



تأثیر ناطمینانی تولید ناخالص داخلی و تورم بر منابع و مصارف بانک ملی ایران

جواد صلاحی^۱

سیدرضا خادمی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۱۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۷/۰۵

چکیده

بانکها در ایران از تأثیرگذارترین بازیگران اقتصادی محسوب می شوند. بانکها به عنوان نهادهای مالی و اقتصادی باید درآمدزا بوده و سودآوری آنها تابعی از وضعیت منابع، میزان تسهیلات، حجم سرمایه گذاری و ارایه انواع خدمات بانکی و متنوع بودن آنها است. دگرگونی در هر یک از این متغیرها، موجب تغییر در سودآوری و نوسان در سطح سود بانکها خواهد شد. هدف اصلی این پژوهش بررسی ناطمینانی تولید ناخالص داخلی و تورم بر منابع و مصارف بانکها می باشد. در این مطالعه، به صورت ویژه آثار ناطمینانی تورم و تولید ملی بر منابع و مصارف بانک ملی آزمون شده است. ناطمینانی تولید ناخالص داخلی و تورم با ترکیبی از مدل های گارچ^۱ EGARCH و ARIMA محاسبه و از طریق مدل های خود توضیح برداری (VAR) و مدل های تصحیح خطا (VECM) ارتباط آنها با منابع و مصارف بانک ملی در افق زمانی کوتاه مدت و بلند مدت آزمون شده است. یافته ها نشان می دهد تأثیر ناطمینانی تولید و تورم بر منابع بانک ملی، در کوتاه مدت و بلندمدت معنادار و منفی است، اما در کوتاه مدت و بلند مدت این تأثیرگذاری بر مصارف بانک ملی مثبت بوده است.

واژه های کلیدی: تورم، ناطمینانی، EGARCH، مدل ARIMA، مدل خود توضیح برداری VAR، مدل های تصحیح خطا VECM.

طبقه بندی JEL: G21, G28, E63

۱- استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) jav.salahi@iauctb.ac.ir
۲- کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران. nspector0351@yahoo.com

۱- مقدمه

بدون اغراق بانک بعنوان یکی از ارکان اقتصاد ایران، نقش بسزائی در پیشبرد اهداف اقتصادی و سیاسی و اجتماعی کشور دارد و آشنایی هر چه بیشتر سیاستگذاران این حوزه با دکترین اقتصاد می تواند هر چه بیشتر و مطلوبتر، چالشها و شوک های اقتصادی داخلی و بین المللی را مرتفع نموده و نظام بانکی و بالطبع آن نظام اقتصادی کشور را از آشفتگی رهایی بخشد. بانک ها باید مولد ثروت و اشتغال در کشور بوده و نه بعنوان صندوق ذخیره و هزینه محسوب گردند. اطمینان از ثبات نسبی تورم و تولید ناخالص ملی، رافع نگرانی بانکها در معنای عام است. ناطمینانی تورم و تولید ناخالص داخلی به عنوان بارزترین شوکها باعث نوسانات فعالیتهای اقتصادی شده، نابسامانی ایجاد می نماید و در نتیجه سرمایه گذاری، پس انداز، نرخ بهره و ... تحت تاثیر قرار گرفته و از این طریق بر داراییها و بدهیهای مؤسسات پولی و مالی تاثیر می گذارند و بدین ترتیب آنها را از اهداف سودآوری خود دور می نمایند. لذا شناسایی متغیرهای تاثیرگذار بر روند منابع و مصارف و به تبع آن سود بانکهاست. بانکها نیز به عنوان مؤسسات مالی، نقش حساسی در اقتصاد کشور ایفا می نمایند. در اینجا سعی بر شناسایی اثرات این شوکها بر منابع و مصارف بانک ملی ایران شده است.

۲- مبانی نظری پژوهش

تورم عبارتست از افزایش عمومی، نامتناسب و خودافزایی قیمتها که غالباً حالتی مداوم برگشتناپذیر دارد و از طریق تاثیر بر روابط اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی تمام ابعاد یک جامعه را تحت تاثیر قرار می دهد. تورم در سطوح بالا موجب پدید آمدن ناطمینانی شده و اثراتی به مراتب بیشتر از خود تورم خواهد داشت. تورم با کاهش ارزش پول و در سطوح بالا با کاهش و منفی کردن نرخ بهره واقعی انگیزه پس انداز را کاهش داده و موجب کاهش سرمایه گذاری می شود. در شرایط تورمی پدیده پول داغ اتفاق می افتد و مردم سعی می کنند هرچه قدر سریعتر پول خود را به کالا تبدیل کنند تا از کاهش ارزش پول در امان باشند. به این ترتیب تقاضا برای کالاها افزایش می یابد و به نوعی به تقاضای سفته بازی برای کالاها تبدیل می شود که خود عاملی برای گسترش تورم است.

در رابطه بین تورم با تغییرپذیری و ناطمینانی آن تحقیقات زیادی صورت گرفته است. بسیاری از این تحقیقات، رام (۱۹۸۵) و زارنوتیس و لامبرس (۱۹۸۷) رابطه مثبت و منفی داری بین تورم و تغییرپذیری یا ناطمینانی آن یافته اند (صالحی، ۱۳۸۳). بروز شوکها و ایجاد بی ثباتی، اجزای تشکیل دهنده درآمد عوامل اقتصادی دچار نوسان شده، ناطمینانی و تردید ایجاد می شود. انتظارات غیرقابل پیش بینی شده رفتار عاملان اقتصادی را تغییر و سبب افزایش ریسک در کلیه فعالیتها می شود.

کوکس، اینگرسول و روس (۱۹۸۵) عنوان می کنند که نرخهای بهره با تعامل تقاضای نقدینگی توسط سرمایه گذاران و عرضه نقدینگی توسط خانوارهایی که می خواهند برای آینده پس انداز کنند تعیین می شود. هر دو تصمیمات سرمایه گذاری و تصمیمات پس انداز کردن تحت تاثیر پیش بینی های حوادث آینده قرار دارند. برای مثال وقتی که مصرف کنندگان افزایش در درآمدهای آینده شان را انتظار دارند، می خواهند این

منفعت را فوراً با کاهش پس‌اندازشان به نقد تبدیل کنند این امر نرخ بهره تعادل را بالا می‌برد. این اثر ثروت بر این فرضیه استاندارد قرار دارد که مصرف‌کنندگان می‌خواهند مصرفشان در طول زمان آسان شود. (گولبر، ۲۰۰۷)

نااطمینانی تورم یا تولید با ریسک در ارتباط بوده و افزایش آن باعث افزایش ریسک می‌شود. در مورد اثر افزایش ریسک بر پس‌انداز باید خاطر نشان سازیم که اثر یک ریسک بیشتر بر جریان پس‌انداز از قبل مشخص نیست. ریسک بیشتر، پس‌اندازهای اشخاص ریسک‌گریز را کاهش داده و در نتیجه مدار واقعی سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و اگر هدف شخص از پس‌انداز اطمینان از سطح خصوصی از ثروت حقیقی در آینده باشد در آن صورت ریسک بیشتر موجب افزایش پس‌انداز می‌شود. بر اساس تحلیل نئوکلاسیک‌ها، بنگاه‌ها برنامه سرمایه‌گذاری خود را به‌گونه‌ای تنظیم می‌کنند که مجموع ارزش تنزیل شده درآمدهای خالص انتظاری در طول عمر آن طرح، به حداکثر برسد. براساس این دیدگاه افزایش نرخ بهره، موجب کاهش ارزش حال خالص فعلی سرمایه‌گذاری (NPV) و در نتیجه سطح تعادلی سرمایه‌گذاری خواهد شد (والی‌زاده و رجبی، ۱۳۸۱).

گلوب (۱۹۹۴) در مقاله خود، در بیان نحوه تاثیرگذاری نااطمینانی بر اقتصاد اشاره می‌کند که نااطمینانی دو اثر اقتصادی دارد. اولین اثر آن این است که نااطمینانی منجر به تغییر جهت تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان از آنچه که مایل به انجام آن هستند، می‌شود و این به معنی آن است که، تصمیم‌گیری‌های آینده بخاطر نااطمینانی در پیش‌بینی تورم یا تولید تحت تاثیر قرار می‌گیرند و دومین اثر، پس از تصمیمات اتخاذ شده، صورت می‌گیرد که از آن تحت عنوان اثرات معطوف به گذشته یاد می‌شود. نااطمینانی سرمایه‌گذاران را تشویق می‌کند تا منابع خود را در راه‌های که از ریسک پرهیز می‌شود بکار گیرند. به عنوان مثال، نااطمینانی تورم یا تولید می‌تواند منجر به این شود که کارفرمایان و کارمندان نسبت به دستمزدهای آینده نااطمینان باشند و نتوانند بطور دقیق در مورد آینده تصمیم بگیرند. فرض کنید اجاره‌نشینان و صاحب‌خانه‌ها نسبت به اجاره‌های آینده نااطمینان باشند. این مساله باعث کاهش سود مدیران و درآمد کارکنان خواهد شد. هنگامی که عوامل اقتصادی نسبت به نرخ‌های بهره، دستمزدها، نرخ‌های مالیاتی و سود نااطمینان هستند، تصمیمات سرمایه‌گذاری و تولید و به تعویق می‌افتد. این موضوع تا زمانی که نااطمینانی از بین برود، وجود خواهد داشت.

همچنین نااطمینانی تورم سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان را تشویق می‌کند تا تامین مالی سرمایه‌گذاری را با نرخ‌های وام بلندمدت ثابت انجام و از ریسک افزایش نرخ‌های بهره در کوتاه مدت بپرهیزند. برخی از دانشمندان روس و اینگرسول (۱۹۹۲) و دیکسیت (۱۹۹۴) عنوان می‌کنند که نرخ بهره واقعی و نااطمینانی تورم منجر به ایجاد هراس برای سرمایه‌گذاران می‌شود و نهایتاً سبب به تاخیر انداختن تصمیمات آنها می‌شود. برخی دیگر عنوان می‌کنند، نااطمینانی تولید در برخی موارد منجر به نوسانات سود شده و گاهی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد. نتیجه‌گیری حاصل از این پژوهش با نتایج پژوهش‌های گلوب (۱۹۹۴) و روس و اینگرسول (۱۹۹۲) و دیکسیت (۱۹۹۴) سازگار می‌باشد.

به صورت کلی بی‌ثباتی اقتصادی موضوع پژوهش‌های اندکی بوده است، به طوری که ابزارهای نظری بسط یافته و جامعی برای آن نمی‌توان یافت. در بخش بنیادهای نظری نخستین بار جیمز (۱۹۹۳) در بررسی تغییرات بی‌ثباتی اقتصادی آمریکا در قرن نوزدهم و بیستم، چارچوبی را برای تحلیل بی‌ثباتی اقتصادی مطرح نمود که براساس تفکیک ساختار و شوک قرار دارد، بلانچارد و سیمون (۲۰۰۰)، سیمون (۲۰۰۲)، این چارچوب نظری را اندکی بسط دادند. این تفکیک در تحلیل بی‌ثباتی اقتصادی بسیار راه‌گشا است، به طوری که می‌توان دیگر تئوری‌هایی را که درباره بی‌ثباتی اقتصادی مطرح می‌شوند، در درون این چارچوب نظری قرار داد. جیمز ساختار را اینگونه تعریف می‌کند: ساختار مسیری است که از طریق آن شوک‌های معین در درون اقتصاد گسترش می‌یابند. ساختار به جز شوک عامل دیگری برای بی‌ثباتی است، که به دو طریق می‌تواند منجر به بی‌ثباتی اقتصادی گردد، نخست از طریق تغییرات در ساختار که خود یک نوع شوک محسوب می‌شود، و دیگری از طریق تاثیر بر دامنه نشر آثار شوک‌ها در اقتصاد. برای مثال، تغییرات و نوآوری‌ها خود یک نوع شوک بوده که می‌توانند به بی‌ثباتی اقتصادی منجر گردند. اما نقش اصلی ساختار در تعیین دامنه نوسانات اقتصادی است. برای مثال جیمز تغییرات در ساختار کشاورزی و افزایش در سهم سرمایه‌گذاری را عوامل اصلی در افزایش بی‌ثباتی اقتصادی در قرن بیستم در آمریکا می‌داند. کاهش سهم کشاورزی و در مقابل آن، افزایش در سهم سرمایه‌گذاری در تولید ملی موجبات اصلی گسترش بی‌ثباتی بوده‌اند، در حالی که به شدت شوک‌ها در این دو قرن چندان تفاوتی نداشته است. لذا تغییرات در ساختار با تغییر آسیب‌پذیری اقتصادی بر بی‌ثباتی اقتصادی تاثیر می‌گذارد.

۳- برآورد نوسانات نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی

• برآورد نوسانات نرخ تورم

نوسانات نرخ تورم بر اساس الگوی های متفاوتی صورت می‌گیرد. در این پژوهش در قالب مدل گارچ نوسانات نرخ تورم برآورد می‌شود. و مدل $GARCH(p,q)$ حالت توسعه یافته مدل $ARCH(p)$ است که در آن σ_t^2 نه تنها توسط ε_t بلکه توسط وقفه های خود نیز توضیح داده می‌شود. لذا، مدل $GARCH(p,q)$ به صورت رابطه ۱ تعریف می‌شود:

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (1)$$

شرط لازم برای مثبت بودن واریانس شرطی، مثبت بودن ضرایب برآورد شده در رابطه فوق است. لذا، ساده‌ترین و در عین حال پر استفاده‌ترین مدل $GARCH$ فرآیند $GARCH(1,1)$ است که به صورت رابطه ۲ معرفی می‌شود:

$$\beta_1 \geq 1, \quad a_0 > 0, \quad a_1 \geq 0 \quad (2)$$

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

لذا شاخص بی ثباتی نرخ ارز به صورت انحراف معیار واریانس شرطی ($\sqrt{h_t}$) تعریف می‌شود. a_1 ضریب آرج و به β_1 ضریب گارچ نیز می‌گویند (احسانی و همکاران، ۱۳۸۸). قبل از برآورد بهترین مدل برای شاخص نوسانات نرخ تورم ابتدا به معرفی آمار توصیفی این متغیر می‌پردازیم. نتایج در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱- مشخصات آماری متغیر نرخ تورم

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	آماره JB	احتمال
P	۱۹/۰۶۲	۹/۵۹۸۳	۳/۴۸۹۳	۰/۹۵۵۷	۶/۴۸۹۳	۰/۰۳۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج فوق متغیر نرخ تورم در دوره مورد بررسی دارای مشخصات آماری به شرح جدول (۴-۱) بوده و همچنین بر اساس آماره JB این متغیر نرمال است. انتخاب مناسب p, q تأثیر فراوانی بر اعتبار نتایج حاصل از الگوی قارچ دارد. در حقیقت برآورد واریانس شرطی یک متغیر شامل سه مرحله زیر می‌باشد: انتخاب بهترین الگوی ARMA برای معادله میانگین، که معمولاً با استفاده از روش باکس جنکینز انجام پذیرد. باکس و جنکینز اولین کسانی بودند که در ۱۹۷۶ روشی برای تخمین مدل‌های ARMA ارائه نمودند. روش آن‌ها یک روش علمی است که دارای سه مرحله تشخیص، تخمین و کنترل تشخیص یا بازبینی است. این روش عمدتاً از رفتار ضرایب خود همبستگی و ضرایب خود همبستگی جزئی استفاده می‌کند.

مرحله اول: تشخیص

تشخیص و شناسایی مدل‌های ARMA به معنی تعیین مرتبه مدل می‌باشد. $\hat{\sigma}^2$ واریانس باقیمانده‌ها است که معادل با مجموع مجذور خطا تقسیم بر درجه آزادی آن یعنی $n-k$ است که $k=p+q+1$ می‌باشد. هر یک از این معیارهای اطلاعات نسبت به $p \leq \bar{p}$ و $q \leq \bar{q}$ حداقل می‌شوند \bar{p} و \bar{q} به ترتیب حد بالای تعداد جملات MA و AR می‌باشند. بر اساس معیارهای اطلاعات مرتبه مدل ARMA به شرح زیر می‌باشد:

$$P=1, q=1 \quad (3)$$

مرحله دوم: برآورد

نتایج برآورد فرآیند ARMA با روش OLS به شرح جدول ۲ زیر می‌باشد. اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می‌باشند.

جدول ۲- فرآیند ARMA(1,1) برای نرخ تورم

Durbin-Watson stat	R-squared	HQIC	SBIC	AIC	MA(1)	AR(1)	عرض از مبدأ	
۱/۹۵۶۸	۰/۴۱۶۴	۶/۶۱۸۸	۶/۷۲۶۶	۶/۵۵۷۷	۰/۹۵۶۹ (۲/۲۰۱۷)	۰/۳۸۸۹ (۴/۳۱۱)	۲۱/۶۳۵۷ (۲/۰۴۶۹)	ضریب

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول فوق نتیجه برآورد فرآیند ARMA به شرح زیر رابطه ۴ می‌باشد:

$$P = 21.6537 + 0.3889P(-1) + 0.9569MA(1) \quad (۴)$$

معادله فوق نشان دهنده این موضوع می‌باشد که فرآیند بهینه ARMA بر اساس معیارهای اطلاعات ARMA(1,1) می‌باشد.

مرحله سوم: بازبینی

این مرحله، مستلزم کنترل و بررسی مجدد مدل است. یعنی تعیین کنیم که مدل مورد نظر کفایت می‌کند یا نه؟ ضرایب خود همبستگی برای باقیمانده‌ها برای ۱۶ وقفه محاسبه شد (جدول ۳) و به این نتیجه رسیدیم که هیچ ضریبی خارج از مرز (نقطه چین) قرار ندارد، لذا تمامی ضرایب خود همبستگی تفاوت معناداری از صفر ندارند. همچنین آماره Q (معیار لیونک - باکس) نیز کوچک است و از مقادیر جدول χ^2 کوچک‌تر می‌باشند لذا ضرایب خود همبستگی تفاوت معناداری از صفر ندارند. مقادیر احتمال‌ها نیز در ستون آخر بزرگ‌تر از ۰/۰۵ هستند که بیانگر صفر بودن ضرایب خود همبستگی است. در نتیجه مدل ARMA(1,1) کفایت می‌کند.

جدول ۳- نتایج بازبینی فرآیند ARMA(1,1) برای نرخ تورم

AC	PAC	Q-State	احتمال	ردیف
۰/۲۷۳	۰/۰۲۷۳	۳/۲۱۰۴	۰/۱۷۳	۱
۰/۱۹۳	۰/۱۲۸	۴/۸۵۸۱	۰/۱۸۸	۲
-۰/۰۶۵	-۰/۱۶۰	۵/۰۴۹۱	۰/۱۶۸	۳
-۰/۲۲۴	-۰/۲۲۱	۷/۷۶۳۷	۰/۱۱۶	۴
-۰/۱۶۹	-۰/۰۳۰	۸/۷۶۳۷	۰/۱۱۹	۵
-۰/۰۴۵	۰/۰۹۴	۸/۸۶۴۹	۰/۱۸۱	۶
-۰/۲۱۱	۰/۲۵۸	۱۱/۱۴۱	۰/۱۳۳	۷

ردیف	احتمال	Q-State	PAC	AC
۸	۰/۱۲۸	۱۲/۵۵۲	-۰/۱۸۴	-۰/۱۶۴
۹	۰/۱۳۳	۱۳/۶۹۹	-۰/۰۳۰	-۰/۱۴۵
۱۰	۰/۱۶۵	۱۴/۱۷۳	-۰/۰۰۶	-۰/۰۹۲
۱۱	۰/۱۸۷	۱۴/۹۱۳	۰/۰۷۳	۰/۱۱۳
۱۲	۰/۲۱۶	۱۵/۴۸۹	۰/۰۷۶	۰/۰۹۸
۱۳	۰/۲۵۸	۱۵/۸۴۰	-۰/۲۵۸	-۰/۰۷۵
۱۴	۰/۳۰۱	۱۶/۲۱۰	۰/۵۲	-۰/۰۷۶
۱۵	۰/۳۴۶	۱۶/۵۶۴	۰/۰۴۹	-۰/۰۷۳
۱۶	۰/۴۱۳	۱۶/۵۹۰	۰/۱۴۹	۰/۰۱۹

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مرحله پایانی برای برآورد شاخص بی ثباتی نرخ تورم، تخمین معادله واریانس شرطی جمله اختلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس است. با توجه به وجود اثرات ARCH و همچنین با استفاده از معیارهای AIC و SBIC و HQC و همچنین بر اساس مدل ARMA(1,1) و برآوردهای انجام شده فرضیه وجود واریانس ناهمسانی تایید می‌گردد، و بهترین مدلی که بتواند این واریانس ناهمسانی را نشان دهد، مدل EGARCH(1,1) می‌باشد. مدل EGARCH یا GARCH نمایی توسط نلسون (۱۹۹۱) پیشنهاد گردید. این مدل روش دیگری برای فرمول بندی واریانس شرطی است که بر اساس رابطه ۵ عبارت است از:

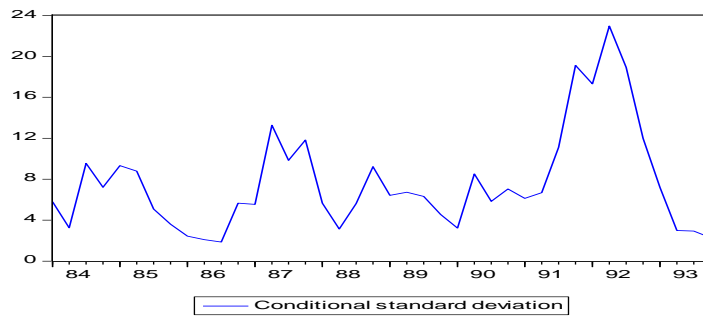
$$\text{Log}(\sigma_t^2) = \omega + \beta \text{Log}(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (5)$$

این مدل دارای چند مزیت است. اولاً در این مدل، متغیر وابسته یعنی σ_t^2 به صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت و منفی باشد که در هر حالت σ_t^2 مثبت خواهد بود. بدین ترتیب نیازی به اعمال محدودیت‌های غیر منفی بر روی ضرایب نیست. ثانیاً در این مدل اثر شوک‌های نامتقارن نیز در نظر گرفته می‌شود زیرا γ ضریب u_{t-1} است که u_{t-1} می‌تواند مثبت و منفی باشد. در این مدل اگر $\gamma = 0$ باشد، متقارن و در غیر این صورت نامتقارن می‌باشد. اگر $\gamma > 0$ نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. به عبارت دیگر اثر شوک‌های مثبت برابر با γ و اثر شوک‌های منفی برابر با $\gamma + \alpha$ است. نتایج مدل برآورد شده برای مدل EGARCH به شرح رابطه ۶ می‌باشد:

$$\begin{aligned} \text{Log}(\sigma_t^2) = & -0.0013 + 1.8357 \text{Log}(\sigma_{t-1}^2) \\ & + 0.2135 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.5462 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \end{aligned} \quad (6)$$

(-0.0007) (2.1140) (2.3375) (1.9015)

نتایج آزمون نشان می‌دهد که توزیع جملات اخلال به صورت نرمال است و در نتیجه مدل EGARCH(1,1) به درستی تصریح شده است. همچنین از آنجایی که آماره t برای γ معنادار می‌باشد (۲/۳۳۷۵) و بیانگر آن است که شوک‌ها وارده به نرخ تورم نامتقارن می‌باشند؛ و چون ضریب γ مثبت می‌باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. اثر شوک‌های مثبت: $\gamma = 0.2135$ اثر شوک‌های منفی: $\gamma + \alpha = 0.7597$ در نتیجه با استفاده از روش EGARCH یا GARCH نمایی به برآورد شاخص نرخ تورم پرداخته شده است که در نمودار ۱ نیز نتایج نوسانات نرخ تورم بر اساس مدل برآورد شده نشان داده شده است.



نمودار ۱- شاخص نوسانات نرخ تورم برای دوره ۹۳-۱۳۸۴ (فصلی)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

• برآورد نوسانات تولید ناخالص داخلی

در این مطالعه فرض می‌شود که تولید ناخالص داخلی تحت فرآیند اتورگرسیو مرتبه‌ی p ام به صورت رابطه ۷ شکل می‌گیرد:

$$GDP_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^p \lambda_i GDP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

که در آن GDP_t تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ می‌باشد و ε_t بر اساس اطلاعات موجود در زمان t، (ψ_{t-1}) ، شکل می‌گیرد و دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس h_t می‌باشد. قبل از برآورد

بهترین مدل برای شاخص نوسانات نرخ تورم ابتدا به معرفی آمار توصیفی این متغیر می پردازیم. نتایج در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول ۴- مشخصات آماری متغیر تولید ناخالص داخلی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	آماره JB	احتمال
GDP	۴۰۹۱/۵	۴۸۶۳۳/۲۳	۲/۲۱۶۲	-۰/۲۷۷۹	۱/۵۳۸۸	۰/۴۶۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج فوق متغیر تولید ناخالص داخلی در دوره مورد بررسی دارای مشخصات آماری به شرح جدول ۴ بوده و همچنین بر اساس آماره JB این متغیر نرمال است. در ادامه به برآورد شاخص نوسانات تولید ناخالص داخلی می پردازیم. انتخاب مناسب p, q تأثیر فراوانی بر اعتبار نتایج حاصل از الگوی قارچ دارد. در حقیقت برآورد واریانس شرطی یک متغیر شامل سه مرحله زیر می‌باشد: انتخاب بهترین الگوی ARMA برای معادله میانگین، که معمولاً با استفاده از روش باکس جنکینز^۳ انجام پذیرد.

مرحله اول : تشخیص

تشخیص و شناسایی مدل‌های ARMA به معنی تعیین مرتبه مدل می‌باشد. هدف این است که مدل به گونه ای انتخاب شود که مقدار معیار اطلاعات حداقل گردد. معیارهای مختلفی معرفی شده است که شامل معیار آکائیک (AIC)، معیار اطلاعات بیزین- شوارتز (SBIC) و معیار اطلاعات حنان - کوئین^۴ (HQIC) می‌باشند. بر اساس معیار های اطلاعات مرتبه مدل ARMA به شرح زیر می‌باشد: $P=1, q=1$

مرحله دوم : برآورد

نتایج برآورد فرآیند ARMA با روش OLS به شرح جدول ۵ زیر می‌باشد. اعداد داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می باشند.

جدول ۵- فرآیند $ARMA(1,1)$ برای نرخ تورم

	Durbin-Watson stat	R-squared	HQIC	SBIC	AIC	MA(1)	AR(1)	عرض از مبدأ	
ضریب	۱/۷۷۰۵	۰/۳۹۴۹	۲۴/۵۹۸۲	۲۴/۷۰۶۰	۲۴/۵۳۷۱	۰/۲۰۶۶ (۲/۴۰۵۰)	۰/۱۶۳۹ (۱/۹۹۰۶)	۱/۵۰ (۰/۷۹۸۷)	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول فوق نتیجه برآورد فرآیند ARMA مطابق رابطه ۸ می‌باشد:

$$P = 1.50 + 0.1639P(-1) + 0.2066MA(1) \quad (8)$$

معادله فوق نشان دهنده این موضوع می‌باشد که فرآیند بهینه ARMA بر اساس معیارهای اطلاعات ARMA(1,1) می‌باشد.

مرحله سوم: بازیابی

این مرحله، مستلزم کنترل و بررسی مجدد مدل است. یعنی تعیین شود که مدل مورد نظر کفایت می‌کند یا نه؟ باکس و جینکینز روش بازیابی باقیمانده‌ها را مطرح می‌کنند. در اینجا بازیابی باقیمانده‌ها به معنی کنترل باقیمانده است که آیا شواهدی دال بر وابستگی خطی وجود دارد یا نه. اگر چنین چیزی وجود داشته باشد بدان معنا است که مدل کفایت نمی‌کند. بدین منظور بایستی AC و PAC را برای باقیمانده‌ها محاسبه شود. ضرایب خود همبستگی برای باقیمانده‌ها برای ۱۶ وقفه در جدول ۶ محاسبه شد و این نتیجه حاصل شد که هیچ ضریبی خارج از مرز (نقطه چین) قرار ندارد، لذا تمامی ضرایب خود همبستگی تفاوت معناداری از صفر ندارند. مقادیر احتمال‌ها نیز در ستون آخر بزرگ‌تر از ۰/۰۵ هستند که بیانگر صفر بودن ضرایب خود همبستگی است. در نتیجه مدل ARMA(1,1) کفایت می‌کند.

جدول ۶- نتایج بازیابی فرآیند ARMA(1,1) برای تولید ناخالص داخلی

ردیف	احتمال	Q-State	PAC	AC
۱	۰/۸۲۸	۰/۰۴۷۳	-۰/۰۳۷	-۰/۰۳۷
۲	۰/۹۶	۰/۰۸۱۲	-۰/۰۳۲	-۰/۰۳۱
۳	۰/۷۰۷	۱/۳۹۲۵	۰/۱۸۵	۰/۱۸۷
۴	۰/۷۷۸	۱/۷۶۹۵	-۰/۰۹	-۰/۰۹۸
۵	۰/۸۷۵	۱/۸۰۵۶	۰/۰۳۷	۰/۰۳
۶	۰/۹۳۳	۱/۸۴۸۷	-۰/۰۷۴	-۰/۰۳۲
۷	۰/۷۵۳	۴/۲۲۵۶	-۰/۲۰۸	-۰/۲۳۴
۸	۰/۷۸۵	۴/۷۳۹۸	-۰/۱۵۳	-۰/۱۰۶
۹	۰/۸۳۸	۴/۹۵۸۹	-۰/۰۷۷	-۰/۰۶۸
۱۰	۰/۷۲۹	۶/۹۶۵۹	-۰/۱۶۹	-۰/۲۰۱
۱۱	۰/۷۰۵	۸/۰۹۰۷	-۰/۱۸۹	-۰/۱۴۷
۱۲	۰/۷۲۷	۸/۷۱۴۱	۰/۰۸۹	۰/۱۰۷
۱۳	۰/۷۹۱	۸/۷۵۸۷	-۰/۰۰۴	-۰/۰۲۸
۱۴	۰/۷۹۲	۹/۵۸۱۳	-۰/۱۷۳	-۰/۱۱۷
۱۵	۰/۸۴۳	۹/۶۱۲۹	-۰/۱۳۵	۰/۰۲۲
۱۶	۰/۷۹۵	۱۱/۲۳۴	۰/۱۱۳	۰/۱۵۴

منبع: یافته‌های پژوهشگر

نتایج آزمون پایداری جمله اخلاص این مدل نیز در جدول زیر ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول می‌توان بیان کرد که برای جمله اخلاص، مقدار آماره آزمون ADF و دیکی فولر تعمیم یافته^۵ از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر بوده و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی جمله اخلاص رد می‌شود.

مرحله پایانی برای برآورد شاخص بی‌ثباتی نرخ تورم، تخمین معادله واریانس شرطی جمله اخلاص تحت شرایط ناهمسانی واریانس است.

با توجه به وجود اثرات ARCH و همچنین با استفاده از معیارهای AIC و SBIC و HQC و همچنین بر اساس مدل ARMA(1,1) و برآوردهای انجام شده فرضیه وجود واریانس ناهمسانی تایید می‌گردد، و بهترین مدلی که بتواند این واریانس ناهمسانی را نشان دهد، مدل EGARCH(1,1) می‌باشد. نتایج مدل برآورد شده برای مدل EGARCH به شرح رابطه ۹ می‌باشد:

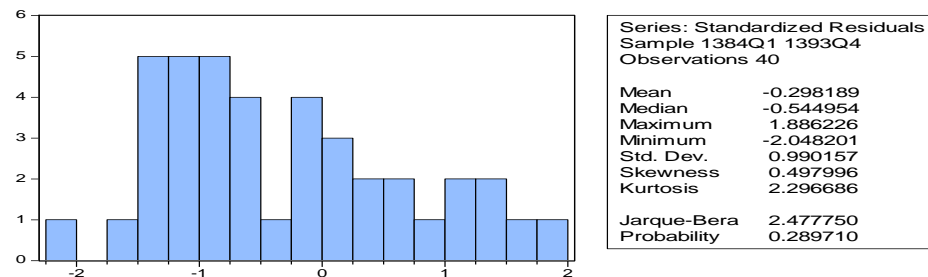
$$\text{Log}(\sigma_t^2) = 9.0006 + 0.0225 \text{Log}(\sigma_{t-1}^2) + 0.6711 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.5626 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (9)$$

(1.7041) (1.9324) (1.9659) (2.2619)

نتایج آزمون نشان می‌دهد که توزیع جملات اخلاص به صورت نرمال است و در نتیجه مدل EGARCH(1,1) به درستی تصریح شده است. همچنین از آنجایی که آماره t برای γ معنادار می‌باشد (۱/۹۶۵۹) و بیانگر آن است که شوک‌ها وارده به نرخ تورم نامتقارن می‌باشند؛ و چون ضریب γ مثبت می‌باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است.

اثر شوک‌های مثبت: $\gamma = 0.6711$ اثر شوک‌های منفی: $\gamma + \alpha = 1.2337$

مطابق نمودار ۲ مدل برآوردی از لحاظ جز اخلاص مورد آزمون قرار گرفت و جز اخلاص مدل برآوردی نرمال است.



نمودار ۲- آزمون نرمال بودن جز اخلاص

منبع: یافته‌های پژوهشگر

معادله میانگین شرطی تولید ناخالص داخلی نیز بر اساس رابطه ۱۰ می‌باشد:

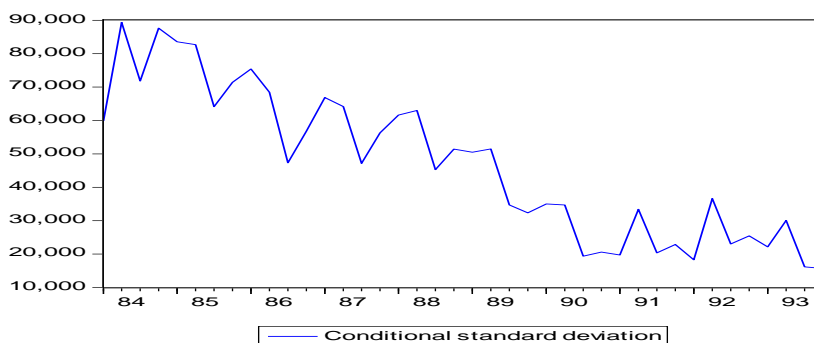
$$GDP = 409117.4 + 0.3584MA(1) + U_t \quad (10)$$

(43.66173)(2.3919)

مقدار عددی آماره های اطلاعات نیز بر اساس رابطه ۱۱ می باشد:

$$\begin{aligned} AIC &= 24.2614 \\ SC &= 24.3458 \\ HQC &= 24.2919 \end{aligned} \quad (11)$$

در نتیجه با استفاده از روش EGARCH یا GARCH نمایی به برآورد شاخص تولید ناخالص داخلی پرداختیم که در نمودار ۳ نیز نتایج نوسانات تولید ناخالص داخلی بر اساس مدل برآورد شده نشان داده شده است.



نمودار ۳ - شاخص نوسانات تولید ناخالص داخلی برای دوره ۹۳-۱۳۸۴ (فصلی)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴- تخمین الگو

آزمون ایستایی متغیرها پس از تعیین طول وقفه بهینه در الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)، از طریق آزمون‌های هم انباشتگی حداکثر درست نمایی جوهانسن-جوسیلیوس^۶ ابتدا تعداد بردارهای همگرا را مشخص و روابط بلندمدت متغیرها را تبیین و بردار قابل قبول و منطبق با انتظارات تئوریک انتخاب می‌شود. بر اساس نتایج جدول ۷ تمامی متغیرهای تحقیق نرمال بوده است.

جدول ۷- مشخصات آماری متغیرهای تحقیق

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کشیدگی	چولگی	آماره JB	احتمال
Rdeposit (منابع)	5.04e+08	2.84e+08	۲/۰۹۲	۰/۵۴۹۳	۳/۳۸۶۱	۰/۱۸۳۹
Rloans (مصارف)	-4.1e+08	2.02e+08	۱/۶۹۱۸	-۰/۱۲۶۰	۲/۹۵۷۹	۰/۲۲۷۸
$\sigma_{GDP_t}^2$ (نوسانات تولید ناخالص داخلی)	-۲۶۲۹۴/۷۱	۴۸۶۳۳/۲۳	۲/۲۱۶۲	-۰/۲۷۷۹	۱/۵۳۸۸	۰/۴۶۳۲
$\sigma_{P_t}^2$ (نوسانات نرخ تورم)	۲/۶۹۸۳	۹/۵۹۸۳	۳/۴۸۹۳	۰/۹۵۵۷	۶/۴۸۹۳	۰/۳۸۹۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۱- تعیین روابط بین متغیرها (برآورد مدل خود رگرسیون برداری غیر مقید بهینه) مدل های ۵ و ۶ با طول وقفه‌ی ۲ ساله برآورد شدند. نتایج حاصله در جداول ۸ و ۹ گزارش شده است. نتایج خروجی در نرم‌افزار Eviews8 نیز بدست آمده است.

جدول ۸- نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق (در حالت اول - منابع) به روش خود رگرسیون

برداری غیر مقید

متغیر	RDEPOSIT	var(y)	var(p)
RDEPOSIT (-1)	۰/۹۲۱۴۴۰	۰-/۰۰۰۱۰۸	-6.62E-09
آماره t	[۴/۷۷۹۳]	[-۰/۱۹۶۲]	[-۰/۱۲۹۲۷]
RDEPOSIT (-2)	۰/۱۰۵۱۳۸	۰/۰۰۰۲۲۳	9.25E-09
آماره t	[۰/۵۱۹۰۶]	[۳/۳۸۷۰۸]	[۰/۱۷۱۸۱]
var(y) (-1)	۹/۹۳۰۵۷	۰/۰۶۸۵۷۸	-8.19E-07
آماره t	[۰/۱۵۱۰]	[۰/۳۶۷۱۲]	[-۰/۰۴۶۸۹]
var(y) (-2)	۹۶/۰۳۵۵۵۴	۰/۱۷۲۷۵۸	7.47E-06
آماره t	[۱/۵۰۵۳]	[۰/۹۵۲۸۷]	[۰/۴۴۰۳۸]
var(p) (-1)	-۸۶۲۳۲۶۳/	۹۳۷/۳۱۷۲	۱/۵۲۲۲۸
آماره t	[-۱/۷۱۶۷]	[۰/۶۹۴۸]	[۱۲/۰۶۵۹]
var(p) (-2)	۷۷۹۵۵۰/۲	-۱۲۷۰/۵۲۰	-۰/۷۴۶۰۵
آماره t	[۱/۵۷۰۷۴]	[-۰/۹۰۰۸]	[-۵/۶۵۵۶]
C	۱۶۶۸۱۶۵۴	-۶۷۱۵۸	-۰/۱۰۰۹
آماره t	[۱/۷۵۰۵۰]	[-۲/۴۷۹۷]	[-۰/۰۳۹۸]
R-squared	۰/۹۹۸۶	۰/۶۰۱۷	۰/۹۱۹۴
Adj. R-squared	۰/۹۹۸۳	۰/۵۲۴۶	۰/۹۰۳۸
Sum sq. resids	3.98E+15	3.21E+10	۲۸۰/۹۵۸۴

متغیر	RDEPOSIT	var(y)	var(p)
S.E. equation	۱۱۳۲۶۴۲۵	۳۲۱۸۸/۷۵	۳/۰۱۰۵
F-statistic	۳۷۶۴/۵۵۹	۷/۸۰۷۲	۵۸/۹۴۰۹۴
Log likelihood	-۶۶۷/۲۷۱۹	-۴۴۴/۴۶۷۴	-۹۱/۹۳۱۴
Akaike AIC	۳۵/۴۸۸۰	۲۳/۷۶۱۴	۵/۲۰۶۹
Schwarz SC	۳۵/۷۸۹۶	۲۴/۰۶۳۱	۵/۵۰۸۵
Mean dependent	5.22E+08	-۲۲۶۴۲/۶۱	۳/۰۵۱۶
S.D. dependent	2.80E+08	۴۶۶۸۹	۹/۷۰۶۶
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.05E+23	Log likelihood	-۱۱۹۸/۲۴۴
Determinant resid covariance	4.92E+23	Akaike information criterion	۶۴/۱۷۰۷۴
		Schwarz criterion	۶۵/۷۵۷۲

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۹- نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق (در حالت دوم- مصارف) به روش خود رگرسیون

برداری غیر مقید

متغیر	RLOANS	var(y)	var(p)
RLOANS (-1)	۰/۸۴۸۰	-۰/۰۰۰۱۷۹	9.67E-08
t آماره	[۳/۹۷۰۶]	[-۰/۳۵۰۸]	[۱/۹۸۳۳]
RLOANS (-2)	۰/۱۴۴۱	-6.97E-05	-9.98E-08
t آماره	[۰/۶۹۱۳]	[-۰/۱۴۰۳]	[-۰/۰۹۶۲]
var(y) (-1)	-۱۳/۲۲۴۰	-۰/۱۶۶۲	9.19E-07
t آماره	[-۰/۱۵۵۰۱]	[-۰/۸۱۷۸]	[۰/۴۷۱۴]
var(y) (-2)	-۱۳۹/۸۰۹۱	-۰/۰۳۳۹	5.59E-06
t آماره	[-۱/۸۱۱۵]	[-۰/۱۸۴۷]	[۰/۳۱۷۱]
var(p) (-1)	۵۸۷۱۷۸/۱	۱۳۴۰/۵۱۵	۱/۴۶۸۲
t آماره	[۱/۱۰۲۳]	[۱/۰۵۵۹]	[۱۲/۰۶۹۱]
var(p) (-2)	-۳۹۰۸۲۲/۹	-۱۶۷۳/۹۶۸	-۰/۶۹۸۷
t آماره	[-۰/۷۲۵۴]	[-۱/۳۰۳۶]	[-۵/۶۷۸۹]
C	-۲۷۶۰۸۴۵۴	-۱۲۹۱۵۹	۱/۴۹۶۳
t آماره	[-۱/۷۵۱۲]	[-۲/۴۳۷۵]	[۰/۴۱۵۵]
R-squared	۰/۹۹۶۶	۰/۶۶۹۰	۰/۹۲۹۶
Adj. R-squared	۰/۹۹۶۰	۰/۶۰۴۹	۰/۹۱۶۰
Sum sq. resids	4.70E+15	2.76E+10	۲۴۵/۱۲۴۲
S.E. equation	۱۲۳۱۲۱۱۴	۲۹۳۴۴/۱۵	۲/۸۱۱۹

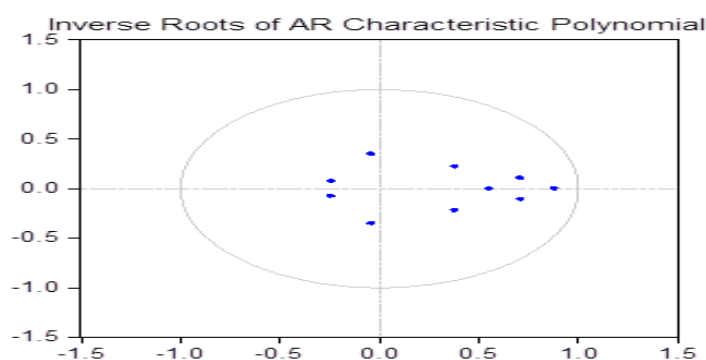
متغیر	RLOANS		var(y)	var(p)	
F-statistic	۱۵۵۷/۰۹۸		۱۰/۴۴۴۵۵	۶۸/۳۱۲۷۱	
Log likelihood	۶۷۰/۴۴۲۹-		-۴۴۰/۹۵۱۵	۸۹/۳۳۸۰-	
Akaike AIC	۳۵/۶۵۴۸		۲۳/۵۷۶۴	۵/۰۷۰۴	
Schwarz SC	۳۵/۹۵۶۵		۲۳/۸۷۸۰	۵/۳۷۲۱	
Mean dependent	-4.34E+08		-۲۲۶۴۲/۶۱	۳/۰۵۱۶	
S.D. dependent	1.96E+08		۴۶۶۸۹	۹/۷۰۶۶	
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.05E+23	Log likelihood	۱۱۹۸/۳۴۴-	Schwarz criterion	۶۴/۹۷۲۳
Determinant resid covariance	4.92E+23	Akaike information criterion	۶۴/۱۷۰۷۴		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

برای تفسیر خروجی‌های این روش آماری و اقتصادسنجی از واکنش و تجزیه واریانس استفاده می‌شود. در ادامه به مقولات مذکور پرداخته می‌شود. البته قبل از این مباحث در ابتدا لازم است از ثبات مدل برآوردی و عدم کاذب بودن آن اطمینان کسب کرد.

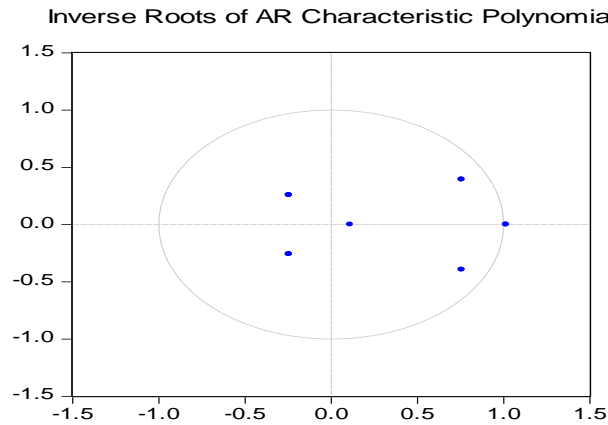
آزمون دایره ریشه واحد

در تحلیل مدل‌های خود رگرسیونی برداری بررسی شرایط ثبات مدل قبل از تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای ضروری است. شرط ثبات مدل آن است که معکوس ریشه مشخصه چندجمله‌ای وقفه برآوردی^۷، درون دایره واحد قرار گیرد. در شکل‌های ۱ و ۲ دایره ریشه واحد برای مدل منابع و مصارف برآوردی تحقیق ارائه شده است.



شکل ۱- بررسی ثبات مدل خود رگرسیون برداری برای حالت منابع

منبع: یافته‌های پژوهشگر



شکل ۲- بررسی ثبات مدل خود رگرسیون برداری برای حالت مصارف

منبع: یافته‌های پژوهشگر

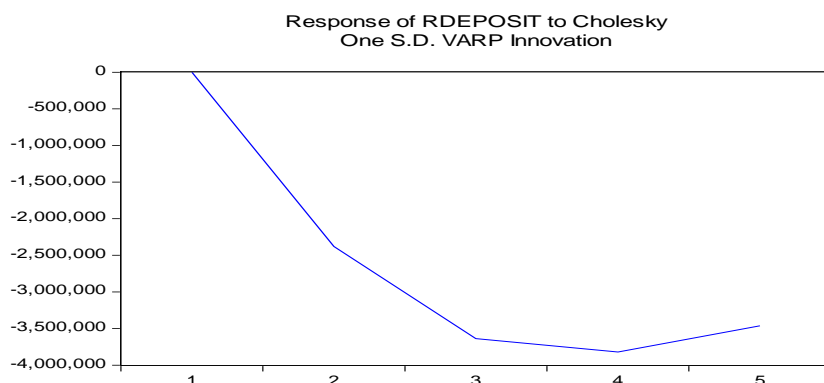
بر اساس شکل ۱ و شکل ۲ ریشه‌های مشخصه مدل برآوردی درون دایره واحد قرار گرفته و به این خاطر ثبات مدل تأمین شده است. بر همین اساس انتخاب وقفه‌ی ۲ ساله برای هر دو مدل قابل دفاع است و ضرایب مدل برآوردی از اطمینان بالایی برخوردار هستند.

۵- توابع تجزیه واریانس و توابع عکس‌العمل آنی و تحلیل نتایج

همان‌طور که پیش‌تر نیز بیان شد؛ از آنجا که تعبیر و تفسیر ضرایب تکی در مدل‌های تخمینی VAR غالباً دشوار است، در عمل غالباً تابع عکس‌العمل (IRF) و تجزیه واریانس تخمین زده می‌شود. بر همین اساس در ادامه به برآورد و تحلیل این نمودارها پرداخته می‌شود.

۵-۱- تأثیر تکانه‌ی مثبت (یک انحراف معیار) در درصد نوسانات نرخ تورم بر منابع بانک ملی

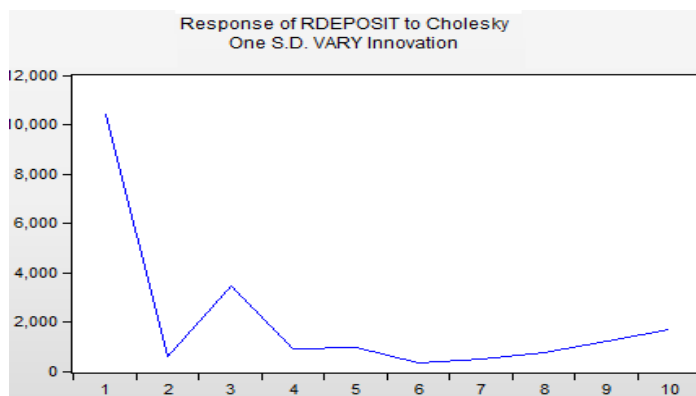
بر اساس نمودار ۴ با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار در نوسانات نرخ تورم، درصد منابع بانک ملی از سال اول به بعد شروع به کاهش پیدا می‌کند. در نتیجه افزایش در نوسانات نرخ تورم باعث کاهش در منابع بانک ملی می‌گردد (تأیید فرضیه اول در کوتاه مدت).



نمودار ۴- تابع عکس‌العمل درصد منابع بانک ملی نسبت به شوک مثبت (انحراف معیار) در نوسانات نرخ تورم
منبع: یافته‌های پژوهشگر

۲-۵- تأثیر تکنانه‌ی مثبت (یک انحراف معیار) در درصد نوسانات تولید ناخالص داخلی بر منابع بانک ملی

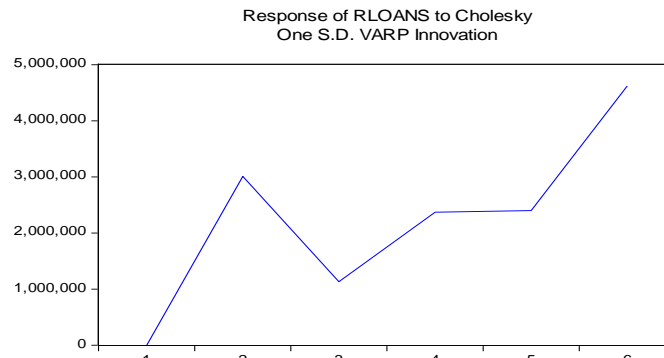
بر اساس نمودار ۵ با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار در نوسانات تولید ناخالص داخلی، منابع بانک ملی از سال اول به بعد شروع به کاهش پیدا می‌کند و در سال سوم تاثیر این نوسانات مثبت بوده و دوباره روند کاهشی پیدا می‌کند. (تأیید فرضیه اول در کوتاه مدت)



نمودار ۵- تابع عکس‌العمل درصد منابع بانک ملی نسبت به شوک مثبت (انحراف معیار) در نوسانات تولید ناخالص داخلی
منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج نمودارهای ۴ و ۵ فرضیه اول مبنی بر تأثیر نوسانات نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی به منابع بانک ملی کاهنده بوده و افزایش در شوک های اقتصادی باعث کاهش منابع بانک ملی شده است.

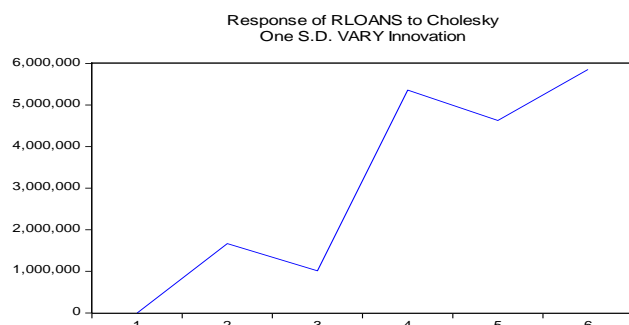
۳-۵- تأثیر تکانه‌ی مثبت (یک انحراف معیار) در درصد نوسانات نرخ تورم بر مصارف بانک ملی
بر اساس نمودار ۶ با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار در نوسانات نرخ تورم، مصارف بانک ملی از سال اول به بعد شروع به افزایش پیدا می‌کند و به حالت تعادلی نیز باز نمی‌گردد و این روند افزایش ادامه پیدا می‌کند (تأیید فرضیه دوم در کوتاه مدت).



نمودار ۶- تابع عکس‌العمل درصد مصارف بانک ملی نسبت به شوک مثبت (یک انحراف معیار) در نوسانات نرخ تورم
منبع: یافته‌های پژوهشگر

۴-۵- تأثیر تکانه‌ی مثبت (یک انحراف معیار) در درصد نوسانات تولید ناخالص داخلی بر مصارف بانک ملی

بر اساس نمودار ۷ با ایجاد شوکی مثبت به اندازه یک انحراف معیار در نوسانات تولید ناخالص داخلی، مصارف بانک ملی از سال اول به بعد شروع به افزایش پیدا می‌کند (تأیید فرضیه دوم در کوتاه مدت).
بر اساس نتایج نمودارهای ۶ و ۷ فرضیه دوم مبنی بر تأثیر نوسانات نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی به مصارف بانک ملی فزاینده بوده و افزایش در شوک های اقتصادی باعث افزایش مصارف بانک ملی شده است. شوک های اقتصادی با توجه به تاثیرگذاری بر متغیرهای خاص اقتصاد کلان موجب نابسامانی فعالیت های اقتصادی شده، بی ثباتی اقتصادی را ایجاد می نمایند و باعث عدم اطمینان در متغیرهای اقتصادی از جمله تولید ناخالص داخلی، قیمت‌ها، و ... می شوند که این نااطمینانی موجب برهم زدن تعادل فعالیت های موسسات پولی و مالی می شوند



نمودار ۷- تابع عکس‌العمل درصد مصارف بانک ملی نسبت به شوک مثبت (یک انحراف معیار) در نوسانات تولید ناخالص داخلی
منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- تجزیه واریانس

جدول های ۱۰ و ۱۱ تفکیک خطای پیش‌بینی درصد منابع و مصارف بانک ملی را نسبت به شوک مثبت (یک انحراف معیار) در نوسانات نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی برای ۱۰ سال را نشان می‌دهد. به عبارتی در این جداول سهم هر یک از متغیرهای مذکور الگو در تغییرات درصد منابع و مصارف بانک ملی نشان داده شده است. همان طور که ملاحظه می‌شود نوسانات درصد مصارف و منابع بانک ملی در افق‌های زمانی مختلف زمانی عمدتاً از سوی تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود؛ به طوری که در کوتاه مدت در سال اول ۱۰۰ درصد واریانس خطای درصد منابع و مصارف بانک ملی توسط خود این متغیر توضیح داده می‌شود، اما در سال دوم این میزان برای منابع به ۹۷/۴۶۷۲ و برای مصارف به ۹۶ درصد کاهش می‌یابد. در حالی که در همین دوره متغیرهای نوسانات نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی به ترتیب منابع و مصارف بانک ملی را (۲ درصد و ۰/۰۱ درصد) و (۳ و ۰/۹۴ درصد) واریانس خطای متغیر وابسته الگو را توضیح می‌دهند. به هر حال در سال ۱۰ منابع ۸۹ درصد و مصارف ۸۷ درصد از تغییرات خود را توضیح می‌دهند. بر اساس این نوسانات نرخ تورم تاثیر قابل توجهی در مصارف و منابع بانک ملی دارد.

جدول ۱۰- نتایج حاصل از تجزیه واریانس (در حالت اول - منابع)

VARP	VARY	RDEPOSIT	S.E.	Period
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱۰۰/۰۰۰	۱۱۳۲۶۴۲۵	۱
۲/۵۲۱۲	۰/۰۱۱۵	۹۷/۴۶۷	۱۴۹۸۰۱۷۷	۲
۵پ۲/۳۲۱۱	۲/۵۹۴۲	۹۲/۰۸۴۵	۱۸۸۳۸۰۰۰	۳
۶/۸۸۶۴	۳/۵۸۸۱	۸۹/۵۲۵۴	۲۲۰۴۸۱۷۹	۴
۷/۱۷۶۵	۴/۵۷۸۵	۸۸/۲۴۴۹	۲۵۱۷۰۳۴۰	۵
۶/۷۱۴۸	۵/۱۹۳۸	۸۸/۰۹۱۲	۲۸۱۳۸۴۱۲	۶

VARP	VARY	RDEPOSIT	S.E.	Period
۵/۹۲۹۸	۵/۷۰۴۳	۸۸/۳۶۵۸	۳۱۰۹۷۲۵۷	۷
۵/۱۲۵۳	۶/۱۰۱۰	۸۸/۷۷۳۵	۲۴۰۵۳۹۵۷	۸
۴/۴۲۶۰	۶/۴۳۷۵	۸۹/۱۳۶۴	۳۷۰۱۹۸۹۸	۹
۳/۸۶۴۱	۶/۷۲۲۹	۸۹/۴۱۲۹	۳۸۸۷۴۱۰۲	۱۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۱- نتایج حاصل از تجزیه واریانس (در حالت دوم - مصارف)

VARP	VARY	RLOANS	S.E.	Period
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱۰۰/۰۰۰	۱۱۳۲۴۶۸۰	۱
۳/۰۶۶۹	۰/۹۴۱۲	۹۹۱۷,۹۵	۱۷۱۷۳۰۸۱	۲
۱/۷۴۳۴	۰/۶۴۲۱	۹۷/۶۱۴۴	۲۴۳۳۲۵۹۶	۳
۱/۷۴۸۸	۳/۵۶۸۵	۹۴/۶۸۲۶	۳۰۱۹۱۷۷۰	۴
۱/۶۶۱۶	۴/۱۳۱۲	۹۴/۳۰۷۰	۳۶۱۳۳۳۷۴	۵
۲/۵۴۱۶	۵/۲۰۸۳	۹۲/۳۴۹۹	۴۱۱۵۰۲۳۶	۶
۳/۱۹۰۵	۵/۲۰۴۷	۹۱/۶۰۴۶	۴۶۶۴۸۰۶۵	۷
۴/۳۳۰۰	۵/۸۸۳۰	۸۹/۷۸۶۸	۵۲۱۸۶۹۰۸	۸
۵/۰۲۶۷	۶/۰۴۴۸	۸۸/۹۲۸۳	۵۸۱۱۳۸۲۶	۹
۵/۷۷۸۲	۶/۵۴۶۹	۸۷/۶۷۴۸	۶۳۷۹۰۶۸۹	۱۰

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۷- برآورد مدل VECM

جدول ۱۲ و جدول ۱۳ به ترتیب نتایج حاصل از آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه را برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته برای دو مدل منابع و مصارف بانک ملی را نشان می‌دهد (پیوست):

جدول ۱۲- نتایج حاصل از آزمون اثر برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشته

مدل مصارف بانک ملی				مدل منابع بانک ملی					
آزمون اثر		آماره آزمون	مقدار بحرانی سطح ۹۵٪	احتمال	آزمون اثر		آماره آزمون	مقدار بحرانی سطح ۹۵٪	احتمال
فرضیه صفر	فرضیه مقابل				فرضیه صفر	فرضیه مقابل			
$r=0$	$r \geq 1$	۵۳/۸۳۵۴	۲۹/۷۹۷	۰/۰۰۰۰	$r=0$	$r \geq 1$	۵۷/۰۱۸۷	۴۲/۹۱۵۲	۰/۰۰۱۱
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۱۵/۹۰۴۶	۱۵/۴۹۴۷	۰/۰۴۳۴	$r \leq 1$	$r \geq 2$	۲۱/۹۱۴۸	۲۵/۸۷۲۱	۰/۰۱۴۳
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۱/۴۵۰۰	۳/۸۴۱۴	۰/۲۲۸۵	$r \leq 2$	$r \geq 3$	۳/۸۴۲۱	۱۲/۵۱۷۹	۰/۷۶۴۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۱۲- نتایج حاصل از آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای هم انباشته

مدل مصارف بانک ملی					مدل منابع بانک ملی				
آزمون حداکثر مقدار ویژه		آماره آزمون	مقدار بحرانی سطح ۹۵٪	احتمال	آزمون حداکثر مقدار ویژه		آماره آزمون	مقدار بحرانی سطح ۹۵٪	احتمال
فرضیه صفر	فرضیه مقابل				فرضیه صفر	فرضیه مقابل			
$r=0$	$r=1$	۳۷/۹۳۰۸	۲۱/۱۳۱۶	۰/۰۰۰۱	$r=0$	$r=1$	۳۵/۱۰۳۸	۲۵/۸۲۳۲	۰/۰۰۲۳
$r \leq 1$	$r=2$	۱۴/۴۵۴۶	۱۴/۲۶۴۶	۰/۰۴۶۷	$r \leq 1$	$r=2$	۱۸/۰۷۲۶	۱۹/۳۸۷	۰/۰۷۶۸
$r \leq 2$	$r=3$	۱/۴۵۰۰	۳/۸۴۱۴	۰/۲۲۸۵	$r \leq 2$	$r=3$	۳/۸۴۲۱	۱۲/۵۱۷۹	۰/۷۶۴۸

منبع: یافته‌های پژوهشگر

با توجه به وجود ۳ متغیر در هر مدل و نتایج آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه، وجود حداکثر ۱ رابطه هم انباشتگی در هر دو مدل پذیرفته می‌شود.

نتایج حاصل از برآورد مدل VECM

بر اساس آزمون یوهانسون - جوسیلیسیوس وجود ۱ بردار هم انباشته در مدل تایید می‌گردد، لذا در این قسمت به برآورد مدل VECM با ۱ بردار هم انباشته برای هر دو مدل خواهیم پرداخت که نتایج به شرح جدول ۱۳ می‌باشند.

جدول ۱۳- نتایج حاصل از برآورد مدل VECM

مدل مصارف بانک ملی		مدل منابع بانک ملی	
متغیرها	بردار ۱	متغیرها	بردار ۱
RLOANS (-1)	۱/۰۰۰۰	RDEPOSIT(-1)	۱/۰۰۰۰
Var(y)(-1)	-۴/۹۵۲۱۵ (-۵/۳۱۲۸)	Var(y)(-1)	۳/۹۷۳۴۹ (۱/۹۴۴۵)
Var(p) (-1)	-۱/۸۳۱۹۷۱۱ (-۴/۹۷۵۹)	Var(p) (-1)	1/70E+08 (۲/۷۶۱۷)
C	4.57E+08	C	1.52E+08

منبع: یافته‌های پژوهشگر

اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره های t می‌باشد.

۸- نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق بر اساس داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ و همچنین نتایج توابع ضربه و پاسخ و تجزیه واریانس و بر مبنای نتایج جدول ۱۳ برآورد مدل VECM که نشانگر روابط بلندمدت بین متغیرها است، موارد زیر اثبات می‌گردد:

(۱) حساسیت منابع بانکی نسبت به یک واحد تغییر در نوسانات نرخ تورم در بلندمدت برابر با $1/70E+08$ واحد می‌باشد. به طوری که با افزایش یک واحد در نوسانات نرخ تورم، منابع بانک ملی را $1/70E+08$ واحد در بلندمدت کاهش خواهد یافت.

(۲) حساسیت منابع بانکی نسبت به یک واحد تغییر در تولید ناخالص داخلی در بلندمدت برابر با $۳/۹۷۳۴۹$ واحد می‌باشد. به طوری که با افزایش یک واحد در نوسانات تولید ناخالص داخلی، منابع بانک ملی را $۳/۹۷۳۴۹$ واحد در بلندمدت کاهش خواهد یافت.

(۳) بر اساس نتایج ۱ و ۲ فرضیه اول در بلندمدت نیز تأیید می‌شود. البته لازم به ذکر است که از نظر قدر مطلق تأثیر تولید ناخالص داخلی بیشتر بوده است.

(۴) حساسیت مصارف بانکی نسبت به یک واحد تغییر در نوسانات نرخ تورم در بلندمدت برابر با $۱/۸۳۱۹$ واحد می‌باشد. به طوری که با افزایش یک واحد در نوسانات نرخ تورم، مصارف بانک ملی را $۱/۸۳۱۹$ واحد در بلندمدت افزایش خواهد یافت.

(۵) حساسیت مصارف بانکی نسبت به یک واحد تغییر در تولید ناخالص داخلی در بلندمدت برابر با $۴/۹۵۲۱$ واحد می‌باشد. به طوری که با افزایش یک واحد در نوسانات تولید ناخالص داخلی، مصارف بانک ملی را $۴/۹۵۲۱$ واحد در بلندمدت افزایش خواهد یافت.

(۶) بر اساس نتایج ۳ و ۴ فرضیه دوم در بلندمدت نیز تأیید می‌شود. البته لازم به ذکر است که همانند مدل اول از نظر قدر مطلق تأثیر تولید ناخالص داخلی بیشتر بوده است. همچنین نتایج بدست آمده هم از لحاظ تئوری اقتصادی و هم از لحاظ آماری معنی دار می‌باشند.

فهرست منابع

- ۱) ابراهیمی، محسن و علی سوری (۱۳۸۴)، "زیان ناشی از نا اطمینانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و ضرورت حساب ذخیره ارزی"، نامه اقتصادی مفید، ج ۱، ش ۱، ۵۴-۴۳.
- ۲) ابریشمی، حمید و محسنی، رضا (۱۳۸۱)، "نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی"، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۱۳، زمستان، ۳۲-۱.
- ۳) بیات سارا، بهرامی جاوید، محمدی تیمور، "هدف گذاری تورم و تولید در دو قاعده نرخ رشد حجم پول و تیلور برای اقتصاد ایران" فصلنامه نظریه های کاربرد اقتصاد، بهار ۱۳۹۶، ش ۱، ۵۸-۲۹.
- ۴) اثنی عشری، ه؛ کرباسی، ع. و محسن مظفری، م. (۱۳۸۹) بررسی رابطه تجارت خارجی و بهره وری عامل های تولید در بخش کشاورزی ایران؛ فصلنامه پژوهش های نوین اقتصاد کشاورزی، ۲(۱): ۱۱۳-۱۰۵.
- ۵) آذربایجان، ک؛ م. و و رنجبر (۱۳۹۰) تاثیر متنوع سازی صادرات بر بهره وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی (رویکرد داده های تابلویی در گروه دی هشت)؛ فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، ۳(۱)، ۲۰۱-۱۶۵.
- ۶) بانک ملی ایران، (۱۳۷۴) بخشنامه های سری ب- شماره ۲۴، اداره سازمان و روشها بانک ملی ایران، تهران.
- ۷) براتی، م. (۱۳۸۴) «بررسی بی ثباتی و آسیب پذیری اقتصادی در ایران و جهان»، موسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد.
- ۸) پایتختی اسکویی، علی (۱۳۷۶)؛ بررسی تاثیرات نرخ ارز واقعی بر تصمیمات سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران (۱۳۷۴-۱۳۴۰)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی؛ دانشگاه شهید بهشتی.
- ۹) توکلی، ا. میر محمد صادقی، ج. کمری، ا. (۱۳۸۷) تاثیر آزادسازی تجاری بر بهره وری نیروی کار در بخش کشاورزی ایران؛ مجله علوم صنایع کشاورزی، ویژه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۲(۱): ۳۳-۲۷.
- ۱۰) توکلیان، حسین، (۱۳۸۷)، "بررسی علیت بین تورم، رشد تولید، نااطمینانی رشد تولید (مورد ایران)"، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران.
- ۱۱) خاوری، م. (۱۳۷۸) «حقوق بانکی»، موسسه علوم بانکی ایران.
- ۱۲) داموردار، گجراتی، (۱۳۷۸) «مبنای اقتصاد سنجی»، ترجمه دکتر حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران.
- ۱۳) دورنبوش و فیشر، (۱۳۷۸) «اقتصاد کلان»، ترجمه محمد حسین تیز هوش تابان، انتشارات سروش.
- ۱۴) صالحی، ع (۱۳۸۳)، «رابطه بین نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی»، رساله فوق لیسانس واحد علوم و تحقیقات.
- ۱۵) طالبی، ح (۱۳۷۸)، تجزیه و تحلیل تاثیر متغیرهای اسمی و واقعی بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران (۱۳۳۸-۷۵)، پایان نامه کارشناسی ارشد، پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

- ۱۶) عباسی نژاد، حسین و پویا جبل عاملی، (۱۳۸۴)، " اثر متغیرهای کیفی بر حجم سرمایه گذاری در فضای نااطمینانی، مورد اقتصاد ایران"، تحقیقات اقتصادی، خرداد و تیر ۱۳۸۵؛ (۷۳): ۳۷-۶۷.
- ۱۷) کارزونی، علیرضا و مهناز دولتی، (۱۳۸۶)، "اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)"، پژوهشنامه بازرگانی، زمستان ۱۳۸۶؛ ۱۲(۴۵): ۲۸۳-۸۰.
- ۱۸) کشاورزبان پیوستی، اکبر (۱۳۸۲)؛ نقش بازار پول در سرمایه گذاری خصوصی بخش صنعت ایران (۸۰-۱۳۵۰)، مجموعه مقالات سیزدهمین کنفرانس سیاست های پولی و ارزی، تهران پژوهشکده پولی و بانکی.
- ۱۹) گسگری، ریحانه و حسنعلی قنبری و علیرضا اقبالی (۱۳۸۵)، بی ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ش ۶.
- ۲۰) گسگری، ریحانه، قنبری، حسن علی و علیرضا اقبالی، (۱۳۸۴)، "بی ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران"، پژوهشنامه اقتصادی، زمستان ۱۳۸۵؛ ۱۶(پیاپی ۲۳): ۱۱۳-۱۳۲.
- ۲۱) مجتهد، و حسن زاده، ع. (۱۳۸۲) «پول و بانکداری»، پژوهشکده پولی و بانکی.
- ۲۲) مهرابی بشرآبادی، ح. و جاودان، ا. (۱۳۹۰) تاثیر تحقیق و توسعه بر رشد و بهره وری در بخش کشاورزی ایران؛ نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۵(۲): ۱۸۰-۱۷۲.
- ۲۳) مهرآرا، محسن و رامین مجاب (۱۳۸۸)، "ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران"، فصلنامه پول و اقتصاد، شماره ۲، زمستان ۱۳۸۸، ۳.
- ۲۴) موسویان، ع. (۱۳۸۲) «ارزیابی سپرده های بانکی و پیشنهاد سپرده های جدید»، فصل نامه اقتصاد اسلامی.
- ۲۵) والی زاده، ا. و رجبی، ح. (۱۳۸۱) «بررسی تاثیر کاهش نرخ بهره بر سرمایه گذاری»، مجموعه مقالات - دوازدهمین کنفرانس سیاستهای پولی و ارزی.
- ۲۶) هادیان، ابراهیم (۱۳۷۷)، عوامل موثر بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران، هشتمین کنفرانس سیاستهای پولی و ارزی، تهران: پژوهشکده پولی و بانکی.
- ۲۷) هدایتی، ع و کلهر، ع (۱۳۷۴) «عملیات بانکی داخلی ۲»، موسسه عالی بانکداری.
- 28) Amadou, I. D. (2012) The Effects of Real Exchange Rate Volatility on America: Causes, Consequences and Policies to Assure Stability, Inter-American and Economics, 1: 62-79.
- 29) Abbas Kalbe, " The effect of Rate and Variability of Inflation on output on output Growth Variability", Pakistan Development Review (۲۰۰۸)
- 30) Jeanneney, S. G. Hua, P. (2011) How Does Real Exchange Rate Influence Labor Manufacturing Investment", Economic Journal 101.
- 31) Tang, Y. (2010) Does Productivity Respond to Exchange Rate Appreciations. A Theoretical and Empirical Investigation; Bowdoin College. UK Manufacturing Sector", Applied Economics.
- 32) Byrne, J. P. & E. P. Davis (2004), "investment and uncertainty in G7", National China. CERDI, Etudes et Documents, Ec 2003,28. Developing Countries", Journal of Development Economics, No. 48. developing countries", World Bank Policy research working paper, 2035. Development Bank, mimeo, Disappointment Aversion", NBER Working Paper, No.5386.

- 33) Christion Gollier “Transitory Shocks to GNP and the Consumption – Based Term Structure of Interest Rate” , University of Toulouse 2011
- 34) McLeod, D. & Mileva, E. (2011) Real Exchange Rates and Productivity.
- 35) Esquivel G. Lavrain B. F (2002)؛ “The Impact Of G-3 Exchange Rate Volatility On Developingcountvis.G-24 Discussion Paper , No , 16.

یادداشت‌ها

- ¹. Exponential General Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity (EGARCH)
- ². Box-Jenkins Methodology
- ³. Box-Jenkins Methodology
- ⁴. Hannan-Quinn Criterion (HQIC)
- ⁵. Philips- Perron
- ⁶. Johanson and Juselius
- ⁷. Inverse Roots of Characteristic Polynomial