مجله‌ی برنامه‌ریزی و توسعه گردشگری
سال دوم، شماره‌ی۷، زمستان۱۳۹۲
صفحات ۸۱-۶۶

پیش‌بینی تقاضای فصلی توریسم در ایران
(کاربرد الگوهای سری‌زمانی فصلی)

محمد قهرمان‌زاده*
هاشم محمودی**
ابراهیم جاودان***

تاریخ دریافت:۱۳۹۱/۱۱/۳۰ **تاریخ پذیرش:۱۳۹۲/۱۱/۳۰**

چکیده

توریسم نقش مهمی در اشتغال‌زایی و ایجاد درآمد در کشورها دارد و در دهه‌های اخیر، رشد قابل توجهی داشته است. به‌دلیل جاذبه‌های فرهنگی و طبیعی، ایران موقعیت منحصربفردی در صنعت توریسم دارد. بنابراین توسعه این صنعت می‌تواند یک روش مناسب برای بهبود شرایط اقتصادی ایران و کاهش وابستگی آن به نفت باشد. هدف مطالعه حاضر، پیش‌بینی ورود فصلی گردشگر به ایران است. بدین منظور از رهیافت باکس- جنکینز فصلی (SARIMA[1]) و الگوهای جمعی فصلی مبتنی بر آزمون ریشه واحد فصلی استفاده شده است. دوره زمانی مطالعه ۴۴ فصل از سال‌های ۹۰-۱۳۸۰ را شامل می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY[2] نشان داد که سری ورود گردشگر خارجی به ایران دارای ریشه واحد فصلی است. مقایسه‌ی نتایج پیش‌بینی‌های صورت گرفته با الگوهای جمعی فصلی و SARIMA نشان داد که مدل جمعی فصلی از دقت بیشتری نسبت به الگوی رقیب یعنی SARIMA برخوردار است و از این‌رو به‌عنوان الگوی مناسب جهت تبیین رفتار فصلی جریان ورود تورسیم به ایران انتخاب شد.

واژگان کلیدی: آزمون ریشه واحد فصلی، الگوی جمعی فصلی، پیش‌بینی، توریسم، SARIMA.

---

* دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز (ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir)
** دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز
*** دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز

[1] Seasonal Auto-Regressive Integrated Moving Average Approach
[2] Hylleberg, Engle, Granger and Yoo test

مقدمه

جهانگردی در پنجاه سال اخیر، به شکل یکی از مهمترین پدیده‌های انسانی درآمده است، پدیده‌ای که آثار شگرفی بر جوامع انسانی می‌گذارد و چشم‌اندازهای جغرافیایی را دگرگون می‌کند. هرچند توریسم، ریشه‌ای عمیق در تاریخ بشریت دارد ولی به‌صورت امروزی و با تأثیرات کنونی، پدیده‌ای نو و برخواسته از تمدن درخشان صنعتی معاصر است که جنبه‌های بی‌شمار زندگی کشورها، جوامع و افراد را تحت تأثیر خود قرار داده است (محلاتی، ۱۳۸۰). صنعت توریسم امروزه به‌عنوان یکی از مهمترین صنایع در جهان مطرح است و از صنایع رشد یابنده‌ای است که در سال‌های اخیر به‌سرعت گسترش یافته است و مورد توجه بسیاری از دولت‌ها قرار گرفته است. بر اساس آمار منتشره از سوی سازمان جهانی جهانگردی، درآمدهای حاصل از توریسم بین‌المللی پس از نفت، محصولات نفتی، خودرو، قطعات و لوازم یدکی بالاترین میزان از صادرات جهان را به‌خود اختصاص داده است (صباغ کرمانی، ۱۳۸۰).

صنعت توریسم یکی از پردرآمدترین بخش‌های اقتصاد جهانی است و بسیاری از کشورها از این رهیافت توانسته‌اند وضعیت خویش را تا حد در خور توجهی بهبود بخشند و بر مشکلات اقتصادی خویش، از قبیل پایین بودن سطح درآمد سرانه، فراوانی بیکاری و کمبود درآمدهای ارزی فائق آیند، به‌طوری‌که درحال حاضر درآمد حاصل از صنعت توریسم در حدود ۶ درصد از صادرات جهان را تشکیل می‌دهد (موسایی، ۱۳۸۳). سهم مستقیم صنعت توریسم از تولید ناخالص داخلی جهان در سال ۲۰۱۲، ۲/۹ درصد بوده است که پیش‌بینی می‌شود به بیش از ۳/۱ درصد در سال ۲۰۱۳ برسد. از لحاظ اشتغال نیز سهم مستقیم این صنعت از کل اشتغال جهانی در سال ۲۰۱۲، ۳/۴ درصد بوده است (شورای سفر و گردشگری جهانی[1]، ۲۰۱۳). در این میان یکی از مسایل مهم برای برنامه‌ریزی و سرمایه‌گذاری در زمینه صنعت توریسم، پیش‌بینی تقاضای گردشگری می‌باشد. آگاهی از جریان آتی گردشگری به تجهیز منابع، امکانات و برنامه‌ریزی منسجم جهت ارایه خدمات بهتر، کمک شایانی دارد. در این راستا هدف اصلی تحقیق حاضر الگوسازی رفتار تقاضای گردشگری در ایران است تا از آن به‌عنوان ابزاری برای پیش‌بینی گردشگر در فصول مختلف سال استفاده شود.

از آنجا که به دلیل شرایط آب و هوایی، ورود گردشگر به کشور در همه فصول سال یکسان نیست، از این‌رو مدل‌سازی تغییرات فصلی تقاضای گردشگری به یک مسئله مهم در پیش‌بینی تقاضای گردشگری تبدیل شده است. تغییرات فصلی از ویژگی‌های مهم در سری زمانی گردشگران است و به مهارت و دقت بالایی به منظور بهبود پیش‌بینی‌های تقاضای گردشگری (فصلی و یا ماهانه) نیاز دارد. پیش‌بینی دقیق تقاضای فصلی یکی از ابزارهای مهم برای برنامه‌ریزی کارآمد و سرمایه‌گذاری توسط شرکت‌های هواپیمایی، هتل‌داران، تورهای مسافرتی

[1] World Travel & Tourism Council

و مؤسسات پذیرایی می‌باشد (کولندران و کینگ[1]، ۱۹۹۷). یکی از ضرورت‌های اصلی در الگوسازی سری زمانی گردشگری همانند سایر سری‌های فصلی، شناسایی مؤلفه‌های تشکیل‌دهنده می‌باشد. یکی از مؤلفه‌های مهم تغییرات فصلی آن است که به‌طور خاص، این مقاله بر روی این مسئله تمرکز دارد.

ادبیات موضوع

به‌دلیل اهمیت موضوع مطالعات مختلفی در این زمینه صورت گرفته است. آکال[2] (۲۰۰۴) با استفاده از الگوی الگوی خودتوضیح جمعی میانگین متحرک با متغیرهای توضیحی[3] و داده‌های سالانه به پیش‌بینی توریسم در ترکیه پرداخت. چو[4] (۲۰۰۱)، آلین[5] (۲۰۰۶)، چن و وانگ[6] (۲۰۰۷) نیز با استفاده از داده‌ها و الگوهای فصلی، توریسم فصلی را پیش‌بینی کردند. هونگ و مین[7] (۲۰۰۲)، چو (۲۰۰۳)، کیم و موسی[8] (۲۰۰۵)، کولندران و وانگ[9] (۲۰۰۵)، لین لین چانگ و همکاران[10] (۲۰۰۹) و بگوویچ[11] (۲۰۱۲) از داده‌های ماهانه و الگوهای فصلی در پیش‌بینی توریسم بهره گرفتند.

آکورت و همکاران[12] (۲۰۱۰) به پیش‌بینی مصرف گاز در ترکیه با استفاده از روش‌های مختلف برای دوره‌های زمانی ماهیانه (۲۰۰۷-۱۹۹۹) و سالیانه (۲۰۰۸-۱۹۸۷) پرداختند. نتایج نشان داد که برای داده‌های سالیانه مدل هموارسازی نمایی دوگانه و برای داده‌های ماهیانه مدل SARIMA بهتر از بقیه می‌باشد. چن و همکاران[13] (۲۰۱۰) جهت پیش‌بینی دقیق سالانه گردشگران کشور تایوان از چند مدل مختلف بهره جست. نتیجه‌ی مطالعه الگوی شبکه تطبیقی مبتنی بر استنتاج فازی[14] (ANFIS) را الگویی مناسب نسبت به‌دیگر الگوها معرفی کرد. سونگ و همکاران[15] (۲۰۱۱) به‌منظور پیش‌بینی فصلی توریسم برای کشور هنگ‌کنگ از

[1] Kulendran & King
[2] Akal
[3] Auto-Regressive Integrated Moving Average with Explanatory Variables (ARIMAX)
[4] Cho
[5] Alleyne
[6] Chen & Wang
[7] Huang & Min
[8] Kim & Moosa
[9] Kulendran & Wong
[10] Lin Chang et al.
[11] Bigovic
[12] Akkurt, et al.
[13] Chen et al.
[14] Adaptive Network-Based Fuzzy Inference System
[15] Song, et al.

چهار کشور مبدأ شامل چین، کره جنوبی، انگلستان و آمریکا از مدل سری زمانی ساختاری مبتنی بر پارامتر زمان[1] بهره بردند.

جونوپولوس و همکاران[2] (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های سالانه به پیش‌بینی کوتاه‌مدت گردشگران و بررسی تأثیر شوک‌های اقتصادی بر تقاضای گردشگری در یونان پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که شوک‌های منفی اقتصادی از قبیل بیکاری و هزینه‌های گردشگری مربوط به کشور مبدأ تأثیر چندانی بر تقاضای آینده گردشگری ندارد. سولمان و سارپونگ[3] (۲۰۱۲) در در مطالعه‌ی خود تحت عنوان رهیافت تجربی مدل‌سازی و پیش‌بینی نرخ تورم در غنا از رهیافت باکس- جنکینز استفاده کردند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که مدل ARIMA(3,1,3) $(2,1,1)_{12}$ مدل مناسب برای پیش‌بینی نرخ تورم می‌باشد. آنها از این مدل برای پیش‌بینی ۱۱ ماه باقی‌مانده سال ۲۰۱۲ استفاده کردند.

بر خلاف مطالعات خارجی، اغلب مطالعات صورت گرفته در داخل کشور به صورت تخمین تابع تقاضای گردشگری می‌باشد و کمتر به جنبه پیش‌بینی تقاضای گردشگری پرداخته شده است.

حبیبی و عباسی‌نژاد (۱۳۸۴) به این نتیجه دست یافتند که درآمد سرانه و قیمت‌های نسبی بیشترین تأثیر را بر تقاضای گردشگری ایران دارند. تقوی و قلی‌پور سلیمانی (۱۳۸۸) نشان دادند تعداد اتاق هتل، درآمد ارزی دوره‌های گذشته، قیمت اتاق هتل، نرخ آزاد ارز و آژانس‌های گردشگری اثر معنی‌داری بر رشد صنعت گردشگری دارند. از دیگر مطالعاتی که به بررسی تابع تقاضای گردشگری ایران پرداخته‌اند می‌توان به مطالعه رسولی (۱۳۸۲)، موسایی (۱۳۸۳)، صفائی (۱۳۸۶)، محمدزاده و همکاران (۱۳۸۹)، ابراهیمی و جبدرقی (۱۳۹۰) اشاره داشت.

باتوجه به اهمیت پیش‌بینی در صنعت توریسم و همچنین فصلی بودن این صنعت، هدف این مطالعه پیش‌بینی تقاضای فصلی گردشگری با استفاده از الگوهای سری زمانی فصلی می‌باشد. بنابراین مطالعه‌ی حاضر از این حیث یک نوآوری محسوب می‌شود که با الگوسازی رفتار فصلی تقاضای گردشگری به‌منظور پیش‌بینی، کمک شایانی به غنی‌تر شدن ادبیات موضوع در داخل کشور است.

روش‌شناسی تحقیق

امروزه استفاده از تکنیک‌های پیش‌بینی برای تعیین مقادیر آتی متغیرها، کاربردی گسترده در علوم دارد. تکنیک‌های سری‌های زمانی که بر پایه تئوری معادلات تفاضلی استوار است، از

[1] Time-Varying Parameter Structural Time Series Model (TVP-STSM)
[2] Gounopoulos, et al.
[3] Suleman & Sarpong

جمله رایج‌ترین روش‌های پیش‌بینی به‌شمار می‌آید (کوک و آلتینی[1]، ۲۰۰۷). اصولاً انتخاب نوع تکنیک سری زمانی می‌بایستی متناسب با نوع سری زمانی و مؤلفه‌های شکل‌دهنده آن صورت گیرد. به‌طور کلی یک سری زمانی از چهار مؤلفه روند زمانی، حرکت‌های چرخه‌ای، تغییرات فصلی و مؤلفه غیرمنظم تشکیل می‌شود. بنابراین در سری‌های زمانی با الگوهای فصلی، رفتار متفاوت خواهد بود. باتوجه به رفتار فصلی قطعی یا تصادفی یک سری زمانی می‌توان از روش‌های گوناگونی برای الگوسازی استفاده کرد. اگر رفتار یک سری زمانی ماهانه یا فصلی به‌صورت یک فرایند قطعی باشد، می‌توان تغییرات را برای یک سری ماهانه به‌وسیله متغیرهای مجازی به‌صورت زیر بیان کرد (قیسلز و آزبورن[2]، ۲۰۰۱):

$$Y_t = a_0 + \sum_{s=1}^{4} \delta_s D_{st} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن Y_t، سری زمانی فصلی مثلاً گردشگری بوده و D_{st} متغیرهای موهومی فصلی، ε_t اجزای اخلال و δ_s پارامترهای الگوست که میزان تغییرات فصلی را برای s امین فصل نشان می‌دهد. به‌عبارت دیگر این الگو، زمانی استفاده می‌شود که یک روند فصلی قطعی و مشخص نسبت به فصول دیگر در داده‌ها وجود داشته باشد. اما مطالعات تجربی نشان می‌دهد که به‌طور معمول، روندهای فصلی در سری‌های زمانی قطعی و مشخص نیست و از یک حالت تصادفی غیرایستا پیروی می‌کنند (بولیو و مایرون[3]، ۱۹۹۳).

نخست تصور می‌شد استفاده از تفاضل‌گیری $[1-L^s]$ برای تأمین شرط مانایی این نوع سری‌های زمانی، روش مناسبی است. برای این منظور از الگوهای خودتوضیح جمعی میانگین متحرک فصلی (SARIMA) استفاده می‌شود. این الگو دارای دو جزء فصلی و غیرفصلی است. جزء فصلی به‌صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک، از وقفه فصلی (در داده‌های فصلی از وقفه ۴) به‌ترتیب از درجه P و Q و جزء غیرفصلی نیز به‌صورت پارامترهای خودتوضیحی یا میانگین متحرک از وقفه‌های غیرفصلی از درجه p و q وارد الگو می‌شود. الگوی فصلی باکس- جنکینز به شکل ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) نشان داده می‌شود. در این الگو d، درجه تفاضل‌گیری معمولی و D درجه تفاضل‌گیری فصلی یعنی تفاضل مقدار متغیر از مقدار خود در فصل مشابه سال گذشته است. در این الگو برای الگوسازی رفتار سری زمانی، نخست از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی یعنی تفاضل مقدار متغیر در این فصل از مقدار خود در فصل مشابه سال گذشته ($[1-L^S]$) برای ایجاد سری‌های زمانی ایستا استفاده می‌شود. سپس رفتار سری

[1] Koc & Altiny
[2] Ghysels & Miron
[3] Beaulieu & Miron

زمانی به‌وسیله رهیافت باکس- جنکینز (۱۹۷۶) الگوسازی می‌گردد (برنداستروپ و همکاران[1]، ۲۰۰۴).

اما این‌گونه تفاضل‌گیری به‌معنای پذیرش وجود تمام ریشه‌های فصلی و غیرفصلی سری است. درحالی که ممکن است در یک سری زمانی فقط یک یا چند ریشه وجود داشته باشد (دارن و دایبلت[2]، ۲۰۰۲). برای جلوگیری از اشتباه تفاضل‌گیری بیش از حد، آزمون ریشه واحد فصلی در ادبیات موضوع مورد توجه قرار گرفت. هیلبرگ و همکاران [HEGY] (۱۹۹۰) برای اولین بار آزمون ریشه واحد فصلی و غیرفصلی را بر روی سری‌های زمانی فصلی سه ماهه انجام دادند. این آزمون بعدها به‌وسیله بولیو و مایرن (۱۹۹۳) برای سری‌های زمانی ماهانه نیز گسترش داده شد. این آزمون می‌تواند ریشه واحد فصلی و یا غیرفصلی موجود در سری زمانی را مشخص کند که باعث ناایستایی شده است. پس برای ایستایی الگو کافی است از فیلتر مخصوص به‌همان ریشه استفاده شود. به‌طور کلی اگر $\Delta_s =[1-L^s]$ فیلتر تفاضل‌گیری مناسب برای ایستا کردن یک‌سری زمانی باشد، سری زمانی باید هم‌انباشته فصلی از درجه s باشد. هدف درنظر گرفتن یک فیلتر مناسب برای خارج نمودن ریشه‌های فصلی و غیرفصلی یک سری زمانی است. برای تعیین ریشه‌های مشخصه باید معادله زیر را حل کرد:

$$(1-L^S)=0 \qquad (۲)$$

جواب عمومی معادله بالا را می‌توان به‌صورت $\{1,\cos(2\pi k/s)+i\sin(2k\pi/s)\}$ نوشت. برای $k=1,2,3,\ldots$، معادله بالا s راه حل خواهد داشت. اولین ریشه به‌عنوان ریشه‌ی غیرفصلی و s-1 ریشه فصلی خواهد داشت (هیلبرگ و همکاران، ۱۹۹۰). HEGY برای تعیین تعداد ریشه در داده‌های ۳ ماهه از آزمون زیر استفاده کردند:

$$\phi_{P-4}(L)y_{4,t} = \mu_t + \pi_1 y_{1,t-1} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که $\mu_t = \delta_0 + \sum_{s=1}^{3} \delta_s D_{s,t} + \beta t$ است. هم‌چنین در رابطه بالا متغیرها به‌صورت زیر قابل تعریف است (هیلبرگ و همکاران، ۱۹۹۰):

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= y_t + y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} \\ y_{2,t} &= -y + y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} \\ y_{3,t} &= -y_t + y_{t-2} \\ y_{4,t} &= y_t - y_{t-4} \end{aligned} \qquad (۴)$$

[1] Brendstrup, et al.
[2] Daren & Diebolt

برای آزمون معناداری هریک از ضرایب π_1 و π_2 از آزمون t و برای معناداری ضرایب π_3 و π_4 از آزمون F استفاده می‌شود. معناداری هریک از ضرایب به‌معنای نبود ریشه مربوطه در سری زمانی است.

پس سری زمانی مربوطه می‌تواند هر یک از ریشه‌های بالا یا مجموعه‌ای از آنها را داشته باشد و نوع ریشه‌های واحد مشخص خواهد کرد که با چه فیلتری، سری زمانی یاد شده می‌بایست ایستا شود. بنابراین باید نخست نوع ریشه واحد شناسایی شود. هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) با بهره‌گیری از رهیافت تجزیه ریشه‌های واحد فصلی، نشان داده‌اند برای آزمون ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی می‌توان از معادله‌ی رگرسیونی زیر استفاده کرد:

$$(1-L^4)X_t = \alpha + \sum_{s=1}^{3}\delta_s D_{s,t} + \beta t + \sum_{i=1}^{3}\pi_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p}\phi_j(1-L^4)X_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در این معادله p درجه‌ی تعمیم معادله برای تأمین خصوصیت نوفه سفید اجزای اخلال معادله (ε_t) و $y_{i,t}$ مطابق تعریف هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰)، تبدیل‌های خطی از مقادیر وقفه‌های X_t هستند که در هرکدام از آنها یکی از ریشه‌های واحد در فراوانی مربوطه حفظ و بقیه ریشه‌های واحد در فراوانی‌های دیگر حذف شده‌اند. در عمل برای بهره‌گیری از آزمون HEGY، نخست می‌بایست معادله (۵) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) برآورد شود و سپس آزمون معناداری پارامترهای π_i به‌وسیله‌ی آماره‌های آزمون t و F سنجیده شوند. در این آزمون نیز معناداری ضرایب به معنای نبود ریشه مربوطه در سری زمانی است. برای آزمون معناداری π_1 و π_2 از آماره t و برای آزمون معناداری ضرایب π_3 و π_4 از آماره F و آزمون مرکب استفاده می‌شود.

در مجموع با بهره‌گیری از آزمون HEGY نوع و تعداد ریشه‌های واحد موجود در سری زمانی گردشگران فصلی قابل شناسایی می‌باشد و متناسب با آن نوع فیلتر تفاضل‌گیری نیز جهت ایجاد سری‌های زمانی ایستا تعیین می‌گردد. سپس داده‌های ایستا شده برای پیش‌بینی مقادیر آتی گردشگران فصلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. چنانچه نتایج آزمون انجام شده بر روی سری زمانی گردشگران بیانگر وجود یک فرایند تصادفی فصلی ناایستا باشد؛ الگوی خودتوضیح، الگوی مناسبی برای پیش‌بینی گردشگران است که اصطلاحاً به الگوی پایه رگرسیونی معروف می‌باشد که دارای شکل ریاضی به‌صورت معادله (۶) می‌باشد.

[1] Ordinary Least Squares Method

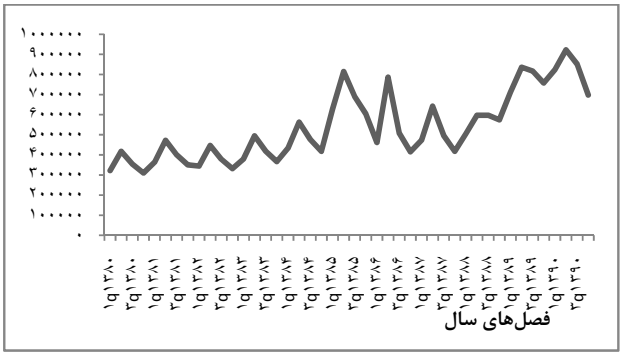
$$\Delta_s X_t = a_t + \sum_{t=1}^{i} \varphi \Delta_s X_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

همانطور که قبلاً اشاره شد هدف اصلی مطالعه، تدوین یک الگوی مناسب جهت پیش‌بینی گردشگران خارجی وارد شده به کشور می‌باشد. از آنجایی که انتخاب الگوی مناسب بستگی به ماهیت رفتار فصلی سری زمانی گردشگران دارد، در مطالعه‌ی حاضر برای شناسایی ماهیت این رفتار، از نمودار خودهمبستگی نمونه و آزمون ریشه واحد فصلی HEGY استفاده می‌شود. بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های یاد شده، مدل‌های SARIMA و پایه رگرسیونی مناسب شناسایی و برآورد خواهد شد. از این‌بین، الگوی نهایی بر اساس میزان دقت پیش‌بینی مدل‌های یاد شده انتخاب خواهد شد. مدل نهایی بایستی دارای اجزای اخلال با خصوصیات توزیع نرمال، عدم خودهمبستگی سریالی و عدم واریانس ناهمسانی شرطی بوده و از عملکرد پیش‌بینی بالاتری (کمترین خطای پیش‌بینی) برخوردار باشد. برای اندازه‌گیری عملکرد پش‌بینی الگوها، از معیار ریشه میانگین مربعات خطاهای پیش‌بینی[1] (RMSE) و میانگین قدرمطلق درصد خطا[2] (MAPE) استفاده می‌شود. قابل ذکر است که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل تعداد گردشگران خارجی وارد شده به کشور طی بازه زمانی ۹۰-۱۳۸۰ در فصل‌های مختلف سال است که از سازمان میراث فرهنگی، صنایع دستی و گردشگری اخذ شده‌اند.

تجزیه و تحلیل

روند تغییرات تعداد گردشگران خارجی وارد شده به کشور در فصول مختلف طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۰ در نمودار (۱) نشان داده شده است. چنانچه مشاهد می‌شود با شروع فصل بهار تقاضای گردشگران خارجی برای مسافرت به کشور بیشتر می‌شود و با ادامه این روند افزایشی، بیشترین میزان ورود گردشگر در فصل تابستان است. اما این روند با توجه به شرایط آب و هوایی کشور در فصول پاییز و زمستان رو به کاهش می‌گذارد. بعلاوه بررسی ظاهری روند تغییرات تعداد گردشگران طی دوره ۹۰-۱۳۸۰ حکایت از وجود مؤلفه تغییر فصلی دارد.

[1] Root Mean Squared Error
[2] Mean Absolute Percentage Error



نمودار ۱ : تعداد گردشگران خارجی وارد شده به کشور طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۰ (نفر)

منبع: سازمان میراث فرهنگی، صنایع دستی و گردشگری

برای انتخاب الگوی مناسب پیش‌بینی مقادیر آتی تعداد گردشگران خارجی، دو الگوی پایه رگرسیونی و باکس- جنکینز (SARIMA) که در بخش مواد و روش‌ها توضیح داده شد، مورد برآورد قرار می‌گیرد.

به این‌منظور باید در مرحله‌ی نخست، وجود ریشه‌های فصلی و غیرفصلی در سری گردشگران خارجی آزمون شود. بدین منظور از برآورد معادله (۵) برای داده‌های ۳ ماهه با تکنیک حداقل مربعات معمولی استفاده شد. در معادله‌ی برآورد شده برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار آکائیک و همچنین استراتژی حرکت از کل به جزء استفاده شد. بدین شکل که معادله ابتدا با ۸ وقفه برآورد شد و سپس تعداد وقفه‌ها به تدریج کاهش داده شد. درنهایت بر اساس آماره آکائیک (۳۱/۸۸-) وقفه بهینه برابر پنج انتخاب شد. نتایج رگرسیون کمکی که با پنج وقفه برآورد گردید در جدول (۱) گزارش شده است. بر اساس نتایج ارایه شده در جدول (۱)، مقایسه آماره‌های محاسباتی آزمون HEGY با مقادیر بحرانی نشان می‌دهد که آماره‌های مذکور در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار نیستند. یعنی سری زمانی تعداد گردشگران خارجی دارای ریشه واحد در فراوانی‌های مربوط است. با توجه به نتایج آزمون می‌توان نتیجه گرفت فرایند داده‌های گردشگران به صورت یک فرایند تصادفی فصلی است و برای ایستاسازی سری باید از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی $\Delta_s=1-L^4$ بهره گرفت.

جدول ۱ : نتایج آزمون ریشه واحد فصلی در سطح داده‌های فصلی ۳ ماهه

متغیر فصلی	$t_1(\pi_1)$	$t_2(\pi_2)$	$F_{3,4}(\pi_3=\pi_4)$
آزمون در سطح	-۰/۴۸	-۱/۴۸۸	۰/۵۳
آزمون در تفاضل فصلی	-۳/۱۹۵	-۳/۰۵	۱۲/۴۷

*مقادیر بحرانی در سطح معناداری ۱٪ برابر با ۳/۶۶- و سطح معناداری ۵٪ برابر با ۲/۹۶- مقدار بحرانی آزمون F در سطح ۱٪ برابر با ۴/۷۸ و در سطح ۵٪ برابر ۳/۰۴ است (فرانسس و هبایجن، ۱۹۹۷).
منبع: محاسبات تحقیق حاضر

بنابراین آزمون HEGY برای سری تفاضل‌گیری شده تکرار شد که بر اساس نتایج آن در جدول (۱)، آماره محاسباتی t و F در فراوانی‌های مورد بررسی معنی‌دار است. یعنی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد شده و ایستا بودن سری تفاضل‌گیری شده پذیرش می‌شود. بنابراین سری داده‌ها به صورت یک گام تصادفی فصلی و هم‌انباشته فصلی از درجه اول SI(1) می‌باشد.

پس از تبدیل داده‌ها با فیلتر تفاضل‌گیری $\Delta_s=1-L^4$، معادله (۶) با استفاده از روش OLS برآورد شد که نتایج آن در جدول (۲) ارایه شده است.

جدول ۲ : نتایج برآورد الگوی پایه رگرسیونی

الگوی برآوردی	$(1-L^4)Lnx_t=0.05+0.68(1-L^4)Lnx_{t-1}-0.32(1-L^4)Lnx_{t-4}$	
آماره t	-۲/۳۵ ۵/۰۵ ۱/۷۳	
آماره آزمون‌های تشخیصی	ARCH(1) = ۰/۶۸ (۰/۴۱)	LM(1) = ۳/۵۴ (۰/۰۶)
	ARCH(4) = ۳/۰۶ (۰/۵۵)	LM(4) = ۹/۲ (۰/۰۵)

منبع: محاسبات تحقیق حاضر

در این معادله، انتخاب وقفه‌های مدل بر اساس روش قبلی صورت گرفته است. مقدار آماره t محاسباتی برای پارامترهای معادله فوق نشانگر معنی‌دار بودن کلیه پارامترهای برآورد شده در سطح احتمال ۵ درصد می‌باشد. همچنین سطح معنی‌داری آزمون‌های ARCH(q) و LM(q) محاسبه شده در معادله‌ی فوق به‌ترتیب بیانگر عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی و خودهمبستگی سریالی از مرتبه اول و چهار در اجزای اخلال این معادله در سطح احتمال ۵ درصد می‌باشد. بر اساس معادله فوق، رفتار سری زمانی تعداد گردشگران خارجی متأثر از دو بخش از تغییرات مقادیر گذشته خود می‌باشد. بخش اول این تغییرات میزان رشد سالانه گردشگران مربوط به فصل گذشته و بخش دوم شامل میزان رشد گردشگران فصل مورد نظر در سال گذشته نسبت به فصل مشابه سال قبل از آن می‌باشد. به عبارت دیگر، گردشگران در هر

فصل هم متأثر از گردشگران فصل گذشته و هم متأثر از گردشگران فصل مشابه سال گذشته می‌باشد. تأثیرپذیری گردشگران هر فصل از دو بخش ذکر شده یکسان نیست به‌طوری که تأثیر رشد گردشگر فصل گذشته از اثر رشد گردشگر در فصل مشابه سال گذشته بیشتر است (۰/۶۸ در مقابل ۰/۳۲).

یکی دیگر از الگوهای مورد بررسی، الگوی SARIMA می‌باشد. انتخاب مدل مناسب بر اساس مراحل سه گانه باکس- جنکینز یعنی شناسایی وقفه‌های پارامترهای خودتوضیحی (p) و میانگین متحرک (q) بر پایه بررسی نمودارهای خودهمبستگی‌های جزئی و نمونه، تخمین مدل با استفاده از روش حداکثر درستنمایی و کنترل تشخیصی اجزای اخلال توسط آماره باکس- پیرس (Q)، نمودار تابع خودهمبستگی جزئی و همچنین برآورد مدل از درجات مختلف p و q صورت‌گرفته است. پس از انجام مراحل فوق، مدل‌نهایی دارای تصریح $ARIMA(1,1,0)(1,1,1)_4$ بوده که نتایج تخمین آن در جدول ذیل آمده است. در معادله فوق، سطح معنی‌داری آماره باکس- پیرس در وقفه‌های مختلف ((Q(q)) دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلال معادله در سطح احتمال ۵ درصد دارد. با توجه به مطالب بیان شده، از بین دو الگوی پایه رگرسیونی و SARIMA الگویی که دارای توان پیش‌بینی بیشتری است به‌عنوان الگوی نهایی انتخاب می‌شود.

جدول ۳ : نتایج برآورد الگوی $ARIMA(1,1,0)(1,1,1)_4$

الگوی برآوردی	$(1+0.35L)(1-0.034L^4)\Delta_4 LnX_t=0.0007+(1-1.00003L^4)\varepsilon_{t-4}$				
آماره t	۰/۰۰		۰/۱۲	۰/۱۱	-۲/۴۸
آماره آزمون‌های تشخیصی	Q(8)=	۴/۲ (۰/۸۴)	Q(4) =	۰/۸۱ (۰/۹۴)	Q(1) =	۰/۰۰۳۲ (۰/۹۶)

منبع: محاسبات تحقیق حاضر

به‌منظور مقایسه‌ی دو الگو، معیارهای ریشه میانگین مربعات خطاهای پیش‌بینی (RMSE) و میانگین قدرمطلق درصد خطا (MAPE) برای پیش‌بینی یک فصل، دو فصل و چهار فصل به جلو محاسبه شد که نتایج آنها در جدول (۴) بیان شده است. باتوجه به نتایج جدول ملاحظه می‌شود که میزان RMSE مدل پایه رگرسیونی در تمامی افق‌های پیش‌بینی کمتر از میزان RMSE مدل $SARIMA(1,1,0)(1,1,1)_4$ است. باتوجه به مقادیر MAPE، حداقل و حداکثر خطای پیش‌بینی برای مدل پایه رگرسیونی ۰/۰۵۵ و ۰/۰۶ می‌باشد. اما برای مدل SARIMA مقادیر حداقل و حداکثر به ترتیب ۰/۰۶ و ۰/۱۶ می‌باشد. پس بررسی مقادیر معیار MAPE

برای دو روش نیز نشان می‌دهد که الگوی پایه رگرسیونی در مقایسه با مدل SARIMA دارای قدرت پیش‌بینی بهتری می‌باشد.

جدول ۴ : میزان RMSE و MAPE در پیش‌بینی‌های مدل‌های پایه رگرسیونی و SARIMA

مدل	افق پیش‌بینی	یک فصل	دو فصل	چهار فصل
پایه رگرسیونی	RMSE	۴۷۸۲۸	۵۱۲۰۴	۴۰۰۱۸
	MAPE	۰/۰۵۵	۰/۰۶	۰/۰۶
SARIMA	RMSE	۵۹۴۳۶	۷۲۶۰۰	۱۳۶۷۳۶
	MAPE	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۱۶

منبع: محاسبات تحقیق حاضر

باتوجه به‌دقت بیشتر مدل پایه رگرسیونی از این مدل جهت پیش‌بینی تعداد گردشگران خارجی برای سال ۱۳۹۱ استفاده شده است که نتایج این پیش‌بینی در جدول (۵) گزارش شده است. مقایسه‌ی مقادیر پیش‌بینی شده برای سال ۱۳۹۱ با مقادیر واقعی در سال‌های گذشته نشان می‌دهد میزان ورود گردشگر به کشور در این سال نسبت به سال‌های گذشته افزایش خواهد داشت. باتوجه به موقعیت توریستی کشور از لحاظ جاذبه‌های گردشگری، این موضوع طبق انتظار است. بنابراین با برنامه‌ریزی مناسب و بهره‌گیری از ظرفیت کشور در این صنعت می‌توان به سهم بیشتری از این صنعت در اقتصاد کشور نایل شد. نکته‌ی مهم در این خصوص رفتار فصلی ورود گردشگر به کشور است که این موضوع باید در برنامه‌ریزی برای جذب گردشگر مدنظر باشد و باتوجه به شرایط اقلیمی کشور می‌توان از این مزیت در افزایش ورود گردشگر به کشور در فصل‌های سرد سال بهره گرفت.

جدول ۵ : پیش‌بینی فصلی تعداد گردشگران خارجی در سال ۱۳۹۱ (نفر)

فصل	تعداد گردشگر پیش‌بینی شده
بهار	۷۸۲۶۰۲
تابستان	۹۰۸۳۱۸
پاییز	۸۷۴۴۱۵
زمستان	۷۶۷۰۲۹

منبع: محاسبات تحقیق حاضر

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی از ابزارهای اصلی سیاستگذاران اقتصادی به‌شمار می‌رود. از این‌رو روش‌های متنوعی برای پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرد که انتخاب الگوی مناسب از بین این روش‌ها موضوعی مهم به‌نظر می‌رسد. مطالعه‌ی حاضر با هدف شناسایی یک الگوی مناسب برای پیش‌بینی ورود فصلی گردشگران خارجی به کشور شکل گرفت. به این منظور از دو الگوی SARIMA و پایه رگرسیونی که از روش‌های پرکاربرد در پیش‌بینی سری‌های فصلی هستند استفاده شد. نتایج پژوهش نشان داد الگوی پایه رگرسیونی به‌دلیل خطای کمتر در مقایسه با الگوی SARIMA از کارایی بالاتری برای پیش‌بینی تعداد گردشگران خارجی برخوردار است. هم‌چنین پیش‌بینی کوتاه‌مدت نشان از افزایش میزان ورود گردشگران در سال ۱۳۹۱ است. از آنجا که الگوی پایه رگرسیونی یک الگوی نسبتاً ساده است که بهره‌گیری از آن در بخش‌های اجرایی دولتی و بخش خصوصی به‌خوبی امکان‌پذیر می‌باشد، بنابراین توصیه می‌شود این روش در پیش‌بینی‌های سیاستگذاری این صنعت مورد استفاده قرار گیرد.

بر اساس نتایج پیش‌بینی و ظرفیتی که در بخش گردشگری کشور وجود دارد، می‌توان با سیاستگذاری‌های جامع‌تر در این زمینه و جذب حداکثری گردشگران خارجی، سهم ایران از این صنعت را متناسب با پتانسیل‌ها و جاذبه‌های موجود افزایش داد. امری که مساعدت خوبی برای رونق اقتصاد غیرنفتی در کشور است. از این رو نیاز است که با برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت، بلندمدت و تدوین طرح‌های توسعه‌ی صنعت گردشگری، نقاط ضعف و کاستی‌های موجود مرتفع گردد. به‌دلیل برودت هوای استان‌های شمالی و کاهش ورود گردشگر به کشور در فصل‌های پاییز و زمستان و با توجه به تنوع اقلیمی کشور و معتدل بودن هوا در استان‌های نیمه جنوبی کشور در این فصل‌ها توصیه می‌شود با معرفی جاذبه‌های گردشگری این استان‌ها و ایجاد زیرساخت‌های لازم از کاهش ورود گردشگر به کشور جلوگیری و بر رونق این صنعت افزوده شود. هم‌چنین توصیه می گردد عوامل مؤثر بر رشد و توسعه صنعت گردشگری و شناسایی موانع و محدودیت‌های این صنعت در اقتصاد کشور در مطالعات تکمیلی مورد بررسی قرار گیرند تا سیاست‌گذاری در این بخش با پشتوانه‌ی پژوهشی درخور انجام گیرد.

منابع

۱) ابراهیمی، محسن و آل مراد جبدرقی، محمود (۱۳۹۰). بررسی ارتباط علی بین توریسم و درآمد سرانه خانوارهای شهری در ایران (۱۳۸۶-۱۳۳۸)، **مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد شهری ایران**، مشهد مقدس.

۲) تقوی، مهدی و قلی‌پور سلیمانی، علی (۱۳۸۸). عوامل مؤثر بر رشد صنعت گردشگری ایران، **پژوهشنامه اقتصادی**، سال ۹، شماره‌ی ۳: ۱۷۲-۱۵۷.

۳) حبیبی، فاتح و عباسی‌نژاد،حسین (۱۳۸۴). تصریح و برآورد تابع تقاضای گردشگری ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی- مقطعی، **مجله تحقیقات اقتصادی**، شماره‌ی ۷۰: ۱۱۵-۹۱.

۴) رسولی، اسماعیل (۱۳۸۲). تخمین تابع تقاضای جهانگردی ورودی به ایران، **فصل‌نامه مطالعات گردشگری**، شماره‌ی ۲: ۱۱۲-۹۵.

۵) صباغ‌کرمانی، مجید (۱۳۸۰). **اقتصاد منطقه‌ای (تئوری و مدل‌ها)**، تهران: انتشارات سمت.

۶) صفائی، شهاب‌الدین (۱۳۸۶). **برآورد تابع تقاضای جهانگردی ایران با استفاده از داده‌های سال‌های ۸۴-۱۳۵۹**، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه رازی.

۷) محلاتی، صلاح‌الدین (۱۳۸۰). **درآمدی بر جهانگردی**، تهران: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه شهید بهشتی، چاپ اول.

۸) محمدزاده، پرویز؛ داود بهبودی؛ ممی‌پور، سیاب و فشاری، مجید (۱۳۸۹). تخمین تقاضای گردشگری ایران به تفکیک چند کشور منتخب با استفاده از رهیافت TVP، **فصل‌نامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)**، دوره‌ی ۷، شماره‌ی ۲: ۱۷۱-۱۴۹.

۹) موسایی، میثم (۱۳۸۳). تخمین تابع تقاضای توریسم به ایران، **فصل‌نامه پژوهشنامه بازرگانی**، شماره‌ی ۳۲: ۲۴۴-۲۲۵.

10) Akal, M. (2004). Forecasting Turkey's tourism revenues by ARMAX model, **Tourism Management**, 25: 565–580.

11) Akkurt, M., Demirel, F. and Zaim, S. (2010). Forecasting Turkey's natural gas consumption by using time series methods, **European Journal of Economic and Political Studies**, 3(2): 1-21.

12) Alleyne, D. (2006). Can seasonal unit root testing improve the forecasting accuracy of tourist arrivals?, **Tourism Economics**, 12: 45–64.

13) Beaulieu, J.J. and Miron, J.A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. **Journal of Econometrics**, 55: 305-328.

14) Bigovic, M. (2012). Demand forecasting with Montenegrin tourism using Box-Jenkins methodology for seasonal ARIMA models, **Tourism and Hospitality Management**, 18: 1-18.

15) Brendstrup, B., Hylleberg Nielsen, S.M., Skipper, L. and Stentoft, L. (2004). Seasonality in economic models, **Macroeconomic Dynamics**, 8: 362–394.

16) Chen, K.Y. and Wang, C.H. (2007). Support vector regression with genetic algorithms in forecasting tourism demand, **Tourism Management**, 28: 215–226.

17) Chen, M.S., Ying, L.C. and Pan, M.C. (2010). Forecasting tourist arrivals by using the adaptive network-based fuzzy inference system, **Expert Systems with Applications**, 37: 1185–1191.

18) Cho, V. (2001). Tourism forecasting and its relationship with leading economic indicators, **Journal of Hospitality and Tourism Research**, 25: 399–420.

19) Cho, V. (2003). A comparison of three different approaches to tourist arrival forecasting, **Tourism Management**, 24: 323–330.

20) Darne, O. and Diebolt, C. (2002). A note on seasonal unit root tests. **Quality and Quantity**, 36: 305-310.

21) Ghysels, E. and Osborn, D.R. (2001). **The econometric analysis of seasonal time series**, Cambridge: Cambridge University Press.

22) Gounopoulos, D., Petmezas, D. and Santamaria, D. (2012). Forecasting tourist arrivals in Greece and the impact of macroeconomic shocks from the countries of tourists' origin, **Annals of Tourism Research**, 39(2): 641-666.

23) Huang, J.H. and Min, J.C.H. (2002). Earthquake devastation and recovery in tourism: the Taiwan case, **Tourism Management**, 23: 145–154.

24) Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. and Yoo, B.S. (1990). Seasonal integration and co-integration, **Journal of Econometrics**, 99: 215-238.

25) Kim, J.H. and Moosa, I.A. (2005). Forecasting international tourist flows to Australia: A comparison between the direct and indirect methods, **Tourism Management**, 26: 69–78.

26) Koc, E. and Altinay, G. (2007). An analysis of seasonality in monthly per person tourist spending in Turkish inbound tourism from a market segmentation perspective, **Tourism Management**, 28: 227–237.

27) Kulendran, N. and Wong, K.K.F. (2005). Modeling seasonality in tourism forecasting, **Journal of Travel Research**, 44: 163–170.

28) Kulendran, N. and King, M.L. (1997). Forecasting international quarterly tourist flows using error-correction and time-series models, **International Journal of Forecasting**, 13: 319-327.

29) Lin Chang, C., Sriboonchitta, S. and Wiboonpongse, A. (2009). Modeling and forecasting tourism from East Asia to Thailand under temporal and spatial aggregation, **Mathematics and Computers in Simulation**, 79: 1730–1744.

30) Song, H., Li, G., Witt, S.F. and Athanasopoulos, G. (2011). Forecasting tourist arrivals using time-varying parameter structural time series models**, International Journal of Forecasting**, 27: 855–869.

31) Suleman, N. and Sarpong, S. (2012). Empirical approach to modeling and forecasting inflation in Ghana, **Current Research Journal of Economic Theory,** 4(3): 83-87.

32) World Travel & Tourism Council (WTTC). (2013). **Travel & Tourism Economic Impact 2013 world**.