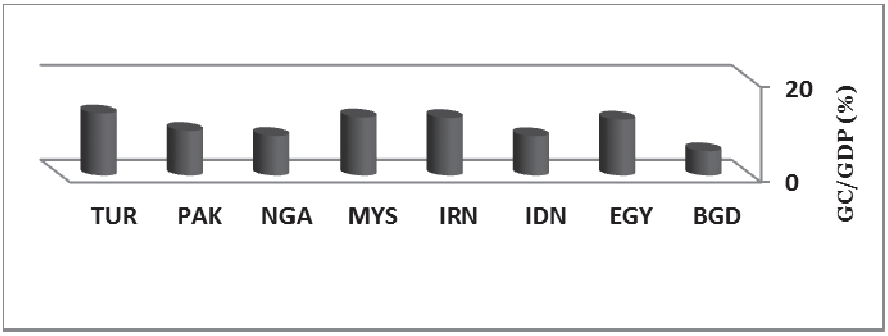
$(CCI)_{it}$: شاخص کنترل فساد مقطع i در سال t، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری فساد: مقدار این شاخص بین دو عدد ۲/۵- و ۲/۵ قرار دارد و با نزدیک‌شدن آن به مقدار ۲/۵ میزان فساد کاهش و با نزدیک شدن آن به مقدار ۲/۵- میزان فساد افزایش می‌یابد. گفتنی است که برای اندازه‌گیری فساد متغیرهای جایگزین دیگری نیز وجود دارد که از جمله آنها می‌توان به شاخص ادرک فساد[4] و شاخص

1. Breitung
2. Pesaran & Yamagata
3. World Development Indicators
4. Corruptions Perception Index

راهنمای ریسک بین‌المللی[1] کشورها اشاره کرد. اما در این مطالعه به دلیل کامل‌تر بودن داده‌های شاخص کنترل فساد، از این شاخص به‌عنوان متغیر جایگزین برای اندازه‌گیری فساد در کشورهای گروه D8 استفاده شده است. منبع داده‌های این متغیر شاخص‌های حاکمیت جهانی[2] (WGI) است.

قلمرو مکانی این پژوهش کشورهای عضو گروه D8، شامل: ایران (IRN)، اندونزی (IDN)، مالزی (MYS)، نیجریه (NGA)، مصر (EGY)، ترکیه (TUR)، پاکستان (PAK)، بنگلادش (BGD) است. دورهٔ زمانی انتخاب شده نیز طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۳ می‌باشد.

شکل‌های (۱) و (۲) خلاصه مفیدی از میانگین متغیرهای مورد استفاده را برای کشورهای گروه D8 طی سال‌های ۲۰۰۰- ۲۰۱۳ نشان می‌دهد. براساس شکل (۱) بالاترین میزان میانگین نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی در بین کشورهای مورد مطالعه متعلق به کشور ترکیه است (با مقدار حدود ۱۳/۱۱ درصد). بعد از این کشور، بالاترین میزان این شاخص متعلق به کشورهای مالزی و ایران است (به ترتیب با مقدار حدود ۱۲/۲۷ و ۱۲/۱۴درصد). این درحالی است که کشورهای بنگلادش و اندونزی در میان کشورهای مورد مطالعه کمترین میزان میانگین نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی را دارند (به‌ترتیب با مقادیر ۵/۱۴ و ۸/۳۱ درصد).

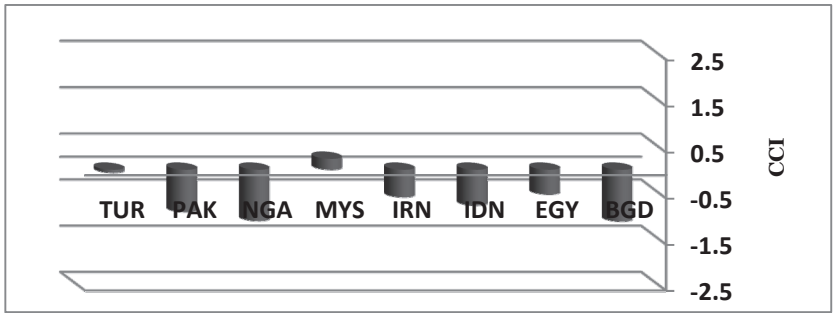


شکل ۱: میانگین نسبت مخارج مصرفی به تولید ناخالص داخلی کشورهای گروه D8 طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۳
مأخذ: محاسبه‌های تحقیق با استفاده از داده‌های WDI.

در مورد متغیر فساد نیز براساس شکل (۲) و شاخص کنترل فساد، کشورهای مالزی و ترکیه به‌ترتیب با میانگین مقادیری حدود ۰/۲۴ و ۰/۰۶۵- درصد، بیشترین (کمترین) میزان کنترل فساد را در کشورهای گروه D8 داشته‌اند. این درحالی است که کشورهای بنگلادش و نیجریه به‌ترتیب با میانگین مقادیری حدود ۱/۱۳- و ۱/۱۲- درصد کمترین (بیشترین) میزان کنترل فساد را در میان

1. International Country Risk Guide (ICRG)
2. Worldwide Governance Indicator

کشورهای مورد مطالعه طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۳ تجربه کرده‌اند. میانگین شاخص کنترل فساد کشور ایران نیز چیزی حدود ۰/۶۱- است.



شکل ۲: میانگین شاخص کنترل فساد کشورهای گروه D8 طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۳

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های WGI.

در جدول (۳) اطلاعات آماری جامع‌تری از متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر برای کشورهای مورد مطالعه آمده است.

جدول ۳: خلاصه آماری متغیرهای مورد استفاده در کشورهای گروه D8

کشور	Mean	Max	Min	Std. Dev	Skew	Kurt	J-B
نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی (درصد)							
ایران	۱۲/۱۴	۱۴/۱۸	۱۰/۶۷	۱/۲۲	۰/۵۷	۱/۸۴	۱/۵۴ (۰/۴۶)
اندونزی	۸/۳۱	۹/۵۹	۶/۵۳	۰/۸۹	-۰/۶۹	۲/۵۶	۱/۲۱ (۰/۵۵)
مالزی	۱۲/۲۷	۱۳/۵۵	۱۰/۱۷	۰/۹۹	-۰/۵۱	۲/۴۰	۰/۸۲ (۰/۶۶)
نیجریه	۸/۳۶	۱۲/۹۶	۵/۱۵	۲/۰۷	۰/۸۰	۳/۱۶	۱/۵۱ (۰/۴۷)
مصر	۱۱/۷۷	۱۲/۷۶	۱۰/۸۹	۰/۶۸	۰/۴۷	۱/۵۶	۱/۷۱ (۰/۴۲)
ترکیه	۱۳/۱۱	۱۵/۰۵	۱۱/۷۳	۱/۲۰	۰/۴۹	۱/۶۸	۱/۵۸ (۰/۴۵)
پاکستان	۹/۴۳	۱۰/۹۶	۷/۷۸	۱/۰۸	-۰/۲۳	۱/۶۴	۱/۲۱ (۰/۵۵)
بنگلادش	۵/۱۴	۵/۵۴	۴/۵۱	۰/۳۱	-۰/۶۸	۲/۸۶	۱/۰۹ (۰/۵۸)
شاخص کنترل فساد							
ایران	-۰/۶۱	-۰/۲۲	-۰/۹۹	۰/۲۴	-۰/۰۹	۱/۸۱	۰/۷۸ (۰/۶۸)
اندونزی	-۰/۷۹	-۰/۵۶	-۱/۱۳	۰/۱۷	-۰/۴۵	۲/۵۷	۰/۵۴ (۰/۷۶)
مالزی	۰/۲۴	۰/۴۳	-۰/۰۳	۰/۱۵	-۰/۴۸	۱/۹۸	۱/۰۶ (۰/۵۹)
نیجریه	-۱/۱۲	-۰/۸۱	-۱/۳۳	۰/۱۵	۰/۲۹	۲/۴۹	۰/۳۳ (۰/۸۵)
مصر	-۰/۵۴	-۰/۲۹	-۰/۷۱	۰/۱۲	۰/۵۵	۲/۴۱	۰/۸۵ (۰/۶۵)
ترکیه	-۰/۰۷	۰/۱۷	-۰/۷۱	۰/۲۴	-۱/۵۸	۴/۷۹	۷/۱۶ (۰/۰۳)
پاکستان	-۰/۹۳	-۰/۷۳	-۱/۰۷	۰/۱۴	۰/۲۹	۱/۳۹	۱/۵۸ (۰/۴۵)
بنگلادش	-۱/۱۳	-۰/۸۷	-۱/۴۹	۰/۲۱	-۰/۵۲	۱/۵۶	۱/۳۵ (۰/۵۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های WGI و WDI.

۴. نتایج تجربی برآورد مدل

ابتدا، آزمون‌های همبستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) و $\tilde{\Delta}$ پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) انجام شده و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) آمده است. با توجه به مقدار آماره این آزمون‌ها و مقادیر بحرانی آنها که از توزیع نرمال برخوردار هستند، وابستگی و عدم تجانس بین اعضای پانل در تحقیق حاضر نتیجه‌گیری می‌شود. بنابراین لزوم استفاده از آزمون علیت گرنجری پانلی ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶) در این تحقیق تأیید می‌شود.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی و تجانس (همگنی) بین اعضای پانل

نام آزمون	مقدار آماره	نتیجه
CD	۸/۱۹۴***	فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی مقطعی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه‌گیری می‌شود.
	۱۱/۵۵۸***	فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن شیب تمام مقاطع رد و عدم تجانس بین اعضای پانل نتیجه‌گیری می‌شود.

* علامت *** معناداری در سطح ۱ درصد است.
مأخذ: محاسبات تحقیق.

انجام آزمون علّیت گرنجری پانلی ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶)، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل است. نتایج تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل در هریک از کشورها با استفاده از معیار شوارتز (SBC) با حداکثر طول وقفه ۳ انجام شده است که نتایج در ستون دوم جدول (۵) آمده است. بعد از تعیین وقفه لازم، آزمون رابطه علیت بین متغیرهای فساد و اندازه دولت در کشورهای مورد مطالعه، با استفاده از آزمون علیت گرنجری ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶) انجام شده و نتایج آن در جدول (۵) آمده است. با توجه به مقدار آماره والد و مقادیر بحرانی بوت‌استراپ (که برای هر کشور متفاوت است)، فرضیه‌های صفر آزمون می‌شوند. چنانچه مقدار آماره والد به‌دست‌آمده برای کشوری از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ آن کشور بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن یعنی پذیرش علت گرنجری در آن کشور تأیید می‌شود و برعکس. با توجه به این توضیحات نتایج تشریح می‌شود.

براساس نتایج قسمت الف جدول (۵) (که به بررسی فرضیه صفر فساد علت گرنجری اندازه دولت نیست، می‌پردازد)، مقدار آماره والد به‌دست‌آمده برای کشور ایران، اندونزی، نیجریه و ترکیه از مقدار بحرانی بوت‌استراپ خاص این کشورها به‌ترتیب در سطوح احتمال ۱ درصد، ۱ درصد، ۱ درصد و ۵ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین فرضیه صفر فساد علت گرنجری اندازه دولت نیست،

برای این کشورها رد می‌شود. این درحالی است که مقدار آماره والد به‌دست‌آمده برای سایر کشورها (مالزی، مصر، پاکستان و بنگلادش) از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص آنها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر فساد علت گرنجری اندازه دولت نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

براساس نتایج قسمت ب جدول (۵) (که به بررسی فرضیه صفر اندازه دولت علت گرنجری فساد نیست، می‌پردازد)، مقدار آماره والد به‌دست آمده برای کشورهای اندونزی، مالزی، نیجریه و بنگلادش به ترتیب در سطوح احتمال ۱۰ درصد، ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص این کشورهاست. بنابراین وجود رابطه علیت از سمت اندازه دولت به فساد در کشورهای اندونزی، مالزی، نیجریه و بنگلادش به‌ترتیب در سطوح احتمال ۱۰ درصد، ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. این درحالیست که مقدار آماره والد به‌دست آمده برای سایر کشورها (ایران، مصر، ترکیه و پاکستان) از مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص آنها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک‌تر است. این به آن معناست که فرضیه صفر اندازه دولت علت گرنجری فساد نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

به‌طور کلی براساس نتایج جدول (۵)، وجود رابطه علیت دوطرفه بین فساد و اندازه دولت در کشورهای اندونزی و نیجریه و وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت فساد به اندازه دولت در کشورهای ایران و ترکیه تأیید می‌شود. رابطه علیت یک‌طرفه از سمت اندازه دولت به فساد نیز برای کشورهای مالزی و بنگلادش و عدم وجود رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت برای کشورهای مصر و پاکستان پذیرفته می‌شود. بر این اساس، درمورد رابطه بین فساد و اندازه دولت در کشورهای مورد مطالعه، می‌توان گفت که نتایج به‌دست آمده برای تمام کشورها با توجه به ساختار اقتصادی متفاوت، یکسان نیست و نمی‌توان به یک نتیجه واحد برای تک تک این کشورها دست یافت. لازم به ذکر است که نتایج این تحقیق برای ایران مبنی‌بر وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت فساد به اندازه دولت با نتایج مطالعات کریمی‌پتانلار و همکاران (۱۳۹۰) و صادقی و سجودی (۱۳۹۰) همسویی نزدیکی دارد.

جدول ۵: نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶)

کشور	وقفه بهینه	آماره والد	مقادیر بحرانی بوت‌استراپ		
			۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
قسمت الف) فرضیه صفر: فساد علت گرنجری اندازه دولت نیست					
ایران	۳	۲۱/۰۶۳***	۱۴/۸۸۶	۱۲/۲۱۲	۱۰/۱۵۹
اندونزی	۳	۲۳/۹۴۳***	۱۶/۳۵۵	۱۲/۱۴۶	۱۰/۸۶۷
مالزی	۳	۲/۲۴۲	۱۳/۳۶۹	۹/۷۲۳	۶/۸۸۹
نیجریه	۲	۲۶/۵۹۷***	۱۸/۴۸۱	۱۶/۴۵۷	۱۴/۱۲۱
مصر	۳	۰/۲۸۳	۱۲/۶۵۴	۹/۵۴۸	۷/۸۱۲
ترکیه	۳	۹/۸۸۵**	۱۴/۱۱۸	۸/۹۸۵	۶/۲۰۲
پاکستان	۳	۱/۹۶۱	۱۴/۲۵۷	۱۲/۱۹۸	۹/۶۸۸
بنگلادش	۳	۱/۸۱۶	۲۰/۹۱۲	۱۶/۸۵۶	۹/۲۱۲
قسمت ب) فرضیه صفر: اندازه دولت گرنجری فساد نیست					
ایران	۳	۲/۵۸۷	۲۴/۷۵۴	۲۲/۴۵۶	۱۶/۰۸۷
اندونزی	۳	۱۴/۱۱۲*	۱۸/۲۱۲	۱۵/۴۳۱	۱۲/۰۱۸
مالزی	۳	۱۵/۱۸۳***	۱۰/۵۴۵	۷/۹۶۱	۵/۸۵۶
نیجریه	۲	۸/۰۳۹**	۱۰/۲۱۴	۷/۴۸۶	۵/۶۶۸
مصر	۳	۲/۱۹۸	۱۴/۴۱۴	۱۲/۸۰۸	۸/۹۳۸
ترکیه	۳	۴/۰۰۳۲	۱۲/۸۹۲	۱۰/۵۱۲	۷/۴۸۰
پاکستان	۳	۵/۶۴۹	۱۸/۹۵۹	۱۰/۶۸۲	۶/۸۸۵
بنگلادش	۳	۶/۵۳۳*	۱۲/۸۴۵	۹/۲۱۲	۶/۹۱۸

مأخذ: محاسبه‌های تحقیق

۵. جمع‌بندی و پیشنهادها

هدف اصلی مقاله بررسی رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت در کشورهای گروه D8 و با تمرکز بر روی تحلیل خاص هر کشور طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۳ است. به این منظور از متغیرهای شاخص کنترل فساد (به‌عنوان پروکسی فساد)، نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی (به‌عنوان پروکسی اندازه دولت) استفاده شده است. از آنجا که وجود وابستگی مقطعی و ناهمگنی بین اعضای پانل محتمل به‌نظر می‌رسید، از آزمون‌های وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) و ناهمگنی پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) استفاده شده است. پس از تأیید وابستگی مقطعی و ناهمگنی بین اعضای پانل، به منظور تخمین رابطه علیت بین متغیرهای مدل نیز از روش ارائه‌شده توسط کونیا (۲۰۰۶) که وابستگی و ناهمگنی بین مقاطع را در نظر می‌گیرد و مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص هر کشور است، استفاده شده است. نتایج نشان‌دهنده رابطه علیت دوطرفه بین فساد و اندازه دولت برای کشورهای اندونزی و نیجریه، رابطه

علیت یک‌طرفه از سمت فساد به اندازه دولت برای کشورهای ایران، ترکیه، رابطه علیت یک‌طرفه از سمت اندازه دولت به فساد برای کشورهای مالزی و بنگلادش و عدم وجود رابطه علیت بین فساد و اندازه دولت برای کشورهای مصر و پاکستان است. این نتایج حاکی از توصیه‌های سیاستی مهمی در زمینه رابطه فساد و اندازه دولت برای کشورهای گروه D8 شامل ایران، اندونزی، مالزی، نیجریه، مصر، ترکیه، پاکستان و بنگلادش است. در مورد کشور ایران با توجه به نتایج تحقیق مبنی بر وجود رابطه علیت یک‌طرفه از سمت فساد به اندازه دولت، باید سیاست‌گذاران اقتصادی کشور با اعمال سیاست‌های مناسب فساد را کاهش دهند و کنترل کنند و از این طریق زمینه کنترل اندازه دولت را فراهم کنند در این راستا اصلاح ساختار اداری، تعدیل دستمزدها، رفع موانع خصوصی‌سازی و ترغیب اقتصاد رقابتی، شفاف‌سازی قوانین و مقررات به‌ویژه قوانین و مقررات مالیاتی و جایگزین کردن سیستم‌های اینترنتی به جای افراد پیشنهاد می‌شود. همچنین پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی با استفاده از شاخص‌های گوناگون اندازه دولت و فساد، از موضوع تحلیل جامع‌تری شود.

منابع

۱. آقایی، مجید؛ علی قنبری؛ لطفعلی عاقلی و حسین صادقی (۱۳۹۱)، «بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی و تصحیح خطای پانل چند متغیره»، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، ش۹، ص۱۴۸-۱۸۵.

۲. دهمرده، نظر؛ محمد علیزاده و سمیرا زیدی‌زاده (۱۳۹۱)، «بررسی اثر اندازه دولت بر فساد؛ با تأکید بر دموکراسی در منطقه منا»، دوفصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، ش۴، ص۴۸-۷۴.

۳. حبیبی، نادر (۱۳۷۵)، فساد اداری، چاپ اول، انتشارات وثقی.

۴. صادقی، سیدکمال و سکینه سجودی (۱۳۹۰)، «وابستگی فساد و اندازه دولت در کشورهای منتخب اسلامی»، مجله سیاسی اقتصادی، ش۲۸۵، ص۱۹۴-۲۰۲.

۵. کریمی‌پتانلار، سعید؛ محمد بابازاده و نعیمه حمیدی (۱۳۹۰)، «اثر فساد مالی بر درآمدهای مالیاتی و مخارج دولت: مطالعه موردی کشورهای در حال توسعه»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ش۵۷، ص۱۵۷-۱۷۰.

۶. کریمی‌پتانلار، سعید؛ احمد جعفری‌صمیمی و روشن اختر رضایی (۱۳۹۱)، «اثر فساد مالی بر درآمدهای مالیاتی: مطالعه موردی کشورهای منتخب درحال‌توسعه»، فصلنامه نامه مفید، ش۱، ص۱۵۱-۱۷۲.

۷. فرهادی‌نژاد، محسن (۱۳۸۸)، «فساد اداری و شیوه‌های کنترل آن»، دومین همایش علمی و پژوهشی نظارت و بازرسی.

8. Ali, A. & H. Isse (2003), "Determinates of Economic Corruption: A cross country Comparison", *ATO Journal*, 22(3), pp. 449-466.

9. Amirzadi, R. & A. Khosrozadeh (2015), "The Relation between Government Size and Corruption in Middle East Countries and North of Africa", *Indian Journal of Fundamental and Applied Life Sciences*, 5, pp. 1219-1226.

10. Arvate, P.R. et al. (2009), "Corruption and the size of Government: Causality Tests for OECD and Latin American Countries", *Applied Economics Letters*, 16, pp. 1466-4291.

11. Bearse, P, Glomm, G, & E. Janeba (2000), "Why Poor Countries Rely Mostly on Redistribution in –kind", *Journal of Public Economics*, 75, pp. 463-481.

12. Bergh, A, Fink, G, & R. Ohrvall (2013), "Public Sector Size and Corruption: Evidence from 290 Swedish Municipalities", *IFN Working Paper*, No. 938.
13. Billger, S.M & R.K. Goel (2009), "Do Existing Corruption Levels Matter in controlling Corruption?", *Journal of Development Economics*, 90, pp. 299-305.
14. Billger, S.M and R. K. Goel, (2009), "Do Existing Corruption Levels Matter in Controlling Corruption?", *Journal of Development Economics*, 90, pp. 299-305.
15. Bonaglia, F. et al. (2001), "How Globalization Improves Governance", *Discussion paper No. 2992*. Paris, France, Center for Economic Policy Research, Organization for Economic Co-operation and Development.
16. Breitung, J. (2005), "A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data," *Econometric Reviews*, 24(2), pp. 151-173.
17. Breusch, T.S. & A.R. Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", *Rev. Econ. Stud*, 47, pp. 239-253.
18. Delavallade, C. (2006), "Corruption and Public Spending in Developing Countries", *Journal of Economics and Finance*, 30(2), pp. 39-222.
19. De Sardan, O. (1999), "A Moral Economy of Corruption in Africa?", *The Journal of Modern African Studies*, 37(1), p. 25.
20. Elliot, K.A. (1997), "Corruption as an International policy problem: overview and recommendations", *Corruption and global Economy*, Ed. By K.A. Elliot, Institute for International Economics.
21. Ehrlich, I. & T. Francis (1999), "Bureaucratic Corruption and Endogenous Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 107(56), pp. 270-293.
22. Fisman, R. & Gatti, R. (2002). "Decentralization and Corruption: Evidence across countries", *Journal of public Economics*, 83(3), pp. 325-345.
23. Friedman, E. et al. (2000), "Dodging the Grabbing Hand: the determinates of Unofficial Activity in 69 Countries", *Journal of Public Economics*, 76(3), pp. 459-493.
24. Glaeser, E.L. & S. Saks (2006). "Corruption in America", *Journal of Public Economics*, 90, pp. 1053-1072.
25. Gupta, S, De Mello, L. & R. Sharan (2001). "Corruption and Military Spending", European *Journal of Political Economy*, 17, pp. 749-777

26. Hoyos, R.E, & V. Sarafidis (2006). "Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel Data Models", *Stata Journal*, 6 (4), pp. 484-496.
27. Johnson S. et al. (1999). "Corruption, Public Finances, and the Unofficial Economy", *Policy Research Working Paper*, No. 2169.
28. Kar, M., Şaban, N. & H. Ağır (2011), "Financial Development and Economic Growth Nexus in the MENA Countries: Bootstrap Panel Granger Causality Analysis", *Economic Modelling*, 28 (1-2), pp. 685-693.
29. Kónya, L. (2006), "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach", *Economic Modelling*, 23(6), pp. 978–992.
30. Kotera, G. et al. (2010), "A Panel Study on the Relationship Between Corruption and Government Size", *MPRA Paper*, No. 21519.
31. Kung, H.H. & C.H. Min (2013). "Military Spending and Economic Growth Nexus in Sixteen Latin and South American Countries": A Bootstrap Panel Causality Test, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, XVI (4), pp. 171-185.
32. Lapalombara, J. (1994), "Structural and Institutional Aspects of Corruption", *Social Research*, LXI, pp. 325-350.
33. LaPorta, R. et al. (1999), "The Quality of Government", *Journal of Law, Economics and Organization*, 15, p. 222.
34. Matsumoto, M. (2008), *Adminstrative Corruption and its Effect on Government Education Expenditure: A case study of four Southeast Asia counties*, M.A. dissertation, University of Colorado at Boulder, United States.
35. Mauro, P. (1995), "Corruption and growth", *Quarterly Journal of Economics*, 110, p. 682.
36. Mauro, P. (1997), "Why Worry about Corruption?", *I.M.F Publisher*.
37. Pesaran, M. H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", Cambridge Working Papers in Economics, No. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
38. Pesaran, M. H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics* 22, pp. 265-312.
39. Pesaran, M.H. & T. Yamagata (2008), "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", *Journal of Econometrics*, 142(1), pp. 50-93.

40. Pan, C, Chang, T. & Y.W. Rufael (2014), *Military Spending and Economic Growth in the Middle East Countries*: Bootstrap Panel Causality Test, Defense and Peace Economics.
41. Rose-Ackerman, S. (1999), *Corruption and Government*, Cambridge University Press.
42. Saha, S. R. & J. Su (2009), "The Interaction Effect of Economic Freedom and Democracy on Corruption: a panel cross-country analysis", *Economics Letters*, 105, pp. 173-176.
43. Scully, G.W. (1991), "Rent-Seeking in U.S. Government Budgets, 1900-88", *Public Choice*, 70, pp. 99-106.
44. Serra, D. (2006), "Empirical Determinants of Corruption: a sensitivity Analysis", *Public choice* 126, pp. 225-256.
45. Shleifer, A. & R.W. Vishny (1993), "Corruption", *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), pp. 559-617.
46. Tanzi, V. (1998), "Corruption Around World: Causes, Consequences, Scope and Cures". *IMF Working Paper*, 45.
47. Tanzi, V& H.R. Davoodi (2002b), "Corruption, Growth, and Public Finances", In: *Governance, Corruption and Economic Performance*, ed. George T.Abed, and Sanjeev Gupta, Ch.8. Washington, D.C: International Monetary Fund.
48. Terisman, D. (2000), "The Causes of Corruption: a cross-national study", *Journal of Public Economics*, 76, pp. 399-457.