

اثر شناسائی و حذف آفست در آنالیز نویز شبکه GPS دائمی ایران

سمیرا دلاور^{۱*}، علیرضا امیری سیمکوئی^۲

^۱ کارشناس ارشد ژئودزی - گروه مهندسی نقشه‌برداری - دانشکده مهندسی عمران و حمل و نقل - دانشگاه اصفهان
s.delavar94@gmail.com

^۲ دانشیار گروه مهندسی نقشه‌برداری - دانشکده مهندسی عمران و حمل و نقل - دانشگاه اصفهان
amiri@eng.ui.ac.ir

(تاریخ دریافت شهریور ۱۳۹۵، تاریخ تصویب آذر ۱۳۹۵)

چکیده

بیش از دو دهه است که استفاده از مشاهدات پیوسته‌ی ایستگاه‌های دائمی GPS کاربرد وسیعی جهت رفتارسنجی پدیده‌های ژئودینامیکی از جمله تغییر شکل پوسته‌ی زمین، حرکت صفحات تکتونیکی و گسل‌ها پیدا نموده است. معمولاً موقعیت‌های روزانه ایستگاه‌های دائمی GPS از نظر تصادفی مستقل از یکدیگر در نظر گرفته می‌شوند. از طرفی خطاهایی نظیر خطای مدل کردن مدار ماهواره‌ها، تعیین پارامترهای دورانی زمین، مدل کردن پارامترهای اتمسفری و غیره باعث نویز رنگی یا همبستگی بین موقعیت‌های روزانه‌ی ایستگاه‌ها می‌شوند. وجود آفست در مدل تابعی سری‌های زمانی GPS نیز، باعث برآوردی اریب از پارامترهای مجهول می‌شود بنابراین برای برآوردی دقیق از پارامتر سرعت احتیاج به مدل تصادفی و تابعی دقیق از سری‌های زمانی GPS داریم. به این منظور در این مطالعه آنالیز نویز چند متغیره بر روی ۳۸ ایستگاه دائمی GPS ایران با بازه‌ی زمانی ۷ سال، انجام شده است. در این آنالیز مدل تصادفی داده‌ها با ترکیب نویز سفید، نویز فلیکر و نویز رندوم واک ارائه شده و برآورد مولفه‌های نویزها توسط روش "برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات" صورت گرفته است. اثر آفست موجود در داده‌ها بر روی برآورد نویز و پارامتر سرعت ایستگاه‌ها نیز مورد بررسی قرار گرفته است. بررسی همبستگی زمانی قبل و بعد از حذف آفست، کاهش مقادیر نویز به ویژه نویز رندوم واک را نشان می‌دهد. پارامتر سرعت نیز بعد از حذف آفست با تغییراتی همراه است که ضرورت بررسی آفست موجود در داده‌ها را تایید می‌کند. پس از حذف آفست، بررسی همبستگی مکانی نشان داد که وابستگی معناداری برای مولفه‌های شمالی-شمالی، شرقی-شرقی و ارتفاعی-ارتفاعی وجود دارد ولی بین مولفه‌های مختلف مختصات نتایج همبستگی، معنادار نیستند.

واژگان کلیدی: سری‌های زمانی GPS، آفست، آنالیز نویز چند متغیره، برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات، همبستگی مکانی، همبستگی زمانی

* نویسنده رابط

۱- مقدمه

ایران به علت قرار گرفتن در منطقه همگرایی بین صفحات تکتونیکی عربستان در جنوب و اوراسیا در شمال، کشوری زلزله خیز محسوب می‌شود و تنها مناطق محدودی در کشور وجود دارد که دارای آسیب‌پذیری کمتری است [۱]. در نتیجه پایش تغییرات پوسته‌ی زمین، موضوع مهم و اساسی است که در سال‌های اخیر مورد بررسی قرار گرفته است. مطالعات ژئودتیکی بر روی سری‌های زمانی مختصات ایستگاه‌های دائمی GPS، به همین منظور صورت می‌گیرد. از جمله این مطالعات، می‌توان تعیین میدان سرعت ایستگاه‌های دائمی GPS را نامبرد. سرعت ایستگاه معمولاً با رگرسیون خطی روی مولفه‌های مختصات تعریف می‌شود و تکنیک "کمترین مربعات" برای برآورد این پارامتر مورد استفاده قرار می‌گیرد.

رفتارهای سری‌های زمانی در قالب مدل تابعی و مدل تصادفی تعریف می‌شوند. مدل تابعی در واقع بیانگر بخش قابل مدل‌سازی سری‌های زمانی (ترند خطی، سیگنال‌های پریودیک و آفست‌ها) است و رفتارهای دیگری که با عنوان نویز شناخته می‌شوند و غیر قابل مدل‌سازی هستند در قالب مدل تصادفی بیان می‌گردند [۲]. از آنجا که مطالعه بر روی سری‌های زمانی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، باید مدل تابعی و تصادفی آن‌ها با دقت بالایی تقریب شوند.

عدم تعیین دقیق مدل تابعی باعث ارباب بودن نتایج حاصل از آنالیز سری زمانی خواهد بود. یکی از خطاهای سیستماتیک که اغلب در تعیین مدل تابعی سری‌های زمانی در نظر گرفته نمی‌شود، مسئله آفست (پرش) است. آفست می‌تواند به علت حرکت پوسته به واسطه زلزله یا حرکت‌های مصنوعی ایجاد شود. حرکت‌های مصنوعی می‌توانند شامل شرایط محیطی، خرابی در تجهیزات و یا تغییر تجهیزات و خطای انسانی باشد. آفست‌ها در سری‌های زمانی مختصات به عنوان یک تغییر سریع در میانگین تعریف می‌شوند که در نتیجه اثر طولانی مدت بر روی پارامترهای برآورد شده همچون سرعت می‌گذارند [۳]. بسته به موقعیت آفست‌ها در سری‌های زمانی، آفست کشف نشده ممکن است یک اثر مضر روی برآورد پارامتر سرعت داشته باشد. برای مثال برآورد نرخ بالآمدگی توسط توماس و همکاران (۲۰۱۱) تقریباً $2/1 \text{ mm/year}$ کمتر از آرگوس و همکاران (۲۰۱۱) در یک منطقه مشابه گزارش شده

است [۴] که این منتهی به تفسیرهای متفاوتی می‌شود. توماس و همکاران (۲۰۱۱) بیان کردند که حدود نیمی از این اختلاف به علت تفاوت در بررسی آفست می‌باشد. در نتیجه بررسی آفست امری ضروری است. آفست علاوه بر پارامتر سرعت بر برآورد مولفه‌های نویز نیز تاثیر گذار است [۵]. در این مقاله برای حذف آفست از روش کمترین مربعات استفاده شده است [۵].

در اکثر کاربردهای عملی، تا حدودی مدل تصادفی (ماتریس کواریانس) معلوم بوده و به صورت ترکیب خطی مجهول (نویز سری‌های زمانی)، از ماتریس‌های کوفاکتور بیان می‌شود. بهترین ترکیب خطی از مجهولات برای مدل تصادفی سری‌های زمانی GPS توسط کینگ و همکاران (۱۹۹۵)، ژانگ و همکاران (۱۹۹۷) و مائو و همکاران (۱۹۹۹)، ترکیب نویز سفید^۱ و نویز فلیکر^۲ معرفی شده است، عدم وجود نویز رندوم واک^۳ در ترکیب توصیفی را می‌توان کوتاهی بیس لاین خواند. جانسون و اگنو (۲۰۰۰)، یک بیس لاین ۵۰ متری بین دو ایستگاه دائمی GPS در PFO^۴ را آنالیز کردند و نویز رندوم واک را در فرکانس‌های پایین برای مولفه‌های افقی مختصات تشخیص دادند. ویلیامز و همکاران (۲۰۰۴)، یک آنالیز جامع روی ۴۰۰ ایستگاه GPS انجام دادند. بهترین مدل نویز برای داده‌ها، توسط نویز پاور-لو^۵ ارائه شد. لانگبین (۲۰۰۸)، ۲۳۶ ایستگاه دائمی GPS در جنوب کالیفرنیا و شمال نوادا را به منظور ارزیابی مدل نویز که همبستگی زمان در آن مشخص باشد، مورد آنالیز قرار داد. طبق آنالیز به روش ماکزیمم درست نمایی برای سری‌های زمانی با بازه‌ی زمانی ۳/۵ تا ۱۰ سال، همبستگی زمانی حدود نیمی از سری‌های زمانی، با عنوان نویز فلیکر یا نویز رندوم واک طبقه بندی شد و بعضی از سری‌های زمانی باقی مانده نیز با ترکیب نویز فلیکر و نویز رندوم واک نشان داده شد. گومز و همکاران (۲۰۱۱)، ۲۷ مدل نویز را با ۲۷۵ ایستگاه جهانی GPS آنالیز کردند. آنها یافتند که نویز فلیکر در شبکه جهانی به عنوان نویز رنگی وجود دارد. ما و همکاران (۲۰۱۶)، ۸ ایستگاه GPS را در بازه‌ی زمانی ۲۰۱۴-۲۰۱۰ مورد آنالیز با مدل‌های مختلف نویز قرار دادند و بهترین مدل نویز را ترکیب نویز سفید، نویز فلیکر و نویز رندوم واک یافتند.

^۱ White noise

^۲ Flicker noise

^۳ Random walk noise

^۴ Pinon flat observatory

^۵ Power-law noise

مناسبتی است زیرا در آنالیز تک متغیره همبستگی مکانی در نظر گرفته نمی‌شود.

در این مقاله هدف، آنالیز نویز چند متغیره سری‌های زمانی موقعیت روزانه GPS شبکه اصلی ژئودینامیک ایران، به منظور ارائه دادن میزان همبستگی مکانی و زمانی بین سری‌ها و بررسی میزان اثر آفست بر روی مولفه‌های نویز و پارامتر سرعت است. ابتدا به معرفی روش "برآورد مولفه‌های نویز کمترین مربعات" و روش کشف آفست در سری زمانی GPS تک متغیره و چند متغیره خواهیم پرداخت و پس از معرفی منطقه مورد مطالعه، همبستگی زمانی و مکانی سری‌های زمانی GPS محاسبه خواهد شد و اثر آفست بر روی مقادیر نویز مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در انتها با برآورد پارامتر سرعت، اثر آفست بر روی آن نیز بررسی خواهد شد.

۲- سری زمانی GPS تک متغیره

سری‌های زمانی موقعیت به صورت دنباله‌ای از مشاهدات موقعیت در سطح زمین در زمان‌های مختلف هستند. این مشاهدات می‌تواند توسط ایستگاه‌های دائم GPS انجام گیرد و سری‌های زمانی مختصات ایستگاه‌های دائم GPS را بسازد.

در آنالیز تک متغیره، تنها یک مولفه‌ی مختصاتی از یک سری زمانی GPS مورد آنالیز قرار می‌گیرد. زمانی که تغییر مختصات در طول زمان (سری زمانی) را با یک ترند خطی توصیف می‌کنیم، مدل تابعی $E(y_i(t)) = y_0 + rt$ خواهد شد. که در آن E امید ریاضی^{۱۰} است و y_0 عرض از مبدا و r شیب خط (سرعت ایستگاه) می‌باشد. اگر اثرات پریودیک مدل نشده در سری زمانی را با اضافه کردن سیگنال‌های پریودیک به این ترند خطی، اعمال کنیم، مدل تابعی به شکل رابطه (۱) تعمیم می‌یابد. اثرات پریودیک برای سری‌های زمانی مختصات GPS علاوه بر سیگنال‌های سالانه و نیم‌سالانه، شامل سیگنال‌هایی با پریودهای ۱۳/۶۶، ۱۴/۲، ۱۴/۸ و ۳۵۰/n (n=۱,...,۸) روز می‌باشد [۶] و [۸].

$$E(y_i(t)) = x_i^{(1)} + x_i^{(2)}t + \dots + \sum_{k=2}^q x_i^{(2k-1)} \cos w_k t + x_i^{(2k)} \sin w_k t \quad (1)$$

^{۱۰} Expectation

بیشتر روش‌های ارزیابی بر پایه ارزیابی نویز تک متغیره برای سری‌های زمانی منفرد انجام شده است. امیری-سیمکوئی (۲۰۰۹) یک ارزیابی نویز چند متغیره برای سری‌های زمانی GPS انجام داد به صورتی که مولفه‌های نویز همبسته زمانی و مکانی به صورت همزمان با استفاده از روش "برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات"^۱ (LS-VCE) برآورد شدند. امیری-سیمکوئی (۲۰۱۳)، نیز به کمک روش "برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات"، همبستگی مکانی^۲، همبستگی زمانی^۳ نویز و طیف توان^۴ چند متغیره را برای ۳۵۰، ۱۵۰ و ۵۰ سری زمانی ایستگاه دائمی GPS محاسبه کرد که به ترتیب دارای بازه‌ی زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۰، ۲۰۰۷-۱۹۹۸ و ۲۰۰۷-۱۹۹۶ بودند. او نتیجه گرفت که با ارزیابی نویز چند متغیره می‌توان مقدار نویز رندوم واک را برآورد کرد، اگرچه مقدار آن خیلی کمتر از نویز سفید و نویز فلیکر باشد.

طبق مطالعات انجام شده، روش‌های مختلفی برای برآورد مولفه‌های واریانس (نویز) موجود در مدل تصادفی وجود دارد. از جمله این روش‌ها می‌توان به روش "برآورد ناریب مربعی کمترین نرم"^۵ (MINQUE)، "بهترین برآورد ناریب مربعی ناورد"^۶ (BIQUE)، "برآورد ماکزیمم درست نمایی محدود شده"^۷ (RMLE)، روش "هلمرت" و روش "برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات" (LS-VCE) اشاره کرد. همه‌ی روش‌های نامبرده، در صورت نرمال بودن توزیع مشاهدات دارای جواب یکسانی خواهند بود [۶] و [۷]. در این پژوهش از روش "برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات" که بر پایه اصل کمترین مربعات است، استفاده می‌شود.

همانطور که در قسمت قبل اشاره شد، ویلیامز و همکاران (۲۰۰۴)، امیری-سیمکوئی (۲۰۰۹) و امیری-سیمکوئی (۲۰۱۳)، بر این نکته تاکید داشته‌اند که همبستگی زمانی و مکانی معناداری بین ایستگاه‌های GPS وجود دارد. طبق این مطالعات، ارزیابی نویز با در نظر گرفتن همبستگی زمانی و مکانی، نتایج واقع بینانه‌تری را ارائه می‌دهد. در نتیجه آنالیز نویز چند متغیره^۸ نسبت به آنالیز تک متغیره^۹ روش

^۱ Least- squares variance component estimation

^۲ Spatial correlation

^۳ Temporal correlation

^۴ Power spectrum

^۵ Minimum norm quadratic unbiased estimation

^۶ Best invariant quadratic unbiased estimator

^۷ Restrict Maximum likelihood estimation

^۸ Multivariate noise analysis

^۹ Univariate noise analysis

$$E(y_i) = Ax_i \quad (2)$$

در رابطه (۱)، دو ترم مثلثاتی سینوس و کسینوس، یک موج سینوسی با فاز اولیه غیرصفر را نشان می‌دهد. رابطه (۱) را به صورت رابطه (۲) (ماتریسی) ارائه می‌دهیم. بردار y_i ($m \times 1$)، مشاهدات سری زمانی i ام را نشان می‌دهد. بردار مجهولات x_i ($n \times 1$)، شامل عرض از مبدأ ($x_i^{(1)}$) و شیب ($x_i^{(2)}$) ترند خطی و ضرایب توابع هارمونیک ($x_i^{(2k-1)}$ و $x_i^{(2k)}$) می‌باشد. ماتریس طرح A نیز دارای ابعاد $m \times n$ است که $n = 2q + 2$ می‌باشد. اگر سری‌های زمانی مختصات GPS ترکیبی از نویز سفید، فلیکر و رندوم واک با واریانس‌های σ_w^2 ، σ_f^2 و σ_{rw}^2 باشند، ماتریس کواریانس سری‌های زمانی به شکل زیر نوشته می‌شود:

$$Q_y = Q = \sigma_w^2 I + \sigma_f^2 Q_f + \sigma_{rw}^2 Q_{rw} \quad (3)$$

که در آن I ماتریس همانی $m \times m$ است که به عنوان ماتریس کوفاکتور نویز سفید ارائه شده است، ماتریس‌های Q_f و Q_{rw} هم با همین ابعاد، به ترتیب ماتریس‌های کوفاکتور مربوط به نویز فلیکر و رندوم واک می‌باشند. ساختار ماتریس کواریانس مشاهدات، شامل ماتریس‌های معلوم I ، Q_f و Q_{rw} و واریانس‌های مجهول σ_w^2 ، σ_f^2 و σ_{rw}^2 است. ماتریس کوفاکتور فلیکر هاسکینگ^۱ که توسط ویلیامز و همکاران (۲۰۰۳a)، لانگبین (۲۰۰۴) و ویلیامز و همکاران (۲۰۰۴)، ایجاد و استفاده شده است، در اینجا نیز مورد استفاده قرار گرفته است. برای داده‌های با فاصله یکسان، ماتریس کوفاکتور رندوم واک نیز به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$Q_{rw} = f_s^{-1} \begin{pmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ 1 & 2 & \dots & 2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & 2 & \dots & m \end{pmatrix}; f_s = \frac{m-1}{T} \quad (4)$$

که در آن f_s ، فرکانس نمونه با واحد $year^{-1}$ و T زمان کل مشاهدات است [۷].

برآورد واریانس‌های مجهول σ_w^2 ، σ_f^2 و σ_{rw}^2 ، توسط روش "برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات" انجام می‌گیرد و پس از محاسبه‌ی مولفه‌های واریانس می‌توان

بردار مجهولات (x_i) را نیز با روش کمترین مربعات $\hat{x}_i = (A^T Q_y^{-1} A)^{-1} A^T Q_y^{-1} y_i$ برآورد کرد. ماتریس کواریانس $\hat{x}_i$ برابر با $Q_{\hat{x}_i} = (A^T Q_y^{-1} A)^{-1}$ است.

۲-۱- برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات تک متغیره

این روش در سال ۱۹۸۸ توسط تیونیس پیشنهاد شد. روش LS-VCE روشی ساده، جذاب و انعطاف‌پذیر است. ساده و جذاب از آن جهت که بر پایه اصل کمترین مربعات است و انعطاف‌پذیر است، چون توسط ماتریس وزنی که خود کاربر تعریف می‌کند، کار می‌کند. در این روش ماتریس‌های وزن مختلفی می‌توان تعریف کرد که به صورت اتوماتیک به سمت برآوردی ناریب از مولفه‌های واریانس می‌رود [۶]. مزیت‌های این روش نسبت به روش‌های دیگر در این است که ماتریس کواریانس برای مولفه‌های واریانس برآورد شده، معرفی می‌کند، مولفه‌های واریانس مجهول دارای برآورد مینیمم واریانس هستند و همچنین از به دست آوردن واریانس‌های منفی اجتناب می‌کند [۶]. مدل خطی معادلات مشاهدات تک متغیره به شکل زیر تعریف می‌گردد:

$$E(y) = Ax \quad ; \quad D(y) = Q_y = \sum_{k=1}^p \sigma_k Q_k \quad (5)$$

ماتریس طرح A با ابعاد $m \times n$ ، مرتبه کامل ستونی فرض شده است. ماتریس Q_y ، ماتریسی معین مثبت با ابعاد $m \times m$ ، نشان دهنده‌ی ماتریس کواریانس مشاهدات است. بردار مشاهدات y دارای ابعاد $m \times 1$ است. E و D به ترتیب عملگرهای امید ریاضی و پراکنش^۲ هستند. ماتریس کوفاکتور Q_k ، ماتریسی با ابعاد $m \times m$ ، متقارن و مجموع آن‌ها $\sum_{k=1}^p \sigma_k Q_k$ معین مثبت است که ماتریس‌های کوفاکتور Q_k ($k = 1, \dots, p$) باید مستقل خطی باشند [۸]. خطی که زیر برخی از المان‌ها کشیده شده، نشان‌دهنده‌ی تصادفی بودن متغیر است.

مولفه‌های مجهول واریانس، $\sigma = [\sigma_1 \sigma_2 \dots \sigma_p]$ به روش کمترین مربعات مطابق زیر حاصل می‌شود [۸]:

$$\hat{\sigma} = N^{-1} l \quad (6)$$

^۲ Dispersion

^۱ Hosking

هیچ آفستی در مدل تابعی وجود ندارد. در این فرض مدل تابعی همانند رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$H_0: E(y) = Ax$$

$$E(y(t)) = y_0 + rt + \dots \quad (11)$$

$$\sum_{k=1}^q a_k \cos w_k t + b_k \sin w_k t$$

اما در فرض مقابل آفست نیز وجود دارد:

$$H_a: E(y) = Ax + A_{off} x_{off} \quad (12)$$

در فرض مقابل، بردار A_{off} و اسکالر x_{off} به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$A_{off} = \begin{bmatrix} P_1 \\ P_2 \\ \vdots \\ P_m \end{bmatrix}, P_i = \begin{cases} 1 & t_i \geq t_{off} \\ 0 & t_i < t_{off} \end{cases} \quad (13)$$

$$x_{off} = c_{off} \quad (14)$$

در رابطه بالا c_{off} بزرگی آفست ایجاد شده را نشان می‌دهد. جهت یافتن t_{off} موجود در رابطه (۱۳)، از حل مسئله زیر استفاده می‌شود:

$$t_{off} = \arg \max_{t_j} P(t_j) \quad (15)$$

که در آن $P(t_j)$ توان اپک t_j ام از یک سری زمانی است که به ازای هر یک از اپک‌ها از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید:

$$P(t_j) = \hat{e}^T Q_y^{-1} A_j (A_j^T Q_y^{-1} P_A^\perp A_j)^{-1} \times A_j^T Q_y^{-1} \hat{e} \quad (16)$$

در حقیقت اپکی که به ازای آن $Ax + A_{off} x_{off}$ به بهترین نحو ممکن به y برازش می‌شود به عنوان اپک شامل آفست در نظر گرفته می‌شود. در معادله‌ی (۱۶) Q_y و $P_A^\perp$ از مرحله‌ی برآورد مولفه‌های نویز به دست آمده است. به ازای $j = 1, 2, \dots, m$ ، بردار A_j از رابطه (۱۳) محاسبه و مقادیر $P(t_j)$ در هر اپک محاسبه شده و سپس اپکی که دارای بیشترین مقدار است به عنوان آفست انتخاب می‌گردد (رابطه ۱۵).

عناصر ماتریس نرمال $N(p \times p)$ و بردار $l(1 \times p)$ به شکل زیر قابل محاسبه می‌باشند [۸]:

$$n_{kl} = \frac{1}{2} \text{tr}(Q_y^{-1} P_A^\perp Q_k Q_y^{-1} P_A^\perp Q_l) \quad (7)$$

$$l_k = \frac{1}{2} \hat{e}^T Q_y^{-1} Q_k Q_y^{-1} \hat{e}; k, l = 1, 2, \dots, p \quad (8)$$

در روابط بالا مقدار k و l برابر با تعداد نویزهای موجود در مدل تصادفی (p) می‌باشد، با فرض وجود سه نویز سفید، فلیکر و رندوم واک در مدل تصادفی، ابعاد ماتریس نرمال N ، 3×3 و بردار l 1×3 می‌شود. در معادلات بالا $\hat{e}$ ، بردار باقی مانده‌های کمترین مربعات است که طبق فرمول $\hat{e} = P_A^\perp y$ به دست می‌آید. در این فرمول، $P_A^\perp$ یک تصویرگر قائم است:

$$P_A^\perp = I - A(A^T Q_y^{-1} A)^{-1} A^T Q_y^{-1} \quad (9)$$

مولفه‌های واریانس با یک روند تکراری حاصل می‌شوند، برای بردار واریانس مقدار اولیه $\sigma_k^0, k = 1, \dots, p$ را در نظر می‌گیریم و سپس با محاسبه‌ی $Q_y = \sum_{k=1}^p \sigma_k^0 Q_k$ بردار σ جدیدی به کمک روابط بالا حاصل می‌شود. σ جدید به عنوان مقدار اولیه مرحله بعدی استفاده می‌شود و این روند تا زمانی تکرار می‌شود که مقادیر σ ثابت بماند و تغییر نکند.

از آنجا که $\hat{\sigma}$ طبق روش کمترین مربعات به دست می‌آید، معکوس ماتریس نرمال نشان‌دهنده‌ی ماتریس کواریانس بردار $\hat{\sigma}$ است:

$$Q_{\hat{\sigma}} = N^{-1} \quad (10)$$

۲-۲- کشف آفست در سری زمانی GPS تک متغیره

خطای سیستماتیک مهم دیگری که در سری‌های زمانی GPS وجود دارد، آفست است. از آنجا که به دنبال بهترین تقریب برای سری‌های زمانی GPS هستیم بنابراین آفست موجود در سری‌های زمانی را به کمک روش کمترین مربعات مورد مطالعه قرار می‌دهیم. به این منظور پس از مرحله‌ی برآورد مولفه‌های نویز، جهت کشف آفست می‌توان آزمون آماری زیر را در نظر گرفت. در فرض صفر

پس از به دست آوردن t_{off} ، تست زیر جهت معنی‌دار بودن آفست از نظر آماری انجام می‌گیرد:

$$T_r = \max_{t_j} P(t_j), T_r \sim \chi^2_{(r, 1-\alpha)} \quad (17)$$

در این تست از آماره T_r و تابع توزیع χ^2 با درجه آزادی r استفاده می‌شود که r تعداد سری‌های زمانی و α سطح معنادار می‌باشد. زمانی که تنها از یک سری زمانی استفاده می‌شود، r برابر با یک خواهد بود:

$$T_1 \sim \chi^2_{(1, 1-\alpha)} \quad (18)$$

بنابراین آزمون آماری به این صورت خواهد بود که اگر $H_0, T_1 < \chi^2$ قبول می‌شود و اگر $H_0, T_1 > \chi^2$ رد می‌شود.

پس از یافتن اولین آفست و تست آن، جهت یافتن آفست‌های دیگر (در صورت وجود) مراحل قبلی تکرار می‌گردد با این تفاوت که بایستی آفست اول حذف گردد. به این صورت که این بار یک ستون، یعنی A_j مربوط به آفست کشف شده، به ماتریس A اضافه می‌گردد. سپس با جایگذاری A جدید، با به دست آوردن تصویرگر قائم $P_A^\perp$ ، از رابطه $P_A^\perp = I - A(A^T Q_y^{-1} A)^{-1} A^T Q_y^{-1}$ و بردار باقی‌مانده با رابطه $\hat{e} = P_A^\perp y$ ، t_{off} و $P(t_j)$ جدید به دست آمده و تست می‌گردد. این مراحل هر بار با اضافه شدن یک ستون جدید به ماتریس A تکرار می‌شوند تا زمانیکه فرض صفر قبول گردد.

۳- سری‌های زمانی GPS چند متغیره

در بررسی سری‌های زمانی به صورت منفرد تنها همبستگی زمانی مورد توجه قرار می‌گیرد به این دلیل برآورد پارامترها واقع بینانه نیست. زمانی که در آنالیز سری‌های زمانی، پارامترها برای هر سری زمانی مستقل از سری‌های دیگر برآورد می‌شود، مزیت آن، در نظر گرفتن تمام نویزهای رنگی (همبستگی زمانی) یک سری است، اما عیب آن نادیده گرفتن همبستگی بین سری‌های زمانی مختلف (همبستگی مکانی) است. اگر در برآورد پارامترها تنها همبستگی مکانی را در نظر بگیریم و از همبستگی زمانی صرف نظر کنیم نتایج غیر واقع بینانه برای پارامترهای همچون سرعت ایستگاه داریم. بهترین

استراتژی برای به دست آوردن نتایج واقعی در نظر گرفتن همبستگی زمانی به همراه همبستگی مکانی بین سری‌های زمانی مختلف است [۸].

در حالت چند متغیره، تعریف مجددی از مدل تابعی و تصادفی داریم. مشاهدات و مجهولات به ترتیب باماتریس‌های $m \times r$ و $n \times r$ ظاهر می‌شوند (m و r به ترتیب تعداد و طول سری‌های زمانی را نشان می‌دهد). بردار باقی مانده‌ها نیز به ماتریس $m \times r$ تبدیل می‌شود:

$$\begin{aligned} X &= [x_1 \dots x_r] \\ Y &= [y_1 \dots y_r] \\ E &= [e_1 \dots e_r] \end{aligned} \quad (19)$$

بنابراین مدل تابعی و تصادفی حالت تک متغیره به شکل زیر بازنویسی می‌شود:

$$E(\text{vec}(Y)) = (I \otimes A) \text{vec}(X) \quad (20)$$

$$D(\text{vec}(Y)) = \Sigma \otimes Q \quad ; \quad Q = \sum_{k=1}^p s_k Q_k \quad (21)$$

در رابطه (۱۹)، vec عملگر بردار است. این عملگر روی یک ماتریس عمل کرده و آن را تبدیل به یک بردار می‌کند. در روابط (۱۹) و (۲۰)، علامت $\otimes$ ، ضرب کرونگر^۱ است. این اپراتور برای دو ماتریس R و S با ابعاد دلخواه، یک ماتریس بلوکی به شکل $R \otimes S = [r_{ij} S]$ را نتیجه می‌دهد.

در حالت تک متغیره، ماتریس کواریانس مشاهدات تنها شامل Q است که همبستگی زمانی را نشان می‌دهد اما در حالت چند متغیره، Σ که نشان‌دهنده همبستگی مکانی بین سری‌های زمانی است، با ضرب کرونگر در Q ماتریس کواریانس چند متغیره را می‌سازد [۹].

۳-۱- برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات چند متغیره

برای برآورد واریانس‌های مجهول s_k موجود در رابطه (۲۱)، از روش چند متغیره LS-VCE استفاده می‌کنیم:

$$\hat{S} = N^{-1} I \quad (22)$$

^۱ Kroncker

ضرایب همبستگی بین سری‌های زمانی مختلف توسط عناصر ماتریس $\hat{\Sigma}$ به دست می‌آید:

$$\hat{\rho}_{ij} = \frac{\hat{\sigma}_{ij}}{\sqrt{\hat{\sigma}_{ii}\hat{\sigma}_{jj}}} = \frac{\hat{\sigma}_{ij}}{\hat{\sigma}_i\hat{\sigma}_j}, i, j = 1, 2, \dots, r \quad (29)$$

ضریب همبستگی تابعی غیر خطی از $\hat{\sigma}_{ij}$ ، $\hat{\sigma}_{ii}$ و $\hat{\sigma}_{jj}$ است.

روابط زیر برآوردی از ماتریس مجهولات، مشاهدات و باقی مانده‌ها طبق روش کمترین مربعات است:

$$\hat{X} = (A^T Q^{-1} A)^{-1} A^T Q^{-1} Y \quad (30)$$

$$\hat{Y} = P_A Y \quad (31)$$

$$\hat{E} = P_A^\perp Y \quad (32)$$

دقت پارامترهای برآورد شده $vec(X)$ ، با ماتریس $Q_{vec(\hat{X})}$ نشان داده می‌شود [۸]:

$$Q_{vec(\hat{X})} = \Sigma \otimes (A^T Q^{-1} A)^{-1} \quad (33)$$

۲-۳- کشف آفست در سری‌های زمانی GPS چند متغیره

جهت کشف آفست در حالت چند متغیره، آزمون آماری زیر در نظر گرفته می‌شود که در فرض صفر هیچ آفستی وجود ندارد:

$$H_0: E(vec(Y)) = (I_r \otimes A) vec(X) \quad (34)$$

در فرض مقابل آفست حضور دارد:

$$H_a: E(vec(Y)) = (I_r \otimes A) vec(X) + (I_r \otimes A_{off}) vec(X_{off}) \quad (35)$$

که در آن A_{off} و t_{off} مطابق با روابط تک متغیره (۱۳) و (۱۵) حاصل می‌شود و بردار مجهولات X_{off} نیز به شکل زیر به دست می‌آید:

$$X_{off} = [x_{off1} \ x_{off2} \ \dots \ x_{offr}]_{1 \times r} \quad (36)$$

محاسبه $P(t_j)$ موجود در رابطه (۱۵) برای حالت چند متغیره با رابطه (۳۷) به دست می‌آید:

برای به دست آوردن روابط چند متغیره LS-VCE، چند جایگذاری در روابط تک متغیره (۷) و (۸) می‌تواند ما را به این هدف برساند [۷]:

$$\begin{aligned} vec(\hat{E}) &\Rightarrow \hat{e} \\ \Sigma \otimes Q &\Rightarrow Q_y \\ \Sigma \otimes Q_k &\Rightarrow Q_k \\ I \otimes P_A^\perp &\Rightarrow P_A^\perp \end{aligned} \quad (23)$$

بنابراین عناصر ماتریس نرمال N با ابعاد $p \times p$ و بردار l با ابعاد $p \times 1$ در حالت چند متغیره با روابط زیر به دست می‌آیند:

$$n_{kl} = \frac{r}{2} tr(Q^{-1} P_A^\perp Q_k Q^{-1} P_A^\perp Q_l) \quad (24)$$

$$l_k = \frac{1}{2} tr(\hat{E}^T Q^{-1} Q_k Q^{-1} \hat{E} \Sigma^{-1}) \quad (25)$$

$$k, l = 1, 2, \dots, p$$

در روابط بالا $P_A^\perp$ یک تصویرگر قائم است که طبق رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$P_A^\perp = I - A(A^T Q^{-1} A)^{-1} A^T Q^{-1} \quad (26)$$

همانند حالت تک متغیره، برآورد S_k با یک روند تکراری امکان پذیر است. ابتدا مقدار اولیه برای S_k تعریف می‌شود، با محاسبه $Q = \sum_{k=1}^p S_k Q_k$ ، طبق روابط (۲۴) و (۲۵)، S_k جدید ایجاد می‌شود و به عنوان مقدار اولیه مرحله بعد استفاده می‌گردد. این پروسه تا زمانی تکرار می‌شود که مقدار S_k تغییر نکنند. در رابطه (۲۵)، Σ وجود دارد و اگر Σ مجهول باشد به راحتی نمی‌توان l_k را محاسبه کرد. بنابراین با جایگذاری $\hat{\Sigma} = \frac{\hat{E}^T Q^{-1} \hat{E}}{m-n}$ در معادله l_k خواهیم داشت:

$$l_k = \frac{m-n}{2} tr(\hat{E}^T Q^{-1} Q_k Q^{-1} \hat{E} (\hat{E}^T Q^{-1} \hat{E})^{-1}) \quad (27)$$

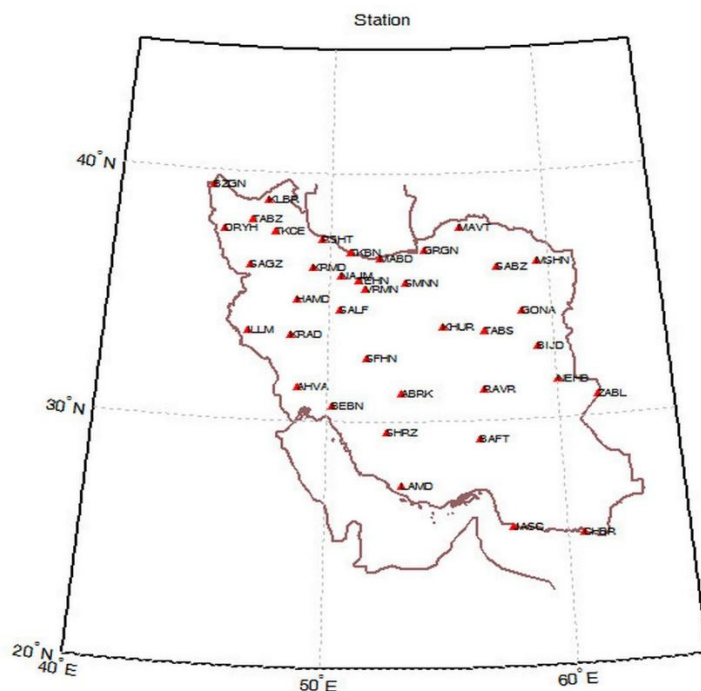
پس از برآورد S_k و به دست آوردن Q مناسب، می‌توان $\hat{\Sigma}$ را نیز برآورد کرد:

$$\hat{\Sigma} = \frac{\hat{E}^T Q^{-1} \hat{E}}{m-n} \quad (28)$$

۴- پردازش داده‌ها و ارائه نتایج

پردازش داده‌های خام حاصل از مشاهدات دائمی ایستگاه‌های GPS ایران، توسط نرم افزار GAMIT-GLOBK انجام می‌گیرد. نتایج پردازش به کمک نرم افزار GLOBK با یکدیگر تلفیق شده و برای هر ایستگاه، یک سری زمانی به دست می‌آید که بیانگر میزان تغییرات موقعیت ایستگاه می‌باشد.

در این پژوهش ۳۸ سری زمانی مربوط به شبکه‌ی اصلی ژئودینامیک ایران، در بازه‌ی زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۶ مورد آنالیز قرار گرفته است. پراکندگی ایستگاه‌های شبکه‌ی اصلی ایران در شکل ۱ نمایش داده شده‌است.



شکل ۱- پراکندگی ایستگاه‌های دائمی GPS مورد مطالعه در ایران

در نظر گرفته‌ایم که شامل سیگنال‌های سالانه، نیم‌سالانه، ثلث سالانه و همچنین پریودهای ۱۳/۶۶ و ۳۵۰/ n و (n=۱,...,۸) روز می‌باشد. ماتریس کواریانس مشاهدات در حالت چند متغیره، $\Sigma \otimes Q$ است. Q ترکیب نوین سفید، نوین فلیکر و نوین رندوم واک است که همبستگی زمانی بین مشاهدات یک ایستگاه منفرد را بیان می‌کند و دارای ابعاد $m \times m$ می‌باشد. ساینز Σ ، $114 \times 114 \times r$ است که r تعداد کل سری‌های زمانی است. ماتریس Σ همبستگی مکانی بین سری‌های زمانی را نشان می‌دهد، سه ماتریس

$$P(t_j) = tr \left(\hat{E}^T Q^{-1} A_j (A_j^T Q^{-1} P_A^\perp A_j)^{-1} \times A_j^T Q^{-1} \hat{E} \Sigma^{-1} \right) \quad (37)$$

در رابطه بالا Q و $P_A^\perp$ از مرحله برآورد نوین به دست آمده است و همچنین ماتریس Σ نیز از رابطه (۲۸) برآورد می‌شود. به ازای $j = 1, 2, \dots, m$ ، بردار A_j محاسبه و مقادیر $P(t_j)$ در هر اپک محاسبه شده سپس اپکی که دارای بیشترین مقدار است به عنوان آفست انتخاب می‌گردد (رابطه (۱۵)). پس از به دست آوردن t_{off} ، همانند حالت تک متغیره آفست مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر فرض صفر رد شود، وجود آفست در سری زمانی تایید می‌شود. برای یافتن آفست‌های دیگر نیز همین مراحل تکرار می‌شود تا زمانی که فرض صفر قبول گردد.

۴-۱- آنالیز نوین چند متغیره

در این پژوهش سری‌های زمانی مختصات به صورت چند متغیره مورد آنالیز قرار گرفته‌اند. برای ۳۸ ایستگاه GPS، ماتریس مشاهدات دارای m سطر و ۱۱۴ (۳×۳۸) ستون است که m نشان دهنده‌ی طول سری‌های زمانی می‌باشد. ماتریس طرح A نیز با m سطر دارای ۲۶ ستون است، دو ستون اول مربوط به ترند خطی و مابقی ستون‌ها مربوط به سیگنال‌های پریودیکی است که برای مدل تابعی

بلوکی 38×38 ، روی قطر Σ نشان دهنده‌ی همبستگی مکانی بین ایستگاه‌های مختلف در یک مولفه‌ی مختصاتی است، در حالیکه سه بلوک غیرقطری Σ ، نشان دهنده‌ی همبستگی مکانی مولفه‌های مختلف مختصاتی، بین ایستگاه‌های مختلف است [۸]. به صورت کلی ساختار کرونیکر

$$\Sigma \otimes Q = (\sigma_w^2 \Sigma) \otimes I + (\sigma_f^2 \Sigma) \otimes Q_f + (\sigma_{rw}^2 \Sigma) \otimes Q_{rw}$$

برای مدل تصادفی سری‌های زمانی GPS مورد استفاده قرار گرفته‌است.

بنابراین همبستگی مکانی تولید شده توسط نویز سفید، نویز فلیکر و نویز رندوم واک به ترتیب با $\sigma_w^2 \Sigma$ ، $\sigma_f^2 \Sigma$ و $\sigma_{rw}^2 \Sigma$ نشان داده می‌شود. Σ و مولفه‌های نویز توسط روش LS-VCE، در یک پروسه تکراری حاصل می‌شوند. و این نکته قابل ذکر است که $\hat{\Sigma}$ و $\hat{Q}$ برآورد شده دارای دقت خوبی هستند زیرا سری‌های زمانی استفاده شده در این مطالعه دارای بازه زمانی مناسب (۷ سال) هستند.

۴-۱-۱- همبستگی زمانی

طبق مطالعات قبلی، نویز سری‌های زمانی GPS می‌تواند با ترکیب نویز سفید و فلیکر نمایش داده شود [۱۰]. عدم حضور نویز رندوم واک که اساساً مربوط به ساختمان ایستگاه GPS است می‌تواند به علت کوتاهی طول سری‌های زمانی یا تسلط نویزهای دیگر مثل فلیکر باشد که باعث شده نویز رندوم واک دارای مقدار کوچکی شود [۹]. با استفاده از آنالیز چند متغیره، احتمال وجود سه جزء نویز سفید، فلیکر و رندوم واک در سری زمانی GPS است. مقدار نویز سفید، فلیکر و رندوم واک به واسطه‌ی Σ و Q با روش LS-VCE برآورد می‌شوند.

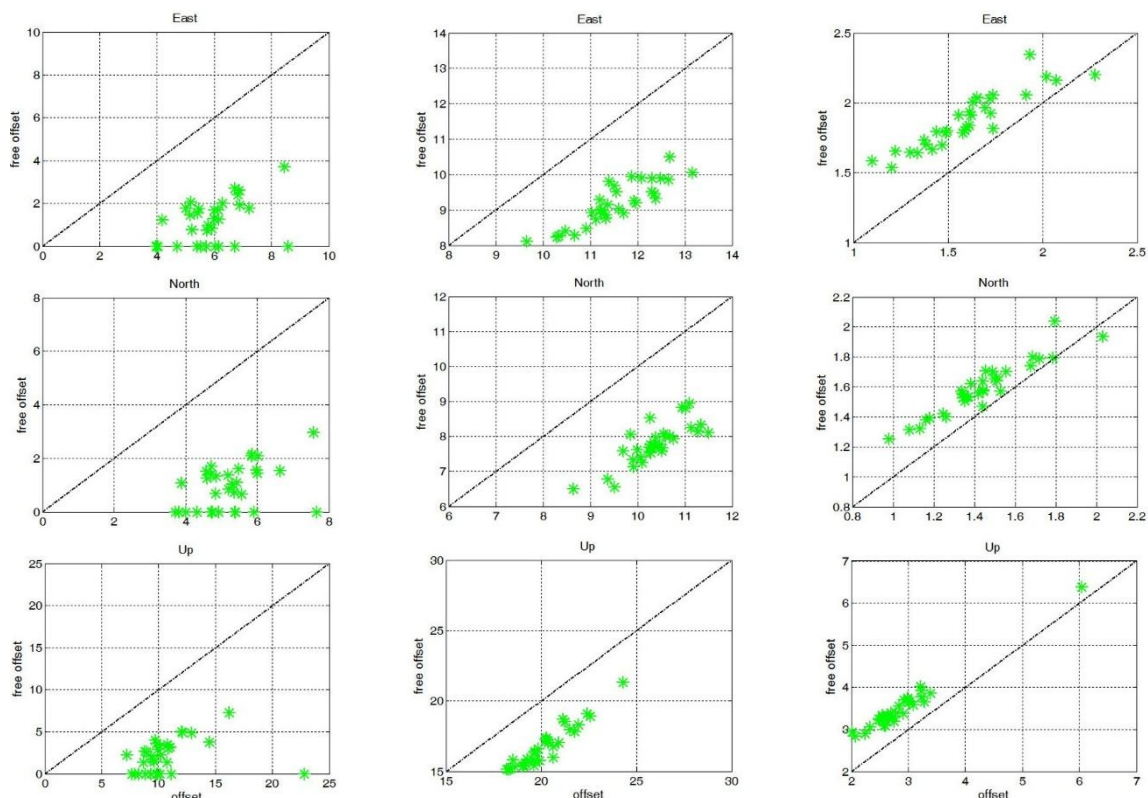
برآورد مولفه‌های نویز توسط روش "برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات" در دو حالت صورت گرفته است. حالت اول، سه مولفه‌ی مختصاتی به عنوان سه سری زمانی، برای هر ایستگاه جداگانه، توسط آنالیز چند متغیره مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند. حالت دوم، هر سه مولفه‌ی مختصاتی همه‌ی ایستگاه‌ها مورد آنالیز چند متغیره قرار گرفته‌اند.

۴-۱-۱-۱- تأثیر آفست بر مولفه‌های نویز

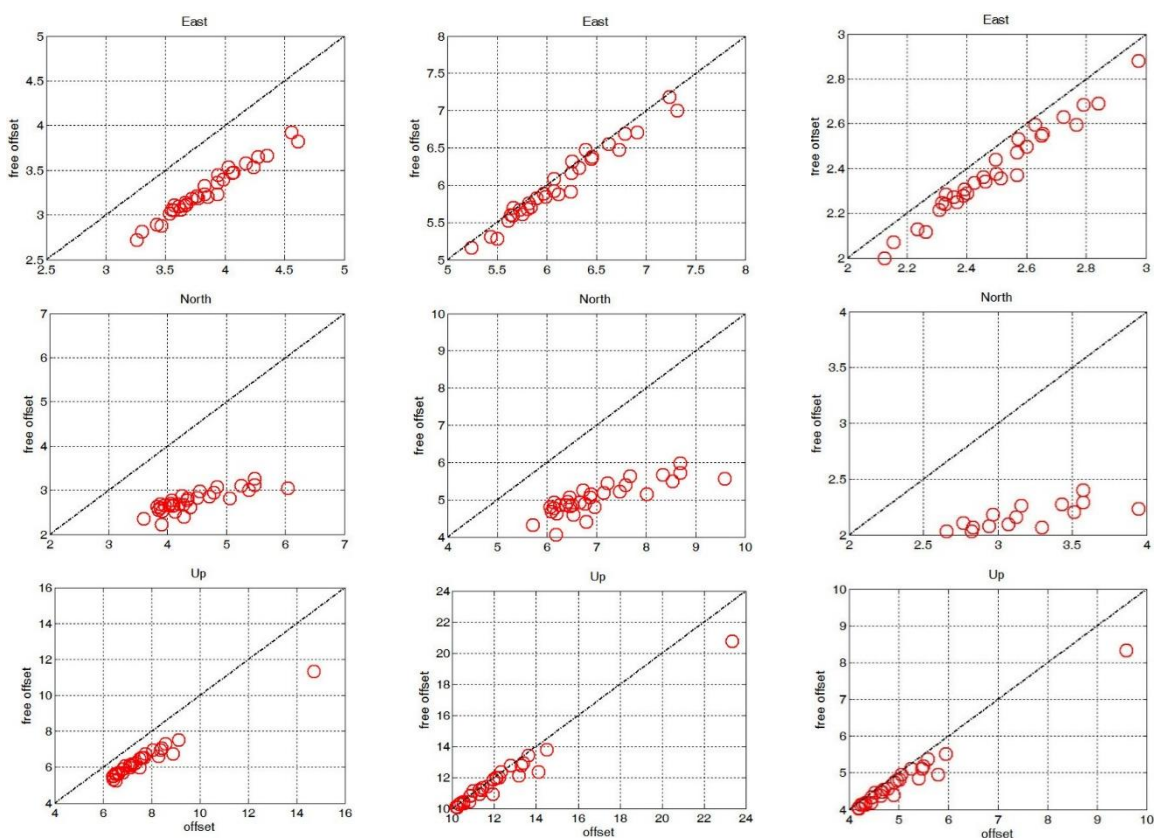
آفست‌ها در اثر عواملی چون زلزله، تعویض آنتن گیرنده‌ی GPS، خطاهای انسانی و محیطی ایجاد می‌شوند. تأثیر آفست‌ها باعث کاهش دقت نتایج حاصل از سری‌های زمانی

می‌گردد در نتیجه کشف صحیح آفست بر روی مولفه‌های نویز تأثیر خواهد گذاشت [۵]. به همین جهت اثر آفست بر روی مولفه‌های نویز در این بخش مورد بررسی قرار گرفته‌است. طبق شکل ۲ مقادیر مولفه‌های نویز (نویز سفید، فلیکر و رندوم واک) برای سه مولفه‌ی مختصاتی، قبل و بعد از حذف آفست به تصویر کشیده شده‌است. به این صورت که محور افقی نمودار، نویز برآورد شده با داده‌های آفست‌دار و محور قائم نویز برآورد شده با داده‌های بدون آفست را نمایش می‌دهد. همان‌طور که در شکل دیده می‌شود، مقدار نویز سفید بعد از حذف آفست روند افزایشی را داشته است و حذف آفست نویز سفید را کاهش نداده‌است اما این موضوع در مورد نویز فلیکر و رندوم واک کاملاً متفاوت است زیرا بعد از حذف آفست مقدار هر دو نویز کاهش یافته است (نقاط زیر خط $y = x$ قرار گرفته‌اند) که البته میزان کاهش مقدار نویز رندوم واک بیشتر از نویز فلیکر است از آن جهت که نویز رندوم واک در برخی ایستگاه‌ها پس از حذف آفست، صفر شده‌است. یکی از علل ایجاد نویز رندوم واک، وجود آفست در داده‌هاست پس طبیعی است که حذف آفست در برخی از ایستگاه‌ها باعث صفر شدن نویز رندوم واک شود.

همان‌طور که ذکر شد برآورد مولفه‌های نویز در دو حالت صورت گرفته‌است، در مورد حالت چند ایستگاه (شکل ۳) تقریباً در مورد تمام مولفه‌های نویز می‌توان گفت، بعد از حذف آفست مقادیر نویزها کاهش یافته است. اما مقایسه‌ی اصلی بین این دو حالت در نوع توزیع مقادیر نویزهاست. مقادیر نویز در حالت چند ایستگاه دارای توزیع یکنواختی هستند. در مقایسه با حالت تک ایستگاه، مقدار نویز ایستگاه‌ها خیلی به هم نزدیک هستند. این مقایسه به این نکته اشاره دارد که آنالیز چند متغیره باعث پخش نویز در بین تمام ایستگاه‌ها می‌شود زیرا همه‌ی ایستگاه‌ها باهم آنالیز می‌شوند پس مسلماً روی یکدیگر تأثیر خواهند گذاشت. با دقت در نمودار مربوط به نویز رندوم واک، می‌توان این موضوع را دید، به صورتی که ایستگاه‌هایی که پس از حذف آفست در حالت تک ایستگاه دارای نویز صفر هستند، در حالت چند ایستگاه پس از حذف آفست کاهش می‌یابند ولی صفر نمی‌شوند. آنچه از مقایسه دو شکل ۲ و ۳ می‌توان نتیجه گرفت این است که مقادیر نویز در حالت تک ایستگاه واقع بینانه‌تر از حالت چند ایستگاه برآورد می‌شوند زیرا در حالت چند ایستگاه نویز ایستگاه‌ها بر یکدیگر اثر می‌گذارند.



شکل ۲- آنالیز چند متغیره تک ایستگاه . مقادیر نویز سفید(شکل راست)، نویز فلیکر(شکل وسط) و نویز رندوم واک(شکل چپ) در مولفه‌های شرقی (بالا)، شمالی(وسط) و ارتفاعی(پایین)



شکل ۳- آنالیز چند متغیره چند ایستگاه . مقادیر نویز سفید(شکل راست)، نویز فلیکر(شکل وسط) و نویز رندوم واک(شکل چپ) در مولفه‌های شرقی(بالا)، شمالی(وسط) و ارتفاعی(پایین)

مقدار متوسط مولفه‌های نویز سفید، فلیکر و رندوم واک مربوط به ۳۸ سری زمانی در جدول ۱ نمایش داده شده‌است. همان‌طور که ذکر شد یکی از علل ایجاد نویز رندوم واک، وجود آفست در داده‌هاست. زمانیکه حذف آفست از داده‌ها صورت می‌گیرد اندازه‌ی نویز رندوم واک

به شدت کاهش می‌یابد. این کاهش نویز در مورد نویز فلیکر نیز اتفاق می‌افتد ولی مقدار آن کوچکتر از رندوم واک است. با مقایسه مقادیر نویزها در مولفه‌های مختصاتی می‌توان یافت که بیشترین مقدار نویز مربوط به مولفه‌ی مختصاتی ارتفاعی است.

جدول ۱- مقادیر متوسط نویز سفید، فلیکر و رندوم واک. آنالیز چند متغیره تک ایستگاه و چند ایستگاه داده‌های بدون آفست (مدل a) و داده‌های آفست‌دار (مدل b).

نویز رندوم واک $mm/(year)^{1/2}$	نویز فلیکر $mm/(year)^{1/4}$	نویز سفید mm	مدل	مختصات	آنالیز چند متغیره
۱/۱۹۷۰	۹/۰۴۳۳	۱/۸۴۷۴	a	East	تک ایستگاه
۶/۶۸۸۰	۱۱/۳۱۷۳	۱/۵۹۵۶	b	East	
۱/۰۰۷۱	۷/۶۶۹۲	۱/۵۶۵۹	a	North	
۵/۸۹۱۵	۱۰/۱۳۸۵	۱/۴۲۰۵	b	North	
۲/۲۳۵۳	۱۶/۹۷۱۸	۳/۴۷۳۸	a	Up	
۱۳/۰۲۶۵	۲۰/۴۶۲۶	۲/۹۰۱۳	b	Up	
۳/۲۵۸۲	۵/۹۷۰۰	۲/۳۹۳۸	a	East	چند ایستگاه
۳/۸۲۹۱	۶/۰۷۶۹	۲/۴۹۸۲	b	East	
۲/۷۴۶۴	۵/۰۳۲۲	۲/۰۱۷۸	a	North	
۴/۴۰۴۸	۶/۹۹۰۶	۲/۸۷۳۸	b	North	
۶/۳۰۵۰	۱۱/۵۵۲۶	۴/۶۳۲۲	a	Up	
۷/۵۶۸۷	۱۲/۰۱۱۹	۴/۹۳۸۰	b	Up	

۴-۱-۲- همبستگی مکانی

طبق مطالعات انجام شده، سری‌های زمانی GPS دارای همبستگی مکانی معناداری هستند [۸] و [۱۰]. با آنالیز چند متغیره داده‌ها و به کمک روش LS-VCE ماتریس Σ برآورد می‌شود و طبق رابطه (۲۹) ضرایب همبستگی بین سری‌های زمانی محاسبه می‌گردد. در شکل ۴ ضرایب همبستگی بر اساس فاصله‌ی بین ایستگاه‌ها (کیلومتر) ترسیم شده‌اند، که نشان‌دهنده‌ی همبستگی مکانی بین سری‌های زمانی مولفه‌های مختصاتی شمالی-شمالی (N-N)، شرقی-شرقی (E-E)، ارتفاعی-ارتفاعی (U-U)، N-E، N-U و E-U است. این همبستگی مکانی برای داده‌های بدون آفست به دست آمده است.

مطابق شکل ۴، همبستگی مکانی برای فواصل کوتاه‌تر دارای مقادیر بیشتری است یعنی ایستگاه‌های نزدیک دارای همبستگی بیشتری هستند. در بین مولفه‌ها، همبستگی مکانی NN و EE بیشتر از UU است. همبستگی مکانی بین مولفه‌های مختلف مختصاتی معنادار

نیست زیرا مقدار متوسط همبستگی‌ها برای تمام مولفه‌ها در حدود ۰/۱ است.

۴-۲- برآورد پارامتر سرعت

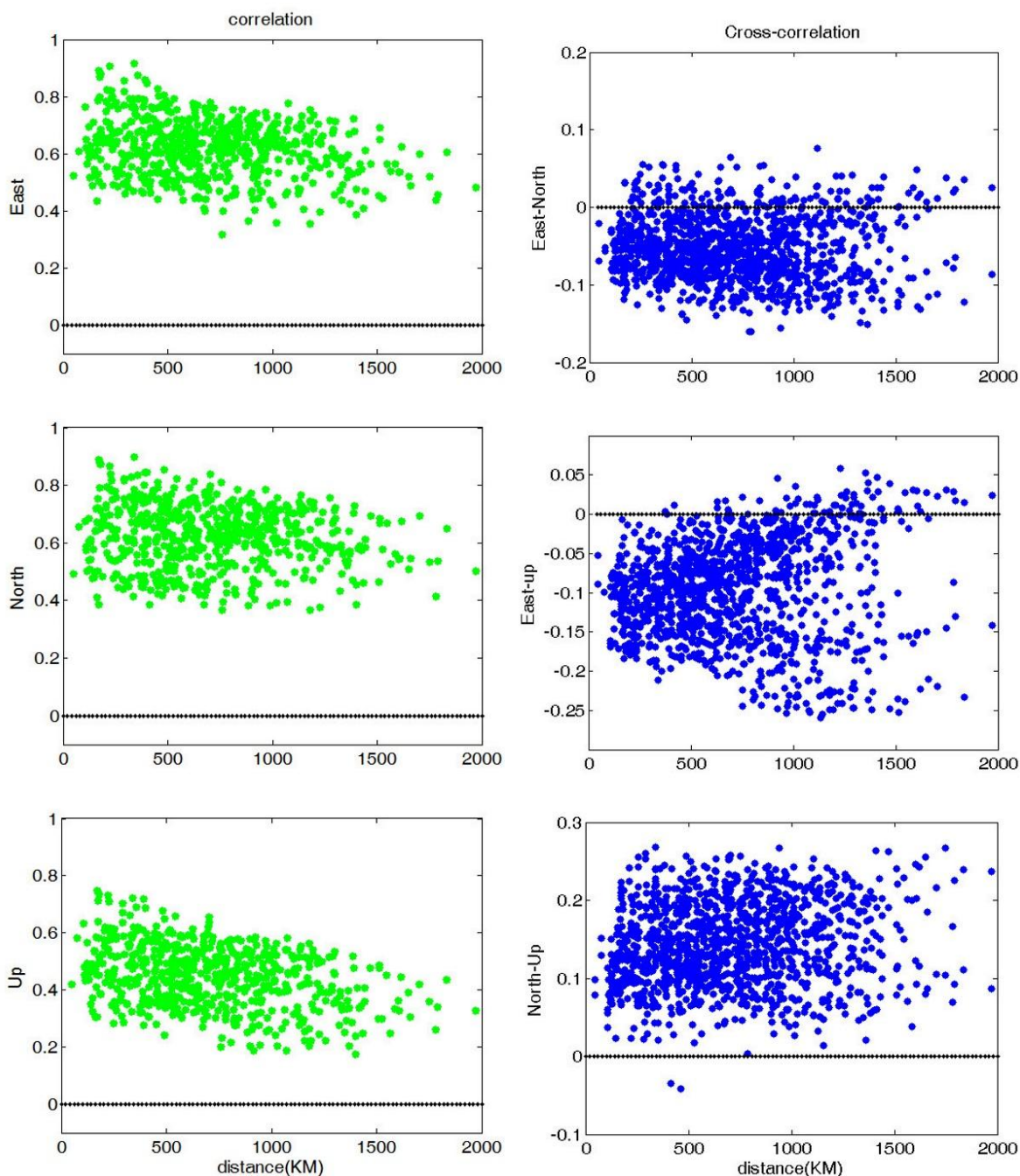
آنچه باعث تغییر و جابجایی در موقعیت ایستگاه‌ها و به تبع آن باعث تغییر شکل پوسته زمین می‌گردد همان حرکت خطی موجود در سری زمانی می‌باشد. نرخ تغییرات جابجایی‌ها (سرعت) نیز با شیب این خط تعریف می‌شود. در این بخش پارامتر سرعت را قبل و بعد از حذف آفست برآورد کردیم. شکل ۵ بردار سرعت ایستگاه‌ها را قبل و بعد از حذف آفست نشان می‌دهد، برآورد سرعت با داده‌های تمام ایستگاه‌ها صورت گرفته است. سرعت برآورد شده از داده‌های آفست‌دار، با رنگ آبی و بدون آفست با رنگ قرمز ترسیم شده‌است و اختلاف در اندازه و جهت قابل مشاهده است.

اختلاف بین بردار سرعت به دست آمده از داده‌های آفست‌دار و بدون آفست به صورت بردار در شکل ۶ رسم شده‌است. به بیان دیگر این شکل می‌تواند علت بررسی

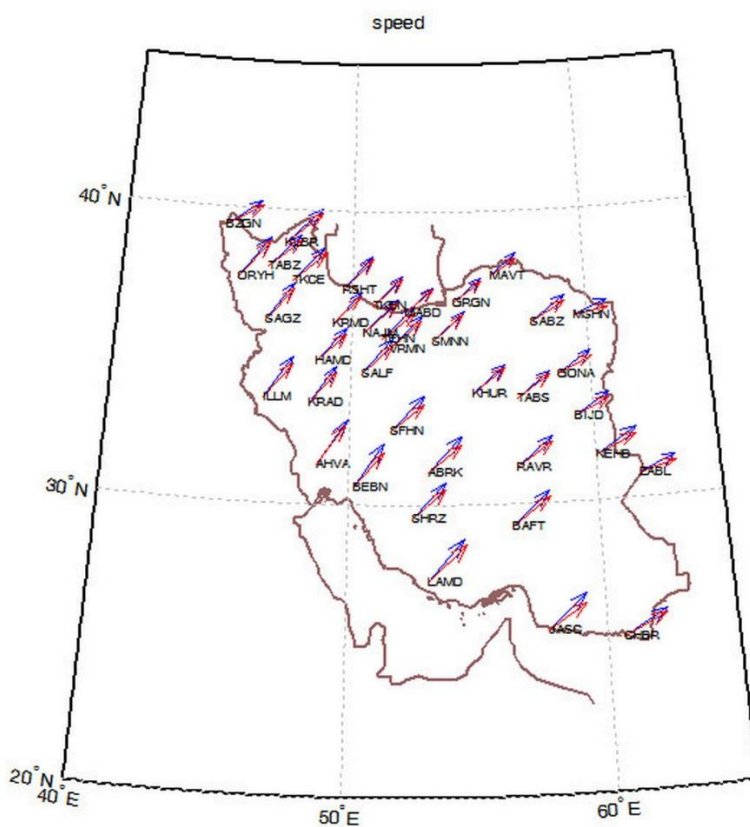
آفست را به خوبی نشان دهد زیرا در برخی ایستگاه‌ها این مقدار اختلاف، قابل ملاحظه است.

اکنون که یافتیم وجود آفست بر سرعت ایستگاه‌ها تاثیر گذار است، سرعت ایستگاه‌ها را پس از حذف آفست مورد تحلیل قرار می‌دهیم. برای مقایسه بهتر حرکت ایستگاه‌ها نسبت به یکدیگر، مقدار سرعت هر ایستگاه را از

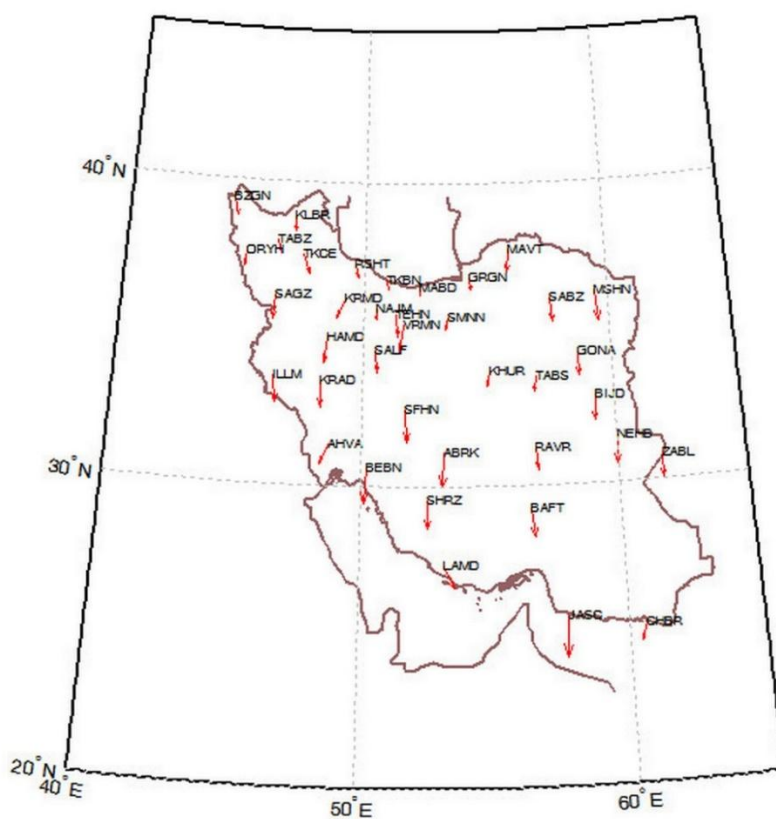
مقدار متوسط سرعت ایستگاه‌ها کم می‌کنیم. این اختلاف به صورت بردار در شکل ۷ نمایش داده شده است. مطابق شکل ۷ سرعت ایستگاه‌ها در مرزهای صفحات تکتونیکی (عربستان در جنوب و اوراسیا در شمال) بیشتر از مرکز هستند.



شکل ۴- همبستگی مکانی بین ۳۸ ایستگاه GPS بر حسب فاصله بین ایستگاه‌ها (کیلومتر). (سمت چپ) همبستگی مکانی بین مولفه‌ی شرقی- شرقی، شمالی- شمالی و ارتفاعی- ارتفاعی و (سمت راست) همبستگی بین مولفه‌های شرقی- شمالی، شرقی- ارتفاعی و شمالی- ارتفاعی.



شکل ۵- بردارهای سرعت ایستگاه‌های GPS. بردار سرعت قبل از حذف آفست (آبی)، بردار سرعت بعد از حذف آفست (قرمز)



شکل ۶- اختلاف بین بردار سرعت برآورد شده از داده‌های آفست‌دار و بدون آفست.

سپاسگزاری

مولفان این مقاله از سازمان نقشه برداری کشور به جهت در اختیار قرار دادن سری‌های زمانی دائمی GPS تشکر و قدردانی می‌کنند.

تصادفی و تابعی صحیح و بدون آفست در برآورد دقیق پارامترهایی همچون سرعت ضروری است. پس از حذف آفست از داده‌ها، تفاضل بردار سرعت ایستگاه‌ها از مقدار متوسط آن محاسبه شد. این اختلاف مقدار و جهت سرعت هر ایستگاه را نسبت به ایستگاه‌های دیگر به خوبی بیان کرد.

مراجع

- [1] Ruhi, S.H., Jamour, Y., Abolghasem, A.M. (2007). "Earth's crustal deformation analysis in Iran based on time series of permanent GPS stations", Proc. National Geomatics Conference, Tehran.
- [2] Tehranchi, R., Moghtased-Azar, K.H., Nankali, H.R. (2016). "Analysis of GPS Time Series Over the Alborz Range", J. Geomatics Science and Technology. Vol.5, No.4, PP. 127-135.
- [3] Gazeaux, J., Williams, S., King, M., Bos, M., Dach, R., Deo, M., W Moore, A., Ostini, L., Petrie, E., Roggero, M., Norman Teferle, F., Olivares, G., H. Webb, F. (2013), "Detecting offsets in GPS time series: first results from the Detection of Offsets in GPS", J. Geophys. Res. Solid Earth, 118, doi:10.1002/jgrb.50152.
- [4] Thomas, I., et al. (2011), "Widespread low rates of Antarctic glacial isostatic adjustment revealed by GPS observations", Geophys. Res. Lett., 38, L22,302, doi:10.1029/2011GL049277.
- [5] Hoseini-asl, M. (2013). "Offset detection in GPS coordinate time-series using multivariate", Thesis, University of Isfahan.
- [6] Amiri-Simkooei, A. R. (2007). "Least-squares variance component estimation: theory and GPS applications", Ph. D. thesis, Delft University of Technology, Publication on Geodesy, 64, Netherlands Geodetic Commission, Delft.
- [7] Amiri-Simkooei, A. R., Tiberius, C.C.J.M., Teunissen, P.J.G. (2007). "Assessment of noise in GPS coordinate time series: methodology and results", J. Geophys. Res. 112 (B07413), doi: 10.1029/2006JB004913.
- [8] Amiri-Simkooei, A. R. (2009). "Noise in multivariate GPS position time-series", J. Geod. 83 (2), 175–187, doi: 10.1007/s00190-008-0251-8.
- [9] Amiri-Simkooei, A. R. (2013). "On the nature of GPS draconitic year periodic pattern in multivariate position time series", J. Geophys. Res. Solid Earth 118(5):2500–2511.
- [10] Williams, S. D. P., Bock, Y., Fang, P., Jamason, P., Nikolaidis, R. M., Prawirodirdjo, L., Miller, M., Johnson, D. J. (2004), "Error analysis of continuous GPS position time series", J. Geophys. Res. 109 (B03412), doi:10.1029/2003JB002741.