

بررسی اثر سیاستهای پولی بر ارزش واردات کشاورزی

دکتر جواد ترکمانی

ساناز منصوری

چکیده

در زمانهای گذشته به ویژه در سالهای بعد از انقلاب صنعتی تجارت خارجی همواره به عنوان مساله ای مهم در اقتصاد کشورهای جهان بشمار آمده است که ایران نیز از این قاعده مستثنی نبوده است. با توجه به اهمیت واردات در تراز خارجی کشور به بررسی عوامل موثر بر آنها همت گماردیم. سعی این تحقیق بر این است که به بررسی روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین سیاستهای پولی و واردات کشاورزی ایران پردازد. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق شامل واردات کشاورزی، نرخ تورم، نرخ بهره، نرخ ارز، شاخص کالاهای صنعتی و حجم پول می باشد. اطلاعات و داده های مورد نیاز از مرکز آمار ایران و ترازنامه ها و نما گره های بانک مرکزی ایران، برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۱ جمع آوری شده است. پس از آزمون ایستایی متغیرها، با استفاده های از روش الگوهای خود توضیح باوقفه گسترده روابط بلند مدت و کوتاه مدت بین متغیرها مورد بررسی قرار داده شده است.

کلمات کلیدی: واردات کشاورزی، سیاستهای پولی، الگوهای خود توضیح باوقفه گسترده، ARDL

مقدمه:

از جمله موضوعاتی که بصورت گسترده در اقتصاد کلان مطرح است انتخاب سیاستها و ابزارهای مناسب جهت از بین بردن عدم تعادل و ایجاد ثبات اقتصادی است. سیاستهای تثبیت اقتصادی به مجموعه ای از سیاستها گفته می شود که جهت دستیابی به یک رشته اهداف اقتصادی مانند بهبود تراز پرداختهای تجاری، کاهش تورم داخلی و ... مورد استفاده قرار می گیرد. سیاستهای تثبیت اقتصادی را می توان بر اساس اثر اولیه آنها بر تقاضای واقعی و یا عرضه واقعی به دو گروه سیاستهای طرف تقاضا و سیاستهای طرف عرضه تقسیم بندی نمود. اهداف

- 1

sanazmansurii@yahoo.com

- 2

³- Auto-regressive Distributed Lag (ARDL)

اصولی سیاستهای طرف تقاضا تاثیر گذاری بر سطح کل یا نرخ رشد داخلی اسمی می باشد. این سیاستها شامل سیاستهای پولی و مالی است. سیاستهای پولی و مالی یکی از مهمترین ابزار های سیاستگذاران برای رسیدن به اهداف کلان اقتصادی از جمله توزیع عادلانه درآمد، افزایش نرخ رشد اقتصادی و سطح اشتغال، ثبات قیمتها و ... میباشد (مجد زاده طباطبایی ۱۳۷۶). سیاستهای طرف عرضه تمایل به افزایش حجم کالاها و خدمات واقعی که توسط تولید کنندگان داخلی با توجه به تقاضای کل اسمی عرضه میشود، دارند.

بخش کشاورزی در ایران، پس از بخش خدمات، بزرگترین بخش اقتصادی محسوب می شود. این بخش ۲۳٪ تولید ناخالص ملی، ۲۳٪ متوسط اشتغال کل، ۷۵٪ نیازهای غذایی و ۲۰٪ صادرات غیر نفتی را به خود اختصاص داده است. همچنین ۳۸٪ جمعیت کشور را روستاییان تشکیل میدهد (هژیر کیانی و رنجبر ۱۳۸۰). لذا بخش کشاورزی در اقتصاد ایران، از نظر ایجاد فرصتهای شغلی برای نیروی کار فزاینده کشور، تامین مواد غذایی جمعیت در حال رشد کشور و ... از اهمیت ویژه ای برخوردار میباشد. برخی بر این باور هستند که در شکل گیری تحولات بخش کشاورزی، تاثیر سیاستهای کلی اقتصاد بیش از تاثیر سیاستهای کلی اتخاذ شده برای این بخش است. از این رو با توجه به اهمیت بخش کشاورزی، سیاستهای اقتصادی دولت در رابطه با این بخش نیز از اهمیت و حساسیت بالایی برخوردار هستند. منظور از سیاستهای اقتصادی، مجموعه دخالتها و تدابیر عاملان اقتصادی به ویژه دولت، در جهت تحقق اهداف اقتصادی تعیین شده است این تدابیر با استفاده از ابزارهای تحت کنترل و با در نظر گرفتن امکانات و محدودیتهای موجود برنامه ریزی می شود. سیاستهای پولی و مالی دولت نیز زیر مجموعه ای از سیاستهای اقتصادی هستند. سیاستهای مالی دولت با استفاده از ابزار هزینه های جاری و عمرانی و درآمدهای مالیاتی و غیر مالیاتی و سیاستهای پولی دولت از طریق متغیر های پولی و ارزی اعمال می شود. (شاه ولی ۱۳۷۸).

اولین تحقیقات صورت گرفته در زمینه سیاستهای پولی و مالی به اواخر دهه ۶۰ میلادی مربوط می شود که توسط اقتصاددانان بانک فدرال رزرو و سنت لوئیس صورت گرفت. سبحانی (۱۳۵۷) وقار (۱۳۵۶) در مطالعه ای در ایران با استفاده از سه معادله بصورت ذیل به بررسی تاثیر سیاستهای پولی بر فعالیتهای اقتصادی، اهمیت نسبی مخارج دولت بر فعالیتهای اقتصادی و تاثیر مقدار پول بر قیمتها در طی دوره ۱۳۴۰ تا ۱۳۵۴ می پردازد.

$$Y = a_0 + a_1 \Delta M \Delta$$

$$Y = a_0 + a_1 \Delta M + a_2 \Delta F \Delta$$

$$P = a_0 + a_1 \Delta M \Delta$$

Y: تولید خالص ملی، M: حجم نقدینگی، F: مخارج دولت، P: قیمت

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات در حجم پول تعیین‌کننده قسمت اعظم میزان رشد تولید ناخالص ملی و قیمت‌هاست. و برای جلوگیری از تورم نباید رشد مقدار پول از محصول ملی تجاوز نماید. همچنین نتایج نشان می‌دهد که موثر بودن این سیاست بستگی به آزاد بودن بازار در تعیین سطح قیمت‌های کالاها و خدمات و عوامل تولید دارد و نظارت‌ها و مقررات و دخالت‌های زیاد و بی‌جهت در بازار مانع رشد اقتصادی می‌شود سبجانی (۱۳۷۵) با به کارگیری معادله سنت لوئیس درجه تاثیر پذیری سیاست‌های پولی و مالی را در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۳۸-۱۳۷۲ مورد بررسی قرار داد. الگوی تک معادله ای که در این مطالعه استفاده شد دارای شکل کلی زیر بود:

$$Y_T = I(M_t, G_t, X_t)$$

که Y_T بیانگر اندازه فعالیت اقتصادی، M_t عرضه پول، G_t مخارج دولت و X_t میزان صادرات بودند. معادله مذکور در شکل ۳ خطی، تفاضل مرتبه اول و تفاضل مرتبه اول لگاریتمی برآورد شد. علاوه بر تاثیر گذاری سیاست‌های مالی و پولی، فرضیه های توانایی پیش بینی و سرعت تاثیر گذاری نیز مورد آزمون واقع شد. نتایج این آزمون نشان داد که بطور مطلق نمی‌توان یک سیاست را بعنوان سیاست حائز اهمیت و اولویت پیشنهاد داد و باید بر اساس اهداف مشخص سیاست گذار، سیاست مناسب را اتخاذ نمود.

کیم (۲۰۰۱)، اثر شوک‌های حاصل از سیاست‌های پولی را بر تراز تجاری کشورهای فرانسه، ایتالیا و انگلستان مورد بررسی قرار داده است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل نرخ ارز، حجم پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید صنعتی، شاخص قیمت صادراتی کالا به واحد پول داخلی، نرخ ارز جهانی و آمار تراز تجاری است. نتایج این بررسی نشان داد که در این کشورها، اثرات شوک‌های پولی مانند اثر انتقالی مخارج بر تراز تجاری می‌باشد.

سیاست‌های پولی و مالی یکی از مهمترین ابزارهای سیاست‌گذاری برای رسیدن به اهداف کلان اقتصادی مانند توزیع عادلانه درآمد، افزایش نرخ رشد اقتصادی و سطح اشتغال، ثبات قیمت‌ها و غیره می‌باشد. با توجه به اهمیت نقش سیاست‌های پولی و مالی، بررسی درجه تاثیرات این سیاست‌ها در مطالعات اقتصادی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. با توجه به آنچه که در بالا گفته شد و با توجه به اهمیت بخش کشاورزی و واردات این بخش در بهبود تراز خارجی، در این تحقیق سعی شده تا به بررسی اثر بلند مدت سیاست‌های پولی از جمله حجم پول و نرخ ارز بر واردات کشاورزی ایران پرداخته شود.

مواد و روشها:

داده مورد استفاده در این تحقیق شامل شاخص قیمت کالاهای صنعتی (IND)، ارزش واردات کشاورزی (IMP)، نرخ بهره (INT)، نرخ تورم (INF)، نرخ ارز (EXC)، حجم پول (M1) می باشد که برای دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۹ مورد استفاده قرار گرفت. این اطلاعات از مرکز آمار ایران، کتابخانه سازمان برنامه و بودجه، سایت اینترنتی FAO، تراز نامه های بانک مرکزی و مجموعه آماری PDS استخراج شد.

بمنظور استفاده از داده های سری زمانی و ارائه استنباطهایی پیرامون آنها، ابتدا ویژگیهای آماری آنها از لحاظ ساکن پذیری مورد بررسی قرار گرفته و سپس مدل انتخابی با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده¹ برای دوره فوق الذکر تخمین زده شده است.

روشهای سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده های سری زمانی بر این فرض استوار هستند که متغیرهای الگو ساکن هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی ساکن است که میانگین، واریانس، کوواریانس و ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو غیر ساکن باشند حتی اگر هیچ رابطه معنی داری بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد به علت اینکه R^2 مدل بطور کاذب بالا برآورد می شود ممکن است محقق به استنباط غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانده شود. وجود متغیرهای غیر ساکن در الگو باعث می شود تا آزمونهای t و F معمول نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین شرایطی کمیتهای بحرانی ارائه شده توسط توزیعهای t و F کمیتهای بحرانی صحیحی برای انجام آزمون نیستند. در این حالت ممکن است به غلط نتیجه گیری شود که رابطه محکم و معنی داری بین متغیرهای الگو وجود دارد در حالی که واقعیت جز این بوده و نتیجه حاصله یک رگرسیون کاذب (Spurious Regression) می باشد. از مشخصه های رگرسیون کاذب می توان به R^2 بالا (نزدیک به یک) و آماره دوربین واتسون پایین (نزدیک به صفر) اشاره نمود.

به منظور پرهیز از برآورد یک رگرسیون کاذب بایستی تمام متغیرهای مورد استفاده در الگو از درجه یکسانی ساکن باشند. حال اگر برخی از متغیرها در سطح ساکن باشند و برخی دیگر با تفاضل گیری ساکن شوند، باز هم می توان از متغیرها در برآورد رگرسیون استفاده نمود. با این حال، بایستی اذعان داشت که هر چند ساکن پذیری متغیرهای سری زمانی یک رابطه رگرسیونی را می توان از طریق تفاضل گیری تأمین کرد ولی رگرسیون حاصله نشان دهنده یک رابطه بلندمدت بین متغیرها نخواهد بود و تفسیر نتایج به دست آمده مستلزم

1-Auto-regressive Distributed Lag (ARDL)

احتیاط بیشتری است. بدین ترتیب ابتدا لازم است روند حرکت داده‌ها (ساکن‌پذیری) به کمک آزمونهای مربوطه مورد بررسی قرار گیرد. از میان آزمونهای ارائه شده برای ساکن‌پذیری، آزمون دیکی-فولر و دیکی-فولر تعمیم یافته کاربرد گسترده‌تری دارند که در این مطالعه نیز مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

روش ARDL توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به طور همزمان دارا می‌باشد. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی می‌باشد. و ضمناً به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمینهای به دست آمده از آنها نارایب و کارآ خواهند بود (سیدیکی ۲۰۰۰).

مدل ARDL تعمیم یافته^۲ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L,p)x_{it} + u_t, \quad i=1,2,\dots,k \quad (1)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه^۳ می‌باشد که به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \quad (2)$$

بنابراین

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha L^1 - \dots - \alpha_p L^p, \quad \beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \dots + \beta_{iq}L^q \quad (3)$$

x_{it} ، i امین متغیر مستقل می‌باشد.

برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده نمود. در مرحله اول وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را که به وسیله تئوری بیان می‌شود را مورد بررسی قرار می‌دهیم. برای این کار فرض صفر را بصورت زیر تعریف می‌کنیم:

H: رابطه بلندمدت وجود ندارد.

جهت تصمیم‌گیری در مورد رد و یا عدم رد فرض صفر از مقادیر بحرانی که توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) محاسبه شده است، استفاده می‌کنیم.

اگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات شد، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد.

در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-p}, \quad x_{i,t} = x_{i,t-1} = \dots = x_{i,t-q} \quad (4)$$

2 - Augmented ARDL (Developed by Pesaran and Pesaran (1997) and Pesaran and Shin (1998))

3- Lag operator

که q نمایانگر q امین وقفه مربوط به \hat{I} امین متغیر می باشد.

رابطه بلندمدت بین متغیرها می تواند به صورت زیر بیان شود:

$$y = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + v_i \quad , \quad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1, p)} \quad (5)$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1, q)}{\alpha(1, p)} = \frac{\sum_{j=0}^q \beta_i}{\alpha(1, p)} \quad , \quad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1, p)} \quad (6)$$

معادله تصحیح خطای مدل ARDL به صورت زیر نوشته می شود:

$$\Delta y_t = \Delta \hat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^p \hat{\alpha}_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^k \hat{\beta}_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \hat{\beta}_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \alpha(1, p) ECT_{t-1} + u_t$$

$$ECT = y_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i x_{it} \quad \text{جزء تصحیح خطا:}$$

که در آن Δ عملگر اولین تفاضل می باشد و $\hat{\alpha}_{j,t-j}$ و $\hat{\beta}_{ij,t-j}$ ضرایب برآورد شده از معادله (۱)

می باشند. $\alpha(1, p)$ ضریب جزء تصحیح خطا می باشد که سرعت تعدیل را اندازه گیری می کند.

نتایج و بحث:

نتایج حاصل از بررسی ساکن پذیری متغیرهای مورد بررسی در جدول شماره (۱) آمده است:

جدول ۱- نتایج حاصل از آزمون ساکن پذیری متغیرهای مورد بررسی

نام متغیر	نام متغیر	درجه ساکن پذیری	وضعیت	آماره ADF	تعداد وقفه
حجم پول	(M1)	***I(0)	با c و t	۴,۶۲	۲
نرخ ارز	(EXC)	***I(1)	با c و t	۵,۳۴	۲
شاخص کالاهای صنعتی	(IND)	***I(0)	با t و c	۶,۹۸	۲
واردات کشاورزی	(IMP)	***I(1)	با c	۴,۶۲-	۱
نرخ تورم	(INF)	*I(0)	بدون t و c	۱,۶۶	۵
نرخ بهره	(INT)	*I(0)	با c	۲,۶۲-	۰

مأخذ: یافته های تحقیق، T: روند، C: عرض از مبدأ، * معنی دار در سطح ۱۰٪، ** معنی دار در سطح ۵٪، *** معنی دار در سطح ۱٪.

جدول فوق بیانگر این است که متغیرهای مورد استفاده در مدل ساکن از درجات صفر و یک هستند. بر این اساس، در تخمین معادله مربوطه از روش ARDL استفاده شد. که نتایج حاصل از این تخمین در جدول (۲) آورده شده است:

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد مدل پویا (ARDL(1,0,1,1,2 با ضابطه شوارتزیزین (SCB)

نام متغیر	ضریب متغیر	SE	آماره t
(IMP(-1	۰,۳۱۰۴۹	۰,۱۲۰۳۵	۲,۵۷۹
M1	۳۰,۸۲۰۴	۱۵,۰۹۳۵	۲,۰۴۹
EXC	۱۸۱۴,۶-	۴۷۶,۵۶۴۲	۳,۸۰۷۷-
(EXC(-1	۱۷۱۹,۲	۴۲۷,۹۲	۴,۰۱۷۵
IND	۱۰۹۰۲,۱	۴۳۷۷	۲,۴۹۰۸
(IND(-1	۱۶۲۱۲,۵-	۴۳۹۸	۳,۶۵۶-
INF	۳۱۹۸۵,۸	۹۷۰۲,۳	۳,۲۹۶۷
(INF(-1	۱۷۲۸۹,۲	۹۷۰۱,۴	۱,۷۸۲۱
(INF(-2	۴۳۶۶۳,۹	۱۰۰۷۱,۴	۴,۳۳۵۴
C	۲۳۹۲۷,۱	۹۹۷۱۹,۹	۰,۲۳۹۹۴
		D.W=2.3035	R2=0.95

مأخذ: یافته های تحقیق

* معنی دار در سطح ۱۰٪، ** معنی دار در سطح ۵٪، *** معنی دار در سطح ۱٪

با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL که در جدول ۲ آورده شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را بصورت زیر مورد بررسی قرار داده شد:

چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای باوقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد $\left(\sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i < 1\right)$ ، الگوی پویا بسمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد داشت.

بنابراین برای آزمون همجمعی، لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^p \hat{\alpha}_i - 1 < 0$$

با توجه به اینکه بر اساس ضابطه آکائیک، تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته، دو وقفه است، $(P \geq 2)$ ، فرضیه صفر و مقابل بصورت زیر درمی آید:

$$H_0 : (\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2) - 1 \geq 0$$

$$H_1 : (\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2) - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای آزمون فوق، از طریق تقسیم $(\sum \hat{\alpha}_i - 1)$ بر مجموع انحراف معیار این ضرایب، بدست می آید:

$$= t(\sum \hat{\alpha}_i - 1)SE \alpha = -5.729 \sum /$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۹٪ برابر با ۵/۲۷- است، فرض H_0 رد می شود. عبارت دیگر رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد، که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت (ARDL(1,1,0,0,1,2)

نام متغیر	ضریب	SE	آماره t
X1	۷۷۰۱,۶-	۵۰۳۶,۸	۱,۵۲-
X2	۴۴,۶۹۸۹	۲۱,۰۸۳۴	*۲,۱۲۰۱
X3	۱۳۸,۴۰۸۰-	۴۸۲,۸۳۶۷	۰,۲۸۶۶-
X5	۱۳۴۷۸۹,۵	۱۵۶۴۰,۸	***۸,۶۱
C	۳۷۰۱,۵	۱۴۴۱۱۴,۸	۰,۲۴۰۷

مأخذ: یافته های تحقیق، * معنی دار در سطح ۱۰٪، ** معنی دار در سطح ۵٪، *** معنی دار در سطح ۱٪.

جدول (۳) نشان می دهد که، ضریب X2 و X5 معنی دار و مثبت می باشد این نتایج بیانگر این امر است که که یک واحد تغییر در حجم پول باعث تغییری به اندازه ۴۴,۶۸ واحد در ارزش واردات کشاورزی می شود. همچنین یک واحد تغییر در نرخ تورم باعث ۱۳۴۷۸۹,۵ واحد تغییر در ارزش واردات کشاورزی می شود. پس در بین روابط بلند مدت، تورم، بزرگترین اثر را بر روی ارزش واردات کشاورزی دارد.

وجود همگرایی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل های تصحیح خطا (Error Correction Model) را فراهم می کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانهای کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می دهد. در نرم افزار Microfit، این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه گردد (نوفرستی، ۱۳۷۸). بمنظور بررسی روابط کوتاه مدت بین قیمتهای نسبی کشاورزی و مواد غذایی و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا استفاده شده و نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)

نام متغیر	ضریب	SE	t محاسباتی
DIND	۱۰۹۰۲۱,۱	۴۳۷۷	*۲,۴۹
DM1	۳۰,۸۲۰۴	۱۵,۰۹۳۵	*۲,۰۴۲
DEXC	۱۸۱۴,۶-	۴۷۶,۵۶۴۲	**۳,۸-
DINF	۳۱۹۸۵,۸	۹۷۰۲,۳	**۳,۲۹
D2INF	۴۳۶۶۳,۹-	۱۰۰۷۱,۴	***۴,۳۳-
dc	۲۳۹۲۷,۱	۹۹۷۱۹,۹	۰,۲۳
(ECM(-1	۰,۶۸۹۵۱-	۰,۱۲۰۳۵	***۵,۷۲-

مأخذ: یافته های تحقیق

- معنی دار در سطح ۱۰٪، *** معنی دار در سطح ۵٪، ** معنی دار در سطح ۱٪.
- D، به معنای وقفه مرتبه اول متغیر می باشد.

از جدول ۴ چنین برمی آید که در کوتاه مدت، سطح شاخص قیمتی کالای صنعتی، حجم پول و نرخ تورم اثر مثبت معنی دار بر روی ارزش واردات کشاورزی در دوره جاری دارند. یعنی افزایش هر کدام از اینها موجب افزایش قیمت‌های واردات کشاورزی می شود که از بین این متغیرها اثر شاخص قیمت کالاهای صنعتی نسبت به بقیه بیشتر است. نرخ ارز و نرخ تورم با یک وقفه اثر منفی معنی دار، بر روی ارزش واردات کشاورزی دارد. یعنی با افزایش یک واحد نرخ از ارزش واردات کشاورزی ۱۸۱۴,۶ واحد کاهش پیدا می نماید.

به همین ترتیب ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا (ECM(-1)، معنی دار و علامت آن مطابق انتظار و منفی است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۶۹- و بیانگر این است که حدود ۶۹ درصد انحرافات ارزش واردات کشاورزی از مقادیر دراز مدت خود، بعد از سپری شدن یک دوره از بین خواهد رفت. بنابراین آنچه بدست آمده سرعت تعدیل مدل تقریباً بالا است.

با توجه به آنچه در بالا گفته شد میتوان نتایج را به موارد زیر خلاصه نمود

- حجم پول چه در کوتاه مدت و چه در بلندمدت دارای اثر معنی دار مثبت است و مطابق آنچه انتظار می رود ضریب این متغیر در بلند مدت بزرگتر از کوتاه مدت می باشد. پس می توان گفت بر خلاف نظر بعضی اقتصاددانان، متغیر حجم پول متغیر خنثی ای در اقتصاد ایران نمی باشد و همراه با افزایش حجم پول میزان واردات افزایش می یابد که این امر منجر به افزایش ارزش کالاهای وارداتی از جمله وارداتی کشاورزی، میشود.
- نرخ تورم در کوتاه مدت و بلند مدت دارای ضریب معنی دار و مثبت می باشد یعنی با افزایش تورم، ارزش کالاهای وارداتی افزایش می یابد که این مسئله امری کاملاً بدیهی است. در بلند مدت ضریب آن همانطور که انتظار میرود دارای ضریب بزرگتری است.
- شاخص قیمت کالاهای صنعتی در بلند مدت دارای ضریب مثبت اما بدون معنی می باشد و در کوتاه مدت این ضریب مثبت و معنی دار است یعنی با افزایش قیمت کالاهای صنعتی ارزش واردات کشاورزی نیز افزوده خواهد شد.
- نرخ ارز در کوتاه مدت دارای اثر معنی دار و منفی بر روی ارزش واردات میباشد و منفی بودن این متغیر کاملاً مطابق با انتظارات ماست. در حالیکه در بلند مدت ضریب این متغیر منفی اما بدون معنی می باشد.
- ضریب جمله تصحیح خطا $(ECM(-1)$ ، معنی دار و برابر با -0.69 است و این بدان مفهوم است در هر سال 0.69 از عدم تعادل یک دوره قیمتهای واردات کشاورزی در دوره بعد تعدیل می شود.
- در بین روابط کوتاه مدت بزرگترین ضریب معنی دار، مربوط به شاخص قیمت کالاهای صنعتی می باشد و در بین روابط بلند مدت بزرگترین ضریب معنی دار نرخ تورم می باشد.

پیشنهاد

با توجه به نتایج تحقیق سیاتهای پولی، نرخ ارز و حجم پول، هر دو بر واردات کشاورزی موثر هستند. بر خلاف نظر بعضی اقتصاددانان، متغیر حجم پول متغیر خنثی ای در اقتصاد ایران نمی باشد و همراه با افزایش حجم پول میزان واردات افزایش می یابد که این امر منجر به افزایش ارزش کالاهای وارداتی از جمله واردات کشاورزی، میشود. لذا سیاستگذاران به راحتی می توانند از این دو ابزار در راستای تحقق اهدافشان بهره مند گردند. نرخ تورم از دیگر متغیرهای است هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت بر ارزش واردات کشاورزی موثر است و دولت می تواند با کنترل نرخ تورم در جهت ثبات قیمتها گامی موثر بردارد.

Autoregressive Distributed Lag Estimates
 ARDL(1,0,1,1,2) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is X6
 ۳۵ observations used for estimation from 1342 to 1376

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob [
X6(-1)	.31049	.12035	2.5799[.016 [
X2	30.8204	15.0935	2.0420[.052 [
X3	-1814.6	476.5642	-3.8077[.001 [
X3(-1)	1719.2	427.9200	4.0175[.000 [
X1	10902.1	4377.0	2.4908[.020 [
X1(-1)	-16212.5	4398.8	-3.6856[.001 [
X5	31985.8	9702.3	3.2967[.003 [
X5(-1)	17289.2	9701.4	1.7821[.087 [
X5(-2)	43663.9	10071.4	4.3354[.000 [
C	23927.1	99719.9	.23994[.812 [

R-Squared .95087 R-Bar-Squared .93318
 S.E. of Regression 292337.8 F-stat. F(9, 25) 53.7625[.000 [
 Mean of Dependent Variable 1725209 S.D. of Dependent Variable 1130956
 Residual Sum of Squares 2.14E+12 Equation Log-likelihood -484.2729
 Akaike Info. Criterion -494.2729 Schwarz Bayesian Criterion -502.0496
 DW-statistic 2.3035 Durbin's h-statistic -1.2784[.201 [

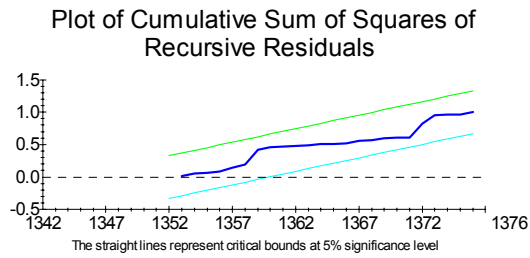
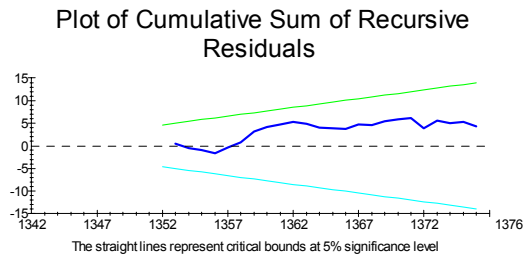
Diagnostic Tests

*Test Statistics *	LM Version	* F Version*
A:Serial Correlation	*CHSQ(1)= 1.2837[.257]*	F(1, 24)= .91374[.349]*
*B:Functional Form	*CHSQ(1)= .0034229[.953]*	F(1, 24)= .0023474[.962]*
*C:Normality	*CHSQ(2)= 3.7097[.156]*	Not applicable*

*D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .010911[.917]*F(1, 33)= .010291[.920*]

- A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
- B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
- C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
- D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

آزمون cusum square و cusum



جدول تخمین روابط بلند مدت

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
 ARDL(3,2,3,2,1,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

```

*****
Dependent variable is X6
observations used for estimation from 1342 to 1376
*****
[Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob [
[X5              91331.2          12486.7             7.3143[.000
[X4              47018.6          20372.5             2.3079[.035
[X3              914.5622         319.5753            2.8618[.011
[X2              111.8271         24.0265             4.6543[.000
[X1              -40593.3         8720.8              -4.6548[.000

```

جدول تخمين ecm

ARDL Error Correction Representation for the Selected ARDL Model

ARDL(1,0,1,1,2) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dX6

35 observations used for estimation from 1342 to 1376

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob [
dX2	30.8204	15.0935	2.0420[.051 [
dX3	-1814.6	476.5642	-3.8077[.001 [
dX1	10902.1	4377.0	2.4908[.019 [
dX5	31985.8	9702.3	3.2967[.003 [
dX51	-43663.9	10071.4	-4.3354[.000 [
dC	23927.1	99719.9	.23994[.812 [
ecm(-1)	-.68951	.12035	-5.7292[.000 [

List of additional temporary variables created :

```

dX6 = X6-X6(-1)      (
dX2 = X2-X2(-1)      (
dX3 = X3-X3(-1)      (
dX1 = X1-X1(-1)      (
dX5 = X5-X5(-1)      (
dX51 = X5(-1)-X5(-2) (
dC = C-C(-1)         (
ecm = X6 -44.6989*X2 + 138.4080*X3 + 7701.6*X1 -134789.5*X5 -34701.5*C

```

```

R-Squared          .78106  R-Bar-Squared          .70225
S.E. of Regression  292337.8  F-stat.  F( 6, 28)  14.8647[.000 [
Mean of Dependent Variable  73632.1  S.D. of Dependent Variable  535742.9
Residual Sum of Squares  2.14E+12  Equation Log-likelihood  -484.2729
Akaike Info. Criterion  -494.2729  Schwarz Bayesian Criterion  -502.0496
DW-statistic       2.3035

```

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dX6 and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative

منابع

۱. گجراتی، د. ۱۳۷۷، مبانی اقتصاد سنجی، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران. جلد دوم.
۲. سبحانی، م.ب. ۱۳۷۵، بررسی تاثیر سیاستهای مالی و پولی در اقتصاد ایران با استفاده از مدل سنت لوئیس، پایان نامه کارشناسی ارشد، بخش اقتصاد دانشگاه شیراز
۳. مجدزاده طباطبائی، ش. ۱۳۷۶، بررسی اثرات سیاستهای تثبیت اقتصادی بر متغیرهای حقیقی کلان اقتصادی: مطالعه موردی اقتصاد ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، بخش اقتصاد دانشگاه شیراز.
۴. مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، سازمان مدیریت و برنامه ریزی، سالهای مختلف.
۵. وقار، ن.ا. ۱۳۵۶، امتحان اثر تغییرات در مقدار پول در فعالیتهای اقتصادی و قیمتها در ایران از راه مشاهده، مجله کانون بانکها. ۵۵ و ۵۶: ۶۵-۵۰.
۶. هژبرکیانی، ک. و ب. رنجبری، ۱۳۸۰، بررسی رابطه بلند مدت بین نهادههای انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۹(۳): ۶۴-۳۹.
7. Cho, G., Kim, M. and Koo, W.W. 2004. The relative impact of national monetary policies and international exchange rate on long-term variations in relative agricultural prices. *Agribusiness and Applied Economics Report*, 30: 501-528.
8. Kim, S. 2001. Effects of monetary policy shocks on the trade balance in small open European countries. *Economic Letters*, V(71): 197-203.
9. Ibrahim, B.2004. monetary policy impacts on cash crop coffee and cocoa using structural vector error correction model, world bank, 1-4 2004.