رابطه انتقالی تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات ایران: ۱۳۸۵:۴-۱۳۶۹:۱

کریم امامی[۱]
سیمین آل‌علی[۲]

چکیده:
ایران به دلیل داشتن منابع نفتی جزء کشورهای در حال توسعه‌ای است که صادرات آن متکی به محصولات کشاورزی و ذخایر زیرزمینی است. بنابراین با شروع نوسانات قیمتی این محصولات در بازارهای جهانی، تراز پرداخت‌ها دچار عدم توازن می‌گردد. در این صورت با توجه به شرط مارشال- لرنر و توان نسبی صادرات، کاهش ارزش پول ملی منجر به کاهش قیمت صادرات بر حسب پول خارجی و افزایش قیمت واردات بر حسب پول داخلی می‌گردد. بنابراین صادرات افزایش و واردات کاهش پیدا نموده و تراز تجاری بهبود می‌یابد. هدف این تحقیق بررسی رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز بر شاخص بهای قیمت صادرات در بلندمدت می‌باشد. برای تخمین مدل از تکنیک *VAR* و آزمون همجمعی یوهانسن جسیلیوس استفاده شده، همچنین با به‌کارگیری داده‌های فصلی از بهار ۱۳۶۹ لغایت زمستان ۱۳۸۵ مدل تجربی برای اقتصاد ایران تخمین زده شده است. نتایج تخمین وجود رابطه‌ی ناقص در زمینه تأثیرپذیری شاخص قیمت صادراتی از تغییرات نرخ ارز در بلندمدت را تایید می‌نماید. زیرا ضریب رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت صادراتی در بلندمدت برابر ۰/۱۶ است، لذا طبق ادبیات موضوع، قیمت‌گذاری در بلندمدت بر مبنای قیمت‌های داخلی صورت می‌گیرد. براین اساس پیشنهاد می‌شود، که به دلیل عدم جذب اثرات افزایش نرخ ارز توسط شاخص قیمت صادرات، استفاده از سیاست افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) می‌تواند در پیشبرد اهداف توسعه صادرات نقش مهمی ایفا نماید. در نتیجه می‌توان استدلال کرد که در اقتصاد ایران، به منظور توسعه صادرات غیرنفتی، افزایش نرخ ارز سیاست مناسبی تلقی می‌شود.

واژگان کلیدی: رابطه انتقالی تغییرات نرخ ارز، نرخ ارز، شاخص قیمت صادرات
طبقه‌بندی JEL: F۳۱, E۳۱

۱.استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، E.Mail: karim_emami@yahoo.com
۲.دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علوم و تحقیقات، E.Mail:simin.alali@yahoo.com

مقدمه:

در سال‌های نخست برقراری نظام نرخ‌ارز شناور، بدلیل مبهم بودن کنترل تورم، اقتصاددانان به بررسی رابطه میان تغییرات نرخ ارز[۱] و سطح قیمت‌های ملی تمایل نشان دادند. درنتیجه تلاش برای پیدا نمودن رابطه‌ی تنگاتنگ میان دو متغیر نرخ ارز و شاخص قیمت‌ها بر اساس فرض تقریب برابری قدرت خرید[۲] (PPP) آغاز شد (دورنبوش، ۱۹۸۷).

رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز به بررسی اثر تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت‌های صادرات و واردات، شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده، سرمایه‌گذاری و مقدار داد و ستد می‌پردازد. به‌هنگام مطالعه رابطه‌ی انتقالی، درجه‌ی اثرگذاری تغییر نرخ ارز بر شاخص قیمت صادرات و واردات از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد. زیرا به‌عنوان اساسی‌ترین مولفه‌ی شیوه‌ی قیمت‌گذاری بنگاه‌ها شناخته می‌شود، همچنین عکس‌العمل شاخص قیمت‌های صادرات و واردات زمینه‌ساز هرگونه تغییر در شاخص قیمت مصرف‌کننده، سرمایه‌گذاری و مقدار بازرگانی خواهد بود (کامپا- گلدبرگ،۲۰۰۲).

در این مقاله به کمک تکنیک VAR، آثار هم‌زمان تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات محاسبه می‌شود. همچنین تکانه‌های ناشی از معادله‌ی تولید تحت عنوان تکانه‌های عرضه، تکانه‌های ناشی از معادله نرخ ارز واقعی تحت عنوان تکانه‌های تقاضا و تکانه‌های معادله‌ی قیمت تحت عنوان تکانه‌های عرضه پول مطرح می‌شوند و این تکانه‌ها به کمک متغیرهای نرخ ارز واقعی، شاخص بهای کالاهای صادراتی، نقدینگی و تولیدناخالص داخلی بدون طی دوره ۱۳۸۵:۴-۱۳۶۹:۱ بررسی می‌شوند. هدف کلی انجام این تحقیق عبارتست از بررسی اثر رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت صادرات به منظور محاسبه‌ی مقدار ضریب تاثیرپذیری قیمت صادراتی محصولات تولید شده از تغییرات نرخ ارز در بلندمدت می‌باشد. در این راستا این سئوال مطرح می‌شود که آیا تاثیرپذیری شاخص قیمت صادرات از تغییرات نرخ ارز در بلندمدت ناقص است؟

ادامه‌ی مقاله به این شرح سازماندهی شده است: بخش دوم مفاهیم و نحوهٔ محاسبهٔ رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز را ارائه می‌کند. بخش سوم به مبانی نظری رابطه انتقالی تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات اختصاص دارد. بخش چهارم پیشینه تحقیق شامل مطالعات داخلی و خارجی را مرور می‌کند. بخش پنجم حقایق آشکار شدهٔ

۱.Exchange Rate
۲.Purchasing-Power Parity

اقتصاد ایران را تحلیل می‌کند. بخش ششم تکنیک تحقیق، نتایج و تحلیل یافته‌ها را ارائه می‌کند و در نهایت بخش هفتم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۱.مفاهیم رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز:

به رابطه‌ی میان تغییرات نرخ ارز و قیمت مبادله‌ی کالا رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز اطلاق می‌گردد. ارتباط قیمت مبادله‌ی کالاها و تغییرات نرخ ارز به کمک قانون تک قیمتی[۱]، قیمت‌گذاری برای بازار[۲] و رابطه انتقالی تغییرات نرخ ارز[۳] بررسی می‌شود (کامپا- گلدبرگ، ۲۰۰۲).

رقابتی و غیررقابتی بودن بازارها تاثیر بسزایی بر ضریب رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز دارد. بازارهای غیررقابتی، بازارهایی تقسیم شده هستند، که می‌توان در آنها تبعیض قیمت درجه سه پیگو را اعمال نمود. بنابراین بنگاه‌ها قادر به قیمت‌گذاری برای بازار خواهند بود. در حالی‌که در بازار رقابتی که بر همگن بودن کالاها استوار می‌باشد، قانون تک قیمتی حاکم است (گلدبرگ-کنتر، ۱۹۹۷).

به منظور مطالعه‌ی رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز دو معیار اساسی معرفی می‌شود. نخستین معیار به رابطه انتقالی نرخ ارز ساختاری[۴] اشاره دارد. دومین معیار، دال بر رابطه انتقالی تغییرات نرخ ارز ناشی از تکانه‌های متغیرهای کلان اقتصادی[۵] است.ضریب رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز ساختاری در واقع همان ضریب رابطه‌ی انتقالی متعارف است. لذا فرض کنترل برونزای نرخ ارز پذیرفته می‌شود. به همین دلیل، ضریب رابطه‌ی انتقالی ساختاری به کمک آثار همزمان تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات و یا قیمت واردات در معادلات قیمت مربوطه محاسبه می‌شود. رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز ناشی از تکانه‌های متغیرهای کلان اقتصادی به کمک توابع عکس‌العمل آنی[۶] قیمت صادرات و یا قیمت واردات در پاسخ به تغییرات نرخ ارز محاسبه می‌گردد (کیم، ۲۰۰۷).

۲.مبانی نظری

مطالعات انجام یافته در زمینه‌ی رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز بر اساس هدف به دو دسته تقسیم می‌شوند؛ که عبارتند از تقسیم بازار و رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز (دورنبوش، ۱۹۸۷).

۱.Law of One Price (LOP)
۲.Pricing To Market (PTM)
۳.Exchange Rate Pass Through (ERPT)
٤.The Strucural Exchange Rate Pass Through (SERPT)
٥.The Shock- Specific Exchange Rate Pass Through
٦.Impulse Response Function

دسته اول: تقسیم بازار[1]

این مطالعات به بررسی چرایی امکان تقسیم بازارهای ملی یا منطقه‌ای به اجزاء مرتبط به هم می‌پردازند. بنابراین تبعیض قیمت[2] از هزینه‌ی حمل‌ونقل، حقوق گمرکی و تفاوت‌های فیزیکی کالاها ناشی می‌شود (کروگمن، ۱۹۸۷). بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت کالاها نشان‌دهنده‌ی وجود دو مدل متفاوت است: نخست، قانون تک‌قیمتی (دورنبوش ۱۹۸۷)، دوم، قیمت‌گذاری برای بازار (کروگمن، ۱۹۸۷).

قانون تک قیمتی

یکپارچگی بازار در اقتصاد بین‌الملل تحت قانون تک‌قیمتی بررسی می‌شود. طبق قانون تک‌قیمتی، کالاهای همگن در کشورهای متفاوت با قیمت یکسان بر حسب پول رایج مشترک به‌فروش می‌رسند. بنابراین همگن‌بودن کالاها، وجود اطلاعات و برقراری رقابت کامل باعث می‌شوند که قیمت کالاها از نظر جغرافیایی آربیتراژی باشند. فرض وجود قانون تک‌قیمتی مستلزم حداکثرسازی سود و یا حداقل‌سازی هزینه‌ی حمل‌ونقل، توزیع و فروش مجدد است (منون،۱۹۹۵). بنابراین آربیتراژ دال بر معادله‌ی (۱) است:

$$P_i = e \cdot P_i^* \qquad (۱)$$

P_i نشان‌دهنده‌ی قیمت کالای i در کشور مبدا و بر حسب پول رایج آن کشور، P_i^*، قیمت خارجی و e قیمت رایج در کشور مبدا بر حسب پول خارجی می‌باشد.

گلدبرگ- کنتر (۱۹۹۷) بیان می‌نمایند که حداقل‌سازی هزینه‌ی حمل‌ونقل، توزیع و فروش مجدد ناممکن می‌باشد، در نتیجه باید قانون تک‌قیمتی و نظریه‌ی برابری قدرت خرید تعدیل شوند و این اختلاف ناشی از دیفرانسیل قیمت‌های ثابت میان دو بازار ناشی است.

$$p_i = \alpha E p_i^* \qquad (۲)$$

$$P = \alpha E P^* \qquad (۳)$$

α، نرخ ارز واقعی است. اگر α در طی زمان ثابت باشد، آنگاه قیمت رایج مشترک محصولات خاص به شیوه‌ای یکسان در هر دو کشور تغییر خواهد یافت و قانون تک‌قیمتی نسبی و نظریه‌ی برابری قدرت خرید برقرارخواهد شد.

۱.Market Segmentation
۲.Price Discrimination

تحقیقات نشان می‌دهند که قیمت‌های نسبی محصولات مشابه فروخته شده در کشورهای متفاوت مرتباً به نوسانات نرخ ارز میان این کشورها وابسته می‌باشند. ضعف این مطالعات ناشی از این است که قیمت کالاهایی را با هم مقایسه می‌نمایند که در مکانهای متفاوت تولید و به فروش می‌رسند، همچنین کالاهای تولید شده در کشورهای مختلف همگن نیستند. لذا جهت رفع مشکلات بیان شده، مدل رگرسیون زیر تعریف می‌شود (گلدبرگ– کنتر، ۱۹۹۷):

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \Psi Z_t + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

p ، قیمت کالای خاص، X ، متغیر کنترلی اولیه است و بعنوان سنجه‌ای از هزینه و یا قیمت لحاظ می‌شود که این مساله به موضوع مورد مطالعه بستگی دارد. E ، نرخ ارز لحظه‌ای می‌باشد، Z ، متغیر کنترلی، ε ، جمله خطا و t دوره زمانی می‌باشد.

قیمت‌گذاری برای بازار

کینز فرض می‌کند هر کشوری در تولید کالاهای خود تخصص کامل دارد. همچنین دستمزدها بر حسب پول رایج آن کشور ثابت هستند. در این مدل تغییر نرخ ارز منجر به تغییر یک‌به‌یک قیمت‌های نسبی می‌شود.

$$\lambda = \frac{P_i}{eP_i^*} \qquad (۵)$$

P_i و P_i^* به ترتیب شاخص ضمنی GNP بر حسب قیمت نسبی داخلی و خارجی کالاها هستند و e نرخ ارز می‌باشند.

اگر با افزایش ارزش پول داخلی، قیمت محصولات صادراتی بنگاه‌های خارجی به بازار داخلی ثابت بماند یا افزایش یابد، آنگاه قیمت‌گذاری برای بازار (PTM) صورت گرفته است. لذا رابطه‌ی میان قیمت صادرات بر حسب پول رایج کشور خارجی (P^*) و قیمت صادرات بر حسب پول ملی داخلی (P) برابر خواهد بود با:

$$P^* = \frac{P}{e} \qquad (۶)$$

و با در نظر گرفتن وقفه‌ها و دیفرانسیل‌گیری بصورت رابطه (۷) بیان خواهد شد (کنتر،۱۹۹۵).

$$\frac{d\ln P^*}{d\ln e} = \frac{d\ln P}{d\ln e} - 1 \qquad (۷)$$

لذا تا زمانی‌که حاشیه‌ی سود به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد، رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز کامل نخواهد بود. این رابطه به سطح حاشیه‌ی سود و تمایز محصولات بستگی دارد. بسط مدل حاشیه‌ی سود و مطالعات قیمت‌گذاری برای بازار که از ترکیب مدل گاگنون- کنتر[١] (١٩٩٥) و فنسترا[٢] (١٩٩٦) حاصل می‌شود منجر به رابطه‌ی (٨) می‌شود (کامپا- گلدبرگ (٢٠٠٥)). لذا:

$$\frac{\partial P_{it}}{\partial E_{it}}\cdot\frac{E_{it}}{P_{it}}=\frac{\partial \eta_{it}}{\partial\left(P_{it}/E_{it}\right)}\cdot\frac{\left(P_{it}/E_{it}\right)}{\eta_{it}}\left[\eta_{it}-1+\frac{\partial \eta_{it}}{\partial\left(P_{it}/E_{it}\right)}\cdot\frac{\left(P_{it}/E_{it}\right)}{\eta_{it}}\right]^{-1} \qquad (٨)$$

بنابراین رابطه‌ی انتقالی به چگونگی تاثیرپذیری کشش تقاضا از تغییر قیمت بر حسب پول داخلی بستگی دارد[٣]. کشش ثابت تقاضا مبین این است که قیمت صادرات نسبت به تغییرات نرخ ارز ثابت می‌باشد، بنابراین رابطه‌ی انتقالی بر حسب پول واردکنندگان ناقص خواهد بود. همچنین، شرط کافی حداکثرسازی سود مستلزم این است که عبارت داخل کروشه مثبت[٤] باشد، یعنی چنانچه کشش تقاضا در پاسخ به قیمت بر حسب پول داخلی افزایش یابد، معادله‌ی ورود مثبت خواهد بود، یعنی قیمت صادرات در جهت جبران تغییرات نرخ ارز تعدیل می‌شود. لذا افزایش در ارزش پول ملی صادرکنندگان کمتر از افزایش قیمت‌ها بر حسب پول صادرکنندگان خواهد بود، بنابراین صادرکنندگان حاشیه‌ی سود خود را تعدیل می‌نمایند.

١.Gagnon and Knetter

٢.Feenstra

٣.مفهوم رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز برای آثار تغییر نرخ ارز بر هردو قیمت صادرات و واردات قابل تعویض می‌باشد. به طوریکه در این بخش رابطه‌ی انتقالی را به عنوان واکنش قیمت واردات نسبت به تغییرات ترخ ارز تعریف می‌نمایند (براساس پول رایج داخلی محاسبه می‌شود، $1/E$) به عبارتی رابطه‌ی انتقالی برابر خواهد بود با: $-\left[\left(\partial P/\partial E\right)\left(E/P\right)\right]$

٤.بمنظور مشاهده این حالت می‌بایست معادله (٢-٢) به صورت $H(P)=P(1-1/\eta)-MC=0$ تعریف شود، در نتیجه شرط لازم عبارت خواهد بود از: $H(P)\frac{\partial H}{\partial P}=0$. شرط کافی نشان می‌دهد که:

$\frac{\partial H(P)}{\partial P}\cdot\frac{\partial X}{\partial P}+H(P)\frac{\partial^2 X}{\partial P^2}<0$، همچنین $H(P)$ برابر صفر است و فرض نرمال بودن کالاها مطرح می‌شود یعنی $(\partial X/\partial P)<0$ که خود دال بر این است که $(\partial H(P)/\partial P)$ می‌بایست مثبت باشد در نتیجه

$\frac{\partial H(P)}{\partial H}=\frac{1}{\eta}\left[\eta-1+\frac{\partial \eta}{\partial P/E}\cdot\frac{P/E}{\eta}\right]>0$ و از $(\partial X/\partial P)<0$ نتیجه می‌گیریم که $\eta>0$. بنابراین عبارت داخل کروشه مثبت خواهد بود.

دسته دوم: رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز

پس از ظهور نظام ارز شناور، رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز مورد توجه قرار گرفت زیرا این رابطه، بعنوان مهمترین مولفه‌ی ایجاد تعادل خارجی و عبور تورم به اقتصاد داخلی در نظر گرفته شد. رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز بعنوان ضریب نرخ ارز در معادله‌ی قیمت صادرات و یا واردات در وضعیت بهینه‌یابی قیمت‌گذاری توسط بنگاه‌های موجود در بازار رقابت ناقص تعریف می‌گردد (منون، ۱۹۹۵). گلدبرگ و کنتر[۱](۱۹۹۷) «درصد تغییر قیمت‌های واردات در نتیجه یک درصد تغییر در نرخ ارز بین کشورهای صادرکننده و واردکننده» را انتقال تغییرات نرخ ارز[۲] نامیدند.

چگونگی تاثیرگذاری نرخ ارز بر قیمت صادرات بستگی به این دارد که بازار بنگاه‌های صادرکننده رقابتی یا غیررقابتی باشد. در شرایط رقابتی منظور از این رابطه، تغییر قیمت صادراتی بر حسب پول داخلی ناشی از تغییر نرخ ارز است. در حالی‌که در شرایط غیررقابتی این رابطه نشاندهنده‌ی تغییر قیمت صادراتی بر حسب پول کشور مقصد، بدلیل تغییر نرخ ارز می‌باشد. بنابراین در شرایط غیررقابتی می‌توان فرض کرد که بنگاه صادرکننده می-تواند در تعیین قیمت نقش داشته باشد (گلبرگ- کنتر،۱۹۹۷).

رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز بر شاخص قیمت صادراتی و وارداتی ساختاری

ضریب رابطه‌ی انتقالی ساختاری به کمک آثار همزمان تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات و یا قیمت واردات در معادلات قیمت مربوطه محاسبه می‌شود. طبق استدلال کامپا- گلدبرگ (۲۰۰۵) قیمت خارجی کالاها (P_i^*) به کمک حاشیه‌ی سود بالاتر از هزینه‌ی نهایی تعیین می‌شود. حاشیه‌ی سود به صورت تابعی از عوامل خاص هر صنعت (ϕ) و وضعیت عمومی اقتصاد کلان[۳] است و به کمک تقاضای کالای (x) و هزینه تولید (w)تعیین می‌شود. همچنین تقاضا تابعی از قیمت کالاهای جانشین (y) در کشور مبدا (P^y) و مخارج مصرف‌کنندگان کالاهای x و y کشور مقصد (I^*) است. لذا با جایگزینی و بازنویسی معادله‌ی $P = \alpha E P^*$ براساس لگاریتم‌های طبیعی رابطه‌ی زیر بدست می‌آید:

۱.Goldberg and Kentter

۲.Echang Rate Pass-Through

۳.در اینجا وضعیت عمومی اقتصاد کلان توسط نرخ ارز تعریف می‌شود.

$$\ln P = \ln \alpha + \ln E + \ln Murkup^{*} + \ln MC^{*}$$
$$\ln P = \ln \alpha + \ln \phi + (1+\delta)\ln E + c_0 \ln P^{*} + c_1 \ln w + c_2 \ln I^{*} \qquad (۹)$$

اگر حاشیه‌ی سود مقداری ثابت و بالاتر از هزینه‌ی نهایی باشد ($\delta = 0$)، آنگاه رابطه‌ی انتقالی کامل خواهد بود. بنابراین، نشاندهنده‌ی بازارهای رقابت کامل است. چنانچه بنگاه‌ها دارای قدرت بازاری باشند و بطور کامل حاشیه‌ی سود خود را در برابر تغییرات نرخ ارز بر حسب قیمت‌های داخلی تعدیل نمایند($\delta = 1$)، آنگاه رابطه‌ی انتقالی برابر صفر می‌شود و بازار انحصار کامل است. با توجه به اینکه بازارهای جهانی رقابتی کامل نیستند و بنگاه‌ها بطور کامل قادر به تعدیل حاشیه‌ی سود خود نسبت به تغییر نرخ ارز بیان شده بر حسب قیمت‌های داخلی ($0 < \delta < 1$) نمی‌باشند، بنابراین رابطه‌ی انتقالی ناقص خواهد بود (کامپا- گلدبرگ، ۲۰۰۵).

رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز ناشی از تکانه‌های متغیرهای کلان اقتصادی

رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز ناشی از تکانه‌های متغیرهای کلان اقتصادی به کمک توابع عکس‌العمل آنی قیمت صادرات و یا قیمت واردات در پاسخ به تغییرات نرخ ارز محاسبه می‌شود. تکانه‌های معین متغیرهای کلان اقتصادی هم باعث تغییر نرخ ارز می‌شوند و هم دلیل تغییر قیمت صادرات و واردات هستند. لذا ضریب رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز ناشی از تکانه‌های مشخص متغیرهای کلان به بررسی آثار غیرمستقیم تکانه‌های متغیرهای کلان موثر بر رابطه‌ی میان نرخ ارز و شاخص بهای قیمت صادرات و واردات می‌پردازد (کیم،۲۰۰۷).

منابع نوسانات نرخ ارز واقعی

کلارید و گالی[۱] (۱۹۹۴) به بررسی منابع نوسانات نرخ ارز واقعی پس از سقوط نظام برتون وودز پرداخته‌اند. رابطه (۱۰) نشاندهنده‌ی معادله‌ی IS در یک مدل اقتصاد کلان باز است. این معادله بیان می‌دارد که تقاضا برای تولید داخلی نسبت به تولید خارجی بر حسب نرخ ارز واقعی $(s_t - p_t)$ و تکانه‌های تقاضا (d_t) افزایش و بر حسب تفاضل نرخ بهره به نفع کشور مبدا $(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t))$ کاهش می‌یابد.

$$y_t^d = d_t + \eta(s_t - p_t) - \sigma(i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)) \qquad (۱۰)$$

۱.Clarida and Gali

رابطه‌ی (۱۱) دال برمعادله مجموعه‌ی قیمت‌هاست. طبق این رابطه، سطح قیمتها در دوره t برابر با متوسط قیمت انتظاری تسویه‌ی بازار در دوره‌ی $t-1$ نسبت به متوسط قیمت دوره‌ی t[۱] و قیمتی که واقعاً بازار تولید را در دوره‌ی t تسویه می‌نماید (p_t^e)، است.

$$p_t = (1-\theta)E_{t-1}p^e + \theta p_t^e \qquad (۱۱)$$

هنگامی که $\theta = 1$ باشد، قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر هستند و تولید تعیین‌کننده‌ی عرضه است و هر گاه $\theta = 0$، قیمت‌ها ثابت خواهند بود. رابطه‌ی (۱۲) نشاندهنده معادله LM است:

$$m_t^s - p_t = y_t - \lambda i_t \qquad (۱۲)$$

m_t^s، لگاریتم عرضه‌ی اسمی پول، p_t ، لگاریتم سطح عمومی قیمت‌ها، y_t ، لگاریتم تولید، i، لگاریتم نرخ بهره را نشان می‌دهند. رابطه‌ی (۱۳) دال بر برابری بهره است.

$$i_t = E_t(s_{t+1} - s_t) \qquad (۱۳)$$

m_t، نوسانات تکانه‌های ناشی از عرضه‌ی پول ملی و یا تقاضای ملی پول واقعی را نشان می‌دهد.

قبل از حل مدل، در ابتدا باید فرآیند تصادفی که ناظر بر عرضه‌ی نسبی تولید (y_t^s)، تکانه‌های تقاضای نسبی (d_t) و پول نسبی (m_t) می‌باشد، را بدست آورد. به ویژه فرض می‌شود که کسر γ از هر تکانه‌ای نسبت به تقاضای دوره‌ی t، در خلاف جهت دوره‌ی $t-1$ حرکت می‌نماید. لذا می‌توانیم روابط مورد مطالعه را به صورت زیر نوشت (کلارید- گالی، ۱۹۹۴):

$$\begin{aligned} y_t^s &= y_{t-1}^s + z_t \\ d_t &= d_{t-1} + \delta_t - \gamma\delta_{t-1} \\ m_t &= m_{t-1} + v_t \end{aligned} \qquad (۱۴)$$

برای حل مدل در ابتدا می‌بایست رابطه‌ی نرخ ارز واقعی تعریف گردد. لذا خواهیم داشت:

$$q_t^e = (y_t^s - d_t)/\eta + \left(\eta(\eta+\sigma)\right)^{-1}\sigma\gamma\delta_t \qquad (۱۵)$$

q_t^e همان نرخ ارز واقعی حاکم بر پیش‌بینی عقلایی قیمت تعادلی انعطاف‌پذیر[۲] است. لذا طبق رابطه‌ی (۱۵)، q_t^e هم‌جهت با تغییرات عرضه (y_t^s) و در خلاف جهت تغییرات تقاضا (d_t) تغییر می‌نماید. هرگاه $\gamma > 0$

---

۱. p_{t-1}^*

۲.قیمت تعادلی انعطاف‌پذیر قیمتی است که در طی آن تولید تعیین‌کننده عرضه است

باشد، این انتظار را خواهیم داشت که تقاضا در خلاف جهت پیش‌بینی کاهش ارزش واقعی تغییر خواهد نمود. با توجه به رابطه‌ی (۱۲) و تعریف نرخ ارز واقعی، قیمت‌های تعادلی انعطاف‌پذیر را می‌توان به صورت رابطه زیر نشان داد:

$$\begin{aligned}&(1+\lambda)p_t^e = m_t - y_t^s + \lambda\left(E_t q_{t+1}^e - q_t^e\right) + \lambda E_t\, p_{t+1}^e \Rightarrow \\ &(1+\lambda)p_t^e = m_t - y_t^s + \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta+\sigma)^{-1}\gamma\delta_t\end{aligned} \qquad (۱۶)$$

با توجه به رابطه‌ی (۱۶)، هر سه تکانه بر مسیر قیمت‌های انعطاف‌پذیر تاثیر خواهند گذاشت. قیمت‌های انعطاف-پذیر دارای رابطه‌ای مستقیم با تکانه‌های پولی و رابطه‌ای معکوس با تکانه‌های عرضه هستند و در پاسخ به تکانه‌های موقتی تقاضا افزایش می‌یابند. تکانه‌های دائمی تقاضا، نرخ بهره‌ی جهانی اسمی و واقعی را بر حسب قیمت‌های تعادلی انعطاف‌پذیر افزایش می‌دهند. بنابراین عرضه‌ی معین تولید، عرضه‌ی پول و تکانه‌ی دائمی تقاضا منجر به افزایش متناسب قیمت‌های داخلی و خارجی می‌گردند، درنتیجه قیمت‌های تعادلی انعطاف‌پذیر را بدون تغییر خواهند ماند. لذا تکامل تدریجی قیمت‌های تعادلی انعطاف‌پذیر در طی زمان منجر به ارائه سه معادله‌ی زیر می‌گردند:

$$\begin{aligned}&y_t^e = y_t^s \\ &q_t^e = \left(y_t^s - d_t\right)/\eta + \left(\eta(\eta+\sigma)\right)^{-1}\sigma\gamma\delta_t \\ &p_t^e = m_t - y_t^s + \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta+\sigma)^{-1}\gamma\delta_t\end{aligned} \qquad (۱۷)$$

در سطح قیمت‌های تعادلی انعطاف‌پذیر، y_t^e، سطح تولید نسبی، q_t^e، نرخ ارز واقعی و p_t^e، سطح قیمت‌های ملی می‌باشند و بوسیله‌ی سه تکانه‌ی عرضه (z_t)، تقاضا (δ_t) و پول v_t اداره می‌شوند. طبق رابطه‌ی $y_t^e = y_t^s$ تکانه‌های عرضه منجر به نوسانات تولید می‌گردند، در حالی‌که طبق رابطه‌ی $q_t^e = \left(y_t^s - d_t\right)/\eta + \left(\eta(\eta+\sigma)\right)^{-1}\sigma\gamma\delta_t$، تکانه‌های عرضه و تقاضا بر نرخ ارز واقعی تاثیر می‌گذارند. در نهایت هر سه تکانه بر نسبت قیمت‌های داخلی به قیمت‌های خارجی بر حسب قیمت‌های تعادلی انعطاف‌پذیر موثر خواهند بود (کلارید- گالی، ۱۹۹۴).

با توجه به ساختار قیمت‌های تعادلی انعطاف‌پذیر می‌توان مدل تعادلی را برای تعادل اقتصاد کلان باز بر حسب تعدیل آرام قیمتها ترسیم نمود. با جایگذاری رابطه (۱۶) در رابطه (۱۱) خواهیم داشت:

$$p_t = p_t^e - (1-\theta)(v_t - z_t + \alpha\gamma\delta_t) \qquad (۱۸)$$

p_t ، نسبت قیمت‌های داخلی به قیمتهای خارجی و $\alpha \equiv \lambda(1+\lambda)^{-1}(\eta+\sigma)^{-1}$ می‌باشند. سطح قیمت‌ها در پاسخ به تکانه‌های مثبت پول و تقاضا افزایش می‌یابند و افزایش در p_t کمتر از افزایش p_t^e است. سطح قیمت‌ها در پاسخ به تکانه‌های مثبت عرضه کاهش می‌یابند و کاهش در p_t کمتر از p_t^e است. $(1-\theta)$، درجه رکود را نشان می‌دهد. لذا هر گاه $\theta=1$ باشد، بنابراین قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پذیر هستند و p_t برابر p_t^e خواهد بود (کلارید- گالی، ۱۹۹۴).

۳.پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی موجود در زمینه‌ی رابطه‌ی نرخ ارز و شاخص قیمتها از سال‌های دهه‌ی ۱۹۷۰ آغاز شد. پس از تلاش‌های متعدد، دورنبوش در سال ۱۹۸۷ موفق شد مدلی برای توضیح رابطه‌ی تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت‌های آمریکا ارائه نماید. هدف اساسی وی ارائه‌ی مدلی برای ساختار صنعتی آمریکا به‌منظور توضیح تعدیل قیمت‌ها بر حسب میزان تمرکز بازار، اندازه‌ی همگنی محصولات، مقدار درجه‌ی جانشینی واردات و تولید داخلی، میزان واردات و سهم نسبی بنگاه‌های داخلی و خارجی از بازار است.

تاثیر نرخ ارز و قیمت واردات بر شاخص قیمت تولیدکننده (PPI) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در کشورهای صنعتی[۱] منتخب به کمک روش VAR با ۶ متغیر در طی دوره‌ی ۱۹۹۸:۴-۱۹۷۶:۱ توسط مک کارتی[۲](۱۹۹۹) مطالعه و بررسی شد. نتایج نشان می‌دهند که جهانی‌سازی تاثیری مهم بر تورم آمریکا دارد. زیرا پاسخدهی عوامل خارجی و تخمین همزمان واریانس دوره‌ی حاکمیت برتون وودز نشان می‌دهد که عوامل خارجی تاثیر کمی بر تورم داخلی بسیاری از کشورهای صنعتی بویژه آمریکا دارند.

رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز بر شاخص غیرکلی قیمت صادرات کره توسط کیم (۲۰۰۷) بررسی شد. این تحقیق محاسبه‌ی رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز به کمک الگوی VAR را توضیح می‌دهد. نتایج مدل نشان می‌دهند که معمولاً تکانه‌های تقاضا و تکانه‌های عرضه پول تاثیر مثبت بر شاخص قیمت صادرات غیرکلی کره دارند. همچنین تکانه‌های عرضه دارای آثار ترکیبی بر این قیمت‌ها دارند

۱.آمریکا، ژاپن، آلمان، فرانسه، انگلستان، بلژیک، سوئد، سوئیس و هلند

۲.Mc Carthy

داسا [۱](۲۰۰۹) به بررسی تاثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت تکانه‌های نرخ ارز بر صادرات و واردات کشور مالزی به کمک مدل تصحیح خطای برداری[۲]($VECM$) پرداخت. نتایج مدل تصحیح خطای برداری دال بر این است که کشورهای کوچک با اقتصاد باز مانند مالزی شدیداً مستعد پذیرش تکانه‌های خارجی می‌باشند. چنانچه درجه‌ی نوسانات قیمت‌های صادراتی و واردتی کاملاً تحت تاثیر این تکانه‌ها باشند، آنگاه آثار بزرگتری بر فعالیت‌های واقعی نرخ ارز وارد می‌نمایند و این آثار برون‌زا بر سیاست‌های پولی تاثیر خواهند گذاشت.

تاثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات و تراز تجاری ایران براساس داده‌های سالانه دوره‌ی ۱۳۷۶-۱۳۴۵ و با استفاده از روش سیستمی و تکنیک حداقل مربعات سه مرحله‌ای ($3SLS$) توسط رحیمی (۱۳۸۰) مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان می دهند که ارزش ریال، قیمت صادرات بر حسب پول خارجی را کاهش می‌دهد. اما در نتیجه‌ی کاهش ارزش پول ملی قیمت صادرات بر حسب پول داخلی افزایش می‌یابد، بنابراین صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد و بدین دلیل تراز تجاری بدون نفت بهبود خواهد یافت.

شجری و همکاران (۱۳۸۴) عبور نرخ ارز در ایران را به کمک مدلی پویا بر پایه‌ی خرد، برای یک اقتصاد باز با قیمت‌های وارداتی و داخلی به کمک الگوی VAR و در طی دوره‌ی ۱۳۸۱-۱۳۴۰ تحلیل نموده‌اند و به این نتیجه رسیدند که یک رابطه‌ی تعاملی بین تولید ناخالص داخلی واقعی و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی داخلی، نرخ بهره‌ی کوتاه‌مدت، نرخ ارز موثر واقعی و شاخص قیمت کالای وارداتی وجود دارد. نتایج نشان دادند که در بلندمدت میزان رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز و تاثیرگذاری بر قیمتها افزایش می‌یابد. بنابراین، مهمترین نتیجه‌ی مدل این است که نوسانات نرخ ارز که خود را در قالب رفتار نرخ ارز واقعی نمایان می‌سازند همراه با گذشت زمان آثار بیشتری بر شاخص قیمت واردات داشته و این برای سیاست‌گذاری‌های ارزی در کشور، خصوصاً از نگاه تورم موجود در اقتصاد بسیار مهم خواهد بود.

۴. حقایق آشکار شده‌ی اقتصاد ایران

بررسی حاضر به کمک داده‌های فصلی نرخ ارز غیررسمی، شاخص قیمت کالاهای صادراتی، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت در طی دوره ۱۳۸۵:۰۴- ۱۳۶۹:۰۱ که توسط بانک مرکزی ایران منتشر شده‌اند، صورت گرفته است.

۱.Duasa
۲.Vector Error Correction Model

رژیم‌های ارزی

تاریخچه‌ی رژیم‌های ارزی ایران در طی دوره‌ی مورد مطالعه اشاره بر این دارد که با توجه به شرایط اقتصاد، الگوهای متفاوت ارزی به شیوه‌های مختلف بر ترازپرداخت‌ها تاثیر گذاشته‌اند. پس از پیروزی انقلاب، نرخ‌های ارز متفاوتی برای صادرات و واردات و نیز گروه‌های مختلف واردکنندگان و کالاهای وارداتی تعیین شده است. بطوری‌که با شروع برنامه‌ی اول توسعه «طرح ارز ترجیحی- رقابتی» مطرح گردید. لذا سیاست‌هایی که از نیمه دوم سال ۱۳۶۸ در جهت دستیابی به نرخ تعادلی ارز، تخصیص بهینه‌ی منابع اقتصادی، افزایش تولید، ایجاد تعادل در زمینه‌های پولی و مالی و کاهش تاثیر نوسانات بازار غیررسمی در اقتصاد کشور به مورد اجرا گذارده شده بود، طی سال ۱۳۶۹ مراحل تکمیلی خود را به تدریج طی نمود و نرخ‌های ارز به سه نوع محدود شد. با توجه به مزایای نظام نرخ ارز شناور هدایت شده مشاهده می‌شود که با شروع برنامه دوم توسعه سیاست تثبیت نرخ ارز دنبال گردید، ولی نرخ ارز بازار آزاد با روند صعودی همراه بود.

با شروع برنامه‌ی سوم توسعه، سیاست‌های ارزی کشور در راستای شفافیت و یکسان‌سازی نرخ ارز شکل گرفت. مهمترین سیاست ارزی کشور در سال ۱۳۸۱، یکسان‌سازی نرخ ارز و به تبع آن، حذف نرخ رسمی ارز بود که به منظور شفاف نمودن میزان ارز تخصیصی به بخش‌های مختلف بر اساس کارایی اتخاذ گردید. به عنوان یک نتیجه کلی می‌توان بیان نمود که نرخ ارز همواره از یکسو به عنوان یک ابزار کنترلی در مدیریت کلان اقتصادی و از سوی دیگر به عنوان شاخص عملکرد کلان اقتصادی در ارتباط با مبادلات بین‌المللی محسوب می‌شود. تعیین نرخ ارز مناسب در تثبیت فضای اقتصادی بسیار موثر می‌باشد و می‌تواند زمینه‌ی مناسب را برای افزایش میزان صادرات غیرنفتی، رهایی از وابستگی اقتصاد به نفت، حفظ توان رقابتی تولیدکنندگان داخلی در مقابل واردات کالاهای خارجی و در مجموع حفظ ثبات، پویایی، رشد و توسعه اقتصادی کشور را فراهم آورد. مطالعات تئوریک و واقعیت‌های موجود در اقتصاد ایران نشان می‌دهند که رژیم «ارز شناور هدایت شده» برای جمهوری اسلامی ایران، یک نظام ارزی مطلوب خواهد بود (رحیمی بروجردی، (۱۳۷۹)).

راهبردها و سیاست‌ها با محوریت سیاست نرخ ارز

راهبرد جایگزینی واردات[۱] و راهبرد توسعه‌ی صادرات[۱] از عمده‌ترین راهبردهای مطرح شده هستند. راهبرد اول؛ تخصیص منابع برای جایگزینی محصولات داخلی به جای واردات از خارج، توسعه‌ی تولیدات و بازارهای داخلی

۱.Import Substitution Strategy

برای دستیابی به رشد و توسعه‌ی اقتصادی را جهت‌گیری می‌کند. در حالی که راهبرد دوم؛ تسخیر بازارهای خارج از مرزهای بین‌المللی بمنظور دستیابی به رشد و توسعه‌ی اقتصادی را هدف قرار داده است. راهبرد توسعه‌ی صادرات بعنوان راهبرد اساسی اقتصاد ایران لحاظ شده است (مرادی، (۱۳۸۹)). این راهبرد در ابتدا بر آزادسازی تجاری و صادرات محصولات با محوریت سازوکار بازار، مزیت رقابتی و توسعه‌ی خصوصی‌سازی استوار است. تجارب کشورهای در حال توسعه موید این است که راهبرد توسعه‌ی صادرات موجب می‌شود سرمایه‌گذاری در صنایع منابع‌محور، کاربر و با محوریت صنایع مونتاژ شکل گیرد.

رابطه‌ی قیمت- نرخ ارز

با اجرای سیاست فروش ارز به نرخ شناور و رقابتی از یکسو و افزایش درآمدهای نفتی از سوی دیگر در سال ۱۳۶۹ منابع عظیمی در اختیار دولت قرار گرفت. دولت با برخورداری از وضعیت درآمدهای مطلوب توانست ضمن گسترش سطح پرداختهای خود به میزان قابل‌توجهی از حجم کسری بودجه و در نتیجه از اتکاء به منابع تورم‌زای بانک مرکزی در تامین آن بکاهد. همچنین، عرضه‌ی کل چه از جانب تولیدات داخلی و چه از جانب واردات رشد سریعتری نسبت به سال ۱۳۶۸ داشته و در مجموع سبب شد از شدت تورم کاسته شود.

اقتصاد کشور در سال ۱۳۷۰ با افزایش فشارهای تورمی‌مواجه گردید. گرچه مقدمات اجرایی سیاست‌های جدید اقتصادی دولت در سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۶۹ موجب کاهش نرخ تورم شد ولی عدم مدیریت مناسب در بخش ارزی کشور، شوک عرضه‌ی ناشی از کاهش ارزش رسمی ریال، افزایش هزینه‌های دولت به دنبال افزایش درآمدهایش- که ناشی از اعمال سیاست‌های جدید ارزی بود، اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی و اصلاح ساختار نظام قیمت‌ها با پتانسیل تورمی که به همراه داشت، رفته رفته سازوکارهای تورمی را تقویت کرد.

سطح عمومی قیمت‌ها در سال ۱۳۷۱ تحت فشار بیشتری قرار گرفت. اجرای یکی از عمده‌ترین مراحل برنامه یکسان‌سازی نرخ ارز و همچنین اصلاح ساختار قیمتها به همراه گسترش وسیع حجم عملیات مالی دولت و رشد نسبتاً سریع نقدینگی از عمده‌ترین عوامل فشار بر سطح قیمتها بوده است. افزایش مذکور عمدتاً ناشی از فشارهای هزینه‌ای بوده است که خود از اصلاح ساختار قیمتها و نرخ ارز نشات می‌گیرد.

به دلیل افزایش سریع حجم نقدینگی و سرعت گردش آن درسال ۱۳۷۴، سطح عمومی قیمت‌ها به شدت افزایش یافت و نرخ تورم به ۴۹/۴ درصد رسید. عدم تحقق انتظارات عامه از سیاستهای تنظیم بازار، اعلام تحریم

۱.Export Strategy

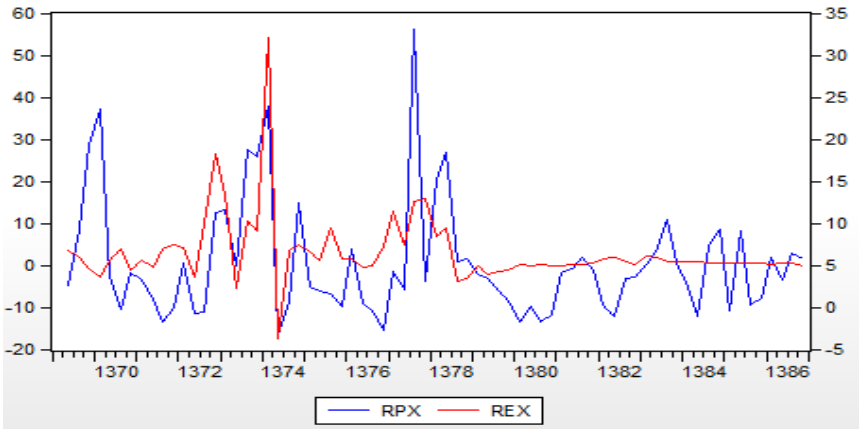
اقتصادی آمریکا علیه ایران و آثار روانی ناشی از آن موجب شد تا انتظارات تورمی فزاینده از زمستان ۱۳۷۳ التهاب شدیدی در بازار ارز، طلا و کالاهای بادوام ایجاد نماید که به سرعت به سایر کالاها و خدمات نیز سرایت نمود.

سال ۱۳۷۶ در شرایطی آغاز شد که اقتصاد ایران به وضعیتی نسبتاً باثبات دست یافته بود. در این سال مجموعه سیاست‌های ضدتورمی با تاکید بر انضباط مالی و کنترل نقدینگی همچنان ادامه یافت، به طوری که نرخ تورم در سال ۱۳۷۶ به کمترین سطح از آغاز دهه‌ی هفتاد رسید. سطح عمومی قیمتها از اواسط سال ۱۳۷۷ تحت فشار قرار داشت. رشد سریع نقدینگی در سال ۱۳۷۷ عامل اصلی شتاب روند قیمتها در این سال بوده است.

تحولات مساعد بازار نفت در سال ۱۳۷۹، وجود مازاد قابل توجه حساب ذخیره ارزی علی‌رغم نوسانات بهای نفت خام در بازارهای جهانی، خصوصاً پس از وقوع حوادث ۱۱ سپتامبر و پایبندی دولت به اجرای سیاست‌های مالی غیرانبساطی منجر به تداوم اعتماد عمومی به سیاست‌های اقتصادی دولت را شد. روند نزولی نرخ تورم در سالهای ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰، از ابتدای سال ۱۳۸۱ متوقف شد و شاخص مزبور روند افزایشی به خود گرفت. نرخ مذکور در سال‌های ۱۳۷۹، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ به ترتیب ۱۲/۶، ۱۱/۴ و ۱۵/۸ درصد بود و در سالهای ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳ تا حدوی کاهش یافت و به ترتیب ۱۵/۶ و ۱۵/۲ درصد محدود گردید.

نرخ تورم از خردادماه ۱۳۸۵ روند صعودی به خود گرفت و از ۱۰/۳ درصد به ۱۳/۶ درصد در اسفندماه ۱۳۸۵ رسید. دلیل اصلی افزایش نرخ تورم رشد شاخص مسکن بود که با ۱۶ درصد رشد نسبت به سال قبل، ۳۶/۹ درصد از افزایش رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی را به خود اختصاص داد.

نمودار ۱): رابطه میان رشد شاخص قیمت صادرات و رشد نرخ ارز در طی زمان



منبع: محاسبات تحقیق

در نمودار (۱) ارتباط رشد نرخ ارز و شاخص بهای کالاهای صادراتی قابل مشاهده است. می‌توان بیان نمود که این دو متغیر با هم دارای رابطه مثبت می‌باشند و بنابر مبانی نظری می‌توان اظهار داشت که تکانه‌های تقاضا دارای تاثیر مثبت بر شاخص قیمت صادراتی می‌باشند.

۵.تکنیک تخمین، نتایج و تحلیل یافته‌ها

برای تخمین مدل با توجه به ماهیت سری‌های زمانی، آزمون ریشه واحد $HEGY$، آزمون هم‌جمعی داده‌های فصلی، الگوی خودرگرسیون برداری[۱] (VAR) و تصحیح خطای برداری[۲] استفاده می‌گردد.

شناسایی و تصریح مدل

در این بخش، عوامل موثر بر شاخص قیمت کالاهای صادراتی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵:۰۴-۱۳۶۹:۰۱ مورد ارزیابی و آزمون تجربی قرار می‌گیرد. درهمین راستا از داده‌های فصلی سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است و بر اساس مبانی نظری تحقیق و با استناد به نتایج تحقیق کلارید و گالی (۱۹۹۴)، همچنین در نتیجه تحقیق کیم (۲۰۰۷) می‌توان قیمت اسمی صادرات را به عنوان تابعی از نرخ ارزواقعی ، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت تعریف نمود.

کلارید و گالی[۳] (۱۹۹۴) نشان دادن که تکانه‌های ناشی از معادله‌ی تولید تحت عنوان تکانه‌های عرضه، تکانه‌های ناشی از معادله‌ی نرخ ارز واقعی تحت عنوان تکانه‌های تقاضا و تکانه‌های معادله‌ی قیمت تحت عنوان تکانه های عرضه پول مطرح می‌شوند. همچنین کیم (۲۰۰۷) به مطالعه‌ی آثار تکانه‌های متغیرهای کلان اقتصادی بر اساس رابطه $\Delta PX = \beta_1(\Delta S - \Delta P) + \beta_2 \Delta M - \beta_3 \Delta Y$ پرداخت که در این رابطه $(\Delta S - \Delta P)$، نرخ ارز واقعی، ΔM، عرضه اسمی پول و ΔY، تولیدات گروه‌های متفاوت محصولات هستند. آنچه در بررسی حاضر در مورد اثر انتقال و سازوکار متناظر در الگوسازی مورد توجه قرار می‌گیرد، به‌ترتیب شامل تکانه‌های نرخ ارز، تکانه‌های نقدینگی و تکانه‌های تولیدناخالص داخلی بدون نفت بر شاخص بهای کالاهای صادراتی می‌باشد

۱.Vector Auto Regressive
۲.Vector Error Correction Model
۳.Clarida and Gali

بررسی جامعه آماری نشان می‌دهد که شاخص قیمت صادراتی برای محاسبه‌ی قیمت یک گروه از کالاهای به فروش رفته در بازارهای بین‌المللی بکار می‌رود. این شاخص مشتمل بر ۱۶ گروه محصولات که تشکیل‌دهنده صادرات غیرنفتی هستند، می‌باشد.

بنابر ادبیات موجود، می‌بایست جهت تصریح مدل از داده‌های سری زمانی نرخ ارز واقعی استفاده شود. بدین منظور، داده‌های نرخ ارز اسمی بازار غیررسمی بر حسب داده‌های سری زمانی شاخص قیمت مصرف‌کننده[۱] تعدیل می‌گردد. تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه بدون نفت عبارت است از تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه منهای ارزش افزوده‌ی گروه نفت. با توجه به اهمیت صادرات غیرنفتی و نحوه‌ی محاسبه‌ی شاخص قیمت صادرات که تنها دربردارنده‌ی کالاهای غیرنفتی می‌باشد جهت تخمین نتایج از داده‌های تولیدناخالص داخلی بدون نفت تعدیل فصلی شده استفاده می‌شود. نقدینگی مهمترین متغیر پولی می‌باشد. اجزای تشکیل‌دهنده نقدینگی نیز عبارتند از کل سپرده‌های بخش غیردولتی نزد بانکها و موسسات اعتباری و اسکناس و مسکوک نزد اشخاص هستند. طبق نظریات اقتصادی یکی از مهمترین عوامل تاثیرگذار بر سطح قیمت‌ها، عرضه پول است. لذا طبق مطالعات انجام یافته از متغیر نقدینگی به عنوان نماینده متغیر عرضه پول استفاده می‌شود.

$$Log(PX) = f(\log(GDPNONOIL_SA), Log(M2), Log(REX)) \qquad (۱۸)$$

PX، شاخص قیمت کالاهای صادراتی به قیمت پایه، $GDPNONOIL_SA$ تولید ناخالص داخلی بدون نفت تعدیل فصلی شده به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، M_2، نقدینگی و REX، نرخ ارز واقعی در بازار غیررسمی می‌باشند و Log نیز بیانگر این است که از لگاریتم طبیعی متغیرها در مدل استفاده شده است.

آزمون پایایی $HEGY$[۲]

در رابطه با وجود ریشه واحد تکنیک‌های متفاوتی وجود دارد، یکی از آنها آزمونی است که هایل برگ، انگل، گرنجر و یو (۱۹۹۰) پیشنهاد کرده‌اند. به منظور تبیین روش $HEGY$، فرض شود دنباله y_t بر اساس معادله زیر تشکیل شده است:

۱.بنابر ادبیات موجود نرخ ارز واقعی برابر است با $REX = EX \times P_f / P_d$ که EX، نرخ ارز اسمی بازار ارز غیررسمی می‌باشد. P_f، شاخص قیمت خارجی است که در این تحقیق CPI کشورهای عضو $OECD$ موزد استفاده قرار گرفته و P_d، شاخص قیمت داخلی می‌باشد که جهت انجام محاسبات CPI داخلی بکار رفته است.

۲.Hylleberg, Engle, Granger and Yoo (۱۹۹۰)

$$A(L)y_t = \varepsilon_t \qquad (۱۹)$$

به‌گونه‌ای که $A(L)$ یک چندجمله‌ای از درجه چهارم به شکل زیر می‌باشد:

$$(1-a_1L)(1-a_2L)(1-a_3iL)(1-a_4iL)Y_t = \varepsilon_t \qquad (۲۰)$$

به منظور انجام آزمون پایایی، رابطه (۲۰) را به صورت تابعی از a_1، a_2، a_3 و a_4 در نظر می‌گیریم بسط تیلور $A(L)$ را حول نقطه $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1$ تشکیل می‌دهیم. برای این کار در ابتدا مشتقات جزئی را محاسبه می‌نمائیم:

(۲۱-الف)

$$\partial A(L)/\partial a_1 = \frac{\partial(1-a_1L)(1+a_2L)(1-a_3iL)(1+a_4iL)}{\partial a_1} = -(1+a_2L)(1-a_3iL)(1+a_4iL)L$$

$$\partial A(L)/\partial a_2 = \frac{\partial(1-a_1L)(1+a_2L)(1-a_3iL)(1+a_4iL)}{\partial a_2} = (1-a_1L)(1-a_3iL)(1+a_4iL)L$$

$$\partial A(L)/\partial a_3 = \frac{\partial(1-a_1L)(1+a_2L)(1-a_3iL)(1+a_4iL)}{\partial a_3} = -(1-a_1L)(1+a_2L)(1+a_4iL)iL$$

$$\partial A(L)/\partial a_4 = \frac{\partial(1-a_1L)(1+a_2L)(1-a_3iL)(1+a_4iL)}{\partial a_4} = (1-a_1L)(1+a_2L)(1-a_3iL)iL$$

با جایگذاری مقادیر $a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = 1$ در مشتقات فوق خواهیم داشت:

$$\partial A(L)/\partial a_1 = -L(1+L+L^2+L^3)$$

$$\partial A(L)/\partial a_2 = L(1-L+L^2-L^3)$$

$$\partial A(L)/\partial a_3 = -iL(1-L^2)(1+iL)$$

$$\partial A(L)/\partial a_4 = iL(1-L^2)(1-iL)$$

(۲۱-ب)

البته می‌توان مدل فوق را با در نظر گرفتن جز ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و یا روند زمانی خطی تخمین زد. همچنین همانند الگوی دیکی فولر تعمیم یافته می‌توان مقادیر با وقفه $\left(1-L^4\right)Y_{t-i}$ را نیز اضافه کرد. در نهایت می‌توان خلاصه‌ی روابط فوق را به صورت زیر نوشت:

$$\Delta_4 Y_t = a_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^{3} S_i + \beta T + \sum_{j=1}^{4} \lambda_i Y_{j(t-1)} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta Y_{t-i} \qquad (۲۲)$$

a_0، جزء ثابت، S_i، متغیرهای مجازی فصلی، T، روند زمانی و $\sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta Y_{t-i}$، نشاندهنده وقفه می‌باشند. مدل بالا هم‌درجه تفاضل‌گیری اول را مشخص می‌کند و هم درجه تفاضل‌گیری فصلی را تعیین می‌نماید. در نتیجه سری‌زمانی همگرایی فصلی از درجه b و d نامیده می‌شود و به صورت $SI(b,d)$ نشان داده می‌شود. نتیجه آزمون ریشه واحد را بر اساس آزمون $HEGY$ نشاندهنده ناپایا و $I(1)$ بودن متغیرهاست.

جدول ۱): نتایج آزمون $HEGY$ برای ریشه واحد

نام متغیر	تعداد وقفه	آماره t_{π_1} محاسبه شده	نتیجه
نرخ ارز واقعی بازار غیررسمی	۱	-۱/۵۵	$I(1)$
لگاریتم شاخص بهای کالاهای صادراتی	۳	-۱/۸۸	$I(1)$
لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت تعدیل فصلی شده	۰	-۲/۳۹	$I(1)$
لگاریتم نقدینگی	۱	-۲/۳۴	$I(1)$

مقدار بحرانی آزمون t فرض صفر $\pi_1 = 0$ برابر است با: ۴/۰۹-

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۱) مدل:

با استناد به نتایج تحقیق کلارید و گالی (۱۹۹۴)، همچنین در نتیجه تحقیق کیم (۲۰۰۷) می‌توان قیمت اسمی صادرات را به عنوان تابعی از نرخ ارزواقعی ، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی بدون نفت تعریف نمود.

$$Log(PX) = f(\log(GDPNONOIL_SA), Log(M2), Log(REX)) \qquad (۲۳)$$

PX، شاخص قیمت کالاهای صادراتی به قیمت پایه، $GDPNONOIL_SA$ تولید ناخالص داخلی بدون نفت تعدیل فصلی شده به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، M_2، نقدینگی (برابر است با سکه و اسکناس در دست مردم

به علاوه سپرده های دیداری و شبه پول) و REX، نرخ ارز واقعی در بازار غیررسمی می‌باشند و Log نیز بیانگر این است که از لگاریتم طبیعی متغیرها در مدل استفاده شده است. به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها از الگوی تصحیح خطای برداری و آزمون جوهانسن- جوسیلیوس استفاده خواهد شد.

بر اساس آماره‌های آکائیک و معیار نسبت راستنمایی میزان وقفه‌ی ۶ به عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل انتخاب می-شود. همچنین برای تخمین از روش بردارهای خود رگرسیونی نیاز به بررسی درجه‌ی همجمعی بین متغیرهای مدل می‌باشد، لذا آزمون همجمعی از طریق آزمون جوهانسن[۱] انجام می‌شود، براین اساس است که آماره $Tracce$ باید مورد بررسی قرار گیرد که چنانکه این آماره در سطوح معنی‌داری موردنظر، بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر اینکه هیچ رابطه‌ی بلندمدتی میان متغیرها برقرار نیست را می‌توان رد کرد و متعاقب آن، فرضیه‌هایی دال بر وجود حداکثر یک رابطه‌ی بلندمدت و حداکثر دو رابطه‌ی بلندمدت هستند، قابل بررسی خواهند بود. که در مدل حاضر، وجود حداکثر یک رابطه‌ی بلندمدت مشاهده شده است.

در این تحقیق رابطه‌ی بلندمدت به صورت رابطه‌ی (۱۶) تخمین زده شده است:

(۲۴)

$$\underset{}{Log(PX)} = \underset{(-8.6)}{-9.1} + \underset{(14.8)}{0.84}Log(REX) + \underset{(17.7)}{0.9}Log(M_2) - \underset{(-2.8)}{0.39}Log(GDPNONOIL_SA)$$

$\overline{R}^2$ نشان می‌دهد که ۵۹ درصد از تغییرات شاخص قیمت کالاهای صادراتی توسط مدل مذکور توضیح داده شده است.

ضریب متغیر نرخ ارز واقعی بلندمدت برابر با ۰/۸۴ می‌باشد. با افزایش نرخ ارز واقعی ارزش پول ملی کاهش می-یابد، کالاهای ساخت داخل نیز ارزان‌تر می‌شوند و در نتیجه از حجم واردات کم و حجم صادرات افزایش می‌یابد. که با افزایش حجم صادرات شاخص قیمت صادراتی نیز کاهش می‌یابد. لذا طبق مطالعات انجام یافته توسط کیم (۲۰۰۷) می‌توان نتیجه گرفت:

$$\frac{\partial(\Delta PX)}{\partial(\Delta REX)} = 0.84 \qquad (۲۵)$$

یعنی قیمت صادراتی هر محصول بر حسب پول داخلی تابعی از نرخ ارز و قیمت آن محصول بر حسب پول خارجی می‌باشد، بنابراین می‌توان بیان نمود با تغییر نرخ ارز قیمت صادراتی تغییر می‌نماید. در نتیجه آثار رابطه‌ی انتقالی

۱.Johansen Cointegration Test

تغییرات نرخ ارز را به عنوان مشتق جزئی شاخص قیمت صادراتی منهای یک تعریف می‌نمایند و بنابراین آثار مستقیم تغییر نرخ ارز به قیمت صادرات برابر خواهد بود با:

$$\alpha = |0.84 - 1| = 0.16$$

در نتیجه رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز به شاخص قیمت صادرات ($0 < 0.16 < 1$) در بلندمدت ناقص می‌باشد و بدان مفهوم است که یک درصد کاهش در پول رایج کشور واردکننده منجر به کاهش قیمت صادرات به میزان ۰/۱۶ می‌باشد. زیرا طبق ادبیات موضوع α به سطح حاشیه‌ی سود و تمایز محصولات بستگی دارد و تمایز محصولات به قدرت انحصاری منتهی می‌شوند. بنابراین تغییرات نرخ ارز بر حاشیه‌ی سود صادرکنندگان تاثیر می‌گذارد و این مساله منجر به تغییر قیمت صادرات می‌گردد. در نتیجه هنگامی که ارزش پول ملی افزایش می‌یابد، صادرکنندگان برای ماندن در بازار حاشیه‌ی سود خود را تغییر خواهند داد. در این حالت ساختار بازار هدف مهمترین نقش را در قیمت‌گذاری ایفا خواهد نمود. بنابراین با افزایش رقبا تولیدکنندگان تمایل به قیمت‌گذاری بر حسب قیمت‌های رایج داخلی[۱] (LCP) خواهند داشت.

ضریب متغیر حجم نقدینگی برابر با ۰/۹ و به لحاظ آماری معنی‌دار است. می‌توان گفت با افزایش حجم نقدینگی، حجم پول موجود در جامعه افزایش و در نتیجه سطح عمومی قیمتها در جامعه نیز افزایش می‌یابند و باعث وقوع تورم در جامعه می‌شوند. با افزایش تورم ارزش پول ملی کشور کاسته خواهد شد که این امر باعث افزایش ارزش پول خارجی در برابر پول ملی می‌شود و در نتیجه تقاضا برای پول خارجی و متعاقباً کالاهای خارجی افزایش می‌یابد و در نتیجه شاخص قیمت صادراتی نیز افزایش می‌یابد.

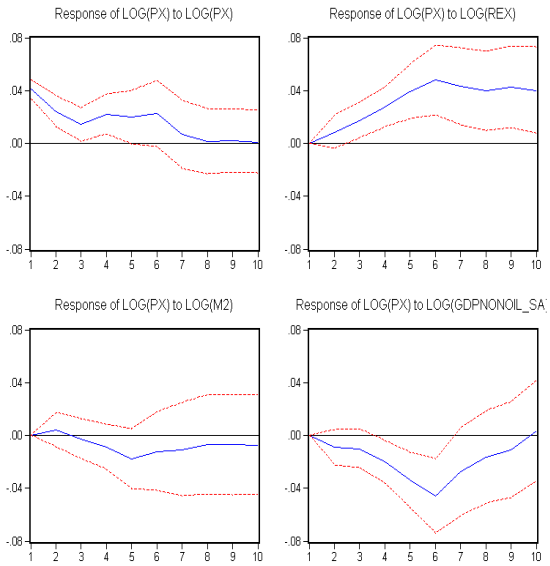
ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت برابر با ۰/۳۸- و به لحاظ آماری نیز معنی‌دار است. با توجه به اینکه مدل بصورت لگاریتمی برآورد شده است، ضرایب بدست آمده نشان‌دهنده‌ی کشش هر متغیر نسبت به شاخص قیمت صادراتی می‌باشند. نتیجه بدست آمده برای این متغیر را می‌توان بدین صورت توجیه کرد که با افزایش تولید ناخالص داخلی بدون نفت، درآمد مردم افزایش یافته ودر نتیجه قدرت خریدشان افزایش می‌یابد و با افزایش قدرت خرید تقاضای آنها برای کالاها و خدمات خارجی بیشتر می‌شود که مانند یک تکانه‌ی تقاضا عمل کرده و در نتیجه شاخص قیمت صادراتی کاهش می‌یابد.

۱.Local- Currency Pricing

۵-۲) توابع عکس العمل آنی[۱] (ضربه و پاسخ):

توابع عکس‌العمل آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه‌ی متغیر را روی متغیرهای دیگر بررسی می‌نمایند. نمودار (۲) نشان‌دهنده واکنش پویای متغیر شاخص بهای کالاهای صادراتی در ایران نسبت به تکانه‌های ناشی از همین متغیرها است. همانگونه که نمودار نشان می‌دهد تاثیرات ناشی از تمامی متغیرها بر شاخص قیمت صادرات طی بلندمدت از بین می‌روند و سیستم به تعادل می‌رسد. در این نمودار در اثر یک تکانه وارده به متغیر شاخص قیمت صادراتی، این متغیر ابتدا کاهش می‌یابد. کاهش شاخص قیمت صادراتی تا دوره سوم ادامه می‌یابد. اما از دوره سوم تا دوره هفتم شاخص قیمت صادراتی افزایش می‌یابد. ولی مجدداً تا دوره دوازدهم کاهش می‌یابد، سپس شروع به افزایش می‌یابد تا اینکه در دوره پانزدهم به صفر نزدیک می‌شود.

نمودار۲): واکنش پویای متغیر PX نسبت به تکانه‌های حاصل از PX ، REX ، M_2 ، $GDPNONOIL_SA$



منبع: محاسبات تحقیق

۱.Impulse Response Function

همانطور که در نمودار بالا مشاهده می‌شود با یک تکانه‌ی وارده به اندازه یک انحراف از طرف نرخ ارز بر شاخص قیمت صادراتی، این شاخص ابتدا افزایش و سپس از دوره ششم به بعد سیر نزولی این متغیر شروع می‌شود، سپس در دوره‌های بعدی به صفر نزدیک می‌شود. همچنین تاثیر یک تکانه وارده از طرف متغیر حجم نقدینگی بر شاخص قیمت صادراتی روند مشخص و ثابتی ندارد. و دارای تاثیرات کاهشی و افزایشی متناوب می‌باشد. در دوره‌های اولیه دارای روند افزایشی بوده و سپس این روند به روند کاهشی تبدیل می‌شود، تا اینکه از دوره پنجم مجدداً روند افزاینده پیدا می‌کند. در دوره‌های بعدی تاثیرات افزایشی و کاهشی ملایم‌تر شده و از دوره هشتم به بعد تقریباً تکانه‌ی وارده از طرف حجم نقدینگی تاثیر مثبت و یکنواختی بر شاخص قیمت صادراتی دارد و این بدین معنی است که تاثیر این متغیر در بلندمدت بر شاخص قیمت صادراتی مثبت می‌باشد. تکانه‌ی حاصل از تولید ناخالص داخلی بدون نفت تا دوره ششم دارای تاثیری منفی بر قیمت صادرات می‌باشد و در دوره‌های آتی روند افزاینده‌ی تاثیرگذاری منفی به روندی کاهنده تبدیل شده، به طوریکه در دوره دهم این اثر صفر شده است و پس از آن اثرگذاری مثبت داشته تا اینکه مجدداً روند منفی خود را پیدا می‌کند.

۵-۳) تجزیه و تحلیل واریانس:

این روش یکی از ابزارهای مهم برای بررسی عملکرد پویای میان متغیرهاست که نشان‌دهنده‌ی درصد توضیح-دهندگی هر یک از متغیرها از تغییرات متغیر وابسته طی زمان می‌باشد. به عبارت دیگر بیانگر این نکته است که در طی زمان چند درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط هر یک از متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شوند. بر اساس اطلاعات حاصل از تخمین مدل در شروع دوره‌ی مورد بررسی ۱۰۰ درصد تغییرات متغیر شاخص قیمت صادراتی توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. در دوره‌ی دوم تقریباً حدود ۹۳ درصد از تغییرات شاخص قیمت صادراتی توسط خود متغیر شاخص قیمت صادراتی، ۲/۹ درصد نرخ ارز واقعی بازار غیررسمی، ۰/۰۷ درصد از تغییرات توسط حجم نقدینگی و ۰/۳ درصد تولید ناخالص داخلی بدون نفت تعدیل فصلی شده، توضیح داده می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات:

در این مقاله رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات ایران مورد مطالعه قرار گرفته است. یافته-های تجربی مدل نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز دارای تاثیری مثبت بر شاخص قیمت صادرات می‌باشد. همچنین رابطه‌ی انتقالی تغییرات نرخ ارز به شاخص قیمت صادرات (α) در بلندمدت ناقص می‌باشد. طبق ادبیات موضوع α به سطح حاشیه‌ی سود و تمایز محصولات بستگی دارد و تمایز محصولات به قدرت انحصاری منتهی می‌شوند. بنابراین تغییرات نرخ ارز بر حاشیه سود صادرکنندگان تاثیر می‌گذارد و این مساله منجر به تغییر قیمت صادرات می‌گردد. در نتیجه هنگامی که ارزش پول ملی افزایش می‌یابد، صادرکنندگان برای ماندن در بازار حاشیه‌ی سود خود را تغییر خواهند داد. در این حالت ساختار بازار هدف مهمترین نقش را در قیمت‌گذاری ایفا خواهد نمود. بنابراین با افزایش رقبا تولیدکنندگان تمایل به قیمت‌گذاری بر حسب قیمت‌های رایج داخلی[۱] (LCP) خواهند داشت. از این رو توصیه‌ی مهم سیاستی تحقیق برای اقتصاد ایران این است که به دلیل عدم جذب اثرات افزایش نرخ ارز توسط شاخص قیمت صادرات، استفاده از سیاست افزایش نرخ ارز(کاهش ارزش پول ملی) می تواند در پیشبرد اهداف توسعه‌ی صادرات نقش مهمی ایفا نماید. در نتیجه می توان استدلال کرد که در اقتصاد ایران، به منظور توسعه‌ی صادرات غیرنفتی، افزایش نرخ ارز سیاست مناسبی تلقی می‌شود. بنابراین برقراری محیط باثبات اقتصادی به عنوان سیاستی تاثیرگذار و از طرفی ارائه‌ی اطلاعات شفاف درباره روند تغییرات آینده‌ی نرخ ارز، قادر خواهد بود درآمد ناشی از صادرات این محصولات را افزایش دهد که این مسئله منجر به افزایش عرضه صادرات و حفظ موقعیت ایران در بازارهای جهانی می‌شود.

۱.Local- Currency Pricing

منابع:

۱. اندرس، والتر (۱۳۸۹)، " اقتصاد سنجی سریهای زمانی با رویکرد کاربردی"، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، جلد اول، تهران، نشر دانشگاه امام صادق (ع)، چاپ دوم، صص ۴۳۶-۴۲۷.

۲. اندرس، والتر (۱۳۸۹)، " اقتصاد سنجی سریهای زمانی با رویکرد کاربردی"، ترجمه مهدی صادقی و سعید شوال‌پور، جلد دوم، تهران، نشر دانشگاه امام صادق (ع)، چاپ دوم، صص ۶۲-۵۷.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بررسی تحولات اقتصادی کشور در طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۶۹.

۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک در سال‌های ۱۳۸۶- ۱۳۶۹.

۵. رحیمی، حمید، "رابطه انتقالی نرخ ارز و تراز تجاری ایران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، ۱۳۸۰.

۶. رحیمی بروجردی، علیرضا. " نظام مطلوب ارزی و تنظیم و پیش‌بینی نرخ ارز برای اقتصاد ایران"، پژوهش‌های اقتصادی ایران، بار و تابستان ۱۳۷۹، شماره ۴و۵، صص ۴۰-۵.

۷. شجری، کمیل طبیبی و جلائی، "تحلیل عبور نرخ ارز در ایران"، ۱۳۸۴.

۸. مرادی، محمدعلی، "راهبردهای توسعه (تجربه جهان و ایران) و محیط کسب و کار"، ۱۳۸۹.

۹. Campa,J.M and L.S. Goldberg (۲۰۰۲) ‘‘Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon’’ , NBER Working Paper NO. ۸۹۳۴.

۱۰. Clarida,P. and J. Gali, ‘‘Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?’’ *Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy*, ۴۱, ۱۹۹۴, pp. ۱- ۵۶.

۱۱. Duasa,J. (۲۰۰۹). ‘‘ Exchange Rate Shock onMalaysian Prices of Imports and Exports: An Emprical Analysis’’. *Journal of Economic Cooperation and Developments*, ۳۰, ۳ (۲۰۰۹), ۹۹-۱۱۴.

۱۲. Dornbusch, R. (۱۹۸۸). “Exchange Rate and Inflation”. MIT Press, USA.

۱۳. Dornbusch, R. (۱۹۸۷). “Exchange Rate and Prices”, *The American review*, Vol.۷۷, NO.۱, ۹۳-۱۰۶.

۱۴. Goldberg,P.K. and Knetter, M.M. (۱۹۹۷), “Goods Prices and Exchange Rate: What Have We Learned?” , *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, ۱۲۴۳-۱۲۷۲.

۱۵. Hylleberge. S, R.F. Engle, C.W. j. Granger, and B. S. Yoo, (۱۹۹۰), “Seasonal Integration and Cointegration”, *Journal of Econometrics*, ۴۴, ۲۱۵- ۲۳۸.

۱۶. Knetter.M (۱۹۹۳), “International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior”, *The American Economic Review*, ۸۳,۴۷۳-۴۸۶.

۱۷. Knetter.M(۱۹۹۵), “Pricing to Market in response to Unobservable and Observable Shocks”, *International Economic Journal*,۹,۱-۲۵.

۱۸. Kim,W.J(۲۰۰۷), “Exchange Rate Volatility, Trade, Export Prices and Exchange Rate Pass-Through in Korea”, *The Journal of the Korean Economy*, ۸(۱), ۲۰۰۷, PP. ۳۹-۶۸

۱۹. Kim,W.J. (۲۰۰۷), “Exchange Rate Pass-Trough on Disaggregated Korean Export Prices: A Structural VAR Approach,” *The Journal of the Korean Economy*. Vol.۸,No.۲(Fall ۲۰۰۷), ۳۵۷-۳۷۶.

۲۰. Krugman, P. (۱۹۸۷), “Pricing to Market When the Exchange Rate Changes”, in Arndt, S.W. and Richardson, J.D. (eds), *Real-Financial Linkages Among Open Economies*, MIT Press, ۴۹-۷۰.

۲۱. Menon,J.(۱۹۹۵), "Exchange Rate Pass- Through", *Journal Economic, Surveys,*Vol.۹, No.۲,۱۹۷-۲۳۱.

۲۲. McCarthy, J. (۱۹۹۹). " Pass- Through of Exchange Rates and Import Prices and to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies." *Federal Reserve Bank of New York Staff Report,* ۳.

Exchange rate pass through and export price index in Iran: ۱۳٦۹:۱-۱۳۸۵:٤

Karim Emami[۱]

Simin Alali[۲]

Abstract:

Iran due to oil resources is component of indeveloping countries that it's export is dependent on agricultural products and underground reserves. So starting price fluctuations in world market of these products are caused balance of payment disequilibrium. In this case on way for reducing balance of trade deficit is currency devaluation (increasing in exchange rate) because it is a reason for increasing export.

The aim of this article is to analysis exchange rate pass through on the export price index in the long-run. The Johansen-Juselius Cointegration Technique is used to estimate and with using seasonal data over the period spring ۱۳٦۹ till winter ۱۳۸۵ imperical model is estimated for Iran's economy.

The results of estimate show that there is an incompelet relation in domain of taking influence export price index from exchange rate changes in long-run. Exchange rate pass through coefficient on export price index is ۰.۱٦ in long-run, so according the results, pricing to market is based on local common prices (LCP) in long-run.

Keywords: Exchange rate pass through, exchange rate, export price index.
Jel classification: E۳۱,F۳۱

۱.Associate Professor, Islamic Azad University, Science and Research Branch,E.Mail:karim_emami@yahoo.com
۲.MA in Economics, Islamic Azad University, Science and Research, E.Mail:simin.alali@yahoo.com