

رابطه جهانی شدن و بیمه‌های زندگی و غیرزندگی: مطالعه کشورهای گروه D8 با استفاده از رهیافت علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت استراپ

شهرام فتاحی* و ابوالقاسم گل‌خندان**

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۷/۰۳

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی رابطه علیت بین بیمه (به تفکیک: بیمه‌های زندگی و غیرزندگی) و جهانی شدن در کشورهای گروه D8 با تمرکز روی تحلیل خاص هر کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۹ می‌پردازد. به این منظور از متغیرهای ضریب نفوذ بیمه زندگی و غیرزندگی و شاخص جهانی شدن KOF (به عنوان پروکسی جهانی شدن) استفاده شده است. روش استفاده شده در این مطالعه براساس آزمون علیت پانلی ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) است. این آزمون مبتنی بر رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب (SUR) و آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استراپ خاص هر کشور است. همچنین این آزمون همبستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای پانل را در نظر می‌گیرد. نتایج تجربی نشان می‌دهد جهت رابطه علیت بین بیمه‌های زندگی و غیرزندگی و جهانی شدنی در بین کشورهای مختلف گروه D8 بسته به شرایط خاص حاکم بر آن‌ها، یکسان نیست. در مورد کشور ایران نیز تنها رابطه علیت از سمت جهانی شدن به بیمه غیرزندگی تایید شده است.

طبقه‌بندی JEL: C22, C23, R11

کلیدواژه‌ها: بیمه زندگی، بیمه غیرزندگی، جهانی شدن، بوت‌استراپ، کشورهای گروه D8

* دانشیار اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه، پست الکترونیکی: sh_fatahi@yahoo.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان - نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: golxhandana@gmail.com

۱- مقدمه

بیمه نه تنها باعث تسهیل معاملات اقتصادی بی‌شماری از طریق انتقال ریسک و پرداخت غرامت می‌شود، بلکه به‌عنوان یکی از موسسات مالی غیربانکی در اکثر کشورهای جهان نقش مهمی را در توسعه مالی ایفا می‌کند (لی و چانگ^۱، ۲۰۱۲). در دو دهه گذشته فعالیت جهانی بازار بیمه (بالاخص در بازارهای درحال‌ظهور)، رشد فزاینده و سریعی را داشته است. این پدیده با توجه به روند آزادسازی مالی و ادغام، این سوال را پدید می‌آورد که آیا جهانی‌شدن به افزایش فعالیت بیمه کمک می‌کند (چن و همکاران^۲، ۲۰۱۳: ۱۵۱)؟ یا برعکس، این گسترش صنعت بیمه است که منجر به جهانی‌شدن می‌شود، زیرا توسعه فعالیت‌های بیمه، زمینه حضور را در بازارهای بین‌المللی امکان‌پذیر می‌کند.

در سال‌های اخیر با گسترش تکنیک‌های اقتصادسنجی و معرفی آزمون‌های مختلف، تمرکز اصلی بر تعیین جهت تاثیر این دو متغیر است. چن و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهش خود بیان می‌کنند که در بررسی جهت علیت بین متغیرهای جهانی‌شدن و فعالیت بیمه، نتایج خاص هر کشور هستند و قابل تعمیم به سایر کشورها نیست.

همچنین رابطه بین جهانی‌شدن و رشد اقتصادی در مطالعات خارجی و داخلی متعددی نظیر مطالعات درهر^۳ (۲۰۰۶)، درهر و همکاران (۲۰۰۸)، چانگ و لی^۴ (۲۰۱۰) و رضوی و سلیمی‌فر (۱۳۹۲) و رابطه بین بیمه و رشد اقتصادی نیز در مطالعات متعدد دیگری نظیر مطالعات هان و همکاران^۵ (۲۰۱۰)، کریستیا و همکاران^۶ (۲۰۱۴)، جعفری‌صمیمی و کارگرد (۱۳۸۵) و جهانگرد (۱۳۹۰) بررسی شده است. این در حالی است که رابطه بین جهانی‌شدن و بیمه به‌عنوان یک حلقه مفقوده با وجود اهمیت آن در مطالعات تجربی اندکی مورد بررسی قرار گرفته است (چانگ و همکاران^۷، ۲۰۱۳).

-
- 1- Lee and Chang
 - 2- Chen *et. al*
 - 3- Dreher
 - 4- Chang and Lee
 - 5- Han *et. al*
 - 6- Crestea *et. al*
 - 7- Chang *et. al*

با توجه به این نکات، هدف اصلی این مقاله بررسی جهت علیت بین جهانی شدن و فعالیت بیمه به تفکیک بیمه‌های زندگی و غیرزندگی در بین کشورهای در حال توسعه گروه هشت (D8) طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۹ است. به این منظور از رویکرد علیت گرنجری پانلی ارائه شده توسط کونیا^۱ (۲۰۰۶) که در بین آزمون‌های علیتی که تاکنون مطرح شده و جدید است، استفاده شده است. این رویکرد، مبتنی بر برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتب^۲ (SUR) و آزمون‌های والد^۳ با مقادیر بحرانی بوت‌استرپ^۴ خاص هر کشور است. بنابراین می‌توان نتایج به دست آمده را با تحلیل روی هر عضو پانل (هر کشور) و نه کل پانل (کل کشورها) بررسی کرد. علاوه بر این، این رویکرد برخلاف سایر آزمون‌های علیت گرنجری، همبستگی مقطعی^۵ و عدم تجانس^۶ بین اعضای پانل را در نظر می‌گیرد. همچنین در فرآیند این آزمون، نیازی به هیچ آزمونی برای تشخیص هم‌انباشتگی و ریشه واحد پانل نیست.^۷

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است؛ پس از مقدمه، بخش دوم مقاله به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش سوم به روش تحقیق و معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

-
- 1- Ko'nya
 - 2- Seemingly Unrelated Regressions
 - 3- Wald test
 - 4- Bootstrap
 - 5- Cross- Sectional Dependence
 - 6- Heterogeneity

۷- روش مورد استفاده در این تحقیق یکی از جدیدترین و کارآمدترین روش‌های آزمون علیت در داده‌های پانل است که نقطه قوت آن در این است که نتایج را به‌طور مستقل و جداگانه برای هر عضو پانل ارائه می‌کند و تحلیل‌ها و توصیه‌های سیاستی مناسب را می‌توان برای هر عضو پانل به‌طور مجزا داشت. در مورد اینکه چرا از ابتدا تحلیل‌ها به‌صورت مجزا برای کشورها و کشور ایران انجام نشده است باید گفت که آزمون علیت مورد استفاده در این تحقیق، مبتنی بر داده‌های پانل است. همان‌طور که می‌دانیم، مدل‌های پانل، درون‌زایی متغیرها را برطرف می‌کنند و با توجه به محدود بودن مدل‌های سری زمانی، می‌توانند با ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی نتایج بهتری ارائه دهند در حالی که با توجه به تعداد مشاهدات برای هر مقطع (مانند ایران) با توجه به اینکه دوره زمانی بازه ۲۰۱۱-۱۹۹۹ را شامل می‌شود؛ یعنی ۱۲ داده برای هر متغیر، نتایج به‌دست آمده از آزمون‌های علیت در داده‌های سری زمانی را با نااطمینانی مواجه می‌کند. علاوه بر این، رویکرد مورد استفاده در این تحقیق برخلاف سایر آزمون‌های علیت گرنجری، همبستگی مقطعی و عدم تجانس بین اعضای پانل را در نظر می‌گیرد که برای بررسی گروه کشورهایی مانند D8 بسیار مهم است.

اختصاص دارد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و پیشنهادات آمده است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

هرچند موضوع اهمیت توسعه مالی به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده توسعه تجارت مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است، اما این مطالعات برخلاف ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی، بسیار بدیع و معدود و در هر دو بعد نظری و تجربی در ابتدای کار قرار دارد. در واقع، به‌جز موارد بسیار معدودی (مانند مطالعه کلتزر و باردهان^۱ (۱۹۸۷)) که اشاره‌هایی در این زمینه داشته‌اند، اقتصاددانان این موضوع را از هر دو بعد نظری و تجربی از سال ۲۰۰۲ و به‌خصوص از سال ۲۰۰۴ مورد بررسی قرار داده‌اند (راستی و رضایی، ۱۳۹۲: ۱۵۲).

به‌طور کلی در زمینه رابطه علیت بین توسعه مالی (که بیمه به‌عنوان یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری آن محسوب می‌شود) و باز بودن اقتصادی شامل باز بودن تجاری و مالی (به‌عنوان شاخص جهانی شدن) چهار فرضیه اصلی براساس مطالعات تجربی انجام‌شده، قابل طرح است:

نخستین فرضیه را فرضیه باز بودن اقتصادی منجر به توسعه مالی یا فرضیه دنباله‌روی تقاضا^۲ می‌نامند که نشان‌دهنده علیت یکطرفه از سمت باز بودن اقتصادی به توسعه مالی است (کیندریوگو^۳، ۲۰۱۲)؛ به این صورت که هرچه اقتصاد یک کشور در ارتباط با سایر کشورها پویاتر عمل کند، ضمن افزایش مبادلات اقتصادی از سرریز^۴ فنی و انتقال بین‌المللی دانش بهره‌مند شده و با افزایش بازدهی، موجبات افزایش انگیزه و عامل تحریک برای سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند و از این طریق باعث توسعه مالی می‌شود (بالتاجی و همکاران^۵، ۲۰۰۸). در این راستا بارو و مارتین^۶ (۱۹۹۵) معتقدند که اقتصادهای بازتر فناوری پیشرفته را در جهت توسعه مالی بهتر وارد می‌کنند.

-
- 1- Kletzer and Bardhan
 - 2- Demand-Following Hypotheses
 - 3- Kiendrebeogo
 - 4- Spillover
 - 5- Baltagi *et. al*
 - 6- Baro and Martin

لی^۱ (۱۹۹۳) بیان می‌کند که کشورهای در حال توسعه می‌توانند با واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به توسعه مالی بالاتری دست پیدا کنند. مطالعه تجربی بالتاجی و همکاران (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که برای هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه درجه باز بودن به توسعه مالی کمک می‌کند به خصوص درجه باز بودن مالی برای کشورهای پایین دارند، بسیار مناسب است. مطالعه تجربی محمدی و همکاران (۱۳۹۳) نیز به نقش حیاتی باز بودن تجاری در تعیین سطح توسعه مالی اشاره دارد. فرضیه دوم را فرضیه توسعه مالی منجر به باز بودن اقتصادی یا فرضیه رهبری عرضه^۲ می‌نامند که نشان‌دهنده علیت یکطرفه از سمت توسعه مالی به باز بودن اقتصادی است. توسعه نهادها و بازارهای مالی از طریق تنوع بخشیدن به ریسک می‌تواند به کاهش موانع و محدودیت‌های تجاری کمک کند و باعث گسترش تجارت شود (اسوالریده و ولاچس^۳، ۲۰۰۲). همچنین از آنجا که توسعه مالی انگیزه تولیدکنندگان را به سمت تولید کالاهای با بازده صعودی نسبت به مقیاس سوق می‌دهد، پدیده تخصیصی شدن در بین بخش‌های اقتصادی و به تبع آن جریان‌های تجاری به وسیله سطح نسبی واسطه‌های مالی تعیین می‌شود (بک^۴، ۲۰۰۲). در این راستا، یافته‌های بکر و گرینبرگ^۵ (۲۰۰۵) نشان‌دهنده این موضوع است که سیستم مالی بهتر موجب افزایش صادرات می‌شود. مطالعات تجربی مختلفی مانند مطالعات ولد رافائل^۶ (۲۰۰۹)، رحمان و همکاران^۷ (۲۰۱۲) از این فرضیه حمایت می‌کنند. نتایج تجربی مطالعه راستی و رضایی (۱۳۹۲) نیز نشان‌دهنده تاثیر مثبت توسعه مالی بر کل تجارت کشورهای ملحق شده به سازمان تجارت جهانی (WTO) است. فرضیه سوم معتقد به رابطه علیت دوطرفه بین توسعه مالی و بازبون اقتصادی است؛ به این معنا که توسعه مالی سبب باز بودن اقتصادی شده و باز بودن اقتصادی بالاتر نیز سبب توسعه

-
- 1- Lee
 - 2- Supply-Leading Hypotheses
 - 3- Svaleryde and Vlachos
 - 4- Beck
 - 5- Becker and Greenberg
 - 6- Wold-Rufael
 - 7- Rahman *et. al*

مالی می‌شود. این فرضیه را فرضیه بازخورد^۱ نیز می‌نامند که نشان می‌دهد توسعه مالی و باز بودن اقتصادی یکدیگر را تقویت می‌کنند. نتایج تجربی مطالعات حسن و اسلام^۲ (۲۰۰۵) و اصغر و حسین^۳ (۲۰۱۴) تاییدکننده این فرضیه است.

فرضیه چهارم معتقد است که هیچ رابطه علیتی بین توسعه مالی و باز بودن اقتصادی وجود ندارد. این فرضیه را فرضیه خنثی^۴ می‌نامند. نتایج تجربی مطالعه گریس و همکاران^۵ (۲۰۰۹) از این فرضیه حمایت می‌کند.

منیاه و همکاران^۶ (۲۰۱۴) با استفاده از آزمون علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت‌استرپ به بررسی رابطه علیت بین تجارت و توسعه مالی در ۲۱ کشور قاره آفریقای غربی در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۵ پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق حاکی از عدم وجود رابطه علیت بین این متغیرها در اکثر کشورها مورد بررسی است.

اولین مطالعه‌ای که به صورت تجربی به بررسی رابطه بیمه و جهانی شدن پرداخته است، مطالعه لی و چانگ (۲۰۱۲) است (چانگ و همکاران، ۲۰۱۳). آن‌ها در این مطالعه، تاثیر جهانی شدن را روی بازارهای بیمه عمر بین‌المللی در ۳۹ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق با استفاده از تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی و شاخص جهانی شدن KOF حاکی از تاثیر معنادار جهانی شدن بر توسعه بازارهای بیمه عمر بین‌المللی است. همچنین با تفکیک شاخص جهانی شدن KOF به سه زیر شاخص جهانی شدن اقتصادی، اجتماعی و سیاسی نشان داده شده که تاثیر جهانی شدن اقتصادی و اجتماعی نیز بر توسعه بازارهای بیمه عمر بین‌المللی مثبت است، اما تاثیر جهانی شدن سیاسی بر این متغیر بی‌معنا است.

چن و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از آزمون علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت‌استرپ، به بررسی رابطه علیت بین جهانی شدن و بیمه‌های عمر و غیرعمر در ۸ کشور آسیای شرقی (شامل: هند، اندونزی، ژاپن، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره جنوبی و تایلند) طی دوره زمانی

-
- 1- Feedback
 - 2- Hassan and Islam
 - 3- Asghar and Hussain
 - 4- Neutrality Hypothesis
 - 5- Gries *et. al*
 - 6- Menyah *et. al*

۱۹۷۹-۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان‌دهنده وجود رابطه علیت یکطرفه از بیمه‌های عمر و غیرعمر به جهانی شدن در کشور کره، علیت یکطرفه از جهانی شدن به بیمه عمر در کشور مالزی، علیت یکطرفه از بیمه غیرعمر به جهانی شدن در کشورهای هند و ژاپن و رابطه علیت دوطرفه بین جهانی شدن و بیمه غیرعمر در کشور فیلیپین است. در مورد سایر کشورها نیز رابطه علیتی بین متغیرهای یادشده مشاهده نشده است.

چانگ و همکاران (۲۰۱۳) با استفاده از آزمون علیت گرنجری پانلی مبتنی بر بوت‌استراپ به بررسی رابطه علیت بین جهانی شدن و بخش بیمه در ۸ کشور آسیای شرقی (شامل هند، اندونزی، ژاپن، مالزی، فیلیپین، سنگاپور، کره جنوبی و تایلند) طی دوره زمانی ۱۹۷۹-۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از وجود رابطه علیت یکطرفه از بخش بیمه به جهانی شدن در کشور ژاپن، رابطه علیت دوطرفه بین بخش بیمه و جهانی شدن در کشورهای هند، کره جنوبی و تایلند و عدم رابطه علیت بین جهانی شدن و بخش بیمه در کشورهای اندونزی، مالزی، فیلیپین و سنگاپور است.

از مطالعات تجربی داخلی انجام‌شده نزدیک به موضوع تحقیق می‌توان به این مطالعات اشاره کرد: محقق‌زاده (۱۳۸۴) در یک مطالعه تطبیقی برای ۱۲ کشور در حال توسعه شامل ۶ کشور عضو سازمان جهانی تجارت و ۶ کشور غیرعضو، تاثیر الحاق به سازمان جهانی تجارت را بر شاخص‌های مهم بیمه‌ای بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق با استفاده از روش آنالیز واریانس نشان می‌دهد تفاوت معناداری بین عملکرد صنعت بیمه در کشورهای عضو WTO و کشورهای غیرعضو وجود دارد.

راستی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علیت بین توسعه مالی و تجارت بین‌الملل در کشورهای در حال توسعه منتخب (به تفکیک کشورهای نفتی و غیرنفتی) پرداخته است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از آزمون علیت گرنجری در چارچوب مدل خودرگرسیون برداری (VAR) نشان‌دهنده رابطه علیت از سمت آزادسازی تجارت به توسعه مالی در کشور ایران، رابطه علیت از سمت توسعه مالی به تجارت در کشور ترکیه و عدم وجود رابطه علیت بین این متغیرها در سایر کشورها است. بنابراین، به صراحت نمی‌توان وجود یک نظریه را برای تمامی کشورها یا گروه خاصی از آنها تعمیم داد.

طیبی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای این فرضیه را که گسترش تجارت و آزادسازی مالی، موجبات توسعه مالی در ایران و شرکای تجاری آن طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۶ فراهم می‌سازد، آزمون کرده‌اند. به این لحاظ الگوی اقتصادسنجی توسعه مالی به پیروی از بالتاجی و همکاران (۲۰۰۸) تصریح شده و یک مجموعه داده‌های پانل ایجاد و از تکنیک پانل پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج تجربی این مطالعه نشان می‌دهد اثر باز بودن تجارت بر توسعه مالی معنادار است. در مورد اثر درجه باز بودن مالی نیز نتایج نشان می‌دهد هرچه سهم اعتبارات بخش خصوصی و بانکداری در تولید ناخالص داخلی بالاتر رود، توسعه مالی را به طور معنی داری ارتقا می‌بخشد.

راستی و رضایی (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با استفاده از روش اقتصادسنجی پانل دیتا و برای دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۶ به بررسی تاثیر توسعه مالی بر تجارت کشورهای ملحق شده به سازمان جهانی تجارت (WTO) پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده این مهم بوده که توسعه مالی تاثیری مثبت بر کل تجارت و تاثیری منفی بر تجارت خدمات این کشورها داشته است. با وجود این، با توجه به شناخت توسعه مالی به عنوان یکی از عوامل تعیین کننده توسعه کل تجارت و نه تنها بخشی از تجارت (تجارت خدمات) در کشورهای یادشده و این مهم که تاثیر مثبت توسعه مالی بر تجارت حدود دو برابر تاثیر منفی آن بر تجارت خدمات این کشورها است، بهبود و توسعه بخش مالی به منظور افزایش عملکردهای اقتصادی و تجاری پیشنهاد شده است.

جلائی و همکاران (۱۳۹۳) با استفاده از معادلات سیستمی اقتصاد کلان و برآورد به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) به بررسی تاثیر توسعه مالی بر فرآیند جهانی شدن اقتصاد در ایران طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۵ پرداخته‌اند. براساس نتایج به دست آمده، افزایش توسعه مالی از طریق گسترش اعتبارات بانکی به بخش خصوصی می‌تواند سبب افزایش ۰/۱۱ درصدی سرمایه‌گذاری خصوصی و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی شود. رشد اقتصادی نیز می‌تواند سبب افزایش ۱/۶۵ درصدی صادرات و ۱/۷۳ درصدی واردات شده و از این طریق شرایط مناسب برای تسریع در فرآیند جهانی شدن را فراهم آورد.

۳- روش تحقیق و معرفی متغیرها

۳-۱- روش تحقیق

۳-۱-۱- آزمون علیت گرنجری مبتنی بر بوت استراپ

برای آزمون جهت علیت در داده‌های پانل این پژوهش از رویکردی که توسط کونیا (۲۰۰۶) ارائه شده و به خوبی 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 نامرتب (SUR) استوار است و جهت علیت بر مبنای آزمون‌های والد و با مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص هر کشور، مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این رویکرد نیازی به در نظر گرفتن فرضیه مشترک (فرض ناهمگنی پارامترها) برای همه اعضای پانل ندارد. همچنین طی فرآیند آزمون، نیازی به هیچ آزمونی برای تشخیص هم‌انباشتگی و ریشه واحد پانل نیست.

روش علیت پانلی که توسط کونیا (۲۰۰۶) ارائه شده یک سیستم شامل دو مجموعه از معادلات به صورت معادله‌های (۱) و (۲) است.

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

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

$$\begin{aligned}
 y_{N,t} &= \alpha_{y,N} + \sum_{i=1}^{ly_N} \beta_{y,N,i} y_{N,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_N} \delta_{y,N,i} x_{N,t-i} + \varepsilon_{y,N,t} \\
 x_{y,t} &= \alpha_{x,y} + \sum_{i=1}^{ly_y} \beta_{x,y,i} y_{y,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_y} \delta_{x,y,i} x_{y,t-i} + \varepsilon_{x,y,t} \\
 x_{y,t} &= \alpha_{x,y} + \sum_{i=1}^{ly_y} \beta_{x,y,i} y_{y,t-i} + \sum_{i=1}^{lx_y} \delta_{x,y,i} x_{y,t-i} + \varepsilon_{x,y,t}
 \end{aligned}
 \tag{۲}$$

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

که در آن، y به شاخص اندازه گیری بیمه، x به شاخص اندازه گیری جهانی شدن، N به تعداد اعضای پانل ($j=1, \dots, N$)، t به دوره زمانی ($t=1, \dots, T$) و 1 به طول وقفه اشاره دارد. مجموعه تصریح شده در معادله های (۱) و (۲) دارای دو ویژگی مشخص و برجسته است؛ نخست: از آنجا که هر معادله در سیستم های (۱) و (۲)، متغیرهای از پیش تعیین شده مختلفی را دارد و جملات خطا ممکن است به طور توأم همبستگی داشته باشند (یعنی یک همبستگی مقطعی)، از این رو، این مجموعه از معادلات سیستم VAR نیست، بلکه این مجموعه یک سیستم SUR است. دوم: از آنجا که مقادیر بحرانی بوت استرپ خاص هر کشور مورد استفاده قرار می گیرد، نیازی نیست که متغیرهای سیستم پایا باشند و این دلالت بر این دارد که متغیرها بدون در نظر گرفتن خصوصیات سری زمانی آنها مورد استفاده قرار می گیرند (کونیا، ۲۰۰۶: ۹۸۱). با انجام آزمون علیت گرنجر در این سیستم:

۱- چنانچه همه $\delta_{y,j,i}$ ها از نظر آماری غیر صفر و همه $\beta_{y,j,i}$ ها از نظر آماری صفر باشند، علیت یکطرفه از x به y خواهیم داشت.

۲- چنانچه همه $\delta_{1,j,t}$ ها از نظر آماری صفر و همه $\beta_{1,j,t}$ ها از نظر آماری غیرصفر باشند، علیت یکطرفه از Y به X خواهیم داشت.

۳- اگر همه $\delta_{1,j,t}$ ها و همه $\beta_{1,j,t}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنی‌دار باشند، علیت دو طرفه یا یک جریان بازخورد بین X و Y خواهیم داشت.

۴- اگر همه $\delta_{1,j,t}$ ها و همه $\beta_{1,j,t}$ ها از نظر آماری غیرصفر و معنی‌دار نباشند، هیچ رابطه علی بین X و Y وجود ندارد و دو متغیر مستقل خواهند بود.

روش مناسب برای برآورد معادلات (۱) و (۲)، بستگی به ویژگی‌های 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، اما با وجود همبستگی همزمان در میان اعضای پانل، تخمین‌زن رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب (SUR) کاراتر از تخمین‌زن‌های OLS هستند (همان: ۹۸۳). با انجام آزمون‌های والد با مقادیر بحرانی بوت‌استرپ خاص هر کشور به بررسی علیت گرنجر از X به Y در معادله (۱) و از Y به X در معادله (۲) پرداخته می‌شود. بوت‌استرپ یک روش باز نمونه‌گیری^۱ است. به‌علت اختصار، روی آزمون علیت از X به Y در سیستم معادله (۱) تمرکز می‌کنیم. یک فرآیند مشابه نیز در معادله (۲) برای بررسی جهت علیت از X به Y به کار برده می‌شود. فرآیند تولید نمونه‌های بوت‌استرپ و مقادیر بحرانی خاص هر کشور شامل چهار گام زیر است (همان: ۹۸۶-۹۸۴):

گام اول: با تخمین معادلات سیستم (۱) به روش OLS تحت فرضیه صفر که هیچ علیتی از X به Y وجود ندارد (با اعمال محدودیت $\delta_{1,j,t} = 0$ برای همه Z ها (کشورها) و I ها (وقفه‌ها))، باقیمانده‌ها را به‌دست می‌آوریم (معادله (۳)).

$$\hat{\varepsilon}_{H,j,t}^y = y_{j,t} - \hat{\alpha}_{1,j} + \sum_{i=1}^{l_j} \hat{\beta}_{1,j,i} y_{j,t-i} \quad \text{for } j=1, \dots, N \text{ and } t=1, \dots, T \quad (3)$$

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

گام دوم: این باقیمانده‌ها را باز نمونه‌گیری می‌کنیم. برای حفظ همبستگی مقطعی همزمان در جملات خطا در سیستم (۱)، یک ستون کامل از ماتریس $[e_{H,j,t}]_{N \times T}$ را در یک زمان به طور تصادفی انتخاب می‌کنیم. باقیمانده‌های بوت‌استرپ انتخاب شده را به صورت $e^*_{H,j,t}$ 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 استرپ y را با استفاده از معادله (۴) تولید می‌کنیم.

$$y^*_{j,t} = \hat{\alpha}_{1,j} + \sum_{i=1}^{mly_j} \hat{\beta}_{1,j,i} y^*_{j,t-i} + e^*_{H,j,t} \quad t = 1, \dots, T^* \quad (4)$$

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

گام پنجم: در این روش گام‌های ۲ تا ۴ چندین بار تکرار می‌شوند تا توزیع‌های تجربی آماره‌های آزمون والد به دست آید. آنگاه مقادیر بحرانی بوت‌استرپ با انتخاب صدک مناسب از این توزیع‌های نمونه‌ای تولید می‌شود. در این گام ممکن است توزیع نمونه‌ای بوت‌استرپ برای هر آماره آزمون از چند هزار بار تکرار به دست آید.

پیش از انجام آزمون علیت، طول وقفه بهینه را بین متغیرهای مدل برای هر یک از اعضای پانل (مقاطع) به دست می‌آوریم. به این منظور از معیار تعیین طول وقفه، شوارتز^۱ (SBC) که برای تعداد مشاهدات اندک مناسب‌تر است با حداکثر طول وقفه ۳ استفاده شده است.

۳-۱-۲- آزمون‌های وابستگی مقطعی و همگنی شیب

آزمون علیت 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 است. در اقتصادسنجی داده‌های پانل در حالت کلی فرض بر آن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند. در حالی که وابستگی بین مقاطع

می‌تواند در اثر عواملی هم‌چون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه‌نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده‌نشده در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد.

پسران^۱ (۲۰۰۶) نشان می‌دهد در صورت نادیده گرفتن همبستگی مقطعی، یک تورش و انحراف اساسی در نتایج به‌وجود خواهد آمد. بنابراین، اولین گام در آزمون علیت گرنجر در بین داده‌های پانلی، انجام آزمون همبستگی مقطعی است. به این منظور، آزمون‌های متعددی نظیر، آزمون‌های بروش و پاگان^۲ (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 بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است. 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، ۲۰۰۴). 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 آماره آزمون CD به صورت معادله (۵) قابل محاسبه است.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{P}_{ij} \right) \rightarrow N(0,1) \quad (5)$$

که در آن، \hat{P}_{ij} ضرایب همبستگی پیرسون از جملات پسماندهای معادله رگرسیونی معادله (۶) است.

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (6)$$

هرگاه آماره CD محاسباتی در یک سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد بیشتر باشد در آن صورت فرضیه صفر رد و وابستگی مقطعی نتیجه‌گیری خواهد شد.

1- Pesaran

2- Breusch and Pagan

موضوع دوم، بحث ناهمگنی است؛ به این صورت که ناهمگنی پارامترهای برآورده شده برای هر عضو پانل به منظور اعمال یک محدودیت بر رابطه علی باید در نظر گرفته شود. به علت ویژگی خاص هر کشور نمی توان فرض همگنی را برای پارامترهای اعضای پانل در نظر گرفت. در نظر گرفتن فرض همگنی قادر به گرفتن ناهمگنی از داده‌ها نیست (بریتونگ^۱، ۲۰۰۵: ۱۵) و در تحلیل رابطه علی بین متغیرهای مورد بررسی در داده‌های پانل، ممکن است منجر به حصول نتایج گمراه کننده‌ای شود. همچنین از آنجا که کشورهای گروه D8 از نظر فعالیت بیمه‌ای و جهانی شدن دارای سطوح معینی از ناهمگنی هستند در نظر گرفتن فرض همگنی برای این کشورها در تحلیل رابطه علی بین این دو متغیر ممکن است به نتایج گمراه کننده‌ای منجر شود.

به منظور انجام آزمون ناهمگنی بین اعضای پانل از آزمون ارائه شده توسط پسران و یاماگاتا^۲ (۲۰۰۸) که به آن آزمون دلتا نیز گفته می شود، 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 به صورت معادله (۷) تعریف می شود.

$$\tilde{A} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1} \tilde{S} - K}{\sqrt{K}} \right) \rightarrow N(0, 1) \quad (7)$$

در رابطه (۷) \tilde{S} از طریق معادله (۸) به دست می آید.

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N \left(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE} \right)' \frac{X_i M_{\tau} X_i}{\tilde{\sigma}_i^2} \left(\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE} \right) \quad (8)$$

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

۳-۲- معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

در مطالعه حاضر به منظور بررسی رابطه علیت بین بیمه‌های زندگی و غیرزندگی با جهانی شدن، متغیرهای زیر مورد استفاده قرار گرفته‌اند:

$(LIP)_{it}$: ضریب نفوذ بیمه زندگی یا نسبت کل حق بیمه زندگی دریافتی به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد) مقطع (کشور) i در سال t به عنوان پروکسی بیمه زندگی. منبع داده‌های این متغیر، گزارشات سالانه نشریه بین‌المللی سیگما^۱ (Sigma) است.

$(NLIP)_{it}$: ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی یا نسبت کل حق بیمه غیرزندگی دریافتی به تولید ناخالص داخلی (بر حسب درصد) مقطع (کشور) i در سال t به عنوان پروکسی بیمه غیرزندگی. منبع داده‌های این متغیر، گزارشات سالانه نشریه بین‌المللی سیگما (Sigma) است.

$(KOF)_{it}$: شاخص جهانی شدن KOF (بر حسب درصد) مقطع i در سال t ، به عنوان پروکسی جهانی شدن. واژه KOF مخفف عبارت آلمانی (KonjunkturForschungsstelle)، به معنای موسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار و عنوان یک موسسه اقتصادی در سوئیس است که در قسمت فدرال تکنولوژی دانشگاه ETH^۲ در گروه‌های مدیریت، فناوری و اقتصاد فعالیت می‌کند و شاخص جهانی شدن KOF سالانه از سوی این موسسه منتشر می‌شود. شاخص جهانی شدن KOF در سال ۲۰۰۲ توسط این موسسه ساخته شده است و در هر و همکاران (۲۰۰۸) آن را بسط داده‌اند (بچتل و همکاران^۳، ۲۰۱۴: ۲۰۳). این شاخص مهم‌ترین و جامع‌ترین شاخص اندازه‌گیری جهانی شدن است و از ترکیب سه زیرشاخص، جهانی شدن اقتصادی با وزن ۳۶ درصد، جهانی شدن اجتماعی با وزن ۳۸ درصد و جهانی شدن سیاسی با وزن ۲۶ درصد تشکیل شده است.^۴ منبع داده‌های این شاخص موسسه اقتصادی KOF است.

قلمرو مکانی این پژوهش کشورهای عضو گروه D8، شامل ایران (IRN)، اندونزی (IDN)، مالزی (MYS)، نیجریه (NGA)، مصر (EGY)، ترکیه (TUR)، پاکستان

1- Sigma, Swiss Re

2- Eldgenossische Technische Hochschule Zurich

3- Bechtel *et. al*

۴- به منظور آشنایی بیشتر با این زیرشاخص‌ها، اجزای آن‌ها و نحوه وزن‌دهی به این اجزاء و همچنین چگونگی ساخت شاخص جهانی شدن KOF به مطالعه گلخندان و همکاران (۱۳۹۳) مراجعه کنید.

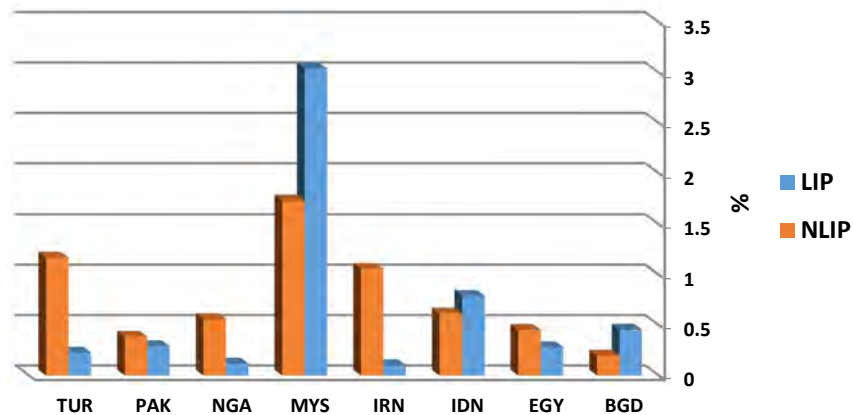
(PAK) و بنگلادش (BGD) است. دوره زمانی انتخاب شده با توجه به در دسترس بودن اطلاعات و داده‌های آماری تمام متغیرهای تحقیق برای همه کشورهای مورد مطالعه، سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۱ است.

نمودار (۱) خلاصه مفیدی از میانگین ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی و غیرزندگی را برای کشورهای گروه D8 طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۹ نشان می‌دهد. براساس این نمودار بالاترین میزان میانگین ضریب نفوذ بیمه زندگی در بین کشورهای مورد مطالعه متعلق به کشور مالزی است (با مقدار حدود ۳/۰۴ درصد). بعد از این کشور، بالاترین میزان این شاخص متعلق به کشور اندونزی است (با مقدار حدود ۰/۷۹ درصد). این درحالی است که کشورهای ایران و نیجریه در بین کشورهای مورد مطالعه کمترین میزان میانگین ضریب نفوذ بیمه زندگی را داشته‌اند (به ترتیب با مقادیر ۰/۱۰ و ۰/۱۲ درصد). در مورد متغیر بیمه غیرزندگی نیز بالاترین میزان میانگین ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی در بین کشورهای مورد مطالعه متعلق به کشور مالزی است (با مقدار حدود ۱/۷۳ درصد). بعد از این کشور، بالاترین میزان این شاخص متعلق به کشور ترکیه است (با مقدار حدود ۱/۱۷ درصد). این درحالی است که کشورهای بنگلادش و پاکستان در بین کشورهای مورد مطالعه، کمترین میزان میانگین ضریب نفوذ بیمه زندگی را داشته‌اند (به ترتیب با مقادیر ۰/۲۰ و ۰/۳۹ درصد). میانگین ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی ایران نیز طی این دوره حدود ۱/۰۶ درصد محاسبه شده است.

نمودار (۲) خلاصه مفیدی از شاخص جهانی شدن KOF را برای کشورهای گروه D8 طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۹ نشان می‌دهد. براساس این نمودار، کشورهای مالزی و ترکیه به ترتیب با میانگین مقادیری حدود ۷۶ و ۶۶ درصد، بالاترین میزان جهانی شدن را در کشورهای گروه D8 داشته‌اند. این درحالی است که کشورهای بنگلادش و ایران به ترتیب با میانگین مقادیری حدود ۳۸ و ۳۷ درصد کمترین میزان جهانی شدن را در بین کشورهای مورد مطالعه طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۹ تجربه کرده‌اند.

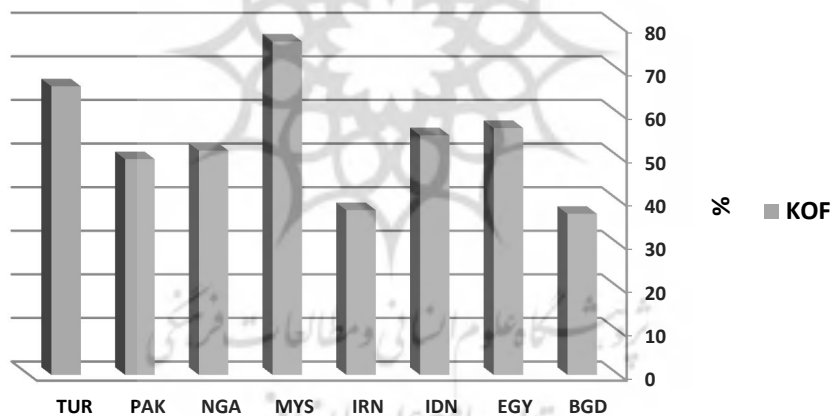
رابطه جهانی شدن و بیمه‌های زندگی و غیرزندگی: مطالعه... ۱۷۹

نمودار (۱): میانگین ضریب نفوذ بیمه زندگی و غیرزندگی کشورهای گروه D8 طی سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۱۱



ماخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های اعلام‌شده از سوی Sigma: Swiss Re.

نمودار (۲): میانگین شاخص جهانی شدن KOF کشورهای گروه D8 طی سال‌های ۱۹۹۹-۲۰۱۱



ماخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های اعلام‌شده از سوی KOF

در جداول (۱)، (۲) و (۳) اطلاعات آماری جامع‌تری از متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر برای کشورهای مورد مطالعه آمده است.

۱۸۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال هجدهم، شماره ۶۹، تابستان ۱۳۹۷

جدول (۱): خلاصه آماری از داده‌های متغیر ضریب نفوذ بیمه زندگی (بر حسب درصد) در کشورهای D8

کشور	Mean	Max	Min	Std. Dev	Skew	Kurt	J-P (Pro)
ایران	۰/۱۰	۰/۲۰	۰/۰۷	۰/۰۳	۲/۲۵	۷/۷۷	۲۳/۳۶ (۰/۰۰)
اندونزی	۰/۷۹	۱/۱۰	۰/۵۳	۰/۱۹	۰/۲۷	۱/۸۱	۰/۹۳ (۰/۶۳)
مالزی	۳/۰۴	۳/۶۰	۲/۱۳	۰/۴۶	-۰/۹۷	۲/۹۶	۲/۰۴ (۰/۳۶)
نیجریه	۰/۱۲	۰/۲۰	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۹۵	۳/۱۴	۱/۹۵ (۰/۳۸)
مصر	۰/۲۸	۰/۴۰	۰/۱۸	۰/۰۹	۰/۱۴	۱/۶۲	۱/۰۷ (۰/۵۹)
ترکیه	۰/۲۳	۰/۲۹	۰/۲۰	۰/۰۳	۰/۶۳	۲/۲۸	۱/۱۳ (۰/۵۷)
پاکستان	۰/۲۹	۰/۴۰	۰/۲۴	۰/۰۴	۱/۴۵	۵/۸۱	۸/۸۱ (۰/۰۱)
بنگلادش	۰/۴۶	۰/۷۰	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۳۸	۱/۶۱	۱/۳۵ (۰/۵۱)

ماخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های اعلام شده از سوی Sigma: Swiss Re

جدول (۲): خلاصه آماری از داده‌های متغیر ضریب نفوذ بیمه غیرزندگی (بر حسب درصد) در کشورهای D8

کشور	Mean	Max	Min	Std. Dev	Skew	Kurt	J-P (Pro)
ایران	۱/۰۶	۱/۷۰	۰/۶۴	۰/۲۷	۰/۴۵	۳/۸۱	۰/۷۹ (۰/۶۸)
اندونزی	۰/۶۲	۰/۸۳	۰/۴۰	۰/۱۴	-۰/۰۵	۱/۸۱	۰/۴۸ (۰/۷۹)
مالزی	۱/۷۳	۲/۰۵	۱/۵۰	۰/۱۷	۰/۲۸	۲/۰۸	۰/۶۳ (۰/۷۳)
نیجریه	۰/۵۶	۰/۸۸	۰/۴۰	۰/۱۴	۱/۱۱	۳/۶۰	۲/۸۴ (۰/۲۴)
مصر	۰/۴۵	۰/۵۲	۰/۴۰	۰/۰۵	۰/۰۶	۱/۳۳	۱/۵۲ (۰/۴۷)
ترکیه	۱/۱۷	۱/۵۰	۱/۰۰	۰/۱۵	۰/۹۹	۲/۸۷	۲/۱۳ (۰/۳۴)
پاکستان	۰/۳۹	۰/۵۰	۰/۳۰	۰/۰۵	۰/۱۴	۳/۷۹	۰/۳۸ (۰/۸۳)
بنگلادش	۰/۲۰	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۰۱	-۰/۳۱	۳/۶۸	۰/۴۶ (۰/۷۹)

ماخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های اعلام شده از سوی Sigma: Swiss Re

جدول (۳): خلاصه آماری داده‌های متغیر جهانی شدن KOF (بر حسب درصد) در کشورهای گروه D8

کشور	Mean	Max	Min	Std. Dev	Skew	Kurt	J-P (Pro)
ایران	۳۷/۸۰	۴۱/۲۷	۳۱/۳۵	۳/۱۷	-۰/۸۳	۲/۴۵	۱/۶۵ (۰/۴۴)
اندونزی	۵۴/۹۵	۵۷/۸۶	۵۰/۳۹	۲/۵۹	-۰/۴۶	۱/۷۳	۱/۳۴ (۰/۵۱)
مالزی	۷۶/۴۸	۷۹/۵۵	۷۲/۰۲	۲/۲۰	-۰/۷۲	۲/۶۴	۱/۱۸ (۰/۵۵)
نیجریه	۵۱/۴۵	۵۶/۷۸	۴۷/۲۷	۳/۴۶	۰/۳۷	۱/۵۸	۱/۳۸ (۰/۵۰)
مصر	۵۶/۶۱	۶۰/۱۸	۵۳/۰۸	۲/۴۹	-۰/۰۶	۱/۳۸	۱/۴۳ (۰/۴۹)
ترکیه	۶۶/۱۹	۷۰/۱۶	۶۱/۷۹	۳/۲۵	-۰/۱۵	۱/۲۷	۱/۶۷ (۰/۴۳)
پاکستان	۴۹/۴۹	۵۱/۶۱	۴۴/۲۱	۲/۱۶	-۱/۳۱	۳/۷۸	۴/۰۹ (۰/۱۳)
بنگلادش	۳۶/۹۴	۴۱/۶۱	۳۱/۱۲	۳/۶۱	-۰/۱۸	۱/۵۶	۱/۱۹ (۰/۵۵)

ماخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های اعلام شده از سوی KOF

۴- نتایج تجربی برآورد مدل

پیش از انجام آزمون گرنجری پانلی ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶)، آزمون‌های همبستگی مقطعی CD پسران (۲۰۰۴) و \bar{A} پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) را انجام می‌دهیم. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) آمده است. با توجه به مقدار آماره این آزمون‌ها و مقادیر بحرانی آن‌ها که از توزیع نرمال برخوردار است، وابستگی و عدم تجانس بین اعضای پانل با استفاده از هر دو شاخص ضریب نفوذ بیمه زندگی و غیرزندگی نتیجه‌گیری می‌شود. بنابراین، لزوم استفاده از آزمون علیت گرنجری پانلی ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) در این تحقیق تایید می‌شود.

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

نام آزمون	مقدار آماره		نتیجه
	NLIP	LIP	
CD	۵/۲۱۸***	۱۴/۴۴۲***	فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی مقطعی رد و وابستگی بین مقاطع با استفاده از هر دو شاخص بیمه‌ای در سطح ۱ درصد نتیجه‌گیری می‌شود.
\bar{A}	۹/۹۶۸***	۲۱/۱۰۸***	فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن شیب تمام مقاطع رد و عدم تجانس بین اعضای پانل با استفاده از هر دو شاخص بیمه‌ای در سطح ۱ درصد نتیجه‌گیری می‌شود.

*** معناداری در سطح ۱ درصد است.

ماخذ: محاسبات تحقیق

انجام آزمون علیت گرنجری پانلی ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) مستلزم تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل است. نتایج تعیین طول وقفه بهینه بین متغیرهای مدل در هر یک از کشورها با استفاده از معیار شوارتز (SBC) با حداکثر طول وقفه ۳ انجام شده است که نتایج به منظور صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند. بعد از تعیین وقفه لازم، آزمون رابطه علیت بین متغیرهای بیمه زندگی و غیرزندگی با متغیر جهانی شدن در کشورهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون علیت گرنجری ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) انجام شده است و نتایج آن در جداول (۵) و (۶) آمده است. با توجه به مقدار آماره والد و

مقادیر بحرانی بوت استراپ (که برای هر کشور متفاوت است)، فرضیه‌های صفر آزمون می‌شوند. چنانچه مقدار آماره والد به دست آمده برای کشوری از مقادیر بحرانی بوت استراپ آن کشور بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل آن یعنی پذیرش علت گرنجری در آن کشور تایید می‌شود و برعکس. با توجه به این توضیحات به تشریح نتایج به دست آمده می‌پردازیم.

براساس نتایج قسمت الف جدول (۵) (که به بررسی فرضیه صفر: بیمه زندگی علت گرنجری جهانی شدن نیست، می‌پردازد)، مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای اندونزی، مصر، ترکیه و پاکستان از مقدار بحرانی بوت استراپ خاص این کشورها به ترتیب در سطوح احتمال ۱۰، ۵، ۱ و ۱ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، فرضیه صفر رد و وجود رابطه علیت از سمت بیمه زندگی به جهانی شدن در کشورهای یادشده پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای سایر کشورها (ایران، مالزی، نیجریه و بنگلادش) از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص آن‌ها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک‌تر است؛ این به آن معنا است که فرضیه صفر: بیمه علت گرنجری جهانی شدن نیست، برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

براساس نتایج قسمت ب جدول (۵) که به بررسی فرضیه صفر: جهانی شدن علت گرنجری بیمه زندگی نیست، می‌پردازد) مقدار آماره والد به دست آمده تنها برای کشور ترکیه در سطح احتمال ۵ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص این کشور است. بنابراین، وجود رابطه علیت از سمت جهانی شدن به بیمه زندگی فقط در این کشور پذیرفته می‌شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای سایر کشورها (ایران، اندونزی، مالزی، نیجریه، مصر و پاکستان و بنگلادش) از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص آن‌ها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک‌تر است. این به آن معنا است که فرضیه صفر: جهانی شدن علت گرنجری بیمه زندگی نیست برای این کشورها پذیرفته می‌شود.

به طور کلی براساس نتایج جدول (۵)، وجود رابطه علیت دوطرفه بین جهانی شدن و بیمه زندگی (فرضیه بازخورد) در کشور ترکیه و وجود رابطه علیت یکطرفه از سمت بیمه زندگی به جهانی شدن (فرضیه بیمه زندگی منجر به جهانی شدن) در کشورهای اندونزی،

رابطه جهانی شدن و بیمه‌های زندگی و غیرزندگی: مطالعه... ۱۸۳

مصر و پاکستان و وجود رابطه علیت یکطرفه از سمت جهانی شدن به بیمه زندگی (فرضیه جهانی شدن منجر به بیمه زندگی) در کشور مالزی تایید می‌شود. عدم وجود رابطه علیت بین بیمه زندگی و جهانی شدن (فرضیه خنثی) نیز برای کشورهای ایران، مالزی، نیجریه و بنگلادش مورد پذیرش قرار می‌گیرد.

جدول (۵): نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶) درمورد رابطه بیمه زندگی و جهانی شدن در کشورهای D8

کشور	مقادیر بحرانی بوت‌استرپ			
	آماره والد	۱ درصد	۵ درصد	
قسمت الف) فرضیه صفر: بیمه زندگی علت گرنجری جهانی شدن نیست				
ایران	۰/۷۵۰	۸/۲۱۲	۶/۱۶۹	
اندونزی	۶/۰۰۳*	۱۴/۰۷۸	۸/۴۱۵	
مالزی	۲/۳۷۲	۱۲/۹۴۵	۸/۸۶۵	
نیجریه	۵/۹۸۱	۱۵/۴۸۵	۱۰/۸۷۹	
مصر	۱۱/۰۰۱**	۱۴/۵۴۲	۱۰/۱۸۹	
ترکیه	۱۸/۹۸۹***	۱۶/۱۸۹	۱۴/۴۵۸	
پاکستان	۱۸/۰۵۳***	۱۶/۴۱۴	۱۴/۲۸۵	
بنگلادش	۴/۴۵۷	۱۲/۸۶۸	۷/۹۶۴	
قسمت ب) فرضیه صفر: جهانی شدن علت گرنجری بیمه زندگی نیست				
ایران	۰/۸۸۵	۱۰/۹۴۸	۸/۴۵۳	
اندونزی	۲/۱۱۱	۱۸/۸۵۴	۱۲/۶۱۶	
مالزی	۱/۷۶۸	۱۸/۲۱۵	۱۵/۱۱۱	
نیجریه	۰/۷۹۶	۱۵/۶۷۳	۱۲/۱۴۵	
مصر	۳/۷۹۱	۲۱/۱۱۵	۱۸/۷۵۵	
ترکیه	۷/۸۵۴**	۱۱/۱۹۷	۷/۶۵۹	
پاکستان	۲/۰۵۹	۱۴/۷۸۴	۱۲/۵۴۶	
بنگلادش	۳/۵۴۸	۱۰/۸۹۱	۸/۴۶۸	

*, ** و *** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

ماخذ: محاسبات تحقیق.

براساس نتایج قسمت الف جدول (۶) (که به بررسی فرضیه صفر بیمه غیرزندگی علت گرنجری جهانی شدن نیست، می پردازد)، مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای مالزی و نیجریه از مقدار بحرانی بوت استراپ خاص این کشورها به ترتیب در سطح احتمال ۱ درصد بزرگ تر است. بنابراین، فرضیه صفر رد و وجود رابطه علیت از سمت بیمه غیرزندگی به جهانی شدن در کشورهای یادشده پذیرفته می شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای سایر کشورها (ایران، اندونزی، مصر، ترکیه، پاکستان و بنگلادش) از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص آن ها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک تر است. این به آن معنا است که فرضیه صفر بیمه علت گرنجری جهانی شدن نیست برای این کشورها پذیرفته می شود.

براساس نتایج قسمت ب جدول ۶ (که به بررسی فرضیه صفر: جهانی شدن علت گرنجری بیمه غیرزندگی نیست، می پردازد) مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای ایران، اندونزی، مالزی، نیجریه ترکیه و بنگلادش به ترتیب در سطوح احتمال ۵، ۱، ۱، ۱ و ۱۰ درصد بزرگ تر از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص این کشور است. بنابراین وجود رابطه علیت از سمت جهانی شدن به بیمه غیرزندگی در این کشورها پذیرفته می شود. این در حالی است که مقدار آماره والد به دست آمده برای کشورهای مصر و پاکستان از مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص آن ها در تمام سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد کوچک تر است. این به آن معنا است که فرضیه صفر جهانی شدن علت گرنجری بیمه زندگی نیست برای این کشورها پذیرفته می شود.

به طور کلی براساس نتایج جدول (۶)، وجود رابطه علیت دوطرفه بین جهانی شدن و بیمه غیرزندگی (فرضیه بازخورد) در کشورهای ترکیه و نیجریه و وجود رابطه علیت یکطرفه از سمت جهانی شدن به بیمه غیرزندگی (فرضیه جهانی شدن منجر به توسعه بیمه غیرزندگی) در کشورهای ایران، اندونزی، ترکیه و بنگلادش تایید می شود. عدم وجود رابطه علیت بین بیمه غیرزندگی و جهانی شدن (فرضیه خنثی) نیز برای کشورهای پاکستان و مالزی مورد پذیرش قرار می گیرد.

رابطه جهانی شدن و بیمه‌های زندگی و غیرزندگی: مطالعه... ۱۸۵

جدول (۶): نتایج آزمون علیت کونیا (۲۰۰۶) در مورد رابطه بیمه غیرزندگی و جهانی شدن در کشورهای D8

کشور	آماره والد			
	مقادیر بحرانی بوت‌استرپ	۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
قسمت الف) فرضیه صفر: بیمه غیرزندگی علت گرنجری جهانی شدن نیست				
ایران	۱/۸۴۸	۱۴/۸۱۸	۱۱/۲۵۶	۶/۹۲۱
اندونزی	۴/۳۵۵	۱۰/۶۸۲	۸/۲۱۸	۶/۷۱۸
مالزی	۱۸/۴۵۵***	۱۵/۸۱۱	۹/۲۳۸	۶/۹۶۸
نیجریه	۱۲/۷۸۹***	۱۲/۲۱۳	۱۰/۹۸۵	۸/۸۱۴
مصر	۰/۷۱۲	۸/۱۱۴	۶/۲۸۲	۴/۲۱۲
ترکیه	۰/۳۹۸	۱۸/۴۸۴	۱۴/۳۸۰	۱۲/۳۱۵
پاکستان	۲/۷۴۴	۱۲/۸۱۸	۹/۵۱۴	۶/۸۰۲
بنگلادش	۴/۵۱۱	۱۶/۰۰۸	۱۲/۷۲۸	۱۰/۴۱۴
قسمت ب) فرضیه صفر: جهانی شدن علت گرنجری بیمه غیرزندگی نیست				
ایران	۱۰/۷۳۴**	۱۱/۱۳۹	۷/۸۵۴	۵/۸۸۶
اندونزی	۲۸/۸۹۲***	۲۱/۲۲۵	۱۸/۸۱۸	۱۴/۲۱۲
مالزی	۲۴/۴۸۹***	۱۹/۱۸۶	۱۴/۴۳۱	۱۰/۵۱۲
نیجریه	۲۱/۰۰۷***	۱۸/۳۲۱	۱۴/۴۸۹	۸/۹۰۱
مصر	۲/۲۳۹	۱۴/۲۰۲	۱۲/۸۵۴	۱۰/۰۰۸
ترکیه	۶/۳۱۵*	۱۰/۴۸۲	۸/۱۸۲	۵/۹۱۲
پاکستان	۱/۷۶۷	۱۲/۲۱۲	۱۰/۴۸۹	۷/۸۱۲
بنگلادش	۳۱/۷۳۱***	۲۲/۹۰۱	۱۹/۰۱۷	۱۴/۸۱۸

*، ** و *** به ترتیب معناداری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد است.

ماخذ: محاسبات تحقیق.

بر اساس نتایج به دست آمده در جداول (۵) و (۶) در مورد رابطه بین بیمه‌های زندگی و غیرزندگی با جهانی شدن در کشورهای مورد مطالعه، می‌توان گفت که نتایج به دست آمده برای تمام کشورها با توجه به ساختار و ویژگی‌های اقتصادی، مالی و تجاری متفاوت، یکسان نبوده است و نمی‌توان به یک نتیجه‌گیری واحد برای تک تک این کشورها دست یافت. نتیجه به دست آمده در زمینه عدم وجود رابطه علیت واحد و یکسان بین متغیرهای جهانی شدن و بیمه با نتایج مطالعات، چن و همکاران (۲۰۱۳) و چانگ و همکاران (۲۰۱۳)

همسویی نزدیکی دارد. همچنین این نتیجه به صورت کلی با نتایج مطالعات راستی (۱۳۸۹) و منیاه و همکاران (۲۰۱۴) مبنی بر عدم وجود رابطه علیت واحد بین توسعه مالی و آزادسازی تجاری همسویی نزدیکی دارد.

۵- جمع بندی و پیشنهادات

هدف اصلی مقاله حاضر، بررسی رابطه علیت بین بیمه (به تفکیک بیمه زندگی و غیرزندگی) و جهانی شدن در کشورهای گروه D8 و با تمرکز روی تحلیل خاص هر کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۹ بوده است. به این منظور از متغیرهای ضریب نفوذ بیمه زندگی و غیرزندگی و شاخص جهانی شدن KOF (به عنوان پروکسی جهانی شدن) استفاده شده است. از آنجا که وجود وابستگی مقطعی و ناهمگنی بین اعضای پانل محتمل به نظر می رسد از آزمون های وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) و ناهمگنی پسران و یاماگاتا (۲۰۰۸) استفاده شده است. پس از تایید وابستگی مقطعی و ناهمگنی بین اعضای پانل به منظور تخمین رابطه علیت بین متغیرهای مدل نیز از روش ارائه شده توسط کونیا (۲۰۰۶) که وابستگی و ناهمگنی بین مقاطع را در نظر می گیرد و مبتنی بر رگرسیون های به ظاهر نامرتبط (SUR) و آزمون های والد با مقادیر بحرانی بوت استراپ خاص هر کشور است، استفاد شده است.

براساس نتایج این تحقیق در مورد بیمه زندگی و جهانی شدن، وجود رابطه علیت دوطرفه بین جهانی شدن و بیمه زندگی (فرضیه بازخورد) در کشور ترکیه و وجود رابطه علیت یکطرفه از سمت بیمه زندگی به جهانی شدن (فرضیه بیمه زندگی منجر به جهانی شدن) در کشورهای اندونزی، مصر و پاکستان و وجود رابطه علیت یکطرفه از سمت جهانی شدن به بیمه زندگی (فرضیه جهانی شدن منجر به بیمه زندگی) در کشور مالزی تایید شده است. عدم وجود رابطه علیت بین بیمه زندگی و جهانی شدن (فرضیه خنثی) نیز برای کشورهای ایران، مالزی، نیجریه و بنگلادش مورد پذیرش قرار گرفته است.

در مورد بیمه غیرزندگی و جهانی شدن نیز وجود رابطه علیت دوطرفه بین جهانی شدن و بیمه غیرزندگی (فرضیه بازخورد) در کشورهای ترکیه و نیجریه و وجود رابطه علیت یکطرفه از سمت جهانی شدن به بیمه غیرزندگی (فرضیه جهانی شدن منجر به توسعه بیمه

غیرزندگی) در کشورهای ایران، اندونزی، ترکیه و بنگلادش تایید شده است. عدم وجود رابطه علیت بین بیمه غیرزندگی و جهانی شدن (فرضیه خنثی) نیز برای کشورهای پاکستان و مالزی مورد پذیرش قرار گرفته است. بر این اساس، می‌توان گفت جهت رابطه علیت بین بیمه و جهانی‌شدنی در بین کشورهای مختلف گروه D8 بسته به شرایط خاص حاکم بر آن‌ها، یکسان نیست.

نتایج به دست آمده توصیه‌های سیاستی مهمی در زمینه رابطه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی با جهانی‌شدن برای کشورهای گروه D8 شامل ایران، اندونزی، مالزی، نیجریه، مصر، ترکیه، پاکستان و بنگلادش دربر دارد. در مورد کشور ایران (با توجه نتایج تحقیق مبنی بر وجود رابطه علیت از سمت جهانی‌شدن به بیمه غیرزندگی)، حرکت به سمت جهانی‌شدن و اقتصاد باز و رفع موانع موجود در این زمینه به منظور توسعه بخش بیمه غیرزندگی پیشنهاد می‌شود. همچنین پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی با تفکیک شاخص جهانی‌شدن KOF به زیرشاخص‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی تحلیل جزئی‌تری از موضوع بررسی شده به عمل آید.

منابع

الف - فارسی

- جعفری صمیمی، احمد و ابراهیم کارگرد (۱۳۸۵)، «آیا توسعه بیمه، رشد اقتصادی را حمایت می‌کند؟»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۲، صص ۱۷-۲۹.
- جلائی، عبدالمجید و جعفری، محسن و سعید جعفری (۱۳۹۳)، «بررسی تاثیر توسعه مالی بر فرآیند جهانی شدن اقتصاد در ایران»، فصلنامه مطالعات کاربردی در اقتصاد ایران، شماره ۹، صص ۷۵-۹۲.
- جهانگرد، اسفندیار (۱۳۹۰)، «بیمه و رشد اقتصادی در ایران»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۵۹، صص ۵۳-۸۰.
- راستی، محمد (۱۳۸۹)، «بررسی رابطه توسعه مالی و تجارت بین‌الملل در کشورهای در حال توسعه (رویکرد علت و معلولی و مقایسه کشورهای صادرکننده و غیرصادرکننده نفت)»، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۴۵، صص ۲۵-۴۷.
- راستی، محمد و جواد رضایی (۱۳۹۲)، «تاثیر توسعه مالی بر تجارت کشورهای ملحق شده به WTO»، فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۴، صص ۱۵۱-۱۶۱.
- رضوی، یدالله و مصطفی سلیمی فر (۱۳۹۲)، «اثر جهانی شدن اقتصاد بر رشد اقتصادی با استفاده از روش خودتوضیحی برداری»، فصلنامه مطالعات راهبردی جهانی شدن، شماره ۱۲، صص ۹-۳۲.
- طیبی، کمیل و حاجی کرمی، مرضیه و هما سریری (۱۳۹۰)، «تحلیل درجه باز بودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، شماره ۴، صص ۳۹-۶۰.
- گلخندان، ابوالقاسم و گلخندان، داود و مجتبی خوانساری (۱۳۹۲)، «آیا جهانی شدن منجر به نابرابری درآمد می‌شود؟ مطالعه موردی اقتصاد ایران با معرفی شاخص جدید و جامع جهانی شدن KOF»، فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی، شماره ۱۴، صص ۹۹-۱۳۰.
- محمدی، حسین و اعلائی، محمدمهدی و الهام اصغرنژاد (۱۳۹۳)، «بررسی عوامل موثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی»، سیاست‌های راهبردی و کلان، شماره‌های ۶، صص ۲۵-۳۷.

میرزایی، امیر و حسنی، محمد و صدرالدین نورالدینی (۱۳۹۳)، «اثر شاخص‌های مهم بیمه‌ای بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با استفاده از مدل پانل پویا به روش GMM»، پژوهشنامه بیمه، شماره ۱، صص ۲۲-۱.

ب- انگلیسی

- Asghar, N. and Z. Hussain (2014), "Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in Developing Countries Recent Evidence from Panel Data", *Pakistan Economic and Social Review*, 52(2): 99-126.
- Baltagi, B., P. Demetriades and S.H. Law (2008), "Financial Development and Openness: Evidence from Panel Data", *Journal of Development Economics*.
- Barro, R.J and X. Martin (1995), *Economic Growth*, New York: McGraw-Hill, Inc.
- Bechtel, G. G. (2014), "Does Globalization Mitigate Income Inequality?", *Journal of Data Science*, 12: pp. 197-215.
- Beck, T. (2002), "Financial Development and International Trade. Is There a Link?", *Journal of International Economics*, 57(1): 107-131.
- Becker, B. and D. Greenberg (2005), *Financial Development and International Trade*, World Bank.
- Breitung, J. (2005), "A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data", *Econometric Reviews*, 24(2): 151-173.
- Breusch, T.S. and A.R. Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics", *Rev. Econ. Stud.*, 47: 239-253.
- Chang, C.P. and C.C. Lee (2010), "Globalization and Economic Growth: A Political Economy Analysis for OECD Countries", *Global Economic Review*, 39 (2): 151-173.
- Chang, T., S.C. Cheng, G. Pan and T.P. Wu (2013), "Does Globalization Affect the Insurance Markets? Bootstrap Panel Granger Causality Test", *Economic Modelling*, 33: 254-260.
- Chen, S.S., S.C. Cheng, G. Pan and T.P. Wu (2013), "The Relationship between Globalization and Insurance Activities: A Panel Data Analysis", *Japan and the World Economy*, 28: 151-157.

- Dreher, A. (2006), "Does Globalization Affect Growth? Empirical Evidence from a New Index" *Applied Economics*, 38(10): 1091-1110.
- Dreher, A., N. Gaston and P. Martens (2008), "Measuring Globalization: Gauging Its Consequences", Springer Press, Amazon.
- Gries, T., M. Kraft and D. Meierrieks (2009), "Linkages between Financial Deepening, Trade Openness and Economic Development: Causality Evidence from Sub-Saharan Africa", *World Dev*, 37 (12): 1849-1860.
- Han, L., Li, D., F. Moshirian and Y. Tian (2010), "Insurance Development and Economic Growth", *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 35(3): 99-183.
- Hassan, A.F. and M.R. Islam (2005), "Temporal Causality and Dynamics of Financial Development, Trade Openness, and Economic Growth in Vector Auto Regression (VAR) for Bangladesh, 1974-2003: Implication for Poverty Reduction", *Journal of Nepalese Business Studies*, 2(1): 1-12.
- Kletzer, K. and P. Bardhan (1987), "Credit Markets and Patterns of International Trade", *Journal of Development Economics*, 27: 57-70.
- Kónya, L. (2006), "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach", *Economic Modelling*, 23(6): 978-992.
- Lee, C.C. and C.P. Chang (2012), "Globalization and Convergence of International Life Insurance Markets", *The Geneva Papers*, 37: 125-154.
- Lee, J-W. (1993), "International Trade, Distortions, and Long-run Economic Growth", *IMF Staff papers*, 40 (2): 229-328.
- Menyah, K., S. Nazlioglu and Y. Wolde-Rufael (2014), "Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in African Countries: New Insights from a Panel Causality Approach", *Economic Modelling*, 37: 386-394.
- Pesaran, M. H (2004), General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels.
- Pesaran, M. H (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in Presence of Cross Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics* 22: 265-312.

- Pesaran, M.H. and T. Yamagata (2008), "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", *Journal of Econometrics*, 142(1): 50–93.
- Svaleryd, H. and J. Vlachos (2005), "Financial Markets, the Pattern of Industrial Specialization and Comparative Advantage: Evidence from OECD Countries", *European Economic Review*, 49:113-144.
- Wolde-Rufael, Y. (2009), "Re-examining the Financial Development and Economic Growth Nexus in Kenya", *Econ. Model*, 26 (6): 1140–1146.

