



الگوئی برای نمایش چشم‌اندازی از تراز تجاری کشور به روش رگرسیونی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت

محمد نوفرستی^۱
سمانه جواهردهی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۱/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۲۹

چکیده

هدف این مقاله طراحی و ارائه الگوئی است که بتواند با توجه به اطلاعاتی که به صورت فصلی انتشار می‌یابند در پیش‌بینی اولیه سالانه واردات و صادرات تجدید نظر کرده و پیش‌بینی‌های نزدیک تر به واقعیت را ارائه کند. برای این منظور از الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت (MIDAS) که امکان می‌دهد متغیرهای سری زمانی با تواترهای متفاوت سالانه، فصلی و حتی روزانه در کنار هم در یک رگرسیون قرار گیرند، استفاده شده است. در الگوهای برآورد شده، به کمک نرم افزار R، از آمارسالانه واقعی واردات کالایی، صادرات کالایی، صادرات کل و متغیرهای فصلی تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز واقعی و نوسانات نرخ ارز واقعی در محدوده سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۳ استفاده شده است. اطلاعات مربوط به سال ۱۳۹۳ در برآورد اولیه رابطه، استفاده نشده تا بتوان براساس آن قدرت پیش‌بینی الگو را خارج از محدوده برآورد محک زد. در نهایت الگوی تنظیمی مقدار واقعی تراز تجاری را برای سال ۱۳۹۳ که معادل ۱۶۴۰۴ میلیون دلار است، تنها با حدود ۰/۵ درصد خطا معادل ۱۶۳۱۰ میلیون دلار پیش‌بینی می‌کند. این امر مبین قدرت پیش‌بینی دقیق الگو در رابطه با تراز تجاری کشور است.

واژه‌های کلیدی: الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت، تراز تجاری، واردات، صادرات غیر نفتی.

طبقه بندی JEL: F10, F21, C53, E27

۱- دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول) m_nofaresti@sbu.ac.ir

۲- کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران s.javaherdehi69@gmail.com

۱- مقدمه

در جهان امروز کشوری نیست که بتواند تمامی نیازهای جامعه خود را بدون تولیدات و خدمات سایر کشورها برآورده سازد. اگر این توان در کشوری هم وجود داشته باشد به لحاظ اقتصادی مقرون به صرفه نیست. در نتیجه مقوله مبادله کالاها و خدمات میان کشورها براساس مزیت‌های نسبی و مطلق مطرح می‌گردد. یکی از معیارها در ارزیابی توان اقتصادی هر کشور، تراز تجاری آن می‌باشد که صادرات و واردات دو رکن اصلی این تراز هستند (سپانلو و قنبری، ۱۳۸۹، ص ۲۱۱).

هر کشوری از طریق صادرات، درآمدهای ضروری برای رفع نیازهای وارداتی خود را تامین می‌کند. نگاهی به تراز تجاری ایران در سالهای مختلف نشان می‌دهد که ایران از نظر تجارت جهانی در جایگاه مناسبی قرار ندارد. بدین مفهوم که اگر درآمدهای نفتی در محاسبه تراز تجاری لحاظ نشود، تراز تجاری برای تمام سالها منفی می‌شود. این واقعیت بیانگر اتکای ایران به صادرات محصولات نفتی برای کسب درآمد ارزی است. از طرفی کشور ایران به علت افزایش شدید جمعیت، کاهش ذخایر نفتی و تنزل تدریجی بازده چاه‌ها و بالارفتن هزینه استخراج، اطمینان نداشتن به آینده بازار جهانی و تغییرات قیمت نفت به ارز بیشتری نیازمند خواهد بود، در نتیجه راهی جز تأکید بیشتر بر صادرات غیرنفتی و کنترل واردات درپیش ندارد. همچنین در تجزیه و تحلیل مسائل کلان و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، بررسی تابع واردات و صادرات و پیش بینی مقدار آن‌ها، با توجه به اثری که بر تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها دارد، از اهمیت خاصی برخوردار است. از این رو، هر تغییر و تحولی که در واردات و صادرات کشور رخ دهد، در فرآیند تولید، عرضه پول و سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر به‌سزایی خواهد داشت. هدف از انجام تحقیق ارائه چشم‌اندازی از تراز تجاری به کمک داده‌های فصلی متغیرهایی که به نوعی می‌توانند تحولات آتی اقتصاد کلان ایران را تحت تأثیر قرار دهد، می‌باشد. تا کنون الگویی برای پیش بینی تراز تجاری با تواترهای کم زمانی، براساس متغیرهای تواتر زیاد، نظیر داده‌های فصلی، ساخته نشده است و همچنین در این الگو امکان تعدیل پیش بینی‌ها با توجه به انتشار اطلاعات جدید وجود دارد. پیش بینی مقدار واردات و صادرات برای انتهای هر سال، به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا بتوانند از همان ابتدای سال، در صورت لزوم، سیاست‌های مناسبی را در جهت بهبود تراز تجاری اتخاذ کنند.

در ادامه این مقاله، در بخش دو مبانی نظری و در بخش سه پیشینه تحقیق ارائه شده است. بخش چهارم به تصریح الگو و برآورد ضرایب الگو و بخش پنجم نتایج حاصل از برآورد الگو می‌پردازد. در بخش ششم و هفتم نتایج پیش‌بینی و محاسبه تراز تجاری بیان شده است. در نهایت، این مقاله با نتیجه‌گیری در بخش هشتم پایان می‌یابد.

۲- مبانی نظری

از آنجای که واردات و صادرات از متغیرهای تشکیل دهنده تراز تجاری هستند در این جا به بررسی متغیرهای مهم و اثرگذار بر توابع صادرات و واردات پرداخته می شود:

۲-۱- استخراج تابع عرضه ی صادرات

یکی از الگوهای متعارفی که در تصریح عرضه صادرات کالاها مورد استفاده قرار می گیرد، الگوی گلدشتاین-خان^۲ (۱۹۷۸) می باشد. این الگو به صورت لگاریتمی تنظیم شده و مقدار صادرات عرضه شده XS_t را تابعی از نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به شاخص قیمت کالاهای داخلی P_x/p و ظرفیت تولید داخلی Y_t^* به صورت زیر قرار داده است.

(۱)

$$\text{Log } XS_t = a_0 + a_1 \log [P_x/p] + a_2 Y_t^*$$

سروار و اندرسون^۳ (۱۹۹۰) نیز برای عرضه سویا در آمریکا، تابعی را برای صادرات تصریح نموده اند که در آن صادرات تابعی از متغیرهای قیمت کالاهای صادراتی کشور صادرکننده، قیمت کالاهای صادراتی کشور رقیب، درآمد واقعی کشور واردکننده و قیمت داخلی کشور واردکننده در نظر گرفته اند. همچنین براساس مطالعات چاو^۴ (۱۹۷۴) که عنوان می کند تغییرات نرخ ارز می تواند اثر مهمی بر صادرات کشاورزی داشته باشد، متغیر نرخ ارز نیز در الگو به صورت زیر لحاظ شده است.

(۲)

$$XD_{jt} = a_0 + a_1 PX_{jt} + a_2 PXW_{jt} + a_3 Y_{jt} + a_4 PD_{jt} + a_5 ER_{jt}$$

در این رابطه، XD_{jt} : مقدار صادرات، PX_{jt} : شاخص قیمت کالاهای صادراتی، PXW_{jt} : شاخص قیمت صادرکنندگان رقیب، Y_{jt} : درآمد حقیقی، PD_{jt} : شاخص قیمت کالای داخلی، ER_{jt} : نرخ ارز حقیقی کشور واردکننده زام می باشند.

یکی از الگوها عمده ای که برای توضیح صادرات، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، مورد استفاده قرار می گیرد، الگوی باند است. در این الگو عرضه صادرات کالای K از منطقه R با معادله لگاریتمی زیر ارائه می شود:

(۳)

$$LXS_R^K = \beta_0 + \beta_1 L \left(\frac{P_{R,R}^K}{P_{R,R}} \right) + \beta_2 L \left(\frac{P_{R-1}^K}{P_{R-1} E_{R-1}} \right) + \beta_3 LY_R + \beta_4 LSS_R + \beta_5 t$$

که در آن XS_R^K میزان صادرات کالایی K عرضه شده در منطقه R ، P_R سطح قیمت داخلی بر حسب واحد پول ملی کشور صادرکننده در منطقه R ، E_R نرخ برابری پول رایج کشور صادرکننده با نرخ ارز (برحسب دلار)، Y_R شاخص ظرفیت تولیدی در منطقه R ، SS_R شوک‌های عرضه در منطقه R ، PX_R^K قیمت جهانی کالای K در منطقه R (برحسب دلار) و $P_R E_R$ قیمت محصول K در منطقه R (برحسب دلار) و L به مفهوم لگاریتم است.

با توجه به ادبیات موضوع که مبنای کاربردی بسیاری از تحقیقات انجام‌شده در داخل و خارج از کشور می‌باشد به منظور نشان دادن اثر هر متغیر بر صادرات محصولات غیرنفتی، تابع عرضه صادرات محصولات مذکور به صورت زیر برآورد می‌شود:

(۴)

$$XS_t^R = F(P_R^K, P_X^K, Y_R, E_R)$$

که در آن XS_t^R میزان صادرات کالای K در زمان t ، P_X^K قیمت صادراتی کالای K در بازار جهانی، Y_R تولید محصولات منتخب و E_R نرخ ارز در بازار آزاد است.

۲-۲- استخراج تابع تقاضای واردات:

تابع تقاضای واردات را به لحاظ نظری می‌توان مبتنی بر برخی فروض، از طریق حداکثر کردن مطلوبیت استخراج کرد. فروض مربوطه به شرح زیر می‌باشند:

- ۱) تمامی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در شرایط رقابت کامل عمل می‌کنند، بنابراین تعداد تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در بازار زیاد بوده و ورود و خروج آن‌ها به صنعت آزاد است. همچنین کالاها همگن و اطلاع کامل از وضعیت بازار وجود دارد.
- ۲) مصرف‌کنندگان بدنبال حداکثر کردن مطلوبیت و تولیدکننده بدنبال حداکثر کردن سود می‌باشد.

با توجه این فروض می‌توان تابع تقاضای واردات را از طریق پروسه حداکثرسازی مطلوبیت با توجه به قید بودجه استخراج کرد. فرض می‌شود مصرف‌کنندگان یک کشور با n کالای مصرفی مواجه‌اند، به طوری که $X_{11}, X_{21}, \dots, X_{n1}$ داخل کشور، و کالاهای $X_{12}, X_{22}, \dots, X_{n2}$ در خارج تولید می‌شوند. تابع مطلوبیت جمعی کشور مزبور تابعی از کل کالاهای تولید شده در داخل و خارج است. چنانچه قیمت کالاهای تولید شده در داخل را با $P_{11}, P_{21}, \dots, P_{n1}$ و قیمت کالاهای تولید شده در خارج را با $P_{12}, P_{22}, \dots, P_{n2}$ نشان دهیم، در این حالت می‌توان کل هزینه‌ای که کشور موردنظر با توجه به بودجه اش صرف خرید کالا در داخل و خارج می‌کند را به صورت زیر نشان داد:

(۵)

$$Y = P_{11}X_{11} + \dots + P_{n1}X_{n1} + P_{12}X_{12} + \dots + P_{n2}X_{n2} = \sum_{i=1}^n P_{i1} X_{i1} + \sum_{i=1}^n P_{i2} X_{i2}$$

حال با حداکثر کردن تابع مطلوبیت جمعی و با توجه قید بودجه کشور و همچنین با استفاده از تکنیک لاگرانژ، خواهیم داشت:

(۶)

$$L = U(X_{11}, X_{12}, X_{21}, \dots, X_{n1}, X_{n2}) + \lambda(Y - \sum_{i=1}^n P_{i1} X_{i1} + \sum_{i=1}^n P_{i2} X_{i2})$$

با مشتق گیری از معادله فوق میزان تقاضای واردات به صورت زیر حاصل می شود:

(۷)

$$X_{i2} = X_{i2}(P_{11}, P_{12}, P_{21}, P_{22}, \dots, P_{n1}, P_{n2}, Y) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

یعنی واردات تابعی از سطح قیمت‌های داخلی و خارجی و درآمد ملی است. بنابراین طبق پروسه حداکثرسازی تابع مطلوبیت جامعه با توجه به محدودیت بودجه کشور، توابع تقاضای واردات در شکل‌های مرسوم و سنتی آن حاصل می شود.

(۸)

$$M_t = M_t(Y_t, \frac{P_m}{P_d})$$

قیمت نسبی کالای وارداتی به کالای داخلی و Y_t تولید ناخالص داخلی می باشد.

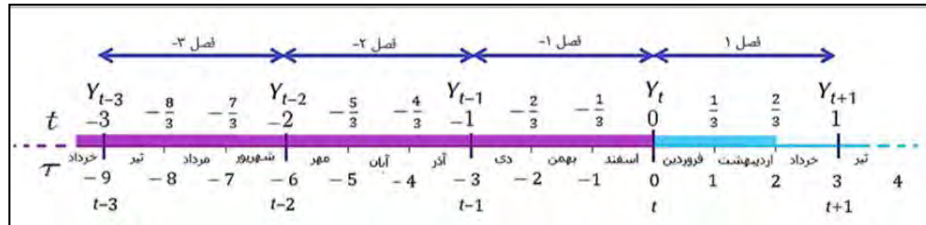
در رابطه (۸) واردات تابعی مستقیم از درآمد (یعنی افزایش درآمد منجر به افزایش واردات شده) و تابعی معکوس از قیمت‌های نسبی (یعنی افزایش قیمت واردات منجر به کاهش واردات می شود) است.

۲-۳- مبانی نظری الگوی داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (MIDAS)^۴

در روش سنتی الگوسازی سری‌های زمانی برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی، تمام متغیرهای درگیر در الگو لزوماً از تواتر یکسانی برخوردارند، به عنوان مثال چنانچه متغیر وابسته فصلی است، متغیرهای توضیح‌دهنده نیز می‌باید فصلی باشند. حال چنانچه در یک رابطه رگرسیونی متغیرهایی وجود داشته باشند که برخی به صورت سالانه و پاره‌ای به صورت فصلی یا ماهانه بوده باشند، امکان

برآورد ضرایب این رگرسیون وجود ندارد مگر آنکه داده‌های فصلی و یا ماهانه را به داده‌هایی سالانه تبدیل کرده و سپس ضرایب رگرسیون را برآورد نمود. اما اخیراً تکنیکی ابداع شده است که می‌توان متغیرهای با تواتر مختلف را در یک رگرسیون قرار داد و ضرایب آن‌ها را برآورد نمود. ساخت الگویی بر این اساس از دو مزیت عمده برخوردار است. اول اینکه قرار گرفتن متغیرهای پرتواتر در کنار متغیرهای کم‌تواتر در یک رگرسیون این امکان را فراهم می‌آورد تا متغیر وابسته را برای آینده‌ای نزدیک به صورت دقیق‌تری پیش‌بینی کرد. دومین حسن بارز این نوع الگوها، آن است که وقتی اطلاع جدیدی در مورد متغیرهای پرتواتر به دست می‌آید می‌توان در پیش‌بینی قبلی ارائه شده برای متغیر وابسته کم‌تواتر الگو تجدید نظر کرد. ساخت الگوهایی که بتواند از ترکیبی از داده‌های با تواتر متفاوت در یک رگرسیون بهره‌جوید ابتدا توسط کلاین و سوجو^۵ (۱۹۸۹) در تدوین الگوهای اقتصادسنجی کلان ساختاری پایه‌گذاری شد. روشی که اخیراً توسط گیزلز، سانتاکلارا و والکانو^۶ (۲۰۰۴) ابداع و سپس توسط گیزلز، سینکو و والکانو^۷ (۲۰۰۶) بسط داده شده است و معروف به «الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت» یا میداس است.

قبل از معرفی الگوهای داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت یا میداس، ابتدا به شرح چگونگی نمادگذاری متغیرهایی که در الگو از تواتر متفاوتی برخوردارند پرداخته می‌شود. فرض کنید $\{y_t\}_t$ و $\{x_t\}_t$ دو سری زمانی پایا با تواترهای متفاوت باشند، به طوری که y_t متغیر وابسته و x_t متغیر توضیح‌دهنده است. t واحد زمان مورد استفاده برای متغیر کم‌تواتر است. برای ایجاد ارتباط بین دو متغیر با تواترهای t و t^\wedge ، از ضریب s استفاده می‌کنیم. ضریب s کسری از فاصله زمانی بین t و $t-1$ است به گونه‌ای که $m = 1/s$ مشخص می‌کند که متغیرهای سری زمانی پرتواتر x_t چند بار در این فاصله زمانی مورد مشاهده واقع شده است. بنابراین، $t = t^\wedge \cdot m$ بوده و در نتیجه x_t به اندازه m برابر بیشتر از تواتر $\{y_t\}_t$ در واحد زمان t است. یعنی به تعداد m بار بیشتر از داده‌های سری زمانی y_t ظاهر می‌شوند. نماد $x_t^{(m)}$ به مفهوم $x_t = x_t^{(m)}$ است. به عنوان مثال برای داده‌های فصلی و ماهانه، $m = 3$ است و این به این معناست که در هر فصل، یک مشاهده از داده‌های فصلی و سه مشاهده از داده‌های ماهانه را خواهیم داشت. در این حالت متغیری که داده‌های فصلی را داراست متغیر کم‌تواتر و متغیری که داده‌های ماهانه را در بر دارد متغیر پرتواتر می‌باشد. نمودار ۱ رابطه بین تواترها را بیان می‌کند و شیوه نمادگذاری را نشان می‌دهد:



نمودار ۱- نمودار زمانی

منبع: بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴، ص ۳۳

یک رگرسیون ساده میداس با توجه به متغیر توضیح‌دهنده پرتواتر x_t و وقفه‌هایشان صریحاً به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۹)

$$y_t = C_0 + \beta \sum_{j=0}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/m} x_t^{(m)} + u_t$$

تابع وزندهی $w(j; \theta)$ ، مبین یک چند جمله‌ای برای اعمال وزن‌هایی خاص به وقفه‌های گسترده x_t و عملگر $L^{j/m}$ وقفه $(L^{j/m} x_t = x_{t-j/m})$ می‌باشد. گیزلز (۲۰۱۴) توابع وزندهی میداس را به ترتیب توابعی همچون تابع وزندهی آلمون^{۱۱}، تابع وزندهی آلمون نمایی^{۱۱} و تابع وزندهی بتا^{۱۲} معرفی کرده و فرم کلی توابع وزندهی را به صورت زیر بیان نموده است:

(۱۰)

$$w(j; \theta) = \frac{\varphi(j; \theta)}{\sum_{j=1}^{j \max} \varphi(j; \theta)}$$

بسته به نوع تابع $\varphi(j; \theta)$ مورد استفاده در رابطه بالا و همچنین حداکثر تعداد وقفه‌ها $(j \max)$ ، تابع وزندهی از تواتری به تواتر دیگر و از متغیری به متغیری دیگر، می‌تواند متفاوت باشد. این تابع براساس پارامترهای z و θ که به ترتیب شمارنده وقفه‌ها و برداری حاوی یک تا چند θ می‌باشد، شکل می‌گیرد. توابع وزندهی به صورت رابطه بالا، وزن‌هایی غیرمنفی ایجاد می‌کنند و برای تعیین مقدار ضریب متغیر پرتواتر و وقفه‌هایش (یعنی β)، از فرض برابر واحد بودن مجموع وزن‌های ایجاد شده توسط این تابع استفاده می‌نمایند.

(۱۱)

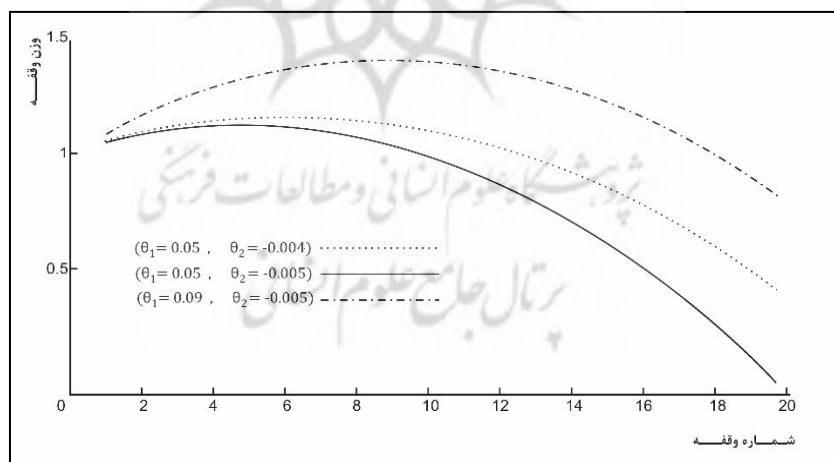
$$\sum_{j=0}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/m}(\alpha) = 1$$

با توجه به اینکه در مقاله حاضر از تابع وزندهی آلمون استفاده شده، بنابراین در این قسمت فقط به معرفی این تابع اکتفا شده است، در توابع وزندهی آلمون ضریب β و وزن‌ها w به صورت یک پارامتر مشترک $\beta \cdot w_t(j; \theta)$ برآورد می‌شود. با توجه به رابطه آلمون، تابع وزندهی آلمون به صورت زیر است:

(۱۲)

$$\beta \cdot w(j; \theta) = \sum_{j=0}^{j \max} \sum_{p=1}^p \theta_p \cdot j^p$$

این تابع وزندهی براساس مقادیر متفاوت پارامترهای θ و p که مرتبه چندجمله‌ای آلمون است ضرایبی متفاوت ایجاد می‌کند. در نمودار (۲) وزن‌های ایجاد شده توسط تابع وزندهی آلمون با مقادیر متفاوت پارامترهای θ نمایش داده شده است.



نمودار ۲- شکل‌های تابع آلمون با پارامترهای مختلف

منبع: بیات و فوفرستی، ۱۳۹۴، ص ۴۵

در بیان پارامتری می‌توان الگوی میداس را یک الگوی خطی به حساب آورد. ولی با اعمال وزن‌های مربوط به وقفه‌های گسترده و تحمیل یک تابع قید پارامتری به الگو، آن را از حالت خطی به حالتی غیرخطی تبدیل می‌نمایند. لذا با توجه به مطالعه گیزلز و همکاران (۲۰۰۴) لازم است از روش‌های برآورد غیرخطی NLS برای برآورد ضرایب الگوی میداس استفاده نمود که به صورت رابطه زیر مجموع مربعات جمله اخلاص را حداقل کند. (بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴، صص ۴۸-۳۱)

$$\hat{\theta} = \operatorname{argmin}_{\theta \in R} (y_t - \beta \sum_{j=0}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/m} x_t)^2 \quad (13)$$

۱-۲-۲- پیش‌بینی به وسیله الگوی میداس

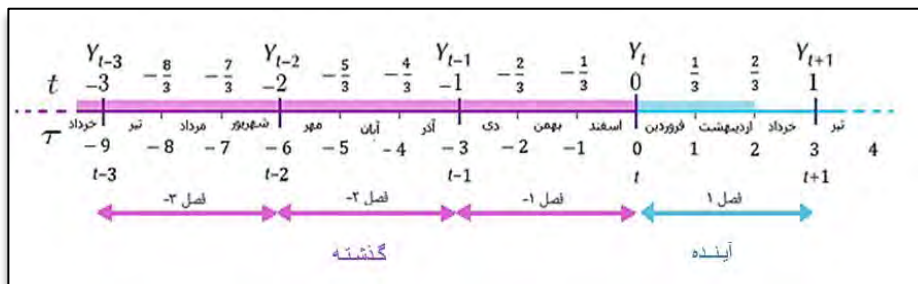
با در نظر گرفتن $\beta_k = \beta \cdot w(j; \theta)$ ، y_t از رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$y_t = C_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-1} + \sum_{k=1}^n \sum_{j=0}^{m-1} \beta_k x_{t-k-j/m}^{(s)} + u_t \quad (14)$$

و آنگاه رابطه زیر جهت انجام پیش‌بینی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$y_{t+1} = C_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-1} + \sum_{k=1}^n \sum_{j=0}^{m-1} \beta_k x_{t-k-j/m}^{(s)} + \sum_{is=m-d+1}^m \gamma_s y_{t+1-s-1/m} + u_{t+1} \quad (15)$$

d نشان دهنده تعداد دوره‌های پرتواتری است که برایشان داده‌های جدید منتشر شده است. در رابطه بالا عبارت سوم مربوط به گذشته^{۱۳} و عبارت چهارم ناظر به آینده^{۱۴} می‌باشد. با استفاده از این روابط می‌توان اقدام به پیش‌بینی مقادیر آینده متغیرهای مورد نظر کرده و از داده‌هایی که در تواترهای بالا منتشر می‌شوند برای انجام تجدید نظر در پیش‌بینی‌های خود استفاده نمود. در نمودار (۳) مکان داده‌های مربوط به گذشته و آینده مشخص شده است (بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴، صص ۵۳-۵۲)



نمودار ۳- نمودار زمانی تفکیک شده به دو جزء گذشته و آینده

منبع: بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴، ص ۵۳

۳- پیشینه تحقیق

پس از معرفی روش میداس توسط گیزلز، سانترا و والکانو (۲۰۰۴) و گیزلز، سینکو و والکانو در سال ۲۰۰۶، این رویکرد به عنوان ابزاری قدرتمند برای استفاده همزمان از داده‌های با تواتر متفاوت در یک رگرسیون، در مطالعاتی نظیر آلپر، فندگو و سلنگو^{۱۵} (۲۰۰۸)، انجل، گیزلز و سان^{۱۶} (۲۰۰۸)، فرسبرگ و گیزلز^{۱۷} (۲۰۰۶)، لئون، نیو و ریبو^{۱۸} (۲۰۰۷)، کلمنتس، گالوائو و کیم^{۱۹} (۲۰۰۸) مورد استفاده قرار گرفته و موجب جلب توجه بسیاری از محققان به این روش گردید. پس از موفقیت این رویکرد الگوسازی در بازارهای مالی، کلمنتس و گالوائو (۲۰۰۶) از این روش برای الگوسازی متغیرهای کلان اقتصادی با روش میداس پرداختند. کلمنتس و گالوائو (۲۰۰۶)، (۲۰۰۸)، (۲۰۰۹) در مطالعاتی با تمسک به روش میداس، اقدام به پیش‌بینی رشد اقتصادی فصلی کشور آمریکا بر اساس متغیرها و شاخص‌های پرتواتر ماهانه نمودند. در همین راستا، الگوسازی و پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی آلمان با استفاده از روش میداس توسط مارسلینو و شوماخر^{۲۰} (۲۰۰۷) انجام شد. این محققان از داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی در دوره زمانی فصل اول ۱۹۹۲ الی فصل سوم ۲۰۰۶ و از یکصد و یازده شاخص قیمت ماهانه نظیر قیمت مواد خام، واردات و صادرات کالا، واردات و صادرات خدمات، سفارشات خریدهای داخلی و خارجی صنعتی، حجم پول، شاخص بهای خدمات مصرف‌کننده و شاخص بهای کالا و خدمات تولیدکننده طی دوره زمانی ماه اول ۱۹۹۲ الی ماه یازدهم سال ۲۰۰۶ استفاده کرده و نتایج پیش‌بینی را، نتایجی دقیق و مناسب ارزیابی کردند. در سال ۲۰۱۲، بسک و بوعداله^{۲۱} نیز از قدرت توضیح‌دهندگی پنجاه و شش متغیر سری زمانی ماهانه پایا نظیر نرخ ارز، سپرده بانکی، قیمت سهام و چندین شاخص ماهانه دیگر استفاده کرده و در دوره زمانی ۱۹۵۹ تا ۲۰۱۰ با استفاده از فاکتور میداس به پیش-

بینی نرخ رشد اقتصادی فصلی آمریکا پرداخته و دقت پیش‌بینی برای افق‌های کوتاه‌تر را بسیار مناسب ارزیابی نمودند. همچنین سو، ژو و وانگ (۲۰۱۳) از داده‌های بازه زمانی ۱ Q ۱۹۸۸ تا ۴ Q ۲۰۱۰ بازده اوراق بهادار هفتگی بازار بورس به عنوان متغیر توضیح‌دهنده برای پیش‌بینی رشد اقتصادی فصلی سنگاپور استفاده کرده و نتیجه حاصله حاکی از برتری قدرت پیش‌بینی الگوی میداس نسبت به الگوهای رگرسیونی مستقیم بر روی داده‌های پرتواتر بود.

در راستای مطالعات انجام شده به روش میداس در داخل کشور، برای پیش‌بینی ارزش واردات گندم ایران، رجبی و مقدسی در سال ۱۳۹۳ از الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۲ استفاده کردند. نتایج محققان نشان داد که بهتر است برای ارتقاء دقت مدل‌سازی و پیش‌بینی ارزش واردات کشاورزی به ویژه محصولات وارداتی استراتژیک روش‌های پیش‌بینی با داده‌های مختلط به دلیل دقت بالای پیش‌بینی، جایگزین الگوهای با داده‌های تطبیق یافته گردند. بیات (۱۳۹۴) در مطالعه‌ی خود با عنوان به کارگیری الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت در پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی به این نتیجه دست یافت که قدرت پیش‌بینی الگوی مورد بررسی وی با روش میداس خوب بوده است. این الگو نرخ رشد اقتصادی فصل پاییز سال ۱۳۹۳ را در برآورد اولیه ۱/۸٪ و سپس با اطلاع از کاهش قیمت نفت در ماه‌های نیمه دوم سال ۱۳۹۳ و نهایتاً پس از تجدید نظر معادل ۱/۵٪ پیش‌بینی کرده است، این نرخ برای زمستان سال ۱۳۹۳ به میزان ۲/۷٪ - پیش‌بینی شده است. بدین ترتیب نتایج پیش‌بینی نشان داد که اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۳ از رشدی معادل ۱/۹٪ نسبت به سال ۱۳۹۲ برخوردار است. همچنین در مطالعه‌ی که اثر قیمت انرژی بر قیمت غلات با استفاده از الگوهای رگرسیونی با داده‌های مختلط در دوره زمانی ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۷ توسط صیادی و مقدسی (۱۳۹۴) انجام شده است نتایج نشان داد که الگوهای با داده‌های مختلط (MIDAS) برآورد شده به روش ARDL تعمیم‌یافته برای پیش‌بینی قیمت غلات به طور معنی‌داری دقت پیش‌بینی را نسبت به الگوی با داده‌های تطبیق یافته بهبود می‌بخشد.

۴- تصریح الگو و برآورد ضرایب الگو

به منظور تصریح الگویی برای پیش‌بینی تراز تجاری ایران به روش میداس از معادلات نیمه لگاریتمی استفاده شده است. مدل‌های نیمه‌لگاریتمی برای برآورد توابع غیر خطی استفاده می‌شوند و کاربرد فراوانی در اندازه‌گیری روند تغییرات متغیرهایی چون قیمت، بیکاری، صادرات و واردات و مانند آن دارند (درخشان، ۱۳۷۴، ص ۲۵۶). برای تصریح الگو صادرات غیرنفتی، از داده‌های صادرات غیر نفتی کالا به قیمت ثابت با تواتر سالانه و متغیرهای فصلی لگاریتم تولید ناخالص داخلی به

قیمت ثابت، لگاریتم نرخ ارز حقیقی و لگاریتم نوسانات نرخ ارز حقیقی استفاده شده است. همچنین برای تصریح الگوی واردات کالا، از داده‌های سالانه واردات کالا و صادرات کل به قیمت ثابت و داده‌های فصلی لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، لگاریتم نرخ ارز حقیقی و لگاریتم نوسانات نرخ ارز حقیقی استفاده شده است. متغیرهای سالانه مربوط به سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۳ و متغیرهای فصلی مربوط به فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل آخر سال ۱۳۹۳ می‌باشند. در ابتدا اطلاعات مربوط به متغیرهای فصلی سال ۱۳۹۳ در برآورد رابطه‌ها، مورد استفاده واقع نشده اند تا بتوان بر اساس آن قدرت پیش‌بینی الگوها را خارج از محدوده برآورد محک زد. بنابراین در ابتدا با استفاده از داده‌های فصلی فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۲، رابطه‌های تصریح شده (۱۶) و (۱۷) برآورد می‌شود سپس صادرات غیر نفتی کالایی و واردات کالایی برای سال ۱۳۹۳ پیش‌بینی می‌شود. پس از اولین برآورد الگوهای صادرات غیرنفتی و واردات کالایی، اطلاعات مربوط به فصل اول، سپس فصل دوم تا چهارم به الگوها اضافه شده و هر بار بر اساس رابطه‌ی زیر در مقدار پیش‌بینی صادرات و واردات اولیه تجدید نظر صورت می‌گیرد:

(۱۶)

$$xno_t = C_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j xno_{t-j} + \beta_1 \sum_{j=1}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/q} \lg dp_t^{(q)} + \beta_2 \sum_{j=1}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/q} l e_t^{(q)} + \beta_3 \sum_{j=1}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/q} l g e_t^{(q)} + u_t$$

(۱۷)

$$mfo_t = C_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j mfo_{t-j} + \sum_{j=1}^q \lambda_j l x_{t-j} + \beta_1 \sum_{j=1}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/q} \lg dp_t^{(q)} + \beta_2 \sum_{j=1}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/q} l e_t^{(q)} + \beta_3 \sum_{j=1}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^{j/q} l g e_t^{(q)} + u_t$$

در این روابط، متغیرها عبارت‌اند از:

xno_t : صادرات غیرنفتی کالا به قیمت ثابت بر حسب میلیون دلار (سالانه)

mfo_t : واردات کالا به قیمت ثابت بر حسب میلیون دلار (سالانه)

$l x_t$: لگاریتم صادرات کل (مجموع صادرات کالا و خدمات) به قیمت ثابت بر حسب میلیون دلار (سالانه)

$lgdp_t^{(q)}$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بر حسب میلیارد ریال (فصلی)

$le_t^{(q)}$: لگاریتم نرخ ارز واقعی (فصلی)

$lge_t^{(q)}$: لگاریتم نوسانات نرخ ارز واقعی (فصلی)

در رابطه با برآورد ضرایب مربوط به متغیرهای فصلی الگو، علاوه بر برآورد ضرایب β_1 ، β_2 و β_3 می‌باید توابع وزن‌دهی $w(j; \theta)$ را مشخص کرده و پارامترهای آن را برآورد نمود. در این رابطه از بین توابع وزن‌دهی مختلف، تابع وزن‌دهی آلمون که عملکرد بهتری داشت انتخاب شد. این تابع وزن‌دهی دارای چند پارامتر θ است که برآورد خواهند گردید.

- داده‌های آماری در این مطالعه به صورت سری زمانی، فصلی و سالانه می‌باشند که به منظور جمع‌آوری آنها از پایگاه داده‌های سری‌های زمانی بانک مرکزی ایران و نماگرهای اقتصادی استفاده شده است.
- داده‌های واردات کالایی و صادرات غیرنفتی کالایی کشور بر حسب دلار بوده که با توجه به شاخص قیمت عمده فروشی آمریکا به قیمت‌های ثابت تبدیل شده است.

۱-۴- برآورد متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از مدل GARCH:

طی سال‌های اخیر در مورد مدل‌سازی و پیش‌بینی تغییرپذیری به ویژه در بازار سهام، نرخ ارز و تورم مطالعات زیادی انجام شده است. تغییرپذیری یکی از مباحث مهم در مطالعات اقتصادی و مالی است. تغییرپذیری را اغلب به صورت انحراف معیار یا واریانس تعریف می‌کنند که در هر مثال و موضوعی دارای مفهوم خاصی است (علی سوری، ۱۳۹۳، ص ۵۵۷). بدین منظور، برای نشان دادن نااطمینانی نرخ ارز واقعی، از واریانس نرخ ارز واقعی استفاده شده است. این واریانس با استفاده از الگوی $GARCH(1,0)$ به صورت زیر الگوسازی شده است. معادله اول معادله میانگین نرخ ارز واقعی و معادله دوم واریانس نرخ ارز واقعی است.

(۱۸)

$$1) e_t = \beta_0 e_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$2) h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

که در این رابطه h_t همان واریانس شرطی کوتاه مدت است که به عنوان جایگزینی برای متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج برآورد مدل $GARCH(1,0)$ برای

نرخ ارز واقعی با استفاده از داده‌های فصل‌های سال ۱۳۶۷ تا سال ۱۳۹۳ و به کمک نرم افزار 8 Eviews در جدول زیر نشان داده شده است. با توجه به جدول (۱) تمامی ضرایب α_0 و α_1 در سطح ۵ درصد معنا دارند.

جدول ۱- نتایج برآورد متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از مدل GARCH

پارامتر	برآورد	انحراف معیار برآورد	آماره t	احتمال تأیید H_0
β_0	۰/۹۷۶	۰/۰۰۰۹	۹۹۸/۸۶۴	۰/۰۰۰
معادله واریانس				
α_0	۱۸/۶۳۸	۳/۹۹۹	۴/۶۵۹	۰/۰۰
α_1	۴/۲۵۰	۰/۳۵۹	۱۱/۸۲۵	۰/۰۰
		DW=۲/۱۴۷		
		R ² =۰/۸۸		

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۵- نتایج حاصل از برآورد الگو

به منظور اجتناب از بروز رگرسیون کاذب، ابتدا لازم است قبل از برآورد ضرایب الگو، متغیرها از نظر پایایی مورد آزمون واقع شوند. نتایج به دست آمده براساس آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته در پیوست مقاله گزارش شده‌اند.

برای برآورد الگوهای مطرح شده (۱۶) و (۱۷)، از بسته نرم‌افزاری *midasr* در محیط *R*، تهیه شده توسط گیزلز و همکاران (۲۰۱۴) و از متغیرهای فصل اول ۱۳۶۷ تا فصل چهارم ۱۳۹۲ (بدون وارد کردن متغیرهای فصلی سال ۱۳۹۳) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگوهای صادرات و واردات کالایی در جدول ۲ و ۳ گزارش شده است.

(۱۹)

$$\begin{aligned}
 xno = & (21930) + (8.106) * xno_{t-1} + (-2.144) * xno_{t-2} + \sum_{j=4}^{10} (4257.648) \\
 & * w(7; (6498, -1743)).L^j/qlgdp_t^{(q)} + \sum_{j=4}^9 (-5654.256) \\
 & * w(6; (19400, -15290, 2188)).L^j/ql_e_t^{(q)} + \sum_{j=4}^9 (551.5227) \\
 & * w(6; (-445.2, 382.3, -52.80)).L^j/qlge_t^{(q)} + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد ضرایب رابطه صادرات غیرنفتی کالا با استفاده از بسته نرم-

افزایی midasr

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	sig level
Intercept	۰۴e-۲/۱۹۳	+۰۴e۳/۱۲۲	-۰/۷۰۳	۰/۴۹۴۷	
xno ₁	۰۱e-۸/۱۰۶	-۰۱e۱/۲۵۸	۶/۴۴۳	-۰۵e۲/۱۹	***
xno ₂	۰۱e-۲/۱۴۴	-۰۱e۱/۶۱۷	-۱/۳۲۶	۰,۰۲۰۷۶	
lgdp ₁	۰۳e+۶/۴۹۸	+۰۳e۲/۱۸۸	۲/۹۷۰	۰,۰۱۰۹	*
lgdp ₂	۰۳e+۱/۷۴۳	+۰۲e۵/۶۳۱	-۲/۶۱۵	۰,۰۲۱۴	*
le ₁	۰۴e+۱/۹۴۰	+۰۳e۷/۷۲۵	۲/۵۱۱	۰,۰۲۶۰	*
le ₂	+۰۴e-۱/۵۲۹	+۰۳e۵/۵۲۹	-۲/۷۶۶	۰,۰۱۶۰	*
le ₃	+۰۳e۲/۱۸۸	۷/۸۵۱+۰۲	۲/۷۸۷	۰,۰۱۵۴	*
lge ₁	+۰۲e-۴/۴۵۲	+۰۲e۳/۶۳۸	-۱/۲۲۴	۰,۳۴۲۸	
lge ₂	+۰۲e۳/۸۲۳	+۰۲e۱/۸۵۷	۲/۰۵۹	۰,۰۶۰۱	.
lge ₃	+۰۱e-۵/۲۸۰	+۰۱e۲/۲۹۴	-۲/۳۰۲	۰,۰۳۸۵	*

Singnif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Durbin Watson = 2.27 R²adj = 0.97 R² = 0.98
 Shapiro – Wilk normality test = 0.97(p = 0.78) hAh = 12.39(p = 0.33)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

(۲۰)

$$mfo_t = (-7749) + (-0.6259) * mfo_{t-1} + (9474) * lx_t + \sum_{j=4}^{10} (-4183.193) \\ * w(7; (41920, -10630)).L^j/qlgdp_t^{(q)} + \sum_{j=4}^6 (-3590.18) \\ * w(3; (21240, 10020)).L^j/qlle_t^{(q)} + \sum_{j=4}^9 (-648.7781) \\ * w(6; (-1447, 1120, -170.2)).L^j/qlge_t^{(q)} + \varepsilon_t$$

ضریب تعیین الگو صادرات غیرنفتی کالایی و واردات کالا معادل $R^2 = 0.97$ و $R^2 = 0.98$ برآورد گردیده که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار بالای الگوها است. کمیت آماره $hAh.test$ در رابطه های صادرات غیرنفتی کالایی و واردات کالا به ترتیب معادل $۰/۳۳$ و $۰/۸۹۶۹$ به دست آمده است که نشان می دهد قیدهای تحمیل شده به ضرایب الگوهای میداس تصریح شده، به لحاظ آماری کاملا معنی دار و از کفایت لازم برخوردارند. با توجه به کمیت آماره آزمون دوربین-

واتسون و آزمون نرمال بودن شاپیرو-ویلک، جملات اخلاص الگو دارای همبستگی پیاپی نبوده و از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد ضرایب رابطه واردات کالا با استفاده از بسته نرم‌افزاری *midasr*

	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t value</i>	<i>Pr(> t)</i>	<i>sig level</i>
<i>Intercept</i>	۰.۳e+۷/۷۴۹	+۰.۴e۴/۴۲۰	-۰.۱۷۵	۰.۸۶۳۳۴۴	
<i>mfo</i>	-۰.۱e-۶/۲۵	-۰.۱e۱/۴۷۷	۴.۲۳۹	۰.۰۰۰۸۲۶	***
<i>lx</i>	+۰.۳e۹/۴۷۴	+۰.۳e۴/۲۸۲	۲.۲۱۲	۰.۰۴۴۰۶۵	*
<i>lgdp₁</i>	+۰.۴e۴/۱۹۲	+۰.۴e۱/۱۲۵	۳.۷۲۷	۰.۰۰۲۲۵۵	**
<i>lgdp₂</i>	+۰.۴e-۱/۰.۶۳	+۰.۳e۲/۷۸۳	-۳.۸۲۰	۰.۰۰۱۸۷۶	**
<i>le₁</i>	+۰.۴e-۲/۱۲۴	+۰.۳e۶/۰.۰۳	-۳.۵۳۸	۰.۰۰۳۲۸۰	**
<i>le₂</i>	+۰.۴e۱/۰.۰۲	+۰.۳e۵/۷۸۳	۳.۶۰۰	۰.۰۰۲۸۹۸	**
<i>lge₁</i>	۰.۳e+۱/۴۴۷	+۰.۲e۵/۷۹۴	-۲.۴۹۸	۰.۰۲۵۵۵۲	*
<i>lge₂</i>	+۰.۳e۱/۱۲۰	+۰.۲e۳/۴۹۲	۳/۲۰۷	۰.۰۰۶۳۲۶	**
<i>lge₃</i>	+۰.۲e-۱/۷۰۲	+۰.۱e۴/۵۴۷	-۳/۷۴۲	۰.۰۰۲۱۸۸	**

Singnif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Durbin Watson = 1.90 *R*²adj = 0.96 *R*² = 0.97
 Shapiro - Wilk normality test = 0.9812 (p = 0.91)
 hAh = 4.21 (p = 0.89)

منبع: یافته‌های پژوهشگر

۶- پیش‌بینی

روابط تصریح شده صادرات غیرنفتی کالا و واردات کالا با استفاده از داده‌های فصل اول ۱۳۶۷ تا فصل چهارم ۱۳۹۲ برآورد شده است. براساس روابط برآورد شده (۱۹) و (۲۰) اولین پیش‌بینی برون نمونه‌ای برای سال ۱۳۹۳، به وسیله داده‌های فصلی موجود تا انتهای فصل آخر سال ۱۳۹۲ به شرح زیر صورت گرفته است:

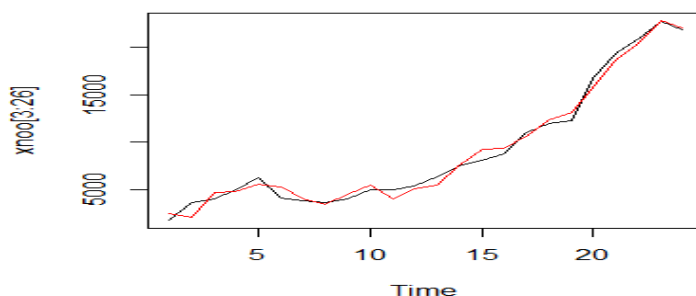
$$\widehat{xno}_{t+1, MIDAS} = 20103.1 \quad \text{مقدار پیش‌بینی شده صادرات غیرنفتی کالایی}$$

$$xno_{t+1} = 23864.2638 \quad \text{مقدار صادرات غیرنفتی محقق شده سال ۱۳۹۳}$$

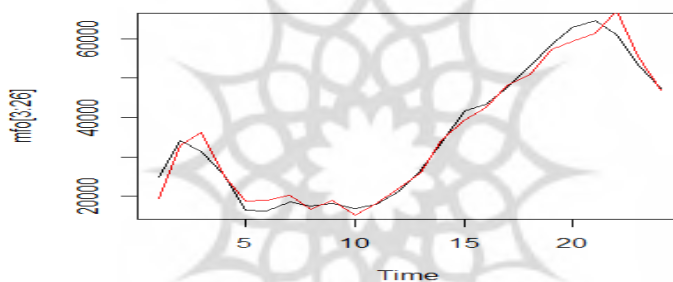
$$\widehat{mfo}_{t+1, MIDAS} = 49537.27 \quad \text{مقدار پیش‌بینی شده واردات کالایی}$$

$$mfo_{t+1} = 49907.20859 \quad \text{مقدار واردات کالایی محقق شده سال ۱۳۹۳}$$

در نمودار ۴ و ۵ نحوه این پیش‌بینی نمایش داده شده است.



نمودار ۴- مقادیر محقق شده و شبیه سازی شده توسط رابطه صادرات غیرنفتی کالا برای سال ۱۳۹۳



نمودار ۵- مقادیر محقق شده و شبیه سازی شده توسط رابطه واردات کالا برای سال ۱۳۹۳

نمودار ۴ و ۵، مقادیر شبیه سازی شده توسط روابط و مقادیر تحقق یافته صادرات غیرنفتی کالایی و واردات کالا را نشان می دهد. خطوط قرمز بیانگر مقادیر شبیه سازی شده و خطوط مشکی بیانگر مقادیر تحقق یافته است که می تواند تصدیقی بر R^2 بالاتر از سطح انتظار در روابط تصریح و برآورد شده باشد.

در ادامه از داده های فصلی از فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل اول ۱۳۹۳ و سپس از فصل های دوم، سوم و چهارم در پیش بینی استفاده شده است. نتایج پیش بینی صادرات غیرنفتی کالایی و واردات کالایی برای سال ۱۳۹۳ به شرح جدول ۴ و ۵ می باشد:

جدول ۴- مقایسه مقدار تحقق یافته و شبیه سازی شده صادرات غیرنفتی کالا براساس تمام فصل‌های سال ۱۳۹۳

مقدار تحقق یافته	مقادیر پیش بینی شده	پیش بینی صادرات غیر نفتی سال ۱۳۹۳
۲۳۸۶۴/۲۶	۲۳۳۸۷/۵۳	با استفاده از آمار فصل اول ۱۳۹۳
۲۳۸۶۴/۲۶	۲۳۷۰۶/۰۹	با استفاده از آمارهای فصل اول، فصل دوم ۱۳۹۳
۲۳۸۶۴/۲۶	۲۳۶۰۰/۵۸	با استفاده از آمارهای فصل اول، فصل دوم، فصل سوم ۱۳۹۳
۲۳۸۶۴/۲۶	۲۳۸۱۰/۹۵	با استفاده از آمارهای فصل اول، فصل دوم، فصل سوم و فصل چهارم ۱۳۹۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

جدول ۵- مقایسه مقدار تحقق یافته و شبیه سازی شده واردات کالا براساس تمام فصل‌های سال ۱۳۹۳

مقدار تحقق یافته	مقادیر پیش بینی شده	پیش بینی واردات کالایی سال ۱۳۹۳
۴۹۹۰۷/۲۰	۴۹۱۷۹/۱۳	با استفاده از آمار فصل اول ۱۳۹۳
۴۹۹۰۷/۲۰	۴۹۴۳۸/۵۴	با استفاده از آمارهای فصل اول و فصل دوم ۱۳۹۳
۴۹۹۰۷/۲۰	۴۹۸۸۴/۰۸	با استفاده از آمارهای فصل اول، فصل دوم و فصل سوم ۱۳۹۳
۴۹۹۰۷/۲۰	۴۹۹۴۸/۷۲	با استفاده از آمارهای فصل اول، فصل دوم، فصل سوم و فصل چهارم ۱۳۹۳

منبع: یافته‌های پژوهشگر

طبق جدول ۴ و ۵ همان‌طور که مشاهده می‌شود در نهایت با وارد کردن داده‌های فصل چهارم متغیرهای فصلی به کار گرفته شده در رابطه، مقدار پیش بینی شده به مقدار تحقق یافته بسیار نزدیک می‌شود. مقایسه مقدار صادرات غیرنفتی کالایی پیش‌بینی شده ۲۳۸۱۰/۹۵ با مقدار تحقق یافته ۲۳۸۶۴/۲۶ و همچنین مقایسه مقدار واردات کالایی پیش‌بینی شده ۴۹۹۴۸/۷۲ با مقدار تحقق یافته ۴۹۹۰۷/۲۰، حاکی از پیش‌بینی دقیق الگوها است.

۷- محاسبه تراز تجاری پیش‌بینی شده سال ۱۳۹۳:

پس از پیش‌بینی صادرات غیرنفتی کالا و واردات کالا، با تفاضل مجموع صادرات غیرنفتی کالا و صادرات نفتی کالا از واردات کالا، تراز تجاری محاسبه می‌گردد.
 NX: تراز تجاری سال ۱۳۹۳.

XO : صادرات نفتی کالا به قیمت ثابت میلیون دلار است که به صورت برونزا در نظر گرفته شده است.
(۲۱)

$$NX = (XNO + XO) - (MFO)$$

تراز تجاری پیش بینی شده:

$$NX_P = (23810.95 + 42447.85) - (49948.72) = 16310.08$$

تراز تجاری واقعی:

$$NX_R = (23864.26 + 42447.85) - (49907.20) = 16404.91$$

با توجه به رابطه (۲۱)، الگوی تنظیمی به روش میداس، مقدار تراز تجاری را برای سال ۱۳۹۳، معادل ۱۶۳۱۰/۰۸ میلیون دلار پیش‌بینی می‌کند. مقدار تراز تجاری تحقق یافته (واقعی) معادل ۱۶۴۰۴/۹۱ میلیون دلار است که با پیش‌بینی مدل تنها به اندازه ۹۴/۸ میلیون دلار اختلاف دارد.

۸- نتیجه‌گیری

پیش‌بینی میزان صادرات غیرنفتی و واردات کشور در راستای برآورد تراز تجاری و اثری که بر تراز پرداخت‌ها و در نهایت عرضه پول، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ رشد اقتصادی برجای می‌گذارد از اهمیت خاصی برخوردار است. با توجه به این‌که، متغیرهای صادرات غیرنفتی و واردات عموماً در تواتری پایین و حداکثر به صورت فصلی و با وقفه‌های زمانی نسبتاً طولانی انتشار می‌یابد، بنابراین در این مطالعه به تصریح الگوهای مناسبی برای پیش‌بینی این متغیرها پرداخته شد. با بهره‌گیری از روش الگوسازی داده‌های ترکیبی سری‌های زمانی با تواتر متفاوت که به میداس شهرت یافته‌است، الگوهایی برای پیش‌بینی صادرات غیرنفتی و واردات تصریح و برآورد گردید. الگوها برای پیش‌بینی صادرات غیرنفتی و واردات از متغیرهای توضیحی با تواتر فصلی و سالانه بهره گرفته‌اند. متغیرهای فصلی توضیحی عبارت‌اند از: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، لگاریتم نرخ ارز حقیقی و لگاریتم نوسانات آن. متغیر توضیحی سالانه، لگاریتم صادرات کل می‌باشد. محدوده مطالعه فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل آخر سال ۱۳۹۳ را در بر گرفت، در ابتدا اطلاعات مربوط به متغیرهای فصلی سال ۱۳۹۳ در برآورد رابطه، مورد استفاده واقع نشده تا بتوان بر اساس آن قدرت پیش‌بینی الگو را خارج از محدوده برآورد محک زد. پس از اولین برآورد الگوی صادرات غیرنفتی، اطلاعات مربوط به فصل اول، سپس فصل دوم تا چهارم به الگوها اضافه شده و هر بار بر مقدار

پیش‌بینی صادرات و واردات اولیه تجدید نظر صورت گرفت. در نهایت الگو تنظیمی مقدار تراز تجاری واقعی را برای سال ۱۳۹۳ معادل ۱۶۳۱۰/۰۸ میلیون دلار پیش‌بینی می‌کند که با مقایسه مقدار گزارش شده سالانه آن معادل ۱۶۴۰۴/۹۱ میلیون دلار، حاکی از پیش‌بینی دقیق‌الگو بوده است. در رابطه تصریح شده، متغیر صادرات غیر نفتی کالا به دو وقفه سالانه خودش و به هفت وقفه از متغیر توضیحی لگاریتم تولید ناخالص داخلی و همچنین شش وقفه از متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی و شش وقفه از لگاریتم نوسانات نرخ ارز حقیقی وابسته است. و همچنین در رابطه تصریح شده واردات کالایی، متغیر واردات کالا به یک وقفه سالانه خودش و هفت وقفه فصلی لگاریتم تولید ناخالص داخلی، به شش وقفه از متغیر توضیحی لگاریتم نوسانات نرخ ارز حقیقی و همچنین سه وقفه از متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی وابسته است.

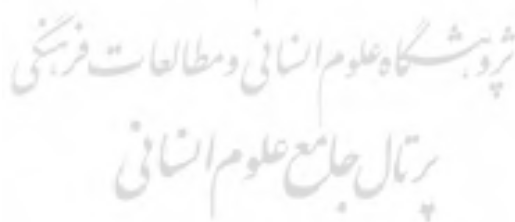
روش میداس که به استخراج وزنی داده‌ها می‌پردازد نسبت به روش میان‌گیری ساده در پیش-بینی تراز تجاری ارجحیت دارد، بنابراین این روش انعطاف‌پذیر که به استخراج صرفه‌جویانه وزنی داده‌ها می‌پردازد، می‌تواند به عنوان یک روش کاربردی در مطالعات آتی مورد استفاده قرار گیرد.



فهرست منابع

- ۱) بیات، محبوبه و نوفرستی، محمد (۱۳۹۴)، اقتصاد سنجی کاربردی سری های زمانی: الگوهای ترکیبی با تواتر متفاوت، تهران، نشر نور علم، چاپ اول.
- ۲) درخشان، مسعود (۱۳۷۴)، اقتصاد سنجی: جلد اول؛ تک معادلات با فروض کلاسیک (جزء اول)، تهران، نشر سمت، چاپ اول.
- ۳) سپانلو، هاشم و قنبری، علی (۱۳۸۹)، "بررسی عوامل موثر بر تقاضای واردات ایران به تفکیک کالای واسطه‌ای"، سرمایه‌ای و مصرفی، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۷، صص ۲۳۳-۲۰۹.
- ۴) سوری، علی (۱۳۹۳)، اقتصادسنجی (جلد ۲) همراه با کاربرد Stata 12 & Eviews8، نشر فرهنگ‌شناسی، چاپ دوم.
- ۵) صیادی، فاطمه و مقدسی، رضا (۱۳۹۴)، "اثر قیمت انرژی بر قیمت غلات با استفاده از الگوهای رگرسیونی با داده‌های مختلط"، فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۵(۴)، صص ۱۴۹-۱۶۰.
- ۶) رجبی، ژاله و مقدسی، زهرا (۱۳۹۳)، "به کارگیری الگوهای رگرسیونی شامل داده‌های مختلط در مدل سازی و پیش‌بینی ارزش واردات گندم ایران (روش ARDL تعمیم یافته مبتنی بر OLS)"، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲(۲۸)، صص ۱۴۸-۱۳۸.
- 7) Alper C.E., Fendoglu S. & Saltoglu B. (2008) "Forecasting Stock Market Volatilities Using MIDAS Regressions: An Application to the Emerging Markets", Discussion Paper, MPRA Paper No. 7460.
- 8) Bessec, M, Bouabdallah, O. (2012) Forecasting GDP over the Business cycle in a Multi-Frequency and Data-Rich Environment, Oxford Bullentin of Economics and Statistics.
- 9) Clements M.P., Galvao A.B. (2006) "Macroeconomic Forecasting with Mixed Frequency Data: Forecasting US Output Growth and Inflation". Warwick Economic Research Paper No.773, University of Warwick.
- 10) Clements M.P., Galvao A.B. & Kim J.H. (2008), "Quantile forecasts of daily exchange rate returns from forecasts of realized volatility", Journal of Empirical Finance 15, 729-750.
- 11) Clements M.P., Galvao A.B. (2009) "Forecasting US Output Growth using Leading Indicators: An appraisal using MIDAS models". Journal of Applied Econometrics (forthcoming).
- 12) Clements M.P., Galvao A.B. (2008). "Macroeconomic Forecasting with Mixed Frequency Data: Forecasting US output Growth". Journal of Business and Economic Statistics 26, 546-554.
- 13) Engle, R. F., Ghysel, E. & Sohn B. (2008) "On The Economic Sources of Stock Market Volatility". Discussion Paper NYU and UNC.

- 14) Forsberg L., Ghysels E. (2006) "Why do absolute returns predict volatility so well?". *Journal of Financial Econometrics* 6, 31-67.
- 15) Ghysels, E., Santa-Clara, & Valkano R. (2004). *The MIDAS Touch :Mixed Frequency Data Sampling Regressions*. Manuscript, University of North Carolina and UCLA.
- 16) Ghysels, E., Sinko, A., & Valkano R. (2006) "MIDAS regressions: Further results and new directions". *econometric Reviews*, 2007, 26.
- 17) Ghysels, E., Kvedaras, V. & ZEMLYS, V. (2014) "Mixed Frequency Data Sampling Regression Models: the Package midast". *Journal of Statistical Software*.
- 18) Goldstein, M., Khant M.S. (1978) "The Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance in Sub-Saharan Africa", *Journal of Development Economics*, Vol. 60, NO.2, PP.275-286.
- 19) Klein, L.R., Sojo, E. (1989) *Combinations of High and Low Frequency Data in Macroeconomic Models*. in L.R. Klein and J. Marquez (EDS), *Economics in Theory and practice: An Eclectic & Approach*. Kluwer Academic Publishers, pp.3-14.
- 20) Leon A., Nave J.M. & Rubio G. (2007), "The relationship between risk and expected return in Europe". *Journal of Banking and Finance* 31, 495-512.
- 21) Marcellino, M., Schumacher, C. (2007) "Factor-MIDAS for now- and forecasting with ragged-edge data: A model comparison for German GDP". *Deutsche Bundesbank Discussion Paper, and Series 1: Economic Studies*, No. 34/07.
- 22) Sarwar, G., Anderson, G.D. (1990), "Estimating U.S. soybean exports: A simultaneous supply-demand approach". *Journal of Economics Studies*, 17:41-56.



پیوست

نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو:

نتایج حاصل از پایایی متغیرهای روابط واردات و صادرات غیرنفتی کالا

مرتبه جمع	prob	بحرائی	آماره	نام متغیر	
I(1)	۰/۲۳۲۰	-۳/۶۰۳۲	-۲/۷۳۵۵	MFO	واردات کالا به قیمت ثابت برحسب میلیون دلار(سالانه)
I(0)	۰/۰۱۸۵	-۱/۹۵۵۰	-۲/۴۰۲۷	DMFO	
I(1)	۰/۹۶۲۷	-۳/۵۹۵۰	-۰/۶۹۶۷	XNO	صادرات غیرنفتی کالا به قیمت ثابت برحسب میلیون دلار(سالانه)
I(0)	۰/۰۰۵۷	-۳/۶۰۳۲	-۴/۶۳۰۴	DXNO	
I(1)	۰/۸۰۷۷	-۳/۴۵۴۰	-۱/۵۴۴۳	LGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بر حسب میلیارد ریال (فصلی)
I(0)	۰/۰۰۰۱	-۳/۴۵۴۰	-۵/۳۱۲۰	DLGDP	
I(1)	۰/۴۲۲۳	-۳/۴۵۲۳	-۲/۳۱۴۳	LE	لگاریتم نرخ ارز واقعی (فصلی)
I(0)	۰/۰۰۰۰	-۴/۰۴۶۹	-۱۰/۳۰۲۳	DLE	
I(0)	۰/۰۰۰۰	-۳/۴۵۲۷	-۵/۷۳۶۸	LGE	لگاریتم نوسانات نرخ ارز واقعی (فصلی)
I(1)	۰/۷۸۳۷	-۳/۵۹۵۰	-۱/۵۵۲۸	LX	لگاریتم صادرات کل به قیمت ثابت بر حسب میلیون دلار(سالانه)
I(0)	۰/۰۰۵۳	-۳/۶۰۳۲	-۴/۶۶۲۸	DLX	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

مقدار احتمال برای تمامی آماره های آزمون کوچکتر از ۰/۰۵ است

یادداشت‌ها

3.Mixed frequency Data Sampling

² Goldstein and Khan

³ Sarwar and Anderson

⁴ Mixed frequency Data Sampling

⁵ Klein and Sojo

⁶ Ghysels ,Santa-Clara & Valkanov

⁷ Ghysels, Sinko & Valkanov

⁸ Tau

⁹ Ghysels

¹⁰ Almon Lag Polynomial Specification

¹¹ Normalized Exponential Almon Lag Polynomial

¹² Normalized Beta Probability Density Function

¹³ lag

¹⁴ Lead

¹⁵ Alper , Fendoglu & Saltoglu

¹⁶ Engle, Ghysel & B.Sohn

¹⁷ Forsberg & Ghysels

¹⁸ Leon, Nave & Rubio

¹⁹ Clements, Galvao & Kim

²⁰ Marcellino & Schumacher

²¹ Bessec & Bouabdallah