فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، پاییز ۱۳۹۸
Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

اثر یکپارچگی مالی بین‌المللی بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران: رهیافت الگوی تلاطم تصادفی

مجید دشتبان فاروجی* ، **عبداله خوشنودی**** ، **بهنام الیاس پور***** ، **سحر دشتبان فاروجی******

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۰۱/۲۰ تاریخ پذیرش ۱۳۹۸/۱۰/۱۳

چکیده:

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی اثر یکپارچگی مالی بین‌المللی بر تلاطم اقتصاد کلان است. نظریه های اقتصادی به‌وضوح اثرات یکپارچگی مالی را بر تلاطم اقتصاد کلان نشان نمی‌دهند، لذا مسأله مذکور اساساً یک مسأله تجربی است. ازاین‌رو، با ارائه یک الگوی تجربی، اثر یکپارچگی مالی بین‌المللی بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ آزمون گردید. برای این منظور، ابتدا تلاطم اقتصاد کلان با استفاده از الگوی تلاطم تصادفی و روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی محاسبه گردید. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، توسعه مالی بین‌المللی، یکپارچگی مالی و تلاطم رابطه مبادله بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران اثر مثبت دارند، درحالی‌که اثر باز بودن تجارت بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران منفی است. در کوتاه‌مدت نیز رابطه معناداری بین متغیرهای مورد نظر و تلاطم اقتصاد کلان وجود ندارد.

کلیدواژه‌ها: *یکپارچگی مالی بین‌المللی، تلاطم اقتصاد کلان، الگوی تلاطم تصادفی، ایران.*
طبقه‌بندی JEL: *E36، F10، F41.*

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم انسانی دانشگاه بجنورد، خراسان شمالی، ایران M.dashtban@ub.ac.ir
** استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم انسانی دانشگاه بجنورد، خراسان شمالی، ایران
Akhoshnoodi@ub.ac.ir
*** استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم انسانی دانشگاه بجنورد، خراسان شمالی، ایران Elyaspour@ub.ac.ir
**** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
Dashtban.sahar@gmail.com

۱. مقدمه

رابطه بین یکپارچگی مالی بین‌المللی و رشد اقتصادی موضوع بسیار چالش برانگیزی در بین اقتصاددانان است. در دو دهه اخیر، کشورها با حذف محدودیت‌های مربوط به جابه‌جایی‌های فرا مرزی سرمایه، برداشتن قوانین مربوط به بازارهای مالی داخلی و پیشنهاد محیط‌های رقابتی برای تشویق سرمایه‌گذاری، درجه یکپارچگی مالی بین‌المللی را افزایش داده‌اند. این امر سبب شده است که اثر یکپارچگی مالی بین‌المللی بر اقتصاد کلان و بخش‌های مالی و واقعی اقتصاد مورد توجه واقع شود.

یکپارچگی مالی فرآیندی است که به‌دنبال خود سهولت در نقل و انتقال وجوه مالی، توسعه مبادلات ارزی و تنوع و گسترش مبادلات مالی را درپی دارد و ارتباطات منفرد یک کشور را با کشور یا کشورهای دیگر و بازارهای سرمایه بین‌المللی تبیین می‌کند. یکپارچگی مالی اولین بار در سال ۱۹۶۰ تا انقلاب کبیر فرانسه و برای بار دوم در دوران استاندارد طلا در گروهی از کشورهای جهان پدیدار گشت. سرعت و گسترش این فرآیند در همه کشورهای جهان یکسان نیست. کشورهای اروپای شرقی، آمریکای لاتین و آسیای جنوب شرقی در مقایسه با کشورهای خاورمیانه و آفریقای شمالی با سرعت قابل‌توجهی محدودیت‌ها در عملیات مالی بین‌المللی را حذف کرده‌اند (هیراتا و همکاران[1]، ۱۹۹۵).

به‌طورکلی محرک‌های بألقوه یکپارچگی مالی را می‌توان به‌صورت زیر خلاصه کرد. اولاً، مقررات‌زدایی و آزادسازی بازارهای مالی، سنگ‌بنای یکپارچگی مالی است که این امر موجب حذف موانع سرمایه‌گذاری خارجی، افزایش جریان سرمایه در بین بازارها و کاهش هزینه سرمایه صاحبان سهام از طریق گسترش سهم ریسک و حذف محدودیت‌های مالی بیرونی می‌شود. ثانیاً، یکپارچگی بازار مالی می‌تواند با هماهنگ‌سازی سیاست‌های مالی و اقتصادی اتخاذشده توسط کشورهای مختلف ایجاد شود. ثالثاً، عامل مهم دیگری که

1. Hirata et al.

موجب حرکت توأمان شاخص‌های سهام می‌شود، اثر اشاعه[1] است. این اثر به‌صورت هم-حرکتی افزایشی در میان بازارهایی تعریف می‌شود که توسط بنیان‌های اقتصادی قابل توضیح نیستند (بکائرت، هاروی و لوندبلاد[2]، ۲۰۰۲).

اگرچه یکپارچگی مالی مزایای بألقوه‌ای در افزایش کارایی اقتصادی از طریق تخصیص کارآمدتر منابع جهانی (الگوی حراج رقابتی[3])، توانمندسازی سرمایه‌گذاران برای اجتناب از ریسک چرخه‌های تجاری داخلی، تخصیص کارآمدتر دارایی‌ها و متنوع‌سازی پرتفوی دارد (اکدوگان[4]، ۱۹۹۵)؛ اما تلاطم اقتصاد کلان می‌تواند پیش‌بینی‌پذیری محیط اقتصاد کلان داخلی را کاهش دهد. نکته نگران‌کننده آن است که این عدم پیش‌بینی‌پذیری منجر به مختل شدن تخصیص منابع، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود. بااین‌حال، برخی از مطالعات نظیر مطالعه رازین و رز[5] (۱۹۹۲) نشان می‌دهند که باز بودن مالی منجر افزایش تلاطم سرمایه‌گذاری، هموار شدن تلاطم مصرف و افزایش تلاطم تولید می‌گردد. زیرا کاهش موانعِ تحرک سرمایه، فرصت‌های سرمایه‌گذاری را افزایش داده و شوک‌های بهره‌وری را متنوع می‌سازد که این امر منجر به افزایش تلاطم سرمایه‌گذاری می‌شود. از طرف دیگر، توانایی استفاده از حساب جاری برای قرض گرفتن و قرض دادن بین‌المللی به‌هموارسازی مصرف کمک می‌کند. حذف موانع برای تجارت کالاها نیز موجب افزایش تخصص‌گرایی شده و در نتیجه تلاطم تولید افزایش می‌یابد.[6]

1. Contagion Effect
2. Bekaert, Harvey and Lundblad
3. Competitive Auction Model
4. Akdogan
5. Razin and Rose

۶. با نگاهی گذرا بر روند متغیرهای عمده کلان اقتصادی در ایران این مطلب را می‌توان دریافت که در طول ۳ دهه گذشته بیشتر نماگرها و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران نوسانات چشم‌گیر داشته‌اند. این شوک‌ها و تکانه‌ها در متغیرهای عمده‌ای مانند نرخ ارز، درآمدهای نفتی، مخارج دولتی، تورم و به تبع آن سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید نمایان شده‌اند. اما از تعریف نااطمینانی می‌دانیم، نااطمینانی زمانی افزایش می‌یابد که این شوک‌ها و تکانه‌ها یا ابعادی از آن‌ها پیش‌بینی نشده باشند. بنابراین معیاری برای نااطمینانی در سطح کلان درنظر گرفته شد، به‌گونه‌ای که این معیار به‌صورت یک فرآیند تصادفی مشترک و پنهان از تعداد زیادی سری‌های

بنابراین، در مقاله حاضر اثر یکپارچگی مالی بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت در طی دوره زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۵ بررسی می‌شود. ازاین‌رو، سازماندهی این مقاله به این صورت خواهد بود که بعد از مقدمه در قسمت دوم، مبانی نظری و مطالعات تجربی مربوط به موضوع بحث می‌شود. قسمت سوم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص یافته و برآورد الگوی و تحلیل یافته‌های تجربی در قسمت چهارم بیان خواهد شد. در قسمت پایانی مقاله، به ارائه نتیجه‌گیری کلی پرداخته می‌شود.

۲. چارچوب نظری

نگاهی گذرا به ادبیات موجود نشان می‌دهد که به‌طورکلی اثر یکپارچگی مالی بر تلاطم چرخه تجاری مبهم است. مندوزا[1] (۱۹۹۴) با کاربست یک الگوی چرخه تجاری پویای تصادفی درمی‌یابد که تغییرات کمّی در تلاطم تولید و مصرف در واکنش به تغییرات در درجه یکپارچگی مالی تقریباً کوچک است. همچنین وی معتقد است که اگر شوک‌ها بزرگ‌تر و ماندگارتر باشند، تلاطم تولید با درجه یکپارچگی مالی افزایش می‌یابد. بکستر و کروچینی[2] (۱۹۹۵) دریافتند که با افزایش یکپارچگی مالی، تلاطم تولید، افزایش اما تلاطم مصرف، کاهش می‌یابد. تفاوت بین تغییرات در تلاطم تولید و مصرف عمدتاً به اثرات ثروت و واکنش این اثرات به پیامدهای سهم ریسک ناشی از ساختار بازارهای مختلف دارایی مربوط می‌شود. کوز و یی[3] (۲۰۰۱) در بررسی پیامدهای یکپارچگی تجاری بر پویایی‌های چرخه‌های تجاری دریافتند که اثرات نظری یکپارچگی تجاری بر تلاطم اقتصاد کلان به الگوهای تخصص‌گرایی در تجارت و ماهیت شوک‌ها بستگی دارد. کروگمن[4]

زمانی مربوط به متغیرها و بخش‌های مختلف استخراج می‌شود و نماگری را به‌دست دهد که بیان‌گر سطح کلی نااطمینانی در اقتصاد است.

1. Mendoza
2. Baxter and Crucini
3. Kose and Yi
4. Krugman

(۱۹۹۳) معتقد است که اگر باز بودن تجارت با تخصص‌گرایی بین‌صنعتی فزاینده در بین کشورها مرتبط باشد و اگر شوک‌های صنعت خاصی در ایجاد چرخه‌های تجاری مؤثر باشند، آنگاه این امر می‌تواند به افزایش در تلاطم تولید منجر شود. همچنین اگر این شوک‌ها از ماندگاری بالاتری برخوردار باشند، می‌توانند تلاطم مصرف را نیز افزایش دهند.

برخی مطالعات نظیر لِین[1] (۱۹۹۹) و سارنو[2] (۲۰۰۲)، اثر باز بودن مالی را بر تلاطم اقتصاد کلان با استفاده از الگوهای پویای تصادفی چسبندگی قیمت بررسی کرده‌اند. اساس این الگوها به الگوی اصلاحی[3] مطرح شده توسط ابستفلد و روگوف[4] (۱۹۹۵) برمی‌گردد. ساترلند[5] (۱۹۹۶)، سنِی[6] (۱۹۹۸) و بوک و همکاران[7] (۲۰۰۲) نیز اهمیت شوک‌های سیاست پولی و مالی را در بافت چنین الگوهایی درنظر می‌گیرند. نتایج این مطالعات نشان می‌دهد که اثر یکپارچگی مالی بر تلاطم تولید و مصرف به ماهیت شوک‌ها بستگی دارد. در حضور شوک‌های سیاست پولی (مالی) با افزایش درجه انباشتگی مالی، تلاطم تولید افزایش (کاهش) و تلاطم مصرف کاهش (افزایش) می‌یابد.

رابطه بین باز بودن مالی و تلاطم اقتصاد کلان نیز می‌تواند به‌وسیله ویژگی‌های ساختاری کشورهای در حال توسعه تحت تأثیر قرار بگیرد که این امر سبب می‌شود این کشورها در برابر شوک‌های ناشی از کشورهای دیگر آسیب‌پذیرتر شوند. زیرا اولاً، متنوع‌سازی محدود صادرات و واردات، برخی از این کشورها را نسبت به نوسانات ناگهانی در شوک‌های تجاری و تقاضای خارجی آسیب‌پذیر می‌کند. کوز (۲۰۰۲) با استفاده از الگوهای پویای اقتصاد باز کوچک دریافت که شوک‌های رابطه مبادله می‌توانند بخش قابل‌توجهی از تلاطم را توضیح دهند. ثانیاً، تغییرات ناگهانی در مسیر جریانات سرمایه

1. Lane
2. Sarno
3. Redux Model
4. Obstfeld and Rogoff
5. Sutherland
6. Senay
7. Buch et al.

موجب چرخه‌های رونق و رکود در کشورهای در حال توسعه می‌شود. این چرخه‌ها عموماً فاقد بخش‌های مالی عمیق برای مقابله با جریانات سرمایه‌ای ناپایدار است. آقیون و همکاران[۱] (۱۹۹۹) و کابالِرو و کریشنامورتی[۲] (۱۹۹۹، ۲۰۰۰) الگوهایی ارائه دادند که بیان‌گر ارتباطات نظری بین توسعه پایین بخش مالی و تلاطم بالای تولید است. با این‌حال، تغییرات ناگهانی در نرخ‌های بهره جهانی سبب نوسانات پایدار بزرگی در چرخه‌های تجاری در کشورهای دارای بدهی بالا می‌شود.[۳] ثالثاً، اندازه کشور عامل مهمی است و اقتصادهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای صنعتی نسبتاً کوچک‌ترند. کوز و پرِساد[۴] (۲۰۰۲) دریافتند که هم شوک‌های رابطه مبادله و هم جریان کمک‌های خارجی در محاسبه نوسانات ناپایدار اقتصاد کلان در دولت‌های کوچک حائز اهمیت است. بکائرت و همکاران (۲۰۰۲) نشان دادند که باز بودن حساب سرمایه، تلاطم تولید و مصرف را در اقتصاد بازارهای نوظهور افزایش می‌دهد.

نیکولو و یووِنال[۵] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های تعداد زیادی از اقتصادهای پیشرفته و نوظهور در بازه زمانی ۱۹۸۵-۲۰۰۹ نشان دادند که جهانی‌شدن و یکپارچگی بازار مالی نوسانات مصرف بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد. ماسترن و همکاران[۶] (۲۰۱۰) در بررسی اثر یکپارچگی مالی روی نوسانات سیکل تجاری با استفاده از داده‌های تابلویی کشورهای توسعه‌یافته در بازه زمانی ۱۹۹۴-۲۰۰۶ دریافتند که یکپارچگی مالی اثری بر نوسانات تولید در این کشورها ندارد. فن و همکاران[۷] (۲۰۱۴) ارتباط بین یکپارچگی مالی بین‌المللی و تلاطم اقتصاد کلان را با تمرکز بر مسیر و انواع جریانات سرمایه بین ۱۱۴

1. Aghion et al.
2. Caballero and Krishnamurthy
۳. بلنک‌ناو (Blankenau)، کوز و یی (۲۰۰۱) نشان دادند که شوک‌های نرخ بهره جهانی می‌توانند نسبت معناداری از تلاطم چرخه‌های تجاری را در اقتصادهای باز کوچک توضیح دهند.
4. Koseand Prasad
5. Nicolo and Juvenal
6. Mastern et al.
7. Fan et al.

کشور در بازه زمانی ۱۹۷۵-۲۰۱۰ بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که سطح بالاتر دارایی‌های خارجی با تلاطم اقتصادی (تلاطم رشد تولید و مصرف) کمتر و سطح بالاتر بدهی‌های خارجی با تلاطم اقتصادی بیشتر مرتبط است. نیرانجان[1] (۲۰۱۷) با بررسی اثر یکپارچگی مالی بر روی بی‌ثباتی اقتصاد کلان در کشور هند نشان داد که باز بودن مالی و رابطه مبادله اثر معناداری روی بی‌ثباتی اقتصاد کلان دارد و توسعه مالی اثر منفی و معناداری روی بی‌ثباتی اقتصاد کلان داشته است.

در زمینه مطالعات داخلی نیز ابریشمی و همکاران (۱۳۸۸) دریافتند که اگرچه یکپارچگی مالی موفقیتی در هموارسازی مصرف یا پخش ریسک در گروهی از کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت نداشته است، اما یکپارچگی مالی عامل مؤثری در به‌وجود آوردن نوسانات اقتصادی در این کشورها نبوده است. موتمنی و آریانی (۱۳۹۲) در بررسی اثر یکپارچگی مالی بر نوسانات تولید ۹ کشور عضو اوپک در دوره زمانی ۱۹۸۰-۲۰۰۹ نشان دادند که یکپارچگی مالی اثر معناداری بر نوسانات تولید این کشورها ندارد. آقایی و همکاران (۱۳۹۷) دریافتند که ثبات مالی بر عملکرد اقتصادی کشورهای عضو اوپک در دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۶ اثر مثبت و معناداری دارد.

به‌طورکلی مشاهده می‌گردد که ادبیات نظری در مورد ارتباط بین یکپارچگی و تلاطم به نتیجه قاطعی نرسیده است. در عین حال، نوسانات اقتصاد کلان را می‌توان با استفاده از تابع تولید نئوکلاسیکی درون‌زا و الگوی عرضه و تقاضای کل توضیح داد که در آن نوسانات اقتصادی ناشی از شوک‌های عرضه و تقاضا به اقتصاد آسیب وارد می‌کند.

۱-۲. الگوی رشد درون‌زا

در این الگو سه گروه از عاملان اقتصادی درنظر گرفته می‌شود: (الف) تولیدکنندگان ستاده نهایی؛ (ب) بنگاه‌های تحقیقاتی و (ج) خانوارها.

1. Niranjan

(الف) تولیدکنندگان ستاده نهایی: فرض می‌شود برای ستاده نهایی، تابع تولید معرف بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است:

$$Y_i = AL_i^{1-\alpha}\sum_{j=1}^{N} K_{ij}^{\alpha}, \quad 0<\alpha<1 \qquad (۱)$$

در این رابطه Y ستاده، L نهاده نیروی‌کار، K_j جریان خدمات ناشی از هر کالای سرمایه‌ای j، N تنوع کالاهای سرمایه‌ای تولید شده توسط افراد مبتکر، A معیار کارایی و α بهره‌وری نهایی سرمایه است. فرض می‌شود که کالاهای سرمایه‌ای در هر دوره به‌طور کامل مستهلک می‌شوند، لذا این کالاها را می‌توان به مثابه کالاهای واسطه‌ای بی‌دوام تلقی کرد به‌طوری‌که

$$Y_i = AL_i^{1-\alpha} NK_i^{\alpha} \qquad (۲)$$

برای تعیین مقدار کالاهای سرمایه‌ای تقاضا شده به‌وسیله تولیدکنندگان ستاده نهایی، بهره‌وری نهایی کالای سرمایه‌ای jام را با قیمت کالای سرمایه‌ای P_j برابر قرار می‌دهیم:

$$\partial Y_i / \partial K_{ij} = A\alpha L_i^{1-\alpha} K_{ij}^{\alpha-1} = P_j \qquad (۳)$$

تقاضای بنگاه i برای کالای سرمایه‌ای j به‌صورت زیر معین می‌شود:

$$K_{ij} = L_i \cdot \left(A\alpha / P_j\right)^{1/(1-\alpha)} \qquad (۴)$$

(ب) بنگاه‌های تحقیقاتی: در این الگو فرض می‌شود که بنگاه‌های تحقیقاتی برای تولید و فروش کالاهای سرمایه‌ای، دارای حقوق انحصاری هستند. هزینه تولید کالای سرمایه‌ای K در هر دوره معادل با یک بوده و نرخ بازده (نرخ بهره r) بین زمان‌های v و t ثابت است. ارزش حال کالای سرمایه‌ای j (یعنی، ارزش حال بازدهی ناشی از اختراع) به‌صورت زیر معین می‌شود:

$$V(t) = \int_t^{\infty} (P_j - 1) K_j e^{-r(v-t)} dv \qquad (۵)$$

که در اینجا K_j مقدار کل کالای سرمایه‌ای تولید شده در هر دوره است. بنگاه پژوهشی از طریق بهینه‌یابی $V(t)$، P_j را تعیین می‌کند. ازآنجایی‌که K_j مستقل از زمان است،

این امر دلالت بر بهینه‌سازی $(P_j-1)K_j$ دارد که در اینجا K_j بیان‌گر مقدار کل تقاضای تولیدکنندگان مختلف i، ($K_j=\sum K_{ij}$) است. از فرآیند بهینه‌سازی نتیجه می‌شود: $P_j=(1/\alpha)>1$، که این امر بیان‌گر مقادیر تقاضا شده Kهای مختلف است (توجه کنید که $1/\alpha$ قیمت مارک‌آپ است)، یعنی

$$K_j=K=LA^{1/(1-\alpha)}\alpha^{2/(1-\alpha)} \qquad (۶)$$

با استفاده از مقدار P_j، معادلات (۵) و (۶) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$V(t)=LA^{1/(1-\alpha)}\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\alpha^{2/(1-\alpha)}\int_t^{\infty}e^{-r(v-t)}dv \qquad (۷)$$

فرض می‌شود هزینه اختراع کالای سرمایه‌ای جدید (یعنی، η) ثابت است. تمرکز اصلی ما روی تعادل با R&D مثبت و رشد تعداد کالاهای N در همه نقاط زمان است. در این حالت به ازای جمیع مقادیر t داریم: $V(t)=\eta$. لذا معادله (۷) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$r=\left(\frac{1}{\eta}\right)LA^{1/(1-\alpha)}\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\alpha^{2/(1-\alpha)} \qquad (۸)$$

مشابه با لِنسینک و موری‌سِی[1] (۲۰۰۶)، سرمایه‌گذاری خصوصی خارجی (*FPI*) جایگزین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (*FDI*) می‌شود. در این الگو هزینه تولید متشکل از دو جزء است و در هر دوره هزینه‌های ثابت نگهداری مساوی با یک بوده و هزینه‌های راه‌اندازی ثابت هستند. فرض می‌شود که هزینه‌های تحقیقات برای همه کالاها یکسان است. هم‌چنین در این الگو فرض می‌شود که هزینه اکتشاف کالاهای سرمایه‌ای جدید به نسبت کالاهای تولید شده خارجی به کالاهای تولید شده داخلی بستگی دارد. این نسبت معرف سرمایه‌گذاری خصوصی خارجی (*FPI*) است، بدین معنی که هرچه نسبت کالاهای تولید شده خارجی بالاتر باشد، بیان‌گر *FPI* بیشتر است که این امر به کاهش در

1. Lensink and Morrissey

هزینه‌های پژوهش منجر می‌شود. هزینه اکتشاف یک کالای سرمایه‌ای جدید به‌صورت $\eta = f(FPI)$ الگوبندی می‌شود که در اینجا $(\partial \eta / \partial FPI) < 0$ است. برای درنظر گرفتن عدم‌اطمینان درخصوص FPI، فرض می‌شود که FPI تصادفی است و به‌صورت زیر الگوبندی می‌شود:

$$FPI = \mu(FPI) + \varepsilon$$

که در اینجا $\mu(FPI)$ و ε به‌ترتیب بیان‌گر FPI و جمله خطا هستند. معادل اطمینانِ ارزش انتظاری FPI به‌صورت زیر معین می‌شود:

$$FPI = \mu(FPI) - 0.5B\sigma^2(FPI)$$

که در اینجا B ضریب ریسک‌گریزی مطلق و $\sigma^2(FPI)$، واریانس جریانات FPI است. با درنظر گرفتن ارزش معادل اطمینان FPI و ثابت گرفتن نرخ بازده روی دارایی‌های r، معادله ورود آزاد (۸) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$r = \left(\frac{L}{f\left[\mu(FPI) - 0.5B\sigma^2(FPI)\right]} \right) A^{1/(1-\alpha)} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha} \right) \alpha^{2/(1-\alpha)} \qquad (۹)$$

از معادله (۹) می‌توان دریافت که گرچه افزایش در FPI منجر به افزایش در r می‌شود، اما افزایش در واریانس FPI کاهش در r را به‌همراه دارد.

(ج) خانوارها: خانوارها مطلوبیت خود را بر روی افق نامتناهی حداکثر می‌کنند:

$$U = \int_0^{\infty} \left(\frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \right) \cdot e^{-\rho t} dt \qquad (۱۰)$$

که در اینجا c و ρ به‌ترتیب مبین مصرف و نرخ تنزیل هستند. محدودیت بودجه کل خانوارها عبارت است از:

$$d(assets)/dt = wL + r \cdot (assets) - c \qquad (۱۱)$$

خانوارها معادله مشهور اولر را تأمین می‌کنند:

$$g_c = \frac{\dot{c}}{c} = \left(\frac{1}{\theta} \right) \cdot (r - \rho) \qquad (۱۲)$$

که در اینجا θ کشش مطلوبیت نهایی است. شرط ترانسورسالیتی[1] مستلزم آن است که نرخ بازده r از نرخ رشد بلندمدت تولید Y بیشتر باشد. در وضعیت یکنواخت، نرخ رشد مصرف با نرخ رشد تولید برابر است؛ یعنی $g_c = g$. دراین‌صورت با جایگذاری از معادله (۹) در معادله (۱۲)، معادله نرخ رشد به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

(۱۳)

$$g = \frac{1}{\theta}\left[\left(\frac{L}{f\left[\mu(FPI) - 0.5B\,\sigma^2(FPI)\right]}\right)A^{1/(1-\alpha)}\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)\alpha^{2/(1-\alpha)} - \rho\right]$$

از معادله (۱۳) می‌توان دریافت که افزایش در FPI منجر به افزایش در نرخ رشد تولید (g) می‌شود. هم‌چنین افزایش در FPI هزینه راه‌اندازی را کاهش و بازده روی دارایی‌های r را افزایش می‌دهد. در عین حال، افزایش در r منجر به افزایش در پس‌انداز و در نتیجه سرمایه‌گذاری شده که این امر رشد تولید و مصرف را افزایش می‌دهد. به‌علاوه، افزایش در تلاطم FPI هزینه راه‌اندازی را افزایش و نرخ بازده دارایی‌ها را کاهش داده که این امر رشد تولید، مصرف و پس‌انداز را کاهش می‌دهد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

معادله (۱۳) نشان می‌دهد که نرخ رشد تولید (یا مصرف) متأثر از FPI است به‌طوری‌که نوسانات در FPI منجر به نوسانات در رشد تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود. بنابراین با الهام از رویکرد به‌کار گرفته شده توسط کاری[2] (۲۰۰۴) یک الگوی VAR درنظر گرفته می‌شود. لذا می‌توان الگو را به‌صورت زیر تصریح کرد:

$$LnAV_t = A + \beta_1 LnFI_t + \beta_2 LnX_t + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

که در اینجا AV_t شاخص تلاطم اقتصاد کلان، FI_t یکپارچگی مالی، X_t مجموعه متغیرهای کنترلی و ε_t جمله خطا است. عوامل مختلفی بر تلاطم اقتصاد کلان مؤثر

1. Transversality Condition
2. Kari

هستند که عبارتند از: باز بودن تجارت، مخارج دولت، درآمد مالیاتی دولت، اندازه دولت، تلاطم نرخ تورم، توسعه بخش مالی، یکپارچگی مالی، تلاطم رابطه مبادله، تلاطم نرخ ارز، اضافه بهای نرخ ارز در بازار سیاه و شاخص آزادی‌های مدنی (اسپیلیوپولوس[1]، ۲۰۱۰).

با الهام از مطالعه نیرانجان (۲۰۱۷) در مقاله حاضر، توسعه بخش مالی، باز بودن تجارت و تلاطم رابطه مبادله به‌منزله مجموعه متغیرهای کنترلی درنظر گرفته می‌شوند. شاخص توسعه مالی استفاده شده در این مطالعه یک شاخص چندبعدی به‌صورت میانگین وزنی از ۵ شاخص توسعه مالی مورد تأیید بانک جهانی در بخش بانکی؛ یعنی، (۱) نسبت بدهی‌های نقدی به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (*LL*)، (۲) نسبت دارایی‌های داخلی بآن کهای تجاری به‌صورت درصدی از کل دارایی‌های سیستم بانکی و بانک مرکزی (*DBACBA*)، (۳) نسبت اعتبارات اعطایی بآن کهای سپرده‌پذیر به بخش خصوصی به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (*PC*)، (۴) نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (*CBA*)، (۵) نسبت دارایی‌های بآن کهای تجاری به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (*DBA*) و یک شاخص بازار سرمایه، یعنی ارزش معاملات بازار سهام به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (*SMV*) است که با استفاده از روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی (*PCA*) ترکیب شده‌اند. بدین ترتیب، ابتدا ۵ شاخص توسعه مالی در بخش بانکی با هم ترکیب شدند، سپس با ترکیب شاخص ترکیبی توسعه مالی در بخش بانکی (*FDB*) با شاخص بازار سرمایه (*SMV*) به‌دست آمد که وزن هر شاخص در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول (۱). سهم (وزن) هر یک از شاخص‌های توسعه مالی در شاخص چندبعدی توسعه مالی

متغیر	DBACBA	PC	DBA	CBA	LL	FDB	SMV
وزن	۰/۷۱۴۲	۰/۲۶۶۶	۰/۰۱۰۱	۰/۰۰۸۶	۰/۰۰۰۵	۰/۸۸۱۵	۰/۱۱۸۵

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Spiliopoulus

شاخص باز بودن تجارت (*TO*) به‌صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به *GDP* اندازه‌گیری می‌شود. برای اندازه‌گیری تلاطم رابطه مبادله (*VTOT*) از الگوی تلاطم تصادفی استفاده می‌شود. شاخص یکپارچگی مالی مشابه اغلب مطالعات هافمن[1] (۲۰۰۳) و موگانی[2] (۲۰۱۲) معادل با نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (*FDI*) بر *GDP* انتخاب شده است. سه متغیر که بیان‌گر تلاطم اقتصاد کلان هستند، عبارتند از: تلاطم تولید ($VGDP_t$)، تلاطم مخارج مصرفی خصوصی (VC_t) و تلاطم سرمایه‌گذاری (VI_t). با ترکیب این سه متغیر با استفاده از روش *PCA* شاخص تلاطم اقتصاد کلان AV_t به‌دست می‌آید. در فرآیند برآورد الگو، داده‌های پژوهش از منابع بانک مرکزی و مرکز آمار ایران به‌صورت سالانه در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۲ استخراج شده است. انتظار بر این است که ضرایب متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته (تلاطم اقتصاد کلان) رابطه زیر را داشته باشند:

جدول (۲). روابط انتظاری

متغیرها	*VGDP*	*VC*	*VI*	*AV*
FI	منفی یا مثبت	منفی یا مثبت	مثبت	منفی یا مثبت
FD	منفی	منفی	منفی	منفی
TO	منفی یا مثبت	منفی یا مثبت	منفی یا مثبت	منفی یا مثبت
VTOT	مثبت	مثبت	مثبت	مثبت

منبع: یافته‌های پژوهش

۱-۳. الگوی تلاطم تصادفی (SV)

الگوی تلاطم تصادفی به‌عنوان جایگزینی برای الگوهای نوع *ARCH* توسط تیلور[3] (۱۹۸۲) معرفی شد. الگوی *SV* استفاده شده توسط تیلور (۱۹۸۶، ۱۹۹۴)، جاکویر و همکاران[4]

1. Hoffmann
2. Mougani
3. Taylor
4. Jacquier et al.

(۱۹۹۴)، کیم و همکاران[1] (۱۹۹۸) و یو و میر[2] (۲۰۰۰) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t = \exp(h_t / 2)\varepsilon_t \ , \ \varepsilon_t \sim N(0,1)$$
$$h_{t+1} = \mu + \phi(h_t - \mu) + \eta_t \ , \ \eta_t \sim N(0,\sigma_\eta^2) \qquad (۱۵)$$
$$Corr(\varepsilon_t, \eta_t) = \rho$$

که در اینجا Y_t مشاهدات در زمان t است. $h_t = \log\sigma_t^2$ لگاریتم تلاطم است که از یک فرآیند پایای خودبازگشتی مرتبه اول ((AR(1)) تبعیت می‌کند. روش‌های مختلفی برای برآورد الگوهای تلاطم تصادفی نظیر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] (*GMM*)، روش شبه‌حداکثر درست‌نمایی[4]، روش تابع مشخصه تجربی[5]، روش حداکثر درست‌نمایی شبیه‌سازی شده[6] (*SML*)، روش حداکثر درست‌نمایی عددی[7] و روش بیزی مونت کارلوی زنجیره مارکوف[8] (*MCMC*) معرفی شده است. اندرسون و همکاران[9] (۱۹۹۹) در مطالعات مونت کارلو روش *MCMC* را کارآمدترین روش برآورد یافتند. در مطالعه حاضر نیز از این روش برای برآورد تلاطم رابطه مبادله و تلاطم اقتصاد کلان استفاده می‌گردد.

۴. نتایج حاصل از برآورد الگو

۴-۱. محاسبه نااطمینانی اقتصاد کلان

در این بخش ابتدا مقادیر نااطمینانی سه متغیر تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری با استفاده از الگوی تلاطم تصادفی (*SV*) و نرم‌افزار *WinBUGS* استخراج می‌شود. هم‌چنین الگوی تلاطم تصادفی با استفاده از دو زنجیره در نرم‌افزار اجرا

1. Kim et al.
2. Yu and Meyer
3. Generalized Method of Moments
4. Quasi-Maximum Likelihood
5. Empirical Characteristic Function
6. Simulated Maximum Likelihood
7. Numerical Maximum Likelihood
8. Bayesian Markov Chain Monte Carlo
9. Andersen et al.

گردید تا مقادیر آماره بروکس-جلمن-روبین[1] (BGR) برای بررسی هم‌گرایی برآوردهای پسین به‌دست آید.

۱-۱-۴. محاسبه نااطمینانی تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری

جدول (۳)، (۴) و (۵) نتایج برآوردهای پسین الگوی SV برای تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری مربوط به معادله (۱۵) را با انجام ۱۰۰۰۰۰ تکرار و به ترتیب با کنار گذاشتن ۵۰۰، ۳۰۰۰ و ۲۰۰۰ تکرار اول برای تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد.

جدول (۳). نتایج برآورد الگوی SV برای تولید ناخالص داخلی

پارامتر	ضریب	انحراف معیار	MCE	فاصله اطمینان ۹۵٪	۵٪ انحراف معیار	دقت‌برآورد پسین
μ	-۵/۰۳۳	۰/۶۳۸۶	۰/۰۰۵۷۱۴	[-۶/۱۶۸ ، -۳/۷۸۷]	۰/۰۳۱۹۳	مناسب
ϕ	۰/۹۱۶۵	۰/۰۷۶۴	۰/۰۰۰۹۷۷	[۰/۷۰۹ ، ۰/۹۹۴]	۰/۰۰۳۸۲۱	مناسب
σ_η	۰/۱۶۱۴	۰/۰۷۱۸۷	۰/۰۰۱۳۶۷	[۰/۰۷۲۵ ، ۰/۳۴۶]	۰/۰۰۳۵۹۴	مناسب

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۴). نتایج برآورد الگوی SV برای مخارج مصرفی خصوصی

پارامتر	ضریب	انحراف معیار	MCE	فاصله اطمینان ۹۵٪	۵٪ انحراف معیار	دقت برآورد پسین
μ	-۳	۰/۳۳۵۵	۰/۰۰۶۵۶۹	[-۳/۵۸ ، -۲/۳۶۶]	۰/۰۱۶۷۷۵	مناسب
ϕ	۰/۸۴۷	۰/۱۱۲۴	۰/۰۰۰۸۱۲۶	[۰/۵۶۵۵ ، ۰/۹۸۷]	۰/۰۰۵۶۲	مناسب
σ_η	۰/۱۰۸	۰/۰۳۶۹۹	۰/۰۰۰۴۴۳۵	[۰/۰۶۰۸ ، ۰/۲۰۲]	۰/۰۰۱۸۵	مناسب

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۵). نتایج برآورد الگوی SV برای سرمایه‌گذاری

پارامتر	ضریب	انحراف معیار	MCE	فاصله اطمینان ۹۵٪	۵٪ انحراف معیار	دقت برآورد پسین
μ	-۳/۶۴۴	۰/۴۹۶۴	۰/۰۰۶۰۵۹	[-۴/۵۴۳ ، -۲/۷۵۴]	۰/۰۲۴۸۲	مناسب
ϕ	۰/۸۹۱۱	۰/۰۹۶۶۶	۰/۰۰۱۲۴	[۰/۶۳۲ ، ۰/۹۹۳]	۰/۰۰۴۸۳۳	مناسب

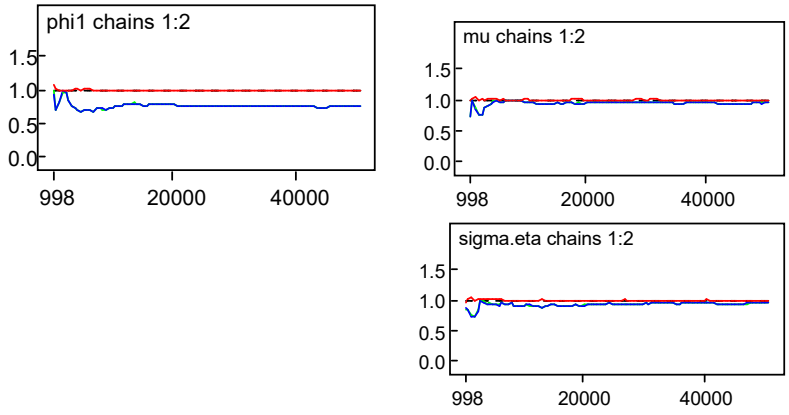
1. Brooks–Gelman–Rubin (BGR) Statistic

σ_η	۰/۱۲۸۲	۰/۰۵۳۹۳	۰/۰۰۰۹۷۶	[۰/۰۶۴۷۳ ، ۰/۲۶۶]	۰/۰۰۲۶۹۷	مناسب

منبع: یافته‌های پژوهش

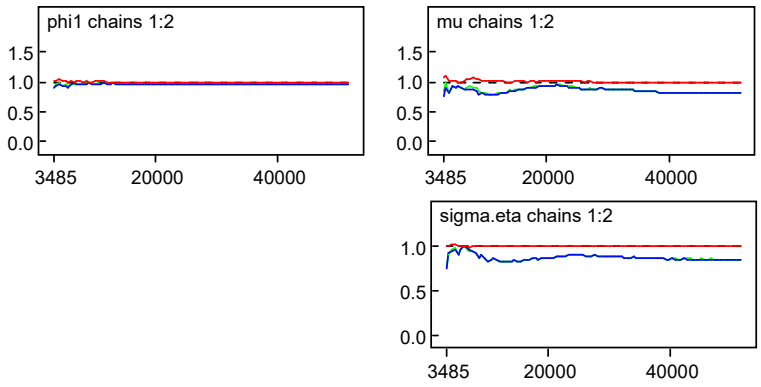
۱-۱-۱-۴. تشخیص هم‌گرایی متغیرهای مربوطه در الگوی SV

طبق قاعده هرگاه مقادیر آماره BGR در محدوده یک باشد، به‌معنای وقوع هم‌گرایی است (کانگدان، ۲۰۰۶). نمودارهای (۱)، (۲) و (۳) به ترتیب مقادیر مربوط به آماره BGR را برای پارامترهای پسین مربوط به تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری نشان می‌دهند (در این اشکال، نموداری که مقادیر آن به یک نزدیکتر است همان آماره BGR است)، ازآنجاکه در همه نمودارها مقادیر این آماره در محدوده یک قرار دارد، بنابراین هم‌گرایی در همه برآوردهای پسین مربوطه رخ داده است.



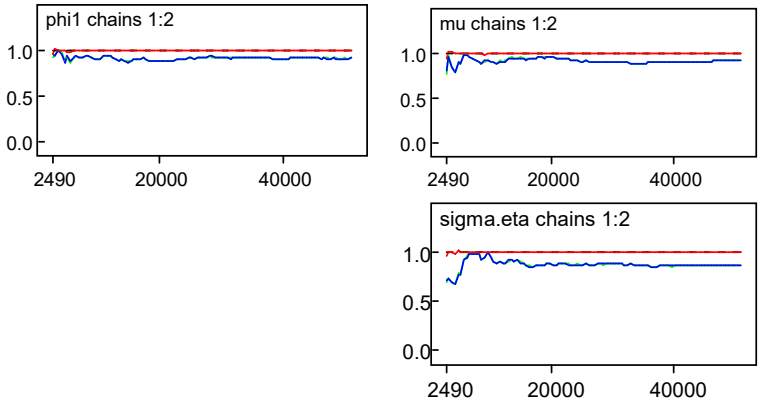
نمودار (۱). مقادیر آماره BGR برای برآوردهای پسین الگوی SV برای تولید ناخالص داخلی

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار (۲). مقادیر آماره BGR برای برآوردهای پسین الگوی SV برای مخارج مصرفی خصوصی

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار (۳). مقادیر آماره BGR برای برآوردهای پسین الگوی SV برای سرمایه‌گذاری

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۱-۱-۴. دقت برآوردهای پسین الگوی SV

برای ارزیابی دقت برآوردهای پسین می‌توان از یک قاعده سرانگشتی استفاده کرد. برای این منظور، اگر خطای مونت کارلوی MCE هر پارامتر برآوردی، کوچکتر از ۵ درصد انحراف معیار آن باشد، آن پارامتر برآوردی مناسب است (اشپیگل‌هالتر و همکاران، ۲۰۰۳). با توجه به نتایج مربوط به جداول (۳)، (۴)، (۵) و قاعده سرانگشتی بیان‌شده،

همه پارامترهای پسین برآوردی برای تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری از دقت لازم برخوردار و مناسب هستند. پس از برآورد پارامترها و انجام آزمون‌های مربوطه، مقادیر عددی تلاطم تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری به‌دست می‌آیند.[۱]

۲-۱-۴. ترکیب نااطمینانی سه متغیر تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری با استفاده از روش تجزیه به مؤلفه های اصلی (PCA)

با استفاده از روش PCA برای هر یک از سه متغیر تلاطم تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری یک مقدار ویژه (λ_i) به‌دست می‌آید و سهم (وزن) هر متغیر در تلاطم ترکیبی از رابطه $W_i = \lambda_i / (\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)$ محاسبه می‌شود. جدول (۶) سهم (وزن) هر یک از سه متغیر تلاطم را نشان می‌دهد.

جدول (۶). سهم (وزن) هر یک از متغیرهای تلاطم در شاخص تلاطم کل

متغیر	VI	$VGDP$	VC
سهم (وزن)	۰/۷۶۰۱	۰/۲۲۶۶	۰/۰۱۳۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که تلاطم سرمایه‌گذاری با وزن ۰/۷۶۰۱ بیش‌ترین سهم را در تلاطم ترکیبی دارد و پس از آن تلاطم تولید ناخالص داخلی با وزن ۰/۲۲۶۶ و تلاطم مخارج خصوصی با وزن ۰/۰۱۳۲ قرار دارند.

۲-۴. آزمون ریشه واحد

۱. به طریق مشابه برای متغیر رابطه مبادله نیز می‌توان با به‌کار بردن الگوی SV هم‌گرایی متغیر مربوطه را در همه برآوردهای پسین به‌دست آورد که در آن همه پارامترهای پسین برآورد شده از دقت لازم برخوردار و مناسب هستند. لذا می‌توان بعد از برآورد ضرایب مربوطه، مقادیر عددی تلاطم رابطه مبادله را به‌دست آورد.

در این بخش پایایی کلیه متغیرهای الگو از طریق آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و زیوت-اندریوز[1] (برای پیدا کردن درون‌زای تاریخ تغییر ساختاری) مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد همه متغیرهای الگو در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند در سطح ناپایا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. در آزمون زیوت-اندریوز نیز، ازآنجایی‌که الگوی C کامل‌تر است، بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای الگو با لحاظ شکست ساختاری پس از یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. بنابراین متغیرهای الگو همجمع از مرتبه یک I(۱) هستند و می‌توان از روش همجمعی پیشنهادی یوهانسن- جوسلیوس (۱۹۹۰) برای آزمون وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای الگو استفاده کرد.

جدول (۷). نتایج حاصل از پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و بدون روند

متغیرها	آماره دیکی‌فولر	متغیرها	آماره دیکی‌فولر	مرتبه هم‌جمعی
LAV	-۲/۲۷۴۸	ΔLAV	-۲/۹۷۳۵	$I(1)$
LFI	-۲/۶۷۵۸	ΔLFI	-۵/۱۴۳۲	$I(1)$
LTO	-۲/۹۰۵۵	ΔLTO	-۵/۸۳۵۷	$I(1)$
LFD	-۱/۴۰۴۶	ΔLFD	-۳/۷۹۳۶	$I(1)$
$LVTOT$	-۱/۱۴۲۶	$\Delta LVTOT$	-۳/۱۴۱۳	$I(1)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و بدون روند			-۲/۹۳	

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۸). نتایج حاصل از پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و روند

متغیرها	آماره دیکی‌فولر	متغیرها	آماره دیکی‌فولر	مرتبه هم‌جمعی
LAV	۰/۱۵۷۶	ΔLAV	-۳/۸۵۷۸	$I(1)$
LFI	-۲/۸۵۷۲	ΔLFI	-۴/۸۶۱۷	$I(1)$
LTO	-۲/۵۸۴۶	ΔLTO	-۵/۸۰۷۱	$I(1)$
LFD	-۲/۳۱۳۲	ΔLFD	-۴/۲۶۲۱	$I(1)$
$LVTOT$	-۲/۹۴۰۱	$\Delta LVTOT$	-۳/۸۸۹۶	$I(1)$

1. Zivot and Andrews

مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و روند	-۳/۵۳

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۹). آزمون ریشه واحد زیوت-اندریوز

متغیر	الگوی A		الگوی B		الگوی C	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
LAV	۱۳۷۰	-۱/۷۳۷۵	۱۳۸۲	-۳/۴۹۹۳	۱۳۸۰	-۳/۲۱۶۵
LFI	۱۳۷۰	-۳/۷۷۹۳	۱۳۷۴	-۳/۰۳۵۹	۱۳۷۰	-۳/۹۱۷۸
LTO	۱۳۸۳	-۴/۲۳۸۱	۱۳۷۹	-۳/۷۰۳۶	۱۳۷۲	-۴/۱۹۵۹
LFD	۱۳۷۹	-۳/۵۴۳۸	۱۳۶۷	-۵/۵۶۴۱	۱۳۶۶	-۴/۴۳۹۱
LVTOT	۱۳۷۲	-۳/۹۷۱۶	۱۳۸۷	-۳/۲۹۹۶	۱۳۷۷	-۳/۳۶۹۱
ΔLAV	۱۳۷۰	-۶/۱۷۷۳	۱۳۷۴	-۴/۹۹۷۳	۱۳۷۰	-۶/۸۰۲۸
ΔLFI	۱۳۷۴	-۸/۷۴۹۸	۱۳۸۲	-۸/۲۸۵۹	۱۳۷۶	-۸/۶۶۶۳
ΔLTO	۱۳۷۹	-۶/۴۱۳۳	۱۳۸۸	-۴/۳۲۸۹	۱۳۷۹	-۶/۳۳۲۲
ΔLFD	۱۳۶۸	-۵/۱۸۸۷	-	-	۱۳۶۲	-۵/۱۷۶۵
$\Delta LVTOT$	۱۳۶۷	-۶/۶۵۸۲	۱۳۷۳	-۳/۷۸۶۶	۱۳۶۷	-۷/۷۷۲۱
مقادیر بحرانی در ۵ درصد	-۴/۹۳		-۴/۴۲		-۵/۰۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳. تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR

در این بخش تعداد وقفه‌های بهینه الگوی خودبازگشت برداری از طریق معیار شوارتز-بیزین (*SBC*) (که در تعداد وقفه‌های بهینه صرفه‌جویی می‌کند) و آزمون *LR* تعدیل شده، تعیین می‌شود. با توجه به نتایج این معیار تعداد وقفه‌های بهینه الگوی *VAR*، ۱ وقفه تعیین می‌گردد. بنابراین الگوی خودبازگشت برداری با ۱ وقفه برآورد می‌شود.[۱]

۱. بررسی شرط پایداری الگوی خودرگرسیون برداری (VAR) با استفاده از آزمون *AR Roots* نشان می‌دهد که ریشه‌های مشخصه الگوی برآوردی درون دایره واحد قرارگرفته است، لذا پایداری الگوی *VAR* تأمین می‌شود. آزمون ضریب لاگرانژ (*LM*) برای بررسی خودهمبستگی پسماندهای الگوی *VAR* برای ۱۲ وقفه حکایت از عدم وجود خودهمبستگی در پسماندها است. هم‌چنین نتیجه آزمون واریانس ناهمسانی نشان داد که فرض صفر مبنی بر عدم وجود واریانس ناهمسانی را نمی‌توان رد کرد. درخصوص آزمون نرمال بودن جملات خطا، لوتکی‌پول (Lütkepohl, 1991) معتقد است که برآورد پارامترهای الگوی *VAR*، به فرض نرمالیتی بستگی ندارد.

جدول (۱۰). تعیین طول وقفه بهینه

تعدیل شدهLR آزمون	معیار SBC	معیار AIC	طول وقفه
-	۱۳۶/۲۷۹۳	۲۴۰/۲۵۱۹	۵
۰/۰۵۸	۱۳۰/۵۶۲۴	۲۱۳/۷۴۰۵	۴
۰/۰۹۱	۱۳۹/۰۴۷۷	۲۰۱/۴۳۱۳	۳
۰/۱۸۴	۱۵۴/۱۰۹۳	۱۹۵/۶۹۸۳	۲
۰/۱۱۱	۱۵۵/۷۶۱۷	۱۷۶/۵۵۶۲	۱
۰/۰۰۰	-۱۶۷/۵۷۷۵	-۱۶۷/۵۷۷۵	۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۴. آزمون هم‌جمعی یوهانسن-جوسلیوس

پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگوی VAR برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو باید آزمون هم‌جمعی یوهانسن-جوسلیوس را انجام داد. بر اساس نتایج این آزمون اگر حداقل یک بردار هم‌جمعی بین متغیرهای الگو وجود داشته باشد می‌توان گفت که وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو به اثبات می‌رسد.

جدول (۱۱). تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع

آزمون اثر		آزمون حداکثر مقادیر ویژه		فرضیه صفر	فرضیه مقابل
مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪		
۹۸/۳۰۸۲۸	۶۹/۸۱۸۸۹	۳۶/۹۳۹۲۵	۳۳/۸۷۶۸۷	$r = ۰$	$r \geq ۱$
۶۱/۳۶۹۰۳	۴۷/۸۵۶۱۳	۲۴/۹۶۸۱۴	۲۷/۵۸۴۳۴	$r \leq ۱$	$r \geq ۲$
۳۶/۴۰۰۸۸	۲۹/۷۹۷۰۷	۱۷/۷۴۸۰۶	۲۱/۱۳۱۶۲	$r \leq ۲$	$r \geq ۳$
۱۸/۶۵۲۸۲	۱۵/۴۹۴۷۱	۱۱/۳۹۷۲۵	۱۴/۲۶۴۶۰	$r \leq ۳$	$r \geq ۴$

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج، آزمون حداکثر مقدار ویژه تعداد ۱ بردار هم‌جمعی را بین متغیرهای الگو نشان می‌دهد. لذا یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد و بردار همجمعی

مربوط به متغیرهای الگو بعد از نرمال‌سازی و مرتب کردن به‌صورت زیر است (اعداد داخل پرانتز اماره t است):

$$LAV = -۱/۸۲۲ - \underset{(-۲/۱۵۶)}{۰/۰۶۹}LTO + \underset{(۳/۴۲۵)}{۰/۰۳۶}LFI + \underset{(۱۰/۴۱)}{۰/۹۶}LVTOT + \underset{(۱/۹۸)}{۰/۱۳}LFD$$

رابطه فوق نشان می‌دهد که در بلندمدت متغیرهای توسعه مالی، یکپارچگی مالی و تلاطم رابطه مبادله بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران اثر مثبت دارند، درحالی‌که اثر باز بودن تجارت بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران منفی است. تفسیر ضرایب در معادله هم‌جمعی بدین ترتیب است که یک درصد افزایش در باز بودن تجارت سبب می‌شود که تلاطم اقتصاد کلان ۶/۹ درصد کاهش یابد؛ یک درصد افزایش در یکپارچگی مالی، تلاطم اقتصاد کلان در بلندمدت را ۳/۶ درصد افزایش می‌دهد و یک درصد افزایش در تلاطم رابطه مبادله سبب می‌شود که تلاطم اقتصاد کلان ۹۶ درصد افزایش یابد. در نهایت یک درصد افزایش در توسعه مالی سبب افزایش ۱۳ درصدی در تلاطم اقتصاد کلان می‌شود.

۵ـ۴. الگوی تصحیح خطای برداری

پس از تعیین وقفه بهینه الگوی خودرگرسیون برداری، الگوی $VECM$ با تعداد یک وقفه برآورد شده است. همان‌طور که از جدول (۱۲) مشخص است، آماره F معنادار بودن ضرایب را در مجموع تأیید می‌کند. ضریب تعیین برابر با ۰/۵ است که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً مناسب الگو است. با توجه به جدول (۱۲)، فقط مقدار باوقفه شاخص تلاطم اقتصاد کلان در سطح ۵ درصد معنادار است. ضریب جمله تصحیح خطا و سایر متغیرها نیز از نظر آماری معنادار نیستند، به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که در کوتاه‌مدت رابطه معناداری بین متغیرهای مورد نظر و تلاطم اقتصاد کلان وجود ندارد.

جدول (۱۲). نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری

عنوان متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
$ECM\ (-1)$	-۰/۰۱۵۹۷۵	۰/۰۲۳۴۵	-۰/۶۸۱۲۷
$\Delta LAV\ (-1)$	۰/۵۸۲۴۳۶	۰/۱۴۴۲۱	۴/۰۳۸۸۸

$\Delta LTO(-1)$	۰/۰۰۰۱۸۵	۰/۰۱۰۸۰	۰/۰۱۷۱۶
$\Delta LFI(-1)$	-۰/۰۰۱۳۲۳	۰/۰۰۱۰۸	-۱/۲۲۰۷۷
$\Delta LVTOT(-1)$	۰/۰۷۴۳۱۵	۰/۰۵۱۴۲	۱/۴۴۵۳۷
$\Delta LFD(-1)$	-۰/۰۱۰۵۰۵	۰/۰۳۶۶۰	-۰/۲۸۷۰۰
C	-۰/۰۰۲۳۰۱	۰/۰۰۲۷۱	-۰/۸۴۹۵۱
DUM	-۰/۰۰۵۳۹۴	۰/۰۰۷۹۶	-۰/۶۷۷۵۳
$R^2 = ۰/۵$		$F = ۴/۱$	

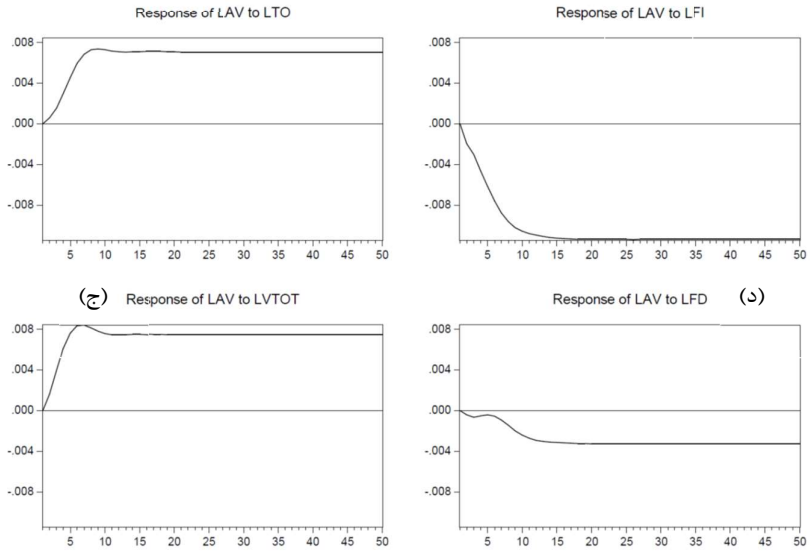
منبع: یافته‌های پژوهش

۶ـ۴. توابع واکنش به ضربه

توابع واکنش به ضربه رفتار پویای متغیرهای الگو را در طول زمان به هنگام وارد شدن تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به متغیری را نشان می‌دهد که به آن تکانه وارد می‌شود. به‌منظور بررسی نحوه واکنش متغیر مورد نظر نسبت به یک انحراف معیار شوک در سایر متغیرها از روش ابداع شده توسط کوپ و همکاران[1] (۱۹۹۶) استفاده می‌شود. مزیت‌های روش مذکور این است که اولاً، نتایج این روش در اثر تغییر ترتیب متغیرها در الگوی VAR، تغییر نمی‌کند و ثانیاً، این روش الگوهای تاریخی همبستگی‌های مشاهده شده در میان شوک‌های مختلف را در نظر می‌گیرد (پسران و شین، ۱۹۹۸). نمودار (۴-الف) نشان می‌دهد که اگر باز بودن تجارت یک انحراف معیار افزایش یابد، لگاریتم تلاطم اقتصاد کلان ایران تا دوره دهم افزایش می‌یابد و سپس در دوره‌های بعدی حول یک مقدار مشخص ادامه مسیر می‌دهد. نمودار (۴-ب) نشان می‌دهد که اگر یکپارچگی مالی یک انحراف معیار افزایش یابد، لگاریتم تلاطم اقتصاد کلان ایران تا دوره هفدهم کاهشی است و بعد از آن حول یک مقدار مشخص ادامه مسیر می‌دهد. نمودار (۴-ج) نشان می‌دهد که اگر تلاطم رابطه مبادله یک انحراف معیار افزایش یابد، لگاریتم تلاطم اقتصاد کلان ایران تا دوره هشتم افزایش یافته، سپس تا دوره دوازدهم کاهش می‌یابد و از این دوره به

1. Koop et al.

بعد حول مقدار مشخصی ادامه مسیر می‌دهد. نمودار (۴-د) نشان می‌دهد که اگر شاخص توسعه مالی یک انحراف معیار افزایش یابد، لگاریتم تلاطم اقتصاد کلان ایران تا دوره بیستم کاهش می‌یابد و بعد از آن حول یک مقدار مشخص به مسیر (الف) (ب) خودش ادامه می‌دهد.



نمودار (۴). واکنش تلاطم اقتصاد کلان به یک انحراف معیار شوک در متغیرهای الگو

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

یکپارچگی مالی فرآیندی است که به‌دنبال خود سهولت در نقل و انتقال وجوه مالی، توسعه مبادلات ارزی و تنوع و گسترش مبادلات مالی را درپی دارد و ارتباطات منفرد یک کشور را با سایر کشورها و بازارهای سرمایه بین‌المللی تبیین می‌کند. رابطه بین یکپارچگی مالی بین‌المللی و رشد اقتصادی موضوع بسیار چالش برانگیزی در بین اقتصاددانان است. این چالش‌ها منجر به موضوعات مختلفی از جنبه‌های تئوریک و سیاستی شده است. با مرور ادبیات پژوهش می‌توان دریافت که یافته‌های تجربی در زمینه ارتباط یکپارچگی

مالی و تلاطم اقتصاد کلان بیان‌گر یک رابطه از پیش تعیین شده قطعی نیست. ازاین‌رو، با ارائه یک الگوی تجربی، اثر یکپارچگی مالی بین‌المللی روی تلاطم اقتصاد کلان در ایران در بازه زمانی ۱۳۵۲-۱۳۹۵ آزمون گردید.

برای این منظور، ابتدا مقادیر نااطمینانی سه متغیر تولید ناخالص داخلی، مخارج مصرفی خصوصی و سرمایه‌گذاری با استفاده از الگوی تلاطم تصادفی (*SV*) و نرم‌افزار *WinBUGS* استخراج گردید. سپس، با ترکیب این سه متغیر با استفاده از روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی (*PCA*)، شاخص تلاطم اقتصاد کلان به‌دست آمد. نتایج حاصل از برآورد الگوی نشان داد که در کوتاه‌مدت رابطه معناداری بین متغیرهای مورد نظر و تلاطم اقتصاد کلان در ایران وجود ندارد، اما در بلندمدت، یکپارچگی مالی اثر مثبتی بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران دارد. این نتیجه تا حدی همسو با نتیجه حاصل از مطالعه بکستر و کروچینی (۱۹۹۵) است که در آن یکپارچگی مالی باعث افزایش تلاطم تولید می‌شود. به‌علاوه توسعه مالی و تلاطم رابطه مبادله نیز اثر مثبتی بر تلاطم اقتصاد کلان در ایران دارند، درحالی‌که اثر باز بودن تجارت بر تلاطم اقتصاد کلان منفی است. در واقع، باز بودن تجارت به‌منزله یک ضربه‌گیر در برابر شوک‌های خارجی عمل می‌کند و تنوع ریسک را کاهش می‌دهد، زیرا کشورهای بازتر بر روی بدهی بین‌المللی خود حساسیت بیشتری از خود نشان می‌دهند.

توسعه مالی، منجر به افزایش تلاطم اقتصاد کلان می‌شود؛ یعنی، هر چقدر ساختار مالی کشور به سمت بانک‌محور شدن پیش برود، تلاطم اقتصاد کلان ایران افزایش می‌یابد. این اثر مثبت را می‌توان به‌دلیل دولتی بودن بآن کها، نحوه آزادسازی بازارهای مالی، ضعف نظام مالی و عدم شکل‌گیری بازار مالی منسجم و بهره‌مند از مقررات دانست. در واقع، اگر ساختار مالی بدون قاعده و انسجام لازم شکل بگیرد، اگرچه می‌تواند اسباب افزایش حجم سرمایه‌گذاری را فراهم سازد، اما به‌دلیل عدم تعمیق مالی، کارآیی سرمایه‌گذاری و درنتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (مظفری و همکاران).

درخصوص اثر مثبت یکپارچگی مالی روی تلاطم اقتصاد کلان می‌توان گفت ازآنجایی- که تلاطم سرمایه‌گذاری بیش‌ترین سهم را در تلاطم اقتصاد کلان دارد، یکپارچگی مالی با کاهش موانعِ تحرک سرمایه، فرصت‌های سرمایه‌گذاری را افزایش داده و شوک‌های بهره‌وری را متنوع می‌سازد که این امر منجر به افزایش تلاطم سرمایه‌گذاری و درنتیجه تلاطم اقتصاد کلان می‌شود. از طرف دیگر، حذف موانع برای تجارت کالاها نیز موجب افزایش تخصص‌گرایی شده، که این امر تلاطم تولید و درنتیجه تلاطم اقتصاد کلان را افزایش می‌دهد.

بنابراین برخلاف نظریه کوز (۲۰۰۲) که معتقد است کشورها برای بهره‌مندی از تقسیم ریسک بین‌المللی یا هموارسازی مصرف باید به‌دنبال سهم بیشتری از یکپارچگی مالی باشند، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که یکپارچگی مالی نه تنها نقشی در کنترل تلاطم اقتصاد کلان نداشته بلکه آن را نیز تشدید می‌کند. ازاین‌رو، با توجه به آن که یکپارچگی مالی و توسعه مالی اثر مثبتی بر تلاطم اقتصاد کلان داشته‌اند، توصیه می‌شود تا نظام تنظیم‌گری مناسب جهت نظارت بر بازارهای مالی طراحی و اجرا گردد و در این راستا انضباط مالی می‌تواند به‌عنوان متغیری کلیدی جهت غلبه بر تلاطم‌های اقتصادی مورد توجه قرار گیرد.

منابع:

- Abrishami, H., Mehrara, M., & Seyed Shokri, KH. (2010). Financial Integration and Macroeconomic Volatility in Oil Exporting Developing Countries. *Quarterly Energy Economics Review*, 6(23), 121-135 (In Persian).
- Aghaei, M., Kouhbor, M. A., & Ahmadinejad, H. (2018). Financial Stability and Economic Performance: The Case of OPEC Countries. *Journal of Economics and Modelling*, 9(2), 29-65 (In Persian).
- Aghion, P., A. Banerjee, & T. Piketty. (1999). Dualism and Macroeconomic Volatility. *Quarterly Journal of Economics*, 114, 59-97.
- Ahmed, D. Abdullahi, & Suardi, S. (2009). Do financial and trade liberalisation cause macroeconomic volatility in sub-Saharan Africa?

Working Paper No. 44, Melbourne: Centre for Strategic Economic Studies, Victoria University.
- Barro, R.J., & Sala-i-Martin, X. (2003). *Economic Growth*. MacGraw Hill Companies, 285-313.
- Bauwens, L., Hafner, C. M., & Laurent, S. (2012). *Handbook of Volatility Models and Their Applications (Vol. 3)*. John Wiley and Sons.
- Baxter, M., & Crucini, M. (1995). Business cycles and the assets structure of foreign trade. *International Economic Review*, 36(4), 82–154.
- Bekaert, G., Harvey, Campbell R., & Lundblad, C. (2004). Does financial liberalization spur growth? *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3–55.
- Buch, M.C., Dopke, J., & Pierdzioch, C. (2002). Financial openness and business cycle volatility. Kiel Working Paper No. 1121, Kiel, Germany: Kiel Institute for World Economics.
- Caballero, R.J., & Krishnamurthy, A. (2001). International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises. *Journal of Monetary Economics*, 48, 513-48.
- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (2001). Financial liberalization and financial fragility. In G. Caprio, P. Honohan & J. Stiglitz (Eds), *Financial liberalization how far, how fast* (pp. 96–123). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Fan, P., Hamid, M., & Neumann, R. (2014). Financial Integration, Macroeconomic Volatility, and the Directions of Capital Flows.
- Hirata, H., Kim, H., & Kose, A. (2004). Integration and fluctuations: The case of MENA. *Emerging Markets Finance & Trade*, 40(6), 48–67.
- Kari, G. (2004). Financial integration and macroeconomic volatility in the ECCU. Proceedings of the 36th Annual monetary studies conference, 1-29.
- Khadraoui, N. (2010). Financial integration and growth volatility: The threshold effect of financial development. *University of Sousse-TUNISIA, the Faculty of Law and Economics and Political Science of Sousse*. Retrieved 15 March 2016.
- King, G.R., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717–37.
- Kose, M. Ayhan., & Kei-Mu, Y.i. (2001). International Trade and Business Cycles: Is Vertical Specialization the Missing Link? *American Economic Review,* Papers and Proceedings, 91, 371–375.
- Kose, M.A., Prasad, E.S., & Terrones, M.E. (2003). Financial integration and macroeconomic volatility (Special Issue). *IMF Staff Papers*, 50(S1), 119-42.
- Krugman, P. (1993). *Lessons of Massachusetts for EMU. In the Transition to Economic and Monetary Union in Europe*, ed. by F. Giavazzi and F. Torres Cambridge University Press, 241-61.
- Lane, P. (2001). The New Open Economy Macroeconomics: a Survey. *Journal of International Economics*, 54, 235-66.

- Lensink, R., & Morrissey, O. (2006). Foreign direct investment: Flows, volatility and impact on growth in developing countries. *Review of International Economics*, 14(3), 1-32.
- Mastern, A., & Coricelli, F. (2010). Financial Integration and Financial Development in Transition Economic: What Happens During Financial Crises? Working Paper Series, No. 1955, 1-25
- Mendoza, E.G. (1994). The obustness of macroeconomic indicators of capital mobility. In L. Leiderman & A. Razin (Eds), *Capital mobility: The impact on consumption, investment and growth* (pp. 83–111). Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Motameni, M., & Ariyani, F. (2013). Financial Integration and Economic Volatility in OPEC Countries. *Quarterly Journal of the Economic Development Research*, 3(10), 97-108 (In Persian).
- Mozaffari, Z., Kazerooni, A., & Rahimi, F. (2018). The Impact of Financial Structure on Economic Growth Volatility in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research*, 18(1), 1-31 (In Persian).
- Mougani, G. (2012). An Analysis of the Impact of Financial Integration on Economic Activity and Macroeconomic Volatility in Africa within the Financial Globalization Contexts. Development Research Department of the African Development Bank (WPS), Working Paper No. 144.
- Neaime, S. (2004). Financial market integration and macroeconomic volatility in the MENA region: An empirical investigation. Working Paper No. 0431, Beirut, Lebanon: Department of Economics/Institute of Financial Economics, American University of Beirut.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). Exchange Rate Dynamics Redux. *Journal of Political Economy*, 103, 24-60.
- Razin, A., & Rose, A. (1992). Business cycle volatility and openness: An exploratory cross section analysis. Working Paper No. 4208, US: National Bureau of Economic Research.
- Sarno, L. (2001). Toward a New Paradigmin Open Economy Modeling: Where Do We Stand? *Review of Federal Reserve Bank of St Louis*, 83, 21-36.
- Senay, O. (1998). The effects of goods and financial market integration on macroeconomic volatility. *The Manchester School Supplement,* 66(S), 39–61.
- Spiegelhalter, D., Thomas, A., Best, N., & Lunn, D. (2003). Winbugs User Manual. Congdon, P. (2006). *Bayesian Statistical Modelling.* John Wiley & Sons Ltd.
- Spiliopoulus, L. (2010). The determinants of macroeconomic volatility: A Bayesian model averaging approach. MPRA Paper No. 26832, 1-34.
- Sutherland, A. (1996). Financial market integration and macroeconomic volatility. *Scandinavian Journal of Economics,* 98(4), 129–539.