فصلنامهٔ اقتصاد و الگوسازی
دانشگاه شهید بهشتی، تابستان و پاییز ۱۳۹۲

Quarterly Journal of Economics and Modelling
Shahid Beheshti University

پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران به کمک الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت

دکتر محمد نوفرستی*
محبوبه بیات**

تاریخ دریافت ۹۳/۱۱/۲۵ تاریخ پذیرش ۹۳/۱۲/۲۰

چکیده

رشد اقتصادی که در این مقاله توسط رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت عوامل اندازه‌گیری شده، عمده‌ترین متغیری است که می‌توان بر اساس آن عملکرد کلی اقتصاد را مورد قضاوت قرار داد. پیش‌بینی این رشد به مسئولین اقتصادی کمک می‌کند تا تصویری از شرایط آینده اقتصاد را در اختیار داشته و در صورت لزوم سیاست‌های اقتصادی خاصی را اتخاذ نمایند. در این مقاله با استفاده از روشی که اخیرا توسط گیزلز، سانتاکلارا و والکانو در سال۲۰۰۴ ابداع شده‌است به پیش‌بینی رشد اقتصادی به صورت فصلی پرداخته شده است. این روش که «الگوی داده‌های ترکیبی باتواتر متفاوت (میداس)» نام گرفته است امکان می‌دهد تا متغیرهای با تواتر زمانی مختلف، مثلا فصلی، ماهانه و هفتگی بتوانند در کنار هم در یک معادله رگرسیونی قرار گیرند. حسن وجود متغیرهای توضیح دهنده با تواتر زیاد برای توضیح متغیر وابسته کم‌تواتر در این است که به محض انتشار داده‌های جدیدی برای متغیرهای پرتواتر می‌توان در مقدار پیش‌بینی متغیر کم‌تواتر تجدید نظر کرد. مقایسه پیش‌بینی‌های ارائه شده توسط الگوی برآوردشده در این مقاله برای رشد تولید ناخالص داخلی با داده‌های‌واقعی فصل‌هایی که در برآورد اولیه الگو مورد استفاده قرار نگرفته‌اند حاکی از قدرت پیش‌بینی بسیار دقیق الگو 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 اخیر نهایتا پس از تجدید نظر معادل ۱/۵٪ پیش‌بینی می‌کند. این نرخ برای فصل زمستان سال

* دانشیار دانشکدهٔ اقتصاد و علوم سیاسی دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول) m_noferesti@sbu.ac.ir
** کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه شهید بهشتی mahboubeh.baiat@gmail.com

۱۳۹۳ به میزان ۲/۲- ٪ پیش‌بینی شده است. بدین ترتیب پیش‌بینی می‌شود اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۳ از رشدی معادل ۱/۹٪ برخوردار باشد.

کلید واژه‌ها: *پیش‌بینی نرخ رشد، الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت، میداس*
طبقه‌بندی JEL: *C22، C53، E27*

۱- مقدمه

یکی از مسائل عمده سال‌های اخیر اقتصاد ایران وجود نرخ‌های رشد اقتصادی پایین، پرنوسان و بی‌ثبات است. این بی‌ثباتی، فعالان اقتصادی و سرمایه‌گذاران را نسبت به آینده اقتصاد نااطمینان ساخته و کاهش سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی را در پی خواهد داشت. کاهش سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی نیز به نوبه خود به کاهش سطح تولید و درآمد خواهد انجامید. یکی از اهداف مهم هر نظام اقتصادی دستیابی به رشد اقتصادی بالاو با ثبات است، لذا پیش‌بینی مقادیر آینده این متغیر می‌تواند به سیاستگذاری‌های دولت در جهت ثبات و کنترل نوسانات این نرخ کمکی شایان توجه نماید. حتی اگر قائل به دخالت دولت جهت بهبود اوضاع اقتصاد نبوده باشیم، این پیش‌بینی می‌تواند به عنوان یک پیش‌آگاهی در مورد وضعیت آینده اقتصاد تلقی گردد.

بسیاری از متغیرهای سری‌زمانی، به ویژه متغیرهای حساب‌های ملی، در طول زمان به صورت سالانه و در بهترین حالت به صورت فصلی ارائه می‌شوند که از تواتر پایینی برخوردارند. در روش سنتی الگوسازی سری‌های زمانی برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی، تمام متغیرهای درگیر در الگو لزوما از تواتر یکسانی برخوردارند، به عنوان مثال چنانچه متغیر وابسته فصلی است، متغیرهای توضیح دهنده 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 اخیرا 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 بدست می‌آید می‌توان در پیش‌بینی قبلی ارائه شده برای متغیر وابسته کم‌تواتر الگو تجدید نظر کرد. به عنوان مثال اگر آمار سطح تولید به صورت فصلی و تابعی از متوسط قیمت ماهانه نفت در بازار جهانی قرار داده شده باشد، به محض آنکه در این ماه آمار قیمت جهانی نفت در دسترس قرار گیرد می‌توان با این اطلاع جدید در پیش‌بینی سطح تولید فصل آینده تجدید نظر کرد. بنابراین ملاحظه می‌شود که به کمک چنین الگوهایی می‌توان به پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان پرداخته و وضعیت آینده اقتصاد را رصد نمود. در انجام این هدف یافتن الگویی که بتواند از متغیرهایی با تواتر بالا جهت پیش‌بینی متغیرهایی با تواتر پایین بهره جوید و ارائه پیش‌بینی مناسبی از متغیر کم‌تواتر را ممکن سازد، چالشی اساسی خواهد بود. ساخت الگوهایی که بتواند از ترکیبی از داده‌های با تواتر متفاوت در یک رگرسیون بهره جوید ابتدا توسط کلاین و سوجو[1] (۱۹۸۹) در تدوین الگوهای اقتصادسنجی کلان ساختاری پایه‌گذاری شد. روشی که اخیرا توسط گیزلز، سانتاکلارا و والکانو[2] (۲۰۰۴) ابداع و سپس توسط گیزلز، سینکو و والکانو[3] (۲۰۰۶) بسط داده شده است و معروف به «الگوی داده‌های ترکیبی باتواتر متفاوت» یا میداس[4] است می‌تواند راه گریزی از این چالش باشد و متغیرهایی با داده‌های تواتر متفاوت را در یک رگرسیون در کنار هم قرار داده و برآورد نماید.

هدف این مقاله پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی فصلی به کمک داده‌های پرتواتر ماهانه متغیرهایی است که به نوعی می‌توانند تحولات آتی اقتصاد کلان را پیش‌بینی کنند. در راستای نیل به این هدف از الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت (MIDAS) و

1. Klein and Sojo
2. Ghysels, E., P. Santa-Clara, and R. Valkanov
3. Ghysels, E., A. Sinko, and R. Valkanov
4. MIxed frequency DAta Sampling – MIDAS

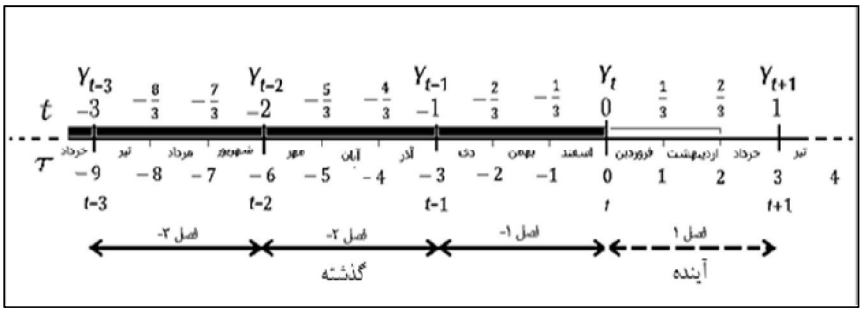
داده‌های‌سری‌زمانی فصلی و ماهانه بین سالهای ۱۳۶۷تا ۱۳۹۳ استفاده خواهد شد. در این مقاله پس از ارائه مبانی نظری و پیشینه تحقیق، به تصریح و برآورد الگو پرداخته و نتایج حاصل از پیش‌بینی ارائه خواهد شد.

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

قبل از معرفی الگوهای داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت یا میداس، ابتدا به شرح چگونگی نمادگذاری متغیرهایی که در الگو از تواتر متفاوتی برخوردارند می‌پردازیم. فرض کنید $\{y_t\}_t$ و $\{x_\tau\}_\tau$ دو سری زمانی پایا با تواترهای متفاوت است، به طوریکه y_t متغیر وابسته، x_τ متغیر توضیح دهنده، t واحد زمان برای متغیر کم‌تواتر و τ واحد زمان متغیر پرتواتر باشد. برای ایجاد ارتباط بین دو متغیر با تواترهای t و τ، 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 پرتواتر x_τ چند بار در این فاصله زمانی مورد مشاهده واقع شده است. بنابراین، $t = \tau .m$ بوده و در نتیجه x_τ به اندازه m برابر بیشتر از تواتر $\{y_t\}_t$ در واحد زمان t مشاهده شده است. به عنوان مثال برای داده‌های فصلی و ماهانه، m=3 است و 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 دارا است متغیر کم‌تواتر و متغیری که داده‌های ماهانه را در بر دارد متغیر پرتواتر می‌باشد. فرض کنید رشد تولید ناخالص داخلی سالانه به عنوان متغیر وابسته $\{y_t\}_t$، و $\{x_\tau\}_\tau$ یک متغیر توضیح دهنده فصلی باشد، در این صورت فاصله تواتری برابر با ضریب s =1/4 و m = 4 خواهد بود. نماد $x_t^{(m)}$ به مفهوم $x_\tau = x_t^{(m)}$ است.

وقتی y_t تابعی از متغیر توضیح دهنده x و وقفه‌های متعدد آن است، این متغیر به صورت تابعی از x_τ و مجموعه موزونی از مقادیر K دوره قبل این متغیر توضیح دهنده تصریح می‌شود. نمودار ۱ رابطه بین تواترها را بیان می‌کند و شیوه نمادگذاری را به روشنی بیان می‌نماید.

نمودار ۱- رابطه بین تواترهای متغیرها



رویکرد «الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت» (میداس) که در آن معمولا 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 خود رگرسیون گسترده وقفه (ARDL)، و همچنین لحاظ یک تابع وزن دهی (جهت همگام‌سازی متغیر پرتواتر با داده کم‌تواتر). روش میداس برای مدیریت وقفه‌های گسترده در چارچوب وزن‌های بهینه بنیان نهاده شده و بر اساس آن می‌توان بدون انجام عملیات هم‌فزونی[1]، یک متغیر با تواتر کم را در مقابل متغیرهای با تواترهای بالاتر در یک رگرسیون قرار داد. این رویکرد به صورت گسترده‌ای در الگوسازی با داده‌های مالی پرتواتر مورد استفاده قرار گرفته است. گیزلز، سینکو و الکانو(۲۰۰۶) رگرسیون ساده میداس را به دنیای علم معرفی نمودند. یک رگرسیون ساده میداس با توجه به متغیر توضیح دهنده پرتواتر x_τ و وقفه‌هایش صریحا به صورت زیر تصریح می‌شود.

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

برای مثال، یک رگرسیون ساده میداس برای متغیر y_t فصلی، x_τ ماهانه با حداکثر پنج وقفه ($j\max = 5$) به صورت زیر است.

$$\begin{aligned} y_t &= C_0 + \beta \sum_{j=0}^{5} w(j\,;\,\theta).L^{j/m}.x_t^{(m)} + u_t \\ &= C_0 + \beta\, w_0 x_{t-\frac{0}{3}}^{(3)} + \beta\, w_1 x_{t-\frac{1}{3}}^{(3)} + \cdots + \beta\, w_5\, x_{t-\frac{5}{3}}^{(3)} + u_t \end{aligned}$$

1. Aggregation

تابع وزن دهی $w(j\ ;\ \theta)$، مبین یک چند جمله‌ای برای اعمال وزن‌هایی خاص به وقفه‌های گسترده x_τ، و $L^{j/m}$ عملگر وقفه ($L^{j/m}\,X_t = X_{t-j/m}$) می‌باشد. فرم کلی توابع وزن‌دهی را می‌توان به صورت $w(j\ ;\ \theta) = \frac{\varphi(j\ ;\theta)}{\sum_{j=1}^{j\ max}\varphi(j\ ;\theta)}$ بیان نمود. بسته به نوع تابع $\varphi(j\ ;\ \theta)$ مورد استفاده در رابطه $w(j\ ;\ \theta)$ 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 بر اساس پارامترهای j و θ که به ترتیب شمارنده وقفه‌ها و برداری حاوی یک تا چند پارامتر θ می‌باشد، شکل می‌گیرد. این توابع وزن دهی وزن‌هایی غیر منفی ایجاد می‌کنند و برای تعیین مقدار ضریب متغیر پرتواتر و وقفه‌هایش (β)، از فرض $\sum_{j=0}^{j\ max}\ w(j\ ;\ \theta).L^{j/m}(\alpha) = 1$ استفاده می‌گردد.

یکی از توابع وزن دهی مورد استفاده در میداس، تابع آلمون بوده که در آن ضریب β و وزن‌های w به صورت یک پارامتر مشترک $\beta w_t(j;\theta)$ برآورد می‌شود. با توجه به رابطه آلمون، این تابع وزن دهی به صورت زیر است.

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

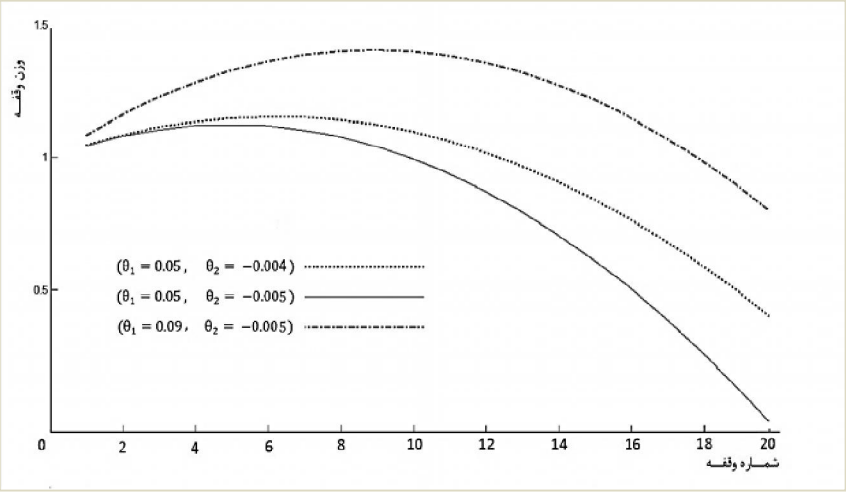
این تابع وزن‌دهی بر اساس مقادیر متفاوت پارامترهای θ و p که مرتبه چندجمله‌ای آلمون است ضرایبی متفاوت ایجاد می‌کند. در نمودار (۲) وزن‌های ایجاد شده توسط تابع وزن دهی آلمون با مقادیر متفاوت پارامترهای θ نمایش داده شده است.

برای بدست آوردن ضریب β یک بار تمامی ضرایب را از طریق حداقل مربعات معمولی برآورد می‌نمایند، و با توجه به خاصیت کلی توابع وزن دهی ($\sum_{j=0}^{j\ max}\ w(j\ ;\ \theta).L^{j/m}(\alpha) = 1$)، هریک از ضرایب بدست آمده را تقسیم بر مجموع کلیه ضرایب نموده و وزن خالص هر وقفه متغیر پرتواتر را بدست می‌آورند.

گیزلز[1] (۲۰۰۹)، علاوه بر تابع وزن‌دهی آلمون[2]، توابع وزن‌دهی متفاوتی را نظیر تابع وزن‌دهی آلمون نمایی[3] و تابع وزن‌دهی بتا[4] برای میداس معرفی کرده است. تابع وزن‌دهی

1. Eric Ghysels
2. Almon lag polynomial specifcation
3. Normalized exponential Almon lag polynomial
4. Normalized beta probability density function

نمودار ۲- شکل‌های تابع آلمون با پارامترهای مختلف



ماخذ: بررسی‌های تحقیق

آلمون نمایی که دارای انعطاف پذیری بالائی است، به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$w(j\ ;\ \theta) = \frac{exp(\theta_1.j+\theta_2.j^2)}{\sum_{j=1}^{j\ max} exp(\theta_1.j+\theta_2.j^2)}$$

این تابع وزن دهی می‌تواند شکلی صعودی، نزولی و یا به صورت سایر اشکال برای وزن‌ها ایجاد کند. هر یک از این شکل‌های متنوع را می‌توان با انتخاب پارامترهای مناسب و متفاوتی ایجاد کرده و به الگو تحمیل نمود. در این تابع چنانچه $\theta_1 = \theta_2 = 0$ در نظر گرفته شود، فرم تابع وزن دهی آلمون نمایی به صورت تابع میانگین‌گیری ساده تبدیل شده و وزن‌هایی ثابت و برابر را بر همه وقفه‌ها اعمال می‌کند.

تابع دیگری که می‌توان از آن جهت وزن دهی استفاده نمود و به دلیل استخراج از تابع توزیع احتمال بتا نام تابع وقفه‌های بتا را به خود گرفته است، به صورت $w\left(j/m\ ,\theta_1\ ;\ \theta_2\right) = \frac{\mathrm{F}\left(j/m\ ,\theta_1\ ;\ \theta_2\right)}{\sum_{j=1}^{j\ max}\mathrm{F}\left(j/m\ ,\theta_1\ ;\ \theta_2\right)}$ قابل نمایش است، که در آن $\mathrm{F}(x\ ,a\ ;\ b) = \frac{x^{a-1}(1-x)^{b-1}\ \Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\ \Gamma(\mathrm{b})}$ و $\Gamma(a) = \int_0^{\infty} e^{-x}.\ x^{a-1}.dx$

$\Gamma(a+b)$، $\Gamma(b)$ و توابع گاما هستند. در تابع وزن دهی بتا نیز، اگر رابطه $\theta_1 = \theta_2 = 1$ برقرار باشد، این تابع به میانگین ساده زمانی تبدیل می‌شود.

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[1] (۲۰۰۴) لازم است از روش‌های برآورد غیرخطی NLS که روشی مناسب برای برآورد ضرایب است استفاده نمود که به صورت زیر مجموع مربعات جمله اخلال را حداقل کند.

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

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 به یافتن پارامتری مناسب برای بردار θ پرداخته و سعی در حداقل نمودن رابطه $(y_t - \beta \sum_{j=0}^{j\,max} w(j\,;\,\theta).L^{j/m}\; x_t)^2$ می‌نماید.

- گسترش الگوی میداس

زمانی که متغیر وابسته y_t از یک فرآیند خود رگرسیون پی‌روی می‌کند، الگوی ساده و پایه‌ای میداس به یک الگوی خودرگرسیونی میداس[2] تبدیل می‌شود. در بیانی مشابه، یک الگوی میداس با ساختار خودرگرسیونی را با در نظر گرفتن p دوره وقفه از متغیر وابسته می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = C_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j\, y_{t-j} + \beta \sum_{j=0}^{j\,\max} w(j\,;\,\theta).L^{j/m}\; x_t^{(m)} + u_t$$

با نوشتن $b_j = w(j\,;\,\theta).L^{j/m}$، گسترش این الگو به یک الگوی چند متغیره، به صورت زیر خواهد بود

$$y_t = C_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j\, y_{t-j} + \beta_1.b_1\,(L\,;\,\theta)\, x_{1,t} + \cdots + \beta_q.b_q\,(L\,;\,\theta)\, x_{q,t} + u_t$$

q نمایانگر تعداد متغیرهای توضیح دهنده مستقل است. این متغیرها می‌توانند دارای

1. Ghysels, E., P. Santa-Clara, and R. Valkanov
2. AR-MIDAS

تواتری یکسان بوده و یا در حالتی عمومی‌تر از تواترهایی نامساوی و متفاوت برخوردار باشند. در رابطه بالا متغیرهای $x_{1,t}$ ، $x_{2,t}$ ، ... و $x_{q,t}$ متغیرهایی متمایز از یکدیگر بوده و پارامترهای کلیه توابع وزن‌دهی و همچنین تعداد وقفه‌های بهینه هر متغیر، متمایز از یکدیگر می‌باشند.

- پیش‌بینی به وسیله الگوی میداس

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

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

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

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

d نشان دهنده تعداد دوره‌های پرتواتری است که برایشان داده‌های جدید منتشر شده است. در رابطه بالا عبارت سوم مربوط به گذشته و عبارت چهارم ناظر به آینده است. 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 (۱) مکان داده‌های مربوط به گذشته و آینده مشخص شده است.

- ارزیابی دقت پیش‌بینی

قبل از استفاده عملی از هر الگوی اقتصادسنجی، باید از درستی و میزان اعتبار آن اطلاع حاصل کرد و اطمینان پیدا نمود که الگوی تصریح شده تا چه حد قادر است پیش‌بینی دقیقی را از متغیر وابسته ارائه کند. یکی از شاخص‌های کمی و معمول برای تشخیص نزدیکی مقدار پیش‌بینی شده به مقدار واقعی متغیر مورد نظر، شاخص جذر میانگین مجذور خطای نسبی RMSPE[1] است. در این مقاله نیز برای سنجش دقت پیش‌بینی الگو از این شاخص بهره گرفته شده است.

1. Root Mean Square Predict Error

۳- سابقه تحقیق

پس از معرفی روش میداس توسط گیزلز، سانتاکلارا 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 مطالعات آلپر، فندگلو و سلتگلو[1] (۲۰۰۸)، انجل، گیزلز و سان[2] (۲۰۰۸)، فرسبرگ و گیزلز[3] (۲۰۰۶)، لئون، نیو و روبیو[4] (۲۰۰۷)، کلمنتس، گالوائو و کیم[5] (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[6] (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. برای دوره زمانی ۱۹۶۲ الی ۲۰۰۵ محققی به نام تای[7] (۲۰۰۶) از یک الگوسازی ساده با این روش بهره جسته و برای پیش‌بینی پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی امریکا، از متغیر توضیح دهنده بازده سهام روزانه استفاده نمود و قدرت توضیح دهندگی این متغیر را، برای پیش‌بینی رشد اقتصادی امریکا طی دوره زمانی مورد بررسی بسیار بالا ارزیابی نمود. در مطالعه‌ای که توسط وی صورت گرفت، نتایج بدست آمده به وسیله الگوی میداس، از نتایج حاصله از الگوی وزن دهی با وزن ثابت (میانگین زمانی) بهتر و کاراتر بوده است.

الگوسازی و پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی کشور آلمان نیز توسط مارسلینو و شوماخر[8] در سال ۲۰۰۷ انجام پذیرفت. این محققان از داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی طی دوره ماه اول ۱۹۹۲ تا ماه ششم سال۲۰۰۶و یکصد و یازده شاخص قیمت ماهانه

1. Alper, C.E., S. Fendoglu, and B. Saltoglu
2. Engle, R.F., E. Ghysles , and B Sohn
3. Forsberg, L. , and E. Ghysels
4. Leon, A., J.M. Nave, and G. Rubio
5. Clements, M.P., A.B. Galvao, and J.H. Kim
6. Clements, M., and A. Galvao
7. Tay, A.
8. Marcellino, M., and C. Schumacher

نظیر قیمت مواد خام، واردات و صادرات کالا و خدمات، سفارشات خریدهای داخلی و خارجی صنعتی و حجم پول نیز طی دوره ماه اول ۱۹۹۲ تا ماه یازدهم سال۲۰۰۶ استفاده کرده و نتایج پیش‌بینی را، نتایجی دقیق و مناسب ارزیابی کردند.

کازین، مارسلینو و شوماخر[1] (۲۰۰۹) برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا بر اساس بیست شاخص پرتواتر ماهانه مانند قیمت مواد خام، انتظارات تجاری تولید کننده، نرخ ارز، نرخ بهره و شاخص‌های پولی، رشد اقتصادی فصلی این حوزه را به سه روش میداس، میداس خودرگرسیون و میداس چندمتغیره، برآورد و پیش‌بینی کردند. آنان نتیجه گرفتند که الگوی میداس خود رگرسیون برای افق پیش‌بینی کوتاه‌مدت، و میداس(VAR) برای افق‌های طولانی‌تر، پیش‌بینی‌های بهتری را ارائه می‌دهند. مشابه چنین نتیجه‌ای را گیزلز، بای و رایت [2](۲۰۱۰) در پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی امریکا به وسیله داده‌های ماهانه اقتصاد کلان بدست آوردند. آرمسترو، انگمن و اویانگ[3] (۲۰۱۰) از روش الگوسازی میداس استفاده کرده و برای اقتصاد امریکا به پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی فصلی، تورم ماهانه، تولیدات صنعتی ماهانه و اشتغال ماهانه پرداخته و ملاحظه نمودند در افق‌های پیش‌بینی کوتاه‌تر، میداس نسبت به الگویی که از وزن‌دهی ثابت استفاده می‌کند عملکرد بهتری دارد. در سال ۲۰۱۲ بسک و بوعبداله[4] نیز از قدرت توضیح دهندگی پنجاه و شش متغیر سری زمانی پرتواتر پایا برای دوره زمانی ۱۹۵۹ الی ۲۰۱۰ استفاده کرده و با استفاده از یکی از بسط‌های میداس به پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی فصلی امریکا پرداخته و دقت پیش‌بینی برای افق‌های کوتاه‌تر را بسیار مناسب ارزیابی نمودند.

جستجوی صورت گرفته در مطالعه حاضر در میان مطالعات تجربی حاکی از آن است که تنها مطالعه موردی انجام گرفته در آسیا با این روش جدید اقتصادسنجی، مطالعه‌ای است که توسط سو، ژو و ژانگ[5] در سال ۲۰۱۳ برای کشور سنگاپور صورت گرفته

1. Kuzin, V., M. Marcellino, and C. Schumacher
2. Bai, J., E. Ghysels, and J. Wright
3. Armesto, M.T., K.M. Engemann, and M.T. Owyang
4. Bessec, M. and Bouabdallah, O.
5. Tsui, A. K., C. Y. Xu, and Z. Y. Zhang

است. این محققین در مطالعه خود، الگویی برای رشد اقتصادی کشور سنگاپور را با استفاده از بازده اوراق بهادار بازار بورس به عنوان متغیر توضیح دهنده پرتواتر به روش‌های میداس، رگرسیون مستقیم بر روی داده‌های پرتواتر و رگرسیون بر روی داده‌های تبدیل شده به تواتر پایین، برآورد کرده و بر اساس آن اقدام به پیش‌بینی نمودند. اینان روش میداس را بهترین روش پیش‌بینی برای مطالعه خود معرفی نموده و اذعان داشتند بیشترین دقت پیش‌بینی زمانی حاصل می‌شود که از داده‌های هفتگی فصل مورد برآورد نیز در انجام پیش‌بینی استفاده شود.

۴- تصریح الگو و برآورد ضرایب

به منظور تصریح الگویی برای پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی ایران به روش میداس از داده‌های تولیدناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ به قیمت پایه و نرخ رشد تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره در تواتری فصلی، و همچنین سه متغیر توضیح دهنده دیگر شامل نرخ رشد قیمت نفت، نرخ رشد سرانه چک‌های برگشتی و همچنین نرخ رشد نرخ ارز مبادله‌ای بازار آزاد در تواتر ماهانه استفاده شده است[۱]. روش انجام برآورد در این مطالعه، استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی میداس با چندین متغیر توضیح دهنده است و رابطه تصریح شده به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = C_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j\, y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q} \lambda_j\, s_{t-j} + \beta_1 \sum_{j=1}^{j\,max} w(j\,;\,\theta).L^{j/m}\; m_t^{(m)} + \beta_2 \sum_{j=1}^{j\,max} w(j\,;\,\theta).L^{j/m}\; o_t^{(m)} + \beta_3 \sum_{j=1}^{j\,max} w(j\,;\,\theta).L^{j/m}\; e_t^{(m)} + u_t$$

در این رابطه متغیرها عبارتند از:

y_t نرخ رشد فصلی تولید ناخالص داخلی

s_t نرخ رشد فصلی تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده

$m_t^{(m)}$ نرخ رشد ماهانه سرانه چک‌های برگشتی

۱. با توجه به اینکه هدف مقاله حاضر پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی است، متغیرها بر این اساس انتخاب شده‌اند. لازم به ذکر است که این متغیرهای انتخابی نسبت به سایر متغیرهای پیش‌نگر از عملکرد بهتری در الگو برخوردار بوده‌اند.

$o_t^{(m)}$ نرخ رشد ماهانه قیمت نفت

$e_t^{(m)}$ نرخ رشد ماهانه نرخ ارز در بازار موازی ارز

در رابطه با برآورد ضرایب مربوط به متغیرهای ماهانه 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.

- شرحی بر داده‌های آماری

داده‌های فصلی مربوط به تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ و به قیمت پایه از فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل اول سال ۱۳۹۳ توسط بانک مرکزی انتشار یافته است. لذا نرخ رشد اقتصادی بر آن اساس محاسبه و در الگو مورد استفاده قرار گرفته‌است. آمار پروانه‌های ساختمانی صادره توسط شهرداری‌ها به صورت فصلی از پایگاه داده‌های سری‌های زمانی بانک مرکزی و نماگرهای اقتصادی تهیه شده است.

اطلاعات مربوط به مقادیر جاری چک‌های برگشتی از ماه اول سال ۱۳۶۶ تا ماه نهم سال ۱۳۹۳ از دایره شاخص‌های ماهانه اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران اخذ شده و با تقسیم بر شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ تبدیل شده است. آنگاه این داده‌ها بر جمعیت تقسیم شده است تا به صورت سرانه درآید. داده‌های سالانه آمار جمعیتی افراد ۲۰ تا ۶۹ سال به کمک نرم افزار اسپکتروم ساخته شده و سپس با استفاده از رابطه نمایی جمعیت به داده‌های ماهانه تبدیل شده‌است. داده‌های جمعیتی سالانه و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی ماهانه نیز از بانک مرکزی گرفته شده‌اند.

آمار ماهانه بهای نفت برنت، برای دوره ماه اول ۱۳۶۶ تا ماه نهم سال ۱۳۹۳ از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی در تواتری ماهانه گرفته شده است و اطلاعات مربوط به نرخ برابری ریال با دلار آمریکا در بازار موازی ارز نیز از ابتدای ۱۳۶۶ تا ماه نهم ۱۳۹۳ از پایگاه داده‌های سری زمانی و شاخص‌های ماهانه اقتصادی بانک مرکزی تهیه شده است. تعداد مشاهدات مورد استفاده برای برآورد اولیه ۱۰۳ مشاهده از متغیر کم تواتر رشد

تولیدناخالص داخلی در محدوده دوره زمانی فصل دوم ۱۳۶۷ تا فصل آخر ۱۳۹۲، همچنین در رابطه با هریک از متغیرهای توضیح دهنده سه گانه، از تعداد ۳۱۱ مشاهده ماهانه در دوره ماه دوم ۱۳۶۷ تا ماه آخر ۱۳۹۲ استفاده شده است.

- 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 بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته حاکی از آن است که تمامی متغیرهای نرخ رشد دخیل در الگو پایا و یا به عبارت دیگر I(0) می‌باشند. این نتایج در پیوست مقاله گزارش شده‌اند.

بنابراین می‌توان ضرایب الگو را بدون هراس از رگرسیون کاذب برآورد نمود. برای برآورد الگوی مطرح شده، از بسته نرم افزاری midasr در محیط R تهیه شده توسط گیزلز و همکاران(۲۰۱۴)[1] استفاده شده است. داده‌های نرخ رشد متغیرها در محدوده زمانی فصل دوم ۱۳۶۷ تا فصل چهارم ۱۳۹۲ مورد استفاده قرار گرفته‌اند. اطلاع مربوط به نرخ رشد تولید ناخالص داخلی فصل اول سال ۱۳۹۳ در برآورد اولیه ضرایب الگو مورد استفاده واقع نشده تا بتوان بر اساس آن قدرت پیش‌بینی الگو را خارج از محدوده برآورد محک زد. اثر وقفه‌های متغیرهای ماهانه با توجه به برآورد پارامترهای θ مربوط به تابع وزن‌دهی هر یک از متغیرها مشخص خواهد شد. نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگو به صورت بهینه‌یابی مقید پس از ۱۸۲ بار تکرار برای رسیدن به همگرایی با لحاظ کردن سه وقفه متغیر وابسته نرخ رشد اقتصادی، سه وقفه متغیر توضیحی فصلی نرخ رشد پروانه‌های ساختمانی، چهارده وقفه ماهانه نرخ رشد چک‌های برگشتی سرانه، چهارده وقفه ماهانه نرخ رشد قیمت نفت و شش وقفه ماهانه نرخ رشد نرخ ارز در بازار موازی ارز در جدول ۱ گزارش شده است.

همانگونه که مشاهده می‌شود ضرایب y1، y2 و y3 مربوط به سه وقفه متغیر وابسته نرخ رشد اقتصادی به لحاظ آماری کاملا معنی‌دار است. همچنین وقفه سوم نرخ رشد پروانه‌های ساختمانی s3 نیز معنی‌دار است. همانطور که قبلا نیز اشاره شد، از تابع وزن‌دهی آلمون که عملکرد بهتری داشته است برای هر سه متغیر پرتواتر استفاده شده است، و چنان که در

1. Ghysels, E., V. Kvedaras and V. Zemlys

مورد این تابع وزن‌دهی صادق است، ضریب بتا و وزن‌ها به صورت مشترک یعنی $(\beta.w)$ برآورد می‌شوند. لذا m1، m2 و m3 پارامترهای تشکیل‌دهنده ضرایب $\beta.w$ (ضریب بتا و وزن‌ها به صورت مشترک) برای متغیر نرخ رشد چک‌های برگشتی(m) بوده و در سطح ۹۵ ٪ معنادار می‌باشند.

جدول ۱ -نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگو با استفاده از بسته نرم افزاری midasr

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)	sig level
Intercept	4.450364	1.388999	3.204	0.001947	**
y1	-0.59456	0.062602	-9.497	9.28E-15	***
y2	-0.71003	0.067652	-10.495	< 2e-16	***
y3	-0.53215	0.080598	-6.602	4.07E-09	***
s1	-0.01208	0.026777	-0.451	0.653209	
s2	-0.02991	0.039649	-0.754	0.452845	
s3	-0.06171	0.030894	-1.997	0.049192	*
m1	-0.07388	0.033852	-2.183	0.032002	*
m2	0.060901	0.015328	3.973	0.000154	***
m3	-0.00429	0.001025	-4.184	7.28E-05	***
o1	0.06645	0.032418	2.05	0.043657	*
o2	-0.03695	0.019188	-1.926	0.057674	.
o3	0.004843	0.003038	1.594	0.114841	
o4	-0.00019	0.000135	-1.42	0.159582	
e1	-0.22083	0.117052	-1.887	0.062849	.
e2	0.137204	0.072355	1.896	0.061535	.
e3	-0.01996	0.009991	-1.998	0.049104	*
d	-6.67452	1.565798	-4.263	5.48E-05	***
dd2	15.57488	3.242011	4.804	7.15E-06	***
Signif. codes: *** 0.001 ** 0.01 * 0.05 . 0.1					
R2= 0.955305 , R2adj=0.9446899 , DurbinWatson= 1.84105					
Shapiro-Wilk normality test =0.9824 (p= 0.2091) , hAh =12.7251 (p=0.9704)					

همانگونه که ملاحظه می‌شود تمامی پارامترهای مربوط به دو متغیر توضیح دهنده ماهانه دیگر نیز به جز o3 و o4 حداقل در سطح ۹۰ ٪ معنی‌دار هستند. متغیرهای d و dd2 دو متغیر مجازی هستند که به ترتیب برای مقاطع زمانی فصل دوم ۱۳۹۰ به بعد و برای فصول تابستان کمیت یک و برای بقیه زمان‌ها کمیت صفر را اختیار می‌کنند.

هرچند معمولا در الگوهای نرخ رشد ضریب تعیین R^2 نسبتا پایین است، اما ضریب تعیین الگو معادل $R^2 = 0.955$ برآورد گردیده که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار بالای الگو است. کمیت آماره آزمون hAh.test برابر با ۰/۹۷ به دست آمده که نشان می‌دهد قیدهای تحمیل شده به ضرایب الگوی میداس تصریح شده، به لحاظ آماری کاملا معنی‌دار و از کفایت لازم برخوردارند. با توجه به کمیت آماره آزمون دوربین-واتسون و آزمون نرمال بودن شاپیرو-ویلک، جملات اخلال الگو دارای همبستگی پیاپی نبوده و از توزیع نرمال برخوردارند.

۵- پیش‌بینی

به منظور ارزیابی قدرت پیش‌بینی الگو، همانگونه که اشاره گردید، آمار نرخ رشد تولیدناخالص داخلی مربوط به فصل اول سال ۱۳۹۳ در برآورد اولیه به کار گرفته نشد تا اکنون بتوان توسط الگوی تدوین شده کمیت آن را برآورد نمود و در خصوص قدرت پیش‌بینی الگو اظهار نظر کرد. این نرخ ابتدا بدون استفاده از داده‌های ماهانه فصل اول سال ۱۳۹۳ معادل ۵/۵۶ برآورد گردید. مقایسه این مقدار پیش‌بینی با مقدار تحقق یاقته آن که ۵/۰۶ - است حاکی از قدرت بسیار خوب الگو در پیش‌بینی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی فصلی است.

پس از این پیش‌بینی اولیه، دو بار دیگر نیز نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به کمک داده‌های ماهانه مربوط به متغیرهای ماهانه توضیح دهنده الگو برای ماه‌های فروردین و اردیبهشت ماه سال ۱۳۹۳ پیش‌بینی شد. مقادیر پیش‌بینی شده به ترتیب ۵/۰۷- و ۴/۲۲- بوده است. کمیت شاخص جذر میانگین مجذور خطای نسبی RMSPE در این پیش‌بینی‌ها برابر با ۰/۵۰۹۶ محاسبه شده و بیان‌گر این واقعیت است که الگو از توان پیش‌بینی بسیار

مناسبی برخوردار است.

قدرت پیش‌بینی بسیار خوب الگوی میداس تدوین شده از دو جنبه خودنمائی می‌کند. یکی ارائه پیش‌بینی اولیه نرخ رشد اقتصادی و دیگری که مهم‌تر و پررنگ‌تر از اولی است قابلیت آن در بازنگری و تجدیدنظر در پیش‌بینی اولیه به هنگام انتشار داده‌های ماهانه جدید مربوط به متغیرهای توضیحی الگو است.

اکنون با استفاده از تمامی اطلاعات انتشار یافته به برآورد ضرایب الگوی تنظیمی می‌پردازیم و به کمک آن نرخ رشد اقتصادی را برای فصل‌های تابستان، پاییز و زمستان سال ۱۳۹۳ پیش‌بینی می‌کنیم. در عین حال به کمک داده‌های ماهانه‌ای که در دسترس قرار می‌گیرد، در مقدار پیش‌بینی اولیه بازنگری و در صورت لزوم تجدیدنظر می‌کنیم.

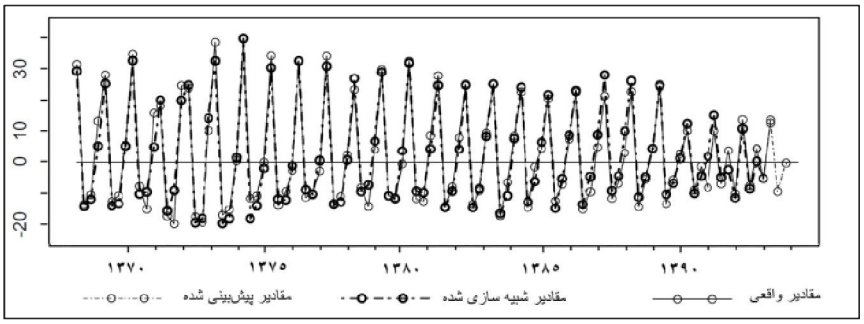
به هنگام تهیه مقاله، آمار تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ برای فصل تابستان توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی انتشار یافت. بر اساس کمیت انتشار یافته، تولیدناخالص داخلی فصل تابستان نسبت به فصل بهار از رشدی معادل ۱۳/۰۸۷ ٪ برخوردار بوده‌است. با فراهم آمدن این موقعیت، نرخ رشد اقتصادی فصل تابستان توسط الگو مورد پیش‌بینی قرار گرفت. این نرخ رشد توسط الگو معادل۱۳/۷۱۶ ٪ پیش‌بینی شد که به مقدار گزارش‌شده بسیار نزدیک است و حاکی از توان بسیار خوب الگو در پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی است.

اکنون الگو را به خدمت می‌گیریم تا نرخ رشد فصل پاییز و فصل زمستان را ارائه کند. برآورد اولیه برای فصل پاییز حاکی از آن است که نرخ رشد در فصل پاییز نسبت به فصل تابستان به میزان ۹/۴ درصد کاهش خواهد داشت. با انتشار داده‌های ماهانه مربوط به متغیرهای توضیحی چک‌های برگشتی سرانه، قیمت نفت و نرخ ارز، در مهر، آبان و آذر سال ۱۳۹۳ در پیش‌بینی اولیه به گونه‌ای که در جدول (۲) قابل مشاهده است تجدیدنظر شد. یکی از عوامل که موجب گشته در تجدیدنظرهای بعدی، نرخ رشد تولیدناخالص داخلی بیشتر کاهش نشان دهد، تنزل نسبتا شدید قیمت نفت در این ماه‌ها بوده است. الگو در عین حال با توجه به تحولات به وجود آمده در بازار نفت، نرخ رشد اقتصادی را برای فصل زمستان سال۱۳۹۳معادل ۰/۲۷-٪ پیش‌بینی می‌کند.

جدول ۲- مقادیر واقعی و مقادیر پیش‌بینی شده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی

سال ۱۳۹۳	مقدار واقعی	پیش‌بینی اولیه	بازنگری اول	بازنگری دوم
فصل تابستان	۱۳/۰۸۷	۱۳/۷۱۶	ـــ	ـــ
فصل پاییز	؟	-۹/۴۴۳	-۹/۴۸۶	-۹/۷۲۹
فصل زمستان	؟	-۰/۲۷		

در نمودار ۳ مقدار واقعی نرخ رشد فصلی تولید ناخالص داخلی و مقادیر پیش‌بینی شده آن توسط الگو به همراه پیش‌بینی‌های برون نمونه‌ای به نمایش گذاشته شده است.



نمودار ۳- مقادیر واقعی، مقادیر شبیه‌سازی شده و مقادیر پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای

از آنجا که بانک مرکزی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی هرفصل را نسبت به فصل مشابه سال قبل گزارش می‌کند چنانچه پیش‌بینی‌های الگو را بر این اساس تنظیم کنیم جدول ۳ نتیجه خواهد شد. این جدول نرخ‌های مانوس‌تری را برای فصل‌های مختلف سال ۱۳۹۳ ارائه می‌کند. با توجه به آمار واقعی فصل بهار و تابستان ۱۳۹۳ و پیش‌بینی‌های ارائه شده برای فصل‌های پاییز و زمستان ۱۳۹۳، به نظر می‌رسد که اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۹۲ از رشدی معادل یک و نه دهم درصد در تولیدناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ برخوردار گردد.

جدول ۳ – مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده نرخ رشد تولیدناخالص داخلی نسبت به فصل مشابه سال قبل

سال ۱۳۹۳	نرخ‌رشد گزارش‌شده	پیش‌بینی اولیه	بازنگری اول	بازنگری دوم
فصل بهار	۴/۶	۴/۱	۴/۶	۵/۶
فصل تابستان	۳/۷	۴/۳	—	—
فصل پاییز	؟	۱/۸	۱/۷	۱/۵
فصل زمستان	؟	-۲/۲	؟	؟

جدول(۴) مقادیر محقق شده نرخ رشد اقتصادی بر اساس تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه و قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ را طی دوره زمانی سال۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲، به همراه نرخ‌رشد پیش‌بینی شده برای سال۱۳۹۳ نشان می‌دهد.

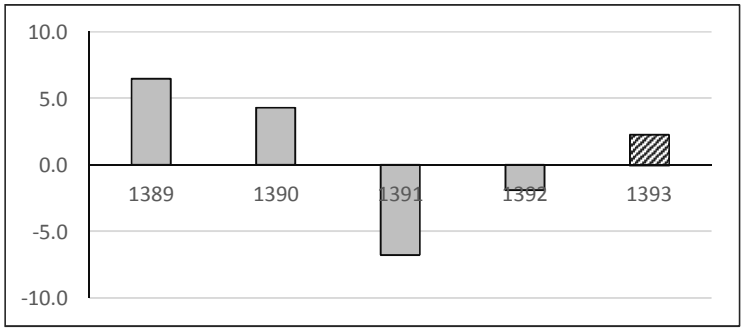
جدول ۴ –مقادیر محقق‌شده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و پیش‌بینی آن برای سال ۱۳۹۳

سال	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳
رشد اقتصادی	۶/۴۸	۴/۳	-۶/۸	-۱/۹	۱/۹

ماخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نتایج مطالعه

نمودار(۴) مقادیر نرخ رشد اقتصادی محقق شده بر اساس تولیدناخالص‌داخلی به قیمت پایه و قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ طی دوره زمانی سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲را، به همراه نرخ رشد پیش‌بینی شده برای سال ۱۳۹۳ نمایش می‌دهد.

نمودار ۴ –مقادیر محقق‌شده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و پیش‌بینی آن برای سال ۱۳۹۳



ماخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و نتایج مطالعه

۶- خلاصه و نتیجه‌گیری:

توجه به درجه اهمیت بسیار بالای رشد اقتصادی کشور، که عموما در تواتری پایین و حداکثر به صورت فصلی و با وقفه‌های زمانی نسبتا طولانی انتشار می‌یابد، ما را بر آن داشت تا با تصریح الگوی مناسبی به پیش‌بینی این متغیر بپردازیم. با بهره‌گیری از روش الگوسازی داده‌های ترکیبی سری‌های‌زمانی با تواتر متفاوت که به میداس شهرت یافته‌است، الگویی برای پیش‌بینی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی فصلی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ تصریح و برآورد گردید. الگو برای پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی از متغیرهای توضیحی با ترکیبی از تواترهای فصلی و ماهانه بهره می‌گیرد. این متغیرهای توضیحی عبارتند از نرخ رشد تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره توسط شهرداریها به صورت فصلی، نرخ رشد چک‌های برگشتی سرانه به صورت ماهانه، نرخ رشد قیمت نفت در بازار جهانی به صورت ماهانه و نرخ رشد نرخ ارز در بازار موازی ارز به صورت ماهانه.

محدوده مطالعه فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل اول سال ۱۳۹۳ را در بر می‌گیرد. الگوی برآورد شده با مجموعه‌ای از آزمون‌های آماری مواجهه داده‌شده و نسبت به صحت ضرایب برآورد شده اطمینان حاصل گردیده است. در پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای، الگو نرخ رشد تولیدناخالص داخلی فصل بهار سال ۱۳۹۳ را که مقدار گزارش‌شده آن۴/۶٪ است به میزان ۵/۶٪ و نرخ رشد این متغیر در تابستان را که ۳/۷٪ است، ۴/۳٪ پیش‌بینی می‌کند. در عین حال پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی توسط الگو برای فصل پاییز و فصل زمستان ۱۳۹۳، که هنوز داده‌ای برای آن گزارش نشده است، به ترتیب ۱/۵٪ و ۲/۲-٪ است. بدین ترتیب پیش‌بینی می‌شود که نرخ رشد سالانه تولیدناخالص داخلی کشور در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۹۲ حدود یک و نه دهم درصد باشد.

منابع

1. Alper, C.E., S. Fendoglu, and B. Saltoglu, (2008), *Forecasting Stock Market Volatilities UsingMIDAS Regressions: An Application to the Emerging Markets*, Discussion paper, MPRA Paper, 7460.

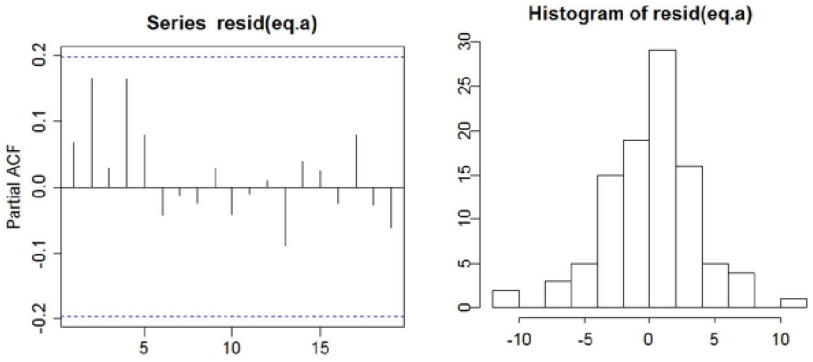
2. Andreou, Elena, Eric Ghysels, and Andros Kourtellos, (2010), *Regression models with mixed sampling frequencies*, Journal of Econometrics 158.
3. Armesto, M.T., K.M. Engemann, and M.T. Owyang, 2010, *Forecasting with Mixed Frequencies*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review 92.
4. Bai, J., E. Ghysels, and J. Wright (2009), *State space models and MIDAS regressions*, Working paper, NY Fed, UNC and Johns Hopkins
5. Bessec, M. and Bouabdallah, O. (2014), *Forecasting gdp over the business cycle in a multi-frequency and data-rich environment*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics. doi: 10.1111/obes.12069
6. Clements, M.P., A.B. Galvao, and J.H. Kim, (2008) *Quantile forecasts of daily exchange rate returns from forecasts of realized volatility*, Journal of Empirical Finance 15.
7. Clements, M., and A. Galvao, (2008), *Macroeconomic Forecasting with Mixed Frequency Data: Forecasting US output growth*, Journal of Business and Economic Statistics 26.
8. Clements, M., and A. Galvao (2009) *Forecasting US Output Growth Using Leading Indicators:An Appraisal Using Midas Models*,Journal of Applied Econometrics 24
9. Clements, M. and A. Galvao (2006) *Macroeconomic forecasting with mixed frequency data: forecasting US output growth and inflation*. Warwick Economic Research Paper No. 773,University of Warwick.
10. Engle, R. F., E. Ghysels, and B. Sohn, (2008), *On the Economic Sources of Stock Market Volatility*, Discussion Paper NYU and UNC.
11. Forsberg, L., and E. Ghysels, (2006), *Why do absolute returns predict volatility so well?*,Journal of Financial Econometrics 5.
12. Ghysels, E., P. Santa-Clara, and R. Valkanov; (2004) *The MIDAS Touch: Mixed frequency Data Sampling Regressions,* manuscript, University of NorthCarolina and UCLA.
13. Ghysels, E., A. Sinko, and R. Valkanov; (2006) *MIDAS regressions: Further results and new directions,* Econometric Reviews, 2007, 26
14. Ghysels, E., V. Kvedaras and V. Zemlys;(2014) *Mixed Frequency Data Sampling Regression Models: the R Package midasr,* Journal of Statistical Software.
15. Klein, L.R. and E. Sojo; (1989), *Combinations of High and Low Frequency Data in Macroeconomic Models* , in L.R. Klein and

J.Marquez (eds) , Economics in Theory & Practice:An Eclectic Approach.Kluwer Academic Publishers.pp 316

16. Kuzin, V., M. Marcellino, and C. Schumacher, (2011) *MIDAS versus mixed-frequency VAR:Nowcasting GDP in the Euro Area*. Deutsche Bundesbank Discussion Paper 07/2009.
17. Leon, A., J.M. Nave, and G. Rubio, 2007, *The relationship between risk and expected return in Europe*, Journal of Banking and Finance 31.
18. Marcellino, M., and C. Schumacher, (2010) *Factor MIDAS for Nowcasting and Forecasting with Ragged-Edge Data: A Model Comparison for German GDP*, , Oxford Bulletin of Economics and Statistics 72.
19. Tay, A. (2006) *Financial Variables as Predictors of Real Output Growth*, Discussion Paper SMU.
20. Tsui, A. K. , C. Y. Xu, and Z. Y. Zhang, (2013) *Forecasting Singapore economic growth with mixed-frequency data*, presented at 20th International Congress on Modelling and Simulation, Adelaide, Australia, 1–6 December 2013

پیوست : نتایج کامپیوتری

نمودار همبستگی نگار جزئی و هیستوگرام جملات اخلال



- نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو:

نام متغیر	آماره دیکی-فولر	نتیجه آزمون
y	-11.9005	**I(0)**
o	-13.1259	**I(0)**
m	-33.6556	**I(0)**
e	-15.1799	**I(0)**
s	-18.6173	**I(0)**

مقدار احتمال p.value برای تمامی آماره‌های آزمون کوچکتر از ۰/۰۱ است.