

فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

سال نهم، شماره‌ی ۳۵، پاییز ۱۳۹۹

صفحات: ۲۱۷-۱۷۷

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<sup>۱</sup>

سید عزیز آرمن<sup>۲\*</sup>

امیرحسین منتظر حجت<sup>۳</sup>

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

چکیده

در حالی که اکثر سیاست‌گذاران و اقتصاددانان قبول دارند که بحران مالی جهانی عاقب 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 آینم تا با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی دو کشوری، اثر بحران مالی بر اقتصاد ایران (به عنوان اقتصاد نسبتاً بسته) و ترکیه (به عنوان اقتصاد نسبتاً باز) در چارچوب مکتب کیزی 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 به طور 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 تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. پس از آن واکنش متغیرهای مهم کلان اقتصادی ایران و ترکیه به این شوک‌ها همچون: تولید ناخالص داخلی، مصرف، تورم، سرمایه‌گذاری و خالص صادرات و نیز 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 به دلیل 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 کیزینی‌های جدید، اقتصاد ایران، اقتصاد ترکیه.

**طبقه‌بندی JEL:** E12, G01, C68

**Email:** Zangeneh.nd@gmail.com

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

**Email:** Saarman2@yahoo.com

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز<sup>(\*)</sup> (تویینده مسئول)

**Email:** A.mhojat@gmail.com

۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز

## 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، از آن‌جهت دارای اهمیت است که بروز بحران مالی می‌تواند تأثیر منفی بر عملکرد بخش واقعی اقتصاد کشورها داشته باشد. بحران مالی موجب شوک‌های عمدۀ به تولید، تجارت، اشتغال، درآمد و ثروت می‌شود. در ادبیات مربوطه، از تبعات دیگری از جمله، بی‌ثباتی در قیمت کالاهای 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<sup>۱</sup> (۲۰۱۳) می‌باشد. آن‌ها معتقدند بحران مالی اغلب با یک یا چند پدیده زیر همراه است: تغییرات قابل توجهی 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 در می‌یابیم 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 اوخر 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 وال استریت<sup>۲</sup> در سال ۱۹۲۹ در آمریکا و بحران مالی سال ۲۰۰۸ در آمریکا اشاره کرد. هرچه در هم تندیگی و وابستگی اقتصادها به یکدیگر بیشتر باشد، به همان نسبت نیز تأثیرپذیری شان 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 گستردگر 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 بین‌المللی اش و در پیوند با اقتصاد جهانی، با تناقض آشکاری مواجه است (حضری، ۱۳۸۸). به این مفهوم که اقتصاد ایران هم بهشت با اقتصاد جهانی رابطه دارد هم در حاشیه اقتصاد جهانی است. اقتصاد ایران بهشت به اقتصاد جهانی وابسته است، چراکه صادرات و واردات کشور در سال ۲۰۱۷ به ترتیب 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 ۴۶٪ می‌شود. از این‌رو، باید انتظار داشته باشیم با رکود در اقتصاد جهانی، هم صادرات و هم واردات کشور متأثر شوند. در واقع، با رکود در اقتصاد کشورهای پیشرفت‌هه 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).<sup>۱</sup> از طرف دیگر، اقتصاد ایران تک محصولی و وابسته به نفت است و در بازار کالاهای صنعتی و ساخته شده 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 ۵/۴ درصد (۴۳۹ میلیارد دلار از ۸۰ هزار میلیارد دلار) بوده است. همچنین، سهم ایران از کل صادرات کالاهای 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). از این‌رو، در حاشیه اقتصاد جهانی قرار دارد.

شواهد بالا حاکی از این است که وضعیت مهمی 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 روش‌تر 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 مورد بررسی 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)<sup>۲</sup>، سازمان کنفرانس اسلامی و... با ایران می‌باشد در حالی که بهدلیل عضویت در سازمان‌ها و پیمان‌های مختلف بین‌المللی از جمله عضویت در سازمان تجارت جهانی (WTO)، عضویت در گروه بیست (G20) و ... نسبت به کشور ما از روابط بین‌المللی گسترده‌تری برخوردار است و نیز با توجه به شاخص‌های مختلف از جمله 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 ۴۸۸/۰) و همچنین شاخص جدید و جامع KOF<sup>۱</sup> (برای ایران به طور میانگین برابر با ۳۹/۴۲ و برای ترکیه به طور میانگین برابر ۹۳/۶۳ می‌باشد.<sup>۲</sup> براساس این شاخص ایران و ترکیه به ترتیب در رتبه ۱۴۳ و ۴۷ دنیا قرار گرفته‌اند). نسبت به کشور ما از اقتصادی بازتر برخورداری 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 یک طرف 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. پس از آن اثرات بحران مالی جهانی بر اقتصاد ایران و ترکیه به طور 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 و درپایان پس از ارائه متدولوژی و تحلیل نتایج، توصیه‌ای برای سیاست‌گذاران ارائه شده است.

## ۲. مبانی نظری

بحران عبارت است از پیدایش هرگونه عدم تعادل و برهمن خوردن نظم موجود در قلمروهای مختلف حیات بشری. زمانی که سیستم‌های فعال برای عوامل درونی و یا بیرونی کارکرد متناول خود را از دست می‌دهد و عناصر موجود در سیستم دچار تغییرات اساسی می‌شوند، وضعیت غیرعادی به صورت ناپایداری و بی ثباتی حاصل می‌شود که با وحامت 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). کیبریتچی اوغلی<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) در تشریح جزئیات بحران اقتصادی معتقد است بحران در بخش مالی و بخش واقعی زیر مجموعه‌ای از بحران اقتصادی هستند. از آنجا که هدف این پژوهش بررسی و مقایسه تأثیر بحران مالی جهانی بر دو اقتصاد

۱. شاخص KOF (Konjunktur for Chungsstelle) عنوان یک موسسه اقتصادی در سوئیس است. شاخص در سال ۲۰۰۲ توسط این مؤسسه ساخته شد) شامل جریان‌های واقعی تجارت از قبیل تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در پرتفولیو و همچنین مولانج تجارت از قبیل محدودیت‌ها و تعریف‌ها بر روی جریان‌های واقعی می‌باشد (جفری صمیمی، ۱۳۹۲).

2. [https://kof.ethz.ch/en/forecasts\\_and\\_indicators/indicators/kof\\_globalisation\\_index.html](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 مختلف از مفهوم بحران مالی سپس به انواع کاتال های انتقال این بحران پرداخته خواهد شد. کامینسکی و رینهارت<sup>۱</sup> (۱۹۹۶) این طور عنوان می‌کنند، بحران مالی عموماً اصطلاحی جامع است که وجود بحران در اکثر متغیرهای بخش مالی اقتصاد را شامل می‌شود. بحران‌های بانکی، بحران‌های پول راچی، بحران ذخایر بین‌المللی، بحران بدھی‌های خارجی بحران تراز پرداختها و بحران در بازارهای سهام غالباً متزلف با اصطلاح بحران مالی به کار گرفته می‌شوند. کاینلبرگر و الیبر<sup>۲</sup> (۲۰۰۵) معتقدند بحران مالی به دورانی اطلاق می‌شود که به طور گسترده بسیاری از مؤسسات مالی یا دارایی به طور ناگهانی قسمت عمده‌ای از ارزش خود را از دست بدھند. 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 بدھی‌های خارجی می‌باشد. کلاسینز و کوزه (۲۰۱۳) در مورد بحران مالی می‌گویند: بحران‌های مالی اغلب با تغییرات قابل توجهی 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، نحوه انتقال این بحران به سایر کشورهای است. در ادبیات بحران مالی منشا بروز بحران را سایریت بحران از کشوری به کشور دیگر در اثر وجود پیوندهای حقیقی و مالی بین آن‌ها می‌داند. در این خصوص جوزف استیگلیتز<sup>۳</sup> (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 ناظارت 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 قابل توجه 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 &amp; 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 کیترز این گونه 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<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) نیز در ارتباط با کanal‌های انتقال بحران مالی معتقد است یکپارچگی بازارهای مالی نقش مهمی در مکانیسم انتقال دارد. بازارهای مالی وابسته، در معرض ریسک‌های سیستماتیکی هستند که به راحتی می‌توانند گسترش یابند. در بازار جهانی، ریسک‌ها محدود به یک بازار خاص نمی‌شوند بلکه می‌توانند به راحتی از مرزها عبور کنند. اثرات بحران مالی بین‌المللی از طریق کanal‌های تجاری و به واسطه کاهش رشد یا حتی رکود صادرات آن‌ها، منتقل می‌شود؛ و کanal بخش مالی از طرور م مختلف مانند کanal 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 کanal انتقال بحران مالی یعنی کanal تجارت و کanal مالی اشاره دارند. اما نظریه لوپوا به جزئیات بیشتری در بخش کanal انتقال مالی بحران اشاره دارد. این راهها به علاوه مسیرهایی که در مفهوم بحران مالی مطرح شده 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 دو دسته مطالعه وجود دارد. بخشی از این مطالعات به صورت تحلیل آماری می‌باشند و دسته دیگر از روش‌های کلان سنجی مانند Panel GARCH, VAR, ARCH استفاده کرده‌اند که در ادامه به نمونه‌های از آن‌ها اشاره می‌گردد. روزانتی<sup>۲</sup> (۲۰۱۸) در پژوهش خود به بررسی تأثیر بحران‌های مالی و شوک‌های کلان اقتصادی در ترازانمehا دلت، تجزیه اثرات جداگانه آن‌ها بر دارایی‌ها و بدھی‌های 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<sup>۱</sup> در سال ۲۰۱۷ به بررسی تأثیر بحران مالی آمریکا بر تولید ناخالص داخلی هند و کشورهای عضو<sup>۲</sup> BRICS با استفاده از رویکرد داده پانل پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان‌گر این است که هزینه‌های مصرف نهایی به عنوان مهم‌ترین متغیر در تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی جهانی در هر دو مدل هند و BRICS می‌باشد. همچنین مشخص گردید که صادرات نسبت به سایر موارد، تأثیر چشمگیرتری در رشد اقتصادی BRICS به عنوان یک بلوک نسبت به هند دارد. به طور مشابه، تأثیر رشد اقتصادی آمریکا هنگامی که هند به طور جداگانه یا به عنوان بخشی از بلوک اقتصادی BRICS مورد بررسی قرار می‌گیرد، متفاوت است. این نتیجه نشان‌دهنده شیوع بحران مالی ایالات متحده به کشورهای درحال توسعه جهان است. اونور<sup>۳</sup> (۲۰۱۷) در پژوهشی با استفاده از روش ارزش‌های مخاطره‌پذیر<sup>۴</sup> (VaR) به بررسی تأثیر بحران مالی جهانی بر بازارهای سرمایه کشورهای مهم تولیدکننده شورای همکاری خلیج فارس پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها حاکی از آن است که افزایش باز بودن بازارهای سرمایه شورای همکاری خلیج فارس 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. آیکمولووا و دیگران<sup>۵</sup> (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 تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. یکی از نتایج به دست آمده 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 ۳۶٪/دارد. مور و میرزایی<sup>۶</sup> (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 مورد بررسی قرار داده‌اند تا تأثیر بحران مالی را بر عملکرد صنعت در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ را مورد بررسی قرار دهند. نتایج داده‌ها نشان می‌دهد که تقریباً همه شاخص‌های عملکرد صنعت پس از بحران، افت شدید داشته‌اند. با این حال، بررسی دقیق‌تر نشان می‌دهد که این تأثیرات در صنایع به صورت ناهمگن رخداده است. بحران بر صنایعی که متکی به تأمین مالی خارجی هستند تأثیر منفی بیشتری داشته است.

1. Ashima Arora &amp; Anjala Kalsie

2. اتحادیه‌ای مشکل از کشورهای بزرگ، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی است.

3. Ibrahim A. Onur

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<sup>۱</sup> در سال ۲۰۱۶ به مدل‌سازی تأثیر بحران مالی جهانی بر بازار سهام هند با استفاده از مدل‌های GARCH پرداختند آن‌ها تجزیه و تحلیل تجربی در بازده سهام روزانه از ۲۰ شرکت برتر لیست شده در بورس بمبئی برای دوره ۲۰۱۲–۲۰۰۱ انجام داده‌اند. استفاده از GARCH در بازده سهام روزانه شرکت‌های منفرد نشان می‌دهد که شرکت‌ها نوسانات بالایی را برای دوره ۲۰۰۷–۲۰۰۹ تجربه کردند. همچنین، بازده حاصل از پرتفوی ۲۰ شرکت، نوسانات بالایی را برای دوره ۲۰۰۷–۲۰۰۹ نشان می‌دهد. از این‌رو، ثابت می‌شود که اقتصاد هند نیز تأثیر بحران مالی جهانی را احساس کرده است. کیم و دیگران<sup>۲</sup> مقاله‌ای با عنوان تأثیرات بحران مالی ایالات متحده 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 ایالات متحده و پنج کشور در حال ظهور آسیا استفاده شده است. یافته‌های مهم این پژوهش حاکی از آن است که بحران مالی ایالات متحده، تأثیر غیرقابل اغماض 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. کسانینی و بوژبن<sup>۳</sup> در سال 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 بیست و پنج کشور انجام گرفته 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 به دست آمده نشان می‌دهد بحران مالی بر رشد و سرمایه‌گذاری تأثیر منفی می‌گذارد. لیم و سیک<sup>۴</sup> (۲۰۱۳) در پژوهش خود به مقایسه عملکرد مدل‌های GARCH (گارچ متقارن و نامتقارن) در مهار بی‌ثباتی در بازار سهام مالزی می‌پردازنند. در این پژوهش داده‌ها به سه دوره 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 قابل توجهی بر نوسانات بازار سهام مالزی در دوره‌های پیش از بحران و پس از بحران دارند اما تأثیر آن در دوره بحران قابل توجه نیست. استورهلم<sup>۵</sup> (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. تجزیه و تحلیل 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 ایالات متحده - اثرات منفی قابل توجهی 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. به عنوان مثال 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 باد 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 به عنوان متغیرهای بیانگر بحران مالی جهانی به کار رفت. در مورد داده‌های سری زمانی میان تقاضای صادرات و متغیرهای تأثیرگذار بر آن یک رابطه‌ی بلندمدت به دست آوردنده. 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 ارز بر صادرات بخش کشاورزی و کشمش درمجموعه 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 عملأً مقررات زادی و بهار نشدن مقررات در مقابل رشد نوآوری‌ها و تکنولوژی در بازارهای مالی علت اصلی ایجاد رکود اقتصادی اخیر است و لذا این مسئله در مغایرت با ایده‌های طرفداران نظریه سیکل‌های تجاری حقیقی است و از این جهت بحران اخیر مالی را از جمله چالش‌های جدی پیش روی آن‌ها می‌دانند. از سوی دیگر، قبول دستاوردهای این مقاله می‌تواند نشان دهد که شوک‌های تکنولوژی عامل اصلی ایجاد سیکل‌های تجاری نبوده و لذا این مقاله می‌تواند مورد استناد تحقیقاتی گردد که تأکید بیشتری به شوک‌های طرف تقاضا دارد. تقوی این مقاله می‌تواند نشان دهد که شوک‌های تکنولوژی 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 به صورت کمی بررسی کردند؛ و بدین‌منظور در این تحقیق از اطلاعات سری ۱۳۸۴-۱۳۸۸ و متداول‌تری GARCH, ARCH و الگوریتم ICSS استفاده کردند. نتایجی که از این تحقیق به دست 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 به کار رفته در تحقیقات انجام شده در این حوزه، عمدهاً روش‌های توصیفی یا کلان سنجی می‌باشد. از آنجایی که 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 از لحاظ 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<sup>۱</sup>، ۲۰۰۸).

#### ۴. 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 اسلامیکی<sup>۲</sup> (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 داده شده است. یکی از اقتصادها خیلی کوچک‌تر از دیگری است و این موضوع با استفاده از پارامتر  $n$  که نشان‌دهنده اندازه نسبی دو اقتصاد است مشخص شده است.

**خانوارها:** فرض بر این است که اقتصاد از خانوارهای مشابهی تشکیل شده است که عمر نامحدود دارند و با فرض این که با مصرف کالا و نگهداری مانده حقیقی پول، مطلوبیت کسب می‌کند و از باکار کردن مطلوبیت از دست می‌دهند، تابع مطلوبیت انتظاری (MIU<sup>۳</sup>) خود که به صورت تابع زیر نشان داده شده است را حداکثر می‌کنند.

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

که در اینجا نشان‌دهنده انتظارات در دوره  $t$ ،  $\sigma$  عکس کشش جانشینی  $E_t$  بین دوره‌ای مصرف،  $H_t = h C_{t-1}$  نشان‌دهنده عادت بیرونی (رفتار چشم‌وهم‌چشمی) است که توسط خانوار به عنوان متغیر بروزنزا 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  $\gamma$  عکس کشش عرضه نیروی کار است.  $\varepsilon_{P,t}$  شوک ترجیحات مصرف کننده در دوره  $t$  است که تصمیمات مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد. حداکثرسازی تابع مطلوبیت محدودیت‌های بودجه به صورت زیر می‌باشد:

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

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 بول 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  $K_t$  و  $\Pi_{N,t}$  سود سهام به دست آمده از تولیدکنندگان کالاهای تجاری و غیرتجاری و  $T_t$  مالیات ثابت که به صورت خالص به مصرف کننده منتقل می‌شود.  $\gamma_{t,t+1}$  عامل تنزیل تصادفی سود اسمی است که در آن  $E_t \gamma_{t,t+1} = R_t^{-1}$  بازده ناخالص اوراق بدون ریسک یک دوره‌ای است؛ اما تابع مطلوبیت خانوار در مدل ترکیه و دنیا به دلیل تفاوت‌های ساختاری به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_t(j) = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left[ \frac{\varepsilon_{p,t+k}}{1-\sigma} (C_{t+k}(j) - H_{t+k})^{1-\sigma} - \frac{1}{1+\xi} L_{t+k}(j)^{1+\xi} \right] \quad (3)$$

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 تجارتنهایی  $C_{T,t}$  و کالای غیرقابل تجارت  $C_{N,t}$  است که به صورت زیر تجمعی می‌گردد:

$$C_t = \frac{C_{T,t}^{\gamma_c} C_{N,t}^{1-\gamma_c}}{\gamma_c^{\gamma_c} (1-\gamma_c)^{1-\gamma_c}} \quad (4)$$

که در آن  $\gamma_c$  نشان‌دهنده سهم کالای تجاری از مصرف خانوار است. شاخص مصرف کالای قابل تجارت نیز به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$C_{T,t} = \frac{C_{D,t}^\alpha C_{F,t}^{1-\alpha}}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} \quad (5)$$

که در آن  $\alpha$  نشان‌دهنده سهم کالای داخلی از سبد کالای قابل تجارت 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 به صورت زیر تعریف می‌گردند:

$$C_{D,t} = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\xi_D}} \int_0^n C_t(z_D)^{\frac{\xi_D-1}{\xi_D}} dz_D \right]^{\frac{\xi_D}{\xi_D-1}} \quad (6)$$

$$C_{F,t} = \left[ \left( \frac{1}{1-n} \right)^{\frac{1}{\xi_F}} \int_n^1 C_t(z_F)^{\frac{\xi_F-1}{\xi_F}} dz_F \right]^{\frac{\xi_F}{\xi_F-1}} \quad (7)$$

( $\Sigma_D$ ) کشش جانشینی بین کالای قابل تجارت داخلی (خارجی) که در اقتصاد داخلی مصرف می‌شوند. به طور مشابه شاخص مصرف کالاهای غیرقابل تجارت به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$C_{N,t} = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\xi_N}} \int_0^n C_t(z_N)^{\frac{\xi_N-1}{\xi_N}} dz_N \right]^{\frac{\xi_N}{\xi_N-1}} \quad (8)$$

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

$$K_{t+1} = (1-\tau)K_t + \varepsilon_{i,t} (1-S(\frac{I_t}{I_{t-1}}))I_t \quad (9)$$

که در آن  $\tau$  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  $I_{i,t}$  و تعديل هزینه‌ها که به صورت تابع  $S$  نشان داده می‌شود، است. این تابع بایستی دارای خصوصیت  $S'(1) = S''(1) = 0, S'' > 0$  باشد. کالاهای سرمایه‌ای همگن نیز مشابه کالای مصرفی به دست می‌آیند.

$$I_t = \frac{I_{T,t}^{\gamma_i} I_{N,t}^{1-\gamma_i}}{\gamma_i^{\gamma_i} (1-\gamma_i)^{1-\gamma_i}} \quad (10)$$

$$I_{T,t} = \frac{I_{D,t}^\alpha I_{F,t}^{1-\alpha}}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} \quad (11)$$

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

$$L_t = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\xi_w}} \int_0^n L_t(j)^{\frac{\xi_w-1}{\xi_w}} d_j \right]^{\frac{\xi_w}{\xi_w-1}} \quad (12)$$

که در آن  $\gamma_w$  کشش جانشینی بین تخصص‌های متفاوت نیروی کار است. شاخص دستمزد کل به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$W_t = \left[ \frac{1}{n} \int_0^n W_t(j)^{1-\xi_w} dj \right]^{\frac{1}{1-\xi_w}} \quad (13)$$

که  $(j) W_t$  نشان‌دهنده دستمزد خانوار  $j$  است. براساس ارسگ<sup>1</sup> و دیگران (۲۰۰۰) فرض می‌شود که نیروی کار دستمزد خود را بر اساس مکانیزم کالوو با شاخص جزئی تعديل می‌کند بدین ترتیب  $\theta_w - 1$  درصد از خانوارها می‌توانند دستمزد خود را بهینه کنند در حالی که باقی‌مانده آن‌ها  $\theta_w$  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 – داکلاس<sup>2</sup>، همگن از درجه اول در کار و سرمایه (با بازده ثابت نسبت به مقیاس) به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} Y_t(z_N) &= \varepsilon_{a^N, t} L_t(z_N)^{1-\eta} K_t(z_N)^\eta \\ Y_t(z_D) &= \varepsilon_{a^D, t} L_t(z_D)^{1-\eta} K_t(z_D)^\eta \end{aligned} \quad (14)$$

$\eta$  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 به وسیله جمع کننده دیگزیت<sup>3</sup> داده شده است:

$$\begin{aligned} Y_{N,t} &= \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\xi_N}} \int_0^n Y_t(z_N)^{\frac{\xi_N-1}{\xi_N}} dz_N \right]^{\frac{\xi_N}{\xi_N-1}} \\ Y_{D,t} &= \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\xi_D}} \int_0^n Y_t(z_D)^{\frac{\xi_D-1}{\xi_D}} dz_D \right]^{\frac{\xi_D}{\xi_D-1}} \end{aligned} \quad (15)$$

بنگاه‌ها قیمت‌هایشان را به منظور حداکثر کردن سود تعديل می‌کنند. فرض بر این است که بنگاه‌ها با محدودیت کالوو اصلاح شده با شاخص جزئی در تعديل قیمت مواجه هستند براساس این محدودیت، در هر دوره فقط  $\theta - 1$  درصد از بنگاه‌ها می‌توانند قیمت‌های خود را بهینه کنند در حالی که  $\theta$  درصد از بنگاه‌ها قیمت خود را با توجه به تورم گذشته تعديل 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 فروخته شده و قیمت کالاهای خارجی که در اقتصاد داخلی فروخته می‌شود به صورت فرمول زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} P_t^*(z_D) &= ER_t^{-1} p_t(z_D) \\ P_t(z_F) &= ER_t p_t^*(z_F) \end{aligned} \quad (۱۶)$$

نرخ ارز اسمی است که به صورت واحد پول ملی در هر واحد پول خارجی است. به اشتراک‌گذاری ریسک بین‌المللی: فرض بازارهای مالی کامل<sup>۱</sup>، شرایط مطلوب به اشتراک‌گذاری ریسک را بیان می‌کند. به طور 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:

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

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

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

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 قبل 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 گنجوی، ۱۳۹۸).

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

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

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

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

$X_t^*$  نرخ‌های ارز داخلی که به صورت نسبت قیمت کالاهای غیرقابل تجارت به قیمت کالاهای قابل تجارت تعریف می‌شود:

$$X_t^* = \frac{P_{N,t}^*}{P_{T,t}^*} \quad X_t = \frac{P_{N,t}}{P_{T,t}} \quad (21)$$

**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 متدالو بیشتر از طریق ابزارهایی مانند تعیین نرخ بهره و حجم پول در اقتصاد شناخته می‌شوند. با توجه به شرایط اقتصاد ایران، به دلیل این که نرخ بهره دستوری است، نمی‌تواند به عنوان یک ابزار استفاده شود. در رژیم ارزی شناور مدیریت شده 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 به صورت ضمنی تعیین می‌شود. به بیان دیگر، از آنجاکه معمولاً<sup>۲</sup> بانک مرکزی در ایران در چارچوب هدف‌گذاری، تورمی را که به طور مشخص دارای ویژگی اعلام عمومی نرخ تورم هدف است را در پیش نمی‌گیرد، اما با این حال در هر دوره سطح مشخصی از تورم را در ذهن دارد که به دنبال رسیدن به آن است، بنابراین نوعی هدف‌گذاری ضمنی تورمی را فرض می‌کنیم. با توجه به شرایط اقتصاد ایران، قاعده رشد پایه پولی، جهت عکس العمل بانک مرکزی به سطح تولید و تورم در نظر گرفته می‌شود. به تعییت از توکلیان و افضلی (۱۳۹۵)، اسمعیلی پور ماسوله و دیگران (۱۳۹۶) پایه پولی یا ترازنامه بانک مرکزی (عرضه پول) به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$M_t = DC_t + FR_t \times Q_t \quad (22)$$

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

$$m_t = dc_t + fr_t q_t \quad (23)$$

که در آن  $dc$  اعتبارات داخلی،  $fr$  اباحت ذخایر خارجی بانک مرکزی و  $q$  نرخ ارز واقعی است. لگاریتم خطی آن به صورت زیر است:

$$m_t = \frac{\overline{dc}}{m} dc_t + \frac{\overline{efr}}{m} (q_t + fr_t) \quad (24)$$

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

$$fr_t = fr_{t-1} - \pi_t^* + \frac{\bar{x}_{net}}{fr_t} x_{net} \quad (25)$$

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

$$\frac{m_t^{-b}}{(C_t - hC_{t-1})^{-\sigma}} = \frac{r_t}{1+r_t} \quad (26)$$

لگاریتم خطی تقاضای پول نیز به صورت زیر است:

$$m_t = \frac{\sigma}{b} (c_t - hc_{t-1}) - \frac{1}{b r} r_t \quad (27)$$

نرخ رشد پایه پولی عبارت است از:

$$\dot{m}_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{\frac{M_t}{p_t}}{\frac{M_{t-1}}{p_{t-1}}} = \frac{\frac{M_t}{p_t}}{\frac{M_{t-1}}{p_{t-1}} \times \frac{p_{t-1}}{p_t}} = \frac{m_t}{m_{t-1} \pi_t} \quad (28)$$

که لگاریتم خطی شده آن به شکل زیر می‌باشد:

$$\dot{m}_t = m_t - m_{t-1} + \pi_t \quad (29)$$

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

$$\dot{m}_t = \rho_m \dot{m}_{t-1} + \rho_\pi (\pi_t - \pi_{target}) + \rho_x y_t + \varepsilon_t^m \quad (30)$$

که در آن  $\rho_m$ ,  $\rho_\pi$ ,  $\rho_x$  به ترتیب 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 به دلیل استقلال بانک مرکزی، با یک نوع از قاعده تیلور توصیف می‌شود:

$$R_t = R_{t-1}^{\rho} \left[ E_t \left\{ \left( \frac{Y_{t+1}}{Y} \right)^{\xi_y} \left( \frac{P_{C,t+1}}{(1+\pi)P_{C,t}} \right)^{\xi_{\pi}} \right\} \right]^{1-\rho} \varepsilon_{m,t} \quad (31)$$

جایی که  $\rho$  پارامتر هموارسازی نرخ بهره،  $Y$  تولید کل در اقتصاد،  $\bar{Y}$  سطح پایدار تولید،  $\pi$  سطح تورم در وضعیت پایدار،  $y$  کشش نرخ بهره به تولید،  $\varepsilon_{m,t}$  کشش نرخ بهره به تورم و شوک سیاست پولی می باشد.

**شرایط تسويه بازار:** مدل با رعایت شرایط تسويه بازار بسته شده است. تسويه بازار کالاهای مستلزم آن است که تولید هر بنگاهی که کالاهای غیرقابل تجارت را تولید می کند، توسط خانوارها در اقتصاد داخلی، صرف سرمایه‌گذاری یا توسط دولت مصرف می شود. به طور مشابه، تولیدات بنگاههایی که کالاهای قابل تجارت را تولید می کنند یا مصرف می شود یا در اقتصاد داخلی و خارجی سرمایه‌گذاری می گردد:

$$Y_{N,t} = C_{N,t} + I_{N,t} + G_t \quad (32)$$

$$Y_{D,t} = C_{D,t} + C_{D,t}^* + I_{D,t} + I_{D,t}^* \quad (33)$$

تولید کل در اقتصاد به وسیله مجموع تولید در بخش‌های قابل تجارت و غیرقابل تجارت است:

$$Y_t = Y_{N,t} + Y_{D,t} \quad (34)$$

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

$$L_t = \int_0^n L_t(z_N) dz_N + \int_0^n L_t(z_D) dz_D \quad (35)$$

$$K_t = \int_0^n K_t(z_N) dz_N + \int_0^n K_t(z_D) dz_D \quad (36)$$

## ۵. داده‌ها و برآورد مدل

### ۵-۱. شوک‌های بروزنزا

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

۱. همان طور 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 و تأمین 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 و آثارش را روی دو اقتصاد ایران و ترکیه بررسی کردیم.

اقتصادی ( $\epsilon_{aD,t}^*$ ), شوک تورم جهانی که از طریق شوک کاهش بهره‌وری در بخش قابل تجارت ( $\epsilon_{aV,t}^*$ ) و غیرقابل تجارت ( $\epsilon_{p,t}^*$ ) و شوک صرف ریسک<sup>۱</sup> ( $\epsilon_{AR}^*$ ) که از طریق شوک ترجیحات به خانوارها داده شده است، استفاده گردید سپس واکنش اقتصاد ایران و ترکیه به آن‌ها مشخص شد. به جز شوک سیاست پولی که به‌وسیله فرایند<sup>۲</sup> IID تعریف شده بقیه شوک‌ها توسط فرایند (1) AR به مدل اعمال می‌شوند.

## ۵-۲. داده‌ها

پیش از شبیه‌سازی و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی مدل، لازم است پارامترهای ساختاری و مقادیر بابت متغيرهای مدل محاسبه شوند. در این مقاله، از داده‌های فصلی اقتصاد ایران، ترکیه و آمریکا بر اساس الپ و الک داگ<sup>۳</sup> (به عنوان اقتصاد جهان) برای دوره‌ی ۱۹۹۸:۱ تا ۲۰۱۷:۴ استفاده شده است. سری زمانی داده‌های اقتصاد ایران از بانک مرکزی و صندوق بین‌المللی پول<sup>۴</sup> 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<sup>۵</sup> استفاده شده است. پائزد سری زمانی (ینچ سری زمانی برای هر اقتصاد) تولید ناخالص داخلی واقعی، مصرف، سرمایه‌گذاری (به قیمت‌های ثابت ۲۰۱۲)، تورم و نرخ بهره کوتاه‌مدت آورده شده است. به جز تورم و نرخ بهره کوتاه‌مدت (فایفر، ۲۰۱۴)،<sup>۶</sup> تمامی متغیرهای مشاهده شده تعديل فصلی شده‌اند و به صورت تفاضل لگاریتم بیان شده است سپس با استفاده از فیلتر هدایک پرسکات<sup>۷</sup> با مقدار  $677 = \lambda$  برای اقتصاد ایران و  $1600 = \lambda$  برای اقتصاد ترکیه و آمریکا، با استفاده از نرم‌افزار ایوبوز، روندزدایی شده‌اند. نرخ بهره به صورت 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 را کالیبره یا مقداردهی کرد. مقداردهی مدل عبارت است از تعیین مقادیر پارامترهای معادلات؛ به‌نحوی که 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 (اسمتر و وتز، ۲۰۰۷). در قسمتی 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 قابل توجهی در قیمت دارایی‌هاست که باعث می‌شود خانوارها تغییراتی در ترجیحاتشان در نگهداری دارایی‌های خود بدene و این باعث شوکی در قسمت تقاضا می‌شود لذا ما در این تحقیق برای نشان دادن این شوک که در بحران مالی نمود می‌کند 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. Central 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 برای لگاریتم خطی شدن ظاهر شده‌اند. این نسبت‌ها به صورت 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

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

منبع: محاسبات تحقیق

در جداول (۲) و (۳) و (۴) پارامترهای که نیاز به محاسبه محقق در دوره تحقیق داشته به‌این ترتیب است: پارامتر ( $n$ ) بیانگر اندازه نسبی دو اقتصاد (ایران و ترکیه نسبت به ایالات متحده) که از تقسیم میانگین تولید ناخالص داخلی اسمی هر کدام از کشورها بر تولید ناخالص داخلی آمریکا بدست آمده است، ( $\gamma_c$ ) سهم کالای قابل تجارت در مصرف ایران و ترکیه که مقادیر آن معادل مکمل میانگین سهم خدمات و کالای انرژی در سبد کالای مصرفی خانواری باشد، پارامتر ( $\gamma_i$ ) اشاره به سهم کالای سرمایه‌ای قابل تجارت دارد، معادل میانگین سهم هزینه‌های سرمایه‌گذاری در کارهای غیر ساختمنی 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
$\beta$	نرخ تنزیل زمانی	۰,۹۷۰۱	توكیلان و نائینی (۱۳۹۶)
$\tau$	نرخ استهلاک	۰,۰۴۲	فطروس و توكیلان (۱۳۹۶)
$\sigma$	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف کالاهای	۱,۲	توكیلان و نائینی (۱۳۹۶)
$\zeta$	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲,۸۶	توكیلان و نائینی (۱۳۹۶)
$\theta_w$	پارامتر کالوو برای خانوار	۰,۶۸۴۵	توكیلان و نائینی (۱۳۹۶)
$\eta$	کشش تولید نسبت به سرمایه	۰,۴۱۲	فطروس و توكیلان (۱۳۹۶)
$\gamma_c$	سهم کالاهای تجاری در مصرف	۰,۴۹	محاسبات تحقیق
$\gamma_i$	سهم کالاهای تجاری در سرمایه‌گذاری	۰,۴۲۷۲	محاسبات تحقیق
$b$	عکس کشش پهراهای تقاضای مانده حقیقی پول	۲,۲۴	توكیلان (۱۳۹۱)

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

ضریب	عنوان	مقدار	مأخذ
$n$	اندازه نسبی اقتصاد	۰,۰۴۴	محاسبات تحقیق
$\beta$	نرخ تنزیل زمانی	۰/۹۹۲۸	الپ و الک داگ (۲۰۱۱)
$\tau$	نرخ استهلاک	۰/۰۳۵	کنن <sup>۱</sup> (۲۰۱۲)
$\sigma$	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف کالاهای	۱	الپ و الک داگ (۲۰۱۱)
$\zeta$	عکس کشش عرضه نیروی کار	۱	کنن (۲۰۱۲)
$\theta_w$	پارامتر کالوو برای خانوار	۰/۷۴۶	الپ و الک داگ (۲۰۱۱)
$\eta$	کشش تولید نسبت به سرمایه	۰/۴	الپ و الک داگ (۲۰۱۱)
$\gamma_c$	سهم کالاهای تجاری در مصرف	۰/۰۵۳۷	محاسبات تحقیق
$\gamma_i$	سهم کالاهای تجاری در سرمایه‌گذاری	۰/۵۰۰۶	محاسبات تحقیق

جدول ۴: نتایج حاصل از مقداردهی ضرایب الگو برای اقتصاد آمریکا

ضریب	عنوان	مقدار	مأخذ
$n$	اندازه نسبی اقتصاد	$\cong 1$	محاسبات تحقیق
$\beta$	نرخ تنزیل زمانی	۰,۹۹	اولریخ (۲۰۱۷)
$\tau$	نرخ استهلاک	۰,۰۲۵	اولریخ (۲۰۱۷)
$\sigma$	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف کالاهای	۳,۳۳	ارگین <sup>۲</sup> (۲۰۱۶)
$\zeta$	عکس کشش عرضه نیروی کار	۲,۴۷۵	والک <sup>۳</sup> و دیگران (۲۰۱۷)
$\theta_w$	پارامتر کالوو برای خانوار	۰,۷۳۹	والک و دیگران (۲۰۱۷)
$\eta$	کشش تولید نسبت به سرمایه	۰,۵۶۱	والک و دیگران (۲۰۱۷)
$\gamma_c$	سهم کالاهای تجاری در مصرف	۰,۳۳۴۵	محاسبات تحقیق
$\gamma_i$	سهم کالاهای تجاری در سرمایه‌گذاری	۰,۴۲۱۹	محاسبات تحقیق

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

#### ۵-۴. برآورد پارامترهای مدل

برای برآورد پارامترهای مدل از روش بیزی و از الگوریتم متروبولیس هستینگر<sup>۱</sup> با استفاده از جعبه‌ابزار داینر<sup>۲</sup> برای نرم‌افزار متلب، استفاده شده است. بدین منظور دو زنجیره مستقل موازی که هر کدام یک میلیون بار تکرار شده است شبیه‌سازی شده و جهت اطمینان از صحت شبیه ساری ۵۰ درصد اول داده‌های شبیه ساری شده حذف گردیده است. نرخ متوسط پذیرش هر زنجیره  $0.24/0.02$  که در بازه  $(0.0/0.4)$  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) و (۶) 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  $\alpha, \beta, \gamma, \theta$  ... که در بازه صفر تا یک قرار می‌گیرند، از توزیع بتا استفاده شده است. همچنین توزیع گاما، توزیعی بادامنه صفر تا بی‌نهایت است. به همین دلیل، برای پارامترهایی مانند  $\sigma, \tau, \nu$  ... که دارای دامنه مثبت هستند، از این توزیع استفاده می‌شود. درصورتی که 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 (تولکیان 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	$0.7/(0.1)$	$0.6775$	$0.6840 - 0.6679$
$\alpha$	سهم کالاهای تجاری داخلی	بتا	$0.7/(0.1)$	$0.8136$	$0.8205 - 0.8052$
$\gamma_w$	کشش جانشینی بین انواع نیروی کار	گاما	$3/(0.15)$	$2.8330$	$2.8446 - 2.8199$
$s''$	هزینه‌های تعديل سرمایه	نرمال	$4/(0.15)$	$9.9516$	$10 - 9.8638$
$\theta_H$	پارامتر کالوو برای بخش تجاری	بتا	$0.7/(0.05)$	$0.7035 - 0.6925$	

1. Metropolis. Hastings algorithm
2. Dynet

۰/۷۲۷۳ – ۰/۷۳۷۹	۰/۷۳۳۱	۰/۷ (۰/۰۵)	بنا	پارامتر کالوو برای بخش غیرتجاری	$\theta_N$
۰/۷۷۲۵ – ۰/۸۲۳۰	۰/۷۹۱۸	۰/۷ (۰/۰۵)	بنا	ضریب هموارسازی نزدیک	$\rho$
۰/۷۸۹۵ – ۰/۸۰۵۱	۰/۷۹۶۷	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش تجاری	$\rho_{aH}$
۰/۵۷۶۵ – ۰/۶۲۱۶	۰/۶۰۳۷	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش غیرتجاری	$\rho_{aN}$
۰/۹۲۰۴ – ۰/۹۴۵۵	۰/۹۳۱۰	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه ترجیحات	$\rho_d$
۰/۵۶۳۵ – ۰/۵۸۳۲۱	۰/۵۷۳۶	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه سرمایه‌گذاری	$\rho_i$
۰/۵۲۵۹ – ۰/۵۴۸۱	۰/۵۳۷۱	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب حساسیت بانک مرکزی نسبت به حفظ سطح ثابتی از نرخ رشد پایه پولی	$\rho_m$
(-۰/۰۱۲۷) - (-۰/۰۰۸۷)	-۰/۰۱۰۷	-۱ (۱/۰۵)	نرمال	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس العمل سیاست پولی	$\rho_\pi$
-۰/۰۰۴۷ – ۰/۰۱۶۵	۰/۰۰۵۸	-۲ (۱/۰۵)	نرمال	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس العمل سیاست پولی	$\rho_x$
۰/۸۷۴۰ – ۰/۹۱۱۷	۰/۸۹۸۵	۰/۹ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه تورم هدف	$\rho_t$

منبع: محاسبات تحقیق

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

فاصله اطمینان ۹۰ درصدی پارامتر	میانگین پسین	میانگین پیشین (انحراف معیار)	چگالی	توضیحات	ضریب
۰/۶۰۶۷ – ۰/۷۰۱۷	۰/۶۴۹۴	۰/۷ (۰/۱)	بنا	عادت به مصرف	$h$
۰/۶۹۲۸ – ۰/۷۵۲۵	۰/۷۱۵۴	۰/۷ (۰/۱)	بنا	سهم کالاهای تجاری داخلی	$\alpha$
۲/۷۸۸۴ – ۲/۹۰۱۶	۲/۸۴۵۶	۳ (۰/۱۵)	گاما	کشش جانشینی بین انواع نیروی کار	$\zeta_w$
۴/۹۱۷۶ – ۵/۶۷۷۷	۵/۳۰۴۶	۴ (۱/۰۵)	نرمال	هزینه‌های تعديل سرمایه	$s''$
۰/۷۲۳۶ – ۰/۷۳۷۸	۰/۷۳۰۵	۰/۷ (۰/۰۵)	بنا	پارامتر کالوو برای بخش تجاری	$\theta_H$
۰/۷۷۴۸ – ۰/۸۱۰۸	۰/۷۹۸۶	۰/۷ (۰/۰۵)	بنا	پارامتر کالوو برای بخش غیرتجاری	$\theta_N$
۰/۵۱۳۹ – ۰/۵۷۴۴	۰/۵۴۰۹	۰/۷ (۰/۰۵)	بنا	ضریب هموارسازی نزدیک	$\rho$
۰/۵۸۷۹ – ۰/۶۵۷۵	۰/۶۲۹۹	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش تجاری	$\rho_{aH}$

۰/۷۴۸۸ - ۰/۷۷۸۶	۰/۷۶۵۷	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه بخش غیرتجاری	$\rho_{aN}$
۰/۶۸۲۴ - ۰/۷۴۸۲	۰/۷۱۰۶	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه ترجیحات	$\rho_d$
۰/۸۹۷۰ - ۰/۹۳۷۲	۰/۹۱۱۰	۰/۷ (۰/۱)	بنا	ضریب فرآیند خودرگرسیون تکانه سرمایه‌گذاری	$\rho_i$

منبع: محاسبات تحقیق

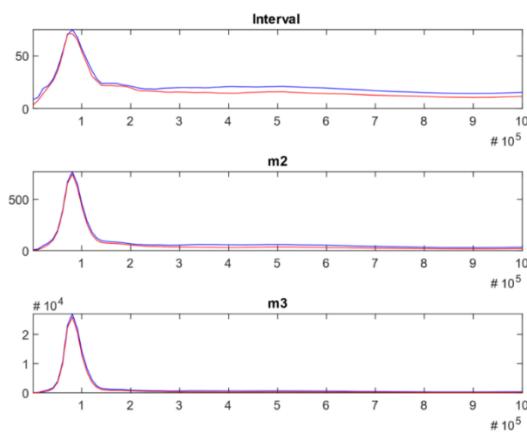
جدول ۷: توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل برای اقتصاد آمریکا

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

منبع: محاسبات تحقیق

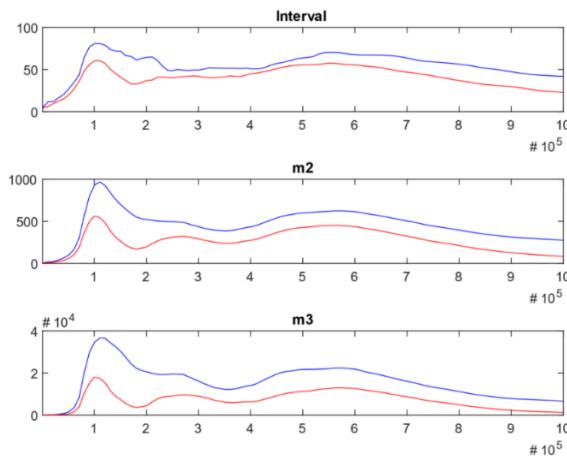
برای بررسی صحت برآوردهای حاصل از روش MCMC از آزمون تشخیصی تک متغیره و چند متغیره بروکز و گلمن<sup>۱</sup> (۱۹۹۸)، استفاده شده است که نتایج آن برای مدل ایران و ترکیه به ترتیب در نمودارهای (۱) و (۲) می‌باشد. آزمون تشخیصی بروکز و گلمن (۱۹۹۸)، سه شاخص بانام‌های  $m_3$ ،  $m_2$ ،  $m_1$  از طریق MCMC ارائه می‌دهد که به ترتیب 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 و گلمن در مدل ایران و آمریکا

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

نمودار ۲: آزمون تشخیصی بروکر و گلمن در مدل ترکیه و آمریکا<sup>۱</sup>

### ۵-۵. تجزیه و تحلیل توابع عکس العمل آنی

توابع عکس العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان، هنگام وارد شدن شوکی به اندازه 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 قابل تجارت و غیرقابل تجارت و شوک صرف ریسک که از طریق شوک ترجیحات به خانوارهای اقتصاد آمریکا (که در این پژوهش به عنوان نماینده دنیا می‌باشد) داده شده است، استفاده گردید سپس واکنش متغیرهای مهم کلان اقتصادی ایران و ترکیه به آن‌ها مشخص شده است.

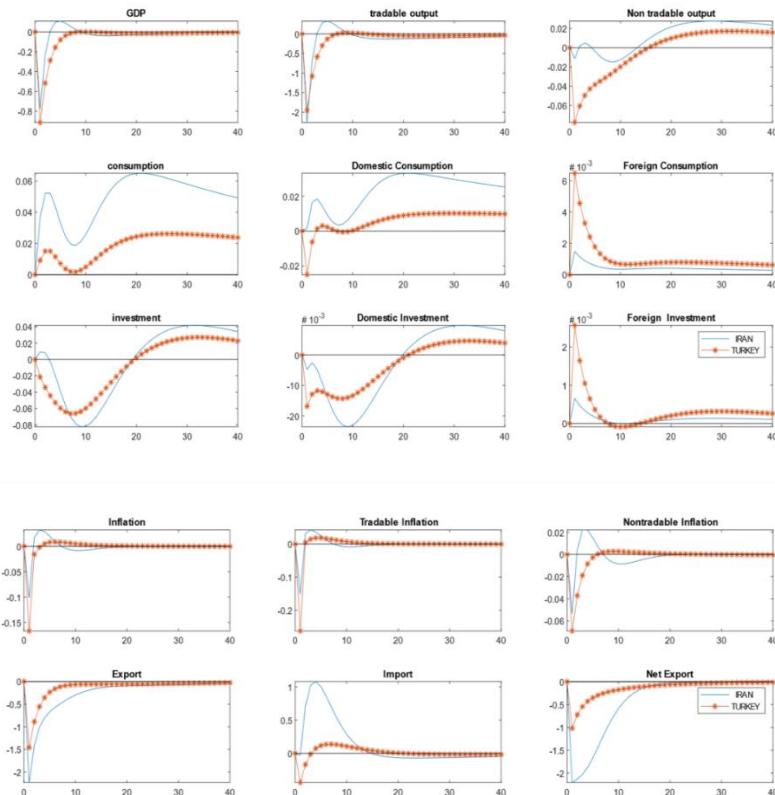
**۵-۵-۱. آثار شوک سیاست پولی خارجی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران و ترکیه**  
در نمودار شماره (۳) آثار ۱۰ درصد شوک سیاست پولی خارجی به متغیرهای مهم اقتصاد ایران با استفاده از توابع عکس العمل آنی<sup>۲</sup> نشان داده شده است.

با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی سیاست پولی به اقتصاد خارج، تولید ناخالص داخلی کل ایران و ترکیه به ترتیب در ابتدا به اندازه ۷۷ و ۹۱ درصد تحت تأثیر قرار گرفته و کاهش می‌یابند. این کاهش در هر دو بخش تولید کالاهای قابل تجارت و کالاهای غیرقابل تجارت و در هر دو اقتصاد ایران و ترکیه اتفاق می‌افتد. سپس تولید کل در هر دو کشور به تدریج افزایش یافته و نهایتاً اثر شوک در ایران پس از ۱۰ و در ترکیه پس از ۸ دوره خنثی می‌شود. در اثر این شوک مصرف کل ایران و ترکیه در ابتدا به ترتیب 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 درون نمونه‌ای و منحنی قرمز معیاری برای واریانس بین نمونه‌ای است. چنانچه دو منحنی رسم شده در این شکل برای گشتاورهای مرتبه اول تا سوم هر کدام از پارامترها به یکدیگر و در عین 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 به ترتیج به میزان ۱ و ۱۰ 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 پس از آن 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 به اندازه ۹/۹ 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 پس از آن سرمایه‌گذاری در هر دو اقتصاد روند افزایشی به خود می‌گیرد. در انتهای 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 به ترتیب ۲۲ و ۱۰ درصد کاهش می‌دهد؛ و پس از آن روند کاهش صادرات کمتر می‌شود و نهایتاً ایران در دوره ۱۶ و ترکیه در دوره ۸ به سمت وضعیت باثبات خود حرکت می‌کنند. در اثر همین شوک، واردات ایران و ترکیه به ترتیب ۲/۵ و ۴۳ درصد کاهش می‌یابند و سپس واردات ایران در دوره ۵ به ۱۰۸ درصد و ترکیه به ۷ درصد در همین دوره افزایش پیدا می‌کنند. در آخر، 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 به ترتیب ۲۲۱ و ۱۰۱ درصد کاهش می‌باشد سپس هر دو روند افزایشی می‌گیرند. سرانجام ایران در دوره ۱۴ و ترکیه در دوره ۸ به سمت وضعیت باثبات پیش می‌روند.

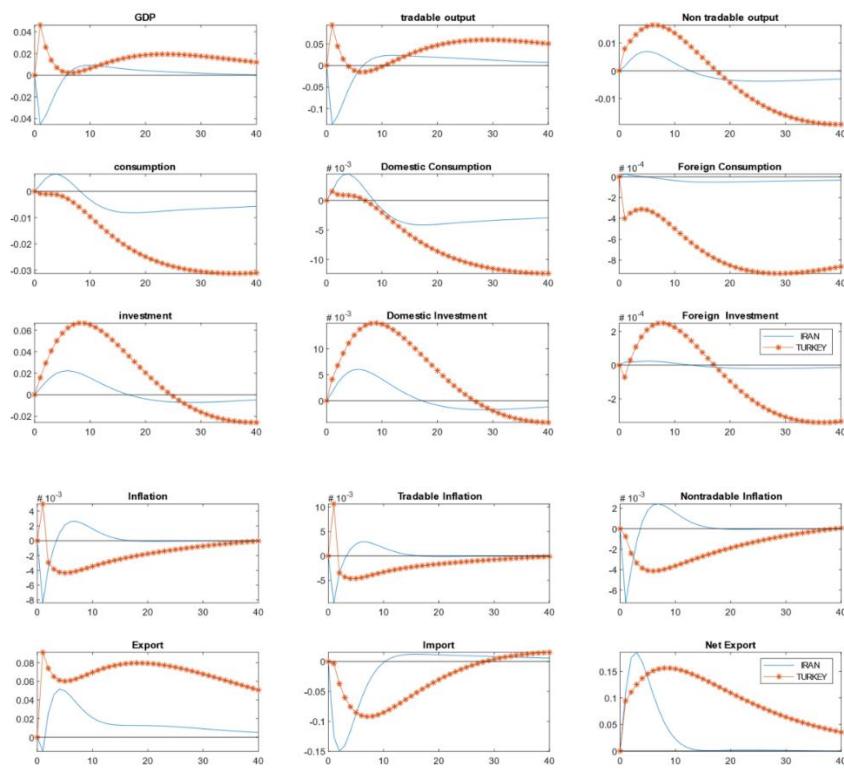


نمودار ۳: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک سیاست پولی به اندازه ۱۰٪

**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 به اندازه ۴/۵ درصد کاهش و ترکیه ۴/۶ درصد افزایش می‌باشد. با توجه به نمودار، کاهش تولید کل در ایران به دلیل کاهش تولید کالاهای قابل تجارت 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 غیرقابل تجارت می‌باشد. روند تولید کل به تدریج 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 به سمت وضعیت باثبات خود می‌روند.

در اثر شوک ۱۰ درصدی منفی سرمایه‌گذاری، مصرف کل ایران و ترکیه در ابتدا به ترتیب 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 بیشتر تحت تأثیر کاهش مصرف از کالاهای خارجی است. پس از اثر اولیه شوک بر مصرف کل هر دو اقتصاد، مصرف کل ایران به میزان ۷/۰ 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 به تدریج به روند باثبتات خود بر می‌گردد اما اثر این شوک بر مصرف کل ترکیه پایدارتر می‌ماند. با وارد شدن شوک ۱۰ درصدی منفی سرمایه‌گذاری، نرخ تورم ایران در لحظه اول ۸/۰ واحد درصد کاهش و نرخ تورم ترکیه ۴/۰ واحد درصد افزایش می‌یابند پس از آن اثر این شوک در ایران پس از ۱۶ دوره و در ترکیه پس از ۳۴ دوره خنثی می‌شود. سرمایه‌گذاری کل ایران در ابتداء نسبت به این شوک به اندازه ۶/۰ درصد و در ترکیه ۵/۱ درصد واکنش مثبت نشان می‌دهد. این روند افزایشی در ایران تا دوره ۶ و در ترکیه تا دوره ۹ ادامه می‌یابد. سپس سرمایه‌گذاری در هر دو اقتصاد ایران و ترکیه کاهش یافته و در انتهای اثر این شوک در ایران بعد از ۱۹ دوره خنثی می‌شود و اثر آن در ترکیه پایدار ترمی ماند. دلیل این امر می‌تواند وابستگی ترکیه به سرمایه‌گذاران خارجی باشد. همان‌طور که از نمودارها قابل مشاهده است سرمایه‌گذاری خارجی ایران تأثیر خاصی از شوک سرمایه‌گذاری خارجی نمی‌گیرد در حالی که هم سرمایه‌گذاری داخلی و هم سرمایه‌گذاری خارجی ترکیه نسبت به ایران بیشتر از این شوک متأثر می‌شوند این موضوع در روند رسیدن به ثبات اقتصاد دو کشور نیز تأثیرگذار بوده است. شوک منفی سرمایه‌گذاری خارجی در ابتداء صادرات ایران به ۵/۱ درصد کاهش و صادرات ترکیه را ۹ درصد افزایش رساند. پس از آن صادرات ایران تا فصل ۴ روند افزایش را تجربه کرد و بعداز آن روند کاهشی و در آخر در فصل ۲۹ به سمت وضعیت باثبتات خود حرکت کرد ترکیه نیز بعد از افزایش اولیه ناشی از شوک، روند نزولی را تا دوره ۶ طی کرد و مجدداً افزایش را تا دوره ۱۸ داشت و پس از آن روند کاهشی را طی کرد ولی اثر شوک بر صادرات ترکیه پایدار تربوده است. در اثر شوک منفی سرمایه‌گذاری خارجی، واردات ایران و ترکیه به ترتیب ۳/۰ 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 به سمت وضعیت باثبتات خودمی روود ولی ترکیه بعداز دوره ۴۰ هم به سمت وضعیت باثبتات 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 به ترتیب ۱۱ و ۹ درصد افزایش می‌باشد سپس ایران تا دوره ۳ به روند افزایشی را ادامه داده پس از آن به تدریج کاهش می‌یابد و از دوره ۱۴ و ترکیه از دوره ۳۹ به سمت وضعیت باثبتات خود می‌روند.

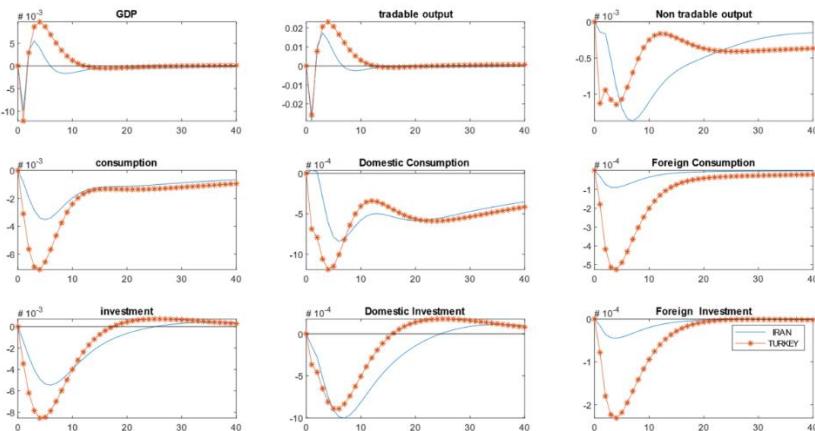


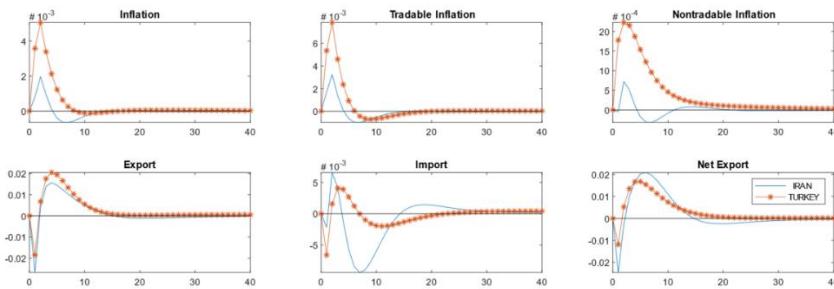
نمودار ۴: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک سرمایه‌گذاری خارجی به اندازه ۱۰٪

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

همان طور 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 بهترتب در ابتدا به اندازه ۱/۰/۹ و ۱/۰/۹ درصد کاهش می‌یابند. سپس تولید کل به دلیل افزایش تولید کالای قابل تجارت در هر دو اقتصاد به تدریج افزایش می‌یابد و نهایتاً ایران در فصل ۱۴ و ترکیه در فصل ۱۱ به سمت وضعیت باثبات خود می‌روند. این شوک مصرف کل ایران و ترکیه را در ابتدا بهترتب به میزان ۰/۰/۸ و ۰/۰/۳ درصد کاهش می‌دهد. این کاهش با توجه به نمودارهای مصرف کالای ساخت داخل و مصرف کالای ساخت خارج هر دو اقتصاد نشان می‌دهد 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 به تدریج روند مصرف کل برای ایران و ترکیه، افزایش می‌یابد. نهایتاً در دوره ۱۴ ایران و ترکیه به سمت وضعیت باثبات خود بر می‌گردند. با وارد شدن یک شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری به بخش قابل تجارت خارج،

نرخ تورم ایران در لحظه اول  $100\%$  واحد درصد و نرخ تورم ترکیه  $30\%$  واحد درصد افزایش می‌یابند. روند افزایش برای ایران و ترکیه تا دوره ۲ اتفاق می‌افتد و پس از آن هر دو اقتصاد ایران و ترکیه روند کاهشی دارند نهایتاً ایران در فصل ۱۲ و ترکیه در فصل ۸ به سمت وضعیت باثبات خود می‌روند. سرمایه‌گذاری ایران در ابتدا نسبت به شوک به اندازه  $1/10$  درصد و ترکیه به اندازه  $3/10$  درصد واکنش منفی نشان می‌دهد. این روند در ایران تا دوره ۶ و در ترکیه تا دوره ۵ ادامه دارد و پس از آن روند افزایشی در هر دو اقتصاد اتفاق می‌افتد؛ و در انتهای ایران بعد از دوره ۲۴ و ترکیه بعد از دوره ۱۷ به سمت وضعیت باثبات حرکت می‌کند. نسبت به شوک  $10$  درصدی منفی بهره‌وری به بخش قابل تجارت خارج، ابتدا صادرات ایران و ترکیه را به ترتیب  $2/6$  و  $1/8$  کاهش می‌دهد؛ و پس از آن تا دوره ۸ روند افزایشی می‌یابد و نهایتاً هر دو اقتصاد از دوره ۱۵ به سمت وضعیت باثبات خود حرکت می‌کنند. در اثر این شوک، واردات ایران و ترکیه به ترتیب  $2/6$  و  $1/10$  درصد کاهش می‌یابد. پس از یک فراز و یک فرود نهایتاً اقتصاد ایران در دوره ۲۸ و اقتصاد ترکیه در دوره ۲۰ به سمت وضعیت باثبات خود حرکت می‌کنند. در مجموع واکنش خالص صادرات ایران و ترکیه از شوک  $10$  درصدی منفی بهره‌وری به بخش قابل تجارت خارج، به ترتیب  $2$  و  $1$  درصد در ابتدا کاهش است و پس از یک فراز و فرود ایران از دوره ۳۰ ام و ترکیه از دوره ۱۹ به سمت وضعیت باثبات خود پیش می‌روند.





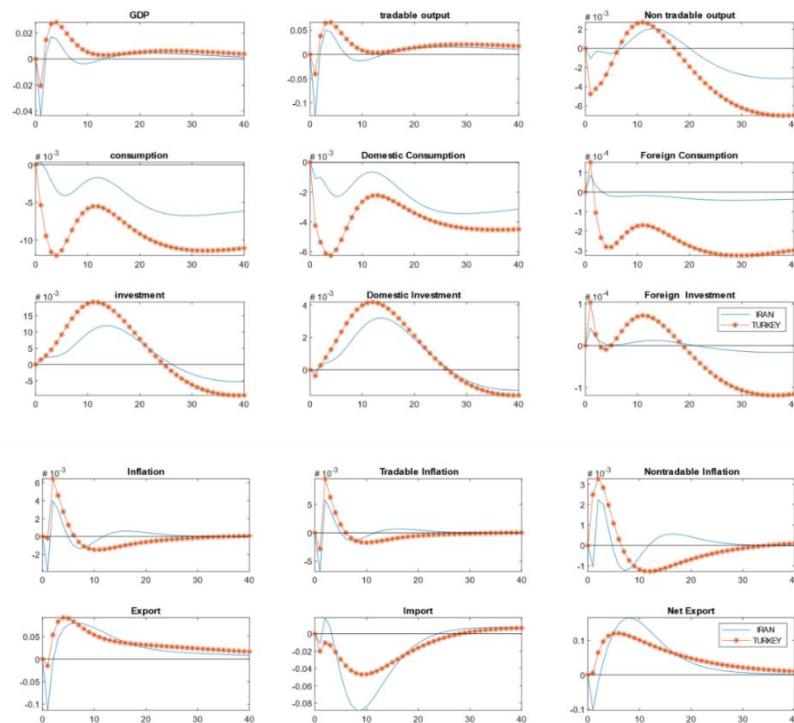
نمودار ۵: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک بهره‌وری بخش قابل تجارت خارجی به اندازه ۱۰٪

#### ۵-۵-۴. آثار شوک منفی بهره‌وری روی بخش غیرقابل تجارت خارجی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران و ترکیه:

در نمودار شماره (۶) آثار ۱۰ درصد شوک منفی بهره‌وری روی بخش غیرقابل تجارت خارجی به متغیرهای مهم اقتصاد ایران با استفاده از توابع عکس‌عمل آنی نشان داده شده است. در اثر این شوک تولید ناخالص داخلی کل ایران و ترکیه بهترتبی در ابتدا به اندازه ۴ و ۲ درصد کاهش می‌باشد. این کاهش تحت تأثیر کاهش در هر دو بخش تولید کالاهای قابل تجارت و کالاهای غیرقابل تجارت در هر دو اقتصاد ایران و ترکیه اتفاق می‌افتد. سپس به تدریج افزایش یافته و نهایتاً ایران در فصل ۱۶ و ترکیه در فصل ۱۱ به سمت وضعیت باثبات خود می‌رسند.

مصرف کل ایران و ترکیه در ابتدا بهترتبی به میزان ۰/۰۳ درصد افزایش و ۰/۰۵ 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 بیشتر تحت 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 غیرقابل تجارت خارج، نرخ تورم ایران در لحظه اول ۰/۳ واحد درصد و نرخ تورم ترکیه ۰/۰۱ واحد درصد کاهش می‌باشد و بعد از آن تا دوره ۴ برای ایران و دوره ۵ برای ترکیه روند افزایشی به اندازه ۰/۰۱ و ۰/۰۲ دارند، پس از آن مجدداً هر دو 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 به اندازه ۰/۰ درصد واکنش مثبت نشان می‌دهند. این روند در ایران تا دوره ۱۴ و در ترکیه تا دوره ۱۲ ادامه دارد و پس از آن روند نزولی در هر دو اقتصاد اتفاق می‌افتد؛ و در نهایت بعد از دوره ۴۰ به سمت تعادل می‌روند. نسبت به شوک ۱۰ درصدی منفی بهره‌وری به بخش غیرقابل تجارت دنیا، در ابتدای شوک، خالص صادرات ایران ۱۰ درصد کاهش و

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



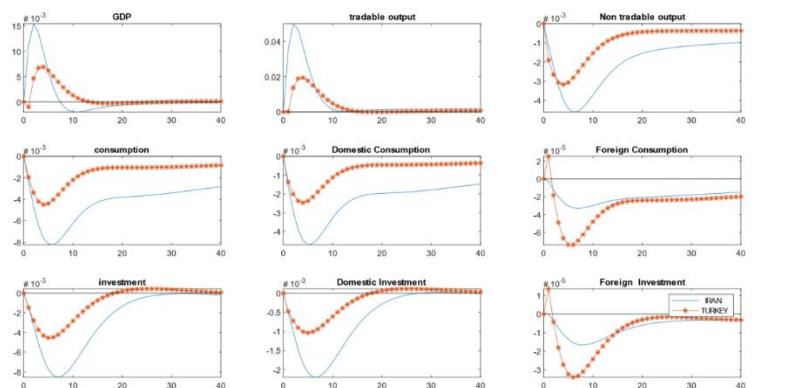
نمودار ۶: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک بهره‌وری بخش غیرقابل تجارت خارجی به اندازه ۱۰٪

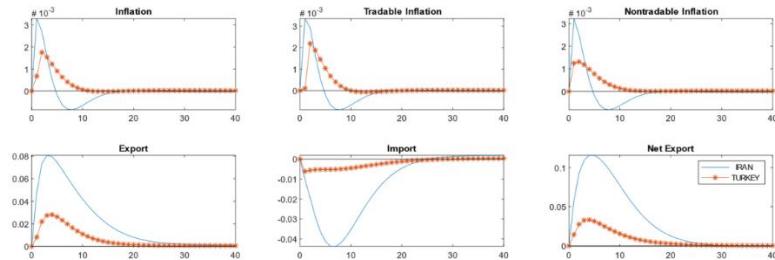
### ۵-۵. آثار شوک مثبت ترجیحات مصرف (صرف ریسک<sup>۱</sup>) بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران و ترکیه:

همانطورکه از نمودار (۷) ملاحظه می‌شود، اثر شوک مثبت ترجیحات مصرف بر تولید ناخالص داخلی کل ایران در ابتدا به اندازه ۱ درصد افزایش و ترکیه ۱/۰ درصد کاهش می‌باشد. افزایش تولید کل در ایران به دلیل 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

به ترتیب 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 و ساخت خارج است اما در ترکیه کاهش مصرف کل تحت تأثیر کاهش مصرف از کالاهای ساخت داخل می‌یابشد. 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 بهتدريج به روند باثبتات 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 پس از آن ایران در فصل ۱۶ بعد از طی روند افزایشی به وضعیت باثبتات خود می‌رسد و ترکیه از فصل ۱۰ به سمت وضعیت باثبتات خود می‌رود. سرمایه‌گذاری ایران و ترکیه در ابتدا نسبت به شوک بهاندازه ۱/۰ درصد واکنش منفی نشان می‌دهد. سپس سرمایه‌گذاری در هر دو اقتصاد ایران و ترکیه کاهش یافته 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 باثبتات خودپیش می‌روند. شوک مثبت ترجیحات مصرف در ابتدا خالص صادرات ایران به ۵ درصد افزایش و خالص صادرات ترکیه را ۱ درصد افزایش رساند. پس از آن خالص صادرات ایران تا فصل ۶ و ترکیه تا فصل ۴ روند افزایشی را تجربه می‌کنند و بعداز آن هر دو اقتصاد روند کاهشی دارند. در آخر ایران در فصل ۲۴ به سمت وضعیت باثبتات خود حرکت کرد و ترکیه در فصل ۱۷ به وضعیت باثبتات خود نزدیک می‌شوند.





نمودار ۷: توابع واکنش آنی متغیرها نسبت به شوک ترجیحات مصرف به اندازه 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 به دنبال 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 به دست آمده از مدل نظری اثر بحران مالی بر اقتصاد ایران و ترکیه – با توجه به ویژگی‌های اقتصادی خاص هر کشور – در چارچوب مکتب کیزی جدید، تبیین شده است. نخست با توجه به واقعیت‌های اقتصاد ایران یک مدل دو کشوری که در یک طرف آن اقتصاد ایران و در طرف دیگر بقیه دنیا قرار دارد تصویب گردیده است سپس یک مدل دو کشوری دیگر برای اقتصاد ترکیه با توجه به ساختار اقتصادی آن و بقیه دنیا تصویب شده است. نوآوری این مطالعه طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی دو کشوری متنی بر ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران همچون اقتصاد نسبتاً بسته، دارای بانک مرکزی نیمه مستقل، دارای سیاست نرخ ارز شناور مدیریت شده در مقابل، ویژگی‌های خاص اقتصاد ترکیه همچون اقتصاد نسبتاً باز، دارای بانک مرکزی مستقل و دارای سیاست ارزی شناور و نیز مقایسه تأثیرپذیری هر کدام از این دو اقتصاد از بحران مالی می‌باشد؛ بنابراین، این تحقیق می‌تواند جزو 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 به طور 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

به عنوان 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 تعديل شده اقتصاد ایران، ترکیه و آمریکا (به عنوان اقتصاد جهان)، طی دوره‌ی ۱۹۹۸:۱ تا ۲۰۱۷:۴ و با به کارگیری روش بیزی و الگوریتم متروبولیس 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 و بر 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 دیگر تحت 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 بر تورم 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 به جز 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 اسمت و ترزا<sup>۱</sup> از آن به عنوان شوک صرف ریسک نام می‌برد بر متغیرهای سرمایه‌گذاری و مصرف کل ایران تأثیر منفی و بر بقیه متغیرهای موردنظری 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 می‌دهد که اثر اکثر شوک‌ها در اقتصاد ایران ماندگارتر از اقتصاد ترکیه است، لذا می‌توان نتیجه گرفت که هر دو اقتصاد از بحران متأثر شده‌اند ولی میزان تأثیرپذیری اقتصاد ترکیه از بحران، به جهت ارتباط بیشتری که از لحاظ 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 نسی 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 داده شده به بخش خارجی مدل پژوهش، توجه لازم را مبذول دارند و بهطور خاص شوک‌های سیاست‌پولی و بهره‌وری بخش قابل تجارت و بخش غیرقابل تجارت در دنیا را بیشتر موردنوجه قرار دهند. چراکه این سه شوک بیشترین تأثیرمنفی را بر خالص صادرات و تواجد 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 کanal تجارت، اقتصاد کشور را 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 واردات ملی در کل حاکمیت و بخش خصوصی، حاصل آن توسعه کمی و کیفی تولید ملی و گسترش اشتغال مولد در کشور خواهد بود.
- ۳- اجرای پروژه‌های تحقیق و توسعه و ارتقا قابلیت رقابت بین‌المللی به‌منظور افزایش ظرفیت صادراتی کشور.
- ۴- ایجاد تنوع در بخش‌های مختلف صادراتی
- ۵- فعالیت‌های تجاری مرکز بر بازارهای هدف
- ۶- ارتقای قابلیت صادراتی بنگاه‌های کوچک و متوسط

## منابع

- اسمعیلی‌بور 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)»، نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۴(۲)، ۴۹-۷۸.
- تقوی، مهدی؛ غفاری، فرهاد، و غیبی، سید یاسر. (۱۳۸۹). «اثر بحران مالی غرب بر بورس اوراق بهادر تهران»، مجله مطالعات مالی، ۵(۳)، ۱۳۷-۱۶۰.
- توكلیان، حسین. (۱۳۹۱). «بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران»، تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۳)، ۲۲-۱.
- توكلیان، حسین و جلالی نائینی، احمدresa. (۱۳۹۶). «سیاست‌گذاری پولی و ارزی صلاح‌دیدی و بهینه در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده برای اقتصاد ایران»، پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۲(۷۰)، ۹۸-۳۳.
- توكلیان، حسین و افضلی ابرقویی، وجیه. (۱۳۹۵). «مقایسه عملکرد اقتصاد کلان در رژیم‌های مختلف ارزی با رویکرد (DSGE)»، پژوهشنامه اقتصادی، ۴۱(۶)، ۸۱-۱۲۵.
- توكلیان، حسین و صارم، مهدی. (۱۳۹۶). «الگوهای DSGE در نرم‌افزار Dynare (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران)»، انتشارات پژوهشکده پولی و بانکی.
- جلائی اسفندآبادی، سید عبدالمحیج و اشرف گجوبی، رضا. (۱۳۹۹). «بررسی نقش تکانه‌های بهره‌وری، پولی و کمالهای غیر مبادله‌ای بر نوسانهای ارزی در ایران (رهیافت مدل تعادل عمومی پویای تصادفی)»، فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۳(۳۴)، ۹۱-۱۹۱.
- حضری، محمد. (۱۳۸۸). «بررسی آثار بحران مالی در اقتصاد آمریکا بر اقتصاد ایران»، فصلنامه مطالعات راهبردی، ۱۲(۱)، ۸۲-۶۵.
- عطایی، امید و عزیزی‌زاد، صمد. (۱۳۸۷). بحران مالی جهانی و آثار آن بر اقتصاد ایران، گزارش دفتر مطالعات اقتصادی مجلس، کد ۲۲۰، شماره مسلسل ۹۵۳۵.
- فطروس، محمدحسن؛ توكلیان، حسین و معبودی، رضا. (۱۳۹۳). «اثر تکانه پولی بر رشد اقتصادی و تورم ایران رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا»، پژوهش‌های اقتصاد پولی-مالی، ۸(۱)، ۱-۲۹.
- گرجی، ابراهیم، و اقبالی، علیرضا. (۱۳۹۰). «نظریه RBC و بحران اخیر مالی»، دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)، ۱۸(۱)، 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 Approach". *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.
- Kezri, 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.

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

Kordzangeneh, N.<sup>1</sup>, Arman, S. A.<sup>2\*</sup>, Montazer Hojat, A. H.<sup>3</sup>

**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
  2. Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz
  3. Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz

**Email:** zangeneh.nd@gmail.com

**Email:** Saarman2@yahoo.com

**Email:** A.mhojat@gmail.com