فصلنامـه اقتصاد مالی
سال دهم / شماره ۳۷ / زمستان ۱۳۹۵

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

جواد صلاحی[۱]
سیدرضا خادمی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۷/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۹/۱۰

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 درهر یک از این متغیرها ، موجب تغییر در سودآوری و نوسان در سطح سود بانک‌ها خواهد شد. هدف اصلی این پژوهش بررسی نااطمینانی تولید ناخالص داخلی و تورم بر منابع و مصارف بانک‌ها می‌باشد. در این مطالعه، به صورت ویژه آثار نااطمینانی تورم و تولید ملی بر منابع و مصارف بانک ملی آزمون شده است. نااطمینانی تولید ناخالص داخلی و تورم با ترکیبی از مدل‌های گارچ EGARCH[۱] وARIMA محاسبه و از طریق مدل‌های خود توضیح برداری (VAR) و مدل‌های 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 می‌دهد تاثیر نااطمینانی تولید و تورم بر منابع بانک ملی، در کوتاه مدت و بلندمدت معنادار و منفی است ،اما در کوتاه مدت و بلند مدت این تاثیرگذاری بر مصارف بانک ملی مثبت بوده است.

واژه‌های کلیدی: تورم، نااطمینانی، EGARCH، مدل ARIMA، مدل خود توضیح برداری VAR ، مدل‌های 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. نااطمینانی تورم و تولید ناخالص‌داخلی به‌عنوان بارزترین شوک‌ها باعث نوسانات فعالیتهای اقتصادی شده، نابسامانی ایجاد می‌نماید و در نتیجه سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، نرخ بهره و ... تحت تاثیر قرار گرفته و از این طریق بر دارایی‌ها و بدهی‌های مؤسسات پولی و مالی تاثیر می‌گذارند و بدین ترتیب آنها را از اهداف سودآوری خود دور می‌نمایند. لذا شناسایی متغیرهای تاثیرگذار بر روند منابع و مصارف و به تبع آن سود بانک‌هاست. بانک‌ها نیز به عنوان موسسات مالی، نقش حساسی در اقتصاد کشور ایفا می‌نمایند. 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 می‌دهد .تورم در سطوح بالا موجب پدید آمدن نااطمینانی 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 پس‌انداز را کاهش داده و موجب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. در شرایط تورمی پدیده پول داغ اتفاق می‌افتد و مردم سعی می‌کنند هرچه‌قدر سریعتر پول خود را به کالا تبدیل کنند تا از کاهش ارزش پول در امان باشند. به این ترتیب تقاضا برای کالاها افزایش می‌یابد و به نوعی به تقاضای سفته‌بازی برای کالاها تبدیل می‌شود که خود عاملی برای گسترش تورم است.

در رابطه بین تورم با تغییرپذیری و نااطمینانی آن تحقیقات زیادی صورت گرفته است. بسیاری از این تحقیقات، رام (۱۹۸۵)و زارنوتیس و لامبرس(۱۹۸۷) رابطه مثبت و منفی‌داری بین تورم و تغییرپذیری یا نااطمینانی آن یافته‌اند (صالحی،۱۳۸۳). بروز شوک‌ها و ایجاد بی‌ثباتی، اجزای تشکیل‌دهنده درآمد عوامل اقتصادی دچار نوسان شده، نااطمینانی و تردید ایجاد می‌شود. انتظارات غیرقابل‌پیش‌بینی شده رفتار عاملان اقتصادی را تغییر و سبب افزایش ریسک در کلیه فعالیت‌ها می‌شود.

کوکس، اینگرسول و روس(۱۹۸۵) عنوان می‌کنند که نرخ‌های بهره با تعامل تقاضای نقدینگی توسط سرمایه‌گذاران و عرضه نقدینگی توسط خانوارهایی که می‌خواهند برای آینده پس‌انداز کنند تعیین می‌شود. هر دو تصمیمات سرمایه‌گذاری و تصمیمات پس‌انداز کردن تحت تاثیر پیش‌بینی‌های حوادث آینده قرار دارند. برای مثال وقتی که مصرف‌کنندگان افزایش در درآمدهای آینده‌شان را انتظار دارند، می‌خواهند 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 مـی‌خواهنـد مصرفشـان در طـول زمـان آسـان شـود. (گولیر،۲۰۰۷)

نااطمینانی تورم یا تولید با ریسک در ارتباط بوده و افزایش آن باعث افزایش ریسک می‌شـود. در مـورد اثر افزایش ریسک بر پس‌انداز باید خاطر نشان سازیم که اثر یک ریسک بیشتر بر جریان پـس انـداز از قبـل مشخص نیست. ریسک بیشتر، پس‌اندازهای اشخاص ریسک گریز را کـاهش داده و در نتیجـه مـدار واقعـی سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و اگر هدف شخص از پس‌انداز اطمینان از سطح بخصوصی از ثروت حقیقـی در آینده باشد در آن صورت ریسک بیشتر موجب افزایش پس‌انداز می‌شود. بر اساس تحلیل نئوکلاسیک‌هـا، بنگاه‌ها برنامه سرمایه‌گذاری خود را به‌گونه‌ای تنظیم می‌کننـد کـه مجمـوع ارزش تنزیـل شـده درآمـدهای خالص انتظاری در طول عمر آن طرح، به حداکثر برسد. براساس این دیدگاه افزایش نرخ بهره، موجب کاهش ارزش حال خالص فعلی‌سرمایه‌گذاری (**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 مصـرف‌کننـدگان از آنچـه کـه مایـل بـه انجـام آن هسـتند، مـی‌شـود و ایـن بـه معنـی آن اسـت کـه، تصمیم‌گیری‌های آینده بخاطر نااطمینانی در پیش‌بینی تورم یا تولید تحت تاثیر قرار می‌گیرند و دومین اثـر، پس از تصمیمات اتخاذ شده، صورت می‌گیرد که از آن تحت عنوان اثرات معطوف به گذشته یـاد مـی‌شـود. نااطمینانی سرمایه‌گذاران را تشویق می‌کند تا منابع خود را در راه‌های که از ریسـک پرهیـز مـی‌شـود بکـار گیرند. به عنوان مثال، نااطمینانی تورم یا تولید می‌تواند منجر به این شود که کارفرمایان و کارمندان نسـبت به دستمزدهای آینده نااطمینان باشند و نتوانند بطور دقیـق در مـورد آینـده تصـمیم بگیرنـد. فـرض کنیـد اجاره‌نشینان و صاحب‌خانه‌ها نسبت به اجاره‌های آینده نااطمینان باشـند . ایـن مسـاله باعـث کـاهش سـود مدیران و درآمد کارکنان خواهد شد . هنگامی که عوامل اقتصادی نسـبت بـه نـرخ‌هـای بهـره، دسـتمزدها، نرخ‌های مالیاتی و سود نااطمینان هستند، تصمیمات سرمایه‌گذاری و تولید و به تعویق می‌افتد. این موضـوع تا زمانی که نااطمینانی از بین برود ، وجود خواهد داشت.

همچنـین نااطمینـانی تـورم سـرمایه‌گـذاران و مصـرف‌کننـدگان را تشـویق مـی‌کنـد تـا تـامین مـالی سرمایه‌گذاری را با نرخ‌های وام بلندمدت ثابت انجـام و از ریسـک افـزایش نـرخهـای بهـره در کوتـاه مـدت بپرهیزند. برخی از دانشمندان روس و اینگرسول (۱۹۹۲) و دیکسیت (۱۹۹۴) عنوان می‌کنند که نرخ بهـره واقعی و نااطمینانی تورم منجر به ایجاد هراس برای سرمایه‌گذاران می‌شود و نهایتا سبب به تـاخیر انـداختن تصمیمات آنها می‌شود. برخی دیگر عنوان می‌کنند، نااطمینانی تولید در برخی موارد منجر به نوسانات سـود شده و گاهی منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد. نتیجه گیری حاصل از این پژوهش با نتایج پـژوهش های گلوب (۱۹۹۴) و روس و اینگرسول (۱۹۹۲) و دیکسیت (۱۹۹۴) سازگار می باشد.

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:

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p} a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q} \beta_i h_{t-i} \qquad (۱)$$

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:

$$\beta_1 \geq 1, \qquad a_0 \succ 0, \qquad a_1 \geq 0$$
$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \qquad (۲)$$

لذا شاخص بی ثباتی نرخ ارز به صورت انحراف معیار واریانس شرطی ($\sqrt{h_t}$) تعریف می‌شود. a_1 ضریب آرچ 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 می پردازیم. 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[۲] انجام پذیرد. باکس و جینکینز 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 $p \le \bar{p}$ و $q \le \bar{q}$ حداقل می‌شوند $\bar{p}$ و $\bar{q}$ به ترتیب حد بالای تعداد جملات MA و AR می‌باشند. بر اساس معیار های اطلاعات مرتبه مدل ARMA به شرح زیر می‌باشد:

P=1, q=1 (۳)

مرحله دوم: برآورد

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

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

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

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 باز بینی فرآیند ARMA(1,1) برای نرخ تورم

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

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:

$$Log(\sigma_t^2) = \omega + \beta Log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \qquad (۵)$$

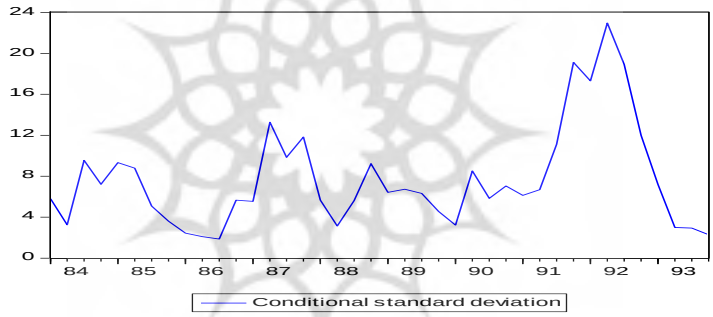
این مدل دارای چند مزیت است. اولاً در این مدل، متغیر وابسته یعنی σ_t^2 به صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت و منفی باشد که در هر حالت σ_t^2 مثبت خواهد بود. بدین ترتیب نیازی به اعمال محدودیت‌های غیر منفی بر روی ضرایب نیست. ثانیاً در این مدل اثر شوک‌های نامتقارن نیز در نظر گرفته 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 $\gamma \succ 0$ 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:

$$Log(\sigma_t^2) = -0.0013 + 1.8357 Log(\sigma_{t-1}^2) + 0.2135 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.5462 \left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (۶)$$
$$(-0.0007) \quad (2.1140) \quad (2.3375) \quad (1.9015)$$

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:

$$GDP_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1 GDP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۷)$$

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 مـی پـردازیم. نتـایج 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 بـه شـرح 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 قـارچ دارد. در حقیقت برآورد واریانس شرطی یک متغیر شامل سه مرحله زیر می‌باشـد: انتخـاب بهتـرین الگـوی 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 بـه گونه ای انتخاب شود که مقدار معیار اطلاعات حداقل گردد. معیارهای مختلفی معرفی شده است که شـامل معیار آکائیک (AIC)، معیار اطلاعات بیزین- شـوارتز (SBIC) و معیـار اطلاعـات حنـان – کـوئین[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 پرانتـز نشـان دهنـده آماره t می باشند.

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

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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

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

$$P = 1.50 + 0.1639P(-1) + 0.2066MA(1) \qquad (۸)$$

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 شود که مدل مورد نظر کفایت می‌کند یا نه؟ باکس و جینکینز روش بازبینی باقیمانده‌ها را مطرح می‌کنند. در اینجا بازبینی 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 باز بینی 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 اخلال این مدل نیز در جدول زیر ارائه شده است. با توجه بـه نتـایج جـدول می‌توان بیان کرد که برای جمله اختلال، مقدار آماره آزمـون ADF و دیکـی فـولر تعمـیم یافتـه[۵] از مقـادیر بحرانی بزرگ‌تر بوده و فرضیه صفر مبنی بر نامانایی جمله اخلال رد می‌شود.

مرحله پایانی برای برآورد شاخص بی ثباتی نرخ تورم، تخمین معادله واریانس شرطی جملـه اخـتلال تحـت شرایط ناهمسانی واریانس است.

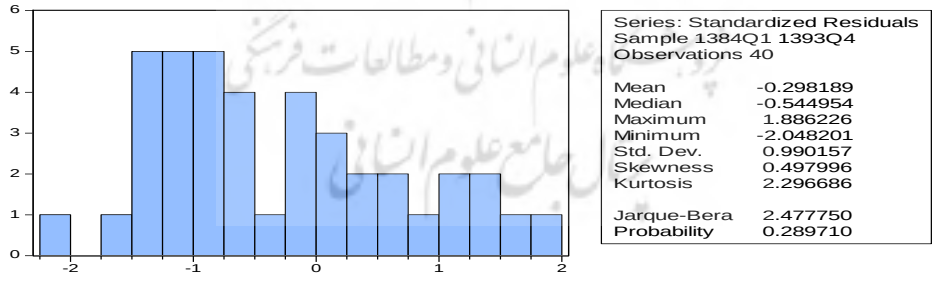
با توجه به وجود اثرات ARCH و همچنین با استفاده از معیارهای AIC و SBIC و HQC و همچنین بـر اساس مدل ARMA(1,1) و برآوردهای انجام شده فرضیه وجود واریانس ناهمسانی تایید می‌گردد، و بهترین مدلی که بتواند این واریانس ناهمسانی را نشان دهد، مدل EGARCH(1,1) می‌باشد. نتایج مدل برآورد شده برای مدل EGARCH به شرح رابطه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

$$Log(\sigma_t^2) = \underset{(1.7041)}{9.0006} + \underset{(1.9324)}{0.0225}Log(\sigma_{t-1}^2) + \underset{(1.9659)}{0.6711}\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \underset{(2.2619)}{0.5626}\left[\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right] \quad (۹)$$

نتایج آزمون نشـان مـی‌دهـد کـه توزیـع جمـلات اخـلال بـه صـورت نرمـال اسـت و در نتیجـه مـدل EGARCH(1,1) به درستی تصریح شده است. همچنین از آنجـایی کـه آمـاره t بـرای γ معنـادار مـی‌باشـد (۱/۹۶۵۹) و بیانگر آن است که شوک‌ها وارده به نرخ تـورم نامتقـارن مـی‌باشـند؛ و چـون ضـریب γمثبـت 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 اخلال مورد آزمون قرار گرفت و جز اخلال مـدل بـرآوری نرمـال است.



نمودار ۲- آزمون نرمال بودن جز اخلال

منبع: یافته‌های پژوهشگر

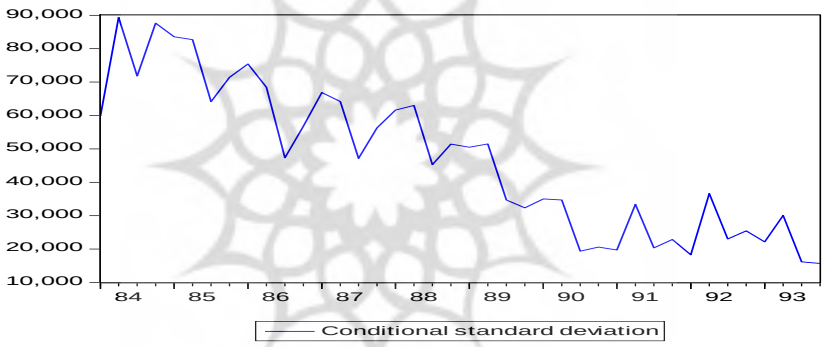
معادله میانگین شرطی تولید ناخالص داخلی نیز بر اساس رابطه ۱۰ می‌باشد:

$$GDP = 409117.4+0.3584MA(1)+U_t \quad (10)$$
$$(43.66173)(2.3919)$$

مقدار عددی آماره های اطلاعات نیز بر اساس رابطه ۱۱ می‌باشد:

$$AIC = 24.2614$$
$$SC = 24.3458 \quad (11)$$
$$HQC = 24.2919$$

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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 تئوریکی 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
$\sigma^2_{GDP_t}$ (نوسانات تولید ناخالص داخلی)	-۲۶۲۹۴/۷۱	۴۸۶۳۳/۲۳	۲/۲۱۶۲	-۰/۲۷۷۹	۱/۵۳۸۸	۰/۴۶۳۲
$\sigma^2_{P_t}$ (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	Schwarz criterion	۶۵/۷۵۷۲
Determinant resid covariance	4.92E+23	Akaike information criterion	۶۴/۱۷۰۷۴		

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
آماره t	[۳/۹۷۰۶]	[-۰/۳۵۰۸]	[۱/۹۸۳۳]
RLOANS (-2)	۰/۱۴۴۱	-6.97E-05	-9.98E-08
آماره t	[۰/۶۹۱۳]	[-۰/۱۴۰۳]	[-۰/۰۹۶۲]
var(y) (-1)	-۱۳/۲۲۴۰	-۰/۱۶۶۲	9.19E-07
آماره t	[-۰/۱۵۵۰۱]	[-۰/۸۱۷۸]	[۰/۴۷۱۴]
var(y) (-2)	-۱۳۹/۸۰۹۱	-۰/۰۳۳۹	5.59E-06
آماره t	[-۱/۸۱۱۵]	[-۰/۱۸۴۷]	[۰/۳۱۷۱]
var(p) (-1)	۵۸۷۱۷۸/۱	۱۳۴۰/۵۱۵	۱/۴۶۸۲
آماره t	[۱/۱۰۲۳]	[۱/۰۵۵۹]	[۱۲/۰۶۹۱]
var(p) (-2)	-۳۹۰۸۲۲/۹	-۱۶۷۳/۹۶۸	-۰/۶۹۸۷
آماره t	[-۰/۷۲۵۴]	[-۱/۳۰۳۶]	[-۵/۶۷۸۹]
C	-۲۷۶۰۸۴۵۴	-۱۲۹۱۵۹	۱/۴۹۶۳
آماره t	[-۱/۷۵۱۲]	[-۳/۴۳۷۵]	[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

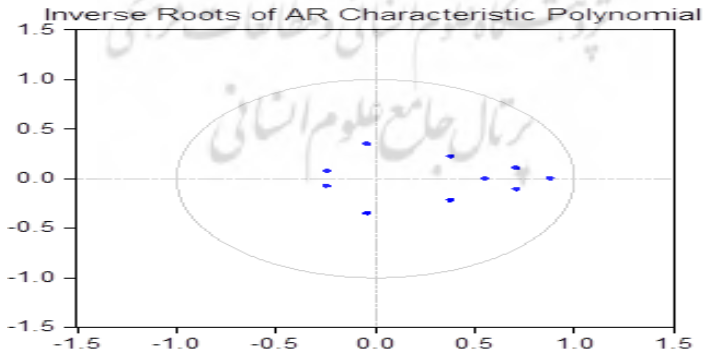
متغیر	RLOANS		var(y)	var(p)	
F-statistic	۱۵۵۷/۰۹۸		۱۰/۴۴۴۵۵	۶۸/۳۱۲۷۱	
Log likelihood	۶۷۰/۴۴۲۹-		-۴۴۰/۹۵۱۵	۸۹/۳۳۸۰-	
Akaike AIC	۳۵/۶۵۴۸		۲۳/۵۷۶۴	۵/۰۷۰۴	
Schwarz SC	۳۵/۹۵۶۵		۲۳/۸۷۸۰	۵/۳۷۲۱	
Mean dependent	-4.34E+08		-۲۲۶۴۲/۶۱	۳/۰۵۱۶	
S.D. dependent	1.96E+08		۴۶۶۸۹	۹/۷۰۶۶	
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.05E+23	Log likelihood	۱۱۹۸/۲۴۴-	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.

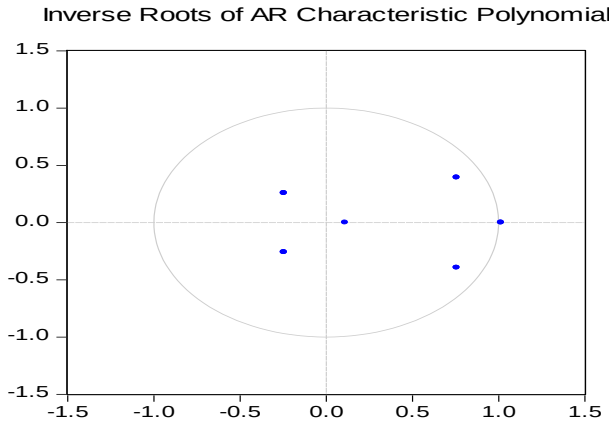
آزمون دایره ریشه واحد

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 شکل های 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

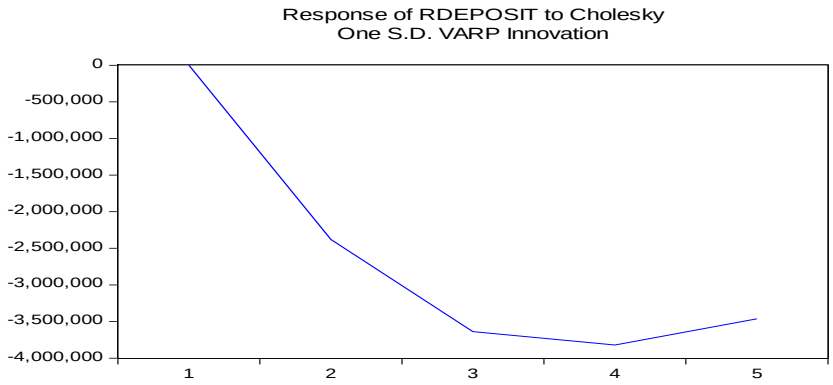
بر اساس شکل ۱ و شکل ۲ ریشه‌های مشخصه مدل برآوردی درون دایره واحد قرارگرفته و به این خاطر ثبات مدل تأمین شده است. بر همین اساس انتخاب وقفه‌ی ۲ ساله برای هر دو مدل قابل دفاع است و ضرایب مدل برآوردی از اطمینان بالایی برخوردار هستند.

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

همان طور که پیش تر 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 می گردد (تأیید فرضیه اول در کوتاه مدت).

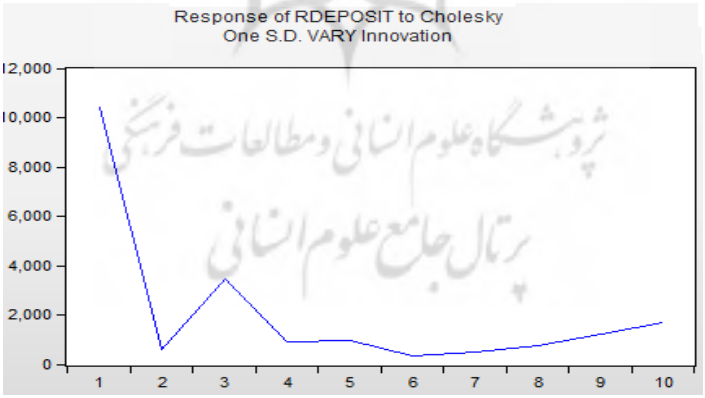


نمودار ۴- تابع عکس‌العمل درصد منابع بانک ملی نسبت به شوک مثبت (انحراف معیار) در نوسانات نرخ تورم

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵-۲- تأثیر تکانه‌ی 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 می کند. (تأیید فرضیه اول در کوتاه مدت)



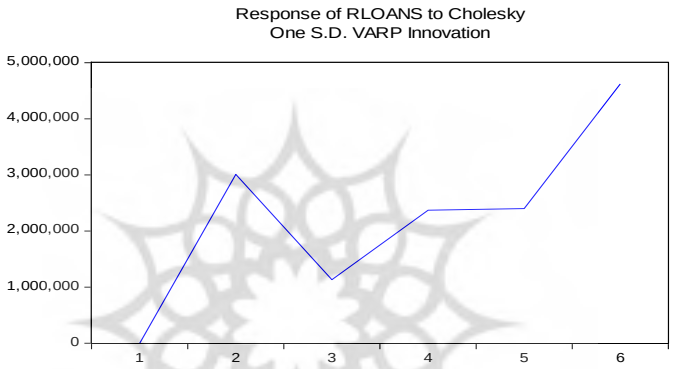
نمودار ۵- تابع عکس‌العمل درصد منابع بانک ملی نسبت به شوک مثبت (انحراف معیار) در نوسانات تولید ناخالص داخلی

منبع: یافته‌های پژوهشگر

بر اساس نتایج نمودارهای ۴ و ۵ فرضیه اول مبنی بر تاثیر نوسانات نرخ تـورم و تولیـد ناخـالص داخلـی بـه منابع بانک ملی کاهنده بوده و افزایش در شوک های اقتصادی باعث کاهش منابع بانک ملی شده است.

۵-۳- 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 نمی گردد و این روند افزایش ادامه پیدا می کند (تائید فرضیه دوم در کوتاه مدت).



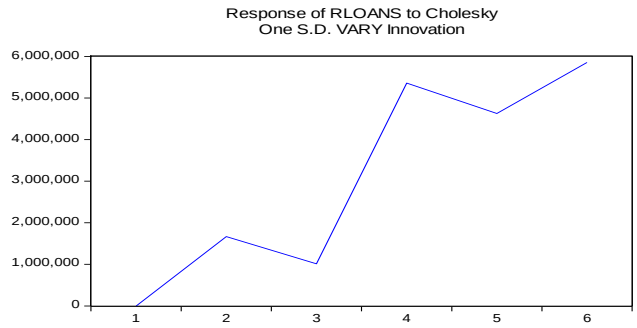
نمودار ۶- تابع عکس‌العمل درصد مصارف بانک ملی نسبت به به شوک مثبت (یک انحراف معیار) در نوسانات نرخ تورم

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵-۴- 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 انحـراف معیـار در نوسـانات تولیـد ناخـالص داخلـی، 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 تاثیر 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 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. درحالی‌که 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 می دهند. 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)

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

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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

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

Period	S.E.	RLOANS	VARY	VARP
۱	۱۱۲۲۴۶۸۰	۱۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۲	۱۷۱۷۳۰۸۱	۹۹۱۷,۹۵	۰/۹۴۱۲	۳/۰۶۶۹
۳	۲۴۳۳۲۵۹۶	۹۷/۶۱۴۴	۰/۶۴۲۱	۱/۷۴۳۴
۴	۳۰۱۹۱۷۷۰	۹۴/۶۸۲۶	۳/۵۶۸۵	۱/۷۴۸۸
۵	۳۶۱۳۳۳۷۴	۹۴/۲۰۷۰	۴/۱۳۱۲	۱/۶۶۱۶
۶	۴۱۱۵۰۲۳۶	۹۲/۲۴۹۹	۵/۲۰۸۳	۲/۵۴۱۶
۷	۴۶۶۴۸۰۶۵	۹۱/۶۰۴۶	۵/۲۰۴۷	۳/۱۹۰۵
۸	۵۲۱۸۶۹۰۸	۸۹/۷۸۶۸	۵/۸۸۳۰	۴/۳۳۰۰
۹	۵۸۱۱۳۸۲۶	۸۸/۹۲۸۳	۶/۰۴۴۸	۵/۰۲۶۷
۱۰	۶۳۷۹۰۶۸۹	۸۷/۶۷۴۸	۶/۵۴۶۹	۵/۷۷۸۲

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 هم انباشته برای دو مدل منابع و مصارف بانک ملی را نشان می‌دهد (پیوست):

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

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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

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

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

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

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 می گردد:

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 می شود. البته لازم به ذکر است که از نظر قدر مطلق تاثیر 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 می شود. البته لازم به ذکر است که همانند مدل اول از نظر قدر مطلق تاثیر تولید ناخالص داخلی بیشتر بوده است. همچنین نتایج بدست آمده هم از لحاظ تئوری اقتصادی و هم از لحاظ آماری معنی دار می‌باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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،ج۱،ش۵۴،۱-۴۳.

۲) ابریشمی، حمید و محسنی، رضا(۱۳۸۱)، "نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی"، فصلنامه پـژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۱۳،زمستان،۳۲-۱.

۳) بیات سارا ، بهرامی جاوید ، محمدی تیمور، " هدف گذاری تورم و تولید در دو قاعده نرخ رشـد حجـم 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 کـل عوامـل تولیـد و رشـد اقتصادی (رویکرد داده های تابلویی در گروه دی هشت)؛ فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، ۱(۳)، ۲۰۱-۱۶۵

۶) بانک ملی ایران، (۱۳۷۴) بخشنامه‌های سری ب- شماره ۲۴، اداره سازمان و روشها بانـک ملـی ایـران، تهران.

۷) براتی،م . (۱۳۸۴) « بررسی بی‌ثباتی و آسیب پذیری اقتصادی در ایران و جهـان»، موسسـه تحقیقـاتی تدبیر اقتصاد.

۸) پایتختی اسکویی،علی(۱۳۷۶)؛ بررسی تاثیرات نـرخ ارز واقعـی بـر تصـمیمات سـرمایه گـذاری بخـش خصوصی در ایران(۱۳۷۴-۱۳۴۰)، پایان نامه کارشناسی ارشـد، دانشـکده علـوم اقتصـادی و سیاسـی؛ دانشگاه شهید بهشتی.

۹) توکلی،ا. میر محمد صادقی، ج. کمری،ا. (۱۳۸۷) تاثیر آزادسازی تجاری بـر بهـره وری نیـروی کـار 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 رشـد تولیـد(مورد ایـران)"، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران

۱۱) خاوری،م، .(۱۳۷۸) «حقوق بانکی»، موسسه علو م بانکی ایران.

۱۲) دامودار، گجراتی،(۱۳۷۸) « مبنای اقتصاد سنجی»، ترجمه دکتر حمید ابریشمی، انتشـارات دانشـگاه 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 لیسـانس واحـد علـوم و تحقیقات.

۱۵) طالبی، ح (۱۳۷۸)، تجزیه و تحلیل تاثیر متغیرهای اسمی و واقعی بر سرمایه گذاری بخـش خصوصـی در ایران(۷۵-۱۳۳۸)، 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) کازرونی، 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-
۱۸) کشاورزیان 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) گسکری، 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) گسکری، ریحانه، قنبری،حسن علی و علیرضا اقبالی،(۱۳۸۴)، "بی ثباتی در اقتصاد کلان و سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران"، پژوهشنامه اقتصادی، زمستان ۱۳۸۵؛۴۱۶(پیاپی۲۳)؛ ۱۱۳-۱۳۲.
۲۱) مجتهد،ا و حسن‌زاده،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، شماره۲،زمستان ۱۳۸۸،۱؛۳.
۲۴) موسویان،ع،(۱۳۸۲) «ارزیابی سپرده‌های بانکی و پیشنهاد سپرده‌های جدید»، فصل‌نامه اقتصاد اسلامی.
۲۵) والی زاده،ا و رجبی،ح،(۱۳۸۱) «بررسی تاثیر کاهش نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری»، مجموعه مقالات ـ داوزدهمین 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 داخلی۲»، 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 . anufacturing 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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی