

تحولات فصلی و پیش‌بینی سالانه صادرات غیرنفتی: رهیافت رگرسیونی

داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت

محمد نوفرستی*، ویدا ورهرامی**، سمانه جواهردهی***

تاریخ پذیرش
۱۳۹۵/۱۲/۲۶

تاریخ دریافت
۱۳۹۵/۰۸/۲۹

چکیده

هدف مقاله طراحی و برآورد الگویی از صادرات غیرنفتی کشور است که به کمک آن بتوان به محض آن که اطلاعات جدیدی در مورد متغیرهای تاثیرگذار بر صادرات غیرنفتی در دسترس قرار گرفت، درمقادیر پیش‌بینی شده سالانه صادرات غیر نفتی تجدیدنظر کرد. این مهم امکان پذیر نخواهد بود مگر آن که الگویی تصریح شود که صادرات غیرنفتی سالانه را تابعی از متغیرهای توضیح دهنده فصلی قرار دهد. این مقاله با بهره‌گیری از روش میداس، صادرات غیرنفتی سالانه را تابعی از متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز حقیقی و نوسان‌های آن با تواتر فصلی، قرار داده است. این الگو علاوه بر پیش‌بینی‌های دقیق‌تر نسبت به الگوهای سنتی قبلی، از این مزیت برخوردار است که وقتی اطلاعات جدیدی در دسترس قرار می‌گیرد، بتوان کمیت پیش‌بینی شده قبلی را مورد تجدید نظر قرار داد. الگوی تصریح شده بر اساس داده‌های سال ۱۳۹۲-۱۳۶۷، مقدار واقعی صادرات غیرنفتی را برای سال ۱۳۹۳ که معادل ۲۳۸۶۴ میلیون دلار است، در خارج از محدوده‌ی الگوسازی، تنها با حدود ۲ درصد خطا پیش‌بینی می‌کند که بسیار نزدیک به واقعیت تلقی می‌شود.

کلید واژه‌ها: الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت، پیش‌بینی، صادرات غیرنفتی.

طبقه‌بندی JEL: C53, E27, F21

* دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی m_nofaresti@sbu.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی

v.varhrami@mail.sbu.ac.com

*** کارشناس ارشد اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول)

s.javaherdehi69@gmail.com

۱. مقدمه

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 است. 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 در پیش ندارد. همچنین در تجزیه و تحلیل مسائل کلان و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی، بررسی تابع صادرات و پیش‌بینی 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 صادرات کشور رخ دهد، در فرآیند تولید، عرضه پول و سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر به‌سزایی خواهد داشت. ساخت الگوهایی که بتواند از ترکیبی از داده‌های با تواتر متفاوت در یک رگرسیون بهره‌جوید ابتدا توسط کلاین و سوجو^۱ (۱۹۸۹) در تدوین الگوهای اقتصادسنجی کلان ساختاری پایه‌گذاری شده است روشی که اخیراً توسط گیزلز و همکاران^۲ (۲۰۰۴) ابداع و سپس توسط گیزلز و همکاران^۳ (۲۰۰۶) بسط داده شده است. بر اساس این الگو می‌توان با انتشار اطلاعات مربوط به متغیرهای پرتواتر به کار گرفته شده مانند درآمدهای ارزی در طول هر سال در پیش‌بینی اولیه مقدار صادرات غیرنفتی برای آن سال تجدیدنظر کرد. از این رو، پیش‌بینی مقدار 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.

^۱. Klein and Sojo

^۲. Ghysels et al.

^۳. Ghysels et al.

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 می‌پردازد. در بخش پنجم نتایج حاصل از برآورد الگو بیان شده و در بخش ششم نتایج پیش‌بینی بیان شده است. در نهایت، این مقاله با نتیجه‌گیری در بخش هفتم پایان می‌یابد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. مبانی نظری صادرات غیر نفتی (استخراج تابع عرضه صادرات)

یکی از الگوهای متعارفی که در تصریح عرضه صادرات کالاها مورد استفاده قرار می‌گیرد، الگوی گلدشتاین-خان^۱ (۱۹۷۸) است. 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.

$$\text{Log } XS_t = a_0 + a_1 \log[P_x/p] + a_2 Y_t \quad (1)$$

سرور و اندرسون^۲ (۱۹۹۰) نیز برای عرضه سویا در آمریکا، تابعی را برای صادرات تصریح نموده‌اند 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 گرفته‌اند. همچنین براساس مطالعات چاو^۳ (۱۹۷۴) که عنوان می‌کند تغییرات نرخ ارز می‌تواند اثر مهمی بر صادرات کشاورزی داشته باشد، متغیر نرخ ارز نیز در الگو به صورت زیر لحاظ شده است.

$$XD_{jt} = a_0 + a_1 PX_{jt} + a_2 PXW_{jt} + a_3 Y_{jt} + a_4 PD_{jt} + a_5 ER_{jt} \quad (2)$$

در این رابطه، XD_j : مقدار صادرات، PX_j : شاخص قیمت کالاهای صادراتی، PXW_j : شاخص قیمت صادرکنندگان رقیب، Y_j : درآمد حقیقی، PD_j : شاخص قیمت کالای

^۱. Goldstein and Khan

^۲. Sarwar and Anderson

داخلی، ER_R : نرخ ارز حقیقی کشور واردکننده زام هستند.

یکی از الگوها عمده‌ای که برای توضیح صادرات، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، مورد استفاده قرار می‌گیرد، الگوی باند^۱ است. این الگو با دیدی فراتر از یک کشور و با دیدی منطقه ای ارائه شده و نظری شفاف و قابل قبول دارد. در این الگو تابع صادرات به شکل زیر تصریح می‌شود:

$$x = f(p, e) \quad (۳)$$

که e بیانگر نرخ ارز و p نشان‌دهنده سطح عمومی قیمت‌های داخلی هستند. انتظار می‌رود با افزایش سطح قیمت داخلی و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، صادرات کاهش یابد. در مقابل چنانچه نرخ ارز (ارزش یک واحد پول خارجی در برابر پول داخلی) افزایش یابد، انتظار بر این است که به دلیل کاهش قیمت کالاهای داخلی نسبت به کالاهای مشابه خارجی، میزان صادرات نیز افزایش یابد. در این الگو عرضه صادرات کالای K از منطقه R با معادله لگاریتمی زیر ارائه می‌شود:

$$LXS_R^K = \beta_0 + \beta_1 L\left(\frac{PX_R^K}{P_R E_R}\right) + \beta_2 L\left(\frac{P_{R-1}^K}{P_{R-1} E_{R-1}}\right) + \beta_3 LY_R + \beta_4 LSS_R + \beta_5 t \quad (۴)$$

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 (بر حسب دلار)، Y_R شاخص ظرفیت تولیدی در منطقه R ، SS_R شوک‌های عرضه در منطقه R ، PX قیمت جهانی کالای K در منطقه R (بر حسب دلار) و $P_R E_R$ قیمت محصول K در منطقه R (بر حسب 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 است به منظور نشان دادن اثر هر متغیر بر صادرات محصولات غیرنفتمی، تابع عرضه صادرات محصولات مذکور به صورت زیر برآورد می‌شود:

^۱. Bound

$$XS_t^R = F(P_R^K, P_X^K, Y_R, E_R) \quad (5)$$

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 محصول و E_R نرخ ارز در بازار آزاد است.

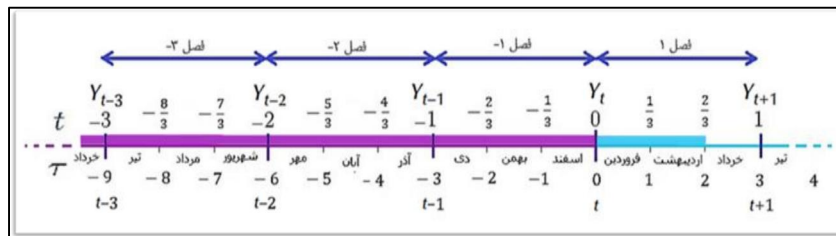
۲-۲. مبانی نظری الگوی داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (MIDAS)^۱

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 این که 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 بتوانند از ترکیبی از داده‌های با تواتر متفاوت در یک رگرسیون بهره‌جوید ابتدا توسط کلاین و سوجو^۲ (۱۹۸۹) در تدوین الگوهای اقتصادسنجی کلان ساختاری پایه‌گذاری شده است و معروف به «الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت» یا میداس است.

^۱. Mixed Frequency Data Sampling

^۲. Klein and Sojo

قبل از معرفی الگوهای داده‌های ترکیبی با توأتر متفاوت یا میداس، ابتدا به شرح چگونگی نمادگذاری متغیرهایی که در الگو از توأتر متفاوتی برخوردارند پرداخته می‌شود. فرض کنید $\{y_t\}_t$ و $\{x_\tau\}_\tau$ دو سری زمانی پایا با توأترهای متفاوت باشند، به طوری که y_t متغیر وابسته و x_τ متغیر توضیح‌دهنده است. t به عنوان مبدأ ای برای واحد زمان در نظر گرفته شده است، این t همان واحد زمان مورد استفاده برای متغیر کم‌توآتر بوده و یا به عبارت دیگر، واحد توآتری متغیر کم‌توآتر است. برای ایجاد ارتباط بین دو متغیر با توأترهای t و τ ^۱، از ضریب s استفاده شده است. ضریب s کسری از فاصله زمانی بین t و $t-1$ است به گونه‌ای که $m = 1/s$ مشخص می‌کند که متغیرهای سری زمانی پرتوآتر x_τ چند بار در این فاصله زمانی مورد مشاهده واقع شده است. بنابراین، $t = \tau \cdot m$ بوده و در نتیجه x_τ به اندازه m برابر بیشتر از توأتر $\{y_t\}_t$ 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 $x_\tau = x_t^{(m)}$ 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 وجود خواهد داشت. در این حالت متغیری که داده‌های فصلی را داراست متغیر کم‌توآتر و متغیری که داده‌های ماهانه را در بر دارد متغیر پرتوآتر است. نمودار ۱ رابطه بین توأترها را بیان می‌کند و شیوه نمادگذاری را نشان می‌دهد:



نمودار (۱). نمودار زمانی

منبع: بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴، ص ۳۳

۱. Tau

رویکرد «الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت» (میداس) که در آن معمولاً متغیر وابسته از تواتر پایین‌تری برخوردار است بر دو مبنا پایه‌گذاری شده که این دو مبنا عبارتند از: برخورداری از یک ساختار رگرسیونی نظیر الگوهای خودرگرسیون گسترده وقفه (ARDL)، و همچنین لحاظ یک تابع وزندهی (جهت همگام سازی متغیر پرتواتر با داده کم تواتر). یک رگرسیون ساده میداس با توجه به متغیر توضیح‌دهنده پرتواتر x_t و وقفه‌هایشان صریحاً به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = C_0 + \beta \sum_{j=0}^j \max w(j; \theta) \cdot L^j / m x_t^{(m)} + u_t \quad (6)$$

تابع وزندهی $w(j; \theta)$ ، مبین یک چند جمله‌ای برای اعمال وزن‌هایی خاص به وقفه‌های گسترده x_t است. گیزلز^۱ (۲۰۱۴) توابع وزندهی میداس را به ترتیب توابعی همچون تابع وزندهی آلمون^۲، تابع وزندهی آلمون نمایی^۳ و تابع وزندهی بتا^۴ معرفی کرده و فرم کلی توابع وزندهی را به صورت زیر بیان نموده است:

$$w(j; \theta) = \frac{\varphi(j; \theta)}{\sum_{j=1}^j \max \varphi(j; \theta)} \quad (7)$$

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 j و θ که به ترتیب شمارنده وقفه‌ها و برداری حاوی یک تا چند θ است، 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.

^۱. Eric Ghysels

^۲. Almon Lag Polynomial Specification

^۳. Normalized Exponential Almon Lag Polynomial

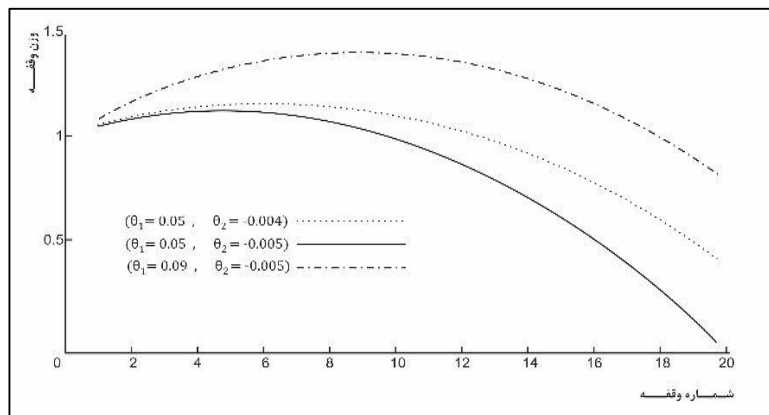
^۴. Normalized Beta Probability Density Function

$$\sum_{j=0}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^j / m(\alpha) = 1 \quad (۸)$$

با توجه به اینکه در مقاله حاضر از توابع وزندهی آلمون استفاده شده، بنابراین در این قسمت فقط به معرفی این توابع 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:

$$\beta \cdot w(j; \theta) = \sum_{j=0}^{j \max} \sum_{p=1}^p \theta_p \cdot j^p \quad (۹)$$

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. برای بدست آوردن شیب خط یا β (با فرض صفر نبودن مجموع وزن‌های تولیدشده) یک بار تمامی ضرایب را از طریق حداقل مربعات معمولی برآورد نموده و یا پیروی از این خاصیت کلی توابع وزندهی $\sum_{j=0}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^j / m(\alpha) = 1$ که هر یک از ضرایب بدست آمده را تقسیم بر حاصل جمع کلیه ضرایب نموده و وزن‌های خالص را برای هر وقفه متغیر پرتواتر بدست می‌آورند.



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.

$$\hat{\theta} = \underset{\theta \in R}{\operatorname{argmin}} (y_t - \beta \sum_{j=0}^{\max} w(j; \theta) \cdot L^{j/m} x_t)^2 \quad (10)$$

در اینجا از یک الگوریتم عددی برای یافتن مقدار $\hat{\theta}$ ای که عبارت داخل پرانتز را حداقل یا کمینه کند، استفاده می‌شود. این الگوریتم با اعمال یک چرخه تکرار به یافتن پارامتری مناسب برای بردار θ پرداخته و سعی در حداقل نمودن رابطه به یافتن پارامتری مناسب برای بردار θ پرداخته و سعی در حداقل نمودن رابطه $(y_t - \beta \sum_{j=0}^{\max} w(j; \theta) \cdot L^{j/m} x_t)^2$ می‌نماید (بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴، ص: ۴۸-۴۰).

۲-۲-۱. پیش‌بینی به وسیله الگوی میداس

چنانکه گفته شد، یکی از مزایای الگوسازی به روش میداس پیش‌بینی زمان حال متغیر وابسته توسط جمله حاوی داده‌های جدیدالانتشار است. با در نظر گرفتن $\beta_k \cdot w(j; \theta)$ ، y_t از رابطه زیر برآورد می‌شود:

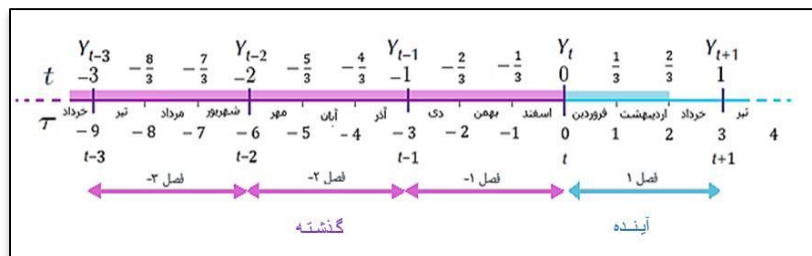
$$y_t = C_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-1} + \sum_{k=1}^n \sum_{j=0}^{m-1} \beta_k x_{t-k-j/m}^{(s)} + u_t \quad (11)$$

آنگاه رابطه زیر جهت انجام پیش‌بینی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$y_{t+1} = C_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-1} + \sum_{k=1}^n \sum_{j=0}^{m-1} \beta_k x_{t-k-\frac{j}{m}}^{(s)} + \sum_{s=m-d+1}^m \gamma_s y_{t+1-s-1/m} + u_{t+1} \quad (12)$$

d نشان دهنده تعداد دوره‌های پرتواتری است که برایشان داده‌های جدید منتشر

شده است. در رابطه بالا عبارت سوم مربوط به گذشته^۱ و عبارت چهارم ناظر آینده^۲ است. با استفاده از این روابط می‌توان اقدام به پیش‌بینی مقادیر آینده متغیرهای موردنظر 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.



نمودار (۳). نمودار زمانی تفکیک شده به دو جزء گذشته و آینده

منبع: بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴، ص ۵۳

۲-۲-۲. ارزیابی دقت پیش‌بینی

قبل از استفاده عملی از هر الگوی اقتصادسنجی، باید درستی و میزان اعتبار آن به گونه‌ای قابل محاسبه اطلاع حاصل کرد که الگوی تصریح شده تا چه حد قادر است پیش‌بینی دقیقی با استفاده از داده‌های متغیر درون‌زا برای متغیر وابسته ارائه کند. یکی از شاخص‌های کمی و معمول برای تشخیص نزدیکی مقدار پیش‌بینی شده به مقدار واقعی متغیر موردنظر، شاخص جذر میانگین مجذور خطای نسبی $RMSPE^3$ است. در این مقاله نیز برای سنجش دقت پیش‌بینی الگو از این شاخص بهره گرفته شده است

^۱. Lag

^۲. Lead

^۳. Root Mean Square Prediction Error

(بیات و نوفرستی، ۱۳۹۴، صص: ۵۴-۵۲).

۳. پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی گسترده‌ای در زمینه بررسی عوامل موثر بر صادرات غیرنفتی در داخل و خارج از کشور وجود دارد. در عموم این مطالعات صادرات تابعی از درآمد و نرخ ارز و نوسانات نرخ ارز در نظر گرفته شده است. به منظور بررسی تاثیر تغییرات و نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادرات و تراز تجاری، رحیمی (۱۳۸۰) مطالعه‌ای برای سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۴۵ انجام داده است. وی به منظور بررسی تاثیرات تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات ۴ معادله ساختاری برای قیمت مواد اولیه، قیمت صادرات، صادرات و واردات در نظر می‌گیرد و با استفاده از روش سیستمی و تکنیک حداقل مربعات ۳ مرحله‌ای الگو را برآورد کرده است. نتایج مطالعه ایشان نشان داد که کاهش ارزش ریال، قیمت صادرات برحسب پول خارجی را کاهش می‌دهد. وی همچنین نتیجه گرفت که کاهش ارزش پول ملی صادرات را افزایش و واردات را کاهش می‌دهد. برای بررسی تاثیر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی می‌توان به مطالعه سحابی و همکاران (۱۳۹۰) اشاره کرد. آن‌ها از روش سیستم معادلات به ظاهر نامرتب و پانل دیتا طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۷ برای کشورهای منتخب خاورمیانه استفاده کردند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که نرخ ارز بر صادرات ایران به سه کشور ترکیه، امارات و پاکستان، تاثیر مثبت و بر صادرات به عربستان و کویت، تاثیر منفی دارد. در همین راستا اکبری و همکاران (۱۳۹۲) نیز به مطالعه‌ی بررسی رابطه نرخ ارز با صادرات کشمش ایران در طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۳۸ با استفاده از الگوی همجمعی جوهانسون-جسیلیوس و تصحیح خطای برداری (VECM) پرداختند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که نرخ ارز بر صادرات کشمش تاثیر منفی دارد و ضریب تصحیح خطای برداری را ۰/۳۱ بدست آوردند که نشان دهنده این است که در هر دوره ۳۱ درصد از خطای عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل

بلندمدت تعدیل می‌شود. در راستای مطالعات انجام شده به روش میداس، بیات (۱۳۹۴) در پایان نامه‌ی خود با عنوان به کارگیری الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت در پیش بینی نرخ رشد اقتصادی به این نتیجه دست یافت که قدرت پیش بینی 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٪ پیش بینی کرده است، این نرخ برای زمستان سال ۱۳۹۳ به میزان ۲/۷٪ پیش بینی شده است. بدین ترتیب نتایج پیش بینی نشان داد که اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۳ از رشدی معادل ۱/۹٪ نسبت به سال ۱۳۹۲ برخوردار است.

در میان مطالعات خارجی انجام شده، بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۱۴) به بررسی اثرات نوسانات نرخ ارز بر جریان‌های تجاری پرداختند. آن‌ها در مطالعه خود از داده‌های صادرات ۱۴۸ صنعت صادراتی و ۱۴۴ صنعت وارداتی کره جنوبی طی دوره‌ی ۲۰۱۱-۱۹۷۱ استفاده کردند و با به کارگیری الگوی ARDL نشان دادند، حجم زیادی از صنایع تحت تأثیر نوسانات نرخ ارز قرار نمی‌گیرد. در راستای مطالعات انجام شده به روش میداس، الگوسازی و پیش بینی رشد تولید ناخالص داخلی آلمان را با استفاده از روش میداس توسط مارسلینو و شوماخر^۱ (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. همچنین سو، ژو و وانگ (۲۰۱۳) از داده‌های بازه

^۱. Marcellino and Schumacher

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.

۴. تصریح الگو و برآورد ضرایب الگو

به منظور تصریح الگویی برای پیش‌بینی صادرات غیرنفتی ایران به روش میداس از معادله نیمه لگاریتمی استفاده شده است. الگوهای 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 الگوی صادرات غیرنفتی، از داده‌های صادرات غیر نفتی کالا به قیمت ثابت با تواتر سالانه، لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، لگاریتم نرخ ارز واقعی و لگاریتم نوسانات نرخ ارز واقعی در تواتر فصلی استفاده شده است. متغیر سالانه مربوط به سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۳ و متغیرهای فصلی مربوط به فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل آخر سال ۱۳۹۳ هستند. در ابتدا اطلاعات مربوط به متغیرهای فصلی سال ۱۳۹۳ در برآورد رابطه‌ها، مورد استفاده واقع نشده‌اند تا بتوان بر اساس آن قدرت پیش‌بینی الگو 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 (۱۳) برآورد می‌شود سپس صادرات غیر نفتی کالایی برای سال ۱۳۹۳ پیش‌بینی می‌شود. پس از اولین برآورد الگوی صادرات غیرنفتی، اطلاعات مربوط به فصل اول، سپس فصل دوم تا چهارم به الگو اضافه شده و هر بار بر اساس رابطه‌ی زیر در مقدار پیش‌بینی صادرات اولیه تجدید نظر صورت می‌گیرد:

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

$$\beta_2 \sum_{j=1}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^j / q l e_t^{(q)} + \beta_3 \sum_{j=1}^{j \max} w(j; \theta) \cdot L^j / q l g e_t^{(q)} + u_t \quad (13)$$

در این رابطه متغیرها عبارت‌اند از:

xno_t : صادرات غیرنفتی کالا 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 حقیقی (فصلی)

$lge_t^{(q)}$: لگاریتم نوسانات نرخ ارز حقیقی (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 هستند که به منظور جمع آوری آنها از پایگاه داده‌های سری‌های زمانی بانک مرکزی ایران و نماگرهای اقتصادی استفاده شده است. داده‌های صادرات غیرنفتی کالایی کشور بر حسب دلار بوده که با توجه به شاخص قیمت عمده فروشی آمریکا به قیمت‌های ثابت تبدیل شده است.

۴-۱. برآورد متغیر نااطمینانی نرخ ارز حقیقی با استفاده از الگوی GARCH

طی سال‌های اخیر در مورد الگوسازی 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 (علی‌سوری، ۱۳۹۳، ص ۵۵۷). بدین منظور، برای نشان دادن نااطمینانی نرخ ارز واقعی، از

واریانس نرخ ارز حقیقی 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 حقیقی است.

$$1) e_t = \beta_0 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

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

که در این رابطه h_t همان واریانس شرطی کوتاه‌مدت است. نتایج برآورد الگو $GARCH(1,0)$ برای نرخ ارز واقعی با استفاده از داده‌های فصل‌های سال ۱۳۹۳ - ۱۳۶۷ و به کمک نرم افزار 8 Eviews در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول (۱). نتایج برآورد متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی با استفاده از الگوی $GARCH$

پارامتر	برآورد	انحراف معیار برآورد	آماره t	احتمال تأیید H_0
β_0	۰/۹۷	۰/۰۰	۹۹۸/۸۶	۰/۰۰
		معادله واریانس		
α_0	۱۸/۶۳	۳/۹۹۹	۴/۶۵	۰/۰۰
α_1	۴/۲۵	۰/۳۵	۱۱/۸۲	۰/۰۰
		DW=۲/۱۴ R ² =۰/۸۸		

منبع: یافته‌های پژوهش

تمامی ضرایب α_0 و α_1 در سطح ۵ درصد معنا دارند. از این رو در نهایت معادله میانگین و واریانس الگوی $GARCH(1,0)$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$e_t = 0.976 e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$h_t = 18.63 + 4.250 \varepsilon_{t-1}^2$$

۵. نتایج حاصل از برآورد الگو

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 جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول (۲). نتایج حاصل از پایایی متغیرهای رابطه صادرات غیرنفتی

مرتبۀ جمع	prob	بحرانی	آماره	نام متغیر	
I(1)	۰/۹۶	-۳/۵۹	-۰/۶۹	XNO	صادرات غیرنفتی کالا به قیمت ثابت
I(0)	۰/۰۰	-۳/۶۰	-۴/۶۳	DXNO	برحسب میلیون دلار (سالانه)
I(1)	۰/۸۰	-۳/۴۵	-۱/۵۴	LGDP	لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت بر حسب میلیارد ریال (فصلی)
I(0)	۰/۰۰	-۳/۴۵	-۵/۳۱	DLGDP	
I(1)	۰/۴۲	-۳/۴۵	-۲/۳۱	LE	لگاریتم نرخ ارز واقعی (فصلی)
I(0)	۰/۰۰	-۴/۰۴	-۱۰/۳۰	DLE	
I(0)	۰/۰۰	-۳/۴۵	-۵/۷۳	LGE	لگاریتم نوسانات نرخ ارز واقعی (فصلی)

منبع: یافته‌های پژوهش

برای برآورد الگوی مطرح شده، از بسته نرم‌افزاری *midasr* در محیط *R*، تهیه شده توسط گیزلز و همکاران^۱ (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 الگو در جدول ۳ گزارش شده است.

$$xno = (22193) + (8.106) * xno_{t-1} + (-2.144) * xno_{t-2} \quad (16)$$

$$+ \sum_{j=4}^{10} (4257.648) * w(7; (6498, -1743)). L^j / q l g d p_t^{(a)} +$$

$$\sum_{j=4}^9 (-5654.256) * w(6; (19400, -15290, 2188)). L^j / q l e_t^{(a)} +$$

$$\sum_{j=4}^9 (551.5227) * w(6; (-445.2, 382.3, -52.80)). L^j / q l g e_t^{(a)} + \varepsilon_t$$

^۱. Ghysels et al

جدول (۳). نتایج حاصل از برآورد ضرایب رابطه صادرات غیرنفتی 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>	-۲/۲۱۹۳e+۰۴	۳/۱۲۲e+۰۴	-۰/۷۰	۰/۴۹	
<i>xno₁</i>	۸/۱۰۶e-۰۱	۱/۲۵۸e-۰۱	۶/۴۴	۲/۱۹e-۰۵	***
<i>xno₂</i>	-۲/۱۴۴e-۰۱	۱/۶۱۷e-۰۱	-۱/۳۲	۰/۰۲۰	
<i>lgdp₁</i>	۶/۴۹۸e+۰۳	۲/۱۸۸e+۰۳	۲/۹۷	۰/۰۱۰	*
<i>lgdp₂</i>	-۱/۷۴۳e+۰۳	۵/۶۳۱e+۰۲	-۲/۶۱	۰/۰۲۱	*
<i>le₁</i>	۱/۹۴۰e+۰۴	۷/۷۲۵e+۰۳	۲/۵۱	۰/۰۲۶	*
<i>le₂</i>	-۱/۵۲۹e+۰۴	۵/۵۲۹e+۰۳	-۲/۷۶	۰/۰۱۶	*
<i>le₃</i>	۲/۱۸۸e+۰۳	۷/۸۵۱+۰۲	۲/۷۸	۰/۰۱۵	*
<i>lge₁</i>	-۴/۴۵۲e+۰۲	۳/۶۳۸e+۰۲	-۱/۲۲	۰/۲۴۲	
<i>lge₂</i>	۳/۸۲۳e+۰۲	۱/۸۵۷e+۰۲	۲/۰۵	۰/۰۶۰	.
<i>lge₃</i>	-۵/۲۸۰e+۰۱	۲/۲۹۴e+۰۱	-۲/۳۰	۰/۰۳۸	*
<p>$R^2 = 0.98$ $R^2_{adj} = 0.97$ <i>Durbin Watson</i> = 2.27 <i>Shapiro – Wilk normality test</i> = 0.975 ($p = 0.78$) <i>hAh</i> = 12.39 ($p = 0.33$)</p>					

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب تعیین الگو معادل $R^2 = 0.98$ برآورد گردیده که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار بالای الگو است. کمیت آماره آزمون *hAhtest* برابر ۰/۳۳ به دست آمده که نشان می‌دهد قیدهای تحمیل شده به ضرایب الگوی میداس تصریح شده، به لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار 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.

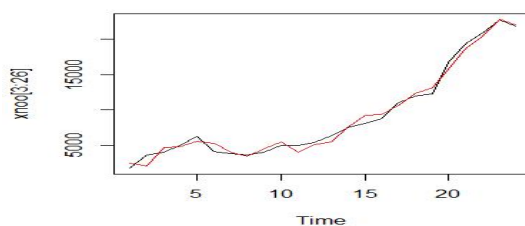
۶. پیش‌بینی

رابطه تصریح شده صادرات غیرنفتی کالا (۱۶) با استفاده از داده‌های فصل اول ۱۳۶۷ تا فصل چهارم ۱۳۹۲ برآورد شده است. براساس رابطه برآورد شده اولین پیش‌بینی برون نمونه‌ای برای سال ۱۳۹۳، به وسیله داده‌های فصلی موجود تا انتهای فصل آخر سال ۱۳۹۲ به شرح زیر صورت گرفته است.

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

مقدار صادرات غیرنفتی محقق شده سال ۱۳۹۳ $xno_{t+1} = 23864.26$

در نمودار ۴ نحوه انجام این پیش‌بینی نمایش داده شده است.



نمودار (۴). مقادیر محقق و شبیه‌سازی شده

توسط رابطه صادرات غیرنفتی کالا برای سال ۱۳۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۴)، مقادیر شبیه‌سازی شده توسط روابط و مقادیر تحقق یافته صادرات کالا را نشان می‌دهد. خطوط خاکستری بیانگر مقادیر شبیه‌سازی شده و خطوط مشکی بیانگر مقادیر تحقق یافته است که می‌تواند تصدیقی بر R^2 بالاتر از سطح انتظار در روابط تصریح و برآورد شده باشد.

در ادامه از داده‌های فصلی از فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل اول ۱۳۹۳ و سپس از فصل‌های دوم، سوم و چهارم در برآورد و پیش‌بینی استفاده شده است. نتایج پیش‌بینی صادرات غیر نفتی برای سال ۱۳۹۳ به شرح جدول ۴ است:

جدول (۴). مقایسه مقادیر واقعی و شبیه‌سازی شده صادرات غیرنفتی کالا براساس تمام

فصل‌های سال ۱۳۹۳

مقدار تحقق‌یافته (میلیون دلار)	مقادیر پیش‌بینی‌شده (میلیون دلار)	پیش‌بینی صادرات غیر نفتی سال ۱۳۹۳
۲۳۸۶۴/۲۶	۲۳۳۸۷/۵۳	با استفاده از آمار فصل اول ۱۳۹۳
۲۳۸۶۴/۲۶	۲۳۷۰۶/۰۹	با استفاده از فصل اول، فصل دوم ۱۳۹۳
۲۳۸۶۴/۲۶	۲۳۶۰۰/۵۸	با استفاده از فصل اول، فصل دوم، فصل سوم ۱۳۹۳
۲۳۸۶۴/۲۶	۲۳۸۱۰/۹۵	با استفاده از فصل اول، فصل دوم، فصل سوم و فصل چهارم ۱۳۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۴) همان‌طور که مشاهده می‌شود با وارد کردن داده‌های فصل چهارم متغیرهای فصلی به کار گرفته شده در رابطه، مقدار پیش‌بینی شده به مقدار واقعی بسیار نزدیک می‌شود. مقایسه مقدار صادرات پیش‌بینی شده ۲۳۸۱۰/۹۵ میلیون دلار با مقدار تحقق‌یافته ۲۳۸۶۴/۲۶ میلیون دلار، حاکی از پیش‌بینی دقیق الگو بوده است.

۷. نتیجه‌گیری

پیش‌بینی میزان صادرات غیرنفتی 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، متغیر صادرات غیرنفتی عموماً در توانری پایین و حداکثر به صورت فصلی و با وقفه‌های زمانی نسبتاً طولانی انتشار می‌یابد، بنابراین در این مطالعه به تصریح الگوی مناسبی برای پیش‌بینی این متغیر پرداخته شد. با بهره‌گیری از روش الگوسازی داده‌های ترکیبی سری‌های زمانی با

تواتر متفاوت که به میداس شهرت یافته است، الگویی برای پیش بینی صادرات غیرنفتی تصریح و برآورد گردید. الگو برای پیش بینی صادرات غیرنفتی از متغیرهای توضیحی با تواتر فصلی بهره گرفته است. این متغیرهای فصلی توضیحی عبارت اند از: لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، لگاریتم نرخ ارز حقیقی و لگاریتم نوسانات آن. محدوده مطالعه فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل آخر سال ۱۳۹۳ را در برگرفت، در ابتدا اطلاعات مربوط به متغیرهای فصلی سال ۱۳۹۳ در برآورد رابطه، مورد استفاده واقع نشده تا بتوان بر اساس آن قدرت پیش بینی 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 پیش بینی صادرات اولیه تجدید نظر صورت گرفت. در نهایت الگو مقدار صادرات غیرنفتی کالایی واقعی را برای سال ۱۳۹۳ معادل ۲۳۸۱۰/۹۵ میلیون دلار پیش بینی می کند که با مقایسه مقدار گزارش شده سالانه آن ۲۳۸۶۴/۲۶ میلیون دلار، حاکی از پیش بینی دقیق الگو 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. روش میداس که به استخراج وزنی داده ها می پردازد نسبت به روش میان گیری ساده در پیش بینی صادرات غیرنفتی ارجحیت دارد، بنابراین این روش انعطاف پذیر که به استخراج صرفه جویانه وزنی داده ها می پردازد، می تواند به عنوان یک روش کاربردی در مطالعات آتی مورد استفاده قرار گیرد.

منابع:

- Akbari, A., Pahlavani, M. & Mohebi Moushaei, M. (2013). Examining The Relationship Between The Exchange Rate and The Export of Raisin in Iran. The International Electronic Conference of the Economic Perspective in Iran (in Persian).

-
- Bahmani-Oskooee, M. , Hengerty, S.W. & Zhang, R. (2014). The Effects of Exchange Rate Volatility on Korean Flows: Industry level Estimates.. *Economic Paper*, 33(1), 76-97.
 - Bayat, M. & Noferesti, M. (2015). *Applied Econometric of Time Series: Mixed Frequency Data Sampling*. Noore-Elm Publication (in Persian).
 - Derakhshan, M. (1995). *Econometrics: The First Volume; Single Equations with Classical Assumptions*. Samt Publishing, First Edition (in Persian).
 - Ghysels, E. , Santa-Clara, & Valkano, R. (2004). The MIDAS Touch: Mixed Frequency Data Sampling Regressions. Manuscript, University of North Carolina and UCLA.
 - Ghysels, E., Sinko, A., & Valkano, R. (2006). MIDAS Regressions: Further Results and New Directions. *Econometric Reviews*, 26(1), 53-90.
 - Ghysels, E., Kvedaras, V. & ZEMLYS, V. (2014). Mixed Frequency Data Sampling Regression Models: the Package Midasr. *Journal of Statistical Software*. 72(4), 1-35.
 - Goldstein, M. & Khan M.S. (1978). The Real Exchange Rate and Macroeconomic Performance in Sub-Saharan Africa. *Journal of Development Economics* , 60(2), 275-286.
 - Klein, L.R. & E. Sojo (1989), *Combinations of High and Low Frequency Data in Macroeconomic Models*, Economics in Theory and practice: An Eclectic Approach. Kluwer Academic Publishers, 3-16.
 - 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*, 34(1).
 - Rahimi, H. (2001). The Impact of Real Effective Exchange Rate on the Export Prices and Trade balance: The Case of Iran. Master Dissertation, University of Shiraz (in Persian).
 - Sahabi, B. Sadeghi, H. & Shourkandi, A. (2011). The Effect of Exchange Rate on Non-Oil Export to Selective the Middle East Countries. *Journal of Economic Research* , 11(1), 81-100 (in Persian).
 - Sarwar, G. & Anderson, G.D. (1990). Estimating U.S. Soybean Exports: A Simultaneous Supply-demand Approach. *Journal of Economics Studies*, 17(1), 41-56.
 - Soori, A. (2014). *Econometrics (Volume 2) Along with Eviews8 Application of & Stata 12*. Publishing Culturally (in Persian).
 - Tsui, A. K., Xu, C. Y. & Zhang, Z.Y. (2013). Forecasting Singapore Economic

Growth with Mixed-Frequency Data. Presented at 20th International Congress on Modelling and Simulation, Adelaide, Australia, 1-6 .