فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال نهم، شماره‌ی ۳۵، پاییز ۱۳۹۹
صفحات: ۱۷۷-۲۱۷
DOI: 10.22084/aes.2020.20761.2998

(مقاله پژوهشی)

بررسی و مقایسه تأثیر بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران و ترکیه با استفاده: کاربرد روش (DSGE)

ناهید کردزنگنه[۱]
سید عزیز آرمن[۲*]
امیرحسین منتظرحجت[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۱۲

چکیده

درحالی‌که اکثر سیاست‌گذاران و اقتصاددانان قبول دارند که بحران مالی جهانی عواقب نامساعدی برای کل اقتصاد جهان به همراه خواهد داشت، کار تجربی نسبتاً کمی برای بررسی اثراتی که بحران مالی روی متغیرهای کلان و بخش واقعی اقتصاد ایران ایجاد می‌کند، انجام شده است. در این مقاله بر آنیم تا با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی دو کشوری، اثر بحران مالی بر اقتصاد ایران (به‌عنوان اقتصاد نسبتاً بسته) و ترکیه (به‌عنوان اقتصاد نسبتاً باز) در چارچوب مکتب کینزی جدید را بررسی کنیم. بدین منظور با بهره‌گیری از پارامترهای برآورد شده از روش بیزین طی دوره‌ی ۱۹۹۸:۱ تا ۲۰۱۷:۴، آثار بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران و ترکیه به‌طور جداگانه از طریق اعمال پنج شوک: سیاست پولی، سرمایه‌گذاری، بهره‌وری در بخش کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت و صرف ریسک به اقتصاد جهان مورد تجزیه‌وتحلیل قرارگرفته است. پس‌ازآن واکنش متغیرهای مهم کلان اقتصادی ایران و ترکیه به این شوک‌ها همچون: تولید ناخالص داخلی، مصرف، تورم، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات ونیز اجزاء هرکدام از این متغیرها شبیه‌سازی گردیده است. با توجه به یافته‌های این پژوهش، هردو اقتصاد ایران و ترکیه از بحران متأثر می‌شوند ولی شدت تأثیرپذیری اقتصاد ایران به‌دلیل ارتباط کمتری که از لحاظ اقتصادی با دنیا دارد نسبت به اقتصاد ترکیه، کمتر اما پایداری اثر شوک‌ها بر اقتصاد ایران نسبت به اقتصاد ترکیه بیشتر است.

کلید واژه‌ها: تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، بحران مالی، مکتب کینزین های جدید، اقتصاد ایران، اقتصاد ترکیه.

طبقه‌بندی JEL: C68, G01, E12.

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز **Email:** Zangeneh.nd@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز(*نویسنده مسئول) **Email:** Saarman2@yahoo.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز **Email:** A.mhojat@gmail.com

۱. مقدمه

موضوع بحران‌های مالی و توجه دولت‌ها به مهار و یا جلوگیری از تأثیرات منفی آن بر اقتصاد کشورها امروزه جزء موضوعات مهم اقتصاد کلان و اقتصاد بین‌الملل تلقی می‌شود. این موضوع، ازآن‌جهت دارای اهمیت است که بروز بحران مالی می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد بخش واقعی اقتصاد کشورها داشته باشد. بحران مالی موجب شوک‌های عمده به تولید، تجارت، اشتغال، درآمد و ثروت می‌شود. در ادبیات مربوطه، از تبعات دیگری ازجمله، بی‌ثباتی در قیمت کالاها، ارزها، املاک و مستغلات و سهام نیز سخن به میان آمده است. در خصوص مفهوم بحران مالی تعاریف متعددی مطرح است یکی از تعاریف نسبتاً کامل مربوط به کلاسینز و کوزه[1] (۲۰۱۳) می‌باشد. آن‌ها معتقدند بحران مالی اغلب با یک یا چند پدیده زیر همراه است: تغییرات قابل‌توجهی در حجم اعتبار و قیمت دارایی؛ اختلالات شدید در واسطه مالی و تأمین مالی جهان برای بازیگران مختلف در اقتصاد؛ مشکلات زیاد در ترازنامه شرکت‌ها، خانوارها، واسطه‌های مالی و دولت. با توجه به این تعریف درمی‌یابیم که پدیده بحران مالی در جهان پدیده‌ای نو نیست. ساختار یک اقتصاد یا مجموعه‌ای از اقتصادها ممکن است با بحران مالی مواجه شوند. از زمان وقوع انقلاب صنعتی در اواخر قرن هیجدهم که سرآغاز نظام سرمایه‌داری تلقی می‌شود تاکنون این نظام بحران‌های متعدد مالی و اقتصادی را پشت سر گذاشته است از بزرگ‌ترین این بحران‌ها می‌توان به بحران سقوط وال‌استریت[2] در سال ۱۹۲۹ در آمریکا و بحران مالی سال ۲۰۰۸ در آمریکا اشاره کرد.

هرچه درهم تنیدگی و وابستگی اقتصادها به یکدیگر بیشتر باشد، به همان نسبت نیز تأثیرپذیری‌شان از یکدیگر بیشتر خواهد شد. به همین ترتیب، اگر تحولی که ایجاد می‌شود مربوط به اقتصادی باشد که سهم بیشتری از اقتصاد جهانی داشته باشد، تأثیرگذاری این تحول بر اقتصادهای دیگر گسترده‌تر و بیشتر خواهد بود. از طرف دیگر انتظار می‌رود که هر چه درجه باز بودن یک اقتصاد بیشتر (کمتر) باشد درجه تأثیرپذیری آن از بحران‌های بین‌المللی هم بیشتر (کمتر) خواهد بود.

حال موضوع موردبحث تأثیر بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران می‌باشد. براین اساس برخی از صاحب‌نظران و ناظران اقتصادی بر این باورند که ایران در روابط بین‌المللی‌اش و در پیوند با اقتصاد جهانی، با تناقض آشکاری مواجه است (خضری، ۱۳۸۸). به این مفهوم که اقتصاد ایران هم به‌شدت با اقتصاد جهانی رابطه دارد هم در حاشیه اقتصاد جهانی است. اقتصاد ایران به‌شدت به اقتصاد جهانی وابسته است، چراکه صادرات و واردات کشور در سال ۲۰۱۷ به‌ترتیب در حدود ۱۰۴ و ۹۷ میلیارد دلار بوده است. اگر مجموع این دو قلم را بر تولید ناخالص داخلی کشور (۴۳۹ میلیارد دلار) تقسیم کنیم برابر با ۰/۴۶ می‌شود. ازاین‌رو، باید انتظار داشته باشیم با رکود در اقتصاد جهانی، هم صادرات و هم واردات کشور متأثر شوند. در واقع، با رکود در اقتصاد کشورهای پیشرفته از تقاضای جهانی برای نفت، مواد

1. Stijn Claessens & M. Ayhan Kose
2. Wall Street

اولیه و دیگر کالاهای صادراتی سنتی کشور کاسته می‌شود و در نتیجه، درآمدهای صادراتی کشور کاهش پیدا می‌کند. و به‌دلیل اینکه اقتصاد ایران کاملاً وابسته به دلارهای نفتی است، کل اقتصاد کشور از تعادل خارج می‌شود (گزارش بانک جهانی، ۲۰۱۷)[1]. از طرف دیگر، اقتصاد ایران تک‌محصولی و وابسته به نفت است و در بازار کالاهای صنعتی و ساخته‌شده که در بازرگانی امروز دنیا حرف اول را می‌زنند، جایگاهی ندارد. ایران عضو سازمان تجارت جهانی نیست، از داشتن قراردادهای پایدار بازرگانی باقدرت های بزرگ اقتصادی محروم است. براساس گزارش بانک جهانی، سهم تولید ناخالص داخلی ایران از GDP دنیا در سال ۲۰۱۷، حدود ۰/۵۴ درصد (۴۳۹ میلیارد دلار از ۸۰ هزار میلیارد دلار) بوده است. همچنین، سهم ایران از کل صادرات کالاها و خدمات جهان در سال ۲۰۱۷، در حدود ۰/۴۵ درصد (۱۰۴ میلیارد دلار از ۲۳ هزار میلیارد دلار با احتساب صادرات نفتی) گزارش شده است. افزون بر این، ایران در جابه‌جایی سرمایه و تکنولوژی نیز نقش بسیار محدودی دارد و براساس گزارش بانک جهانی در سال ۲۰۱۷، از کل ۱۷۴۶ میلیارد دلار سرمایه‌گذاری در دنیا، تنها ۳/۳۷۲ میلیارد دلار را جذب کرده است. این میزان جذب سرمایه در بازارهای مالی کشور، نشان از پیوند ضعیف اقتصاد ما با اقتصاد جهانی دارد (گزارش بانک جهانی، ۲۰۱۷). ازاین‌رو، در حاشیه اقتصاد جهانی قرار دارد.

شواهد بالا حاکی از این است که وضعیت مبهمی در خصوص جایگاه اقتصاد ایران در اقتصاد بین‌الملل و تأثیرپذیری اقتصاد ایران از اقتصاد جهانی وجود دارد و اظهارنظر شفاف و یکسانی در این زمینه نمی‌توان ارائه کرد. بر این اساس این تحقیق بر آن است که جهت هر چه روشن‌تر شدن ابهام مورداشاره در این خصوص با استفاده از نظریه‌های اقتصادی و تکنیک‌های جدید مدل‌سازی به بررسی این ابهام بپردازد. در این جهت و برای تعمیق بیشتر نتایج آن علاوه‌بر اقتصاد ایران، اقتصاد کشور ترکیه نیز موردبررسی قرار می‌گیرد و مقایسه‌ای بین نتایج انجام خواهد شد. انتخاب کشور ترکیه به این دلیل است که این کشور دارای ویژگی‌های مشترکی مانند جمعیت، دین، داشتن مرز مشترک، عضویت مشترک در سازمان توسعه همکاری‌های اقتصادی (اکو[2])، سازمان کنفرانس اسلامی و.... با ایران می‌باشد درحالی‌که به‌دلیل عضویت در سازمان‌ها و پیمان‌های مختلف بین‌المللی ازجمله عضویت در سازمان تجارت جهانی (WTO[3])، عضویت در گروه بیست (G20) و ... نسبت به کشور ما از روابط بین‌المللی گسترده‌تری برخوردار است و نیز با توجه به شاخص‌های مختلف ازجمله شاخص سنتی درجه باز بودن (نسبت صادرات و واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی که برای ایران میانگین ۰/۴۴۷ و برای

1. https://data. worldbank. org/country/iran. islamic. rep?view=chart
2. Economic Cooperation Organization
3. Word Trade Organization

ترکیه میانگین ۰/۴۸۸) و همچنین شاخص جدید و جامع KOF[1] (برای ایران به‌طور میانگین برابر با ۴۲/۳۹ و برای ترکیه به‌طور میانگین برابر ۶۳/۹۳ می‌باشد[2]. براساس این شاخص ایران و ترکیه به‌ترتیب در رتبه ۱۴۳ و ۴۷ دنیا قرارگرفته‌اند.) نسبت به کشور ما از اقتصادی بازتر برخوردارمی باشد. بنابراین مهم‌ترین سؤال این پژوهش آن است که تأثیر بحران مالی جهانی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی دو کشوری به لحاظ شدت و مدت‌زمان ماندگاری بر دو اقتصاد نسبتاً بسته ایران و نسبتاً باز ترکیه چه میزان می‌باشد؟ در این راستا، نخست با توجه به واقعیت‌های اقتصاد ایران یک مدل دو کشوری که در یک‌طرف آن ایران و در طرف دیگر بقیه دنیا قرار دارد تصریح می‌گردد سپس یک مدل دو کشوری دیگر برای ترکیه با توجه به ساختار اقتصادی آن و بقیه دنیا تصریح خواهد شد. پس‌ازآن اثرات بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران و ترکیه به‌طور جداگانه از طریق اعمال شوک‌های متفاوت مانند شوک نرخ بهره، صرف ریسک، سرمایه‌گذاری و بهره‌وری در بخش کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت به مدل بقیه دنیا داده می‌شود و اثر آن بر متغیرهای اقتصاد کلان همچون مصرف داخلی، تورم داخلی، تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری داخلی و... بررسی می‌گردد. بر این اساس، در این مقاله پس از بیان مبانی نظری و بررسی پیشینه تحقیق، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی سازگار با اقتصاد ایران و ترکیه تدوین ودرپایان پس از ارائه متدولوژی و تحلیل نتایج، توصیه‌ای برای سیاست‌گذاران ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

بحران عبارت است از پیدایش هرگونه عدم‌تعادل و برهم خوردن نظم موجود در قلمروهای مختلف حیات بشری. زمانی‌که سیستم‌های فعال براثر عوامل درونی و یا بیرونی کارکرد متداول خود را از دست می‌دهد و عناصر موجود در سیستم دچار تغییرات اساسی می‌شوند، وضعیت غیرعادی به‌صورت ناپایداری وبی ثباتی حاصل می‌شود که با وخامت اوضاع هجوم یک شوک و یا بحران به سیستم تحمیل می‌گردد. این دگرگونی که می‌تواند به کارکرد سایر سیستم‌ها تأثیر گذارد، طیف وسیعی از واکنش‌های سیستم و غیر سیستم را در پی خواهد داشت (نوری و دیگران، ۱۳۸۸). کیبریتجی اوغلی[3] (۲۰۰۴) در تشریح جزئیات بحران اقتصادی معتقد است بحران در بخش مالی و بخش واقعی زیر مجموعه ای از بحران اقتصادی هستند. از آنجا که هدف این پژوهش بررسی و مقایسه تأثیر بحران مالی جهانی بر دو اقتصاد

---

۱. شاخصKOF (Konjunktur for Chungsstelle عنوان یک موسسه اقتصادی در سوئیس است. شاخص در سال ۲۰۰۲ توسط این مؤسسه ساخته شد) شامل جریان های واقعی تجارت از قبیل تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفولیو و همچنین موانع تجارت از قبیل محدودیت‌ها و تعرفه‌ها بر روی جریان های واقعی می‌باشد (جعفری صمیمی، ۱۳۹۲).

2. https://kof. ethz. ch/en/forecasts. and. indicators/indicators/kof. globalisation. index. html

3. Kibritcioglu Aykut

ایران و ترکیه می‌باشد، در ادامه ابتدا به تعاریف مختـلف از مفهوم بحران مـالی سپس به انواع کانال‌های انتقال این بحران پرداخته خواهد شد. کامینسکی و رینهارت[1] (۱۹۹۶) این‌طور عنوان می‌کنند، بحران مالی عموماً اصطلاحی جامع است که وجود بحران در اکثر متغیرهای بخش مالی اقتصاد را شامل می‌شود. بحران‌های بانکی، بحران‌های پول رایج، بحران ذخایر بین‌المللی، بحران بدهی‌های خارجی بحران تراز پرداخت‌ها و بحران در بازارهای سهام غالباً مترادف با اصطلاح بحران مالی به‌کار گرفته می‌شوند. کایندلبرگرو الیبر[2] (۲۰۰۵) معتقدند بحران مالی به دورانی اطلاق می‌شود که به‌طور گسترده بسیاری از مؤسسات مالی یا دارایی به‌طور ناگهانی قسمت عمده‌ای از ارزش خود را از دست بدهند. در قرن ۱۹ و اوایل قرن ۲۰ بسیاری از بحران‌های مالی با ورشکستگی‌های بانکی همراه شدند و بسیاری از رکودها همراه با این ورشکستگی‌ها بود. موقعیت‌های دیگری که اغلب بحران مالی نامیده می‌شود شامل سقوط بازار بورس و ترکیدن حباب‌های مالی، بحران‌های پولی و ارزی و بحران ناتوانی در پرداخت بدهی‌های خارجی می‌باشد. کلاسینز وکوزه (۲۰۱۳) در مورد بحران مالی می‌گوید: بحران‌های مالی اغلب با تغییرات قابل‌توجهی در حجم اعتبار و قیمت دارایی؛ اختلالات شدید در واسطه مالی و تأمین مالی خارجی برای بازیگران مختلف در اقتصاد؛ مشکلات زیاد در ترازنامه (شرکت‌ها، خانوارها، واسطه‌های مالی و دولت) همراه است. در مجموع از بین تعاریف مطرح شده، تعریف کلاسینز و کوزه (۲۰۱۳) از این مفهوم تا زمان تحقیق بهترین تعریف در نظر گرفته شده است. بحث دیگری که در زمینه بحران مالی مطرح است، نحوه‌ی انتقال این بحران به سایر کشورهاست. در ادبیات بحران مالی منشا بروز بحران را سرایت بحران از کشوری به کشور دیگر در اثر وجود پیوندهای حقیقی و مالی بین آن‌ها می‌داند. در این خصوص جوزف استیگلیتز[3] (۲۰۰۱) نیز معتقد است، نظام مالی مغز اقتصاد هر کشور است زیرا منابع موجود را به بخش‌هایی که دارای بالاترین بازده هستند اختصاص می‌دهد. وظیفه دیگر این نظام نظارت بر امور مالی است تا مطمئن شود منابع مالی به مصارفی که اختصاص داده شده‌اند، می‌رسند. هنگام بروز بحران مالی، شرکت‌ها قادر به گرفتن وام برای ادامه تولیدات خود نیستند و طبیعتاً توانایی سرمایه‌گذاری بیشتر هم ندارند. بانک‌ها نیز از مقدار وام‌های خود کاسته که این خود سبب کمبود سرمایه برای شرکت‌ها و کاهش تولیدات می‌شود. میزان سود و درآمد، پایین آمده و برخی از شرکت‌ها دچار ورشکستگی می‌گردند. اگر تعداد شرکت‌هایی که قادر به بازپرداخت وام خود نیستند قابل‌توجه باشد، بانک‌ها نیز می‌توانند به ورشکستگی دچار شوند. این مشکل اگر در یک یا دو بانک کوچک خلاصه شود، تأثیر مهمی در اقتصاد نمی‌گذارد اما اگر در سطح وسیعی اتفاق بیافتد، به‌ویژه اگر با بستن بانک‌های متعدد نیز همراه باشد، سبب کاهش شدید تولید و بیکاری گسترده شده و به رکود یا سقوط اقتصادی

1. Kaminsky, G. L. and C. M. Reinhart
2. Kindlberger Charles & Alber
3. Stiglitz Joseph

آن کشور یا کل منطقه منتهی می‌گردد. وی همچنین یکی دیگر از راه‌های انتقال بحران مالی به کشورهای دیگر را از دید کینز این‌گونه بیان می‌کند: بروز بحران مالی در یک کشور باعث کاهش درآمد و تقاضا برای واردات آن کشور می‌شود که این خود باعث بروز بحران در کشورهای صادرکننده می‌گردد (استیگلیتز، ۱۳۸۵). لوپوا[1] (۲۰۱۲) نیز در ارتباط با کانال‌های انتقال بحران مالی معتقد است یکپارچگی بازارهای مالی نقش مهمی در مکانیسم انتقال دارد. بازارهای مالی وابسته، در معرض ریسک‌های سیستماتیکی هستند که به‌راحتی می‌توانند گسترش یابند. در بازار جهانی، ریسک‌ها محدود به یک بازار خاص نمی‌شوند بلکه می‌توانند به‌راحتی از مرزها عبور کنند. اثرات بحران مالی بین‌المللی از طریق کانال‌های تجاری و به‌واسطه کاهش رشد یا حتی رکود صادرات آن‌ها، منتقل می‌شود؛ و کانال بخش مالی از طروق مختلف مانند کانال نرخ بهره، اثر ثروت و شتاب‌دهنده مالی می‌تواند باعث انتقال اثرات بحران مالی به سایر کشورها گردد. در یک جمع‌بندی کلی هردوی این نظریه‌ها به دو کانال انتقال بحران مالی یعنی کانال تجارت و کانال مالی اشاره دارند. اما نظریه لوپوا به جزئیات بیشتری در بخش کانال انتقال مالی بحران اشاره دارد. این راه‌ها به‌علاوه مسیرهایی که در مفهوم بحران مالی مطرح‌شده از سوی کلاسینز و کوزه وجود دارد به ما کمک خواهد کرد که در بخش تصریح مدل با استفاده از مدل DSGE و با دادن شوک‌های مختلف، تأثیر بحران مالی جهانی را بر متغیرهای مهم کلان اقتصادی ایران و ترکیه همچون مصرف داخلی، تورم، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات و نیز اجزاء هرکدام از این متغیرها که در کل به پانزده متغیر می‌رسد بررسی کنیم. در خصوص بحران‌های مالی جهانی و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی دنیا و نیز اثرات آن بر متغیرهای کلان کشورهای دیگر مطالعات متعددی صورت گرفته است که در ادامه به برخی از مطالعات اخیر اشاره خواهد شد.

۳. مروری بر مطالعات پیشین

در یک دسته‌بندی کلی در خصوص بحران مالی جهانی و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی دودسته مطالعه وجود دارد. بخشی از این مطالعات به‌صورت تحلیل آماری می‌باشند و دسته دیگر از روش‌های کلان سنجی مانند GARCH, VAR, ARCH و Panel استفاده کرده‌اند که در ادامه به نمونه‌های از آن‌ها اشاره می‌گردد. روزانتی[2] (۲۰۱۸) در پژوهش خود به بررسی تأثیر بحران‌های مالی و شوک‌های کلان اقتصادی در ترازنامه‌های دولت، تجزیه اثرات جداگانه آن‌ها بر دارایی‌ها و بدهی‌های مالی پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی مالی دولت، پانلی از ۲۷ کشور در طول دوره ۱۹۹۹Q1–۲۰۱۷Q1 را از طریق اثرات ثابت و تکنیک‌های پانل VAR تحلیل کرده‌اند. نتایج آن‌ها

1. Iulia Lupu
2. Matteo Ruzzante

حاکی از آن است که بحران‌های مالی سبب وخیم شدن ارزش خالص مالی دولت‌ها می‌گردد، اما تأثیر معناداری بر دارایی‌ها نشان نمی‌دهد. آروا و کالسی[1] در سال ۲۰۱۷ به بررسی تأثیر بحران مالی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی هند و کشورهای عضو BRICS[2] با استفاده از رویکرد داده پانل پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشانگر این است که هزینه‌های مصرف نهایی به‌عنوان مهم‌ترین متغیر در تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی جهانی در هر دو مدل هند و BRICS می‌باشد. همچنین مشخص گردیدکه صادرات نسبت به سایر موارد، تأثیر چشمگیرتری در رشد اقتصادی BRICS به‌عنوان یک بلوک نسبت به هند دارد. به‌طور مشابه، تأثیر رشد اقتصادی آمریکا هنگامی‌که هند به‌طور جداگانه یا به‌عنوان بخشی از بلوک اقتصادی BRICS موردبررسی قرار می‌گیرد، متفاوت است. این نتیجه نشان‌دهنده شیوع بحران مالی ایالات‌متحده به کشورهای درحال‌توسعه جهان است. اونور[3](۲۰۱۷) در پژوهشی با استفاده از روش ارزش‌های مخاطره‌پذیر[4](VaR) به بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر بازارهای سرمایه کشورهای مهم تولیدکننده شورای همکاری خلیج‌فارس پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که افزایش باز بودن بازارهای سرمایه شورای همکاری خلیج‌فارس در برابر سرمایه‌گذاری‌های خارجی و آسیب‌پذیری در برابر شوک‌های بازار نفت خام، موجب افزایش ریسک، قرار گرفتن بازارهای سرمایه این کشورها در مقابل شوک‌های خارجی است. آلیکمولووا و دیگران[5](۲۰۱۶) اثرات بحران مالی جهانی بر بودجه عمومی و بیکاری جمهوری قرقیزستان را با استفاده از رویکرد خود رگرسیون برداری (VAR) در چارچوب مدل IS-LM برای اقتصادهای کوچک باز با نرخ ارز شناور مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده‌اند. یکی از نتایج به‌دست‌آمده آن است که رابطه معکوس بین بودجه عمومی و سطح نقدینگی، حجم سپرده‌ها و نرخ ارز وجود دارد. به این معنی که کاهش سطح نقدینگی سیستم بانکی و ارزش پول ملی منجر به افزایش درآمد عمومی می‌شود. نتیجه نهایی مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش سطح بیکاری ۱٪ نیاز به افزایش هزینه‌های عمومی ۰٫۶۳٪دارد. مور و میرزایی[6] (۲۰۱۶) کار پژوهشی با عنوان تأثیر بحران مالی جهانی بر رشد صنعت انجام داده‌اند. در این پژوهش، داده‌های مربوط به ۲۳ صنعت در ۸۲ کشور را موردبررسی قرار داده‌اند تا تأثیر بحران مالی را بر عملکرد صنعت در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ را موردبررسی قرار دهند. نتایج داده‌ها نشان می‌دهد که تقریباً همه شاخص‌های عملکرد صنعت پس از بحران، افت شدید داشته‌اند. بااین‌حال، بررسی دقیق‌تر نشان می‌دهد که این تأثیرات در صنایع به‌صورت ناهمگن رخ‌داده است. بحران بر صنایعی که متکی به تأمین مالی خارجی هستند تأثیر منفی بیشتری داشته است.

1. Ashima Arora & Anjala Kalsie

۲. اتحادیه‌ای متشکل از کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی است.

3. Ibrahim A. Onour
4. Value at Risk
5. Alymkulova
6. Tomoe Moore and Ali Mirzaei

همچنین یافت می‌شود که کشورهای کم‌درآمد و با درآمد متوسط به پایین کمتر تحت تأثیر این بحران قرار گرفته‌اند. ماتور و دیگران[1] در سال ۲۰۱۶ به مدل‌سازی تأثیر بحران مالی جهانی بر بازار سهام هند با استفاده از مدل‌های GARCH پرداختند آن‌ها تجزیه‌وتحلیل تجربی در بازده سهام روزانه از ۲۰ شرکت برتر لیست شده در بورس بمبئی برای دوره ۲۰۰۱–۲۰۱۲ انجام داده‌اند. استفاده از GARCH در بازده سهام روزانه شرکت‌های منفرد نشان می‌دهد که شرکت‌ها نوسانات بالایی را برای دوره ۲۰۰۷–۲۰۰۹ تجربه کرده‌اند. همچنین، بازده حاصل از پرتفوی ۲۰ شرکت، نوسانات بالایی را برای دوره ۲۰۰۷–۲۰۰۹ نشان می‌دهد. ازاین‌رو، ثابت می‌شود که اقتصاد هند نیز تأثیر بحران مالی جهانی را احساس کرده است. کیم و دیگران[2] مقاله‌ای با عنوان تأثیرات بحران مالی ایالات‌متحده در بازارهای مالی کشورهای در حال ظهور آسیا در سال ۲۰۱۵ انجام دادند در این مقاله، از مجموعه‌ای از مدل‌های MGARCH برای برآورد همبستگی شرطی پویا بازده دارایی‌های مالی بین ایالات‌متحده و پنج کشور در حال ظهور آسیا استفاده‌شده است. یافته‌های مهم این پژوهش حاکی از آن است که بحران مالی ایالات‌متحده، تأثیر غیرقابل‌اغماض اما کوتاه‌مدت در کشورهای نوظهور آسیا دارد. همچنین به نظر می‌رسد که سرمایه‌گذاران خارجی نقش بالقوه مهمی در انتقال بحران‌های خارجی به اقتصادهای داخلی ایفا می‌کنند. سرانجام اینکه، شوک‌های خارجی اثر بیشتری در بازار ارز نسبت به بازار سهام می‌گذارد. کسانتینی و بوژلبن[3] درسال ۲۰۱۴ تأثیر بحران‌های مالی بر رشد و سرمایه‌گذاری را با استفاده از داده‌های پانل انجام دادند. این مطالعه طی سالهای ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۹ بر روی پانل بیست‌وپنج کشور انجام‌گرفته شد. آن‌ها با تمرکز بر کانال‌های انتقال بحران از بخش مالی به بخش اقتصاد، نتیجه گرفتند که بانک‌ها، کاهش مصرف، هزینه‌های سرمایه‌گذاری، گریز از ریسک، نرخ ارز و اطمینان می‌توانند منشأ انتقال بحران باشند. همچنین نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد بحران مالی بر رشد و سرمایه‌گذاری تأثیر منفی می‌گذارد. لیم و سیک[4](۲۰۱۳) در پژوهش خود به مقایسه عملکرد مدل‌های GARCH (گارچ متقارن و نامتقارن) در مهار بی‌ثباتی در بازار سهام مالزی می‌پردازند. در این پژوهش داده‌ها به سه دوره‌ی زمانی، یعنی قبل از بحران، در زمان بحران و پس از بحران تقسیم شدند. برای دوره عادی (قبل و بعد از بحران)، مدل گارچ متقارن عملکرد بهتری از گارچ نامتقارن اما برای دوره بحران مدل گارچ نامتقارن، مدل ارجح است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که نرخ ارز و قیمت نفت خام تأثیر قابل‌توجهی بر نوسانات بازار سهام مالزی در دوره‌های پیش از بحران و پس از بحران دارند اما تأثیر آن در دوره بحران قابل‌توجه نیست. استورهلم[5] (۲۰۰۹) در مطالعه خود تأثیر بحران مالی را بر رشد تولید ناخالص داخلی واقعی سوئد

1. Shreya Mathur
2. Bong. HanKima
3. Majdi Ksantini and Younes Boujelbène
4. Ching Mun Lim & Siok Kun Sek
5. Pär Österholm

بررسی کرده است. تجزیه‌وتحلیل اقتصادسنجی با استفاده از یک مدل VAR بیزی با استفاده از متغیرهای آمریکا و سوئد انجام شد. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های مالی – و در درجه اول ایالات‌متحده – اثرات منفی قابل‌توجهی بر رشد تولید ناخالص داخلی واقعی سوئد دارند. پیش‌بینی‌های مدل بر این اساس حاکی از آن است که اقتصاد سوئد تا چند سال آینده به‌آرامی رشد خواهد کرد. در داخل کشور نیز مطالعاتی در این زمینه صورت گرفته است. به‌عنوان‌مثال محمدی (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «تحلیل اثر بحران مالی اقتصاد جهانی بر صادرات کشاورزی ایران» به تأثیرات بحران مالی بر صادرات بخش کشاورزی همچون صادرات کشمش و خرما پرداخت. توابع تقاضای صادرات محصولات یاد شده با استفاده از دو گروه از داده‌های سری زمانی و ترکیبی برآورد گردید. متغیرهای درآمد ناخالص داخلی کشورهای واردکننده و شاخص نوسانات نرخ ارز نیز به‌عنوان متغیرهای بیانگر بحران مالی جهانی به‌کار رفت. در مورد داده‌های سری زمانی میان تقاضای صادرات و متغیرهای تأثیرگذار بر آن‌یک رابطه‌ی بلندمدت به‌دست آوردند. اثر کاهش تولید ناخالص کشورهای واردکننده براساس یافته‌های حاصل از داده‌های سری زمانی در بلندمدت، اهمیت آماری بالایی را نشان داد. همچنین اثر این متغیر بر تقاضای برآورد شده به کمک داده‌های ترکیبی نیز بسیار حائز اهمیت ارزیابی شد. اثر نوسان نرخ ارزبر صادرات بخش کشاورزی و کشمش درمجموع مثبت ارزیابی شد، اما اثر منفی آن در مورد خرما بارزتر بود. گرجی و دیگران (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «نظریه RBC و بحران اخیر مالی» با استفاده از یک روش تحلیلی قصد دارند که نشان دهند که عملاً مقـرراتزادیـی و به‌روز نشدن مقررات در مقابل رشد نوآوری‌ها و تکنولوژی در بازارهای مالی علـت اصـلی ایجـاد رکـود اقتصادی اخیر است و لذا این مسئله در مغایرت با ایده‌های طرفداران نظریه سیکل‌های تجاری حقیقی اسـت و ازاین‌جهت بحران اخیر مالی را ازجمله چالش‌های جدی پیش روی آن‌ها می‌دانند. از سوی دیگر، قبول دستاوردهای این مقاله می‌تواند نشان دهد که شوک‌های تکنولوژی عامل اصـلی ایجـاد سیکل‌های تجاری نبوده و لذا این مقاله می‌تواند مورد استناد تحقیقاتی گردد که تأکید بیشتری به شوک‌های طرف تقاضا دارد. تقوی و دیگران (۱۳۸۹) در تحقیقی با عنوان «اثر بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادار تهران» میزان اثرات بحران و استمرار نوسانات را به‌صورت کمی بررسی کردند؛ و بـدین‌منظور در این تحقیق از اطلاعات سری ۱۳۸۴–۱۳۸۸ و متدولوژی ARCH,GARCH و الگوریتم ICSS استفاده کردند. نتایجی که از این تحقیق به‌دست آمد نشان می‌دهد که اولاً بحران مالی غرب بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار نبوده است و همچنین استمرار نوسانات در این دوره نیز کم بوده است. همان‌طور که در پیشینه تحقیق ملاحظه می‌شود روش‌های به‌کار رفته در تحقیقات انجام شده در این حوزه، عمدتاً روش‌های توصیفی یا کلان سنجی می‌باشد. ازآنجایی‌که ما قصد داریم در این پژوهش به مقایسه اثرات بحران مالی در دو اقتصادی که ضمن داشتن ویژگی‌های مشترک مانند دین، جمعیت و ... دارای ویژگی‌های متفاوتی ازلحاظ روابط بین‌المللی هستند، بپردازیم از مدل‌های DSGE دو کشوری استفاده

کردیم چراکه یکی از ویژگی‌های این‌گونه مدل‌ها انعکاس روابط بین‌المللی و ویژگی‌های اقتصاد جهانی، مانند اختلاف کشورها در ترجیحات، تکنولوژی و درجه چسبندگی‌های اسمی می‌باشد (سیلویرا[1]، ۲۰۰۸).

٤. معرفی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی

در حالت کلی برای ساخت یک الگوی DSGE نیازمند در نظر گرفتن چند بخش اصلی (بلوک) اقتصاد، همچون خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و مقام پولی هستیم. مدل ما یک مدل دو کشوری بر اساس مدل اسلانیکی[2] (۲۰۱۴) است. در این مدل فرض می‌شود که فقط دو اقتصاد در دنیا وجود دارد: اقتصاد داخلی با D (برای ایران یا ترکیه) نشان داده شده است و اقتصاد خارجی با F (بقیه دنیا که در اینجا کشور آمریکا در نظر گرفته شده است) نشان داده‌شده است. یکی از اقتصادها خیلی کوچک‌تر از دیگری است و این موضوع با استفاده از پارامتر n که نشان‌دهنده اندازه نسبی دو اقتصاد است مشخص‌شده است.

خانوارها: فرض بر این است که اقتصاد از خانوارهای مشابهی تشکیل‌شده است که عمر نامحدود دارند و با فرض این‌که با مصرف کالا و نگهداری مانده حقیقی پول، مطلوبیت کسب می‌کند و از باکار کردن مطلوبیت از دست می‌دهند، تابع مطلوبیت انتظاری (MIU[3]) خود که به‌صورت تابع زیر نشان داده‌شده است را حداکثر می‌کنند.

$$U_t(j)=E_t\sum_{k=0}^{\infty}\beta^k\left[\frac{\varepsilon_{P,t+k}}{1-\sigma}(C_{t+k}(j)-H_{t+k})^{1-\sigma}+\frac{1}{1-b}(\frac{M_t}{p_t})^{1-b}-\frac{1}{1+\xi}L_{t+k}(j)^{1+\xi}\right] \qquad (۱)$$

E_t که در اینجا نشان‌دهنده انتظارات در دوره t، $0\le\beta\le 1$ عامل تنزیل، σ عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، $H_t=hC_{t-1}$ نشان‌دهنده عادت بیرونی (رفتار چشم‌وهم‌چشمی) است که توسط خانوار به‌عنوان متغیر برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. h پارامتر شکل‌گیری عادت به مصرف است، C_t شاخص مصرف مرکب است (که بعداً تعریف می‌شود). $\frac{M_t}{P_t}$، مانده حقیقی پول، L_t، عرضه نیروی کار ξ عکس کشش عرضه نیروی کار است. $\varepsilon_{p,t}$ شوک ترجیحات مصرف‌کننده در دوره t است که تصمیمات مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد. حداکثرسازی تابع مطلوبیت مقید به محدودیت‌های بودجه به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned}&P_{c,t}C(j)+M_t(j)+P_{l,t}I_t(j)+E_t\left\{\gamma_{t,t+1}B_{t+1}(j)\right\}=B_t(j)+w_t(j)L_t(j)+M_{t-1}(j)\\&+R_{K,t}K_t(j)+\Pi_{H,t}(j)+\Pi_{N,t}(j)+T_t(j),\\&t=0,1,2\end{aligned} \qquad (۲)$$

1. Antonio C.da Silveira
2. Slanicay Martin
3. Money In Utility

که در آن $P_{C,t}$ نشان‌دهنده قیمت مصرف C_t، M_t تقاضای پول و $P_{I,t}$ قیمت کالای سرمایه I_t، B_{t+1} سود اسمی در t+1 سبد سهامی است که در انتهای دوره t نگه‌داری شده است. W_t دستمزد اسمی و $R_{K,t}$ درآمد خانوارها از اجاره سرمایه K_t، $\Pi_{H,t}$ و $\Pi_{N,t}$ سود سهام به‌دست‌آمده از تولیدکنندگان کالاهای تجاری و غیرتجاری و T_t مالیات ثابت که به‌صورت خالص به مصرف‌کننده منتقل می‌شود. $\gamma_{t,t+1}$ عامل تنزیل تصادفی سود اسمی است که $E_t\gamma_{t,t+1}=R_t^{-1}$ که در آن R_t بازده ناخالص اوراق بدون ریسک یک دوره‌ای است؛ اما تابع مطلوبیت خانوار در مدل ترکیه و دنیا به‌دلیل تفاوت‌های ساختاری به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_t(j)=E_t\sum_{k=0}^{\infty}\beta^k\left[\frac{\varepsilon_{p,t+k}}{1-\sigma}(C_{t+k}(j)-H_{t+k})^{1-\sigma}-\frac{1}{1+\xi}L_{t+k}(j)^{1+\xi}\right] \quad (۳)$$

تمامی متغیرها و پارامترهای تابع مطلوبیت خانوارهای ترکیه مشابه تابع مطلوبیت خانوارهای ایران است لذا از ذکر مجدد تعاریف در اینجا خودداری شده است. C_t، شاخص مصرف است که شامل کالای قابل تجارت نهایی $C_{T,t}$ و کالای غیرقابل تجارت $C_{N,t}$ است که به‌صورت زیر تجمیع می‌گردد:

$$C_t=\frac{C_{T,t}^{\gamma_c}C_{N,t}^{1-\gamma_c}}{\gamma_C^{\gamma_C}(1-\gamma_C)^{1-\gamma_C}} \quad (۴)$$

که در آن γ_C نشان‌دهنده سهم کالای تجاری از مصرف خانوار است. شاخص مصرف کالای قابل تجاری نیز به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_{T,t}=\frac{C_{D,t}^{\alpha}C_{F,t}^{1-\alpha}}{\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha}} \quad (۵)$$

که در آن α نشان‌دهنده سهم کالای داخلی از سبد کالای قابل تجاری داخلی است. $C_{D,t}$شاخص کالای قابل تجارت ساخت داخل و $C_{F,t}$ شاخص کالای قابل تجارت ساخت خارج است که هر دو در اقتصاد داخلی مصرف می‌شوند که به‌صورت زیر تعریف می‌گردند:

$$C_{D,t}=\left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\xi_D}}\int_0^n C_t(z_D)^{\frac{\xi_D-1}{\xi_D}}dz_D\right]^{\frac{\xi_D}{\xi_D-1}} \quad (۶)$$

$$C_{F,t}=\left[\left(\frac{1}{1-n}\right)^{\frac{1}{\xi_F}}\int_n^1 C_t(z_F)^{\frac{\xi_F-1}{\xi_F}}dz_F\right]^{\frac{\xi_F}{\xi_F-1}} \quad (۷)$$

$(\xi_F)\xi_D$ کشش جانشینی بین کالای قابل تجارت داخلی (خارجی) که در اقتصاد داخلی مصرف می‌شوند. به‌طور مشابه شاخص مصرف کالاهای غیرقابل تجارت به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$C_{N,t}=\left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\xi_N}}\int_0^n C_t(z_N)^{\frac{\xi_N-1}{\xi_N}}dz_N\right]^{\frac{\xi_N}{\xi_N-1}} \quad (۸)$$

که ξ_N نشان‌دهنده کشش جانشینی بین کالاهای غیرقابل تجارت داخلی است. خانوارها بخشی از درآمد خود را به‌صورت همگن برای انباشت سرمایه K_t استفاده می‌کنند و این سرمایه را به بنگاه‌ها اجاره می‌دهند. انباشت سرمایه به‌صورت زیر صورت می‌گیرد:

$$K_{t+1}=(1-\tau)K_t+\varepsilon_{i,t}(1-S(\frac{I_t}{I_{t-1}}))I_t \quad (۹)$$

که در آن τ نرخ استهلاک سرمایه و I_t نشان‌دهنده سرمایه‌گذاری در دوره t است. براساس کریستیانو و دیگران (۲۰۰۵) انباشت سرمایه مقید به شوک‌های خاص تکنولوژیکی سرمایه $\varepsilon_{i,t}$ و تعدیل هزینه‌ها که به‌صورت تابع $S(.)$ نشان داده می‌شود، است. این تابع بایستی دارای خصوصیت $S(1)=S'(I)=0,S''>0$ باشد. کالاهای سرمایه‌ای همگن نیز مشابه کالای مصرفی به‌دست می‌آیند.

$$I_t=\frac{I_{T,t}^{\gamma_i}I_{N,t}^{1-\gamma_i}}{\gamma_i^{\gamma_i}(1-\gamma_i)^{1-\gamma_i}} \quad (۱۰)$$

$$I_{T,t}=\frac{I_{D,t}^{\alpha}I_{F,t}^{1-\alpha}}{\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha}} \quad (۱۱)$$

فرض می‌شود که سبد ترکیبی سرمایه و مصرف در اقتصادهای موردنظر با همدیگر فرق دارند. به‌عنوان‌مثال پارامتر γ_C و γ_i می‌توانند برای اقتصادهای ایران، ترکیه و آمریکا متفاوت باشند، برای یک ترکیب سبد قابل تجارت مشخص پارامتر α در هردو کالاهای مصرفی قابل‌تجارت و کالاهای سرمایه‌ای قابل‌تجارت در اقتصادهای موردنظر مشابه است. هر خانوار در نوعی متفاوت از کار $L_t(j)$ تخصص دارد که در یک بازار رقابت انحصاری، نیروی کار خود را عرضه می‌کند. نیروی کار همگن L_t عرضه‌شده کل، به‌وسیله جمع گر زیر به دست می‌آید:

$$L_t=\left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\xi_w}}\int_0^n L_t(j)^{\frac{\xi_w-1}{\xi_w}}d_j\right]^{\frac{\xi_w}{\xi_w-1}} \quad (۱۲)$$

که در آن ξ_w کشش جانشینی بین تخصص‌های متفاوت نیروی کار است. شاخص دستمزد کل به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$W_t = \left[\frac{1}{n}\int_0^n W_t(j)^{1-\xi_w} dj\right]^{\frac{1}{1-\xi_w}} \qquad (۱۳)$$

که $W_t(j)$ نشان‌دهنده دستمزد خانوار j است. براساس ارسگ[1] و دیگران (۲۰۰۰) فرض می‌شود که نیروی کار دستمزد خود را بر اساس مکانیزم کالوو با شاخص جزئی تعدیل می‌کند بدین‌ترتیب $1-\theta_w$ درصد از خانوارها می‌توانند دستمزد خود را بهینه کنند درحالی‌که باقی‌مانده آن‌ها θ_w درصد دستمزدشان بدون تغییر باقی می‌ماند.

بنگاه‌ها: تعدادی بنگاه‌های رقابت انحصاری و همگن در بخش‌های تجاری و غیرتجاری که عمر نامحدود دارند در اقتصاد داخلی وجود دارد. توابع تولید آن‌ها از نوع کاب – داگلاس[2]، همگن از درجه اول در کار و سرمایه (با بازده ثابت نسبت به مقیاس) به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} Y_t(z_N) &= \varepsilon_{\alpha^N,t} L_t(z_N)^{1-\eta} K_t(z_N)^{\eta} \\ Y_t(z_D) &= \varepsilon_{\alpha^D,t} L_t(z_D)^{1-\eta} K_t(z_D)^{\eta} \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

η کشش تولید نسبت به سرمایه است (مشترک در هر دو بخش، اما در کشورهای مختلف متفاوت است) و $\varepsilon_{a^N,t}$ $\varepsilon_{a^D,t}$ شوک بهره‌وری در بخش قابل تجارت (غیرقابل تجارت) است. شاخص تولید در هر بخش به‌وسیله جمع کننده دیگزیت- استیگلیتز[3] داده‌شده است:

$$\begin{aligned} Y_{N,t} &= \left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\xi_N}} \int_0^n Y_t(z_N)^{\frac{\xi_N-1}{\xi_N}} dz_N\right]^{\frac{\xi_N}{\xi_N-1}} \\ Y_{D,t} &= \left[\left(\frac{1}{n}\right)^{\frac{1}{\xi_D}} \int_0^n Y_t(z_D)^{\frac{\xi_D-1}{\xi_D}} dz_D\right]^{\frac{\xi_D}{\xi_D-1}} \end{aligned} \qquad (۱۵)$$

بنگاه‌ها قیمت‌هایشان را به‌منظور حداکثر کردن سود تعدیل می‌کنند. فرض بر این است که بنگاه‌ها با محدودیت کالوو اصلاح‌شده با شاخص جزئی در تعدیل قیمت مواجه هستند براساس این محدودیت، در هر دوره فقط $1-\theta$ درصد از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت‌های خود را بهینه کنند درحالی‌که θ درصد از بنگاه‌ها قیمت خود را با توجه به تورم گذشته تعدیل می‌کنند. فرض بر این است که قیمت‌ها در قیمت

1. Erceg, Henderson &Levin
2. Cobb. Douglas
3. Dixit. Stiglitz

داخلی تولیدکننده تعیین می‌شوند و قانون بین‌المللی قیمت واحد برای کالاهای واسطه‌ای قابل تجارت صادق می‌باشد؛ بنابراین، قیمت کالاهای داخلی که در اقتصاد خارجی فروخته‌شده و قیمت کالاهای خارجی که در اقتصاد داخلی فروخته می‌شود به‌صورت فرمول زیر تعریف می‌شود:

$$P_t^*(z_D) = ER_t^{-1} p_t(z_D)$$
$$P_t\ (z_F) = ER_t\ p_t^*(z_F) \qquad (۱۶)$$

ER_t نرخ ارز اسمی است که به‌صورت واحد پول ملی درهر واحد پول خارجی است.

به اشتراک‌گذاری ریسک بین‌المللی: فرض بازارهای مالی کامل[۱]، شرایط مطلوب به اشتراک‌گذاری ریسک را بیان می‌کند. به‌طور خلاصه، این شرایط مستلزم آن است که بازده انتظاری اوراق قرضه داخل و خارج از کشور مشابه است. این مستلزم آن است که شرایط زیر برقرار باشد:

$$Q_t = k\frac{\varepsilon_{p,t}^*(C_t^* - h^* C_{t-1}^*)^{-\sigma^*}}{\varepsilon_{p,t}(C_t - h\ C_{t-1})^{-\sigma}} \qquad (۱۷)$$

جایی که k ثابت است و بستگی به شرایط اولیه دارد و Q_t، نیز نرخ ارز واقعی است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q_t = \frac{ER_t P_{C,t}^*}{P_{C,t}} \qquad (۱۸)$$

نرخ ارز واقعی متناسب با میزان مطلوبیت نهایی مصرف بین خانوارهای داخلی و خارجی تا زمانی که تفاوت در ترجیحات خانوار میان کشورها وجود دارد، به دلیل تغییرات در قیمت‌های نسبی کالاهای قابل تجارت و غیرقابل تجارت، تغییرات در هزینه‌های توزیع و تغییرات در رابطه مبادله می‌تواند از برابری قدرت خرید انحراف داشته باشد؛ یعنی: $\alpha \neq 1-\alpha^*$ (جلائی اسفندآبادی و اشرف گنجویی، ۱۳۹۸).

$$Q_t = S_t^{\alpha+\alpha^*-1}\frac{1+\omega^* X_t^{*1-\gamma_c^*}}{1+\omega X_t^{1-\gamma_c}} \qquad (۱۹)$$

رابطه مبادله S_t، به‌صورت نسبت قیمت واردات به قیمت صادرات تعریف می‌شود:

$$S_t = \frac{ER_t P_{F,t}^*}{P_{D,t}} \qquad (۲۰)$$

۱. به تبعیت از توکلیان و صارم (۱۳۹۶) و اسلانیکی (۲۰۱۴).

X_t^*, X_t نرخ‌های ارز داخلی که به‌صورت نسبت قیمت کالاهای غیرقابل‌تجارت به قیمت کالاهای قابل‌تجارت تعریف می‌شود:

$$X_t^* = \frac{P_{N,t}^*}{P_{T,t}^*} \quad X_t = \frac{P_{N,t}}{P_{T,t}} \qquad (۲۱)$$

دولت و بانک مرکزی: مقام پولی، عهده‌دار سیاست‌های پولی است. در مورد اقتصاد ایران، می‌توان دولت و بانک مرکزی را یک نهاد در نظر گرفت؛ زیرا بانک مرکزی در بیشتر موارد ممکن است از استقلال چندانی برخوردار نباشد (فطرس و توکلیان، ۱۳۹۴). سیاست‌های پولی متداول بیشتر از طریق ابزارهایی مانند تعیین نرخ بهره و حجم پول در اقتصاد شناخته می‌شوند. با توجه به شرایط اقتصاد ایران، به‌دلیل این‌که نرخ بهره دستوری است، نمی‌تواند به‌عنوان یک ابزار استفاده شود. در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده بانک مرکزی از طریق دخالت‌های قانونی در بازارهای پول می‌تواند به اهداف عملیاتی خود برسد. در این مدل مقام پولی دارای دو هدف کنترل نرخ تورم و حفظ سطح تولید است. ابزار سیاستی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد پایه پولی است. سیاست‌گذار، نرخ رشد پایه پولی را به نحوی تعیین می‌کند که اهداف خود، یعنی کاهش انحراف از تولید در وضعیت پایدار و انحراف تورم از تورم هدف را حداقل کند. همچنین فرض می‌شود که تورم هدف به‌صورت ضمنی تعیین می‌شود. به‌بیان‌دیگر، ازآنجاکه معمولاً بانک مرکزی در ایران در چارچوب هدف‌گذاری، تورمی را که به‌طور مشخص دارای ویژگی اعلام عمومی نرخ تورم هدف است را در پیش نمی‌گیرد، اما بااین‌حال در هر دوره سطح مشخصی از تورم را در ذهن دارد که به‌دنبال رسیدن به آن است، بنابراین نوعی هدف‌گذاری ضمنی تورمی را فرض می‌کنیم. با توجه به شرایط اقتصاد ایران، قاعده رشد پایه پولی، جهت عکس‌العمل بانک مرکزی به سطح تولید و تورم در نظر گرفته می‌شود. به تبعیت از توکلیان و افضلی (۱۳۹۵)، اسمعیلی‌پور ماسوله و دیگران (۱۳۹۶) پایه پولی یا ترازنامه بانک مرکزی (عرضه پول) به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$M_t = DC_t + FR_t \times Q_t \qquad (۲۲)$$

که در آن DC اعتبارات داخلی، FR انباشت ذخایر خارجی بانک مرکزی و Q نرخ ارز می‌باشد. متغیرهای رابطه بالا را بر شاخص قیمت تقسیم کرده و تبدیل به متغیرهای واقعی می‌کنیم:

$$m_t = dc_t + fr_t q_t \qquad (۲۳)$$

که در آن dc اعتبارات داخلی، fr انباشت ذخایر خارجی بانک مرکزی و qنرخ ارز واقعی است. لگاریتم خطی آن به‌صورت زیر است:

$$m_t = \frac{\overline{dc}}{\overline{m}} dc_t + \frac{\overline{efr}}{\overline{m}} (q_t + fr_t) \quad (۲۴)$$

فرض می‌شود که انباشت ذخایر خارجی بانک مرکزی از فرآیند زیر تبعیت می‌کند:

$$fr_t = fr_{t-1} - \pi_t^* + \frac{\overline{x}_{net}}{\overline{fr}_t} x_{net} \quad (۲۵)$$

که در آن π_t^* تورم جهانی و x_{net} خالص صادرات است. با توجه به حداکثرسازی تابع مطلوبیت خانوار (۱) نسبت به قید بودجه (۲) مسیر بهینه مانده حقیقی پول (تقاضای پول) با استفاده از تابع لاگرانژ به‌صورت زیر است:

$$\frac{m_t^{-b}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}} = \frac{r_t}{1+r_t} \quad (۲۶)$$

لگاریتم خطی تقاضای پول نیز به‌صورت زیر است:

$$m_t = \frac{\sigma}{b}(c_t - hc_{t-1}) - \frac{1}{b\overline{r}} r_t \quad (۲۷)$$

نرخ رشد پایه پولی عبارت است از:

$$\dot{m}_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{\frac{M_t}{p_t}}{\frac{M_{t-1}}{p_t}} = \frac{\frac{M_t}{p_t}}{\frac{M_{t-1}}{p_t} \times \frac{p_{t-1}}{p_{t-1}}} = \frac{m_t}{\frac{m_{t-1}}{\pi_t}} \quad (۲۸)$$

که لگاریتم خطی شده آن به شکل زیر می‌باشد:

$$\dot{m}_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (۲۹)$$

بنابراین سیاست تغییر نرخ رشد پول به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\dot{m}_t = \rho_m \dot{m}_{t-1} + \rho_\pi (\pi_t - \pi_{trget}) + \rho_x y_t + \varepsilon_t^m \quad (۳۰)$$

که در آن ρ_m, ρ_π, ρ_x به‌ترتیب نشان‌دهنده، میزان حساسیت بانک مرکزی نسبت به حفظ سطح مشخصی از نرخ رشد پایه پولی، هدف‌گذاری نرخ تورم و انحراف از تولید است؛ اما رفتار بانک مرکزی در دنیا و نیز در کشور ترکیه به‌دلیل استقلال بانک مرکزی، با یک نوع از قاعده تیلور توصیف می‌شود:

$$R_t = R_{t-1}^{\rho}\left[E_t\left\{\left(\frac{Y_{t+1}}{\overline{Y}}\right)^{\xi_y}\left(\frac{P_{C,t+1}}{(1+\overline{\pi})P_{C,t}}\right)^{\xi_\pi}\right\}\right]^{1-\rho}\varepsilon_{m,t} \qquad (۳۱)$$

جایی که ρ پارامتر هموارسازی نرخ بهره، Y_t تولید کل در اقتصاد، $\overline{Y}$ سطح پایدار تولید، $\overline{\pi}$ سطح تورم در وضعیت پایدار، ξ_y کشش نرخ بهره به تولید، ξ_π کشش نرخ بهره به تورم و $\varepsilon_{m,t}$ شوک سیاست پولی می‌باشد.

شرایط تسویه بازار: مدل با رعایت شرایط تسویه بازار بسته‌شده است. تسویه بازار کالاها مستلزم آن است که تولید هر بنگاهی که کالاهای غیرقابل‌تجارت را تولید می‌کند، توسط خانوارها در اقتصاد داخلی، صرف سرمایه‌گذاری یا توسط دولت مصرف می‌شود. به‌طور مشابه، تولیدات بنگاه‌هایی که کالاهای قابل‌تجارت را تولید می‌کنند یا مصرف می‌شود یا در اقتصاد داخلی و خارجی سرمایه‌گذاری می‌گردد:

$$Y_{N,t} = C_{N,t} + I_{N,t} + G_t \qquad (۳۲)$$

$$Y_{D,t} = C_{D,t} + C_{D,t}^{*} + I_{D,t} + I_{D,t}^{*} \qquad (۳۳)$$

تولید کل در اقتصاد به‌وسیله مجموع تولید در بخش‌های قابل تجارت و غیرقابل‌تجارت است:

$$Y_t = Y_{N,t} + Y_{D,t} \qquad (۳۴)$$

درنهایت شرایط تسویه بازار برای بازارهای عوامل تولید مستلزم این است که:

$$L_t = \int_0^n L_t(z_N)dz_N + \int_0^n L_t(z_D)dz_D \qquad (۳۵)$$

$$K_t = \int_0^n K_t(z_N)dz_N + \int_0^n K_t(z_D)dz_D \qquad (۳۶)$$

۵. داده‌ها و برآورد مدل

۵-۱. شوک‌های برون‌زا

در این پژوهش برای نشان دادن بحران مالی از پنج شوک ساختاری: شوک سیاست پولی ($\varepsilon_{m,t}^{*}$)، شوک منفی سرمایه‌گذاری[۱] برای نشان دادن اختلالات شدید در تأمین مالی خارجی برای بازیگران

۱. همان‌طور که در مفهوم بحران مالی در بخش مبانی آمده است این بحران اغلب با یک یا چند پدیده همراه است یکی از آن پدیده‌ها اختلال شدید در واسطه مالی وتامین مالی خارجی است که در این تحقیق برای نشان دادن بحران مالی، این پدیده را با دادن شوک منفی سرمایه‌گذاری به مدل جهان نشان دادیم وآثارش را روی دو اقتصاد ایران و ترکیه بررسی کردیم.

اقتصادی ($\varepsilon^*_{i,t}$)، شوک تورم جهانی که از طریق شوک کاهش بهره‌وری در بخش قابل‌تجارت ($\varepsilon^*_{aD,t}$) و غیرقابل‌تجارت ($\varepsilon^*_{aN,t}$) و شوک صرف ریسک[۱] ($\varepsilon^*_{p,t}$) که از طریق شوک ترجیحات به خانوارها داده‌شده است، استفاده گردید سپس واکنش اقتصاد ایران و ترکیه به آن‌ها مشخص شد. به‌جز شوک سیاست پولی که به‌وسیله فرایند IID[۲] تعریف‌شده بقیه شوک‌ها توسط فرایند AR(1) به مدل اعمال می‌شوند.

۵-۲. داده‌ها

پیش از شبیه‌سازی و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی مدل، لازم است پارامترهای ساختاری و مقادیر باثبات متغیرهای مدل محاسبه شوند. در این مقاله، از داده‌های فصلی اقتصاد ایران، ترکیه و آمریکا بر اساس الپ و الک داگ (۲۰۱۱)[۳] (به‌عنوان اقتصاد جهان) برای دوره‌ی ۱۹۹۸:۱ تا ۲۰۱۷:۴ استفاده شده است. سری زمانی داده‌های اقتصاد ایران از بانک مرکزی و صندوق بین‌المللی پول[۴] و برای داده‌های آمریکا از صندوق بین‌المللی پول و فدرال رزرو و برای داده‌های اقتصاد ترکیه از اطلاعات صندوق بین‌المللی پول و بانک مرکزی ترکیه[۵] استفاده‌شده است. پانزده سری زمانی (پنج سری زمانی برای هر اقتصاد): تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف، سرمایه‌گذاری (به قیمت‌های ثابت ۲۰۱۲)، تورم و نرخ بهره کوتاه‌مدت آورده شده است. به‌جز تورم و نرخ بهره کوتاه‌مدت (فایفر، ۲۰۱۴)،[۶] تمامی متغیرهای مشاهده‌شده تعدیل فصلی شده‌اند و به‌صورت تفاضل لگاریتم بیان شده است سپس با استفاده از فیلتر هدریک پرسکات[۷] با مقدار $\lambda = ۶۷۷$ برای اقتصاد ایران و $\lambda = ۱۶۰۰$ برای اقتصاد ترکیه و آمریکا، با استفاده از نرم‌افزار ایویوز، روندزدایی شده‌اند. نرخ بهره به‌صورت نرخ فصلی ناخالص محاسبه گردیده است.

۵-۳. کالیبره کردن پارامترها

پس از به‌دست آوردن سیستم معادلات خطی حاصل از بهینه یابی رفتار کارگزاران اقتصادی باید مدل راکالیبره یا مقداردهی کرد. مقداردهی مدل عبارت است از تعیین مقادیر پارامترهای معادلات؛ به‌نحوی‌که بتوان با استفاده از مدل مقداردهی شده مقادیر متغیرهای درون‌زا را بازتولید کرد (فطرس و توکلیان،

---

۱. صرف ریسک یا پاداش ریسک شکاف بین نرخ اوراق بدون ریسک و بازده دارایی‌های نگهداری شده توسط خانوارهاست (اسمتز و وترز، ۲۰۰۷). درقسمتی از مفهوم بحران مالی که در بخش مبانی نظری آمده است اشاره شده که بحران مالی اغلب با یک یا چند پدیده همراه است یکی از آن پدیده‌ها تغییرات قابل‌توجهی در قیمت دارایی هاست که باعث می شود خانوارها تغییراتی در ترجیحاتشان در نگهداری دارایی‌های خود بدهند و این باعث شوکی در قسمت تقاضا می‌شود لذا ما در این تحقیق برای نشان دادن این شوک که در بحران مالی نمود می کند به معادله اویلر مصرف مدل جهان شوک را وارد کردیم سپس اثرات آن را بر اقتصاد ایران و ترکیه بررسی نمودیم.

2. Identically and Independently Distributed
3. Harun Alp & Slim Elekdag
5. International Monetary Fund (IMF)
5. Centeral Bank Of The Republic Of Turkey(CBRT)
6. Pfeifer,J
7. Hodrik. Prescott Filter

۱۳۹۴). پارامترهای سیستم معادلات را می‌توان به موارد زیر دسته‌بندی کرد: دسته اول نسبت‌هایی هستند که براثر لگاریتم خطی شدن ظاهر شده‌اند. این نسبت‌ها به‌صورت تقسیم مقدار با ثبات دو متغیر در روابط تعادلی ظاهر شده‌اند؛ که با استفاده از میانگین نسبت سری زمانی داده‌های واقعی متغیرهای مربوطه محاسبه شده‌اند (جدول ۱). دسته دوم پارامترهایی هستند که براساس مطالعات پیشین و محاسبات محقق مقداردهی شده‌اند جداول (۲)، (۳) و (۴).

جدول ۱: نسبت باثبات متغیرهای الگو

شاخص‌های کالیبره شده مدل	ایران	ترکیه	آمریکا
$\frac{\bar{C}}{\bar{Y}}$	۰/۴۷۲۶	۰/۶۲۲۶	۰/۶۷۸۶
$\frac{\bar{I}}{\bar{Y}}$	۰/۲۵۱۴	۰/۲۶۵۳	۰/۲۰۶۹
$\frac{\bar{G}}{\bar{Y}} = 1 - \frac{\bar{C}}{\bar{Y}} - \frac{\bar{I}}{\bar{Y}}$	۰/۲۷۶	۰/۱۱۲۱	۰/۱۱۴۵
$\frac{\overline{Y_N}}{\bar{Y}} = \frac{\bar{C}}{\bar{Y}}(1-\gamma_c) + \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} + \frac{\bar{I}}{\bar{Y}}(1-\gamma_i)$	۰/۶۶۱	۰/۵۴۵۴	۰/۶۸۵۳
$\frac{\overline{Y_D}}{\bar{Y}} = 1 - \frac{\overline{Y_N}}{\bar{Y}}$	۰/۳۳۹	۰/۴۵۴۶	۰/۳۱۴۷
$\frac{\bar{X}}{\overline{fr}}$	۰/۴۹	–	–
$\frac{\overline{dc}}{\overline{m}}$	۰/۴۶	–	–
$\frac{\overline{efr}}{\overline{m}}$	۰/۵۴	–	–
$\bar{r}$	۰/۰۸	–	–

منبع: محاسبات تحقیق

در جداول (۲) و (۳) و (۴) پارامترهای که نیاز به محاسبه محقق در دوره تحقیق داشته به‌این‌ترتیب است: پارامتر (n) بیانگر اندازه نسبی دو اقتصاد (ایران و ترکیه نسبت به ایالات‌متحده) که از تقسیم میانگین تولید ناخالص داخلی اسمی هرکدام از کشورها بر تولید ناخالص داخلی آمریکا به‌دست‌آمده است، (γ_c) سهم کالای قابل تجارت در مصرف ایران و ترکیه که مقادیر آن معادل مکمل میانگین سهم خدمات و کالای انرژی درسبد کالای مصرفی خانوارمی باشد، پارامتر (γ_i) اشاره به سهم کالای سرمایه‌ای قابل تجارت دارد، معادل میانگین سهم هزینه‌های سرمایه‌گذاری در کارهای غیر ساختمانی در کل هزینه سرمایه‌گذاری است.

جدول ۲: نتایج حاصل از مقداردهی ضرایب الگو برای اقتصاد ایران

ضریب	عنوان	مقدار	مأخذ
n	اندازه نسبی اقتصاد	۰,۰۲۳۴	محاسبات تحقیق
β	نرخ تنزیل زمانی	۰,۹۷۰۱	توکلیان و نائینی (۱۳۹۶)
τ	نرخ استهلاک	۰,۰۴۲	فطرس و توکلیان (۱۳۹۴)
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف کالاها	۱,۲	توکلیان و نائینی (۱۳۹۶)
ξ	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲,۸۶	توکلیان و نائینی (۱۳۹۶)
θ_w	پارامتر کالوو برای خانوار	۰,۶۸۴۵	توکلیان و نائینی (۱۳۹۶)
η	کشش تولید نسبت به سرمایه	۰,۴۱۲	فطرس و توکلیان (۱۳۹۴)
γ_c	سهم کالاهای تجاری در مصرف	۰,۴۹	محاسبات تحقیق
γ_i	سهم کالاهای تجاری در سرمایه‌گذاری	۰,۴۲۷۲	محاسبات تحقیق
b	عکس کشش بهره‌ای تقاضای مانده حقیقی پول	۲,۲۴	توکلیان (۱۳۹۱)

جدول ۳: نتایج حاصل از مقداردهی ضرایب الگو برای اقتصاد ترکیه

ضریب	عنوان	مقدار	مأخذ
n	اندازه نسبی اقتصاد	۰/۰۴۴	محاسبات تحقیق
β	نرخ تنزیل زمانی	۰/۹۹۲۸	الپ و الک داگ (۲۰۱۱)
τ	نرخ استهلاک	۰/۰۳۵	کنن[1] (۲۰۱۲)
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف کالاها	۱	الپ و الک داگ (۲۰۱۱)
ξ	عکس کشش عرضه نیروی کار	۱	کنن (۲۰۱۲)
θ_w	پارامتر کالوو برای خانوار	۰/۷۴۶	الپ و الک داگ (۲۰۱۱)
η	کشش تولید نسبت به سرمایه	۰/۴	الپ و الک داگ (۲۰۱۱)
γ_c	سهم کالاهای تجاری در مصرف	۰/۵۰۳۷	محاسبات تحقیق
γ_i	سهم کالاهای تجاری در سرمایه‌گذاری	۰/۵۰۰۶	محاسبات تحقیق

جدول ٤: نتایج حاصل از مقداردهی ضرایب الگو برای اقتصاد آمریکا

ضریب	عنوان	مقدار	مأخذ
n	اندازه نسبی اقتصاد	$\cong 1$	محاسبات تحقیق
β	نرخ تنزیل زمانی	۰,۹۹	اولریخ (۲۰۱۷)
τ	نرخ استهلاک	۰,۰۲۵	اولریخ (۲۰۱۷)
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف کالاها	۳,۳۳	ارگین[2] (۲۰۱۶)
ξ	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲,۴۷۵	والک[3] و دیگران (۲۰۱۷)
θ_w	پارامتر کالوو برای خانوار	۰,۷۳۹	والک و دیگران (۲۰۱۷)
η	کشش تولید نسبت به سرمایه	۰,۵۶۱	والک و دیگران (۲۰۱۷)
γ_c	سهم کالاهای تجاری در مصرف	۰,۳۳۴۵	محاسبات تحقیق
γ_i	سهم کالاهای تجاری در سرمایه‌گذاری	۰,۴۲۱۹	محاسبات تحقیق

1. Canan Yuksel
2. Ergene Salim
3. Walque Gregory & el

۵-٤. برآورد پارامترهای مدل

برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی و از الگوریتم متروپولیس هستینگز[1] با استفاده از جعبه‌ابزار داینر[2] برای نرم‌افزار متلب، استفاده شده است. بدین منظور دو زنجیره مستقل موازی که هر کدام یک‌میلیون بار تکرار شده است شبیه‌سازی‌شده و جهت اطمینان از صحت شبیه ساری ۵۰ درصد اول داده‌های شبیه ساری شده حذف گردیده است. نرخ متوسط پذیرش هر زنجیره ۰/۲۴ که دربازه (۰/۲ تا ۰/۴) است. برای برآورد این پارامترها ابتدا براساس ویژگی‌های پارامترها، نوع توزیع مشخص و میانگین پیشین پارامترها براساس مطالعات گذشته و برخی از آن‌ها براساس برآورد اولیه محققین ارائه می‌شود. براساس اطلاعات اولیه، نتایج حاصل از برآورد بیزی پارامترها و انحراف معیار آنان (میانگین و انحراف معیار پسین) در جداول (۵)، (۶) و (۷) ارائه شده است. لازم به ذکر است که توزیع پیشین هر پارامتر براساس ویژگی‌های آن پارامتر و ویژگی‌های توزیع موردنظر انتخاب شده است، برای مثال توزیع بتا، توزیعی است که با سه پارامتر میانگین، انحراف معیار، حد پایین و حد بالا مشخص می‌شود؛ بنابراین برای برآورد پارامترهایی که در بازه خاصی از اعداد قرار می‌گیرند، بهتر است از این توزیع استفاده شود. به همین سبب در مورد پارامترهایی مانند γ, β, α و ... که در بازه صفر تا یک قرار می‌گیرند، از توزیع بتا استفاده‌شده است. همچنین توزیع گاما، توزیعی بادامنه صفر تا بی‌نهایت است. به همین دلیل، برای پارامترهایی مانند η, σ و... که دارای دامنه مثبت هستند، از این توزیع استفاده می‌شود. درصورتی‌که برای این پارامترها از توزیع نرمال استفاده شود، ممکن است برای مشاهدات با چند انحراف معیار پایین‌تر از میانگین، به مقادیری برسیم که خارج از دامنه مدنظر برای آن پارامتر هستند (توکلیان و نائینی، ۱۳۹۵).

جدول ۵: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل برای اقتصاد ایران

ضریب	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	میانگین پسین	فاصله اطمینان ۹۰ درصدی پارامتر
h	عادت به مصرف	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۶۷۷۵	۰/۶۶۷۹- ۰/۶۸۴۰
α	سهم کالاهای تجاری داخلی	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۸۱۳۶	۰/۸۰۵۲ – ۰/۸۲۰۵
ξ_w	کشش جانشینی بین انواع نیروی کار	گاما	۳ (۰/۱۵)	۲/۸۳۳۰	۲/۸۱۹۹ – ۲/۸۴۴۶
s''	هزینه‌های تعدیل سرمایه	نرمال	۴ (۱/۵)	۹/۹۵۱۶	۹/۸۶۳۸ – ۱۰
θ_H	پارامتر کالوو برای بخش تجاری	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۶۹۸۷	۰/۶۹۲۵ – ۰/۷۰۳۵

1. Metropolis. Hastings algorithm
2. Dyner

θ_N	پارامتر کالوو برای بخش غیرتجاری	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۷۳۳۱	۰/۷۲۷۳ – ۰/۷۳۷۹
ρ	ضریب هموارسازی نرخ بهره	بتا	۰/۷ (۰/۱۵)	۰/۷۹۱۸	۰/۷۷۲۵ – ۰/۸۲۳۰
ρ_{aH}	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش تجاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۷۹۶۷	۰/۷۸۹۵ – ۰/۸۰۵۱
ρ_{aN}	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش غیرتجاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۶۰۳۷	۰/۵۷۶۵ – ۰/۶۲۱۶
ρ_d	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه ترجیحات	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۹۳۱۰	۰/۹۲۰۴ –۰/۹۴۵۵
ρ_i	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه سرمایه‌گذاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۵۷۳۶	۰/۵۶۳۵ – ۰/۵۸۳۲۱
ρ_m	ضریب حساسیت بانک مرکزی نسبت به حفظ سطح ثابتی از نرخ رشد پایه پولی	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۵۳۷۱	۰/۵۲۵۹ – ۰/۵۴۸۱
ρ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	−۱ (۱/۵)	−۰/۰۱۰۷	(−۰/۰۱۲۷) – (−۰/۰۰۸۷)
ρ_x	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	−۲ (۱/۵)	۰/۰۰۵۸	−۰/۰۰۴۷ – ۰/۰۱۶۵
ρ_t	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه تورم هدف	بتا	۰/۹ (۰/۱)	۰/۸۹۸۵	۰/۸۷۴۰ – ۰/۹۱۱۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۵: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل برای اقتصاد ترکیه

ضریب	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	میانگین پسین	فاصله اطمینان ۹۰ درصدی پارامتر
h	عادت به مصرف	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۶۴۹۴	۰/۶۰۶۷ – ۰/۷۰۱۷
α	سهم کالاهای تجاری داخلی	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۷۱۵۴	۰/۶۹۲۸ –۰/۷۵۲۵
ξ_w	کشش جانشینی بین انواع نیروی کار	گاما	۳ (۰/۱۵)	۲/۸۴۵۶	۲/۷۸۸۴ – ۲/۹۰۱۶
s''	هزینه‌های تعدیل سرمایه	نرمال	۴ (۱/۵)	۵/۳۰۴۶	۴/۹۱۷۶ – ۵/۶۷۷۷
θ_H	پارامتر کالوو برای بخش تجاری	بتا	۰/۷ (۰،۰۵)	۰/۷۳۰۵	۰/۷۲۳۶– ۰/۷۳۷۸
θ_N	پارامتر کالوو برای بخش غیرتجاری	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۷۹۸۶	۰/۷۷۴۸ – ۰/۸۱۰۸
ρ	ضریب هموارسازی نرخ بهره	بتا	۰/۷ (۰/۱۵)	۰/۵۴۰۹	۰/۵۱۳۹ – ۰/۵۷۲۴
ρ_{aH}	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش تجاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۶۲۹۹	۰/۵۸۷۹ – ۰/۶۵۷۵

ρ_{aN}	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش غیرتجاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۷۶۵۷	۰/۷۴۸۸ – ۰/۷۷۸۶
ρ_d	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه ترجیحات	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۷۱۰۶	۰/۶۸۲۴ – ۰/۷۴۸۲
ρ_i	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه سرمایه‌گذاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۹۱۱۰	۰/۸۹۷۰ – ۰/۹۳۷۲

منبع: محاسبات تحقیق

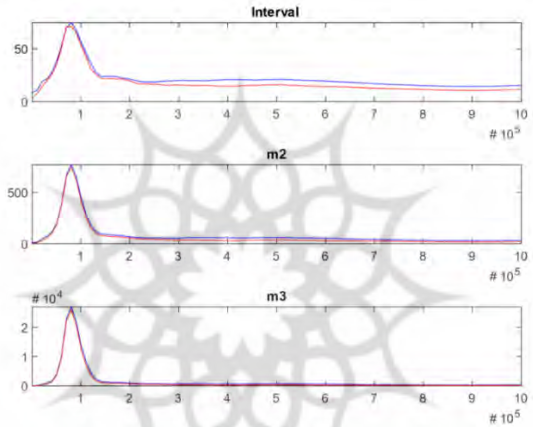
جدول ۷: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل برای اقتصاد آمریکا

ضریب	توضیحات	چگالی	میانگین پیشین (انحراف معیار)	میانگین پسین	فاصله اطمینان ۹۰ درصدی پارامتر
h^*	عادت به مصرف	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۶۲۷۸	۰/۶۲۱۰ – ۰/۶۳۷۲
α^*	سهم کالاهای تجاری داخلی	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۷۸۵۲	۰/۷۷۶۵ –۰/۷۹۳۴
ξ_w^*	کشش جانشینی بین انواع نیروی کار	گاما	۳ (۰/۱۵)	۳/۲۵۴۸	۳/۲۲۵۳ – ۳/۲۹۱۰
s''^*	هزینه‌های تعدیل سرمایه	نرمال	۴ (۱,۵)	۲/۰۹۴۸	۱/۷۷۶۹ – ۲/۳۹۲۴
${\theta_F}^*$	پارامتر کالوو برای بخش تجاری	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۷۱۰۰	۰/۷۰۳۰ – ۰/۷۱۳۸
${\theta_N}^*$	پارامتر کالوو برای بخش غیرتجاری	بتا	۰/۷ (۰/۰۵)	۰/۷۷۴۷	۰/۷۷۱۴ – ۰/۷۷۹۹
ρ^*	ضریب هموارسازی نرخ بهره	بتا	۰/۷ (۰/۱۵)	۰/۸۹۵۸	۰/۸۷۸۶ – ۰/۹۱۳۳
${\rho_{aF}}^*$	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش تجاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۷۳۸۵	۰/۷۲۴۴ – ۰/۷۵۰۹
${\rho_{aN}}^*$	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش غیرتجاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۸۴۹۲	۰/۸۳۹۰ –۰/۸۵۷۶
${\rho_d}^*$	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه ترجیحات	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۸۱۱۳	۰/۸۰۰۵ – ۰/۸۲۰۹
${\rho_i}^*$	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه سرمایه‌گذاری	بتا	۰/۷ (۰/۱)	۰/۶۵۰۱	۰/۶۴ – ۰/۶۶
ψ_y^*	کشش نرخ بهره نسبت به تولید	گاما	۰/۲۵ (۰/۱)	۰/۳۰۲۱	۰/۲۸۲۱ – ۰/۳۲۲۲
ψ_π^*	کشش نرخ بهره نسبت به تورم	گاما	۱/۳ (۰/۱۵)	۱/۳۸۱۲	۱/۳۶۴۸ – ۱/۳۹۶۱

منبع: محاسبات تحقیق

برای بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش MCMC[1] از آزمون تشخیصی تک‌متغیره و چند متغیره بروکز و گلمن[2] (۱۹۹۸)، استفاده‌شده است که نتایج آن برای مدل ایران و ترکیه به‌ترتیب در نمودارهای (۱) و (۲) می‌باشد. آزمون تشخیصی بروکز و گلمن (۱۹۹۸)، سه شاخص بانام‌های m_3، m_2 ، $interval$ از طریق MCMC ارائه می‌دهد که به‌ترتیب بیانگر فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین واریانس و گشتاور سوم پارامترهاست.

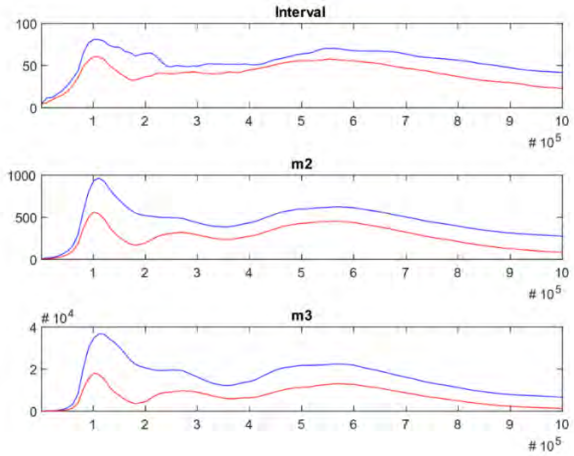
بر این اساس، آزمون تک متغیره واریانس درون نمونه‌ای و بین نمونه‌ای تمام پارامترها به یکدیگر نزدیک و در نهایت، به مقدار ثابتی هم گرا می‌شوند. با درستی این آزمون می‌توان گفت، نتایج برآورد رویکرد بیزی با استفاده از روش MCMC از صحت خوبی برخوردار هستند.



نمودار ۱: آزمون تشخیصی بروکز وگلمن در مدل ایران و آمریکا

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Monet Carlo Markov Chain(MCMC)
2. Brooks & Gelman



نمودار ۲: آزمون تشخیصی بروکز وگلمن در مدل *ترکیه* و آمریکا[1]

۵-۵. تجزیه‌وتحلیل توابع عکس‌العمل آنی

توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان، هنگام وارد شدن شوکی به‌اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهند. در این مطالعه اثر پنج شوک ساختاری: شوک سیاست پولی، شوک منفی سرمایه‌گذاری، شوک تورم جهانی که از طریق شوک کاهش بهره‌وری در بخش قابل‌تجارت و غیرقابل‌تجارت و شوک صرف ریسک که از طریق شوک ترجیحات به خانوارهای اقتصاد آمریکا (که در این پژوهش به‌عنوان نماینده دنیا می‌باشد) داده‌شده است، استفاده گردید سپس واکنش متغیرهای مهم کلان اقتصادی ایران و ترکیه به آن‌ها مشخص شده است.

۵-۵-۱. آثار شوک سیاست پولی خارجی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران و ترکیه

در نمودار شماره (۳) آثار ۱۰ درصد شوک سیاست پولی خارجی به متغیرهای مهم اقتصاد ایران با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی[2] نشان داده شده است.

با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی سیاست پولی به اقتصاد خارج، تولید ناخالص داخلی کل ایران و ترکیه به‌ترتیب در ابتدا به اندازه ۷۷ و ۹۱ درصد تحت تأثیر قرارگرفته و کاهش می‌یابند. این کاهش درهر دو بخش تولید کالاهای قابل‌تجارت و کالاهای غیرقابل‌تجارت و در هر دو اقتصاد ایران و ترکیه اتفاق می‌افتد. سپس تولید کل در هر دو کشور به‌تدریج افزایش یافته و نهایتاً اثر شوک در ایران پس از ۱۰ و در ترکیه پس از ۸ دوره خنثی می‌شود. دراثر این شوک مصرف کل ایران و ترکیه در ابتدا به‌ترتیب به میزان ۳ درصد و ۰/۹ درصد افزایش می‌یابد. افزایش مصرف در ایران هم در بخش مصرف کالای

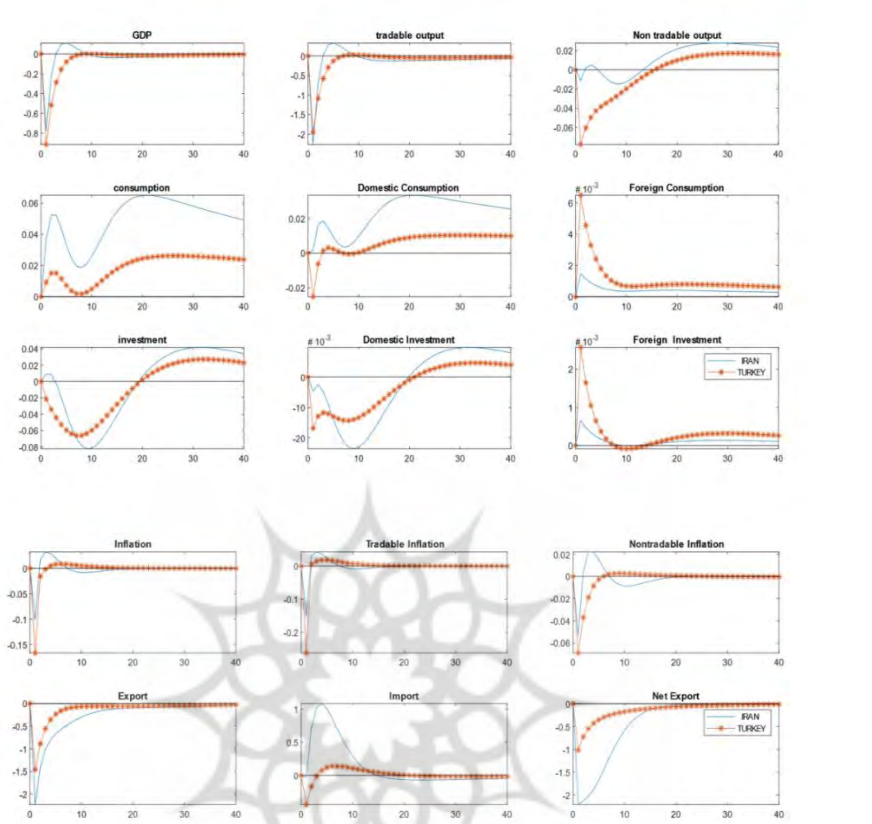
---

۱. منحنی آبی معیاری برای واریانس درون‌نمونه‌ای و منحنی قرمز معیاری برای واریانس بین نمونه‌ای است. چنانچه دو منحنی رسم شده در این شکل برای گشتاورهای مرتبه اول تا سوم هرکدام از پارامترها به یکدیگر ودرعین حال به یک مقدار ثابت میل کنند، برآورد صورت گرفته صحیح خواهد بود (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶: ۴۵۴).

2. Impulse Response Function

ساخت داخل و هم در بخش مصرف کالای ساخت خارجی اتفاق می‌افتد درحالی‌که افزایش مصرف در ترکیه فقط در بخش مصرف کالای ساخت خارج می‌باشد و در بخش مصرف از کالای ساخت داخل، با کاهش مواجه است. درمجموع افزایش اولیه مصرف کل در اثر شوک سیاست پولی، در هر دو اقتصاد تا دوره دوم ادامه دارد. سپس به‌تدریج به میزان ۱ و ۰/۱ درصد برای ایران و ترکیه، در دوره‌ی هشتم کاهش می‌یابد. نهایتاً ایران بعد از دوره ۳۸ و ترکیه بعد از دوره ۱۷ به سمت وضعیت باثبات خود می‌روند. با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی سیاست پولی به دنیا، نرخ تورم ایران در لحظه اول ۱۰ واحد درصد و نرخ تورم ترکیه ۱۶ واحد درصد کاهش می‌یابد پس‌ازآن اثر شوک در ایران در دوره ۱۹ و در ترکیه در دوره ۱۰ خنثی می‌شود. سرمایه‌گذاری کل ایران در ابتدا نسبت به شوک سیاست پولی خارجی به‌اندازه ۰/۹ واکنش مثبت نشان می‌دهد این واکنش تنها متأثر از سرمایه‌گذاری خارجی است زیرا سرمایه‌گذاری داخلی از این شوک اثر منفی گرفته است. تأثیر شوک سیاست پولی در لحظه اول در ترکیه کاهش ۲ درصدی می‌باشد این کاهش متأثر از سرمایه‌گذاری داخلی می‌باشد زیرا سرمایه‌گذاری خارجی از این شوک در ابتدا تأثیر مثبت گرفته است. افزایش اولیه در سرمایه‌گذاری کل ایران تا دوره ۱۱ و کاهش اولیه در سرمایه‌گذاری کل ترکیه تا دوره ۹ ادامه دارد پس‌ازآن سرمایه‌گذاری در هر دو اقتصاد روند افزایشی به خود می‌گیرد. در انتها ایران بعد از دوره ۳۹ و ترکیه بعد از دوره ۲۵ به سمت وضعیت باثبات خود می‌روند. شوک پولی ابتدا صادرات ایران و ترکیه را به‌ترتیب ۲۲ و ۱۰ درصد کاهش می‌دهد؛ و پس‌ازآن روند کاهش صادرات کمتر می‌شود و نهایتاً ایران در دوره ۱۶ و ترکیه در دوره ۸ به‌سمت وضعیت باثبات خود حرکت می‌کنند. در اثر همین شوک، واردات ایران و ترکیه به‌ترتیب ۲/۵ و ۴۳ درصد کاهش می‌یابند و سپس واردات ایران در دوره ۵ به ۱۰۸ درصد و ترکیه به ۷ در صد در همین دوره افزایش پیدا می‌کنند. درآخر، اثر شوک در ایران بعد از ۱۲ دوره و در ترکیه بعد از ۹ دوره می‌شود. واکنش خالص صادرات ایران و ترکیه از شوک پولی دنیا در ابتدا به‌ترتیب ۲۲۱ و ۱۰۱ درصد کاهش می‌باشد سپس هر دو روند افزایشی می‌گیرند. سرانجام ایران در دوره ۱۴ و ترکیه در دوره ۸ به‌سمت وضعیت باثبات پیش می‌روند.

پرتال جامع علوم انسانی



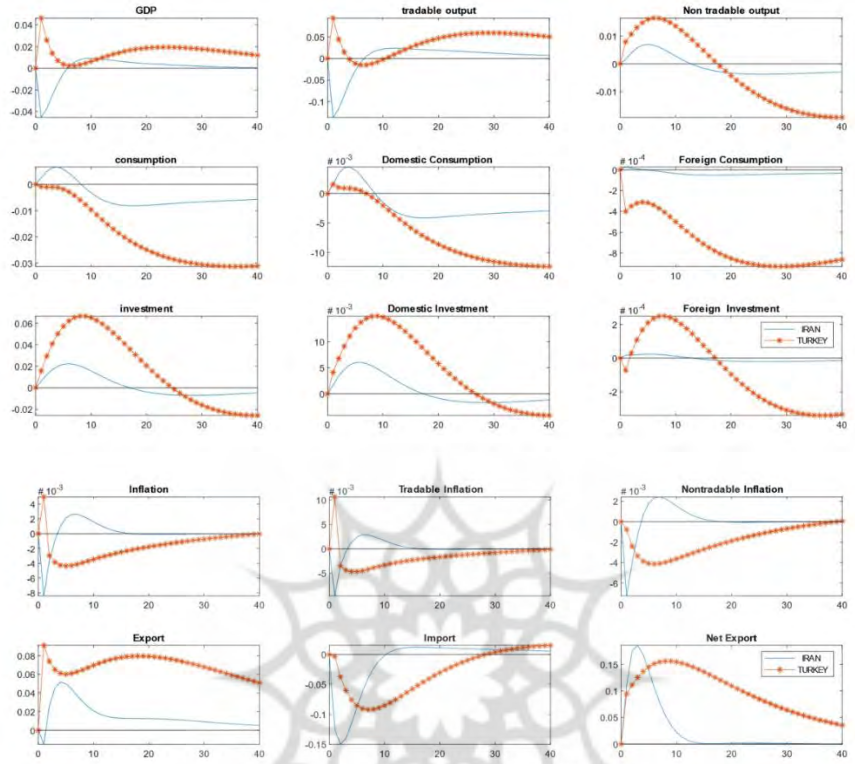
نمودار ۳: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک سیاست پولی به‌اندازه ۱۰٪

۵-۵-۲. آثار شوک منفی سرمایه‌گذاری خارجی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران و ترکیه

همان‌طور که از نمودار (۴) ملاحظه می‌شود، اثر شوک منفی سرمایه‌گذاری بر تولید کل ایران در ابتدا به‌اندازه ۴/۵ درصد کاهش و ترکیه ۴/۶ درصد افزایش می‌باشد. با توجه به نمودار، کاهش تولید کل در ایران به‌دلیل کاهش تولید کالاهای قابل‌تجارت است چراکه اثر شوک بر تولید کالاهای غیرقابل تجارت مثبت بوده است؛ اما در ترکیه افزایش اولیه تولید کل، متأثر از افزایش تولید در هر دو بخش تولید کالاهای قابل تجارت و کالاهای غیرقابل‌تجارت می‌باشد. روند تولید کل به‌تدریج و بعد از ۸ دوره در ایران به ۰/۸ درصد افزایش و در ترکیه به ۰/۳ درصد کاهش می‌رسد. نهایتاً ایران در دوره ۱۸ و ترکیه در دوره ۲۹ به‌سمت وضعیت باثبات خود می‌روند.

در اثر شوک ۱۰ درصدی منفی سرمایه‌گذاری، مصرف کل ایران و ترکیه در ابتدا به‌ترتیب به میزان ۰/۲ درصد افزایش و ترکیه ۰/۰۸ درصد کاهش می‌یابد. همان‌طور که در نمودار (۴) مشخص است،

افزایش مصرف کل در ایران بیشتر تحت تأثیر افزایش مصرف از کالاهای داخلی است و کاهش مصرف کل در ترکیه بیشترتحت تأثیر کاهش مصرف از کالاهای خارجی است. پس از اثر اولیه شوک بر مصرف کل هر دو اقتصاد، مصرف کل ایران به میزان ۰/۷ درصد تا دوره ۱۵ با کاهش مواجه می‌شود ولی مصرف کل در ترکیه تا دوره ۴۰ همچنان به روند نزولی خود ادامه می‌دهد. نهایتاً ایران بعد از دوره ۱۶ به‌تدریج به روند باثبات خود برمی‌گردد اما اثر این شوک بر مصرف کل ترکیه پایدارتر می‌ماند. با وارد شدن شوک ۱۰ درصدی منفی سرمایه‌گذاری، نرخ تورم ایران درلحظه اول ۰/۸ واحد درصد کاهش و نرخ تورم ترکیه ۰/۴ واحد درصد افزایش می‌یابند پس‌ازآن اثر این شوک در ایران پس از ۱۶ دوره و در ترکیه پس از ۳۴ دوره خنثی می‌شود. سرمایه‌گذاری کل ایران در ابتدا نسبت به این شوک به‌اندازه ۰/۶ درصد و در ترکیه ۱/۵ درصد واکنش مثبت نشان می‌دهد. این روند افزایشی در ایران تا دوره ۶ و در ترکیه تا دوره ۹ ادامه می‌یابد. سپس سرمایه‌گذاری درهر دو اقتصاد ایران و ترکیه کاهش‌یافته و در انتها اثر این شوک در ایران بعد از ۱۹ دوره خنثی می‌شود و اثر آن در ترکیه پایدار ترمی‌ماند. دلیل این امر می‌تواند وابستگی ترکیه به سرمایه‌گذاران خارجی باشد. همان‌طور که از نمودارها قابل‌مشاهده است سرمایه‌گذاری خارجی ایران تأثیر خاصی از شوک سرمایه‌گذاری خارجی نمی‌گیرد درحالی‌که هم سرمایه‌گذاری داخلی وهم سرمایه‌گذاری خارجی ترکیه نسبت به ایران بیشتر از این شوک متأثر می‌شوند این موضوع درروند رسیدن به ثبات اقتصاد دو کشور نیز تأثیرگذار بوده است. شوک منفی سرمایه‌گذاری خارجی در ابتدا صادرات ایران به ۱/۵ درصد کاهش و صادرات ترکیه را ۹ درصد افزایش رساند. پس‌ازآن صادرات ایران تا فصل ۴ روند افزایش را تجربه کرد و بعدازآن روند کاهشی و در آخر در فصل ۲۹ به سمت وضعیت باثبات خود حرکت کرد ترکیه نیز بعد از افزایش اولیه ناشی از شوک، روند نزولی را تا دوره ۶ طی کرد ومجددا افزایش را تا دوره ۱۸ داشت و پس‌ازآن روند کاهشی را طی کرد ولی اثر شوک بر صادرات ترکیه پایدار تربوده است. دراثر شوک منفی سرمایه‌گذاری خارجی، واردات ایران و ترکیه به‌ترتیب ۱۲ درصد ۰/۳ درصد کاهش می‌یابد این روند کاهشی در ایران تا دوره ۲ و در ترکیه تا دوره ۸ ادامه می‌یابد و بعداً از آن هر دو اقتصاد روند افزایشی پیدا می‌کنند. این روند افزایشی در ایران تا دوره ۱۱ و در ترکیه تا دوره ۴۰ ادامه می‌یابد. سپس در فصل ۱۳ ایران به‌سمت وضعیت باثبات خودمی رود ولی ترکیه بعداز دوره ۴۰ هم به‌سمت وضعیت باثبات نمی‌رود و این به معنای ایناست که اثر این شوک بر واردات ترکیه پایدارتر می‌باشد. نهایتاً واکنش اولیه‌ی خالص صادرات ایران و ترکیه از شوک منفی سرمایه‌گذاری خارجی به‌ترتیب ۱۱ و ۹ درصد افزایش می‌باشد سپس ایران تا دوره ۳ به روند افزایشی را ادامه داده پس‌ازآن به‌تدریج کاهش می‌یابد و از دوره ۱۴ و ترکیه از دوره ۳۹ به‌سمت وضعیت باثبات خود می‌روند.

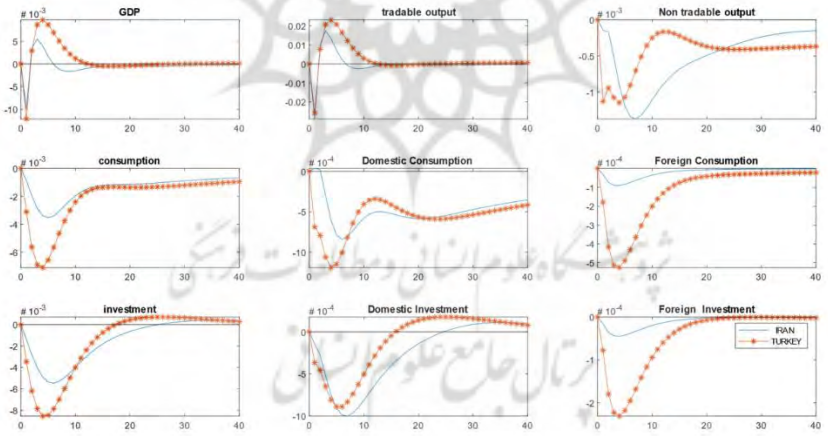


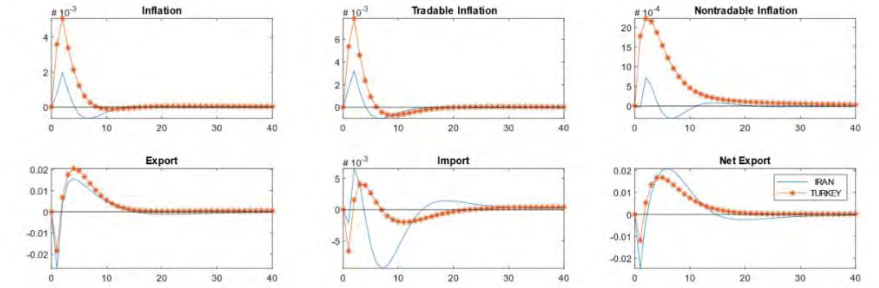
نمودار ٤: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک سرمایه‌گذاری خارجی به‌اندازه ۱۰٪

۵-۵-۳. آثار شوک منفی بهره‌وری بخش قابل‌تجارت خارجی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران و ترکیه

همان‌طور که در نمودار (۵) گزارش شده است، با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری بخش قابل تجارت اقتصاد خارج، تولید ناخالص داخلی ایران و ترکیه به‌ترتیب در ابتدا به‌اندازه ۰/۹ و ۱ درصد کاهش می‌یابند. سپس تولید کل به‌دلیل افزایش تولید کالای قابل‌تجارت در هر دو اقتصاد به‌تدریج افزایش می‌یابد و نهایتاً ایران در فصل ۱۴ و ترکیه در فصل ۱۱ به‌سمت وضعیت باثبات خود می‌روند. این شوک مصرف کل ایران و ترکیه را در ابتدا به‌ترتیب به میزان ۰/۰۸ و ۰/۳ درصد کاهش می‌دهد. این کاهش با توجه به نمودارهای مصرف کالای ساخت داخل و مصرف کالای ساخت خارج هر دو اقتصاد، نشان می دهد که بیشتر تحت تأثیر کاهش مصرف کالاهای ساخت داخل در هر دو کشور اتفاق می‌افتد. این وضعیت تا دوره ۵ برای ایران و دوره ۴ برای ترکیه ادامه دارد و سپس به‌تدریج روند مصرف کل برای ایران و ترکیه، افزایش می‌یابد. نهایتاً در دوره ۱۴ ایران و ترکیه به سمت وضعیت باثبات خود برمی‌گردند. با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری به بخش قابل‌تجارت خارج،

نرخ تورم ایران در لحظه اول ۰/۰۰۸ واحد درصد و نرخ تورم ترکیه ۰/۳ واحد درصد افزایش می‌یابند. روند افزایش برای ایران و ترکیه تا دوره ۲ اتفاق می‌افتد و پس‌ازآن هر دو اقتصاد ایران و ترکیه روند کاهشی دارند نهایتاً ایران در فصل ۱۲ و ترکیه در فصل ۸ به‌سمت وضعیت باثبات خود می‌روند. سرمایه‌گذاری ایران در ابتدا نسبت به شوک به‌اندازه ۰/۱ درصد و ترکیه به‌اندازه ۰/۳ درصد واکنش منفی نشان می‌دهد. این روند در ایران تا دوره ۶ ودرترکیه تا دوره ۵ ادامه دارد و پس‌ازآن روند افزایشی در هردو اقتصاد اتفاق می‌افتد؛ و در انتها ایران بعد از دوره ۲۴ و ترکیه بعد از دوره ۱۷ به‌سمت وضعیت باثبات حرکت می‌کنند. نسبت به شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری به بخش قابل‌تجارت خارج، ابتدا صادرات ایران و ترکیه را به‌ترتیب ۲/۶ و ۱/۸ کاهش می‌دهد؛ و پس‌ازآن تا دوره ۸ روند افزایشی می‌یابد و نهایتاً هر دو اقتصاد از دوره ۱۵ به‌سمت وضعیت باثبات خود حرکت می‌کنند. دراثر این شوک، واردات ایران و ترکیه به‌ترتیب ۰/۲ و ۰/۶ درصد کاهش می‌یابد. پس از یک فراز و یک فرود نهایتاً اقتصاد ایران در دوره ۲۸ و اقتصاد ترکیه در دوره ۲۰ به‌سمت وضعیت باثبات خود حرکت می‌کنند. در مجموع واکنش خالص صادرات ایران و ترکیه از شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری به بخش قابل‌تجارت خارج، به‌ترتیب ۲ و ۱ درصد در ابتدا کاهش است و پس از یک فرازوفرود ایران از دوره ۳۰ ام و ترکیه از دوره ۱۹ به‌سمت وضعیت باثبات خود پیش می‌روند.





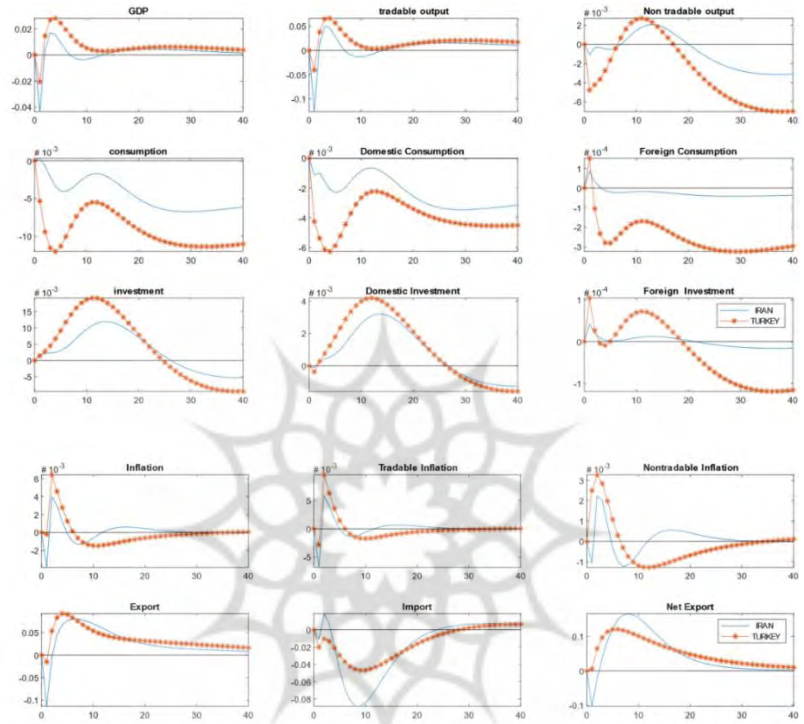
نمودار ۵: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک بهره‌وری بخش قابل تجارت خارجی به‌اندازه ۱۰٪

۵-۵-٤. آثار شوک منفی بهره‌وری روی بخش غیرقابل‌تجارت خارجی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران و ترکیه:

در نمودار شماره (۶) آثار ۱۰ درصد شوک منفی بهره وری بخش غیرقابل‌تجارت خارجی به متغیرهای مهم اقتصاد ایران با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی نشان داده‌شده است. در اثر این شوک تولید ناخالص داخلی کل ایران و ترکیه به‌ترتیب در ابتدا به‌اندازه ۴ و ۲ درصد کاهش می‌یابند. این کاهش تحت تأثیر کاهش درهر دو بخش تولید کالاهای قابل تجارت و کالاهای غیرقابل تجارت در هر دو اقتصاد ایران و ترکیه اتفاق می‌افتد. سپس به‌تدریج افزایش‌یافته و نهایتاً ایران در فصل ۱۶ و ترکیه در فصل ۱۱ به‌سمت وضعیت باثبات خود می‌رسند.

مصرف کل ایران و ترکیه در ابتدا به‌ترتیب به میزان ۰/۰۳ درصد افزایش و ۰/۵ درصد کاهش می‌دهد. همان‌طور که در نمودار مشخص است، افزایش مصرف کل در ایران بیشتر تحت تأثیر افزایش مصرف از کالاهای ساخت خارج می‌باشد و کاهش مصرف کل در ترکیه بیشترتحت تأثیر کاهش مصرف از کالاهای ساخت داخل می‌باشد. ایران تا دوره ۶ و ترکیه تا دوره ۵ روند کاهشی دارند و پس از آن روند افزایشی را تجربه می‌کنند و نهایتاً ایران و ترکیه در دوره ۲۳ به سمت وضعیت باثبات خود برمی‌گردند. با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری به بخش غیرقابل‌تجارت خارج، نرخ تورم ایران درلحظه اول ۰/۳ واحد درصد و نرخ تورم ترکیه ۰/۰۱ واحد درصد کاهش می‌یابند و بعدازآن تا دوره ۴ برای ایران و دوره ۵ برای ترکیه روند افزایشی به‌اندازه ۰/۱ و ۰/۲ دارند، پس‌ازآن مجدداً هردو اقتصاد روند کاهشی دارند و نهایتاً هر دو اقتصاد در دوره ۲۹ به سمت وضعیت باثبات خود پیش می‌روند. سرمایه‌گذاری ایران و ترکیه در ابتدا نسبت به شوک به‌اندازه ۰/۱ درصد واکنش مثبت نشان می‌دهند. این روند در ایران تا دوره ۱۴ و در ترکیه تا دوره ۱۲ ادامه دارد و پس‌ازآن روند نزولی در هر دو اقتصاد اتفاق می‌افتد؛ و در نهایت بعد از دوره ۴۰ به‌سمت تعادل می‌روند. نسبت به شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری به بخش غیرقابل تجارت دنیا، در ابتدای شوک، خالص صادرات ایران ۱۰ درصد کاهش و

صادرات ترکیه ۰/۵ درصد افزایش می‌یابد. پس‌ازآن ترکیه تا دوره ۶ به روند افزایشی خود ادامه می‌دهد و ایران از دوره ۳ تا دوره ۸ افزایش را تجربه می‌کند و پس‌ازآن روند کاهشی دارد نهایتاً هر دو اقتصاد بعد از دوره سی‌ام به‌سمت وضعیت باثبات خود حرکت می‌کنند.



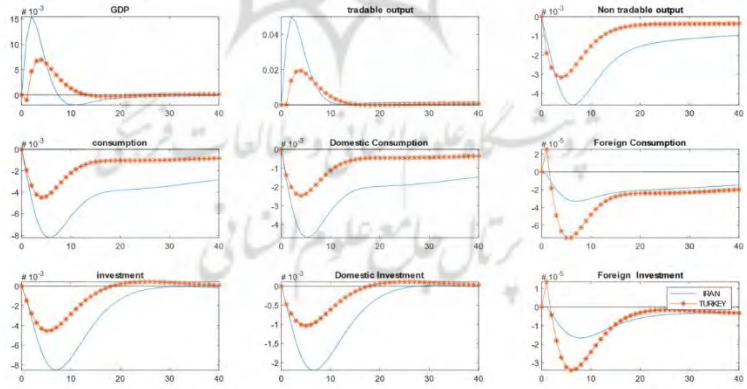
نمودار ٦: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک بهره‌وری بخش غیرقابل تجارت خارجی به‌اندازه ۱۰٪

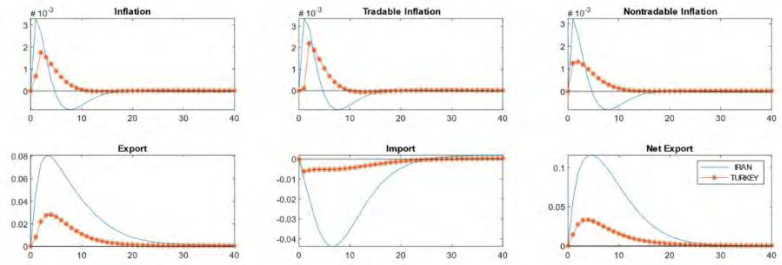
۵-۵-۵. آثار شوک مثبت ترجیحات مصرف (صرف ریسک[1]) بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران و ترکیه:

همانطورکه از نمودار (۷) ملاحظه می‌شود، اثر شوک مثبت ترجیحات مصرف بر تولید ناخالص داخلی کل ایران در ابتدا به‌اندازه ۱ درصد افزایش و ترکیه ۰/۱ درصد کاهش می‌باشد. افزایش تولید کل در ایران به‌دلیل افزایش تولید کالاهای قابل تجارت است؛ اما در ترکیه کاهش اولیه تولید کل، متأثر از کاهش تولید در بخش تولید کالاهای غیرقابل تجارت می‌باشد. پس از اولین واکنش ایران تا دوره ۲ و ترکیه تا دوره ۴ روند افزایشی دارند سپس مجدداً روند کاهشی پیدا می‌کنند و نهایتاً ایران در فصل ۱۷ و ترکیه بعد از دوره ۱۲ به وضعیت به ثبات خود می‌رسند. مصرف کل ایران و ترکیه در ابتدای شوک،

1. Risk Premium

به‌ترتیب به میزان ۰/۲ درصد و ۰/۱ درصد کاهش می‌یابد. این کاهش با توجه به نمودارهای مصرف کالای ساخت داخل و مصرف کالای ساخت خارج هردو اقتصاد، نشان می‌دهد که ایران تحت تأثیر کاهش مصرف در کالاهای ساخت داخل وساخت خارج است اما در ترکیه کاهش مصرف کل تحت تأثیر کاهش مصرف از کالاهای ساخت داخل می‌باشد. روند کاهش مصرف کل برای ایران تا دوره ۶ و برای ترکیه تا دوره ۴ ادامه دارد. نهایتاً ایران بعداز دوره ۱۸ و ترکیه بعد از ۱۶ دوره به‌تدریج به روند باثبات خود برمی‌گردند. با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی ترجیحات مصرف به خارج، نرخ تورم ایران در لحظه اول ۰/۳ واحد درصد و ترکیه ۰/۰۶ واحد درصد افزایش می‌یابند. سپس ایران از دوره ۲ و ترکیه از دوره ۳ شروع به روند نزولی می‌کنند پس‌ازآن ایران در فصل ۱۶ بعد از طی روند افزایشی به وضعیت باثبات خود می‌رسد و ترکیه از فصل ۱۰ به سمت وضعیت باثبات خود می‌رود. سرمایه‌گذاری ایران و ترکیه در ابتدا نسبت به شوک به‌اندازه ۰/۱ درصد واکنش منفی نشان می‌دهد. سپس سرمایه‌گذاری درهر دو اقتصاد ایران و ترکیه کاهش‌یافته این روند کاهشی در ایران تا دوره ۷ و در ترکیه تا دوره ۵ ادامه دارد. نهایتاً ایران در دوره ۲۸ و ترکیه در دوره ۱۸ به سمت وضعیت باثبات خودپیش می‌روند. شوک مثبت ترجیحات مصرف در ابتدا خالص صادرات ایران به ۵ درصد افزایش و خالص صادرات ترکیه را ۱ درصد افزایش رساند. پس‌ازآن خالص صادرات ایران تا فصل ۶ و ترکیه تا فصل ۴ روند افزایشی را تجربه می‌کنند و بعدازآن هر دو اقتصاد روند کاهشی دارند. در آخر ایران در فصل ۲۴ به سمت وضعیت باثبات خود حرکت کرد و ترکیه در فصل ۱۷ به وضعیت باثبات خود نزدیک می‌شوند.





نمودار ۷: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک ترجیحات مصرف به‌اندازه ۱۰٪

نتیجه‌گیری

همانطورکه در بخش مبانی نظری بحث شد به دلیل وضعیت مبهمی که در خصوص جایگاه اقتصاد ایران در اقتصاد بین‌الملل و تأثیر پذیری اقتصاد ایران از اقتصاد جهانی وجود دارد در این پژوهش بهدنبال پاسخ به این سؤال بودیم که آیا اقتصاد ایران علیرغم اینکه اقتصاد نسبتاً بسته‌ای است، از اثرات بحران مالی جهانی مصون است یا خیر؟ برای پاسخ به این پرسش اقتصاد ترکیه نیز که از اقتصاد نسبتاً بازتری برخوردار است موردبررسی و مقایسه قرار گرفت.

در این راستا یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از مدل نظری اثر بحران مالی بر اقتصاد ایران و ترکیه – با توجه به ویژگی‌های اقتصادی خاص هر کشور– در چارچوب مکتب کینزی جدید، تبیین شده است. نخست با توجه به واقعیت‌های اقتصاد ایران یک مدل دو کشوری که در یک‌طرف آن اقتصاد ایران و در طرف دیگر بقیه دنیا قرار دارد تصریح گردیده است سپس یک مدل دو کشوری دیگر برای اقتصاد ترکیه با توجه به ساختار اقتصادی آن و بقیه دنیا تصریح شده است. نوآوری این مطالعه طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی دو کشوری مبتنی بر ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران همچون اقتصاد نسبتاً بسته، دارای بانک مرکزی نیمه‌مستقل، دارای سیاست نرخ ارز شناور مدیریت‌شده در مقابل، ویژگی‌های خاص اقتصاد ترکیه همچون اقتصاد نسبتاً باز، دارای بانک مرکزی مستقل و دارای سیاست ارزی شناور و نیز مقایسه تأثیرپذیری هرکدام از این دو اقتصاد از بحران مالی می‌باشد؛ بنابراین، این تحقیق می‌تواند جزء اولین الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی دو کشوری باشد که امکان مقایسه میزان اثرپذیری از بحران مالی را در دو اقتصاد ناهمگن، فراهم آورده است. در این مطالعه اثرات بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران و ترکیه به‌طور جداگانه از طریق اعمال پنج شوک ساختاری: شوک منفی سیاست پولی (از طریق کاهش نرخ بهره) جهانی، شوک منفی سرمایه‌گذاری، شوک تورم جهانی که از طریق شوک کاهش بهره‌وری در بخش قابل تجارت و غیرقابل تجارت و شوک مثبت صرف ریسک که از طریق شوک ترجیحات به خانوارهای اقتصاد آمریکا (که در این پژوهش

به‌عنوان نماینده دنیا می‌باشد) داده شده است. سپس واکنش متغیرهای مهم کلان اقتصادی ایران و ترکیه همچون: تولید ناخالص داخلی کل، مصرف کل داخلی، تورم کل داخلی، سرمایه‌گذاری کل داخلی بررسی گردید. پارامترهای مدل با استفاده از داده‌های فصلی تعدیل‌شده اقتصاد ایران، ترکیه و آمریکا (به‌عنوان اقتصاد جهان)، طی دوره‌ی ۱۹۹۸:۱ تا ۲۰۱۷:۴ و با به‌کارگیری روش بیزی و الگوریتم متروپولیس هستینگز برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که: اثر شوک ۱۰ درصدی سیاست پولی (کاهش نرخ بهره جهانی) بر سرمایه‌گذاری کل و مصرف کل ایران مثبت وبر تولید ناخالص داخلی کل و تورم کل و خالص صادرات منفی بوده است؛ اما این شوک در اقتصاد ترکیه، بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی کل، سرمایه‌گذاری کل تورم کل و خالص صادرات اثر منفی و بر مصرف کل آن کشور اثر مثبت داشته است. اثر شوک ۱۰ درصدی منفی سرمایه‌گذاری جهانی بر متغیرهای تولید کل و تورم کل اقتصاد ایران منفی و بر سرمایه‌گذاری کل مصرف کل و خالص صادرات مثبت بوده است؛ و اثر همین شوک بر متغیر مصرف کل اقتصاد ترکیه منفی و بر چهار متغیر مهم دیگرتحت بررسی یعنی متغیرهای تولید کل، تورم کل، سرمایه‌گذاری کل و خالص صادرات مثبت بوده است.

اثر شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری در بخش قابل تجارت جهانی نیز بر متغیرهای تولید کل، مصرف کل، سرمایه‌گذاری کل و خالص صادرات در هر دو اقتصاد ایران و ترکیه منفی و برتورم کل هر دو اقتصاد، مثبت بوده است. با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری به بخش غیرقابل تجارت جهانی، مصرف کل و سرمایه‌گذاری کل در اقتصاد ایران تأثیر مثبت و مابقی متغیرهای تحت بررسی در این اقتصاد اثر منفی می‌گیرند. در اقتصاد ترکیه نیز به‌جز دو متغیر سرمایه‌گذاری و خالص صادرات بقیه متغیرهای تحت بررسی در این مطالعه از شوک منفی بهره‌وری تأثیر منفی می‌گیرند. نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت ترجیحات مصرف که اسمتز و وترز[1] از آن به‌عنوان شوک صرف ریسک نام می‌برد برمتغیرهای سرمایه‌گذاری و مصرف کل ایران تأثیر منفی وبر بقیه متغیرهای موردبررسی تأثیر مثبت دارد. اثر این شوک بر متغیرهای تورم کل و خالص صادرات در ترکیه مثبت و بر بقیه متغیرهای این اقتصاد اثر منفی دارد. برآورد مدل نشان می دهد که اثر اکثر شوک ها در اقتصاد ایران ماندگارتر از اقتصاد ترکیه است، لذا می توان نتیجه گرفت که هر دو اقتصاد از بحران متأثر شده‌اند ولی میزان تأثیرپذیری اقتصاد ترکیه از بحران، به جهت ارتباط بیشتری که ازلحاظ اقتصادی با دنیا دارد نسبت به اقتصاد ایران، بیشتر است اما به همان دلیل، اثر بیشتر شوک‌ها بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران ماندگار تراز اقتصاد ترکیه می‌باشد؛ بنابراین، اقتصاد ایران هر چند روابط اقتصادی چندانی با دنیا ندارد، اما از اثرات منفی و مخرب بحران مالی در اقتصاد جهانی در امان نخواهد ماند. بر این اساس، به سیاست‌گذاران اقتصادی کشور توصیه می‌شود که فرض دور بودن اقتصاد کشور از شوک‌های جهانی را

1. Smets & Wouters (2007)

کنار بگذارند زیرا برخلاف نگاه اولیه که اقتصاد ایران به دلیل منزوی بودن ظاهری نسبت به اقتصاد جهانی از شوک‌های اقتصادی برون‌زا ایمن خواهد بود، نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که این نگاه چندان واقعیت ندارد. ممکن است اقتصاد ایران در مراحل اول شوک آسیب کم‌عمق‌تر نسبت به کشورهای نسبتاً باز (ترکیه) ببیند (دلیل انتخاب ترکیه در این تحقیق هم همین بوده است) اما همان اثر هرچند کم شوک‌ها بر اقتصاد ایران قسمتی به همان دلیل انزوای نسبی و محرومیت بعدی از ریکاوری متعاقب اقتصاد جهانی، ماندگاری بیشتری دارد. این نتیجه به‌نوعی تأیید نظر جوزف استیگلیتز (۲۰۱۱) در کتاب (*Global Crisis the way forward*) است که می‌گوید «تأثیر بحران بر کشورهایی که کمتر در فرآیند مالی جهانی قرار دارند شدیدتر و طولانی‌مدت‌تر است.» لذا سیاست‌گذاران لازم است به تبعات شوک‌های مختلف داده‌شده به بخش خارجی مدل پژوهش، توجه لازم را مبذول دارند و به‌طور خاص شوک‌های سیاست پولی و بهره‌وری بخش قابل تجارت و بخش غیرقابل تجارت در دنیا را بیشتر موردتوجه قرار دهند. چراکه این سه شوک بیشترین تاثیرمنفی را بر خالص صادرات و تواید ناخالص داخلی داشته‌اند و کمترین تأثیر را شوک منفی سرمایه‌گذاری و شوک صرف ریسک روی این دو متغیر گذاشته‌اند. این اتفاق به دلیل آن است که بازارهای مالی ایران ارتباط چندانی با بازارهای مالی بین‌المللی ندارند، بنابراین بحران مالی از طریق کانال تجارت، اقتصاد کشوررا تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ بنابراین براساس نتایج حاصل از این پژوهش مهم‌ترین توصیه سیاستی این مطالعه آن است که:

۱- از استراتژی توسعه صادرات در برنامه‌های توسعه استفاده کنند.

۲- صادرات غیرنفتی نسخه نجات بخشی است که در صورت ایجاد عزم واراده ملی درکل حاکمیت و بخش خصوصی، حاصل آن توسعه کمی و کیفی تولید ملی و گسترش اشتغال مولد در کشور خواهد بود.

۳- اجرای پروژه های تحقیق و توســعه و ارتقا قابلیت رقابت بین‌المللی به‌منظور افزایش ظرفیت صادراتی کشور.

۴- ایجاد تنوع در بخش‌های مختلف صادراتی

۵- فعالیت‌های تجاری متمرکز بر بازارهای هدف

۶- ارتقای قابلیت صادراتی بنگاه‌های کوچک و متوسط

منابع

اسمعیلی‌پور ماسوله، الهام؛ شیرین بخش، شمس‌الله، و ابراهیمی، ایلناز. (۱۳۹۶). «بررسی اثر تکانه‌های بیرونی بر اقتصاد نفتی ایران در چارچوب مدل تلفیقی تعادل عمومی پویای تصادفی و خودهمبستگی برداری بیزین (DSGE-BVAR)»، *نظریه های کاربردی اقتصاد*، (۲)۴، ۴۹-۷۸.

تقوی، مهدی؛ غفاری، فرهاد، و غیبی، سید یاسر. (۱۳۸۹). «اثر بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادر تهران»، *مجله مطالعات مالی* (۳)۵، ۱۳۷-۱۶۰.

توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). «بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، *تحقیقات اقتصادی*، (۳)۴۷، ۲۲-۱.

توکلیان، حسین و جلالی نائینی، احمدرضا. (۱۳۹۶). «سیاست‌گذاری پولی و ارزی صلاحدیدی و بهینه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده برای اقتصاد ایران»، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، (۷۰)۲۲، ۹۸-۳۳.

توکلیان، حسین و افضلی ابرقویی، وجیه. (۱۳۹۵). «مقایسه عملکرد اقتصاد کلان در رژیم‌های مختلف ارزی با رویکرد (DSGE)»، *پژوهشنامه اقتصادی*، (۶۱)۱۶، ۸۱-۱۲۵.

توکلیان، حسین و صارم، مهدی. (۱۳۹۶). *الگوهای DSGE درنرم‌افزار Dynare (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران)*، انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی.

جلائی اسفندآبادی، سید عبدالمجید و اشرف گنجویی، رضا. (۱۳۹۹). «بررسی نقش تکانه های بهره وری، پولی و کانالهای غیر مبادله ای بر نوسانهای ارزی در ایران (رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی)»، *فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، (۳۴)۹، ۱۹۱-۲۱۳.

خضری، محمد. (۱۳۸۸). «بررسی آثار بحران مالی در اقتصاد آمریکا بر اقتصاد ایران»، *فصلنامه مطالعات راهبردی*، (۱)۱۲، ۸۲-۶۵.

عطایی، امید و عزیزنژاد، صمد. (۱۳۸۷). *بحران مالی جهانی و آثار آن بر اقتصاد ایران*، گزارش دفتر مطالعات اقتصادی مجلس، کد ۲۲۰، شماره مسلسل ۹۵۳۵.

فطرس، محمدحسن؛ توکلیان، حسین و معبودی، رضا. (۱۳۹۳). «اثر تکانه پولی بر رشد اقتصادی و تورم ایران رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا»، *پژوهش‌های اقتصاد پولی-مالی*، (۸)۲۱، ۱-۲۹.

گرجی، ابراهیم، و اقبالی، علیرضا. (۱۳۹۰). «نظریه RBC و بحران اخیر مالی»، *دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، (۱)۱۸، ۷۸-۱۰۲.

Alp, H., Elekdag, S. (2011). *The Role of Monetary Policy in Turkey During the Global Financial Crisis*. IMF Working Papers, 11.

Alymkulova, N., Atabaev, N. U., Ganiev, J. M. (2016). "VAR - Analysis of Global financial economic crisis impact on public budget and unemployment: Evidence from the economy of the Kyrgyz Republic". *Economy of Region*. 12, 1090-1101.

Arora, A. & Kalsie, A. (2017). *Impact of US Financial Crisis on GDP of BRICS Economies: An Analysis Using Panel Data Approach*. Global Business Review. 19.

Canan, Y. (2013). *Role of Investment Shocks in Explaining Business Cycles in Turkey*. *Working Papers 1312, Research and Monetary Policy Department*, Central Bank of the Republic of Turkey.

Claessens, S., Kose, M. A. (2013). *Financial Crises Explanations, Types, and Implications. IMF Working Papers 13/28*, International Monetary Fund.

Ergene, S. (2016). "The Impacts of Monetary and Fiscal Policies in the USA: A Bayesian DSGE Approah". *Economics Bulletin, AccessEcon*, 36(3), 1388-1397.

Esmailipour, E., Shirinbakhsh, S., Ebrahimi, I. (2017). "The Effect of External Shocks on Iran's Oil Economy: A DSGE-BVAR Approach". *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(2), 49-78 (In Persian).

https://data.worldbank.org/country/iran-islamic-rep?view=chart

https://kof.ethz.ch/en/forecasts-and-indicators/indicators/kof-globalisation-index.html

Kaminsky, G., Carmen, R. (1996). *The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems*, International Finance Discussion Paper 544.

Kaminsky, G., Carmen, R. (2013). *The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems*. United States Federal Reserve Board.

Khezri, M. (2009). "The Implications of the US Financial Crisis on the Iran Economy", *Strategic Studies*, 12(1), 65-82 (In Persian).

Kim, Bong-Han, K., Hyeongwoo and Lee, Bong-Soo (2015). *Spillover Effects of the U.S. Financial Crisis on Financial Markets in Emerging Asian Countries, No auwp2015-01*, Auburn Economics Working Paper Series, Department of Economics, Auburn University.

Kindleberger, C., Aliber, R. (2005). *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crises*. Palgrave Macmillan, London.

Ksantini, M., Boujelbène, Y. (2014). "Impact of financial crises on growth and investment: An analysis of panel data". *Journal of International and Global Economic Studies*, 7(1), 32-57.

Lupu, I. (2012). "From the Financial Crisis to the Real Economy: The Main Channels of Transmission through a Theoretical Perspective". *EuroEconomica. Knowlegde in Finance and Accounting*, 2(31), 45-50.

Mathur, Shreya & Chotia, Varun & Rao, N V Muralidhar. (2016). "Modelling the Impact of Global Financial Crisis on the Indian Stock Market through GARCH Models". *Asia Pacific Journal of Management Research and Innovation - SAGE Publications*. 12, 11-22.

Moore, T., Mirzaei, A. (2016). "The impact of the global financial crisis on industry growth". *The Manchester School*, 84(2), 159-180.

Onour, I. (2017). "The Global Financial Crisis and Equity Markets in Middle East Oil Exporting Countries". *International Review of Applied Financial Issues and Economics*, 3(2), 266-282.

Pär Österholm (2010). "The effect on the Swedish real economy of the financial crisis", *Applied Financial Economics*, 20(4), 265-274

Pfeifer, J. (2014). "A guide to specifying observation equations for the estimation of DSGE models", *Research series*, 1-150.

Ruzzante, Matteo. (2018). *Financial Crises, Macroeconomic Shocks, and the Government Balance Sheet: A Panel Analysis*. IMF Working Papers. 18. 1.

Silveira, M. A. (2008). "Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Models for the Brazilian Economy: the Role for Endogenous

Persistence". *Revista Brasileira de Economia - RBE, EPGE Brazilian School of Economics and Finance*, 62(3), 333-357.

Slanicay, M. (2016). "Analysis of Structural Differences and Asymmetry of Shocks Between the Czech Economy and the Euro Area". *Statistika: Statistics and Economy Journal*. 96, 34-49.

Smets, F., Wouters, R. (2007). "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach". *American Economic Review*, 97(3), 586-606.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 217

Volume 9, Number 35, Autumn 2020

Investigating and Comparing the Impact of the Global Financial Crisis on the Economies of Iran and Turkey using (DSGE) Method

Kordzangeneh, N.[1], Arman, S. A.[2*], Montazer Hojat, A. H.[3]

Abstract

While most policymakers and economists agree that the global financial crisis will have adverse consequences for the global economy as a whole, relatively little empirical research has been done to examine the effects of the financial crisis on macro variables and the real sector of the Iranian economy. In this paper, we aim to examine the effect of the financial crisis on the economies of Iran (as a relatively closed economy) and Turkey (as a relatively open economy) in the framework of the new Keynesian school, using the two-country Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model. For this purpose, using the parameters estimated by Bayesian method during the period 1998:1 to 2017: 4, the effects of the global financial crisis on the economies of Iran and Turkey were analyzed separately through the application of five shocks: monetary policy, investment, productivity in tradable and non-tradable goods and risk premium to the world economy. Then, the response of important macroeconomic variables of Iran and Turkey to these shocks such as GDP, consumption, inflation, investment, and net exports and the components of each of these variables were simulated. According to the findings of this study, both the economies are affected by the crisis, but the severity of the impact of the Iranian economy is less than the Turkish economy due to its less economic relationship with the world, but the persistence of the impact of shocks is greater on the Iranian economy than on the Turkish economy.

Keywords: Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE), Financial Crisis, New Keynesian School, Iranian Economy, Turkish Economy.

JEL Classification: C68, G01, E12.

1. PhD student in Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz — **Email**: zangeneh.nd@gmail.com
2. Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz — **Email:** Saarman2@yahoo.com
3. Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz — **Email**: A.mhojat@gmail.com