

## ارزیابی نویز سری‌های زمانی تغییر شکل تصاویر InSAR به روش طول باز کوتاه

بهنام طهماسبی<sup>\*</sup>، علیرضا امیری سیمکوئی<sup>۲</sup>، مریم دهقانی<sup>۳</sup>، مهدی مومنی شهرکی<sup>۴</sup>

<sup>۱</sup> دانشجوی کارشناسی ارشد سنجش از دور - گروه مهندسی نقشه برداری - دانشکده فنی و مهندسی - دانشگاه اصفهان  
b.tahmasebi@eng.ui.ac.ir

<sup>۲</sup> دانشیار گروه مهندسی نقشه برداری - دانشکده فنی و مهندسی - دانشگاه اصفهان  
amiri@eng.ui.ac.ir

<sup>۳</sup> استادیار بخش مهندسی راه، ساختمان و محیط زیست - دانشکده مهندسی - دانشگاه شیراز  
dehghani\_rsgsi@yahoo.com

<sup>۴</sup> استادیار گروه مهندسی نقشه برداری - دانشکده فنی و مهندسی - دانشگاه اصفهان  
momeni@eng.ui.ac.ir

(تاریخ دریافت شهریور ۱۳۹۳، تاریخ تصویب دی ۱۳۹۳)

### چکیده

سری زمانی رادار با روزنه مصنوعی روشی برای ارزیابی تغییر شکل زمین است که قابلیت پایش تغییر شکل در یک ناحیه بزرگ را دارد. یکی از روش‌های پایش و بررسی تغییر شکل به کمک تداخل سنجی راداری، روش طول باز کوتاه است که کارایی آن در مطالعه پدیده‌های مختلف تغییر شکل زمین به اثبات رسیده است. ارزیابی نویز و بررسی همبستگی زمانی و مکانی سری‌های تغییر شکل بدست آمده از تداخل سنجی راداری عامل بسیار مهم در درک و تفسیر پدیده‌های تغییر شکل است. در این مقاله از تکنیک تداخل سنجی راداری به کمک روش طول باز کوتاه برای بدست آوردن سری زمانی تغییر شکل ناشی از رخداد پدیده فرونشست در منطقه دشت مهیار واقع در استان اصفهان استفاده شده است. در ادامه با استفاده از روش برآورد نویز کمترین مربعات به کمک آماره w-test چند متغیره ساختار نویز مناسب سری‌های زمانی تغییر شکل حاصل از روش طول باز کوتاه برآورد می‌شود. این بررسی منجر به برآورد واقع بینانه‌تری در مورد سری‌های تغییر شکل حاصل از روش تداخل سنجی راداری می‌شود. همچنین این تحقیق نشان می‌دهد به دلیل همبستگی سری‌های پیکسل‌های مجاور، همه این سری‌ها اطلاعات جدید و مفیدی از میزان تغییر شکل منطقه در اختیار قرار نمی‌دهند.

**واژگان کلیدی:** تداخل سنجی راداری، روش طول باز کوتاه، تغییر شکل، برآورد نویز، کمترین مربعات

\* نویسنده رابط

## ۱- مقدمه

سیستم تداخل سنجی رادار با دهانه ترکیبی<sup>۱</sup> یک ابزار سنجش از دور برای کشف، بررسی و ارزیابی تغییر شکل زمین است. کارایی این ابزار برای پایش حرکات و تغییرات پدیده‌های مختلف نظیر زمین لرزه، آتش فشان، زمین لغزش و فرو نشست در پژوهش‌های مختلف به اثبات رسیده است [۱].

در تکنیک تداخل سنجی دهانه ترکیبی تفاضلی<sup>۲</sup> با استفاده از تفاضل فاز یک جفت تصویر SAR مربوط به منطقه مورد بررسی می‌توان به بررسی پدیده تغییر شکل زمین پرداخت [۱]. در ابتدا این تکنیک تنها برای بررسی یک پدیده تغییر شکل در ابتدا و انتهای یک بازه زمانی مورد استفاده قرار می‌گرفت [۲] و [۳]، اما در ادامه این روش برای بررسی پدیده تغییر شکل و جابجایی در طول یک سری زمانی بسط داده شد. در واقع بررسی سیر جابجایی در طول زمان یک عامل کلیدی در درک صحیح پدیده تغییر شکل زمین است [۴]. روش‌های مختلفی برای تشکیل سری زمانی تغییر شکل از تصاویر SAR توسط پژوهشگران مختلف بیان گردیده که همچنان نیز در حال تکامل و بهبود است [۵]، [۶]، [۷]، [۸].

در مورد سری‌های زمانی تغییر شکل بدست آمده از تصاویر راداری مسئله مهم و تاثیر گذار در تفسیر نتایج بدست آمده نوین این سری‌ها می‌باشد. در واقع نوین موجود در این سری‌های زمانی باید بررسی و تحلیل گردد تا ارزیابی دقیقی از پارامترهای تغییر شکل بدست آید. مدل تغییر شکل منطقه مورد مطالعه را می‌توان با توجه به اطلاعات قبلی از منطقه در نظر گرفت. عموماً بعد از ارائه و برآورد مدل تغییر شکل نیاز است تا دقت پارامترهای مدل نیز برآورد گردد. تحقیقات گوناگونی در مورد نوین سری زمانی InSAR صورت گرفته است که اغلب آن‌ها برآوردی از مدل نوین اینترفروگرام‌ها ارائه نموده و تاثیر آن را در تشکیل سری زمانی مورد بررسی قرار داده‌اند. در این پژوهش سری زمانی تغییر شکل نهایی مورد توجه قرار داده شده و سعی شده مدل نوین موجود در آن‌ها تعیین گردد. سری‌های زمانی بدست آمده در محدوده تغییر

شکل شامل هزاران پیکسل است که برای هر کدام یک سری زمانی برآورد می‌شود. عموماً تغییر شکل و جابجایی هر پیکسل با تغییر شکل و جابجایی پیکسل‌های مجاور دارای یک الگوی مشابه می‌باشد. نزدیکی پیکسل‌ها همچنین باعث وابسته شدن نوین موجود در این سری‌های زمانی خواهد شد. به طور کلی این وابستگی شامل وابستگی زمانی و مکانی خواهد شد. رفتار تغییر شکل شامل نرخ تغییر شکل یا سرعت است که باید مورد بررسی قرار گیرد و مدل شود. بدست آوردن پارامترهای مدل تغییر شکل می‌تواند در طول فرایند محاسبه سری زمانی بدست آید [۹] و [۱۰] یا بعد از محاسبه سری زمانی بدست آید [۱۱]، [۱۲] که روش طول باز کوتاه<sup>۳</sup> در نظر گرفته در این پژوهش از این دسته می‌باشد. بعد از برآورد سری زمانی تغییر شکل می‌توان با در نظر گرفتن مدل تغییر شکل، پارامترهای آن را برآورد نمود. نکته‌ای که در مورد پارامترهای مدل و دقت آن‌ها باید در نظر گرفت همبستگی زمانی و مکانی سری‌ها است و نادیده گرفتن آن باعث ارزیابی نامناسب از دقت پارامترهای برآورد شده از این سری‌های زمانی می‌گردد. در واقع این امر باعث برآوردی خوش بینانه و غیر دقیق از پارامترهای تغییر شکل می‌گردد.

تحقیقات مختلفی در زمینه برآورد نوین سری‌های زمانی حاصل از مشاهدات ژئودتیکی صورت گرفته است [۱۳]، [۱۴]، [۱۵]. امیری سیمکونی در سال ۲۰۰۹ با استفاده از آنالیز چند متغیره نوین سری‌های مختصاتی ایستگاه‌های دائم GPS را مورد ارزیابی قرار داد. در این تکنیک با برآورد هم زمان مولفه‌های نوین زمانی و مکانی امکان ساخت یک ماتریس نوین چند متغیره واقع بینانه را فراهم می‌سازد.

در این مقاله به منظور برآورد نوین سری‌های زمانی تغییر شکل از روش طول باز کوتاه (SBAS) برای تولید سری زمانی استفاده می‌شود. در ادامه آنالیز برآورد نوین چند متغیره را برای برآورد پارامترهای سری‌های زمانی تغییر شکل و نوین آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مقاله شامل بخش‌های زیر است: در بخش ۲ اصول تشکیل سری زمانی تغییر شکل به کمک روش طول باز کوتاه بیان می‌گردد. در بخش ۳ نحوه برآورد ساختار ماتریس

<sup>۱</sup> Interferometric synthetic Aperture Radar (InSAR)

<sup>۲</sup> Differential Interferometric synthetic aperture radar

<sup>۳</sup> Small Baseline Subset

در واقع نیاز به فرضی در مورد مدل تغییر شکل برای بدست آوردن سری‌های زمانی نیست. بعد از تشکیل ماتریس A به کمک جواب کمترین مربعات دست فوق جابجایی بدست می‌آید. بنابراین x برابر است با:

$$x = (A^T P A)^{-1} A^T P y \quad (2)$$

### ۳- برآورد نویز کمترین مربعات

روش برآورد نویز کمترین مربعات تا به حال برای تعیین نویز سری‌های زمانی داده‌های ژئودتیکی با موفقیت به کار برده شده است [۱۳]، [۱۴]، [۱۵]، [۱۸]. این روش امکان تعیین مدل تصادفی مناسب به کمک آزمون‌های آماری را فراهم می‌سازد.

مدل خطی معادلات مشاهدات را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$E(y) = Ax, D(y) = Q_y = \sum_{k=1}^p \sigma_k Q_k \quad (3)$$

باید توجه داشت ماتریس A مدل تابعی رابطه ۳ متفاوت از ماتریس A رابطه ۲ می‌باشد. ماتریس A رابطه ۳ با توجه به مدل تغییر شکل سری زمانی نهایی تشکیل می‌شود.

برای برآورد نویز کمترین مربعات ابتدا لازم است ساختار نویز موجود در مشاهدات مشخص گردد. برای تعیین ساختار نویز مناسب برای مدل تصادفی از آماره w-test استفاده می‌کنیم [۱۴]. این آماره یکی از مزایای روش برآورد مولفه‌های واریانس کمترین مربعات<sup>۲</sup> (LS-VCE) است که امکان بررسی وجود ساختارهای نویز مختلف را در سری‌های زمانی فراهم می‌نماید. برای سری‌های زمانی تک متغیره اگر مدل تصادفی [۱۵] بدون خطا و کامل باشد، فرض‌های صفر  $H_0$  و  $H_a$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$H_0: Q_y = \sigma^2 Q_0 \quad (4)$$

و فرض  $H_a$  در مقابل:

$$H_a: Q_y = \sigma^2 Q_0 + C_y \delta \quad (5)$$

کواریانس به کمک آزمون آماره w-test بیان می‌گردد. در بخش ۴ روش طول باز کوتاه برای تشکیل سری زمانی در دشت مهبیار اصفهان مورد استفاده قرار گرفته و نتایج حاصل از آنالیز برآورد نویز در سری زمانی تغییر شکل نشان داده می‌شود. در نهایت در بخش ۵ نتایج تحقیق و پیشنهادات ارائه می‌گردد.

### ۲- الگوریتم SBAS

روش SBAS به کمک تکنیک تداخل سنجی تفاضلی امکان کشف تغییر شکل سطح زمین و همچنین بررسی این تغییرات در طول زمان را فراهم می‌کند. با ترکیب دو تصویر SAR یک اینترفروگرام<sup>۱</sup> تشکیل می‌شود و با کم کردن دو جفت اینترفروگرام یک اینترفروگرام تفاضلی حاصل می‌شود. به منظور بررسی زمانی تغییر شکل از ترکیب مناسبی از اینترفروگرام‌ها استفاده می‌شود که این مجموعه از اینترفروگرام‌ها باید دارای دو شرط اصلی طول باز کوتاه و اتصال از نظر زمانی باشند. جزئیات این روش به تفصیل در مقالات مختلف یافت می‌شود [۴]، [۱۶]، [۱۷].

به کمک روش کمترین مربعات مقدار جابجایی در زمان‌های مختلف سری محاسبه می‌شود. N اینترفروگرام  $y$  حاصل  $[I_1 I_2 \dots I_N]$  که زمان  $t$  می‌باشد به عنوان مشاهدات M مجهول  $x = [t_1 t_2 \dots t_M]$  به عنوان مجهولات روش کمترین مربعات در نظر گرفته می‌شود.

بنابراین می‌توان دستگاه معادلات را به صورت  $y = Ax$  نوشت. ماتریس A بسته به این که اینترفروگرام بین کدام دو زمان تشکیل شده است به صورت 1 و -1 پر می‌شود.

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & 1 & -1 & 0 & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & -1 \end{bmatrix} \quad (1)$$

به کمک ماتریس A دستگاه معادلات را برای بدست آوردن تغییر شکل در زمان‌های مختلف تهیه تصاویر تشکیل می‌دهیم. نکته‌ای که در روش طول باز کوتاه اهمیت دارد مستقل بودن این روش از مدل تغییر شکل برای بدست آوردن تغییر شکل در زمان‌های مختلف است.

<sup>۲</sup> Least Square-Variance Component Estimation

<sup>۱</sup> Interferogram

$$\hat{e} \leftarrow \text{vec}(\hat{E}), Q_y \leftarrow \Sigma \otimes I_m, C_y \leftarrow \Sigma \otimes C_y, \quad (10)$$

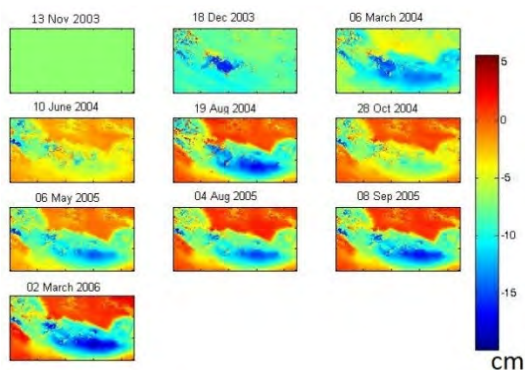
$$P_A^\perp \leftarrow I_r \otimes P_A^\perp$$

در رابطه بالا  $P_A^\perp = I - A(A^T Q^{-1} A)^{-1} A^T Q^{-1}$  تصویرگر قائم مدل تک متغیره است که با جایگذاری بالا به حالت چند متغیره تبدیل می‌شود.

#### ۴- پیاده سازی و نتایج

در این قسمت به سری زمانی تغییر شکل زمین حاصل از روش SBAS می‌پردازیم. برای این منظور به عنوان نمونه فرونشست دشت مهبیار مورد بررسی قرار می‌گیرد. دشت مهبیار در ۲۵ کیلومتری جنوب اصفهان واقع شده است. از حفره‌های آب زیر زمینی این دشت جهت مصارف کشاورزی و خانگی استفاده می‌شود. فرونشست در دشت مهبیار از ۳۰ سال پیش وجود داشته و کاهش سطح آب منطقه که توسط ایستگاه‌های پیژومتریک منطقه نشان داده شده موید این مطلب است [۱۹].

به منظور بررسی تغییر در دشت مهبیار ۱۳ اینترفروگرام که حاصل پردازش ۱۰ تصویر SAR به روش SBAS بوده مورد استفاده قرار گرفت. این تصاویر توسط سنجنده‌ی Envisat ASAR در فاصله ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۶ اخذ شده است. مطابق روابط ۱ و ۲ بیان شده در بخش دو دستگاه معادلات شامل ۱۳ مشاهده و ۱۰ مجهول تشکیل می‌گردد و بعد از سرشکنی به روش کمترین مربعات مقدار تغییر شکل نسبی برای هر زمان بدست می‌آید. با در نظر گرفتن یکی از تاریخ‌ها به عنوان مبدا می‌توان تغییر شکل را نسبت به این مبدا محاسبه کنیم. بدون این که به کلیت مسئله خللی وارد شود تاریخ اول را به عنوان مبدا در نظر می‌گیریم. شکل ۱ سری زمانی تغییر شکل را در ۱۰ تاریخ مورد بررسی نشان می‌دهد.



شکل ۱- سری زمانی تغییر شکل

که در آن  $Q_0$  و  $C_y$  ماتریس‌های کوفاکتور معلوم،  $\sigma^2$  فاکتور واریانس ماتریس  $Q_0$  و  $\delta$  فاکتور واریانس ماتریس  $C_y$  می‌باشد که مجهول است. در واقع در فرض‌های صفر و مخالف رابطه بالا این موضوع مورد آزمون قرار می‌گیرد که ماتریس واریانس کواریانس مشاهدات تنها شامل ماتریس  $Q_0$  می‌باشد یا در آن اثر نویز دیگری مانند  $C_y$  نیز موجود است. برای سنجش فرض  $H_0$  مقابل فرض  $H_a$  از آماره  $w$ -test زیر استفاده می‌کنیم [۱۴]:

$$w = \frac{\hat{e}^T Q_y^{-1} [\frac{1}{2} C_y - \frac{\text{tr}(C_y Q_y^{-1})}{2b} Q_y] Q_y^{-1} \hat{e}}{[\frac{1}{2} \text{tr}(C_y Q_y^{-1} C_y Q_y^{-1}) - \frac{1}{2b} \text{tr}(C_y Q_y^{-1}) \text{tr}(C_y Q_y^{-1})]^{1/2}} \quad (6)$$

در رابطه بالا  $b = m - n$  درجه آزادی مدل تابعی می‌باشد و عناصر  $Q_y$  و  $\hat{e}$  از فرض صفر محاسبه می‌شوند. همچنین  $Q_e^- = Q_y^{-1} Q_e Q_y^{-1}$  معکوس بازتابی ماتریس کواریانس باقیمانده‌ها است که در آن  $Q_e = P_A^\perp Q_y$  و  $P_A^\perp = I - A(A^T Q^{-1} A)^{-1} A^T Q^{-1}$  تصویرگر قائم مدل تک متغیره است.

با قرار دادن ماتریس کوفاکتور  $C_y$  مربوط به نویزهای مختلف در رابطه (۶) احتمال حضور آن‌ها را در داده‌های InSAR بررسی می‌کنیم. همانطور که بیان شد آماره  $w$ -test رابطه ۶ مربوط به مدل تک متغیره می‌باشد. برای مدل چند متغیره فرض‌های  $H_0$  و  $H_a$  مطابق زیر تعریف می‌شوند:

$$H_0: Q_y = I_r \otimes Q \quad (7)$$

و فرض  $H_a$  در مقابل:

$$H_a: Q_y = (I + C_y \nabla) \otimes Q \quad (8)$$

که در آن  $\nabla$  یک پارامتر مجهول است.

برای حالت چند متغیره از مدل مرسوم به مدل کاربردی‌تر استفاده می‌شود که مدل تصادفی آن به صورت زیر است [۱۲]:

$$D(\text{vec}(Y)) = \Sigma \otimes Q \quad (9)$$

جهت تعمیم رابطه آماره  $w$ -test برای حالت چند متغیره از جایگذاری مقادیر زیر به کمک ضرب کروئوکر استفاده می‌کنیم [۱۲].

که در آن  $a$  نشان دهنده نرخ جابجایی یا سرعت و  $b$  مقدار تغییر در زمان  $t_0$  است. همچنین می توان از چند جمله ای با درجه بالاتر برای بیان مدل تغییر شکل استفاده کرد. در این جا توابع خطی، درجه دو و درجه سه مورد بررسی قرار گرفت. لذا برای تشکیل مدل تابعی، تعداد پارامترهای مجهول و ستون های ماتریس  $A$  برای مدل های فوق به ترتیب دو، سه و چهار است. بدین ترتیب که مطابق آن چه در بخش ۳ بیان شد ماتریس  $A$  را تشکیل داده و به کمک آماره  $w$ -test ساختارهای مختلف نویز را بررسی کرده و مناسب ترین ساختار انتخاب می شود. در نتیجه بعد از انتخاب ساختار نویز مناسب برای مشاهدات پارامترهای مدل و دقت آن ها محاسبه می گردد. مطابق روابط ۷ و ۸ فرض صفر  $H_0$  و فرض مخالف  $H_a$  را برای منطقه تغییر شکل که در شکل ۲ نشان داده شده است مقدار دهی نموده و برای  $C_y$  ساختارهای نویز متداول در داده های ژئودتیکی شامل اتو-رگرسیون، هول افکت<sup>۲</sup>، گوسی<sup>۳</sup>، باردا-آلبرتا<sup>۴</sup> و کروی<sup>۵</sup> در نظر گرفته شد. فرمول ماتریس کوفاکتور  $C_y$  برای این نویزها به ترتیب عبارت است از [۲۰]:

$$C_y = e^{-\alpha\tau} \quad (12)$$

$$C_y = (1 - \alpha\tau)e^{-\alpha\tau} \quad (13)$$

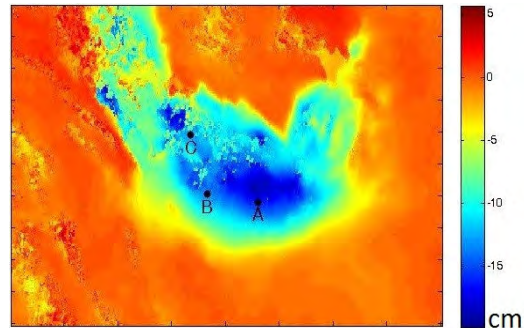
$$C_y = e^{-\alpha\tau^2} \quad (14)$$

$$C_y = 1 - \alpha\tau \quad (15)$$

$$C_y = 1 - \frac{3}{2}\alpha\tau + \frac{1}{2}\alpha^3\tau^3 \quad (16)$$

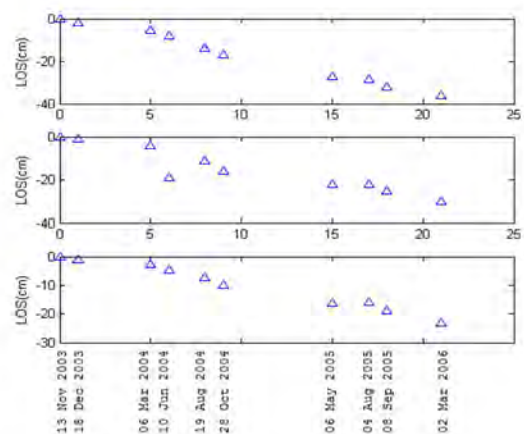
که در آن برای درایه  $i$  و  $j$  ماتریس  $C_y$  مقدار  $\tau = \left( (x_i - x_j)^2 + (y_i - y_j)^2 \right)^{0.5}$  و به ازای مقادیر مختلف پارامتر  $\alpha$  ماتریس های  $C_y$  بدست می آید که در نتیجه مقادیر مختلف آماره  $w$ -test محاسبه می شود. بیشینه مقدار آماره،  $C_y$  مورد نظر را حاصل می نماید. در واقع مدل تابعی با توجه به مدل تغییر شکل تشکیل می شود و به کمک آماره چند  $w$ -test متغیره بررسی می شود به جز نویز سفید چه ساختار نویزی با توجه به همبستگی مکانی بین سری های مختلف در آن ها وجود دارد. نمودار

شکل ۱ به خوبی نحوه تغییر شکل را در منطقه نشان می دهد. برای نمایش بهتر تغییر شکل در ۴ نقطه  $A, B, C, D$  نشان داده شده در شکل ۲، سری زمانی تغییر شکل در شکل ۳ نشان داده شده است.



شکل ۲- منطقه تغییر شکل مورد مطالعه

سری زمانی تغییر شکل نقاط  $A, B, C$  در شکل ۳ نشان داده شده است.



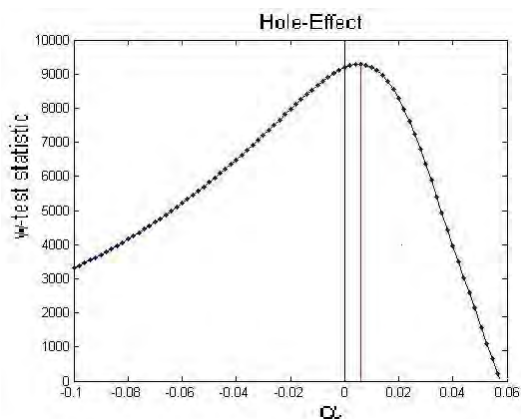
شکل ۳- سری زمانی تغییر شکل برای سه نقطه  $A, B, C$  نشان داده شده در شکل ۲

برای ارزیابی نویز موجود در این سری ها توجه به همبستگی مکانی پیکسل ها ضروری است. و عدم توجه به این همبستگی موجب برآورد غیر واقع بینانه ای از پارامترهای سری های زمانی تغییر شکل می گردد. همانطور که در بخش ۲ بیان شد برای بدست آوردن ساختار نویز مناسب این سری ها می توان از برآورد نویز چند متغیره کمترین مربعات استفاده کرد. ساده ترین مدل استفاده از دو پارامتر برای توصیف تغییر شکل به صورت خطی که نرخ تغییر شکل را نشان می دهد.

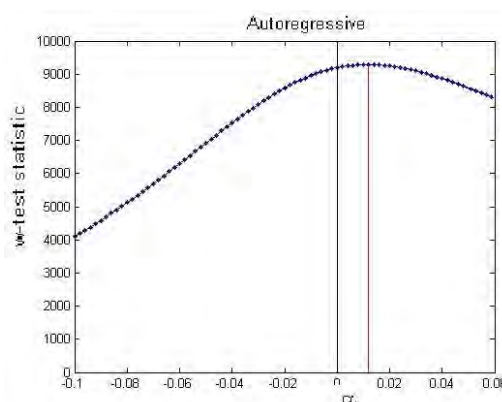
$$d(t) = at + b \quad (11)$$

۱ Autoregressive  
۲ Hole-effect  
۳ Gaussian  
۴ Baarda-Alberta  
۵ Spherical

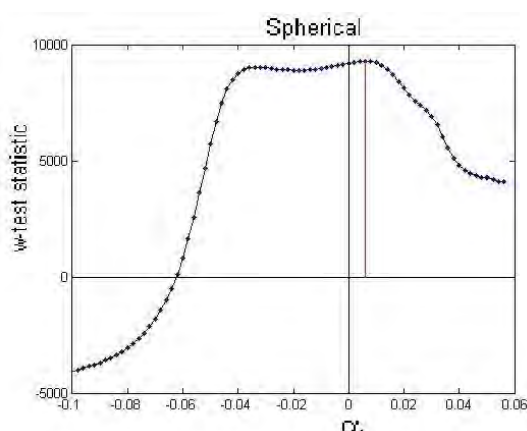
مقادیر آماره w-test به ازای مقادیر مختلف پارامتر  $\alpha$  برای هر یک از ساختارهای نویز بیان شده در شکل‌های ۴ تا ۸ نشان داده شده است.



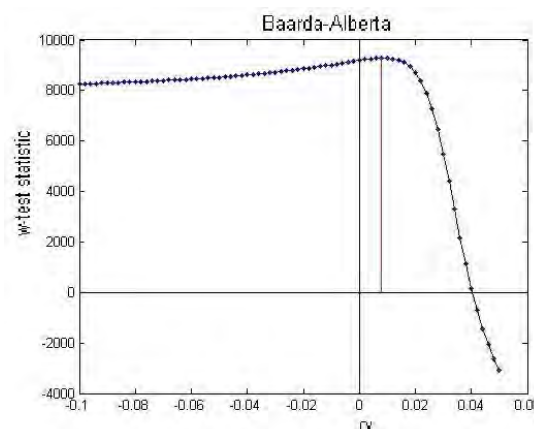
شکل ۷- نمودار مقادیر آماره w-test چند متغیره به ازای مقادیر مختلف  $\alpha$  برای نویز هول افکت



شکل ۴- نمودار مقادیر آماره w-test چند متغیره به ازای مقادیر مختلف  $\alpha$  برای نویز اتو-رگسیو

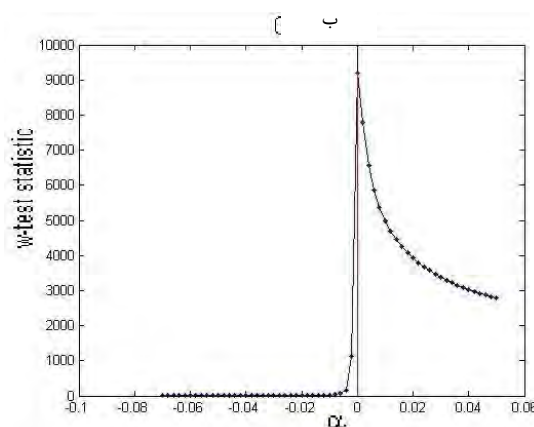


شکل ۸- نمودار مقادیر آماره w-test چند متغیره به ازای مقادیر مختلف  $\alpha$  برای نویز کروی



شکل ۵- نمودار مقادیر آماره w-test چند متغیره به ازای مقادیر مختلف  $\alpha$  برای نویز باردا-آلبرتا

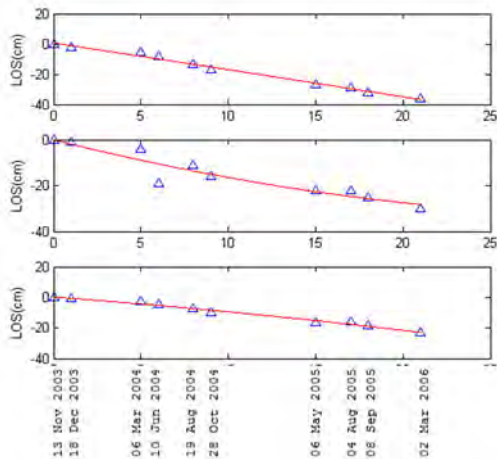
برای بررسی فرض صفر و فرض مخالف به علت پیچیدگی توزیع آماره‌ی w-test از نامساوی چبیشف استفاده می‌شود [۲۱]. نامساوی چبیشف مستقل از توزیع متغیر تصادفی است و به کمک آن می‌توان کران بالای احتمال را مشخص نمود. مطابق با این نامساوی به منظور تشکیل کران بالا برای فرض صفر برای سطح اطمینان ۹۵ درصد مقدار عددی آماره w-test باید در نامساوی  $-4.47 < w < 4.47$  صدق نماید. همان طور که در شکل‌های ۴ تا ۸ نشان داده شده است به علت صدق نکردن مقدار آماره در این نامساوی، فرض صفر رد و فرض مخالف پذیرفته می‌شود و این به معنی وجود ساختار نویز دیگری در سری‌های زمانی می‌باشد. مطابق با این اشکال مقادیر آماره w-test به ازای مقادیر مختلف متغیر  $\alpha$  دارای یک بیشینه مطلق است که نشان دهنده‌ی بیشترین انحراف از فرض صفر است. جدول ۱ مقادیر بیشینه آماره w-test چند متغیره و مقدار متناظر پارامتر  $\alpha$  آن را نشان می‌دهد.



شکل ۶- نمودار مقادیر آماره w-test چند متغیره به ازای مقادیر مختلف  $\alpha$  برای نویز گوسی

شکل‌های ۹ و ۱۰ نشان می‌دهند سری زمانی تغییر شکل برای پیکسل‌های همسایه دارای همبستگی می‌باشد. این همبستگی برای پیکسل‌های مجاور و با فاصله کم بسیار زیاد است و هرچه فاصله‌ی بین پیکسل‌ها زیاد می‌شود این همبستگی کم‌تر می‌شود تا جایی که در فاصله حدود ۱۰۰ پیکسل همبستگی به کمتر از ۰٫۱ می‌رسد. در واقع همبستگی بین پیکسل‌ها نشان دهنده‌ی این است که سری‌های زمانی تغییر شکل برای همه پیکسل‌ها اطلاعات جدیدی از تغییر شکل منطقه دهد و در فواصل حدود ۱۰۰ پیکسل اطلاعات کاملاً جدیدی از تغییر شکل منطقه بدست می‌آید.

با توجه به انتخاب ساختار نوین مناسب انتخاب شده برای مشاهدات، پارامترهای سری زمانی تغییر شکل و دقت آن‌ها به کمک روش کمترین مربعات چند متغیره برآورد می‌گردد. شکل ۱۱ سری زمانی تغییر شکل و مدل برآورد شده را برای نقاط A، B و C نشان داده شده در شکل ۲ نشان می‌دهد.



شکل ۱۱- سری زمانی تغییر شکل و مدل برآورد شده برای سه نقطه A، B و C نشان داده شده در شکل ۲

حال که به کمک آماری w-test ساختار مناسب برای نوین موجود در سری‌های زمانی بدست آمد، می‌توان فاکتور واریانس مدل تصادفی رابطه (۹) را به صورت زیر محاسبه نمود [۶]:

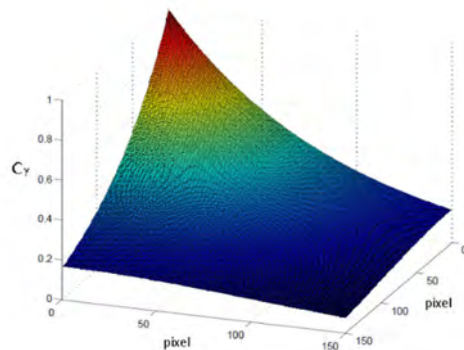
$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{e' Q_y^{-1} e}{(m - n) \times r} \quad (17)$$

که در آن  $e = \text{vec}(E)$  که  $E$  باقیمانده‌های مدل چند متغیره،  $Q_y = \Sigma \otimes Q$  که  $\Sigma$  همان  $C_y$  است که

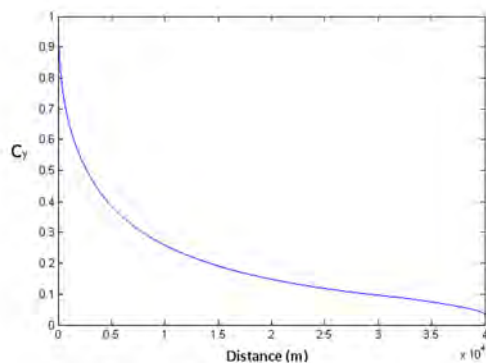
جدول ۱- بیشینه مقادیر آماره w-test برای ساختارهای نوین مختلف و مقادیر  $\alpha$  متناظر آن

مدل نوین	مقدار بیشینه آماره w-test	مقدار متناظر پارامتر $\alpha$
اتو-رگرسیون	9291.5	0.0120
هول-افکت	9289.6	0.0060
گوسی	9193.6	0
باردا-آلبرتا	9287.7	0.0080
کروی	9289.2	0.0060

با توجه به مقادیر آماره w-test ارائه شده در جدول ۱ بیشترین مقدار آماره w-test به ازای مقدار 0.0120 برای پارامتر  $\alpha$  برای مدل نوین اتو-رگرسیون و فرم درجه دو تغییر شکل نسبت به زمان بدست می‌آید. در واقع با مقایسه بیشینه مقادیر آماره w-test برای ساختارهای نوین مختلف مشخص می‌شود که ساختار نوین اتو-رگرسیون به ازای پارامتر  $\alpha$  بیان شده انحراف بیشتری از فرض صفر دارد. بنابراین مدل نوین مناسب برای سری زمانی تغییر شکل ت نوین اتو-رگرسیون است. شکل‌های ۹ و ۱۰ نحوه رفتار نوین اتو-رگرسیون به ازای پیکسل‌های همسایه یک پیکسل را به صورت دو بعدی و یک بعدی نشان می‌دهد.



شکل ۹- نمودار دو بعدی نوین اتو-رگرسیون به ازای  $\alpha$  برابر ۰٫۰۱۲۰



شکل ۱۰- نمودار نوین اتو-رگرسیون به ازای  $\alpha$  برابر ۰٫۰۱۲۰ به صورت یک بعدی

می‌دهد همه‌ی پیکسل‌ها اطلاعات جدید و مفیدی در مورد تغییر شکل منطقه بدست نمی‌دهد.

علت این همبستگی می‌تواند تاثیر پارامترهای موثر دیگر در مقدار فاز اینترفروگرام‌ها مانند تاثیر اتمسفر و همچنین کورلیشن مکانی مدل رقومی زمین و سایر عوامل باشد که حذف آن‌ها می‌تواند مقداری از این همبستگی را کم کند ولی این همبستگی همچنان وجود دارد.

استفاده از روش برآورد کمترین مربعات مولفه‌های واریانس<sup>۶</sup> جهت برآورد مدل نویز مناسب سری‌های زمانی تغییر شکل می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد. همچنین روش ارائه شده می‌تواند بر روی داده‌های حاصل از روش پراکنش کننده‌های پایدار<sup>۷</sup> مورد ارزیابی قرار گیرد.

برآورد شد و  $Q$  ماتریس یکه به ابعاد  $10 \times 10$  سری زمانی است و  $r$  تعداد سری زمانی است که مورد استفاده قرار گرفته است.

با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان ماتریس واریانس کواریانس پارامترهای مدل را نیز به کمک رابطه‌ی زیر برآورد نمود [۶]:

$$Q_{\hat{x}} = \hat{\sigma}_0^2 (\Sigma \otimes (A'QA)^{-1}) \quad (18)$$

مجذور عناصر قطری ماتریس فوق دقت پارامترهای مدل را نشان می‌دهد. در صورت عدم برآورد ساختار نویز مناسب با توجه به همبستگی سری‌های زمانی ماتریس  $\Sigma$  در رابطه فوق ماتریس برابر یکه به ابعاد  $r$  می‌باشد که در این صورت برآورد غیر واقع بینانه‌ای از دقت پارامترهای مدل ارائه می‌گردد. جدول ۲ دقت پارامترهای مدل را در صورت برآورد ساختار نویز مناسب و در صورت عدم توجه به آن و در نظر گرفتن دل نویز سفید برای داده‌ها نشان می‌دهد.

جدول ۲- دقت پارامترهای مدل تغییر شکل درجه دو در صورت برآورد مدل نویز مناسب و در صورت عدم برآورد آن

پارامترهای مدل	دقت پارامترهای مدل	
	برآورد مدل نویز مناسب	بدون در نظر گرفتن مدل نویز مناسب
a	0.00004 cm/yr <sup>2</sup>	0.00001 cm/yr <sup>2</sup>
b	0.034 cm/yr	0.012 cm/yr
c	5.018 cm	1.850 cm

همان طور که در جدول ارائه شده است محاسبه دقت پارامترهای مدل در صورت عدم برآورد ساختار نویز مناسب به صورت خوش بینانه است.

## ۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

بررسی ساختار نویز تغییر شکل حاصل از سری زمانی InSAR برآورد واقع بینانه‌ای از نتایج بدست آمده می‌دهد. در واقع وجود همبستگی مکانی پیکسل‌های همسایه موید این مطلب است که بررسی این سری‌ها به صورت انفرادی صحیح نمی‌باشد و جهت بررسی و استخراج نتایج صحیح‌تر لازم است پیکسل‌ها به صورت همزمان مورد بررسی قرار گیرد. همچنین همبستگی مکانی نشان

<sup>۱</sup> Least Square – Variance Components Estimation  
<sup>۲</sup> Persistent Scatterer (PS)



- [1] A. K. Gabriel, R. M. Goldstein and H. A. Zebker, "Mapping small elevation changes over large areas: Differential interferometry," *Journal of Geophysical Research*, vol. vol. 94, p. pp. 9183–9191, July 1989.
- [2] A. Ferretti, C. Prati and F. Rocca, "Permanent scatterers in SAR interferometry," *IEEE Transact. Geoscience and Remote Sensing*, vol. vol. 39, p. pp. 8–20, Jan. 2001.
- [3] M. Dehghani, M. J. Valadan Zoej, I. Entezam, A. Mansourian and S. Saatchi, "InSAR monitoring of progressive land subsidence in Neyshabour, northeast Iran," *Geophys. J. Int.*, vol. 178, pp. 45-56, 2009.
- [4] R. Lanari, O. Mora, M. Manunta, J. J. Mallorquí, P. Berardino and E. Sansosti, "A small-baseline approach for investigating deformations on full-resolution differential SAR interferograms," *IEEE Transact. Geoscience and Remote Sensing*, Vols. VOL. 42, NO. 7, pp. 1377-1386, JULY 2004.
- [5] A. Hooper, H. Zebker, P. Segail and B. Kampes, "A new method for measuring deformation on volcanoes and other natural terrains using InSAR persistent scatterers," *Geophys. Res. Lett.*, vol. 31, no. 23, p. L23611, 20004.
- [6] A. Amiri-Simkooei, Least-squares variance component estimation: theory and GPS applications. PhD thesis, Delft, Netherlands: Mathematical Geodesy and Positioning, Faculty of Aerospace Engineering, Delft University of Technology, 2007.
- [7] A. Amiri-Simkooei, C. Tiberius and P. Teunissen, "Assessment of noise in GPS coordinate time series: methodology and results," *Journal of Geophysical Research* vol. 112, p. B07413, 2007.
- [8] P. Teunissen, N. Jonkman and C. Tiberius, "Weighting GPS dual frequency observations: bearing the cross of cross-correlation," *GPS Solutions*, vol. 2, no. 2, pp. 28-37, October 1998.
- [9] R. Ajalloeian, A. Ghazifard, M. Hashemi and E. Kamyab, "Effect of stratigraphy on earth fissuring in the northern Mahyar plain, Iran," in *IAEG*, London, 2006.
- [10] P. Berardino, G. Fornaro, R. Lanari and E. Sansosti, "A new Algorithm for Surface Deformation Monitoring based on Small Baseline Differential SAR Interferograms," *IEEE Transact. Geoscience and Remote Sensing*, vol. 40(11), p. 2375–2383, 2002.
- [11] R. Lanari, F. Casu, M. Manzo, G. Zeni, P. Berardino, M. Manunta and A. Pepe, "An Overview of the Small BASeline Subset Algorithm: A DInSAR Technique for Surface Deformation Analysis," *Pure and Applied Geophysics*, vol. 164, p. 637–661, 2007.
- [12] G. Peltzer and P. A. Rosen, "Surface displacement of the 17 May 1993 Eureka Valley, California, earthquake observed by SAR interferometry," *Science*, vol. 268, p. 1333–1336, 1995.
- [13] E. Rignot, "Fast recession of a west Antarctic glacier," *Science*, vol. 281, p. 549–551, 1998.
- [14] S. Usai, "A least squares database approach for SAR interferometric data," *IEEE Transact. Geoscience and Remote Sensing*, vol. 41(4), p. 753–760, 2003.
- [15] Casu, F., M. Manzo, R. Lanari, "A quantitative assessment of the SBAS algorithm performance for surface deformation retrieval from DInSAR data," *Remote Sensing of Environment*, vol. 102, no. 3, pp. 195-210, 2006.
- [16] P. S. H. Z. A Hooper, "Persistent scatterer interferometric synthetic aperture radar for crustal deformation analysis, with application to Volcán Alcedo, Galápagos," *Journal of Geophysical Research: Solid Earth*, vol. 112, no. B7, 2007.

- [17] A. Amiri-Simkooei, "Noise in multivariate GPS position time-series," *Journal of Geodesy*, Vols. 83, 2, pp. 175-187, 2009.
- [18] B. M. Kampes and R. F. Hanssen, "Ambiguity resolution for permanent scatterer interferometry," *Geoscience and Remote Sensing, IEEE Transactions on*, vol. 42(11), pp. 2446-2453, 2004.
- [19] C. Colesanti, A. Ferretti, F. Novali, C. Prati and F. Rocca, "SAR monitoring of progressive and seasonal ground deformation using the permanent scatterers technique," *Geoscience and Remote Sensing, IEEE Transactions on*, vol. 41(7), pp. 1685-1701, 2003.
- [20] R. Webster and M. A. Oliver, *Geostatistics for environmental scientists*, John Wiley & Sons., 2007.
- [21] A. Amiri-Simkooei, F. Zangeneh-Nejad, J. Asgari, "Least-squares variance component estimation applied to GPS geometry-based observation model," *Journal of Surveying Engineering*, vol. 139, pp. 176-187, 2013.