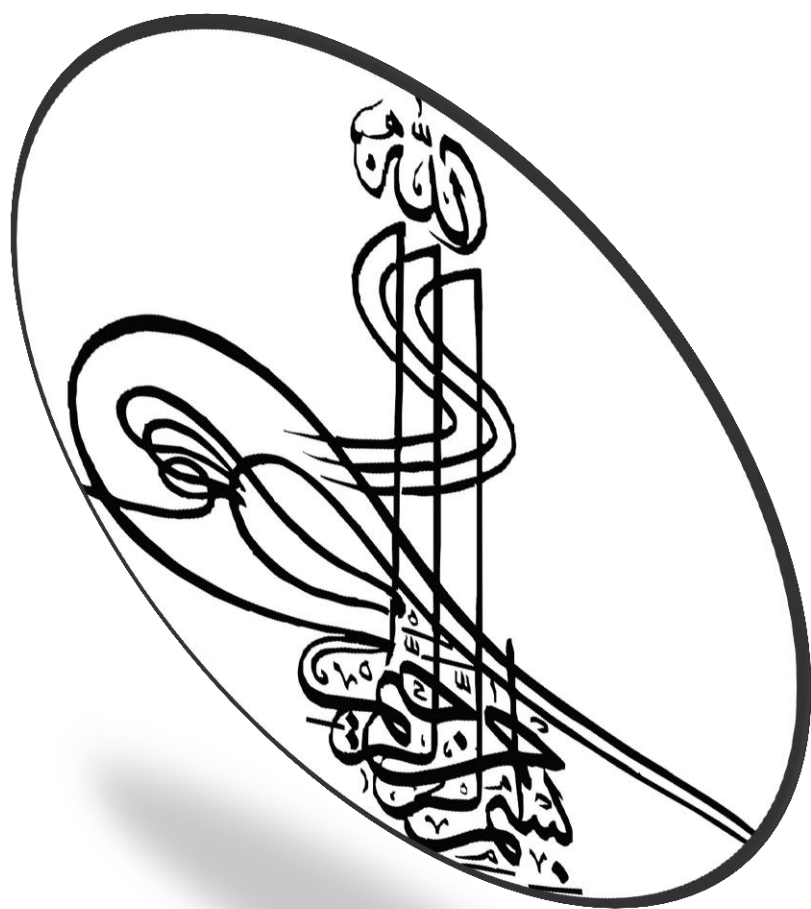






دانشگاه صنعتی شاهرود

دانشکده‌ی مهندسی معدن، نفت و ژئوفیزیک

کرده: اکتشاف معدن

کاربرد آنالیز کریچینک فاکتوری (FKCA) در تفسیر داده‌های میدان پتانسیل

دانشجو:

محمدرضا آزاد

استاد راهنما:

دکتر محمد کشتلو

دکتر ابوالقاسم کامکار روحانی

استاد مشاور:

دکتر حمید آقاجانی

پایان‌نامه ارشد جهت اخذ درجه کارشناسی ارشد

شهریورماه ۹۰



دانشگاه صنعتی شاهرود

دانشکده : مهندسی معدن، نفت و ژئوفیزیک

گروه: اکتشاف معدن

پایان نامه کارشناسی ارشد آقای محمدرضا آزاد

تحت عنوان:

کاربرد آنالیز کریجینگ فاکتوری (FKA) در تفسیر داده‌های میدان پتانسیل

در تاریخ توسط کمیته تخصصی زیر جهت اخذ مدرک کارشناسی ارشد
مورد ارزیابی و با درجه مورد پذیرش قرار گرفت.

امضاء	اساتید مشاور	امضاء	اساتید راهنما
	نام و نام خانوادگی :		نام و نام خانوادگی :
	نام و نام خانوادگی :		نام و نام خانوادگی :

امضاء	نماینده تحصیلات تکمیلی	امضاء	اساتید داور
	نام و نام خانوادگی :		نام و نام خانوادگی :
			نام و نام خانوادگی :
			نام و نام خانوادگی :
			نام و نام خانوادگی :

تقدیم بہ ساحت مقدس اللہ

تقدیم بہ گل سرسبد صبر، مادرم

تقدیم بہ نثار تلاش، پدرم

تقدیم بہ برادر خواہر و هر کس کہ بہ من امید زندگی آموخت و مریاری رساند.

قدردانی

حد و سپاس خداوند بی همتا را که چون همیشه بر من منت نهاد تا با یاری استادی و دوستان عزیز پایان نامه دوره کارشناسی ارشد خود را به پایان رسانده و سرانجام آن را شایسته باشم.

بر خود لازم دانستم زحمات تمامی کسانی که در انجام این پایان نامه، بنده را یاری رسانده اند، ارج نهاده و از آنان تشکر و قدردانی نمایم.

استاد بزرگوار:

جناب آقای دکتر کشلو و جناب آقای دکتر کامکار که سرانجام این پایان نامه را شرفی راهنمایی های ایشان می دانم و آن را همواره هر چند ناقابل تقدیم این عزیزان نموده و از مهربان خداوند عالم بی نیاز توفیق روز افزون ایشان را در هدایت نگار دانشان خواستارم. همچنین از دکتر آقا جانی که واقعا در این مدت کمک بسیار زیادی به بنده نمودند کمال تشکر و قدردانی را دارم.

از خانواده محترم بویژه برادر عزیزم علی و تمامی دوستانی که در این مدت بنده را یاری رسانند تشکر و قدردانی می کنم.

تعهد نامه

اینجانب **محمدرضا آزاد** دانشجوی دوره کارشناسی ارشد رشته اکتشاف معدن دانشکده مهندسی معدن، نفت و ژئوفیزیک دانشگاه صنعتی شاهرود نویسنده پایان نامه کاربرد آنالیز کریجینگ فاکتوری در تفسیر داده‌های میدان پتانسیل تحت راهنمایی دکتر محمد کنشلو و دکتر ابولقاسم کامکار روحانی متعهد می‌شوم .

- تحقیقات در این پایان نامه توسط اینجانب انجام شده است و از صحت و اصالت برخوردار است .
- در استفاده از نتایج پژوهشهای محققان دیگر به مرجع مورد استفاده استناد شده است .
- مطالب مندرج در پایان نامه تاکنون توسط خود یا فرد دیگری برای دریافت هیچ نوع مدرک یا امتیازی در هیچ جا ارائه نشده است .
- کلیه حقوق معنوی این اثر متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد و مقالات مستخرج با نام « دانشگاه صنعتی شاهرود » و یا « Shahrood University of Technology » به چاپ خواهد رسید .
- حقوق معنوی تمام افرادی که در به دست آمدن نتایج اصلی پایان نامه تأثیرگذار بوده اند در مقالات مستخرج از پایان نامه رعایت می گردد.
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که از موجود زنده (یا بافتهای آنها) استفاده شده است ضوابط و اصول اخلاقی رعایت شده است .
- در کلیه مراحل انجام این پایان نامه، در مواردی که به حوزه اطلاعات شخصی افراد دسترسی یافته یا استفاده شده است اصل رازداری ، ضوابط و اصول اخلاق انسانی رعایت شده است .

امضای

تاریخ

دانشجو

مالکیت نتایج و حق نشر

- کلیه حقوق معنوی این اثر و محصولات آن (مقالات مستخرج ، کتاب ، برنامه های رایانه ای ، نرم افزار ها و تجهیزات ساخته شده است) متعلق به دانشگاه صنعتی شاهرود می باشد . این مطلب باید به نحو مقتضی در تولیدات علمی مربوطه ذکر شود .
- استفاده از اطلاعات و نتایج موجود در پایان نامه بدون ذکر مرجع مجاز نمی باشد.

* متن این صفحه نیز باید در ابتدای نسخه های تکثیر شده پایان نامه وجود داشته باشد.

چکیده

داده‌های برداشت شده در ژئوفیزیک مجموع برهم‌نهی مولفه‌های مختلف در مقیاس‌های متفاوت می‌باشند. لذا برای جدایش این ساختارها بایستی هر کدام از مولفه‌ها اعم از مولفه ناحیه‌ای، مولفه محلی و مولفه نویز داده‌ها شناسایی شود. این واقعیت (ساختارهای فضایی تودرتو) بطور مستقیم در فیلترهای معمول ژئوفیزیکی مورد توجه قرار نمی‌گیرد. هدف از این پایان معرفی و بکارگیری ابزاری است که با تشخیص این ساختارها بتواند مولفه‌های مختلف را از هم تفکیک نماید. آنالیز کریجینگ فاکتوری (FKA) اساساً یک روش فیلترینگ می‌باشد. این روش تلفیقی از آنالیز فاکتوری کلاسیک و زمین‌آمار است. با استفاده از این روش می‌توان ساختار فضایی داده‌ها را که هر کدام مربوط به یک مقیاس فضایی ویژه می‌باشد تشخیص داد و یک سری فاکتورهای ناحیه‌ای ایجاد نمود که سیمای اصلی داده‌ها را در مقیاس فضایی مربوطه ترسیم می‌کند. در ابتدا از این روش برای تفسیر داده‌های مصنوعی استفاده گردید و مشاهده شد که، این روش در تشخیص ساختارهای فضایی روشی قدرتمند می‌باشد. همچنین آنالیز حساسیت این روش نسبت به پارامترهای اصلی تاثیرگذار در تخمین مانند فاصله نمونه‌برداری، شعاع جستجو و دامنه واریوگرام ساختارهای تودرتو بررسی شد. این مطالعات نشان می‌دهد که، با افزایش فاصله نمونه‌برداری، همبستگی بین مولفه‌های اصلی و مولفه‌های فیلترشده کاهش می‌یابد. همچنین با بررسی تغییرات شعاع جستجو و دامنه واریوگرام ساختارهای فضایی مشخص گردید که شعاع جستجو به علت اثر زمینه سیستم کریجینگ نمی‌تواند پارامتری حساس در نتایج تخمین بوده در حالیکه با افزایش دامنه واریوگرام همبستگی بین مولفه‌ها کاهش نشان می‌دهد. کاربرد این روش در تفسیر داده‌های واقعی میدان پتانسیل برداشتی از منطقه فاریاب و حوضه‌های نفتی جنوب شرق ویتنام بررسی گردید. براساس آنالیز واریوگرافی داده‌ها، سه ساختار فضایی مستقل از همدیگر تشخیص داده است. تفسیرهای ژئوفیزیکی نیز برای هر سه سری داده معرفی شده انجام و با نتایج حاصل از روش FKA مقایسه شده است. ملاحظه می‌شود که در

قیاس با فیلترهای معمول ژئوفیزیکی، FKA روشی مناسب در تفکیک آنومالی‌های ناحیه‌ای از آنومالی‌های محلی و یا در واقع تفکیک نویز از سیگنال در داده‌های میدان پتانسیل می‌باشد.

کلمات کلیدی: مقیاس فضایی، ساختار تودرتو، آنالیز کریجینگ فاکتوری، فیلترینگ

لیست مقالات مستخرج از پایان نامه تاکنون

- کاربرد آنالیز کریجینگ فاکتوری در جدایش ساختارهای فضایی، بیست و هفتمین کنفرانس علوم زمین، ۱۳۸۹.
- آنالیز حساسیت تعداد نقاط شبکه‌ی نمونه‌برداری برای بهبود نتایج آنالیز کریجینگ فاکتوری در جدایش ساختارهای فضایی داده‌های اکتشافی، هشتمین کنفرانس دانشجویی مهندسی معدن دانشکده فنی تهران، ۱۳۹۰.

فهرست مطالب

عنوان	صفحه
فصل اول؛	
کلیات	۱
۱-۱ مقدمه	۲
۲-۱ تاریخچه روش FKA	۳
۴-۱ اهداف پایان نامه	۷
۵-۱ ساختار پایان نامه	۷
فصل دوم؛	
تئوری و کاربرد آن در ژئوفیزیک با ارائه مثال موردی	۹
۱-۲ مقدمه	۱۰
۲-۲ تئوری FKA تک متغیره	۱۰
۱-۲-۲ مولفه ذاتی کریجینگ	۱۰
۲-۲-۲ مولف پایایی مرتبه دوم کریجینگ	۱۲
۳-۲ تئوری FKA چندمتغیره	۱۴
۱-۳-۲ مقدمه	۱۴
۲-۳-۲ بیان ریاضی FKA چندمتغیره	۱۴
۴-۲ مثال عددی	۱۸
۱-۴-۲ FKA در حالت تک متغیره	۱۸
۵-۲ کاربرد FKA در ژئوفیزیک	۲۱
۲-۵-۲ مقدمه	۲۱
۲-۵-۲ زمینه های کاربرد FKA	۲۲
۶-۲ مطالعات موردی	۲۲
۱-۶-۲ تشخیص ساختارهای زمین شناسی	۲۲
۲-۶-۲ میرایی نویز داده های لرزه نگاری	۲۷
۱-۲-۶-۲ میرایی نویز مقطع دامنه مهاجرت زمانی قبل از برانبارش (PSTM)	۲۷

فهرست مطالب

عنوان	صفحه
۳-۶-۲ تطبیق مقیاس داده‌های ژئوفیزیکی	۳۰
۳-۶-۲-۱ مقدمه	۳۰
۳-۶-۲-۲ هیستوگرام‌ها و نمودار پراکندگی‌ها	۳۱
۳-۶-۲-۳ واریوگرافی و مدل‌سازی آن و نتایج آنالیز	۳۲
۳-۶-۲-۴ مقایسه FKA و فیلتر میانگین متحرک	۴۲
۳-۶-۲-۵ مقایسه FKA و آنالیز طیفی	۴۴
۳-۶-۲-۷ نتیجه‌گیری	۴۶

فصل سوم؛

آنالیز کریجینگ فاکتوری بر روی داده‌های مصنوعی و آنالیز حساسیت نسبت به پارامترهای اصلی	۴۷
۳-۱ مقدمه	۴۸
۳-۲ مطالعه‌ی موردی	۴۹
۳-۲-۱ شبیه‌سازی مولفه‌ها و هیستوگرام‌ها	۴۹
۳-۲-۲ واریوگرافی داده‌ها	۵۲
۳-۲-۳ نتایج FKA	۵۳
۳-۲-۴ مقایسه هیستوگرام مولفه‌های واقعی و فیلترشده	۵۴
۳-۲-۵ استفاده از فیلترهای ژئوفیزیکی برای تفسیر داده‌ها	۶۰
۳-۲-۶ مقایسه نتایج FKA و فیلترهای ژئوفیزیکی	۶۱
۳-۳ آنالیز حساسیت	۶۳
۳-۴ نتیجه‌گیری	۶۷

فصل چهارم؛

نتایج FKA بر روی داده‌های گرانی مربوط به حوضه‌های نفتی جنوب شرق ویتنام	۶۸
۴-۱ مقدمه	۶۹
۴-۲ حوضه‌های هیدروکربوری جنوب شرق ویتنام	۷۰
۴-۲-۱ موقعیت منطقه و داده	۷۰
۴-۲-۲ فیلترینگ داده‌ها با FKA	۷۲

فهرست مطالب

عنوان	صفحه
۱-۲-۲-۴ واریوگرافی داده‌ها.....	۷۲
۲-۲-۲-۴ نتایج FKA.....	۷۳
۳-۲-۲-۴ تفسیر نقشه‌های FKA.....	۷۴
۳-۲-۲-۴ تفسیر ژئوفیزیکی داده‌ها.....	۷۵
۴-۲-۲-۴ مقایسه بین نتایج FKA و فیلترهای ژئوفیزیکی.....	۷۹
۳-۴ نتیجه‌گیری.....	۸۲

فصل پنجم؛

FKA بر روی داده‌های داده‌های معدن کرومیت فاریاب.....	۸۳
۱-۵ مقدمه.....	۸۴
۲-۵ معدن کرومیت فاریاب.....	۸۴
۱-۲-۵ معرفی و زمین‌شناسی منطقه.....	۸۴
۲-۲-۵ داده‌های گرانی منطقه.....	۸۶
۳-۲-۵ تفسیر داده‌ها با فیلترهای معمول ژئوفیزیکی.....	۸۷
۴-۲-۵ تفسیر داده‌ها با فیلترهای زمین آماری (FKA).....	۹۱
۱-۴-۲-۵ واریوگرافی داده‌ها.....	۹۱
۲-۴-۲-۵ نتایج FKA.....	۹۳
۳-۴-۲-۵ تفسیر نقشه‌های FKA.....	۹۵
۳-۵ مقایسه نتایج FKA و فیلترهای ژئوفیزیکی.....	۹۵
۴-۵ نتیجه‌گیری.....	۹۸

فصل ششم؛

نتیجه‌گیری و پیشنهادات.....	۹۹
۱-۶ نتیجه‌گیری.....	۱۰۰
۲-۶ پیشنهادات.....	۱۰۲

منابع و مآخذ؛

منابع.....	۱۰۳
------------	-----

فهرست مطالب

عنوان	صفحه
پیوست ۱؛	
۱-۱ مدل خطی هم‌ناحیه‌ای LMC.....	۱۰۹
۱-۱-۱ مثال عددی LMC (تک متغیره).....	۱۱۰
۱-۱-۲ مثال عددی از LMC (چند متغیره).....	۱۱۱
پیوست ۲؛	
۱-۲ آنالیز مولفه‌های اصلی (PCA).....	۱۱۴
۱-۱-۲ مقدمه.....	۱۱۴
۲-۱-۲ مفاهیم اولیه.....	۱۱۴
۱-۲-۱ ماتریس کواریانس.....	۱۱۴
۲-۱-۲ ماتریس همبستگی.....	۱۱۵
۳-۲-۱ بردار ویژه.....	۱۱۶
۴-۲-۱ مقدار ویژه.....	۱۱۶
۵-۲-۱ ماتریس داده‌ها.....	۱۱۶
۲-۲ مولفه‌های اصلی.....	۱۱۷
۱-۲-۲ مثال عددی PCA.....	۱۱۷

فهرست اشکال

عنوان.....	صفحه.....
شکل ۱-۲ (الف) نقشه اصلی، (ب) نقشه عمقی WZ روش FK، (ج) واریوگرام بعد از حذف نویز.....	۲۳
شکل ۲-۲ (الف) نقشه تخمین داده ها، (ب) واریوگرام، (ج) آنومالی ناحیه ای و (د) آنومالی باقیمانده.....	۲۴
شکل ۳-۲ (الف) نقشه لرزه نگاری، (ب) واریوگرام کلی، (ج) واریوگرام A، (د) واریوگرام B.....	۲۶
شکل ۴-۲ (الف) سیگنال شبیه سازی شده، (ب) نویز شبیه سازی شده، (ج) داده های نویزی، (د) واریوگرام.....	۲۶
شکل ۵-۲ (الف) داده های خام و (ب) FK، M پارامترها (جهت سیگنال (ج) و نویز (د)).....	۲۸
شکل ۶-۲ (الف) نواحی A و B، (ب) دامنه های فیلتر شده ی A، FK (چپ) و M-FK (راست)، (ج) دامنه های.....	۲۹
شکل ۷-۲ (الف) تخلخل، (ب) سرعت واقعی و اندازه گیری ها در فرکانس های متفاوت.....	۳۰
شکل ۸-۲ (الف) هیستوگرام (الف) تخلخل واقعی، (ب) سرعت، (ج) لرزه نگاری ۵-۱۰۰ Hz، (د) لرزه نگاری ۵-۵۰ Hz.....	۳۱
شکل ۹-۲ پراکندگی بین تخلخل واقعی و سرعت واقعی، (ب) تخلخل واقعی و سرعت ۵-۱۰۰ Hz، (ج) تخلخل.....	۳۲
شکل ۱۰-۲ مدل های واریوگرام برای (الف) تخلخل (ب) سرعت، (ج) لرزه نگاری ۵-۱۰۰ Hz، (د) لرزه نگاری.....	۳۳
شکل ۱۱-۲ نمودار پراکندگی (الف) تخلخل اصلی و لرزه اصلی، (ب) تخلخل اصلی و لرزه فیلتر شده با ساختار اول.....	۳۵
شکل ۱۲-۲ نمودار پراکندگی (الف) تخلخل با اثر قطعه ای فیلتر شده در مقابل لرزه اصلی و.....	۳۶
شکل ۱۳-۲ نمودار پراکندگی (الف) تخلخل با اثر قطعه ای و دو ساختار فیلتر شده در مقابل لرزه اصلی و.....	۳۶
شکل ۱۴-۲ (الف) تخلخل واقعی، (ب) سرعت واقعی و (د) تخمین های کوکریجینگ و (ج) کریجینگ عادی و.....	۳۷
شکل ۱۵-۲ پراکندگی بین تخمین های کریجینگ (الف) و کوکریجینگ (ب) در مقابل تخلخل.....	۳۸
شکل ۱۶-۲ (الف) ساختار بزرگ مقیاس تخلخل، (ب) ساختار بزرگ مقیاس لرزه، (ج) تخمین کریجینگ.....	۳۹
شکل ۱۷-۲ (الف) پراکندگی بین تخلخل اصلی و تخمین کریجینگ فاکتوری و (ب) پراکندگی بین تخلخل.....	۴۰
شکل ۱۸-۲ نتایج فیلترینگ، (الف) تخلخل با اثر قطعه ای فیلتر شده، (ب) تخلخل با.....	۴۱
شکل ۱۹-۲ (الف و ب) نتایج فیلترینگ میانگین متحرک (الف) فرکانس بالا و ب) فرکانس پایین).....	۴۲
شکل ۲۰-۲ نتایج آنالیز کریجینگ فاکتوری (الف) نویز تصادفی، (ب) نویز ساختار دار، (ج) ساختار بزرگ.....	۴۳
شکل ۲۱-۲ نتایج FKA (الف) به همراه انحراف معیار کریجینگ.....	۴۴
شکل ۲۲-۲ تخمین میدان گراویتی عمیق، (الف) با روش آنالیز طیفی، (ب) با روش FKA و تخمین میدان.....	۴۵
شکل ۱-۳ (الف) ساختار اثر قطعه ای، (ب) ساختار کروی دامنه کوتاه، (ج) ساختار کروی دامنه بلند.....	۵۰
شکل ۲-۳ هیستوگرام مولفه های شبیه سازی شده، (الف) مولفه اثر قطعه ای.....	۵۱

فهرست اشکال

عنوان.....	صفحه.....
شکل ۳-۳ واریوگرافی همه‌سویی داده‌های نمونه‌گیری شده	۵۲
شکل ۴-۳ (الف) ساختار اثر قطعه‌ای فیلترشده، (ب) ساختار کروی دامنه‌کوتاه فیلترشده و	۵۳
شکل ۵-۳ هیستوگرام، (الف) اثر قطعه‌ای، (ب) کروی دامنه کوچک و (ج) کروی دامنه بزرگ.....	۵۴
شکل ۶-۳ نقشه خطا، (الف) اثر قطعه‌ای، (ب) ساختار دامنه کوچک و (ج) ساختار بزرگ مقیاس.....	۵۸
شکل ۷-۳ هیستوگرام خطا، (الف) اثر قطعه‌ای، (ب) ساختار دامنه کوچک و (ج) ساختار بزرگ مقیاس.....	۵۹
شکل ۸-۳ (الف) فیلتر گسترش بالا با ارتفاع ۱۰۰ متر، (ب) گسترش بالا با ارتفاع ۲۰۰ متر.....	۶۱
شکل ۹-۳ تغییرات ضریب تعیین بین مقادیر واقعی و مقادیر تخمینی با تغییرات فاصله نمونه‌برداری	۶۴
شکل ۱۰-۳ پراکندگی بین داده‌های واقعی و داده‌های تخمینی برای ساختار	۶۴
شکل ۱۱-۳ نتایج FKA (الف) ساختار اثر قطعه‌ای ، (ب) ساختار کروی	۶۵
شکل ۱۲-۳ نتایج FKA (الف) ساختار اثر قطعه‌ای، (ب) ساختار کروی.....	۶۵
شکل ۱۳-۳ نتایج FKA (الف) ساختار اثر قطعه‌ای، (ب) ساختار کروی	۶۶
شکل ۱۴-۳ تغییرات ضریب تعیین بین مقادیر واقعی و مقادیر تخمینی با تغییرات	۶۷
شکل ۱-۴ (الف) موقعیت منطقه مورد مطالعه در شرق ویتنام و (ب)نقشه آنومالی بوگه	۷۱
شکل ۲-۴ واریوگرام تجربی و تئوری، (الف) آزمون ۳۰ و (ب) آزمون ۱۲۰	۷۲
شکل ۳-۴ نتایج FKA (الف) ساختار ناحیه‌ای، (ب) ساختار محلی و (ج)ساختار نويز.....	۷۴
شکل ۴-۴ (الف) فیلتر گسترش رو به بالا با ارتفاع ۱۰۰متر و (ب) فیلتر گسترش رو به بالا با ارتفاع ۲۰۰ متر.....	۷۷
شکل ۵-۴ (الف) فیلتر گسترش رو به پایین با ارتفاع ۱۰۰متر و (ب) فیلتر گسترش رو به بالا با ارتفاع ۲۰۰متر.....	۷۸
شکل ۶-۴ مقایسه مولفه ناحیه‌ای دو روش، (الف) فیلتر ژئوفیزیکی و (ب)روش FKA	۸۰
شکل ۷-۴ مقایسه مولفه محلی دو روش، (الف) فیلتر ژئوفیزیکی و (ب)روش FKA	۸۱
شکل ۱-۵ (الف) موقعیت زون سرخ‌بند و (ب) نقشه زمین‌شناسی زون سرخ‌بند.....	۸۵
شکل ۲-۵ موقعیت ایستگاه ها و پروفیل های برداشت داده‌های گرانی در منطقه فاریاب	۸۶
شکل ۳-۵ نقشه آنومالی بوگه فاریاب.....	۸۷
شکل ۴-۵ (الف) نقشه ادامه فراسو با عمق ۲۰۰، (ب) نقشه ادامه فراسوبا عمق ۳۰۰ و (ج) نقشه ادامه فراسو.....	۸۹
شکل ۵-۵ (الف) آنومالی باقیمانده بعد از کسر ادامه فراسو ۲۰۰ از آنومالی کل، (ب) آنومالی باقیمانده	۹۰
شکل ۶-۵ واریوگرافی داده‌ها، (الف) آزمون ۵۵ و (ب) آزمون ۱۳۵.....	۹۲
شکل ۷-۵ نتایج کریجینگ فاکتوری، (الف) آنومالی بوگه (ب) آنومالی ناحیه‌ای، (ج) آنومالی محلی و (د) نويز.....	۹۴

فهرست اشکال

عنوان.....	صفحه.....
شکل ۵-۸ مقایسه مولفه محلی دو روش، (الف) روش FKA و (ب) فیلتر ژئوفیزیکی.....	۹۶
شکل ۵-۹ مقایسه مولفه ناحیه‌ای دو روش، (الف) روش FKA و (ب) فیلتر ژئوفیزیکی.....	۹۷

فهرست جداول

عنوان.....	صفحه.....
جدول ۱-۱ تاریخچه‌ای از کاربرد FKA در زمینه‌های مختلف علوم زمین.....	۴ ...
جدول ۱-۲ کاربردهای FKA در زمینه‌های مختلف ژئوفیزیکی.....	۲۱
جدول ۲-۲ سهم ساختار دامنه بزرگ در مقابل ساختار دامنه کوتاه در جهات x و.....	۳۴
جدول ۳-۲ همبستگی بعد از فیلتر کردن مولفه‌های دامنه کوتاه.....	۳۵
جدول ۴-۲ همبستگی بین ساختارهای مقیاس متفاوت تخلخل و.....	۴۰
جدول ۵-۲ همبستگی بین ساختارهای مقیاس متفاوت تخلخل و لرزه ۵-۱۰۰ هرتز.....	۴۰
جدول ۶-۲ همبستگی بین ساختارهای مقیاس متفاوت تخلخل و لرزه ۵-۵۰.....	۴۰
جدول ۷-۲ همبستگی بین ساختارهای مقیاس متفاوت تخلخل و لرزه ۵-۲۵ هرتز.....	۴۱
جدول ۱-۳ آزمون مربعات کا برای ساختارهای فضایی فیلتر شده.....	۵۶.....
جدول ۲-۳ تغییرات ضریب تعیین در ساختار اثر قطعه‌ای با تغییرات فاصله نمونه‌ها.....	۶۳.....
جدول ۱-۲ (پیوست) ماتریس همبستگی متغیرها.....	۱۱۳

فصل اول

کلیات

۱-۱ مقدمه

پدیده‌های طبیعی تحت تاثیر فاکتورهای بیشماری می‌باشند. بعنوان مثال در یک فرایند رسوبگذاری عواملی مانند نوع رسوبات، بستر رسوبات، بارش و می‌توانند موثر باشند ولی از نحوه دقیق تاثیرگذاری و شدت تاثیرگذاری هر کدام از این عوامل در وهله اول هیچ اطلاعاتی در دسترس نیست. بسته به هدفی که در بررسی پدیده مورد نظر داریم در جستجوی درک جزئیات کل سیستم تا حدود دقت مشخصی یا نقش و میزان عملکرد تعداد مشخصی از این فاکتورها هستیم، برای اینکه بتوان شمایی کلی از روند تغییرات موجود در پدیده طبیعی مورد نظر بدست آورد. یعنی برای شناخت عوامل اصلی از فرعی بایستی که قدرت هر کدام از آنها را تشخیص داد.

تنها اطلاعاتی که یک کارشناس از یک منطقه یا بطور خاص‌تر از یک معدن دارد، داده‌هایی است که بصورت خام برداشت شده است. تمام عملیات بعدی بر روی این داده‌ها انجام می‌شود. این در حالی است که داده‌ها خود حاصل برهم‌نهی چندین عامل مختلف می‌باشند. بعنوان مثال مقادیر برداشتهای ژئوفیزیکی معمولاً برآیند چندین پدیده متفاوت می‌باشد، بنابراین مقدار قرائت شده را می‌توان به صورت مجموع چند مولفه با منشاءهای متفاوت در نظر گرفت. در صورتیکه بتوان این مقدار را به عوامل تشکیل دهنده آن تجزیه نمود، آنگاه می‌توان وضعیت هر یک از این عوامل را مورد بررسی قرار داد. این دقیقاً همان کاری است که متخصصان ژئوفیزیک با استفاده از فیلترهای متفاوت انجام می‌دهند. از آنجا که این پدیده‌ها از نظر پیوستگی فضایی و ابعاد متفاوتند، لذا تجزیه ساختار فضایی متغیر ژئوفیزیکی می‌تواند تصویری از عوامل سازنده آن در اختیار قرار دهد. آنالیز کریجینگ فاکتوری^۱ (FKA) یک روش زمین آماری می‌باشد که برای آنالیز اطلاعات فضایی چندمتغیره مناسب می‌باشد. این روش اساساً یک روش فیلترینگ است که بر اساس تشخیص ساختارهای فضایی متفاوت از

طریق واریوگرام می‌تواند تک تک ساختارها را شناسایی نموده و بر اساس مقیاس‌های فضایی متفاوت تفکیک نماید. سوالهای اصلی این تحقیق عبارتند از؛

- بررسی کارایی FKA برای مطالعه داده‌های ژئوفیزیکی
- چگونگی تعیین ساختارهای فضایی از روی مدل‌سازی واریوگرام‌ها بر مبنای واریوگرام تجربی داده‌ها
- تعیین و جدایش آنومالی‌های ناحیه‌ای از آنومالی‌های محلی با استفاده از این روش
- تفکیک نویز داده‌ها
- مقایسه توانایی آن با روش‌های مرسوم غیر زمین آماری

۱-۲ تاریخچه روش FKA

این روش اولین بار توسط جورج مترون^۱ در سال ۱۹۸۲ توسعه داده شد (Matheron, 1982). علی‌رغم بدیع بودن این روش، FKA در سال‌های اخیر در زمینه‌های مختلف همچون ژئوشیمی، ژئوفیزیک، محیط زیست و بصورت کلی در علوم زمین کاربرد فراوانی داشته و برای جدایش ساختارهای با مقیاس‌های مختلف، بکار گرفته شده است. به رعایت اختصار و جمع‌بندی بهتر در جدول ۱-۱ موارد کاربرد و بطور کلی تاریخچه‌ای از FKA بیان شده است. البته در زمینه ژئوشیمی نسبت به شاخه‌های دیگر کاربرد این روش به مراتب وسیع‌تر و با سابقه‌ای بیشتر بوده و از ذکر مطالعات انجام شده خودداری شده است، ولی در زمینه‌هایی چون ژئوفیزیک، دورسنجی و محیط زیست کاربردها و مطالعات کمتر بوده و حتی‌الامکان سعی شده که تمامی موارد کار شده در این زمینه‌ها ذکر شود.

¹ Matheron

جدول ۱-۱ تاریخچه‌ای از کاربرد FKA در زمینه‌های مختلف علوم زمین

سال	محقق	حوزه کاربرد	نتیجه یا عملکرد
۱۹۸۲	مترون (Matheron, 1982)	کلی	بیان و معرفی روش
۱۹۸۵	گالی ^۱ (Galli and Sandjivy, 1985)	ژئوفیزیک	معرفی روش FKA بعنوان روشی جایگزین برای آنالیز طیفی در داده‌های مغناطیس
۱۹۹۳	گوارت ^۲ و همکاران (Goovaerts, Sonnet et al., 1993)	آلودگی آب زیرزمینی	جدایش منابع متنوع آلودگی با استفاده از روش‌های سنتی و FKA
۱۹۹۶	ریبرو ^۳ و همکاران (Ribeiro and Lopes, 1996)	آب زیرزمینی	تلفیق روش FKA با روش وزن‌دهی کیفی
۱۹۹۹	یائو ^۴ و همکاران (Yao, Mukerji et al., 1999)	تطبیق داده‌های ژئوفیزیکی	با استفاده از FKA و برداشت‌های لرزه‌نگاری، تخلخل سنگ را تخمین می‌زند.
۲۰۰۰	میرون ^۵ و همکاران (Van Meirvenne and Goovaerts, 2000)	دورسنجی	نقاط ضعف آنالیز مولفه‌های اصلی ^۵ (PCA) در تفسیر تصاویر ماهواره‌ای و کاربرد FKA در پردازش این تصاویر چندزمانی برای تشخیص فاکتورهای ناحیه‌ای موثر
۲۰۰۱	کولئو ^۶ (Coleou, 2001)	ژئوفیزیک	مقایسه فیلترینگ میانگین متحرک با FKA
۱۹۸۴	شیلز ^۷ و همکاران (Chiles and Guillen, 1984)	ژئوفیزیک	مقایسه دو روش FKA و آنالیز طیفی در تصاویر لرزه‌نگاری و بیان محدودیت‌های روش آنالیز طیفی ^۸
۲۰۰۷	هریوان ^۹ و همکاران (Heriawan and Koile, 2008)	تشخیص کیفی و کمی ذخیره زغال	بهبود نتایج تخمین کوکریچینگ فاکتوری نسبت به کریچینگ
۲۰۰۸	ژانه ^{۱۰} و همکاران (Jeannee and Jean-Luc, 2008)	ژئوفیزیک سطحی	کاربرد FKA در تشخیص ساختارهای اصلی زمین‌شناسی و تعیین آنومالی محلی گرانی با حذف اثرات نویز داده‌ها
۲۰۰۹	بورگس ^{۱۱} و همکاران (Bourges and Jeannee, 2009)	ژئوفیزیک	ترکیب روش FKA با زمین آمار متحرک ^{۱۲} (M-GS) برای حذف نویز داده‌های لرزه
۲۰۱۰	الاری ^{۱۳} و همکاران (Alary and Renard, 2010)	آلودگی رسوبات	تشخیص توزیع آلودگی فلزات سنگین در رسوبات رودخانه-ای

¹ Galli

² Goovaerts

³ Ribeiro

⁴ Yao

⁵ Principal Component Analysis

⁶ Meirvenne

⁷ Coleou

⁸ Spectral Analysis

⁹ Chiles

¹⁰ Heriawan

¹¹ Jeannee

¹² Moving-GeoStatistics

¹³ Bourges

¹⁴ Alary

در سال‌های اخیر FKA در زمینه‌های مختلف علوم زمین کاربرد فراوانی داشته و همواره به عنوان یک روش اساسی در تحلیل و پردازش داده‌ها مدنظر بوده است. شناخت توزیع فضایی هندسی زغال و کیفیت آن برای انتخاب تکنیک مناسب معدنکاری و طراحی معدن ضروری می‌باشد. اکتشافات و مطالعات امکان‌سنجی زغال باید فرایندهای رسوب زغال در حوضه، رابطه محیط‌های زمین‌شناسی ساختارها و فاکتورهای زمین‌شناسی کنترل‌کننده کیفیت و کمیت زغال را بررسی کند. واتسون^۱ و همکارانش در سال ۲۰۰۱ برای پیش‌بینی مقدار سولفور در زغال ترکیب PCA و کوکریجینگ^۲ را برای تخمین خصوصیات کیفی و مقدار سولفور و ارزش گرمایی زغال بکار بردند و به نتایج قابل قبولی در این زمینه دست یافتند (Watson, Ruppert et al., 2001).

بطور کلی در یک تصویر ماهواره‌ای عوامل متعددی می‌تواند ظاهر شود که هر کدام منشاء طبیعی خاص خود را دارد. برای تفسیر بهتر تصاویر که محتوی قسمت اعظمی از اطلاعات می‌باشند، تکنیک‌های آماری چندمتغیره شبیه PCA معمولاً بکاربرده می‌شود (Richards, 1986). نقطه ضعف این روش‌ها این است که ساختار تغییرپذیری فاکتورهای کنترل‌کننده نادیده گرفته می‌شود. FKA برای تجزیه سیگنال درون مولفه‌های فضایی متفاوت بر اساس یک مدل واریوگرام پیچیده توسعه داده شده است. خاطرنشان است که FKA در دامنه فضایی هم‌ارز آنالیز طیفی در دامنه فرکانس است (Galli and Sandjivy, 1985). اگرچه کاربرد FKA در علوم زمین زیاد است اما بندرت در زمینه تصاویر ماهواره‌ای به کاربرده شده است.

یکی از علوم دیگری که FKA به مراتب در آن کاربرد بیشتر و باسابقه‌تری دارد، ژئوشیمی است. اسپینوسا^۳ و همکارانش از FKA در تفکیک آنومالی از زمینه ژئوشیمیایی استفاده نمودند و نشان دادند که این روش نسبت به روش‌های معمول کارایی بهتری دارد (Espinosa, Sousa et al., 1991). ژا^۴ و همکارانش در سال ۲۰۰۳ برای بررسی تغییرپذیری فلزات سنگین در خاک و روابط بین آنها که می‌تواند تحت تاثیر پارامترها و

¹ Watson

² Cokriging

³ Espinosa

⁴ Xa

فاکتورهای متعددی تغییر کند، از روش FKA استفاده نمودند و بر این اساس عوامل تاثیرگذار بر غلظت عناصر سنگین را در یک بررسی چندمتغیره مطالعه نمودند (Xu and Tao, 2003).

از جمله کاربردهای روش FKA در ژئوفیزیک می توان به جدایش ساختار نويز از سیگنال توسط میرایی نويز یا همان فیلتر نمودن نويز در داده های ژئوفیزیکی مخصوصاً لرزه نگاری، تطابق مقیاس دو سری برداشت های ژئوفیزیکی و کاربرد آنها برای تشخیص آنومالی های محلی از آنومالی های ناحیه ای داده های مخصوصاً گرانی و مغناطیس با استفاده از تشخیص ساختارهای همبستگی فضایی اشاره نمود. ژانه و همکارانش برای تشخیص نويز تصافی و غیر تصافی در ژئوفیزیک سطحی از این روش استفاده نموده و ساختارهای زمین شناسی را شناسایی کردند و همچنین نشان دادند که تکنیک های فیلترینگ زمین آماری در تفکیک آنومالی ناحیه ای از آنومالی محلی می توانند روشی موثر باشند (Jeannee and Jean-Luc, 2008). شیلز و گوپلن^۱ FKA را با آنالیز طیفی^۲ مقایسه نمودند و با بیان محدودیت های آنالیز طیفی، از FKA بعنوان روشی قوی در تفسیر داده های گرانی و تشخیص آنومالی های عمیق و کم عمق یاد کردند (Chiles and Guillen, 1984). کولئو در سال ۲۰۰۱ مقایسه ای بین روش های FKA و فیلتر میانگین متحرک^۳ در حوضه داده های لرزه انجام داد و نشان داد که پس از اعمال فیلتر میانگین متحرک هنوز اثراتی از نويز در داده ها دیده می شود در حالیکه در نتایج FKA این اثرات تقریباً حذف شده است (Coleou, 2001). بورگس و همکارانش نیز تلفیقی از دو روش FKA و M-GS را برای میرایی نويز داده های لرزه بکار بردند و نشان دادند که تلفیق این دو روش نسبت به روش FKA می تواند در حذف اثرات نويز و تقویت سیگنال به مراتب نتایج بهتری داشته باشد (Bourges and Jeannee, 2009).

¹ Guillen

² Spectral Analysis

³ Moving-Average Filter

۱-۳ اهداف پایان نامه

اولین گام در FKA مدل سازی واریوگرام های تجربی داده هاست. سپس بایستی واریوگرام های تئوری (مدل) به واریوگرام های تجربی برازش داده شود و ساختار فضایی در هر مقیاس شناخته شود. ساختارهای تشخیص داده شده هر کدام می تواند معرف پدیده فیزیکی خاصی باشد. بعد از شناسایی هر کدام از این ساختارها بایستی نقشه تغییرپذیری این مولفه ها رسم شود و بصورت جداگانه تفسیر شود. در نهایت نتایج بدست آمده از این روش و فیلترهای ژئوفیزیکی متداول در تفسیر داده های ژئوفیزیکی مقایسه می شود.

در این پایان نامه هدف مطالعه آنالیز ساختاری داده های میدان پتانسیل و سپس تشخیص ساختارهای فضایی داده هاست که می تواند ایده ای کلی از تغییرپذیری داده ها در مقیاس های متفاوت بدهد. روش های معمولی که در تفکیک سیگنال از نویز در ژئوفیزیک بکاربرده می شود فیلترهای ژئوفیزیکی می باشند. ولی نقطه ضعف تمامی این فیلترها این است که ساختار فضایی داده ها در هیچکدام از آنها در نظر گرفته و بررسی نمی شود. لذا در نظر است با معرفی یک روش زمین آماری جدید که اساس آن ساختار فضایی داده هاست این نقطه ضعف برطرف شود. قابل ذکر است که هدف پایان نامه تفسیر و پردازش ژئوفیزیکی داده ها و نقشه های آنومالی نیست، بلکه معرفی FKA و کاربرد و ترویج کاربرد آن در تفسیر داده های ژئوفیزیکی می باشد. نحوه و جزئیات هر یک از موارد مطرح شده در زمینه ژئوفیزیک در فصول بعدی این پایان نامه تشریح شده است.

۱-۴ ساختار پایان نامه

پایان نامه حاضر حاوی ۶ فصل می باشد که محتویات آن در ادامه تشریح می شود؛ فصل اول در مورد ساختار، اهداف و ضروریات انجام پایان نامه می باشد. فصل دوم تئوری FKA به صورت تک متغیره و چندمتغیره را بیان و کاربردهایی از این روش در زمینه ژئوفیزیک مطرح می شود. فصل سوم در مورد کاربرد FKA در داده های مصنوعی و همچنین آنالیز حساسیت این روش نسبت به پارامترهای تخمین می باشد. فصل

چهارم کاربرد FKA در تفسیر داده‌های واقعی، داده‌های گرانی حوضه‌های نفتی جنوب شرق ویتنام است و نتایج این روش با فیلترهای ژئوفیزیکی مقایسه خواهد شد. فصل پنجم کاربردی مشابه از FKA در تفسیر داده‌های واقعی، داده‌های گرانی کرومیت فاریاب می‌باشد و نتایج روش با فیلترهای ژئوفیزیکی مقایسه می‌شود و بالاخره فصل ششم نتایج و پیشنهادات پایان‌نامه بصورت خلاصه ارائه شده است.

فصل دوم

تئوری FKA و کاربرد آن در ژئوفیزیک با ارائه مثال موردی

۲-۱ مقدمه

تفسیر و پردازش داده‌های اکتشافی امری لازم در شناخت منابع معدنی است و بایستی سعی شود همیشه بهترین روش موجود بکاربرده شود تا حداکثر استفاده از داده‌های برداشتی صورت گیرد. از میان روش‌های موجود، زمین آمار قابلیت لازم را نشان داده و کاربردهای فراوان در این زمینه داشته است. کریجینگ بهترین تخمین‌گر ناریب خطی^۱ است و بسته به فرضیات، انواع مختلفی را شامل می‌شود. FKA یک نوع روش کریجینگ است که شامل سه مرحله مدل‌سازی واریوگرام، آنالیز مولفه‌های اصلی (در حالت چندمتغیره) و تخمین کریجینگ (کوکریجینگ در حالت چندمتغیره) می‌باشد. این روش در واقع یک روش فیلترینگ جهت جداسازی سیگنال از نویز و معرفی مناطق واقعاً آنومالی از روی نقشه حاصل از فاکتورهای ناحیه‌ای در مقیاس‌های مختلف می‌باشد. مقیاس‌های فضایی از روی ساختارهای همبستگی تشخیص داده شده در واریوگرام‌های جهت‌ی قابل شناسایی می‌باشند. مولفه‌های مدل‌های هم‌ناحیه‌ای می‌توانند توسط کریجینگ استخراج شوند. استخراج یک مولفه تغییرپذیری فضایی در واقع همان عملیات فیلترنمودن مولفه‌های دیگر می‌باشد (Wackernagel, 1988).

۲-۲ تئوری FKA تک‌متغیره

۲-۲-۱ مولفه ذاتی کریجینگ

برای متغیر ناحیه‌ای تعریف شده در مدل، هدف تخمین مولفه ذاتی $Z_s(x)$ در یک همسایگی مشخص است که به صورت ترکیب خطی از مقدار نقاط معلوم (نقاط برداشت شده) تعریف می‌گردد و در رابطه ۲-۱ آورده شده است (Wackernagel, 1988):

¹ BLUE (Best Linear Unbiased Estimator)

$$Z_s^*(x_0) = \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s Z(x_{\alpha}) \quad ۱-۲$$

در این رابطه w وزن مربوط به هر نقطه و $Z(x_{\alpha})$ مقدار متغیر در نقطه x_{α} می باشد. خطای تخمین بایستی کمینه شود که همان شرط ناریبی تخمینگر می باشد (رابطه ۲-۲):

$$\begin{aligned} E[Z_s^*(x_0) - Z_s(x_0)] &= E\left[\sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s Z(x_{\alpha}) - Z_s(x_0) \cdot \underbrace{\sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s}_{=1}\right] = \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s E[Z(x_{\alpha}) - Z_s(x_0)] \\ &= \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s \sum_{u=0}^{s-1} \underbrace{E[Z_u(x_{\alpha})]}_0 + \underbrace{E[Z_s(x_{\alpha}) - Z_s(x_0)]}_0 = 0 \end{aligned} \quad ۲-۲$$

واریانس خطای تخمین با استفاده از اوزانی که مجموع ۱ دارند، بایستی کمینه شود. واریانس تخمین از رابطه ۳-۲ محاسبه می شود:

$$\sigma_E^2 = \text{var}(Z_s^*(x_0) - Z_s(x_0)) = E\left[\left(\sum_{u=0}^{s-1} \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s Z_u(x_{\alpha}) + \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s (Z_s(x_{\alpha}) - Z_s(x_0))\right)^2\right] \quad ۳-۲$$

بایستی در نظر داشت که هیچگونه همبستگی بین مولفه ها وجود ندارد، یعنی در واقع از نظر فضایی مستقل از همدیگر می باشند.

$$\begin{aligned} \sigma_E^2 &= \sum_{u=0}^{s-1} \sum_{\alpha=1}^n \sum_{\beta=1}^n w_{\alpha}^s w_{\beta}^s C^u(x_{\alpha} - x_{\beta}) - \sum_{\alpha=1}^n \sum_{\beta=1}^n w_{\alpha}^s w_{\beta}^s \gamma^s(x_{\alpha} - x_{\beta}) - \gamma^s(x_0 - x_0) \\ &+ 2 \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s \gamma^s(x_{\alpha} - x_0) \end{aligned} \quad ۴-۲$$

در رابطه ۴-۲ می توان کواریانس ها را با رابطه ۵-۲ جایگزین نمود، چونکه همواره می توان یک واریوگرام از یک تابع کواریانس (C) ساخت:

$$C^u(x_{\alpha} - x_{\beta}) = C^u(x_0 - x_0) - \gamma^u(x_{\alpha} - x_{\beta}) \quad ۵-۲$$

بنابراین رابطه ۶-۲ بدست می‌آید:

$$\sigma_E^2 = \sum_{u=0}^{s-1} C^u(x_0 - x_0) - \gamma^s(x_0 - x_0) - \sum_{\alpha=1}^n \sum_{\beta=1}^n w_{\alpha}^s w_{\beta}^s \gamma^s(x_{\alpha} - x_{\beta}) + 2 \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^s \gamma^s(x_{\alpha} - x_0) \quad 6-2$$

پس از کمینه‌سازی رابطه ۶-۲ و با در نظر گرفتن شرط ناریبی تخمینگر، رابطه ۷-۲ تولید می‌شود:

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^n w_{\beta}^s \gamma(x_{\alpha} - x_{\beta}) + \mu_s = \gamma^s(x_{\alpha} - x_0) & \text{for } \alpha = 1, \dots, n \\ \sum_{\beta=1}^n w_{\beta}^s = 1 \end{cases} \quad 7-2$$

این بدان معناست که ماتریس سمت چپ معادله برابر است با مجموع واریوگرام‌های تمامی ساختارهای فضایی تشخیص داده شده و ضریب لاگرانژ به واسطه اعمال قید اوزان ۱ و ماتریس سمت راست همان ساختار فضایی مولفه ذاتی است که بایستی از سیستم فیلتر شود (Wackernagel, 1988). مولفه ذاتی کریجینگ در واقع همان کریجینگ عادی^۱ (OK) است که در آن تخمینگر به صورت یک ترکیب خطی از مقدار نقاط معلوم (نقاط برداشت شده) تعریف می‌گردد، با این تفاوت که در سیستم کریجینگ مولفه ذاتی، ماتریس $\gamma^s(x_{\alpha} - x_0)$ که بیانگر مولفه $Z_s(x)$ می‌باشد و در طرف راست معادله منظور می‌گردد، مربوط به یک ساختار منحصر به فردی (فاکتور) می‌باشد که در OK اینگونه نیست و ترم راست معادله مربوط به کل فضا می‌باشد.

۲-۲-۲ مولفه پایایی مرتبه دوم کریجینگ

تخمینگر مولفه پایایی مرتبه دوم به صورت رابطه ۸-۲ نوشته می‌شود که در آن تخمینگر به صورت یک ترکیب خطی از مقدار نقاط معلوم (نقاط برداشت شده) تعریف می‌گردد (Wackernagel, 1988):

¹ Ordinary Kriging

$$Z_{u0}^*(x_0) = \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^{u0} Z(x_{\alpha}) \quad ۸-۲$$

نااریبی در صورت مجموع اوزان صفر حاصل می‌شود و خطای تخمین تخمینگر نیز باید حداقل شود که در رابطه ۹-۲ نشان داده شده است:

$$\begin{aligned} E[Z_{u0}^*(x_0) - Z_{u0}(x_0)] &= E\left[\sum_{u=0}^s \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^{u0} Z_u(x_{\alpha}) - Z_{u0}(x_0)\right] = E\left[\sum_{u=0}^{s-1} \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^{u0} Z_u(x_{\alpha}) - Z_{u0}(x_0) + \right. \\ &\left. \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^{u0} Z_s(x_{\alpha}) - Z_s(0) \cdot \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^{u0} \right] = \sum_{u=0}^{s-1} \sum_{\alpha=1}^n w_{\alpha}^{u0} \underbrace{E[Z_u(x_{\alpha})]}_0 - \underbrace{E[Z_{u0}(x_0)]}_0 + \sum_{\alpha=1}^n \underbrace{E[Z_s(x_{\alpha}) - Z_s(0)]}_0 = 0 \end{aligned} \quad ۹-۲$$

واریانس تخمین نیز بصورت رابطه ۱۰-۲ محاسبه می‌شود:

$$\sigma_E^2 = \text{var}(Z_{u0}^*(x_0) - Z_{u0}(x_0)) = C^{u0}(x_0 - x_0) - \sum_{\alpha=0}^n \sum_{\beta=1}^n w_{\alpha}^{u0} w_{\beta}^{u0} \gamma(x_{\alpha} - x_{\beta}) + 2 \sum_{\alpha=0}^n w_{\alpha} \gamma^{u0}(x_{\alpha} - x_0) \quad ۱۰-۲$$

با کمینه‌سازی این رابطه و با در نظر گرفتن قید اوزان سیستم کریجینگ رابطه ۱۱-۲ حاصل می‌شود:

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^n w_{\beta}^{u0} \gamma(x_{\alpha} - x_{\beta}) + \mu_{u0} = \gamma^{u0}(x_{\alpha} - x_0) & \text{for } \alpha = 1, \dots, n \\ \sum_{\beta=1}^n w_{\beta}^{u0} = 0 \end{cases} \quad ۱۱-۲$$

این بدان معناست که ماتریس سمت چپ معادله برابر است با مجموع واریوگرام‌های تمامی مولفه‌های فضایی تشخیص داده شده و ضریب لاگرانژ و ماتریس سمت راست همان ساختار فضایی مولفه پایا است که بایستی از سیستم فیلتر شود (Wackernagel, 1988). مولفه پایایی مرتبه دوم کریجینگ در واقع همان کریجینگ ساده^۱ (SK) است که در آن تخمینگر به صورت ترکیب خطی از مقدار نقاط معلوم (نقاط برداشت شده) تعریف می‌گردد، با این تفاوت که در سیستم کریجینگ مولفه پایایی، ماتریس $\gamma^{u0}(x_{\alpha} - x_0)$ که بیانگر

¹ Simple Kriging

مولفه $Z_{u0}(X)$ می باشد و در طرف راست معادله منظور می گردد مربوط به یک مولفه خاصی می باشد، در حالیکه در سیستم SK اینگونه نیست.

۲-۳ تئوری FKA چندمتغیره

۲-۳-۱ مقدمه

زمانی که متغیرهای ناحیه ای بیشتر از یک متغیر باشند، دیگر آنالیز کریجینگ تک متغیره کاربردی نخواهد داشت و بایستی نوع چندمتغیره آن بررسی شود. در حالت چندمتغیره برآزش مدل واریوگرام مناسب همزمان به چندین متغیر بسیار مشکل تر از حالت تک متغیره است. این روش بیشتر در ژئوشیمی مطرح است چرا که تعداد متغیرهای یک برداشت ژئوشیمیایی بیش از یک می باشد و بایستی آنالیز چندعنصری بررسی شود.

۲-۳-۲ بیان ریاضی FKA چندمتغیره

در حالت چندمتغیره بر خلاف تک متغیره اعمال برخی روش های آماری کلاسیک نیاز است. کلاً FKA چندمتغیره شامل سه مرحله مدل سازی واریوگرام چندمتغیره، PCA و کوکریجینگ می شود. در حالت چندمتغیره برای مدل سازی واریوگرام ها از مدل خطی هم ناحیه ای^۱ (LMC) استفاده می شود که در حالت تک-متغیره نیازی نیست. همچنین در حالت تک متغیره برای تشخیص فاکتورهای ناحیه ای نیازی به اعمال PCA نیست ولی در حالت چندمتغیره بعد از تشخیص ماتریس های هم ناحیه ای برای تعیین فاکتورها بایستی PCA بر روی هر کدام از ماتریس ها اعمال شود. فرض می شود p متغیر ناحیه ای به همراه N نقطه نمونه گیری موجود است و این p متغیر می توانند نشانگر p تابع تصادفی باشند (رابطه ۲-۱۲) (Goovaerts, Sonnet et al., 1993):

^۱ تعریف مدل خطی هم ناحیه ای و خواص آن به پیوست ۱ ارجاع شود (Linear Coregionalization Model)

$$\{z_i(x_\alpha); i=1, \dots, p; \alpha=1, \dots, N\} \quad ۱۲-۲$$

$$\{Z_i(x); i=1, \dots, p\}$$

بر اساس فرضیه پایایی مرتبه دوم که در رابطه ۱۳-۲ آورده شده است:

$$E[Z_i(x) - Z_i(x+h)] = 0 \quad i=1, \dots, p \quad ۱۳-۲$$

$$Cov[Z_i(x) - Z_i(x+h), Z_j(x) - Z_j(x+h)] = 2\gamma_{ij}(h) \quad i, j=1, \dots, p$$

بردار h بردار مختصاتی است که گام^۱ نامیده می‌شود. کواریانس، یا واریوگرام ساده است ($i=j$) یا واریوگرام توام^۲ (متقاطع) است ($i \neq j$). معادله واریوگرام $\Gamma(h)$ بصورت رابطه ۱۴-۲ تعریف می‌شود:

$$\Gamma(h) = \frac{1}{2} E[(Z(x) - Z(x+h))^T (Z(x) - Z(x+h))] \quad ۱۴-۲$$

فرم ماتریسی واریانس کواریانس نیز از رابطه ۱۵-۲ به دست می‌آید که در آن $\Gamma(h)$ ماتریس واریانس - کواریانس فضایی برای یک گام h است.

$$\Gamma(h) = \begin{bmatrix} \gamma_{11}(h) & \dots & \gamma_{p1}(h) \\ \vdots & & \\ \gamma_{p1}(h) & \dots & \gamma_{pp}(h) \end{bmatrix} \quad ۱۵-۲$$

درایه‌های ماتریس واریوگرام از معادله ۱۶-۲ تخمین زده می‌شوند:

$$\hat{\gamma}_{ij}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{\alpha=1}^{N(h)} [(z_i(x_\alpha) - z_i(x_\alpha + h)) \cdot (z_j(x_\alpha) - z_j(x_\alpha + h))] \quad ۱۶-۲$$

^۱ Lag

^۲ Cross-Variogram

مرحله بعدی در این روش چندمتغیره برازش یک مدل معتبر LMC به $p(p+1)/2$ مدل واریوگرام ساده و واریوگرام توام می‌باشد. مدل خطی هم‌ناحیه‌ای که در رابطه ۲-۱۷ آورده شده است قادر است بصورت یک ترکیب خطی با یک مدل واریوگرام یکسان، N_s ساختار را مدل‌سازی نماید:

$$\Gamma_{ij} = \sum_{u=1}^{N_s} B^u g^u(h) \quad ۱۷-۲$$

جایی که B^u ماتریسی $p \times p$ است که ماتریس هم‌ناحیه‌ای نامیده می‌شود.

$$\gamma_{ij}(h) = \sum_{u=1}^{N_s} b_{ij}^u g^u(h) \quad ۱۸-۲$$

تمامی درایه‌های ماتریس LMC بایستی بیشتر یا مساوی صفر باشند. مدل خطی هم‌ناحیه‌ای فرض می‌کند که توابع تصادفی همبسته می‌توانند درون توابع ناهمبسته با فاکتورهای متعدد بنا به رابطه ۲-۱۹ با ضرایب انتقال a_{iv}^u تجزیه شوند.

$$Y_v^u(x); v=1, \dots, p; u=1, \dots, N_s \quad Z_i(x) = \sum_{u=1}^{N_s} \sum_{v=1}^p a_{iv}^u Y_v^u(x) + m_i, E[Z_i(x)] = m_i \quad ۱۹-۲$$

پارامتر Y_v^u فاکتور ناحیه‌ای نامیده می‌شود. برای یک اندیس مشخص u ، p فاکتور ناحیه‌ای تابع واریوگرام یکسانی دارند. چون فاکتورها مستقل می‌باشند، رابطه ۲-۲۰ برقرار می‌باشد:

$$b_{ij}^u = \sum_{v=1}^p a_{iv}^u a_{jv}^u \quad ۲۰-۲$$

بنابراین می‌توان متغیر ناحیه‌ای را بصورت رابطه ۲-۲۱ نوشت:

$$Z(x) = \sum_{u=1}^{N_s} Y^u(x)(A^u)^T + m \quad 21-2$$

$$B^u = (A^u)(A^u)^T$$

جایی که فاکتورهای ناحیه‌ای و میانگین به صورت ماتریس‌های رابطه ۲۲-۲ می‌باشند:

$$Y^u(x) = [Y_1^u(x), \dots, Y_p^u(x)] \quad , \quad m = [m_1, m_2, \dots, m_p] \quad 22-2$$

ماتریس هم ناحیه‌ای روابط بین متغیرها را در مقیاس فضایی تعریف شده توسط دامنه واریوگرام اصلی توصیف می‌کند.

$$V = \sum_{u=1}^{N_s} B^u \quad 23-2$$

معادله ۲۳-۲ نشان می‌دهد که ساختار همبستگی توصیف شده توسط V یک ترکیبی از ساختارهای همبستگی رخ داده در مقیاس‌های فضایی متفاوت می‌باشد. این معادله تفاوت بین روش چندمتغیره کلاسیک با FKA را نشان می‌دهد. درحالیکه روش کلاسیک بر روی ماتریس واریانس - کواریانس داده‌های اصلی انجام می‌شود، FKA بر روی ماتریس‌های هم‌ناحیه‌ای صورت می‌گیرد که ساختارهای همبستگی را برای مقیاس‌های فضایی متفاوت توصیف می‌کند. FKA در سه مرحله انجام می‌شود: (۱) مدل‌سازی هم‌ناحیه‌ای P متغیر، (۲) آنالیز ماتریس‌های هم‌ناحیه‌ای و محاسبه ماتریس‌های انتقال A و (۳) تخمین فاکتورهای ناحیه‌ای با استفاده از کوکریجینگ.

برای گام دوم چون B_u یک ماتریس واریانس - کواریانس مولفه‌های فضایی است، هیچ روش آنالیز فاکتوری نمی‌تواند استفاده شود. از میان روش‌های بررسی شده، واکرناگل (Wackernagel, 1988) PCA را برای تجزیه ماتریس‌های هم‌ناحیه‌ای درون ماتریس‌های A_u بکاربرد. آنالیز مولفه اصلی B_u بصورت رابطه ۲۴-۲ نوشته می‌شود:

$$B^u = Q^u \Lambda^u (Q^u)^T = A^u (A^u)^T \quad A^u = Q^u (\Lambda^u)^{1/2} \quad 24-2$$

جایی که Q_u ماتریس بردار ویژه و Λ^u ماتریس قطری مقادیر ویژه است. برای تخمین فاکتورهای ناحیه‌ای در یک نقطه مشخص مانند x_0 بایستی توسط اطلاعات به دست آمده از مقادیر P متغیر در n نقطه اطراف با کوکریجینگ اقدام نمود. پارامتر $Y_u^*(x_0)$ تخمین فاکتورهای ناحیه‌ای Y_{vu} در نقطه‌ای مشخص نامیده می‌شود و از رابطه ۲۵-۲ بدست می‌آید:

$$Y^{u*}(x) = \sum_{\alpha=1}^n Z(x_{\alpha}) L_{\alpha} \quad 25-2$$

جایی که $Z(x_{\alpha})$ یک بردار $1 \times p$ از مقادیر p متغیر $Z_i(x)$ در α امین موقعیت و L_{α} ماتریس $p \times p$ اوزان می‌باشند. λ_{iv}^{α} ها نشان دهنده سهم α امین متغیر در موقعیت تعیین شده در v امین فاکتور ناحیه‌ای در همان موقعیت می‌باشند. اوزان از طریق حل سیستم معادلاتی رابطه ۲۶-۲ بدست می‌آیند. ترم چپ معادله ماتریس واریوگرام و ماتریس μ ، ماتریس ضرایب لاگرانژ است. شرط اوزان صفر این معنی را می‌دهد که میانگین محلی هر فاکتور ناحیه‌ای صفر است (Goovearts, Sonnet et al., 1993).

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^n \Gamma(x_{\alpha} - x_{\beta}) L_{\beta} - \mu = A^u g^u(x_{\alpha} - x_0) & \forall \alpha = 1 \text{ to } n \\ \sum_{\beta} L_{\beta} = 0 \end{cases} \quad 26-2$$

در ادامه چون در این پایان‌نامه معرفی FKA در تفسیر داده‌های ژئوفیزیکی مدنظر است و هدف بصورت تک‌متغیره می‌باشد، لذا در ابتدا لازم دانستیم که مثالی عددی بیان شود تا در درک ریاضی FKA نکته مبهمی وجود نداشته باشد.

۲-۴ مثال عددی

۲-۴-۱ FKA در حالت تک متغیره

فرض بر آن است که یک سری داده گرانی در اختیار می باشد. چند نقطه از ماتریس داده ها برای اجرای آنالیز در نظر گرفته شده است. هدف این است که بر اساس این داده ها یک سری نقاط مشخص شبکه را با استفاده از FKA تخمین زد (سه نقطه مشخصه در رابطه ۲-۲۷). لازم به تذکر است که برای انجام FKA برنامه مورد نیاز در نرم افزار Matlab® توسط نگارنده پایان نامه نوشته شده است.

$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & -2 \\ 0 & 2 & 5 \\ 1 & 0 & 3 \\ 1 & 1 & -2 \\ 0 & 1 & 3 \\ 2 & 0 & 2 \\ 2 & 2 & -3 \\ 2 & 1 & 5 \\ 1 & 2 & 4 \end{pmatrix} = \text{ماتریس نقاط} \quad 27-2$$

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} = \text{ماتریس هدف} ,$$

با انجام واریوگرافی دو ساختار کلی به واریوگرام تجربی داده ها برازش شده است: یکی اثر قطعه ای و دیگری یک مدل کروی. معادله واریوگرام تودرتو^۱ بصورت رابطه ۲-۲۸ نوشته می شود که مولفه اثر قطعه ای با سقف ۵ و ساختار کروی با دامنه ۱/۳۵ و سقف ۷ در نظر گرفته شده است:

$$\gamma(h) = 5nugget + 7Sph(1.35) \quad 28-2$$

بنابراین هدف تفکیک این دو ساختار از یکدیگر بوده که می توان با فیلتر کردن یکی از آنها به این مهم دست یافت. برای این منظور پارامترهایی که بایستی به برنامه نوشته شده در متلب داد عبارتند از؛ سهم هر کدام از ساختارها، شعاع جستجو و دامنه ساختار. در این مورد هدف فیلترینگ ساختار کروی می باشد که بایستی

¹ Nested Variogram

شعاع جستجو را متناسب با دامنه این ساختار فضایی در نظر گرفت. اصولاً شعاع جستجو ۰/۷-۰/۸ دامنه در نظر گرفته می‌شود (۱/۲). لذا برای تخمین فقط نقاطی شرکت می‌کنند که در این شعاع جستجو قرار بگیرند. سپس با استفاده از این نقاط می‌توان مقدار سهم هر کدام از ساختارهای فضایی را در نقاط هدف تخمین زد. برای این کار ابتدا لازم است که ماتریس واریوگرام بین نقاط قرار گرفته در شعاع جستجو محاسبه شود. این ماتریس همان واریوگرام ترم چپ معادله کریجینگ در حالت تک‌متغیره می‌باشد که در رابطه ۲-۲۹ آورده شده است:

$$\gamma(h) = \begin{pmatrix} 0 & 12 & 9.9968 \\ 12 & 0 & 12 \\ 9.9968 & 12 & 0 \end{pmatrix} \quad ۲۹-۲$$

با اعمال سیستم کریجینگ و محاسبه واریوگرام نقاط و هدف (ترم راست معادله کریجینگ) می‌توان ساختار کروی را فیلتر نمود. نتایج فیلترینگ بصورت ماتریسی بیان شده است و در رابطه ۲-۳۰ آورده شده است:

$$nugget = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 2.9167 \\ 1 & 0 & 0.6946 \\ 0 & 1 & 1.4239 \end{pmatrix}, \quad Sph(1.35) = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 3.2544 \\ 1 & 0 & 1.1093 \\ 0 & 1 & 1.4239 \end{pmatrix} \quad ۳۰-۲$$

در ادامه بحث برای آشنایی بیشتر کاربرد روش در ژئوفیزیک به ذکر چند مثال پرداخته می‌شود.

۲-۵ کاربرد FKA در ژئوفیزیک

۲-۵-۱ مقدمه

یکی از علومی که تکنیک‌های زمین‌آماری در آن توسعه خوبی داشته و کارایی لازم را نیز دارا می‌باشد، ژئوفیزیک است. از جمله کاربردهای روش FKA در ژئوفیزیک می‌توان به جدایش ساختار نويز از سیگنال توسط میرایی نويز یا همان فیلتر نمودن نويز در داده‌های ژئوفیزیکی مخصوصاً لرزه‌نگاری (Bourges and Jeannee, 2009)، تطابق مقیاس‌های دو سری برداشت‌های ژئوفیزیکی (Yao, Mukerji et al., 1999) و کاربرد آن جهت تشخیص آنومالی‌های محلی از آنومالی‌های ناحیه‌ای داده‌های مخصوصاً گرانی و مغناطیس (Jeannee and Jean-Luc, 2008) با استفاده از تشخیص ساختارهای فضایی اشاره نمود.

۲-۵-۲ زمینه‌های کاربرد FKA

کاربرد FKA در ژئوفیزیک تاکنون بر اساس مطالعات انجام شده انگشت‌شمار بوده و لیستی از کارهای انجام شده در جدول ۲-۱ آورده شده است که در ادامه به ذکر برخی از آنها پرداخته شده است.

جدول ۲-۱ کاربردهای FKA در زمینه‌های مختلف ژئوفیزیکی

کاربرد	نوع FKA	مقایسه با روش دیگر	نتیجه
مغناطیس	تک‌متغیره	آنالیز طیفی (Galli and Sandjivy, 1985)	FKA می‌تواند بعنوان روش جایگزین استفاده شود.
لرزه	تک‌متغیره	(Yao, Mukerji et al., 1999)	تطبیق مقیاس لرزه و تخلخل و تخمین تخلخل
گرانی	تک‌متغیره	(Jeannee and Jean-Luc, 2008)	تشخیص ساختارهای زمین‌شناسی
لرزه	تک‌متغیره	روش M-GS (Bourges and Jeannee, 2009)	معرفی روش پیشرفته‌تر برای حذف اثرات نويز داده‌های لرزه
لرزه	تک‌متغیره	فیلتر میانگین متحرک (Coleou, 2001)	FKA روشی قدرتمندتر نسبت به فیلترهای معمول ژئوفیزیکی

۲-۶ مطالعات موردی

۲-۶-۱ تشخیص ساختارهای زمین‌شناسی

در شکل ۲-۱ برداشت لرزه‌نگاری انکساری و روند حذف ساختارهای نامربوط به زمین‌شناسی دیده می‌شود. داده‌های برداشتی مربوط به منطقه‌ای در فرانسه می‌باشد. سفره آب زیرزمینی مورد بررسی شامل کربنات‌های ژوراسیک کارستی حدود ۱۰۰ متر پایین‌تر از یک زون هوازه رسی ترشیاری می‌باشد. جزئیات برداشت توسط ماری^۱ و پورل^۲ توصیف شده است (Mari and Porel, 2007). واریوگرام تجربی در جهت‌های افقی و قائم محاسبه و با ساختارهای تودرتو^۳ مدل‌سازی شده‌اند؛ یک مدل اثر قطعه‌ای^۴، یک مدل مکعبی^۵ با دامنه معادل ۵۰ متر، سازگار با ابعاد ناهمگنی زمین‌شناسی و دو مدل کروی^۶ با دامنه‌های ۱۰۰ و ۴۰۰ متر. واریوگرام با آزمون ۹۰ درجه یک منبع تغییرپذیری قابل استناد به خطاهای تصادفی را ارائه می‌دهد. این مولفه با یک ساختار کروی با دامنه ۵ متر مدل می‌شود. اثر قطعه‌ای و این ساختار که توجیه فیزیکی ندارند و به همین دلیل بعنوان نویز بشمار می‌آیند، در طی فرایندهای درون‌یابی با استفاده از FKA فیلتر می‌شوند (شکل ۲-۱ب). واریوگرام همه‌سویه^۷ روی داده‌های جدید محاسبه شده است. نتایج مدل واریوگرام یک اثر قطعه‌ای، یک ساختار مکعبی با دامنه ۵۵ متر و یک ساختار بزرگ مقیاس کروی با دامنه ۱۴۰ متر را نشان می‌دهد (شکل ۲-۱ج). نقشه نهایی زون هوازه^۸ (WZ) بدست آمده با کریجینگ، با فیلتر کردن اثر قطعه‌ای و ساختار مکعبی، نقشه‌ای با فقط ساختار کروی تولید می‌کند. شکل ۲-۱ د، نقشه عمق هوازدگی را نشان می‌دهد. این نقشه قادر است جهات ساختارهای زمین‌شناسی در مقیاس نقشه را تشخیص دهد. آزمون ساختار اصلی ۹۰ درجه است (Jeannee and Jean-Luc, 2008).

¹ Marri

² Porel

³ Nested Structures

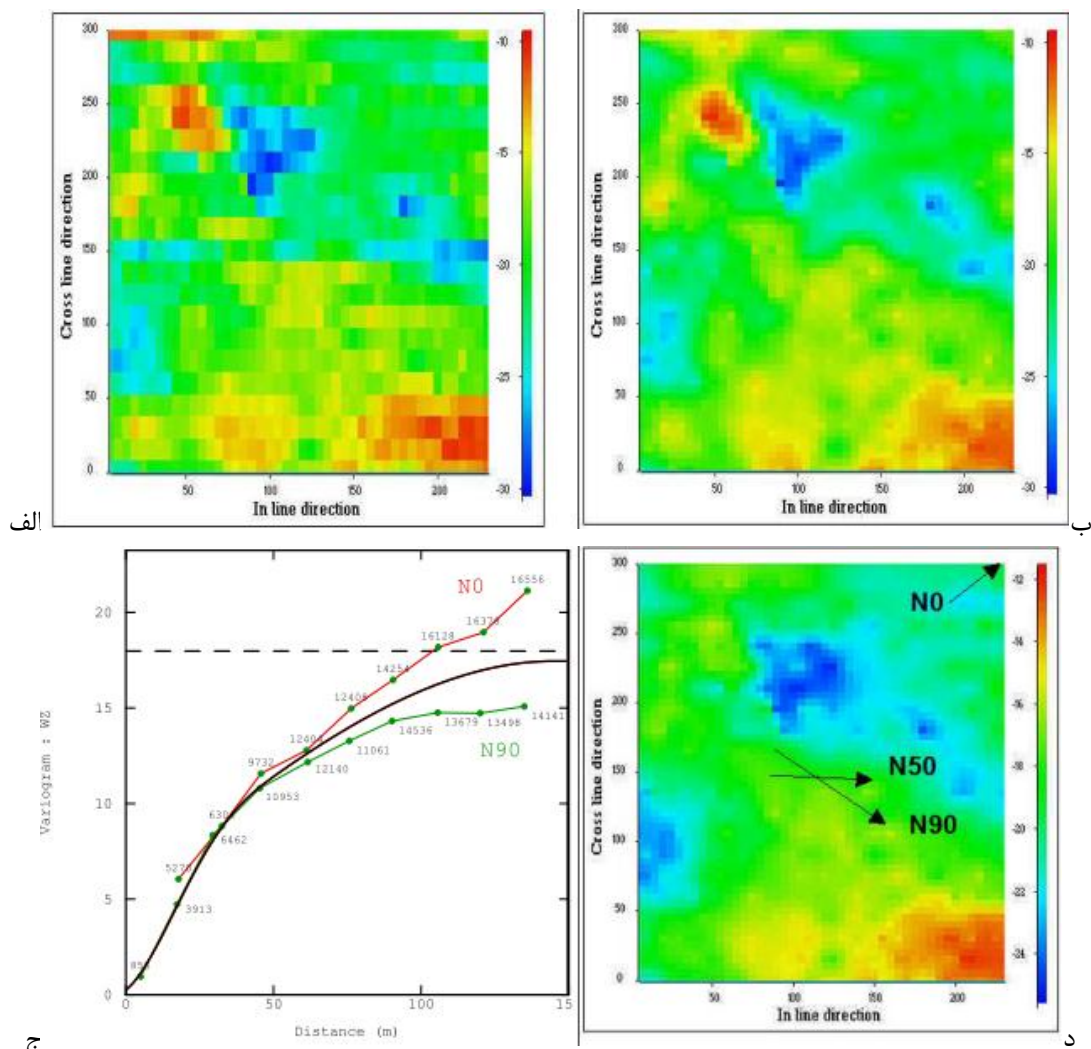
⁴ Nugget Effect

⁵ Cubic Model

⁶ Spherical Model

⁷ Omni-directional

⁸ Weathering Zone



شکل ۲-۱ (الف) نقشه اصلی، (ب) نقشه عمقی WZ روش FK، (ج) واریوگرام بعد از حذف نویز و (د) نقشه عمق هوازده وقتی ساختارهای کوچک مقیاس فیلتر شده‌اند (Jeannee and Jean-Luc, 2008).

در ادامه تحت یک مورد دیگر یک سری داده‌های گرانی از ناحیه اوبن^۱ واقع بین جنوا^۲ و لاسانه^۳ در سوئیس مورد بررسی قرار می‌گیرد. زمین‌شناسی منطقه شامل بستر ماسه‌سنگ چاتین^۴ همراه با شیارهای پر شده توسط رسوبات کواترنری می‌باشد. چگالی مدل ۲/۴ است. در ابتدا آنومالی بوگه با استفاده از کریجینگ در شکل

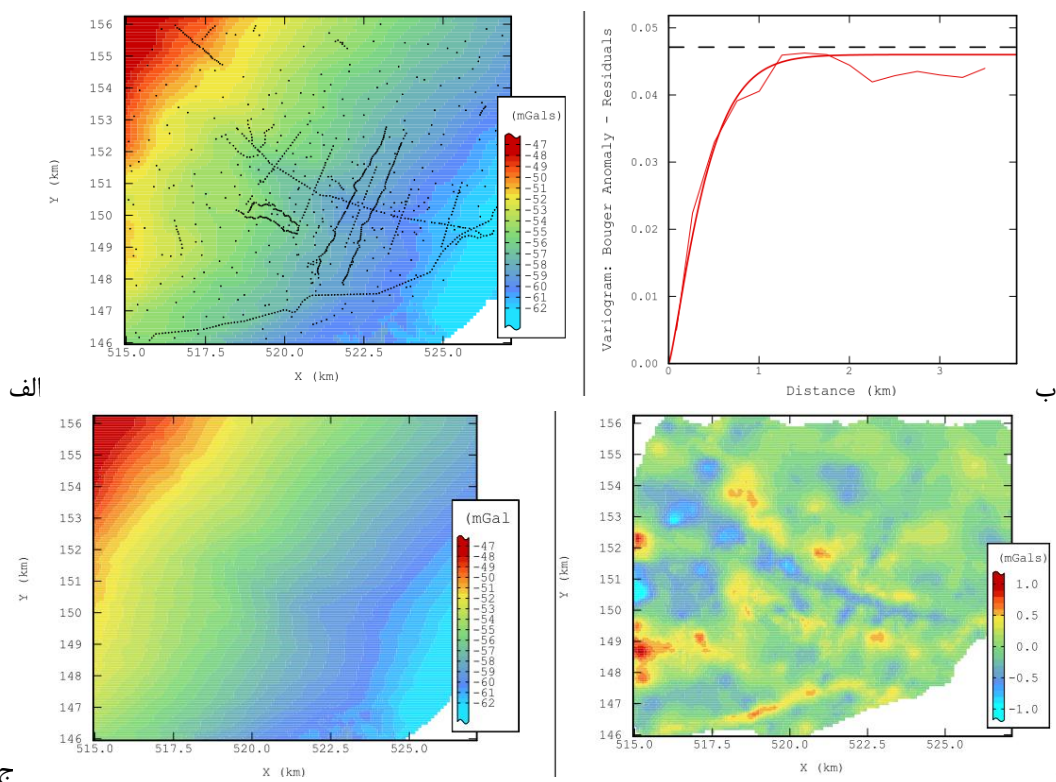
¹ Aubonne

² Geneva

³ Lausanne

⁴ Chattien sandstone

۲-۲ الف، درون‌یابی شده و سپس واریوگرام محاسبه شده است (شکل ۲-۲ ب). فیلترینگ زمین‌آماري برای تجزیه آنومالی به دو مولفه با طول موج بلند (آنومالی ناحیه‌ای، شکل ۲-۲ ج) و مولفه با طول موج کوتاه (مربوط به آنومالی باقیمانده، شکل ۲-۲ د) استفاده شده است. بر روی نقشه باقیمانده آنومالی بوگه به وضوح می‌توان آنومالی منفی NW-SE را مشاهده نمود (Jeannee and Jean-Luc, 2008).



شکل ۲-۲ الف) نقشه تخمین داده‌ها، (ب) واریوگرام، (ج) آنومالی ناحیه‌ای و (د) آنومالی باقیمانده (Jeannee and Jean-Luc, 2008)

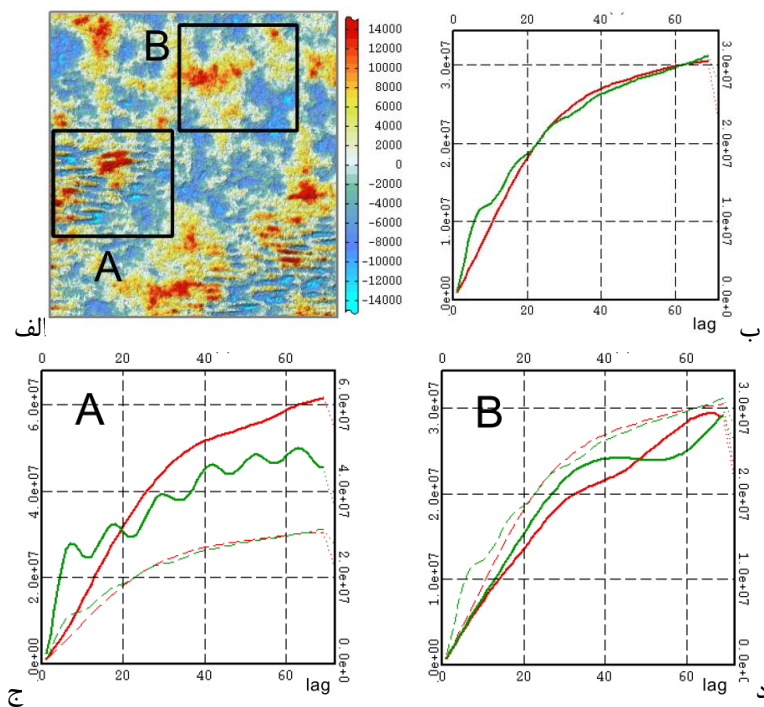
۲-۶-۲ میرایی نویز داده‌های لرزه‌نگاری

در دهه اخیر در صنعت نفت راهکارهای فیلترینگ زمین‌آماري بر مبنای FKA توسعه داده شده و در زمینه‌های مختلف کاربرد داشته است. در یک برداشت لرزه‌نگاری یک متغیر ناحیه‌ای را می‌توان به صورت رابطه ۳۱-۲ تعریف نمود:

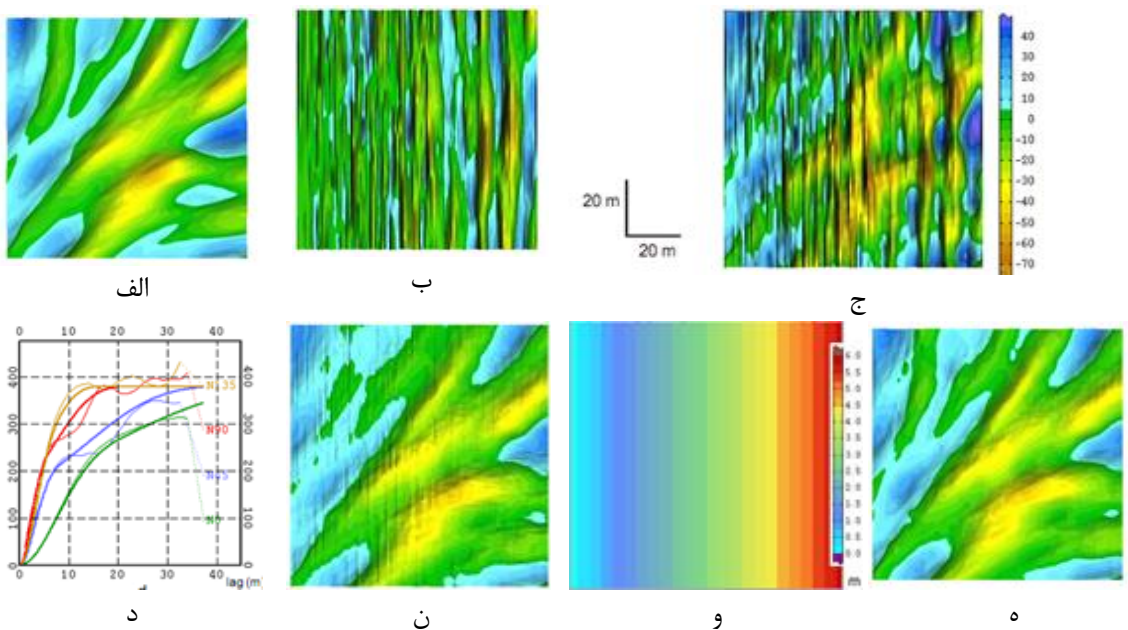
$$Z(x) = Z_{\text{NOISE}}(x) + Z_{\text{SIGNAL}}(x)$$

در این روش FKA با تخمین $Z_{\text{SIGNAL}}(x)$ اجازه فیلتر کردن نویز را می‌دهد. در اینجا یک روش ترکیبی از FKA و M-GS بیان می‌شود که آن را با M-FK نشان داده و نتایج آن با FKA مقایسه می‌شود. هدف نمایش بهبودسازی حذف اثر نویز نسبت به روش FKA می‌باشد. شکل ۲-۳ نشان دهنده یک ویژگی لرزه‌نگاری است که به صورت محلی با نویز همراه شده است. واریوگرام تجربی کل داده‌ها و نواحی A و B نیز در این شکل دیده می‌شود. واریوگرام‌های محلی تفاوت زیادی نسبت به واریوگرام کل دارند، علاوه بر این واریوگرام‌های A و B نیز با همدیگر متفاوتند. اثر نویزی در واریوگرام A به وضوح مشخص است ولی در واریوگرام B ظاهر نشده است (Bourges and Jeannee, 2009).

تکنیک M-GS یک تکنولوژی جدیدی است که تماماً به بهینه‌سازی محلی پارامترهای درگیر در واریوگرام تخصیص داده می‌شود. ترکیب FK و M-GS مسیر را برای فیلترینگ زمین‌آماري بهینه داده‌های نویزی هموار می‌کند. FKA مرسوم، پارامترهای مدل را به عنوان پارامترهای ثابت در نظر می‌گیرد، در مقابل ولی M-FK پارامترهای مدل را به عنوان پارامترهای که باید بهینه شوند بررسی می‌کند. شکل ۲-۴ مقایسه بین دو روش را نشان می‌دهد (Bourges and Jeannee, 2009).



شکل ۲-۳، (الف) نقشه لرزه‌نگاری، (ب) واریوگرام کلی، (ج) واریوگرام A و (د) واریوگرام B (Bourges and Jeannee, 2009)



شکل ۲-۴ (الف) سیگنال شبیه‌سازی شده، (ب) نویز شبیه‌سازی شده، (ج) داده‌های نویزی، (د) واریوگرام تجربی و مدل واریوگرام، (ن) سیگنال تخمینی FK، (و) دامنه ساختار نویز در جهت X و (ه) سیگنال تخمینی با M-FK (Bourges and Jeannee, 2009)

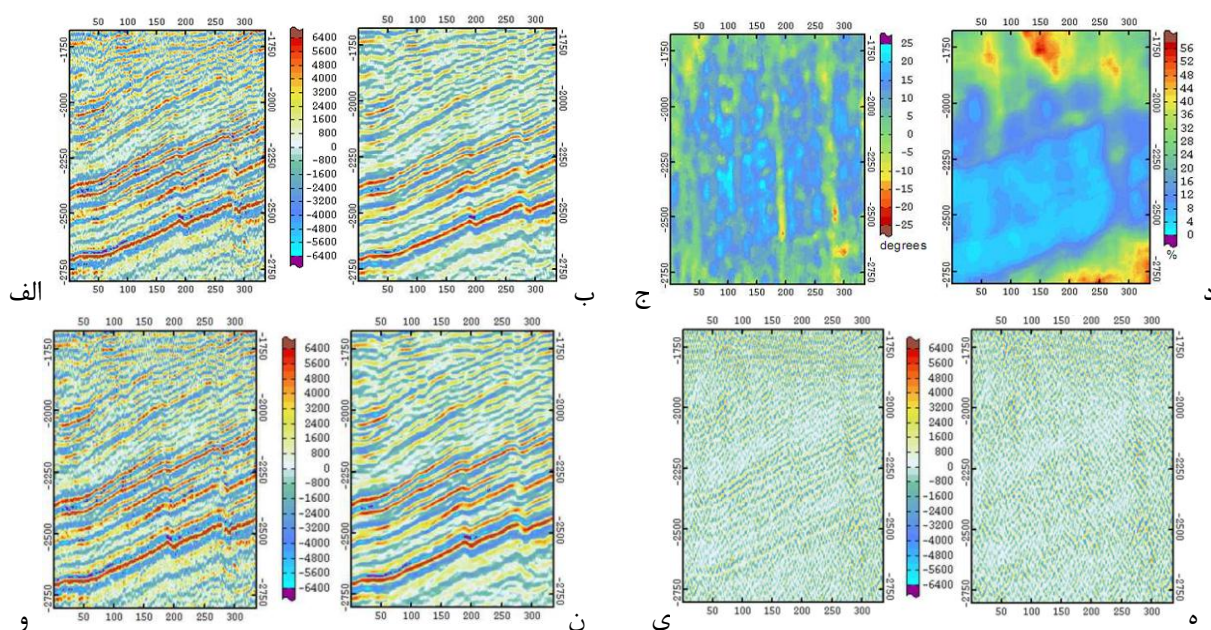
با روش FK واریوگرام تجربی کلی با یک مدل برازش شده که بعداً برای فرایند فیلترینگ استفاده شده است. سیگنال تخمینی توسط این روش وقتی با تصویر سیگنال تخمینی با روش M-FK مقایسه می‌شود می‌توان مشاهده نمود که هنوز مقداری نویز در سمت چپ شکل قابل مشاهده است، بعلاوه ساختار نویز نیز به خوبی بازایی نشده است. روش M-FK پارامترهای مدل بهینه شده محلی را استفاده می‌کند. در این مورد سه پارامتر اصلی بهینه شده؛ جهت‌یابی ساختاری سیگنال، تغییرپذیری نویز به سیگنال و دامنه ساختار نویز در جهت X که مستقیماً قابل مقایسه با عرض نوارهاست، می‌باشند. سیگنال تخمین زده شده در شکل ۲-۴ ه، با استفاده از M-FK نشان می‌دهد که اثر نویز به کلی از بین رفته و سیگنال نیز به خوبی بازایی شده است (Bourges and Jeannee, 2009).

۲-۶-۲-۱ میرایی نویز مقطع دامنه مهاجرت زمانی قبل از برانبارش^۱ (PSTM)

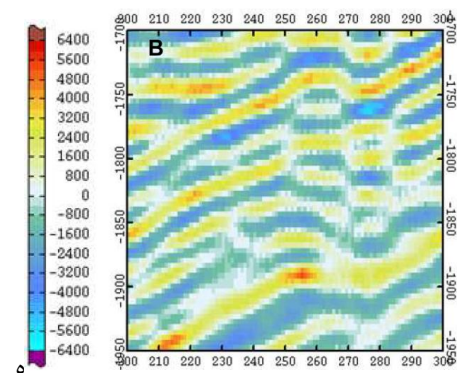
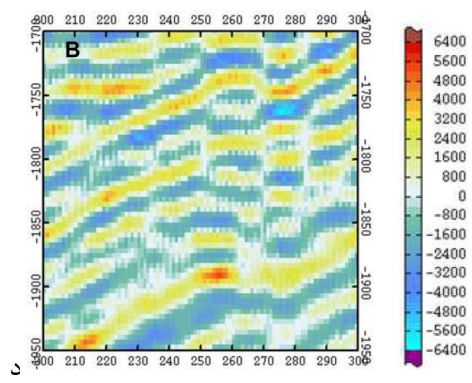
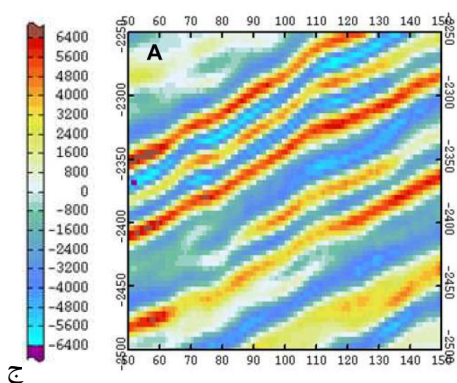
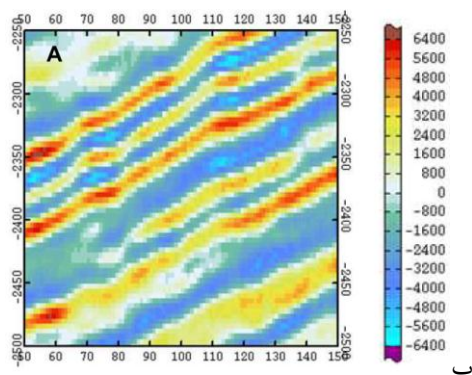
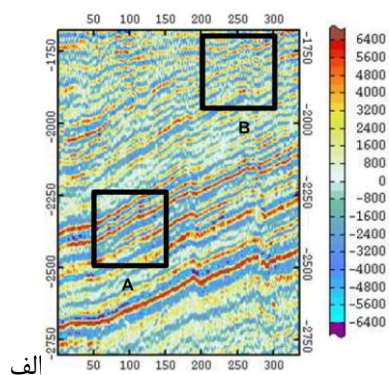
کاهش نویز داده‌های لرزه‌نگاری احتمالاً سخت و پیچیده باشد چرا که اغلب با ناپایایی در این قبیل داده‌ها مواجه می‌شویم؛ برای مثال، جذب سیگنال، ساختار زمین‌شناسی، تغییرپذیری فضایی نسبت سیگنال به نویز یا تغییرپذیری هندسی نویز می‌توانند از عوامل این ناپایایی بحساب آیند. مدل‌های M-FK قادرند که یک سری از این ناپایایی‌ها را با تعیین M پارامترها در محاسبات به حساب آورند و پیامد آن تفکیک بهتر نویز و سیگنال از هم می‌باشد. شکل ۲-۵ روند جدایش و میرایی نویز را نشان می‌دهد. در گام اول، مدل واریوگرامی تودرتو ترکیب شده از دو ساختار نویز و یک ساختار سیگنال به مدل واریوگرام تجربی داده‌ها برازش شده است. نتایج تخمین همراه با داده‌های خام در شکل آورده شده است. در گام دوم، چندین پارامتر حساس مدل واریوگرام قبلی بهینه شده و به سمت M پارامترها سوق داده می‌شوند (بصورت محلی بهینه می‌شوند). این پارامترها مربوط به دامنه‌ها، سقف‌ها و ساختارهای نویز و سیگنال مدل واریوگرام می‌شوند. برای مثال دامنه عمودی سیگنال که می‌تواند در ارتباط با قدرت تفکیک سیگنال باشد نسبت به عمق در تمام مقطع از ۲۰ به ۳۵

¹ Pre-Stack Time Migration

افزایش می‌یابد. دو تا از M پارامترها در شکل ۵-۲ نشان داده شده است. اولی مربوط به جهت‌یابی ساختار سیگنال می‌شود که می‌تواند به ساختار زمین مربوط داده شود و دومی مقدار نویز در تغییرپذیری کل داده‌هاست. در نهایت بر اساس M پارامترها، M-FK در داده‌های خام برای تخمین سیگنال به کار برده می‌شود. در شکل ۵-۲ نتایج دو روش با هم مقایسه شده است. سیگنال با M-FK بهتر حفظ شده است که این موضوع را می‌توان از روی نویز استخراج شده در شکل مشاهده نمود. شکل ۶-۲ نیز مقایسه دو روش را در یک موقعیت محلی نشان می‌دهد (Bourges and Jeannee, 2009).



شکل ۵-۲ (الف) داده‌های خام و (ب) فیلتر FK، M پارامترها ((ج) جهت‌یابی سیگنال و (د) جهت نویز)، (ن) داده‌های خام و (و) فیلتر M-GS، تشخیص نویز ((ه) روش FK، (ی) روش M-FK) (Bourges and Jeannee, 2009)

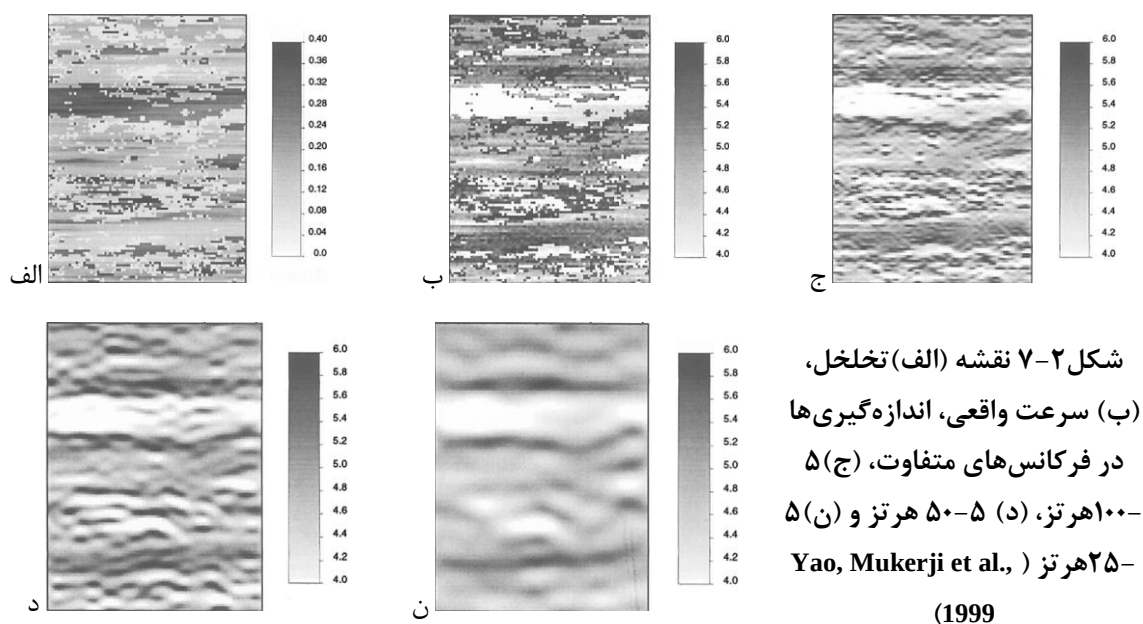


شکل ۲-۶ (الف) نواحی A و B، (ب) دامنه‌های فیلتر شده A توسط FK، (ج) دامنه‌های فیلتر شده B توسط FK، (د) دامنه‌های فیلتر شده A توسط M-FK، (ه) دامنه‌های فیلتر شده B توسط M-FK (Bourges and Jeanne, 2009)

۲-۶-۳ تطبیق مقیاس داده‌های ژئوفیزیکی

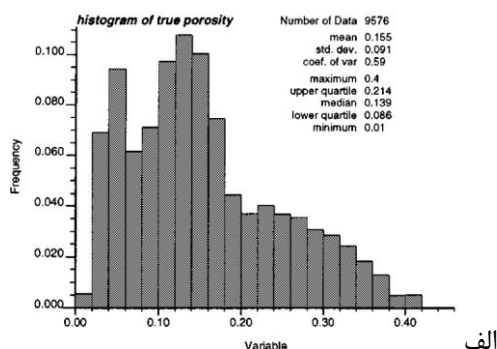
۲-۶-۳-۱ مقدمه

در علوم زمین، اندازه‌گیری‌های دقیق خصوصیات پتروفیزیکی از قبیل تخلخل، اغلب پراکنده است. همبستگی خوبی که بین لرزه و تخلخل در آزمایشگاه‌ها مشاهده می‌شود، متأسفانه بر روی داده‌های زمین مشاهده نمی‌شود. علت این مسئله محدودیت‌های وسایل اندازه‌گیری یا تفاوت در مقیاس‌های اندازه‌گیری لرزه‌نگاری و تخلخل است. بنابراین برای بازیابی همبستگی خوب بین اندازه‌گیری‌ها، بایستی که یک سری مولفه‌های ناهمبسته را فیلتر نمود و فقط مولفه‌هایی که همبستگی دارند را نگه داشت. FKA قادر به انجام این عملیات می‌باشد. سرعت‌های لرزه‌ای مصنوعی از یک تصویر تخلخل مرجعی روی یک شبکه 84×114 در اختیار است. داده‌های تخلخل اصلی از داده‌های رخساره‌ای در لاگ‌های ذخیره تگزاس شبیه‌سازی شده است. از روی این داده‌های تخلخل، سرعت واقعی بر اساس مدل رگرسیون تخلخل-لرزه گرفته شده از اندازه‌گیری‌های اولتراسونیک بر روی مغزه‌ها به دست آمده است (Han, 1987). تصاویر لرزه در فرکانس‌های متفاوت، ۵-۲۵، ۵۰-۵ و ۱۰۰-۵ هرتز اندازه‌گیری شده است (شکل ۲-۷) (Yao, Mukerji et al., 1999).

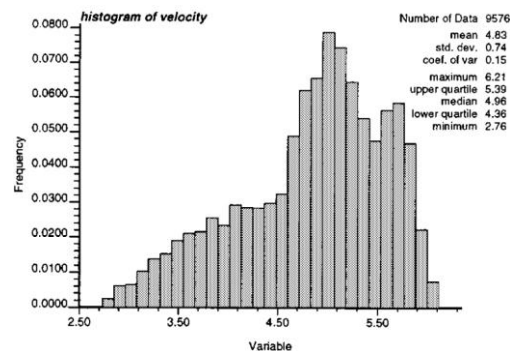


۲-۳-۶-۲ هیستوگرام‌ها و نمودارپراکندگی‌ها

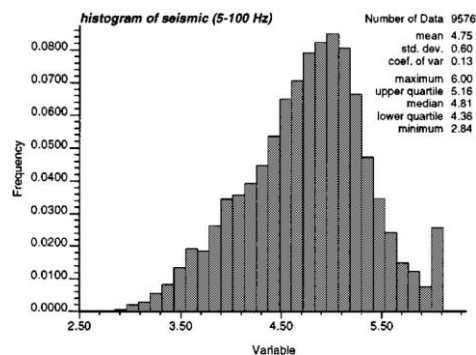
با کاهش باند فرکانسی شکل هیستوگرام سرعت متقارن می‌شود و واریانس نیز کاهش می‌یابد (شکل ۲-۸). این می‌تواند به علت فیلترکردن مولفه‌های فرکانس بالا و هموارسازی مقادیر خیلی بزرگ باشد. از نمودارهای شکل ۲-۹ همبستگی خوبی بین تخلخل و سرعت با ضریب همبستگی ۰/۹۹ می‌توان مشاهده نمود، اما این همه جا صادق نیست و وقتی باند فرکانسی از ۵-۱۰۰ به ۵-۲۵ هرتز کاهش می‌یابد نمودارها ابری می‌شوند و همبستگی از ۰/۷۸۸ به ۰/۵۷۹ می‌رسد (Yao, Mukerji et al., 1999).



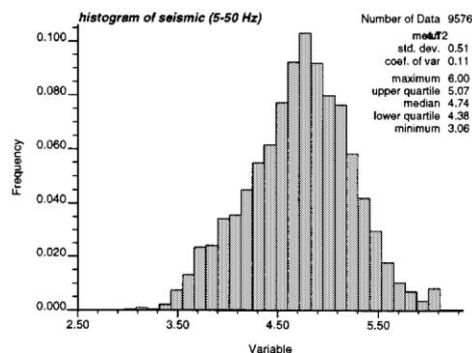
الف



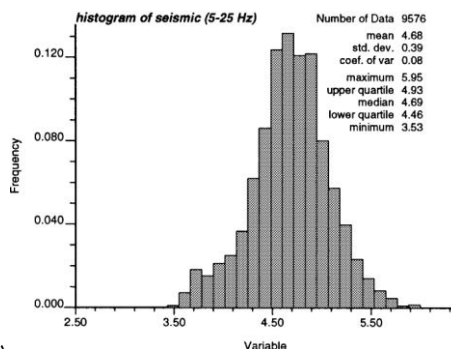
ب



ج

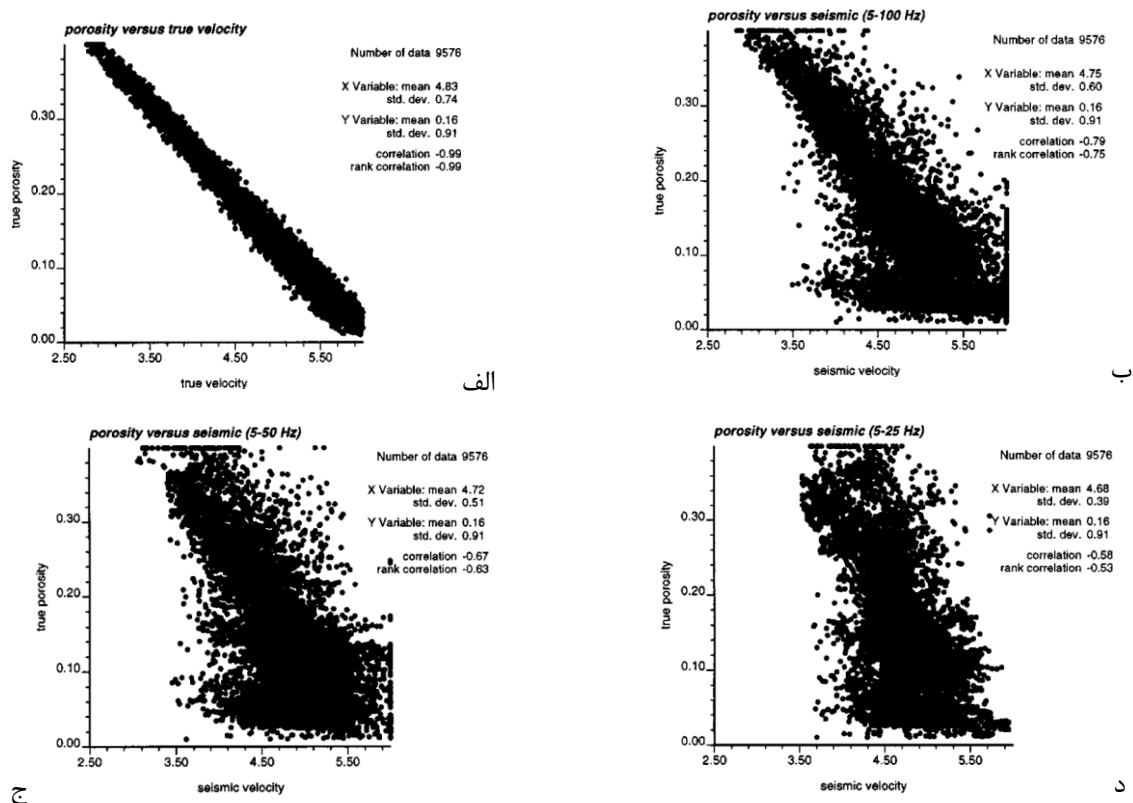


د



ن

شکل ۲-۸ هیستوگرام (الف) تخلخل واقعی، (ب) سرعت، (ج) لرزه‌نگاری ۵-۱۰۰ Hz، (د) لرزه‌نگاری ۵-۵۰ Hz، و (ن) لرزه‌نگاری ۵-۲۵ Hz. (Yao, Mukerji et al., 1999)



شکل ۲-۹ (الف) پراکندگی بین تخلخل واقعی و سرعت واقعی، (ب) تخلخل واقعی و سرعت ۵-۱۰۰ Hz، (ج) تخلخل واقعی و سرعت ۵-۲۵ Hz (Yao, Mukerji et al., 1999) و (د) تخلخل واقعی و سرعت ۵-۵۰ Hz

۲-۳-۳ واریوگرافی و مدل سازی آن و نتایج FKA

قبل از فیلترینگ ساختارهای فضایی، بایستی ساختارهای تغییرپذیری فضایی را مدل سازی نمود و مولفه هایی که در ارتباط با تخلخل و لرزه نگاری می باشند را جدا نمود. مدل های واریوگرام در شکل ۲-۱۰ آورده شده است (Yao, Mukerji et al., 1999). مدل های برازش شده به واریوگرام تجربی تخلخل، باند فرکانسی ۵-۱۰۰ هرتز، باند فرکانسی ۵-۵۰ هرتز، باند فرکانسی ۵-۲۵ هرتز و واریوگرام متقاطع بین تخلخل و داده های لرزه در باند فرکانسی ۵-۵۰ هرتز در رابطه های ۲-۳۲، ۲-۳۳، ۲-۳۴، ۲-۳۵ و ۲-۳۶ بترتیب آورده شده است؛

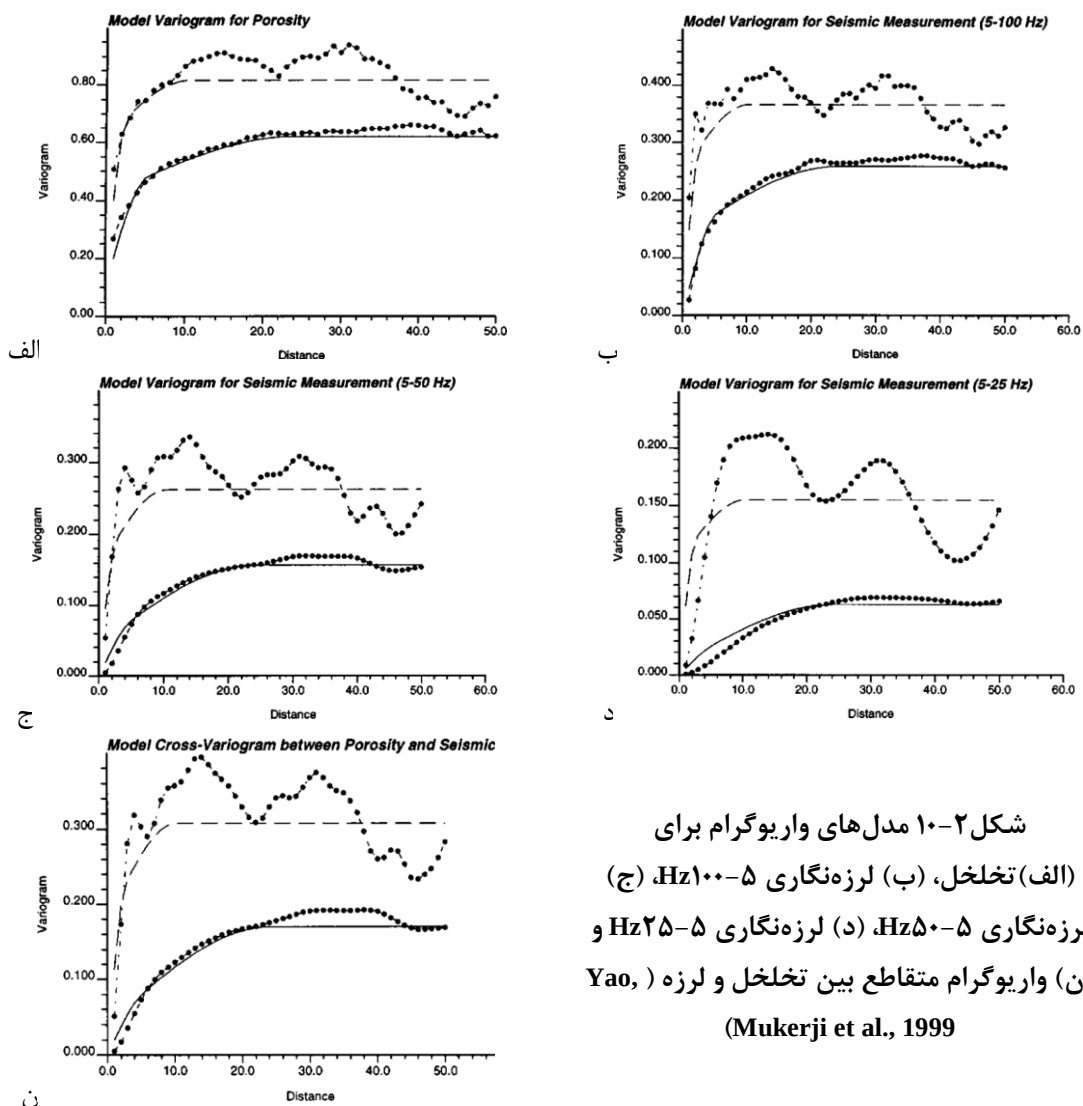
$$\gamma(h_z, h_y) = 0.1 + 0.195 \text{Sph} \left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7} \right)^2 + \left(\frac{h_y}{\infty} \right)^2} \right) + 0.315 \text{Sph} \left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7} \right)^2 + \left(\frac{h_y}{5.4} \right)^2} \right) + 0.205 \text{Sph} \left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{10.3} \right)^2 + \left(\frac{h_y}{24.1} \right)^2} \right) \quad ۲-۳۲$$

$$\gamma(h_z, h_y) = 0.1085 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{\infty}\right)^2}\right) + 0.1375 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{5.4}\right)^2}\right) + 0.121 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{10.3}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{24.1}\right)^2}\right) \quad ۳۳-۲$$

$$\gamma(h_z, h_y) = 0.105 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{\infty}\right)^2}\right) + 0.045 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{5.4}\right)^2}\right) + 0.112 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{10.3}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{24.1}\right)^2}\right) \quad ۳۴-۲$$

$$\gamma(h_z, h_y) = 0.078 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{\infty}\right)^2}\right) + 0.0223 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{5.4}\right)^2}\right) + 0.061 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{10.3}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{24.1}\right)^2}\right) \quad ۳۵-۲$$

$$-\gamma(h_z, h_y) = 0.138 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{\infty}\right)^2}\right) + 0.04 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{2.7}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{5.4}\right)^2}\right) + 0.13 \text{Sph}\left(\sqrt{\left(\frac{h_z}{10.3}\right)^2 + \left(\frac{h_y}{24.1}\right)^2}\right) \quad ۳۶-۲$$



شکل ۱۰-۲ مدل های واریوگرام برای
 (الف) تخلخل، (ب) لرزه نگاری ۵-۱۰۰ Hz، (ج)
 لرزه نگاری ۵-۵۰ Hz، (د) لرزه نگاری ۵-۲۵ Hz و
 (ن) واریوگرام متقاطع بین تخلخل و لرزه (Yao, Mukerji et al., 1999)

جدول ۲-۲ سهم ساختار دامنه بزرگ در مقابل ساختار دامنه کوتاه در جهات x و y (Yao, Mukerji et al., 1999)

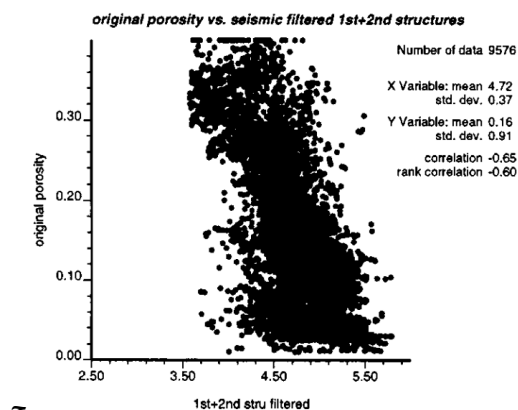
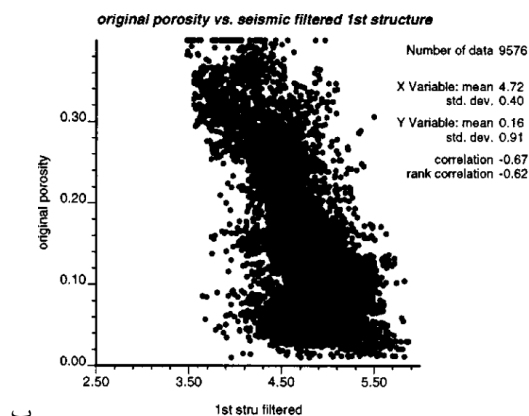
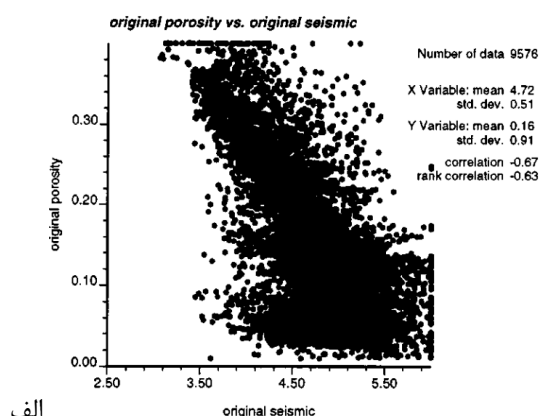
پارامتر	تخلخل	لرزه (۵-۱۰۰)	لرزه (۵-۵۰)	لرزه (۵-۲۵)
$C_1(z)$	۰/۵۱۰	۰/۲۴۶	۰/۱۵	۰/۰۷۰۸
$C_2(z)$	۰/۲۰۵	۰/۱۲۱	۰/۱۱۲	۰/۰۸۳۳
$R(z)$	۰/۴۰	۰/۴۹	۰/۷۵	۱/۱۸
$C_1(y)$	۰/۳۱۵	۰/۱۳۷۵	۰/۰۴۵	۰/۰
$C_2(y)$	۰/۲۰۵	۰/۱۲۱	۰/۱۱۲	۰/۰۶۱
$R(y)$	۰/۶۵	۰/۸۸	۲/۴۹	∞

جدول ۲-۲ سهم هر کدام از ساختارهای فضایی نشان می‌دهد، جایی که h_z و h_y جهت قائم و افقی می‌باشند. مقادیر $C_1(z)$ و $C_2(z)$ واریانس ساختار دامنه کوتاه (۲/۷ متر) و واریانس ساختار دامنه بزرگ (۱۰/۳ متر) و $R(z)$ نسبت $C_2(z)/C_1(z)$ می‌باشند. مقادیر $C_1(y)$ و $C_2(y)$ و $R(y)$ نیز مربوط به جهت y است.

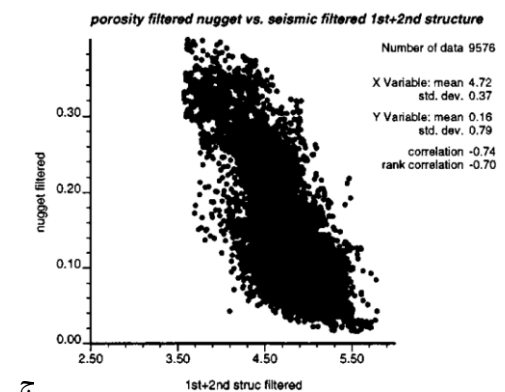
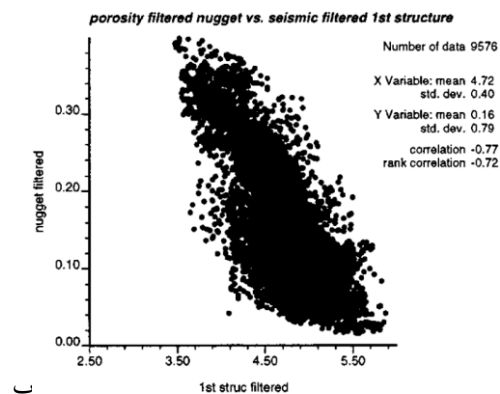
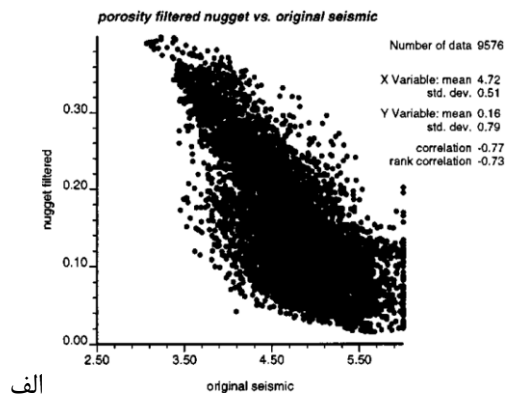
(جدول ۲-۲). با فیلتر نمودن ساختارهای دامنه کوتاه، فقط از داده‌های لرزه ۵-۵۰ هرتز، روش FKA شروع به کار می‌کند که نایج در جدول ۳ و پراکندگی‌ها در شکل ۲-۱۱ نمایش داده شده است. این جدول نشان می‌دهد که فیلترینگ تاثیری بر همبستگی تخلخل اصلی و لرزه اصلی ندارد. اکنون اثر قطعه‌ای از داده‌های تخلخل و سپس ساختارهای دامنه کوتاه از داده‌های لرزه فیلتر شده است و سپس نمودار پراکندگی آنها رسم شده است (جدول ۲-۳، شکل ۲-۱۲). همبستگی بین لرزه و تخلخل به ۰/۷۷- بهبود یافته است. سپس تمام ساختارهای دامنه کوتاه از داده‌های تخلخل و ساختارهای دامنه کوتاه از داده‌های لرزه فیلتر شده است (جدول ۲-۳، شکل ۲-۱۳). اکنون ضریب همبستگی از ۰/۷۷- به ۰/۸۸- رسیده است. بیشترین همبستگی بین لرزه و تخلخل اصلی زمانی به دست آمده است که ساختارهای دامنه کوتاه از هر دوی آنها فیلتر شده است. شکل‌های ۲-۱۴ تا ۲-۱۷ تخمین تخلخل بدون فیلتر ساختار بزرگ مقیاس با استفاده از کوکریجینگ و با فیلتر ساختار بزرگ مقیاس داده‌های تخلخل و لرزه توسط FKA را نشان می‌دهد (Yao, Mukerji et al., 1999).

جدول ۲-۳ همبستگی بعد از فیلتر کردن مولفه‌های دامنه کوتاه (۵۰-۵) (Yao, Mukerji et al., 1999)

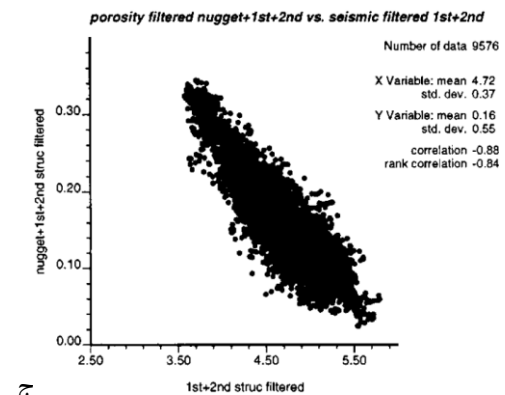
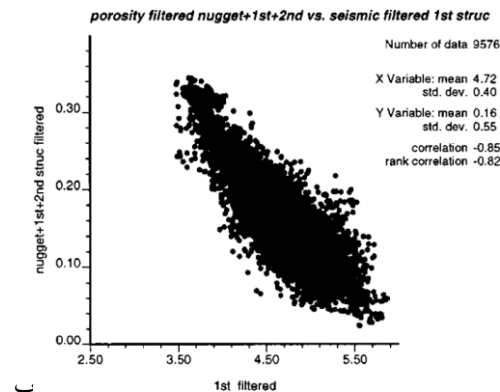
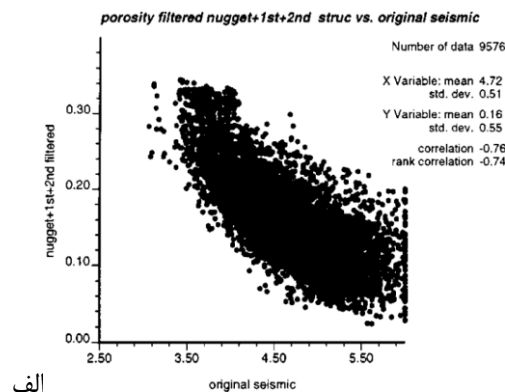
متغیر	لرزه	فیلتر ساختار اول	فیلتر ساختار اول و دوم
تخلخل اصلی	-۰/۶۷	-۰/۶۷	-۰/۶۵
فیلتر اثر قطعه‌ای	-۰/۷۷	-۰/۷۷	-۰/۷۴
فیلتر اثر قطعه‌ای، ساختار اول و دوم	-۰/۷۶	-۰/۸۵	-۰/۸۸



شکل ۲-۱۱ نمودار پراکندگی الف) تخلخل اصلی و لرزه اصلی، ب) تخلخل اصلی و لرزه فیلتر شده با ساختار اول و ج) تخلخل اصلی و لرزه فیلتر شده با ساختار اول و دوم (Yao, Mukerji et al., 1999)

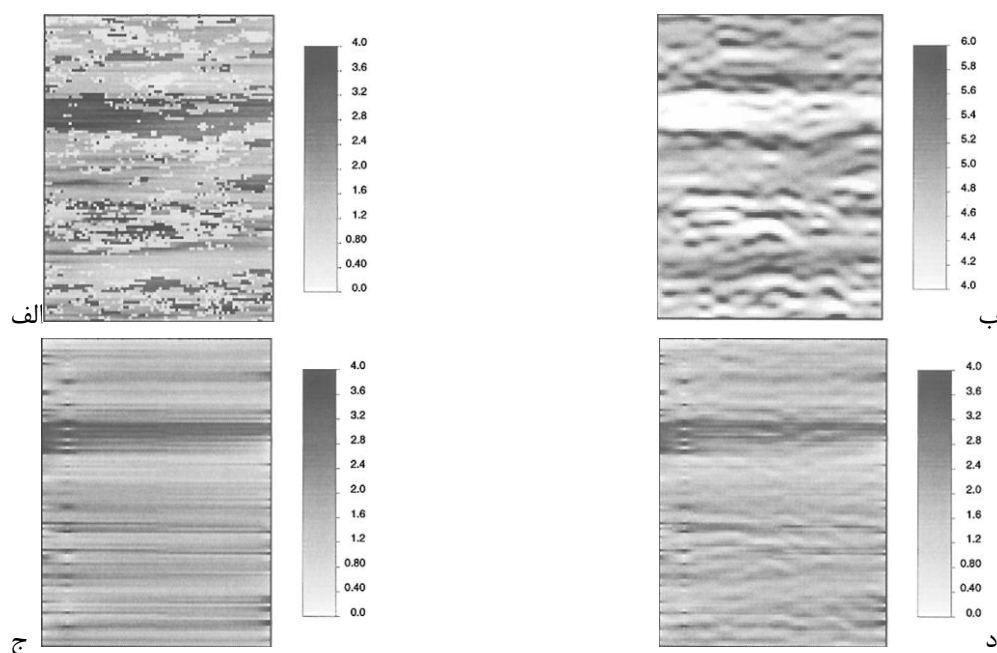


شکل ۲-۱۲ نمودار پراکندگی (الف) تخلخل با اثر
قطعه‌ای فیلتر شده در مقابل لرزه اصلی، (ب)
تخلخل با اثر قطعه‌ای فیلتر شده در مقابل لرزه با
ساختار اول فیلتر شده و (ج) تخلخل با اثر قطعه‌ای
فیلتر شده در مقابل لرزه فیلتر شده با ساختارهای
اول و دوم (Yao, Mukerji et al., 1999)



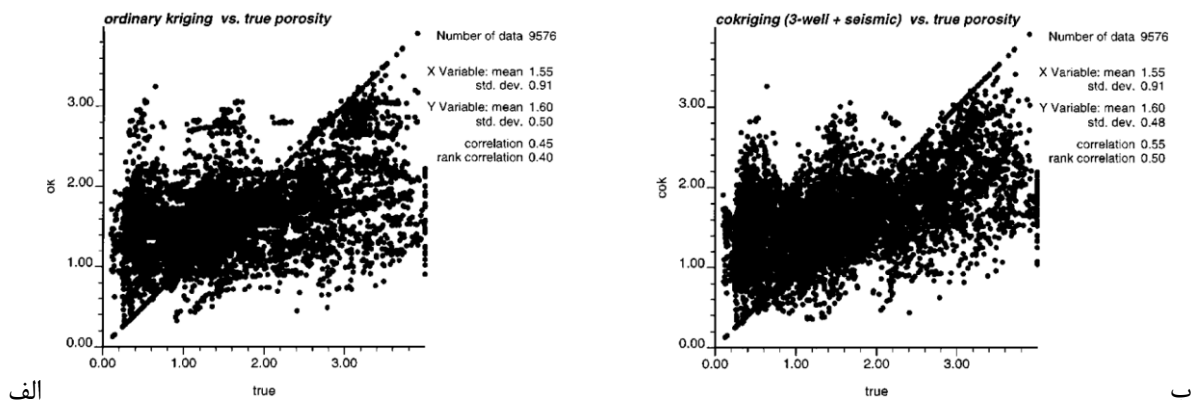
شکل ۲-۱۳ نمودار پراکندگی (الف) تخلخل با اثر
قطعه‌ای و دو ساختار فیلتر شده در مقابل لرزه
اصلی، (ب) تخلخل با اثر قطعه‌ای فیلتر قطعه‌ای و
دو ساختار شده در مقابل لرزه با ساختار اول فیلتر
شده و (ج) تخلخل با اثر قطعه‌ای قطعه‌ای و دو
ساختار فیلتر شده در مقابل لرزه فیلتر شده با
ساختارهای اول و دوم (Yao, Mukerji et al. 1999)

شکل‌های ۱۴-۲ ج و د، تخمین‌های کریجینگ عادی (با استفاده از فقط تخلخل) و کوکریجینگ (تخلخل و لرزه) تخلخل با لرزه غیرفیلترشده را بترتیب نشان می‌دهند. داده‌های تخلخل سه چاه در اختیار است. شکل ۱۵-۲ پراکندگی بین تخلخل اصلی و تخمین زده شده را نشان می‌دهد که همبستگی بین تخمین‌های COK و مقادیر اصلی، کمی بهتر از تخمین‌های OK می‌باشد (۰/۵۵ در مقابل ۰/۴۵). شکل‌های ۱۶-۲ مقایسه مشابهی را نشان می‌دهد اما اکنون با نقشه‌های فیلتر شده لرزه و تخلخل که فقط ساختار بزرگ مقیاس را نگه داشته است. دوباره داده‌های تخلخل در سه چاه و داده‌های لرزه‌نگاری در تمام گره‌های شبکه لرزه‌نگاری برای OK و کوکریجینگ فاکتوری^۱ (FCOK) در تخمین تخلخل استفاده شده است. شکل ۱۷-۲ پراکندگی بین تخلخل تخمین زده شده و تخلخل اصلی را نشان می‌دهد که همبستگی برای کوکریجینگ فاکتوری تا ۰/۷۳ افزایش یافته است. این نشان می‌دهد که فیلترینگ FCOK ساختارهای مناسب می‌تواند تخمین‌های COK ساختارهای بزرگ مقیاس تخلخل را بهبود بخشد (Yao and Mukerji, 1996).



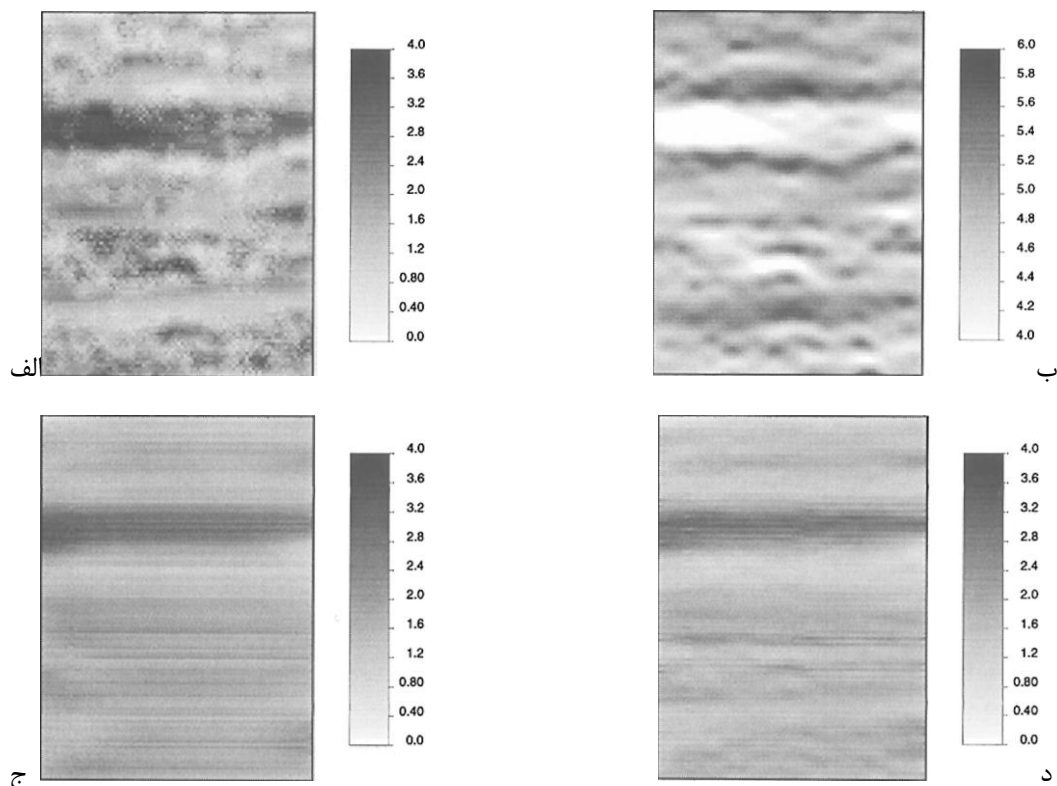
شکل ۱۴-۲ (الف) تخلخل واقعی، (ب) سرعت واقعی و (ج) تخمین‌های COK و (د) OK تخلخل با استفاده از داده‌های لرزه ۵-۵۰ هرتز بدون فیلتر (Yao, Mukerji et al., 1999)

¹ Factorial Cokriging



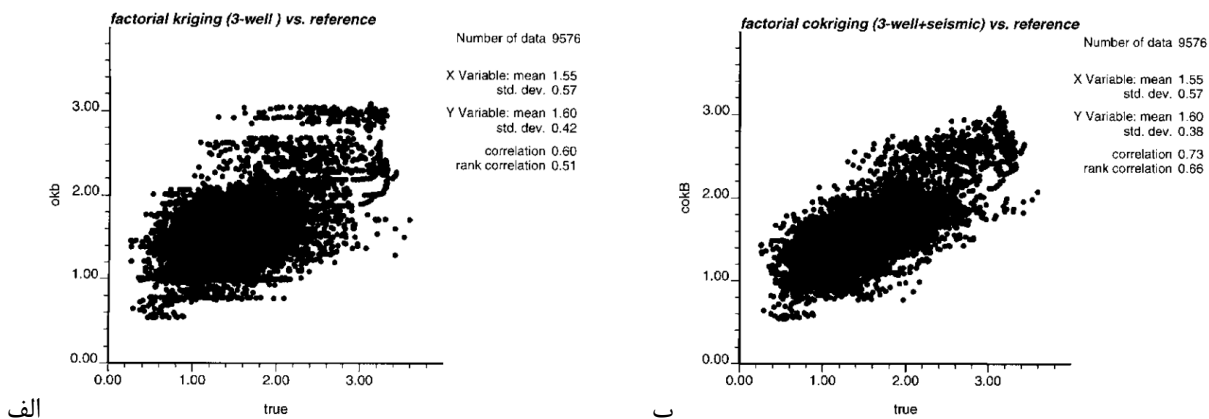
شکل ۲-۱۵ (الف) پراکندگی بین تخمین‌های کریجینگ عادی در مقابل تخلخل اصلی و (ب) پراکندگی بین تخمین‌های کوکریجینگ در مقابل تخلخل اصلی (Yao, Mukerji et al., 1999)

جداول ۲-۴ تا ۲-۷ همبستگی بین اندازه‌گیری‌های لرزه‌ای در باندهای فرکانسی و سرعت واقعی را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که وقتی باند فرکانسی کاهش می‌یابد همبستگی بین تخلخل اصلی و داده‌های لرزه اصلی از $-0/99$ به $-0/79$ ، $-0/67$ و $-0/58$ کاهش می‌یابد. الگوی مشابهی نیز برای همبستگی بین تخلخل و ساختارهای دامنه کوتاه لرزه مشاهده می‌شود که همبستگی از $-0/79$ به $-0/57$ ، $-0/25$ و $-0/08$ کاهش می‌یابد. با این حال همبستگی بین ساختارهای بزرگ مقیاس تخلخل و لرزه برای اندازه‌گیری باندهای متفاوت همان $-0/88$ است. بعلاوه برای سرعت لرزه‌نگاری، همبستگی بین تخلخل ساختار بزرگ مقیاس و سرعت لرزه بزرگ مقیاس ($-0/95$) کمتر از همبستگی بین سرعت لرزه‌نگاری کل و تخلخل کل ($-0/99$) است، در حالیکه عکس این در اندازه‌گیری‌های مختلف لرزه‌نگاری مشاهده می‌شود (باندهای فرکانسی مختلف).



شکل ۲-۱۶ (الف) ساختار بزرگ مقیاس تخلخل، (ب) ساختار بزرگ مقیاس لرزه، (ج) تخمین FOK و (د) تخمین FCOK ساختار بزرگ مقیاس تخلخل (Yao, Mukerji et al., 1999)

چون ساختارهای کوچک مقیاس اندازه گیری های لرزه نگاری همبستگی ضعیفی با تخلخل دارند، این فیلترینگ موجب افزایش همبستگی بین تخلخل و لرزه می شود. برای تصویر ۵-۱۰۰ هرتزی فیلتر نمودن تخلخل کوچک مقیاس و نگه داشتن فقط تخلخل بزرگ مقیاس همبستگی را از ۰/۷۹- (تخلخل اصلی) به ۰/۵۷- کاهش می دهد، اما برای تصویر باند فرکانسی ۵-۲۵ نگه داشتن ساختار بزرگ مقیاس همبستگی را از ۰/۵۸- به ۰/۸۵- افزایش می دهد. این دلیل بر آن است که همیشه ساختار بزرگ مقیاس همبستگی را افزایش نمی دهد. بطور کلی، کاهش کلی در همبستگی بین تخلخل و لرزه نگاری توسط ساختار کوچک مقیاس تخلخل ایجاد می شود. در نهایت نقشه ها برای نمایش ساختارهای فضایی تخلخل و لرزه رسم شده اند. نقشه های لرزه با فیلترینگ ساختارهای دامنه کوتاه هموارتر می شوند (شکل ۲-۱۸).



شکل ۲-۱۷) پراکندگی بین تخلخل اصلی و تخمین FK و (ب) پراکندگی بین تخلخل اصلی و تخمین FCOK (Yao, Mukerji et al., 1999)

جدول ۲-۴ همبستگی بین ساختارهای مقیاس‌های متفاوت تخلخل و لرزه واقعی (Yao, Mukerji et al., 1999)

متغیر	تخلخل واقعی	تخلخل بزرگ مقیاس	تخلخل کوچک مقیاس
سرعت واقعی	-۰/۹۹	-۰/۶۶	-۰/۷۹
سرعت بزرگ مقیاس	-۰/۷۷	-۰/۹۵	-۰/۲۶
سرعت کوچک مقیاس	-۰/۷۸	-۰/۰۸	-۰/۹۷

جدول ۲-۵ همبستگی بین ساختارهای مقیاس‌های متفاوت تخلخل و لرزه ۵-۱۰۰ هرتز (Yao, Mukerji et al., 1999)

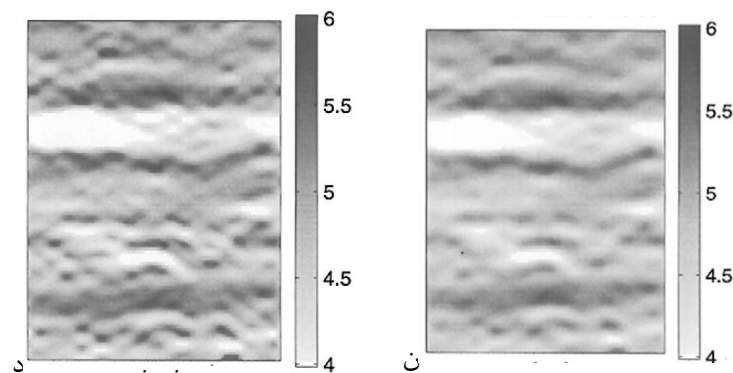
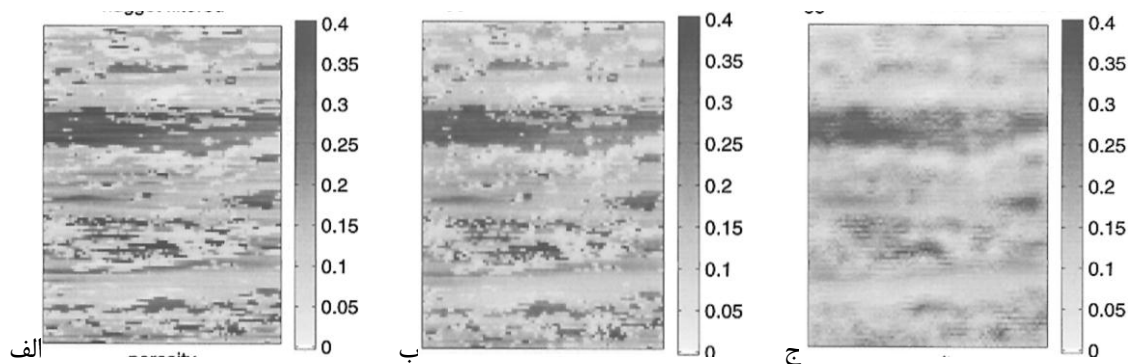
متغیر	تخلخل اصلی	تخلخل بزرگ مقیاس	تخلخل کوچک مقیاس
سرعت اصلی	-۰/۷۹	-۰/۵۷	-۰/۵۷
سرعت بزرگ مقیاس	-۰/۵۸	-۰/۸۸	-۰/۰۴
سرعت کوچک مقیاس	-۰/۵۸	-۰/۰۶	-۰/۷۲

جدول ۲-۶ همبستگی بین ساختارهای مقیاس‌های متفاوت تخلخل و لرزه ۵-۵۰ هرتز (Yao, Mukerji et al., 1999)

متغیر	تخلخل اصلی	تخلخل بزرگ مقیاس	تخلخل کوچک مقیاس
سرعت اصلی	-۰/۶۷	-۰/۷۶	-۰/۲۵
سرعت بزرگ مقیاس	-۰/۶۵	-۰/۸۸	-۰/۱۴
سرعت کوچک مقیاس	-۰/۴۲	-۰/۲۹	-۰/۳۲

جدول ۲-۷ همبستگی بین ساختارهای مقیاس‌های متفاوت تخلخل و لرزه ۵-۲۵ هرتز (Yao, Mukerji et al., 1999)

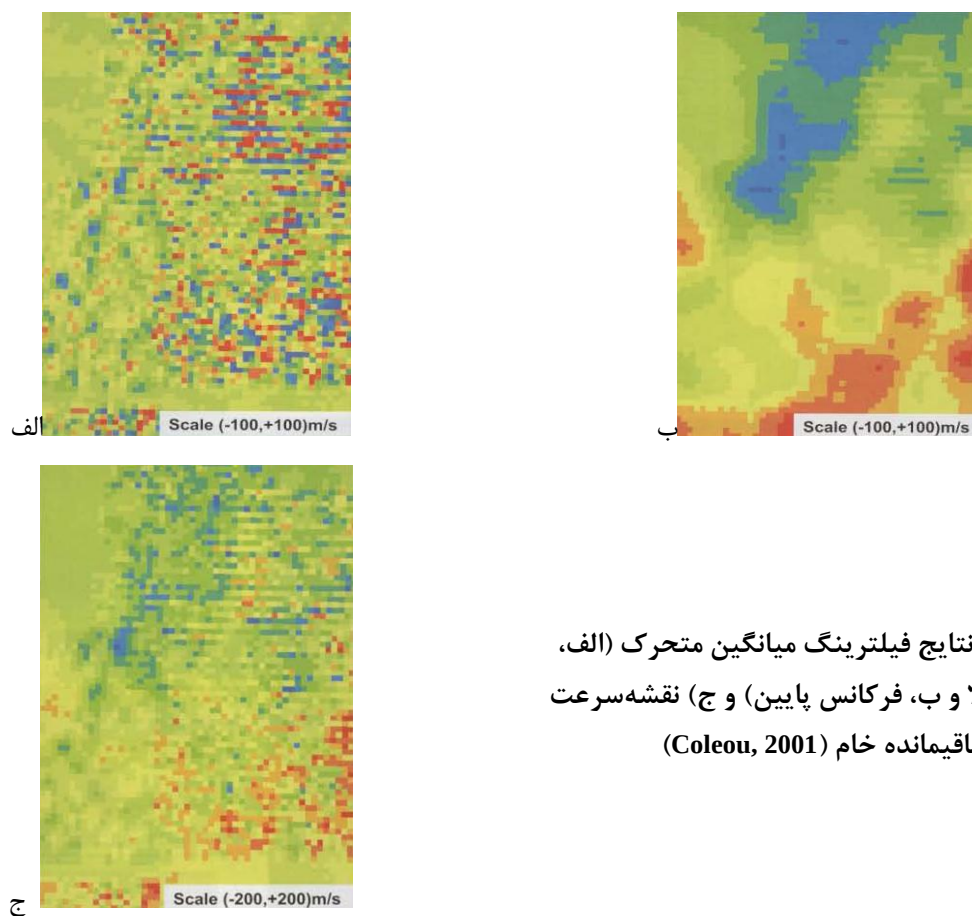
متغیر	تخلخل اصلی	تخلخل بزرگ مقیاس	تخلخل کوچک مقیاس
سرعت اصلی	-۰/۵۸	-۰/۸۵	-۰/۰۸
سرعت بزرگ مقیاس	-۰/۵۸	-۰/۸۸	-۰/۰۷
سرعت کوچک مقیاس	-۰/۳۸	-۰/۱۰	-۰/۵۰



شکل ۲-۱۸ نتایج فیلترینگ،
(الف) تخلخل با اثر قطعه‌ای
فیلترشده، (ب) تخلخل با اثر
قطعه‌ای و ساختار اول
فیلترشده، (ج) تخلخل با اثر
قطعه‌ای و ساختار اول و دوم
فیلترشده، (د) لرزه ۵-۵۰
هرتز با ساختار اول فیلترشده
و (ن) لرزه ۵-۵۰ هرتز با
ساختار اول و دوم فیلترشده
(Yao, Mukerji et al., 1999)

۲-۶-۴ مقایسه FKA و فیلتر میانگین متحرک

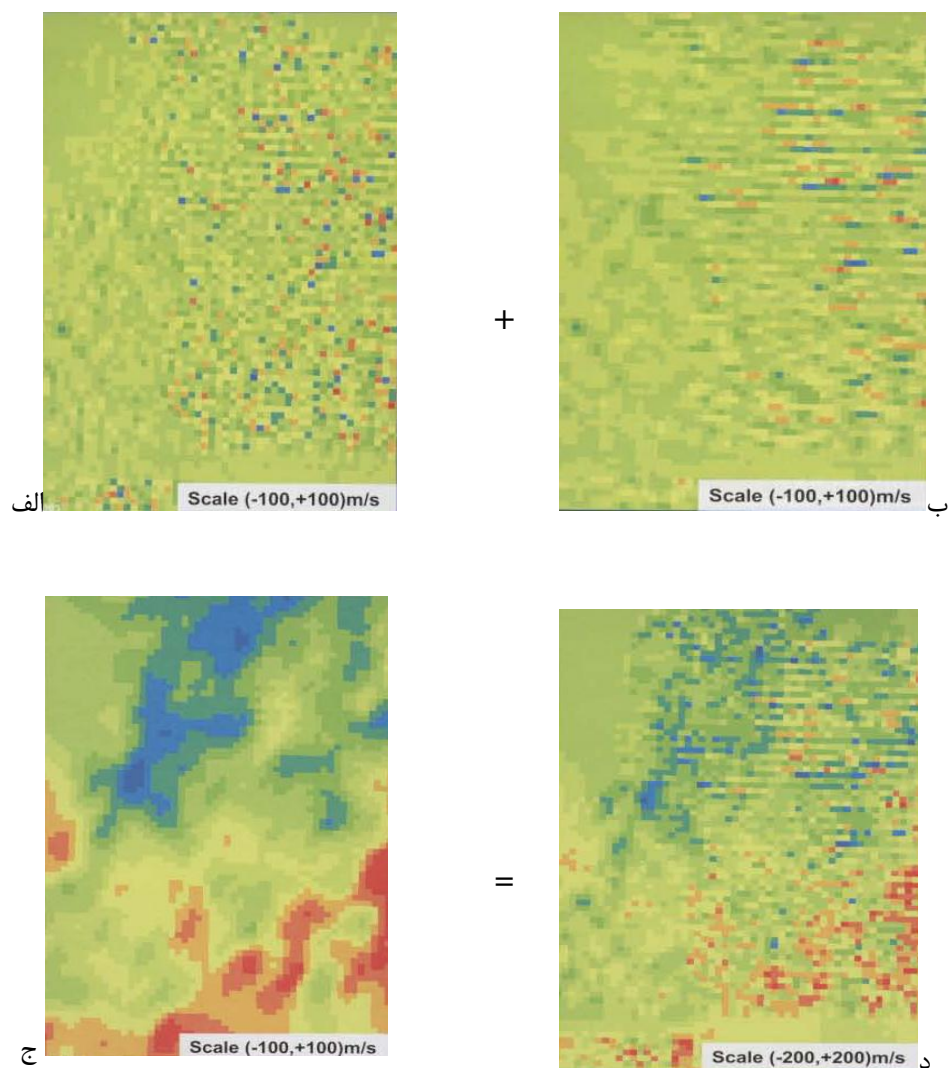
در ادامه تحت عنوان یک مثال، تفاوت بین نتایج فیلتر میانگین متحرک و FKA بر روی داده‌های لرزه‌نگاری مطالعه می‌شود. سرعت بعنوان یک تابع خطی از زمان رفت و برگشت و سرعت باقیمانده مدل شده است. شکل ۲-۱۹ نقشه لرزه باقیمانده را نشان می‌دهد که میانگین صفر دارد. نقشه باقیمانده نشان دهنده نویز فرکانس بالا است که توسط اثر شطرنجی و نوارهایی تشخیص داده می‌شود. همچنین یک مولفه فرکانس پایین نیز وجود دارد (Dubrule, 2003).



شکل ۲-۱۹ نتایج فیلترینگ میانگین متحرک (الف)، فرکانس بالا و ب، فرکانس پایین) و ج) نقشه سرعت باقیمانده خام (Coleou, 2001)

ابتدا فیلتر میانگین متحرک برای حذف اثرات غیر زمین‌شناسی بکاربرده شده است، اما این فیلتر در حذف کامل نویز موفق نبوده و احتمالاً تمایل در هموارسازی تغییرپذیری‌های فضایی باقیمانده دارد (شکل ۲-۱۹ الف و ب). سپس روش زمین‌آماري بر روی نقشه لرزه همراه با رسم واریوگرام با یک ناهمسانگردی ناچیزی انجام

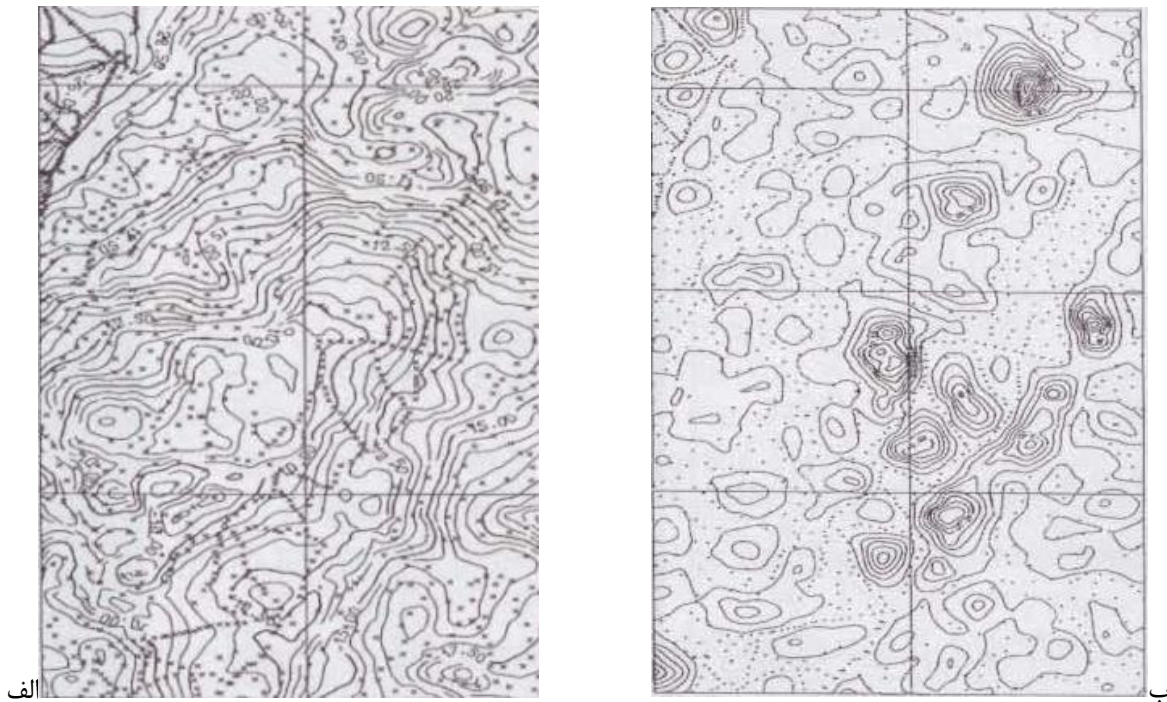
شده است. دامنه در جهت NW-SE کوچکتر از دامنه در جهت NE-SW است. نویز بعنوان اثر قطعه‌ای تشخیص داده می‌شود درحالی‌که نواره‌ها اثر متفاوتی در دو جهت افقی و قائم دارند. سومین مولفه، مربوط به زمین‌شناسی است. مدل واریوگرام درون این سه مولفه تجزیه می‌شود و سرعت باقیمانده سپس دوباره درون‌یابی می‌شود اما این بار واریوگرام به خوبی تجزیه شده است (Dubrule 2003) (شکل ۲-۲۰).



شکل ۲-۲۰ نتایج FKA، (الف) نویز تصادفی، (ب) نویز ساختاردار، (ج) ساختار بزرگ مقیاس و (د) نقشه اصلی داده‌ها (Coleou, 2001)

۲-۶-۵ مقایسه FKA و آنالیز طیفی

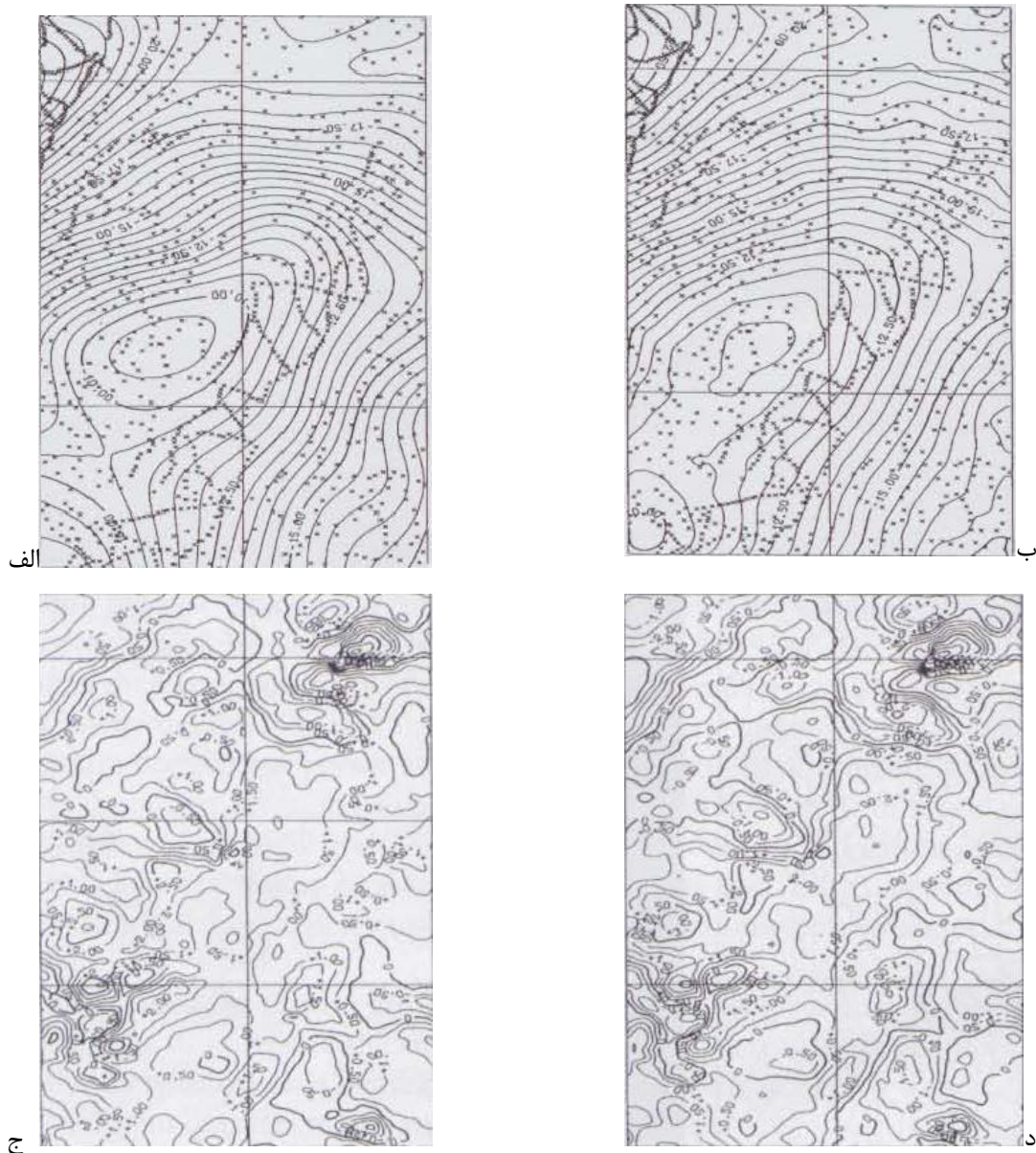
در ادامه کاربرد FKA در زمینه داده‌های ژئوفیزیکی به مثالی مشابه برای مقایسه روش‌های FK و آنالیز طیفی پرداخته می‌شود. شیلز و گویلن^۱ کسانی بودند که اولین بار نتایج FKA و آنالیز طیفی را روی داده‌های گرانی منطقه‌ای در فرانسه با همدیگر مقایسه نمودند. هدف هر دوی آنالیز واریوگرام و آنالیز طیفی جدایش دو مولفه است (Chiles and Guillen, 1984). مولفه فرکانس پایین مرتبط با ساختارهای عمیق و مولفه فرکانس بالا مرتبط با ساختارهای کم‌عمق است. تفاوت اصلی بین این دو روش این است که آنالیز واریوگرام بر روی داده‌های خام انجام می‌شود ولی آنالیز طیفی بعد از درون‌یابی روی یک شبکه مستطیلی انجام می‌شود (Dubrule, 2003). نتایج کریجینگ در شکل ۲-۲۱ آورده شده است.



شکل ۲-۲۱ (الف) تخمین کریجینگ میدان گرانی و (ب) انحراف معیار کریجینگ (Chiles and Guillen, 1984)

¹ Guillen

نتایج هر دو روش در شکل ۲-۲۲ آورده شده و شباهت بسیاری در این نتایج دیده می‌شود ولی یک سری محدودیت‌ها در آنالیز طیفی وجود دارد که در FKA دیده نمی‌شود که عبارتند از؛ لزوم وجود یک شبکه مستطیلی کامل برای درون‌یابی و برون‌یابی داده‌ها، برقراری فرضیات پایایی و همسانگردی، لایه‌گذاری برای ساخت شبکه ورودی متناوب در دو جهت (Chiles and Guillen, 1984).



شکل ۲-۲۲ تخمین میدان گرانی عمیق (الف) با روش آنالیز طیفی، (ب) با روش FKA و تخمین میدان گرانی کم عمق (ج) با روش آنالیز طیفی و (د) با روش FKA (Chiles and Guillen, 1984)

۲-۷ نتیجه گیری

بر اساس مشاهدات و مطالعات بررسی شده می توان FKA را بعنوان روشی قدرتمند در تفسیر داده های ژئوفیزیکی معرفی نمود. چون اساس این روش ساختار فضایی داده هاست می توان امید داشت که ساختارهای فضایی که معرف تغییرپذیری ها در مقیاس های متفاوت می باشند به درستی تفکیک شوند و در واقع رفتار تغییرپذیری هر مولفه آنومالی بر اساس این روش تشخیص داده شده و مناطق واقعاً آنومال را از مناطق غیر آنومال می توان جدا نمود. این روش در مقایسه با روش هایی همچون فیلتر میانگین متحرک و آنالیز طیفی FKA از اولویت کاربرد بیشتری در تفسیر داده های ژئوفیزیکی برخوردار می باشد. همچنین از این روش می توان در فیلتر کردن نویز که یکی از دغدغه های اصلی داده های برداشتی می باشد استفاده نمود.

فصل سوم

آنالیز کریچینک فاکتوری بر روی داده‌های مصنوعی و آنالیز حساسیت نسبت به پارامترهای

اصلی

۳-۱ مقدمه

در این فصل هدف بررسی توانمندی FKA و آنالیز حساسیت این روش به پارامترهای موثر در آن است. هدف این تحقیق این است که کارایی روش در جدایش ساختارهای فضایی را بررسی نموده و معین شود که آیا این روش قادر به شناخت فیزیکی مولفه‌های موجود در یک برداشت می‌باشد یا خیر؟ و آیا از این روش می‌توان بعنوان یک روش فیلترینگ در پردازش داده‌های ژئوفیزیکی استفاده نمود یا خیر؟ برای جواب به این سوال‌ها نیاز است تا در ابتدا یک سری داده مصنوعی (جامعه آماری) ایجاد و FKA را بر روی بخش نمونه‌گیری شده آنها اعمال نموده و نتایج را با جامعه آماری اولیه و تفسیر ژئوفیزیکی آنها مقایسه نمود. در ادامه نیز جهت تعیین پارامترهای موثر و اصلی در یک فرایند فیلترینگ به مطالعه تغییرپذیری هر کدام از پارامترها پرداخته و حساسیت روش FKA بررسی می‌شود.

برای ایجاد احساس نزدیکی بیشتر با تکنیک FKA، سعی شده است تا مطالعه در یک فضای ژئوفیزیکی بیان گردد. در یک برداشت ژئوفیزیکی، همواره داده‌های برداشتی دارای بخشی تصادفی (نویز) می‌باشند. منابع ایجاد نویز بسته به پدیده مورد بررسی مختلف و متنوع هستند و راهکارهای متعددی برای کاهش آنها وجود دارد (Reynolds, 1997). علاوه بر مولفه نویز، داده‌های اکتشافی حاوی دو مولفه ناحیه‌ای و محلی هستند که مولفه ناحیه‌ای تغییرات کلی (معمولاً با طول موج بلندتر) را شامل می‌شود و مولفه محلی ناهنجاری‌های مرتبط به منابع اصلی هدف را آشکار می‌سازد. در ژئوفیزیک روش‌هایی برای از بین بردن اثرات عوامل مختلف (خطاهای نظام‌دار یا دریفتهای فیزیکی) و یا تصحیح آنها وجود دارد.

چنانچه مشاهده می‌شود و پیشتر نیز در فصل اول بیان شد، در عمل، مقدار قرائت شده در هر برداشت ژئوفیزیکی مجموعی از مولفه‌های متفاوت است. این مولفه‌ها چه به لحاظ مقدار و شدت و چه از نظر ساختار و نظم فضایی با هم متفاوتند. فیلترهایی که معمولاً در ژئوفیزیک بکاربرده می‌شوند براساس مدل‌های ریاضی بنا شده‌اند با این حال در عمل تنظیم پارامترهای آنها به صورت تجربی یعنی با سعی و خطا و بر اساس قضاوت

کارشناس صورت می‌گیرد. از جمله این فیلترها می‌توان به فیلترهای گسترش رو به پایین، گسترش رو به بالا، بالا گذر، پایین گذر، روند سطحی و ... اشاره نمود. نقطه ضعف فیلترهای ژئوفیزیکی این است که ساختار فضایی داده‌ها را نادیده می‌گیرند ولی از دیدگاه زمین‌آمار و FKA، هر نمونه‌ای با نمونه‌های اطراف خودش تا یک فاصله‌ای ارتباط فضایی نشان می‌دهد و هر متغیر ناحیه‌ای دارای دو بخش تصادفی و بخش جزمی است که به بخش تصادفی آن ساختار فضایی گفته می‌شود که این ساختار بسته به فاصله تغییر می‌کند و مستقل از مختصات می‌باشد. لذا برای تفسیر بهتر داده‌ها FKA بکار برده می‌شود که نتایج آن در ادامه بررسی خواهد شد.

۳-۲ مطالعه موردی

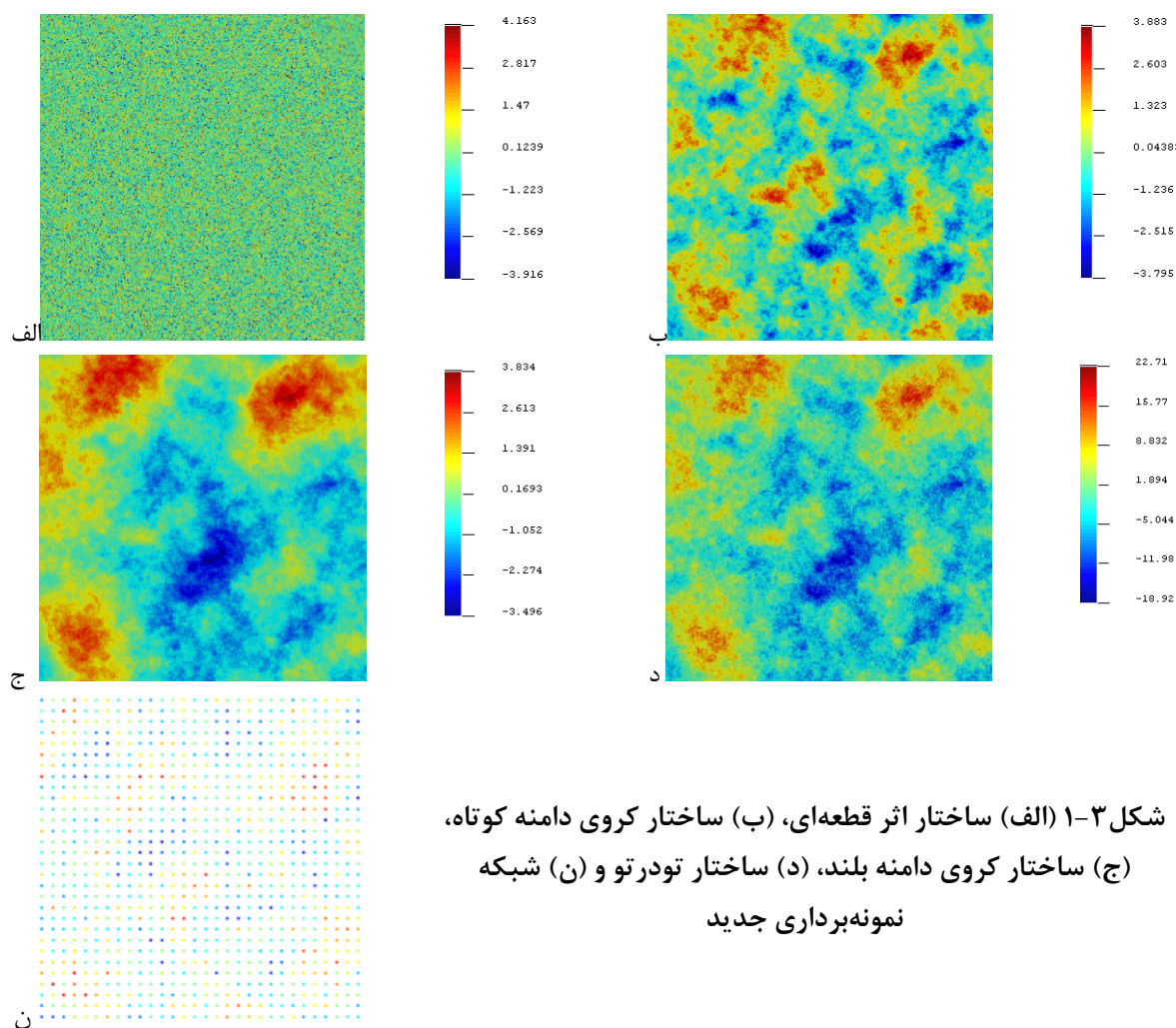
۳-۲-۱ شبیه‌سازی مولفه‌ها و هیستوگرام‌ها

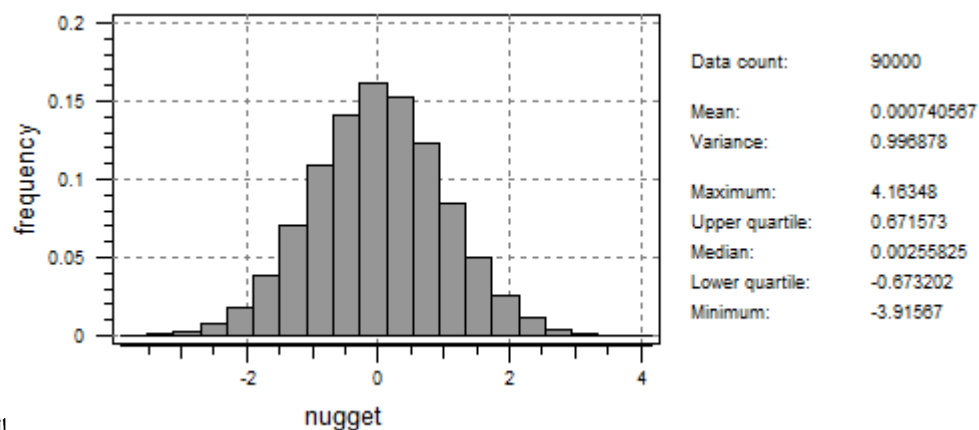
برای بررسی کارایی FKA می‌توان یک ساختار تودرتو، ترکیبی از سه ساختار را در نظر گرفت. برای این منظور از سه مدل اثر قطعه‌ای، کروی دامنه کوچک و کروی دامنه بلند استفاده شده است. هر کدام از این ساختارها به صورت مجزا و مستقل از هم در نرم‌افزار SGEMS® شبیه‌سازی شده‌اند. شبیه‌سازی در یک شبکه ۳۰۰*۳۰۰ متر انجام می‌شود و ابعاد هر سلول ۱*۱ می‌باشد. در شبیه‌سازی مربوطه دامنه ساختار کروی اول ۳۰ و دامنه ساختار کروی دوم ۱۰۰ متر در نظر گرفته شده است. سپس می‌توان داده‌های هر کدام از این ساختارها را استخراج نمود و یک ترکیب خطی از آنها برای بازتولید ساختار اصلی شکل داد. ترکیب خطی رابطه ۳-۱ در نظر گرفته شده است:

$$\gamma(h) = \text{nugget} + 2Sph(30) + 3Sph(100) \quad ۳-۱$$

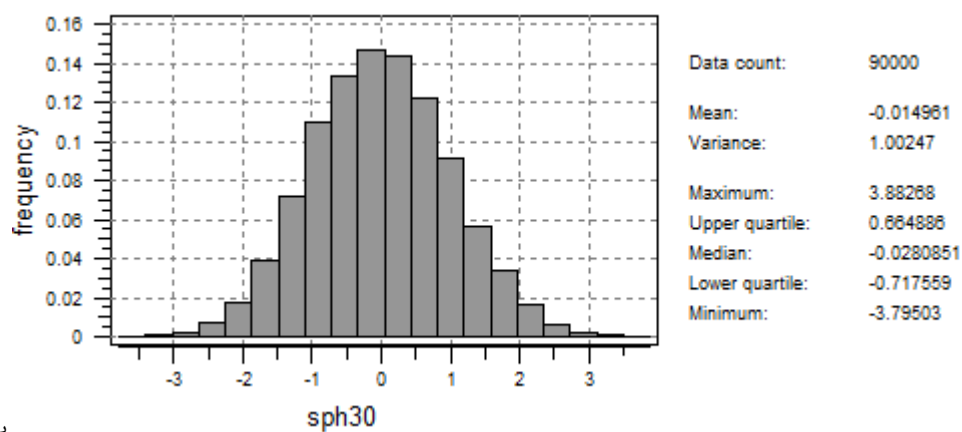
ساختارهای شبیه‌سازی شده در شکل ۳-۱ نشان داده شده است: هر یک از این ساختارها بیان‌کننده یک سری اطلاعات می‌باشند. ساختار اثر قطعه‌ای به عنوان ساختاری با دامنه خیلی کوتاه مطرح است که می‌تواند حاوی

نویز باشد، ساختار دامنه کوچک را می‌توان معرف تغییرات محلی مرتبط با کانی‌سازی و ساختار بزرگتر را بعنوان مولفه ناحیه‌ای فرض نمود. هدف تشخیص این مولفه‌ها بویژه مولفه محلی است که می‌توان با اعمال FKA بر روی ساختار نهایی، هر کدام از این مولفه‌ها را فیلتر نمود و به این مهم دست یافت. برای این منظور می‌توان از داده‌های مدل مصنوعی نهایی، شکل ۳-۱ د، مجدداً نمونه‌گیری و واریوگرام آنها را محاسبه نمود. ابعاد نمونه‌گیری جدید به فاصله ده‌متری انتخاب شده است (شکل ۳-۱، ن). در شکل ۳-۲ نیز هیستوگرام هر یک از ساختارهای شبیه‌سازی شده آورده شده است که در ادامه برای تفسیر و مقایسه مولفه‌های فیلترشده و مولفه‌های اصلی به آن نیاز می‌باشد.

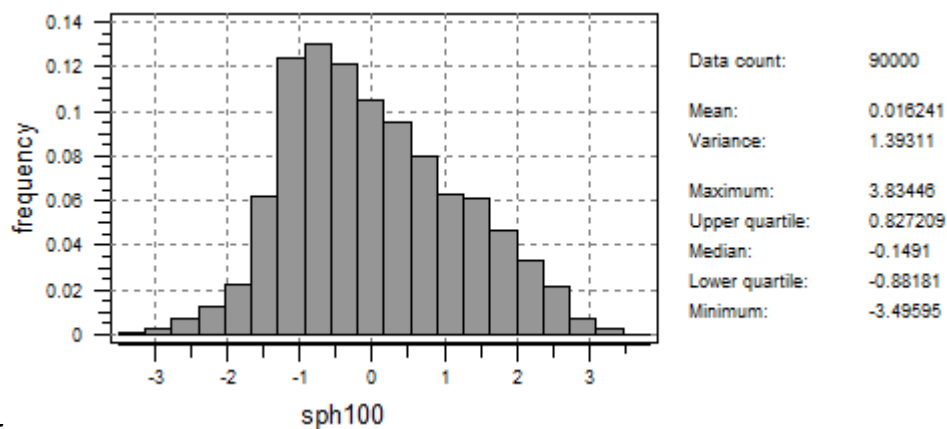




الف



ب



ج

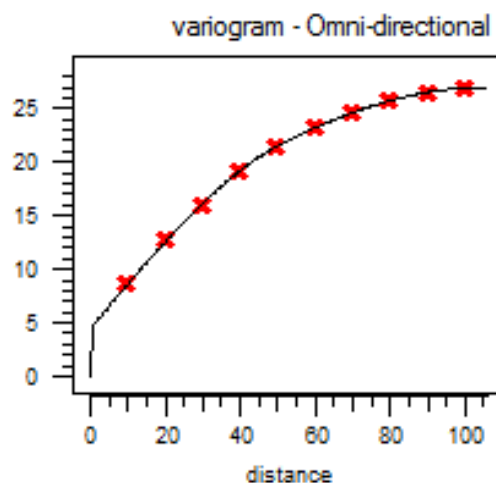
شکل ۲-۳ هیستوگرام مولفه‌های شبیه‌سازی شده، (الف) مولفه اثر قطعه‌ای، (ب) مولفه کروی دامنه کوچک و (ج) مولفه کروی دامنه بزرگ

۲-۲-۳ واریوگرافی داده‌ها

داده‌ها بر روی شبکه‌ای منظم نمونه‌گیری شده‌اند و از این به بعد، از بخش نمونه‌گیری شده بعنوان داده‌های موجود (برداشت شده) استفاده شده و کل جامعه تنها به عنوان مرجع برای مقایسه بکار گرفته شده است. بعد از نمونه‌گیری و ایجاد شبکه جدید، مطالعات واریوگرافی بر روی داده‌های نمونه‌برداری شده انجام شده است. سپس بایستی مدل واریوگرام تخمین زده شود، یعنی پارامترهای هر ساختار از قبیل سقف هر ساختار، دامنه ساختارها و شعاع جستجو تعیین شوند و سپس مدل در سیستم معادلات FKA وارد شود. چون هدف بصورت همسانگرد در نظر گرفته شده است، لذا نیازی به محاسبه واریوگرام جهتی نیست و یک واریوگرام همه‌سویه (تمام جهتی) بکار برده شده است. به واریوگرام تجربی محاسبه شده واریوگرامی تئوری (مدل) با سه ساختار اثر قطعه‌ای، کروی دامنه کوتاه (۵۵ متر) و کروی دامنه بلند (۱۱۵ متر) برازش داده و نتایج در شکل ۳-۳ آورده شده است. معادله واریوگرام برازش شده به داده‌ها به صورت رابطه ۲-۳ می‌باشد. لازم به تذکر است که برای اعمال FKA هیچگونه اطلاعی به طور مستقیم از داده‌های مولفه‌های شبیه‌سازی شده وجود ندارد و نتایج فقط بر اساس مقادیر برداشت شده و مدل واریوگرام به دست آمده است.

$$\gamma(h) = 4.5nugget + 6.5Sph(55) + 16Sph(115)$$

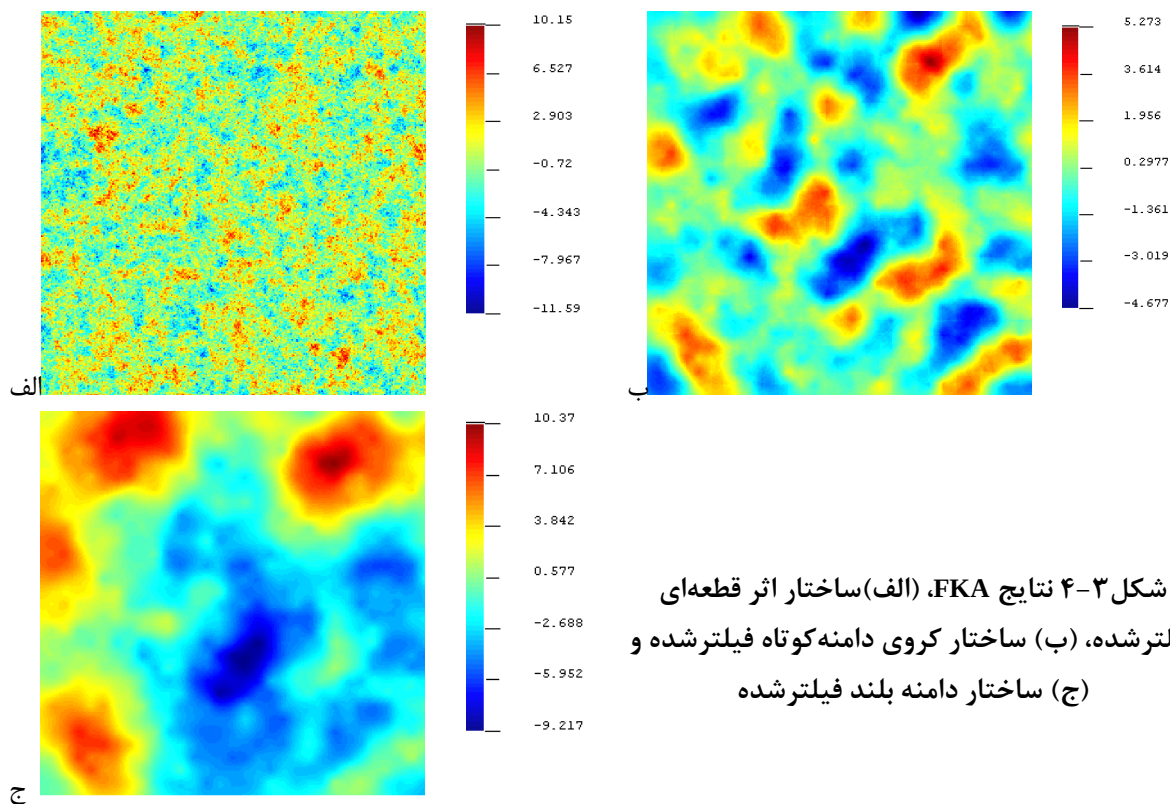
۲-۳



شکل ۳-۳ واریوگرافی همه‌سویه داده‌های جدید (واریوگرام تجربی (نقاط)، واریوگرام تئوری (خط))

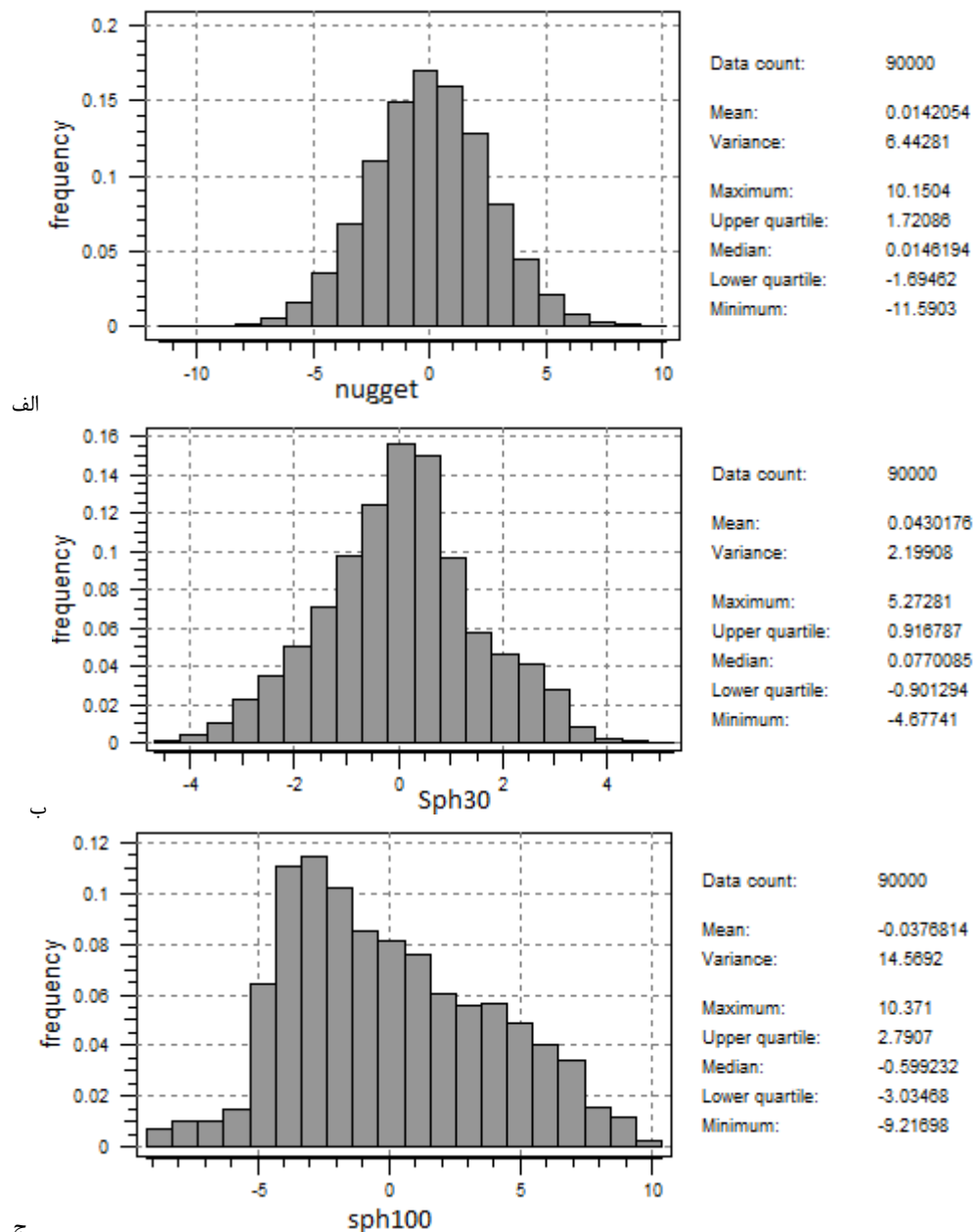
۳-۲-۳ نتایج FKA

پس از اعمال FKA بر روی واریوگرام محاسبه شده نتایج مناسبی به دست آمده است. هر کدام از ساختارها بصورت مجزا و یکی یکی فیلتر می‌شوند. یعنی ابتدا ساختار بزرگ مقیاس فیلتر شده، سپس مقادیر این ساختار از مقادیر اصلی داده‌ها کم می‌شود و ساختار کروی دوم فیلتر می‌شود و به همین ترتیب ساختار اثر قطعه‌ای تفکیک شده است. ساختارهای کروی به خوبی بازیابی شده‌اند و تطابق بسیار خوبی با مولفه‌های شبیه‌سازی شده نشان می‌دهند. نتایج آنالیز در شکل ۳-۴ آورده شده است. در شکل ۳-۴ الف، ساختار اثر قطعه‌ای فیلتر شده آورده شده است. به همین ترتیب، ب و ج معرف ساختارهای کروی دامنه کوچک و دامنه بزرگ می‌باشند. علت اختلاف اثر قطعه‌ای با مولفه اصلی شبیه‌سازی شده دلایلی متعددی دارد که فاصله زیاد نمونه‌ها از همدیگر می‌تواند دلیل عمده این عدم انطباق باشد.



۳-۲-۴ مقایسه هیستوگرام مولفه‌های واقعی و فیلتر شده

برای بررسی میزان تطابق مولفه‌ها هیستوگرام ساختارهای فیلتر شده در شکل ۳-۵ آورده شده است. در این بخش هدف، بررسی اینکه آیا ساختارهای فیلتر شده می‌توانند نمود واقعی از ساختارهای شبیه‌سازی شده باشند یا خیر می‌باشد که از آزمون مربعات کای استفاده شده است.



شکل ۳-۵ هیستوگرام، (الف) اثر قطعه‌ای، (ب) کروی دامنه کوچک و (ج) کروی دامنه بزرگ

۳-۲-۴-۱ کاربرد آزمون نیکویی برازش مربعات کای^۱ برای بررسی هیستوگرام‌ها

این آزمون شامل مقایسه فراوانی داده‌های اندازه‌گیری شده (مولفه‌های فیلتر شده) با فراوانی مورد انتظار (مولفه‌های شبیه‌سازی شده) می‌باشد (Sawan, Sndilands et al., 1995). هدف، انجام آزمون نیکویی برازش مربعات کای است. ایده اصلی آزمون این است که داده‌ها بر اساس یک رنج خاصی درون چندین گروه تفکیک می‌شوند، سپس تعداد نقاطی که در هر فاصله می‌افتند با تعداد نقاط مورد انتظار مقایسه می‌شوند. با فرض اینکه داده‌های اصلی از یک توزیع خاصی پیروی می‌کنند، با استفاده از این آزمون می‌توان تعیین نمود که داده‌های مشاهده شده نیز از همین توزیع خاص تبعیت می‌کنند یا خیر؟ فرض صفر می‌تواند بصورت رابطه زیر تعریف شود (Porter, 2008):

H_0	توزیع داده‌های مورد مطالعه از تابع توزیع مشخص شده تبعیت می‌کند
H_a	توزیع داده‌های مورد مطالعه از تابع توزیع مشخص شده تبعیت نمی‌کند

برای انجام آزمون داده‌ها درون k کلاس دسته‌بندی می‌شوند و تست آماری بصورت رابطه ۳-۳ تعریف می‌شود:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k (O_i - E_i)^2 / E_i \quad 3-3$$

در این رابطه O_i فراوانی مشاهده شده و E_i فراوانی مورد انتظار برای کلاس i ام است. فراوانی مورد انتظار از رابطه ۴-۳ بدست می‌آید:

$$E_i = F(Y_u) - F(Y_l) \quad 4-3$$

در این رابطه F تابع توزیع تجمعی برای توزیع تست شده، Y_u حد بالایی و Y_l حد پایینی کلاس i می‌باشد. این آزمون به تعداد کلاس‌ها حساس است. انتخاب بهینه‌ای برای تعداد کلاس‌ها وجود ندارد و در این مطالعه تعداد کلاس ۲۰ عدد انتخاب شده است. برای هر کدام از ساختارها بایستی یک χ^2 محاسبه شود و با χ^2 مشاهده شده از جدول توزیع مربعات کای مقایسه می‌شود.

¹ K-Squares Good-fitness

$$\chi^2 > \chi^2_{(1-\alpha, k-c)}$$

$\chi^2_{(1-\alpha, k-c)}$ توزیع مربعات کای با $k-c$ درجه آزادی که k تعداد کلاس‌ها و c تعداد پارامترها (شامل پارامترهای مقیاس و موقعیت و پارامترهای شکل) بعلاوه α می‌باشد و سطح معنی‌داری می‌باشد. چنانچه رابطه ۵-۳ برقرار باشد، نتیجه می‌گیریم که فرض H_0 رد می‌شود و بنابراین دو سری داده مقایسه شده دارای توزیع یکسان نبوده و یکسان گرفتن آنها مقوله‌ای اشتباه می‌باشد. این آزمون برای هر سه ساختار فیلتر شده انجام می‌شود. مقادیر محاسبه شده و مشاهده شده در جدول ۱-۳ گردآوری شده است.

جدول ۱-۳ آزمون مربعات کای برای ساختارهای فضایی فیلتر شده

مربعات کای/ساختار	$\chi^2_{(1-\alpha, k-c)}, \alpha = 95\%$	χ^2
اثر قطعه‌ای	۸/۹۱	۰/۱۵۲
دامنه کوچک	۸/۹۱	۰/۵۲۸
دامنه بزرگ	۸/۹۱	۰/۲۶۸

همانطور که مشاهده می‌شود در هر سه ساختار مقدار مربعات کای محاسبه شده کمتر از کای مشاهده شده می‌باشد، لذا بر این اساس فرضیه H_0 درست می‌باشد و تمامی ساختارهای فیلتر شده توزیعی معادل توزیع ساختارهای شبیه‌سازی شده دارند.

۳-۲-۴-۲ مولفه اثر قطعه‌ای

هیستوگرام هر دو مولفه تقریباً توزیع نرمال را نشان می‌دهد بگونه‌ای که میانگین‌ها تقریباً برابر و واریانس‌ها با کمی اختلاف دیده می‌شود. حال با مقایسه نقشه آنها تفاوت‌هایی دیده می‌شود که علت اصلی آن فاصله زیاد نمونه‌های برداشتی در آنالیز واریوگرام FKA می‌باشد ولی با این وجود بنا به آزمون مربعات کای تفاوت معنی‌داری در دو مولفه اثر قطعه‌ای شبیه‌سازی شده و فیلتر شده مشاهده نمی‌شود.

۳-۲-۴ مولفه با دامنه کوچک

در مقایسه مقادیر و نقشه دو مولفه کوچک مقیاس بایستی عنوان نمود که تقریباً دو نقشه از لحاظ کمی بر همدیگر منطبق بوده و در واقع نتایج FKA این مولفه می‌تواند نمودی واقعی از مولفه‌های شبیه‌سازی شده باشد. همانطور که از هیستوگرام دو مولفه نیز می‌توان مشاهده نمود توزیع دو مولفه تقریباً یکسان می‌باشد. کمالینکه این موضوع در آزمون مربعات کا نیز دیده می‌شود. تفاوت بین میانگین‌ها محسوس نبوده ولی بین واریانس‌ها اختلافی دیده می‌شود که علت آن می‌تواند سهم واریانس مولفه دامنه کوچک (سقف مولفه) از ساختار تودرتو باشد چرا که در ساختار تودرتو این مولفه با ضریب ۲ اعمال شده است.

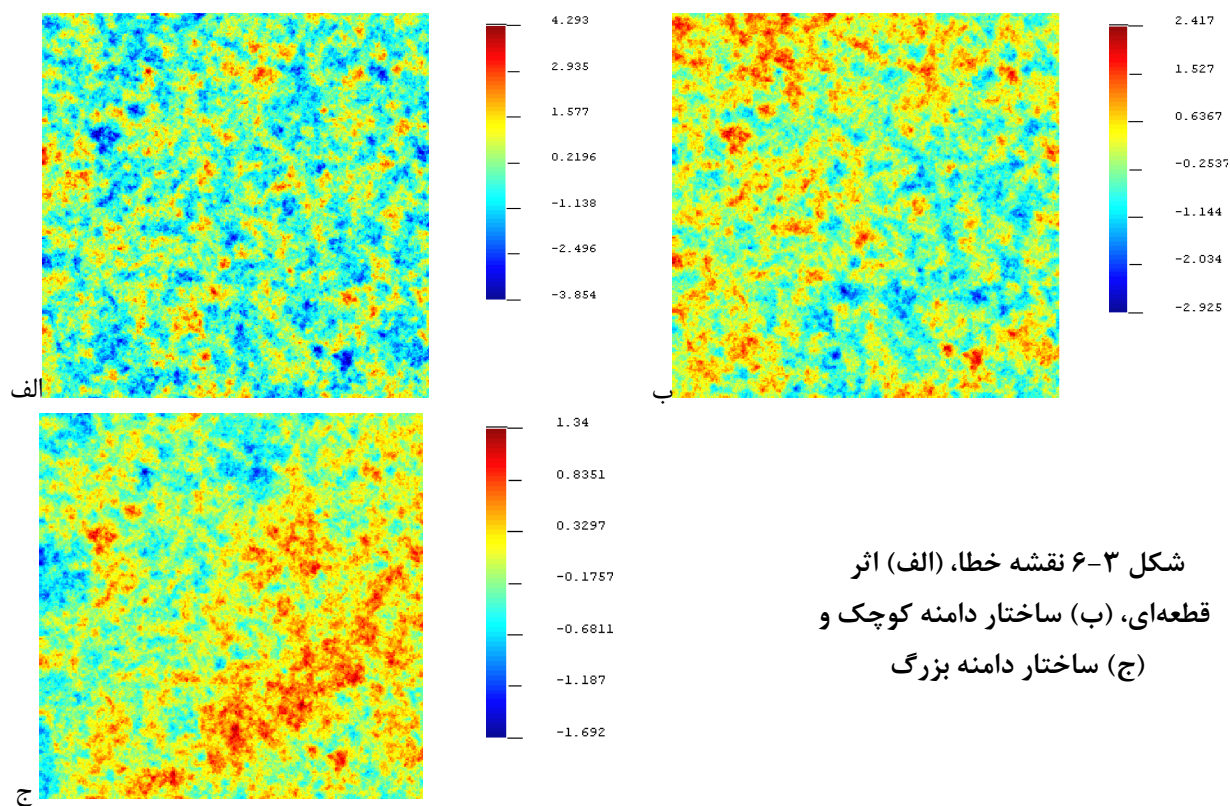
۳-۲-۴ مولفه با دامنه بزرگ

در مقایسه دو مولفه بزرگ مقیاس شبیه‌سازی شده و مولفه بزرگ مقیاس فیلتر شده بایستی گفت که نمودار توزیع آنها یکسان بوده با این تفاوت که واریانس مولفه فیلتر شده بیشتر از مولفه واقعی است که این می‌تواند بعلت سهم این ساختار در ساختار تودرتو باشد. همانطور که از روی نقشه دو مولفه نیز می‌توان مشاهده نمود تقریباً تمامی نقاط حداکثر و حداقل بر همدیگر منطبق بوده و بنا به آزمون مربعات کا نیز مشاهده شد که تفاوت معنی‌داری بین این دو ساختار دیده نمی‌شود. تفاوت مقیاس بین مولفه‌ها به دلیل سهم نسبی آنها در ساختار تودرتو می‌باشد. در واقع مولفه دامنه بزرگ ۳ برابر مولفه دامنه بزرگ شبیه‌سازی شده و مولفه دامنه کوچک ۲ برابر مولفه دامنه کوچک شبیه‌سازی شده می‌باشد. در مقیاس ساختار اثر قطعه‌ای فیلتر شده نیز بعلت خطای موجود با ساختار شبیه‌سازی شده تفاوت دیده می‌شود که در ادامه به آن اشاره می‌شود.

بطور کلی با نتایج آزمون و بررسی‌های انجام شده در بالا مشاهده شد که مولفه‌های فیلتر شده و مولفه‌های واقعی (شبیه‌سازی شده) توزیعی یکسان دارند و نتایج FKA نتایجی به واقع معقول می‌باشند.

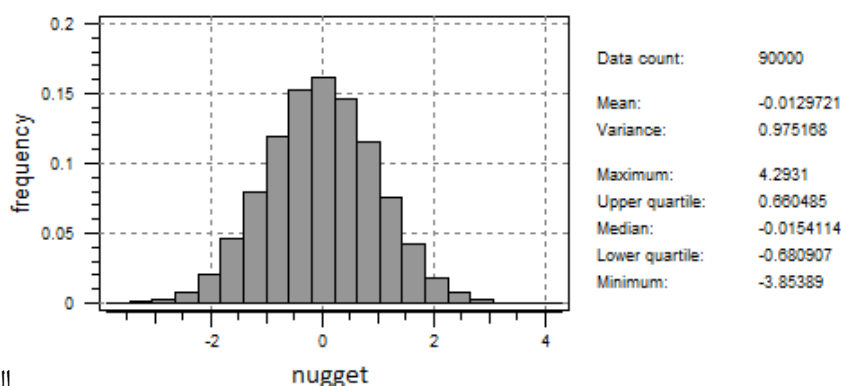
۳-۲-۴-۵ نقشه‌ها و هیستوگرام‌های خطا

در ادامه برای مشاهده توزیع خطای بین ساختار واقعی شبیه‌سازی شده و ساختار فیلتر شده، نقشه خطای هر ساختار و هیستوگرام مربوط به آن در شکل ۳-۶ و ۳-۷ محاسبه و رسم شده است.

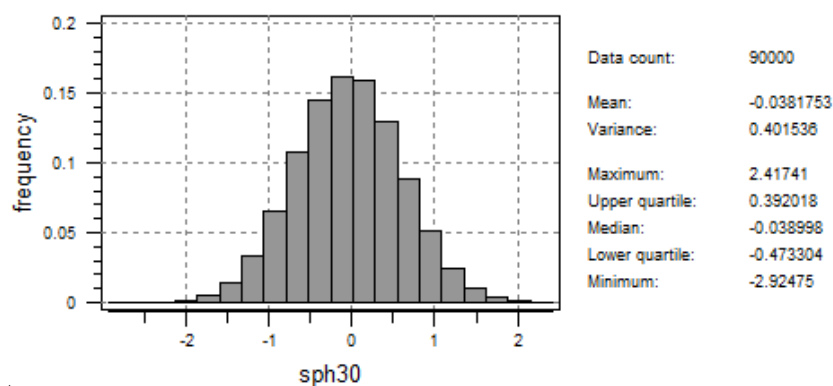


شکل ۳-۶ الف، نقشه توزیع خطا در مولفه اثر قطعه‌ای را نشان می‌دهد. خطای بدست آمده احتمالاً بیشتر از میزان حد انتظار بوده که دلیل آن محاسبه این مولفه پس از کسر مقادیر کروی دامنه کوچک و دامنه بزرگ از مقادیر کلی می‌باشد، چرا که همانطور که در بخش آنالیز حساسیت مشاهده خواهد شد، فاصله زیاد نمونه‌ها نمی‌تواند برخی از ریزساختارها را مشخص نماید و ممکن است درصدی از مقادیر هر کدام از این مولفه‌ها در مقدار باقیمانده که به عنوان مولفه اثر قطعه‌ای شناخته می‌شود باقی بماند. با این حال همانطور که از هیستوگرام خطای اثر قطعه‌ای در شکل ۳-۷ الف، می‌توان مشاهده نمود، میانگین خطا و واریانس خطا در حد صفر می‌باشد که نشان از تطبیق خوب داده‌های اصلی و داده‌های فیلتر شده است.

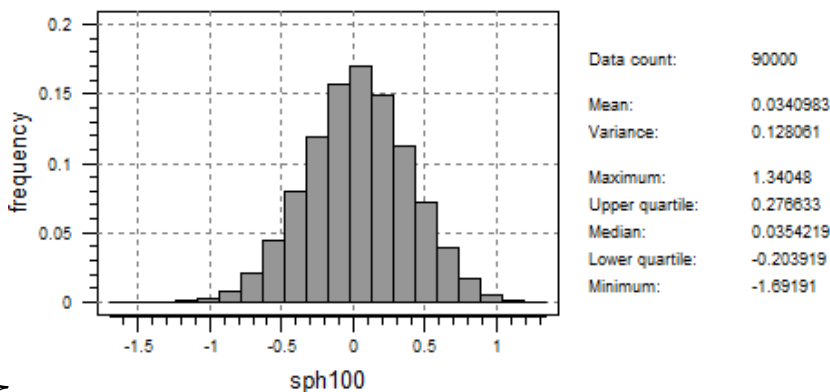
شکل ۳-۶، نقشه توزیع خطا در مولفه کروی دامنه کوچک را نشان می‌دهد. توزیع خطا منطقی به نظر می‌آید بگونه‌ای که از روی هیستوگرام که در شکل ۳-۷ ب آورده شده است، نیز می‌توان مشاهده نمود که داده‌ها از توزیعی نرمال با میانگین و واریانس تقریباً صفر تبعیت می‌کنند. شکل ۳-۶ (ج) و شکل ۳-۷ (ج) نیز به ترتیب نقشه توزیع خطا و هیستوگرام خطای مولفه کروی دامنه بزرگ با دامنه ۱۰۰ متر را نشان می‌دهد که میزان خطا در بین ۱- تا ۱ نوسان دارد و کمترین خطا بین سه مولفه را نشان می‌دهد.



الف



ج



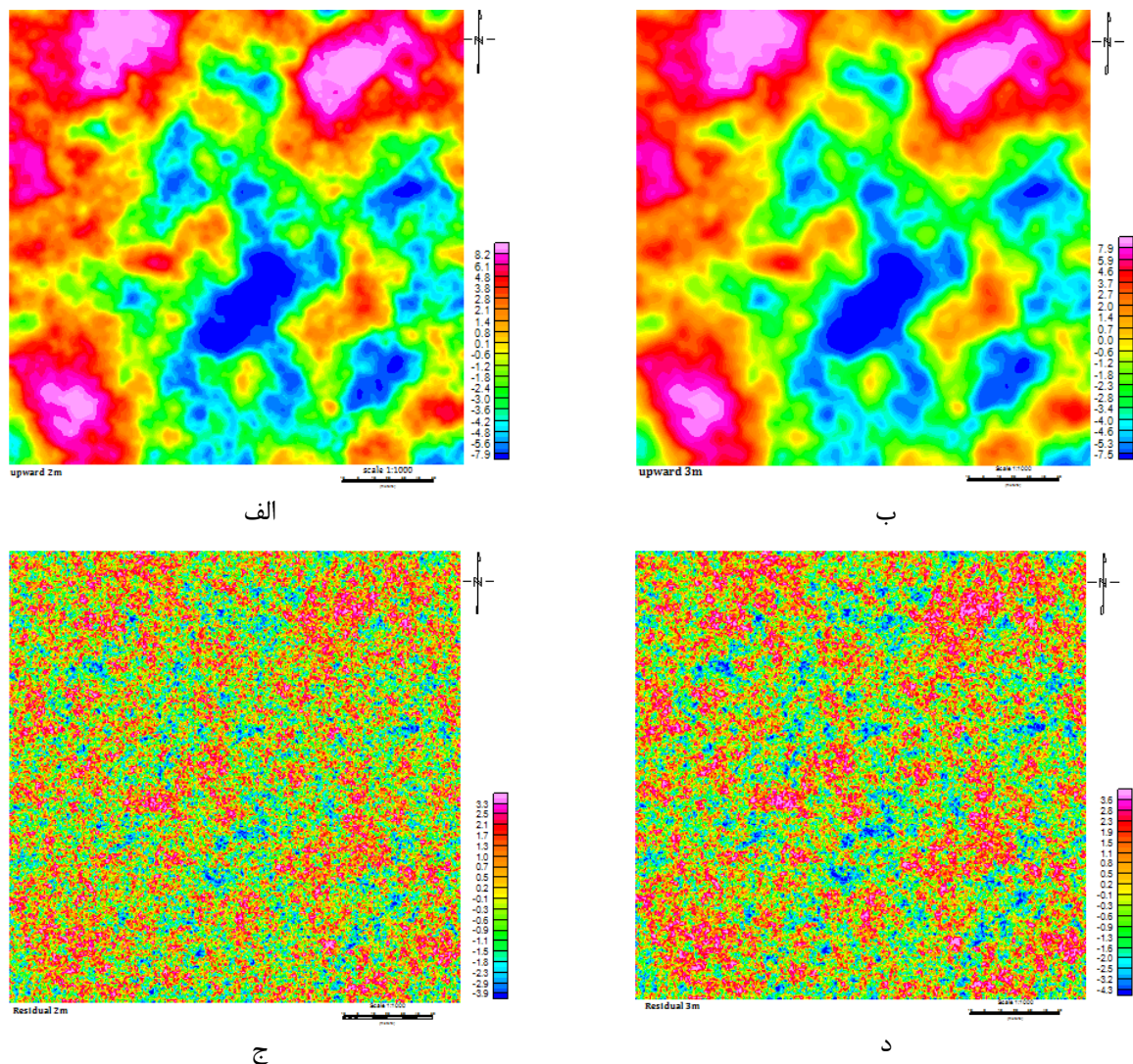
ج

شکل ۳-۷ هیستوگرام خطا، (الف) اثر قطعه‌ای، (ب) ساختار دامنه کوچک و (ج) ساختار دامنه بزرگ

با توجه به نتایج بالا می‌توان اذعان نمود که نتایج FKA همبستگی خوبی با مولفه‌های شبیه‌سازی شده نشان می‌دهد و این روش توانسته است عملیات فیلترینگ را بخوبی انجام دهد. البته برای کاهش میزان خطا می‌توان راهکارهایی همچون کاهش فاصله نمونه‌ها و فیلتر مجزای ساختارها از مقدار اصلی را نیز پیشنهاد نمود.

۳-۲-۵ استفاده از فیلترهای ژئوفیزیکی برای تفسیر داده‌ها

در این بخش هدف اعمال فیلترهای ژئوفیزیکی برای تفسیر ساختار تودرتوی شبیه‌سازی شده می‌باشد. ساختار تودرتو بعنوان نقشه آنومالی مدنظر می‌باشد. جهت تشخیص آنومالی‌های عمیق، از روش فیلتر ادامه گسترش رو به بالا (ادامه فراسو) استفاده شده که نتایج آنها در ادامه به طور خلاصه توضیح داده شده است. شکل‌های ۳-۸ الف و ب نقشه‌های فیلتر ادامه گسترش رو به بالا برای ارتفاع‌های ۱ و ۲ متر (چون فاصله نمونه‌ها ۱ متر می‌باشد) را نشان می‌دهند. همان‌طور که دیده می‌شود هر دو نقشه روند جنوب شرقی - شمال غربی را نشان می‌دهد، بطوریکه در جنوب شرق منطقه بیشترین مقدار آنومالی را می‌توان مشاهده نمود. برای تعیین آنومالی‌های کم‌عمق و یا در واقع آنومالی محلی از روش‌های پردازش یا فیلترهای مشتقات قائم، روند سطحی، گریفین و ادامه گسترش رو به پایین (ادامه فروسو) استفاده می‌شود و در اینجا به رعایت اختصار فقط نتایج نقشه‌های باقیمانده استفاده شده است و نتایج در شکل‌های ۳-۸ ج و د آورده شده است. همان‌طور که از مقایسه شکل‌های ۳-۸ الف و ب دیده می‌شود با افزایش ارتفاع آنومالی‌های ناحیه‌ای هموارتر می‌گردند. شکل‌های ۳-۸ ج و د تعدد آنومالی‌های کوچک نزدیک به سطح زمین را نشان می‌دهند که با افزایش ارتفاع آنومالی‌ها نامنظم‌تر و تعداد آنها بیشتر می‌شود.



شکل ۳-۸ (الف) فیلتر گسترش رو به بالا با ارتفاع ۱ متر، (ب) گسترش رو به بالا با ارتفاع ۲ متر، (ج) نقشه باقیمانده با ارتفاع ۱ متر و (د) نقشه باقیمانده با ارتفاع ۲ متر

۳-۲-۶ مقایسه نتایج FKA و فیلترهای ژئوفیزیکی

ساختار فضایی کوچک مقیاس فیلتر شده در شکل ۳-۴ ب، معرف آنومالی محلی نشان داده شده در شکل ۳-۸ ج و د می باشد. در این ساختار آنومالی ها تشدید شده و تقریباً تمامی موقعیت های آنومالی در هر دو سری نقشه ها دیده می شود با این تفاوت که نتایج FKA هم خوانی بهتری با توجه به تعداد آنومالی ها و موقعیت

آنومالی‌ها با مولفه شبیه‌سازی شده نشان می‌دهد، درحالی‌که در نتایج فیلترها می‌توان گسستگی و پراکندگی بیشتری را مشاهده نمود. ساختار بزرگ مقیاس نیز تغییرات ناحیه‌ای داده‌ها را نشان می‌دهد و هم‌ارز با فیلترهای گسترش رو به بالا می‌باشد، با این تفاوت که در فیلتر گسترش رو به بالا گسستگی بیشتری مشاهده می‌شود ولی در کل روندی یکسان دیده می‌شود. همانطور که مشاهده می‌شود با کاهش ارتفاع در فیلتر گسترش رو به بالا تفاوت بیشتری بین نتایج دو روش ایجاد می‌شود. چنانچه شکل ۳-۸ الف و ب نیز نشان می‌دهند، نقشه با ارتفاع ۲ متر به ساختار بزرگ مقیاس FKA شباهت بیشتری نسبت به نقشه با ارتفاع ۱ متر نشان می‌دهد. چون مولفه‌ها بر اساس واقعیات نیستند لذا در مقایسه دقیق دو روش در این مرحله به همین میزان اکتفا نموده و در فصول بعدی بیشتر به آن پرداخته می‌شود. در ادامه در بررسی پارامترهای اصلی در تخمین FKA به آنالیز حساسیت این روش پرداخته می‌شود.

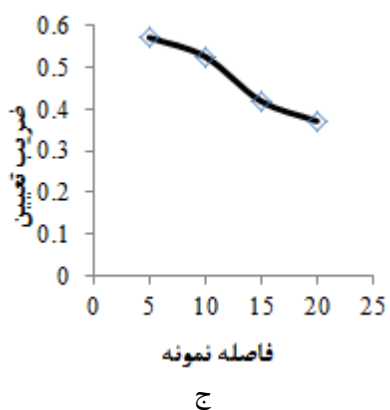
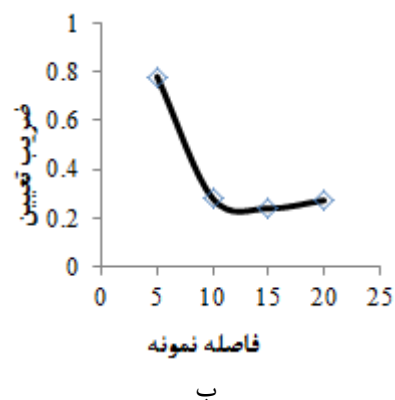
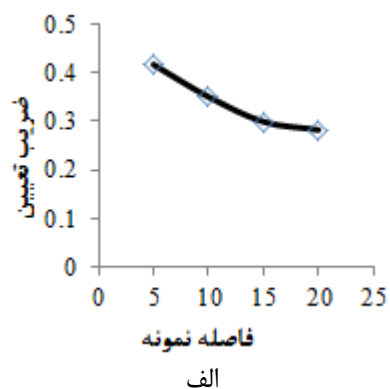
۳-۳ آنالیز حساسیت

نتایج بالا بخوبی کارایی FKA در فیلتر ساختارهای فضایی را نشان می‌دهد. در ادامه حساسیت نتایج FKA نسبت به برخی پارامترها را بررسی می‌شود. همانطور که در یک تخمین زمین آماری پارامترهای متعددی می‌تواند تاثیرگذار باشد که هر کدام به نوبه خود در کیفیت نتایج تخمین نقش بسزایی دارد، این مسئله در مورد فیلترینگ زمین آماری نیز صادق است. تعداد نقاط نمونه برداری یکی از مهمترین این پارامترهاست. در واقع آرایش شبکه نمونه برداری و تعداد نقاط شرکت کننده در تخمین از ارکان اصلی تخمین می‌باشد. لذا در این مطالعه هدف آن است که حساسیت تخمین FKA را بر مبنای ابعاد شبکه و تعداد نقاط تخمینی آزموده و در نهایت معیاری مناسب برای انتخاب شبکه نمونه برداری و حداقل یا حداکثر نقاط لازم پیشنهاد گردد که با توجه به ابعاد ساختارهای فضایی مولفه‌های تشکیل دهنده برای شروع یک FKA از دقت کافی برخوردار باشد. برای این منظور داده‌های مطالعه موردی مطرح شده در مقطع قبل در نظر گرفته شده است.

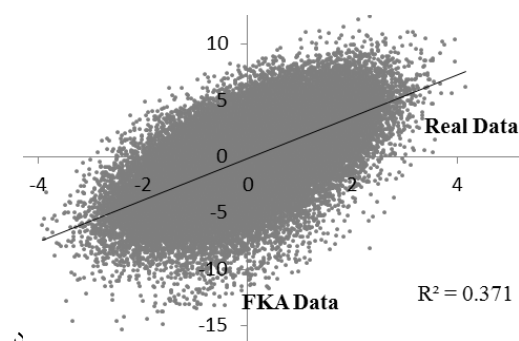
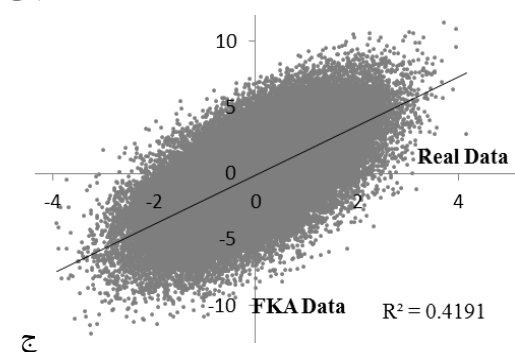
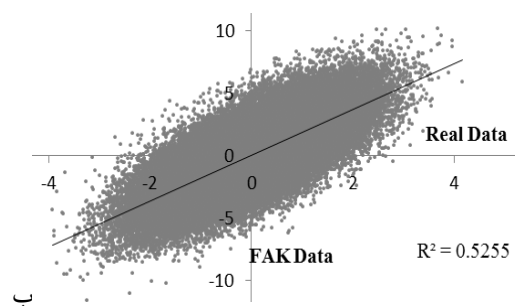
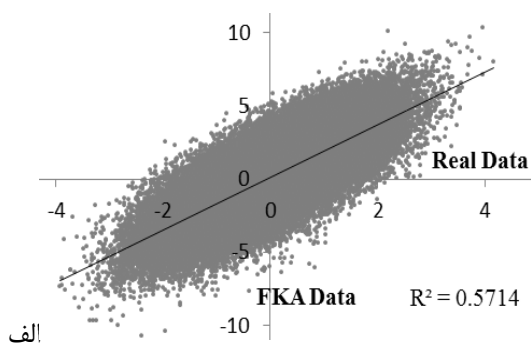
علاوه بر نتایج مرحله قبل، FKA برای داده‌ها در فاصله‌های نمونه برداری متعددی مانند ۵، ۱۵ و ۲۰ متر انجام شده است. سپس بین داده‌های واقعی و داده‌های تخمینی در هر سه مولفه رگرسیون گرفته شده و مشاهده شد که هر چه فاصله نمونه‌ها بیشتر باشد، همبستگی بین دو سری داده کاهش می‌یابد. در تمام مولفه‌ها این مشخصه دیده می‌شود. در شکل ۳-۹ تغییرات ضریب تعیین بین مقادیر واقعی و تخمینی با تغییر فاصله نمونه‌ها دیده می‌شود. بعنوان نمونه، نقشه پراکندگی بین داده‌های واقعی و نتایج FKA برای مولفه اثر قطعه‌ای در فاصله‌های ۵، ۱۰، ۱۵ و ۲۰ متر در شکل ۳-۱۰ و بطور خلاصه در جدول ۳-۲ آورده شده است. نتایج FKA برای فاصله‌های نمونه برداری ۲۰، ۱۵ و ۵ متر بترتیب در شکل‌های ۳-۱۱، ۳-۱۲ و ۳-۱۳ آورده شده است.

جدول ۳-۲ تغییرات ضریب تعیین در ساختار اثر قطعه‌ای با تغییرات فاصله نمونه‌ها

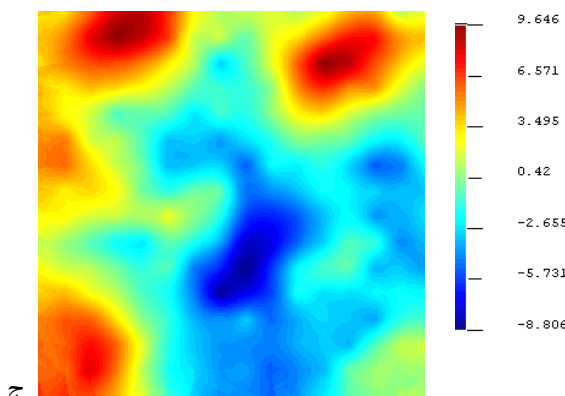
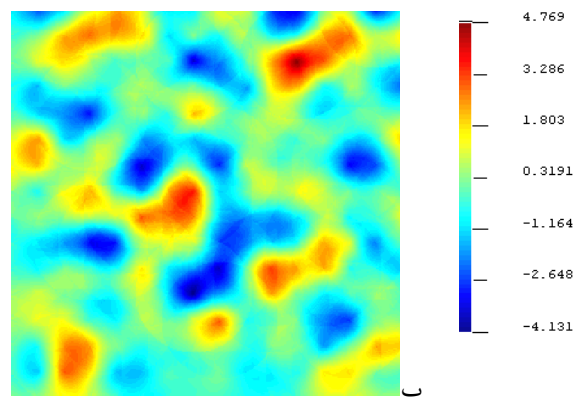
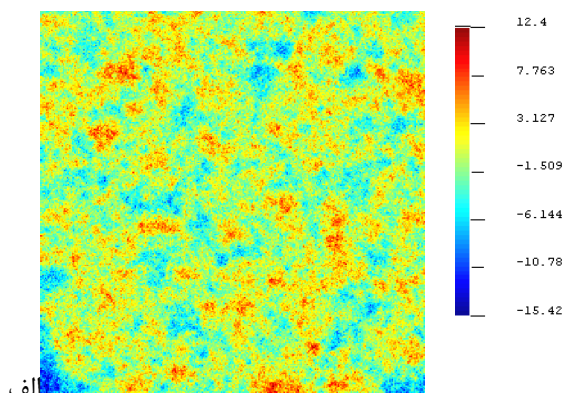
فاصله نمونه ۲۰ متر	فاصله نمونه ۱۵ متر	فاصله نمونه ۱۰ متر	فاصله نمونه ۵ متر	ساختار اثر قطعه‌ای
۰/۳۷	۰/۴۱	۰/۵۲	۰/۵۷	ضریب تعیین بین مولفه‌های واقعی و فیلتر



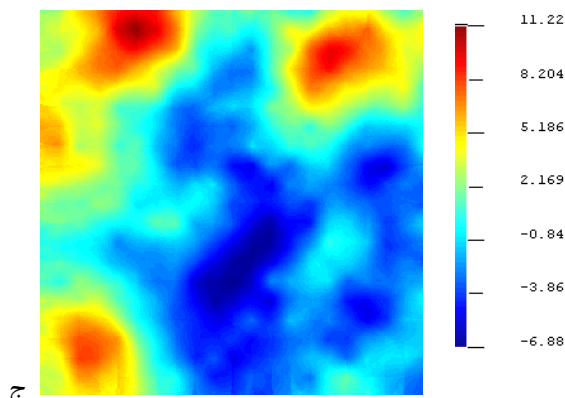
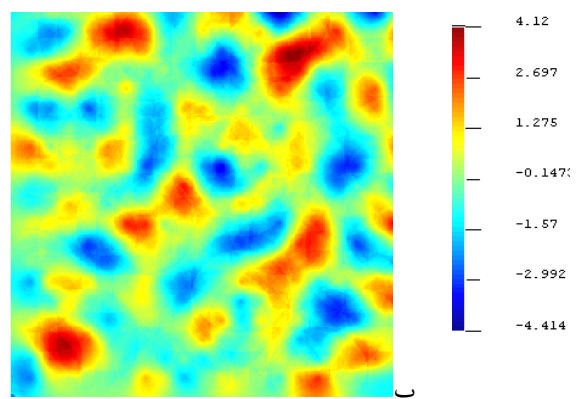
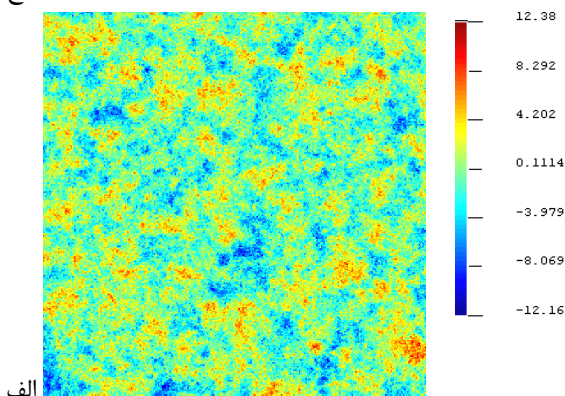
شکل ۳-۹ تغییرات ضریب تعیین بین مقادیر واقعی و مقادیر تخمینی با تغییرات فاصله نمونه برداری، (الف) ساختار اثر قطعه‌ای، (ب) ساختار دامنه کوچک و (ج) ساختار دامنه بزرگ



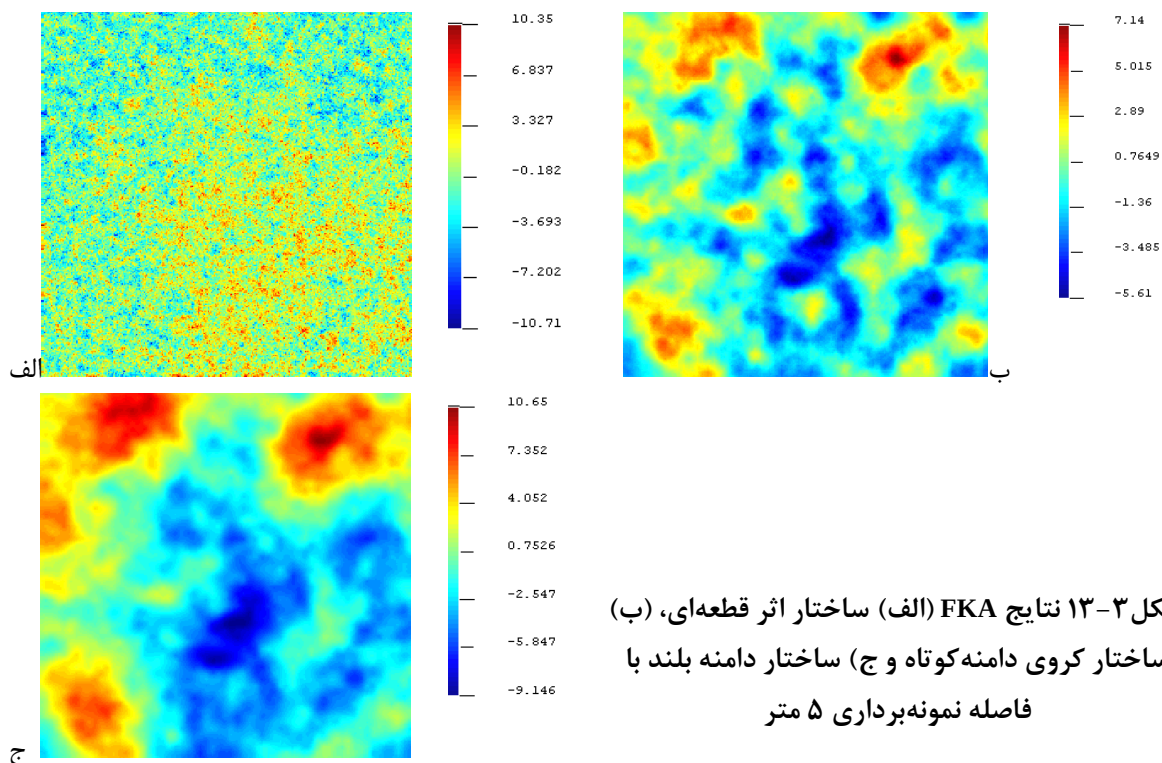
شکل ۳-۱۰ پراکندگی بین داده‌های واقعی و داده‌های تخمینی برای ساختار اثر قطعه‌ای در فاصله نمونه برداری، (الف) ۵ متر، (ب) ۱۰ متر، (ج) ۱۵ متر و (د) ۲۰ متر



شکل ۳-۱۱ نتایج FKA (الف) ساختار اثر قطعه‌ای ،
(ب) ساختار کروی دامنه کوتاه و (ج) ساختار دامنه بلند
با فاصله نمونه برداری ۲۰ متر

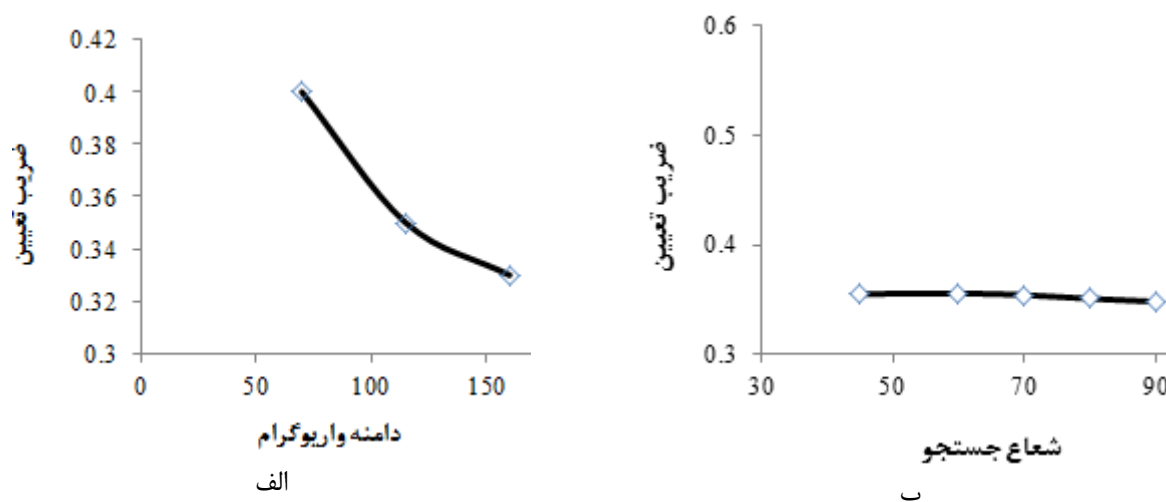


شکل ۳-۱۲ نتایج FKA (الف) ساختار اثر قطعه‌ای، (ب)
ساختار کروی دامنه کوتاه و (ج) ساختار دامنه بلند با
فاصله نمونه برداری ۱۵ متر



علاوه بر فاصله نمونه برداری، آنالیز حساسیت شعاع جستجوی تخمین و دامنه واریوگرام ساختارها نیز انجام شد. تمامی این مطالعات بر روی داده‌های شبکه ده تایی صورت گرفته است. ابتدا آنالیز حساسیت دامنه واریوگرام بررسی می‌شود، بنابراین دامنه واریوگرام هر ساختار را به میزان ۱۰٪ کم و زیاد کرده و نتایج بررسی شد، لذا دامنه ساختار بزرگ مقیاس ۱۰۵ و ۱۲۵ متر و ساختار کوچک مقیاس نیز ۵۰ و ۶۰ متر در نظر گرفته شده است. در کل تغییر زیادی در نتایج مشاهده نشد و نتایج مشابه آنالیزهای اولیه بود و به همین دلیل از ذکر تغییرات بصورت گرافیکی پرهیز شده است. این عمل با ۴۰٪ نیز انجام شد بگونه‌ای که دامنه ساختار بزرگ مقیاس ۷۵ و ۱۶۰ متر و دامنه ساختار کوچک مقیاس ۳۰ و ۸۰ متر در نظر گرفته شد و مشاهده شد که با کاهش دامنه واریوگرام ضریب تعیین بین مقادیر واقعی و فیلتر شده افزایش می‌یابد (شکل ۳-۱۴). لازم به تذکر است که این عملیات بر روی ساختار بزرگ مقیاس انجام شده است. پارامتر بعدی که تغییرات آن بررسی می‌شود، شعاع جستجوی تخمین می‌باشد. تنوع شعاع جستجو به مقادیر ۴۵، ۶۰، ۷۰، ۸۰ و ۹۰ متر برای یک

ساختار خاص در نظر گرفته شده و مشاهده شد که با افزایش شعاع جستجو همبستگی بین داده‌های اصلی و داده‌های تخمینی کاهش می‌یابد ولی تغییرات خیلی محسوس نیست و لازم به تذکر است که انتخاب نامناسب شعاع جستجو اوزان کریجینگ را ناپایدار کرده و نتایج را به شدت تحت تاثیر قرار می‌دهد (شکل ۳-۱۴).



شکل ۳-۱۴ تغییرات ضریب تعیین بین مقادیر واقعی و مقادیر تخمینی با تغییرات (الف) دامنه واریوگرام و (ب) شعاع جستجو

۳-۴ نتیجه‌گیری

با مطالعه مصنوعی انجام شده مشخص شد که FKA در تفکیک ساختارهای فضایی مستقل از هم که نتیجه برهم‌نهی آنها در یک نقشه آنومالی خلاصه می‌شود، بسیار مفید است و قادر است با فیلتر هر کدام از ساختارهای فضایی که بر اساس مدل‌سازی واریوگرام داده‌های نمونه‌برداری شده تشخیص داده می‌شوند فاکتورهای فضایی نقشه آنومالی را بررسی نماید. در بررسی پارامترهای موثر در نتایج FKA مشاهده شد که با افزایش فاصله نمونه‌ها و همچنین افزایش دامنه واریوگرام، همبستگی بین مولفه‌های شبیه‌سازی شده و مولفه‌های تخمینی را کاهش می‌یابد و انتخاب شعاع جستجو در محدوده‌ای مشخص تاثیر مهمی بر نتایج تخمین نمی‌گذارد.

فصل چهارم

نتیج FKA بر روی داده‌های کرانی مربوط به حوضه‌های نفتی جنوب شرق ویتنام

۴-۱ مقدمه

شناسایی مناطق پتانسیل مطلوب و اکتشاف ذخایر هیدروکربوری بوسیله روش‌های ژئوفیزیکی بخصوص گرانی‌سنجی از مراحل آغازین هدف عملیات اکتشافی در هر منطقه است. در صورتیکه بتوان استفاده لازم از قابلیت‌های این روش را برد، در مراحل بعدی می‌توان عملیات اکتشافی به مراتب پیشرفته‌تری نظیر حفاری و لرزه‌نگاری بکاربرد.

در تفسیر داده‌های گرانی برای اکتشاف منابع هیدروکربور، مهم است که بتوان حوضه‌های رسوبی (مناطق احتمالی وجود هیدروکربور) و توده‌های سنگ آذرین را از هم تشخیص داد (Reynolds, 1997). اولین بار بوت^۱ یک مجموعه معیاری برای این منظور ارائه داد. وی عنوان کرد که برای حوضه‌های رسوبی نسبت حداکثر میدان گرانی مشتق قائم دوم به حداقل آن بیشتر از یک است، در حالیکه برای توده‌های آذرین این مقدار کمتر از یک می‌باشد (Bott, 1962). چگالی محیط‌های نفتی و گازی پایین‌تر از محیط‌های اطرافشان می‌باشد. آنومالی‌های گرانی ایجادشده توسط توده آنومال چگال مربوط به ذخایر نفتی می‌توانند توسط ابزارهای آنالیز داده‌های گرانی آشکار شوند. تفسیر آنومالی‌های گرانی محتمل ذخایر نفت و گاز اغلب در زمان‌های اولیه اکتشاف انجام می‌شود. این تفسیرها یک معنی واقع‌بینانه در اکتشاف حوضه‌های نفتی، ساختارهای محلی و نواحی پتانسیل مطلوب نفت و گاز ارائه می‌دهند (McCulloh, 1980; Berezkin, 1973). با جدایش آنومالی‌های مربوط به منابع گرانی محلی و کم‌عمق و آنومالی‌های ناحیه‌ای مربوط به منابع عمیق، می‌توان همبستگی بین زمین‌شناسی و آنومالی‌های گرانی را تعیین نمود. آنومالی گرانی باقیمانده می‌تواند در مطالعات کیفی ساختار طبقه زیرین، سیر تکاملی رسوبگذاری حوضه و ارزیابی منابع آب زیرزمینی در حوضه رسوبی و پتانسیل یابی گاز و نفت مفید باشد (Dobrin and Savit, 1988; Schoefler, 1975). در عمل شاید یک ارزیابی اولیه از جهت‌یابی اصلی و مهاجرت جانبی هیدروکربن‌ها نیز بدست آید. به هر حال نقشه‌های آنومالی می‌توانند

¹ Bott

ابزاری کمکی برای تشخیص حضور احتمالی منابع نفت و گاز و همچنین مسیرهای مهاجرت نفت و گاز باشند (Mbarga, Dicoum et al., 2007). آنومالی ناحیه‌ای نیز می‌تواند شمایی کلی از وجود حوضه‌های رسوبی و کنتاکت‌های آن با سنگ‌های آذرین یا سنگ بستر را تعریف نماید. آنومالی منفی بوگه مربوط به حوضه‌های رسوبی و آنومالی مثبت می‌تواند نمود سنگ بستر یا سنگ‌های ولکانیکی باشد (Reynolds, 1997).

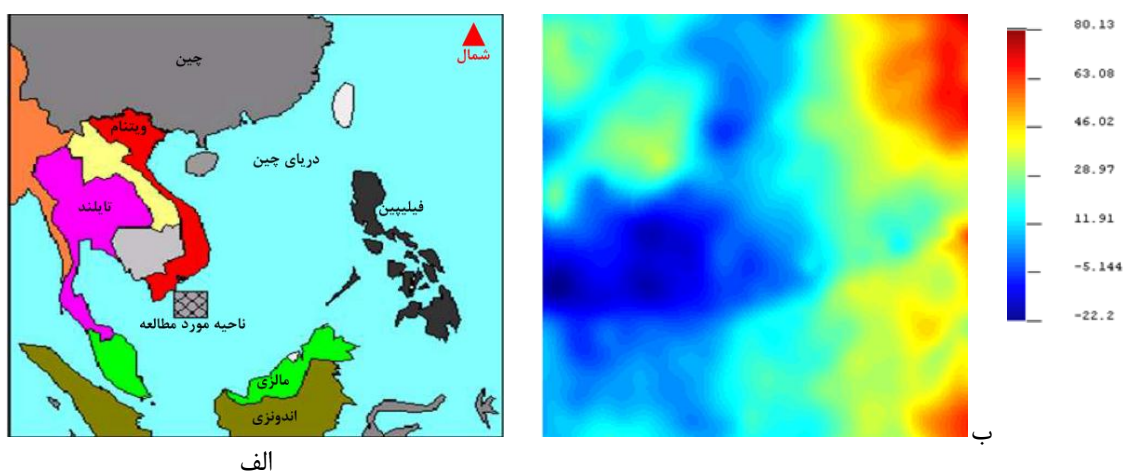
جدایش آنومالی محلی مرتبط با ذخیره نفت و گاز از آنومالی‌های مشاهده شده کلی، مسئله‌ای بسیار سخت است و با روش‌های متعددی از قبیل ادامه تحلیلی، رگرسیون، مدل‌سازی و فیلترینگ و..... انجام می‌شود. از خصوصیات ذکر شده در بالا می‌توان انتظار داشت که تفسیر آنومالی‌های گرانی صریحاً بتواند ساختار حوضه رسوبی، ناحیه پتانسیل مطلوب گاز-نفت، تغییرپذیری‌های چگالی سازندهای متفاوت و همچنین تکتونیک زمین‌شناسی را منعکس سازد (Dung, 2004). در اینجا برای تفسیر داده‌های گرانی حوضه‌های نفتی از روش FKA استفاده شده است و نتایج آن با فیلترهای معمول ژئوفیزیکی مقایسه می‌شود.

۴-۲ حوضه‌های هیدروکربوری جنوب شرق ویتنام

۴-۲-۱ موقعیت منطقه و داده

منطقه مورد مطالعه در جنوب شرق ویتنام واقع شده است. شکل ۴-۱ الف، موقعیت منطقه و شکل ۴-۱ ب، نقشه آنومالی بوگه داده‌ها را نشان می‌دهد که بر اساس داده‌های برداشت شده از منطقه در نرم‌افزار Sgems[®] رسم شده است. بررسی‌های انجام شده بر روی منطقه نشان از وجود ذخایر نفت و گاز در سازندهای ائوسن و میوسن زیرین در کف دریا را دارد. در این ناحیه چندین چاه اکتشافی حفر شده که شواهد نشان داده است بیشتر آنها به مخازن نفت و گاز برخورد کرده است. برداشت‌های گرانی در این منطقه بصورت منظم در یک شبکه ۲۱۵*۲۱۵ کیلومتری، با فاصله ۱ کیلومتری و با دقت بسیار زیاد اندازه‌گیری شده است. تغییرات آنومالی

بوگه از ۲۰- تا ۸۰ میلی گال می باشد. ضخامت حوضه رسوبی از ۱ کیلومتر تا ۱۳ کیلومتر متغیر است و در مرکز بیشترین مقدار را دارد. در این ناحیه ذخایر گاز- نفت در عمق های مختلف توسعه داده شده و بصورت افقی با همدیگر در ارتباط می باشند. مطالعات زیادی نشان داده است سنگهایی که گرابن های لایه های ائوسن الیگوسن را پر کرده اند در کنتاکت با هورست های سنگ میزبان کربناتی هستند و ذخایر پتانسیل مطلوب نفت و گاز را ایجاد می کنند.^۱ در سال ۲۰۰۴ جهت تشخیص آنومالی های گرانی ذخایر نفت و گاز در این منطقه از روش شبه گرادیان کل نرمال استفاده و نواحی با پتانسیل بالا را مشخص نمود ولی تفسیر کاملی به همراه نداشت (Dung, 2004). آقاجانی و همکاران برای تفسیر داده ها از روش سه بعدی گرادیان کل نرمال استفاده نمودند و به نتایج بهتری نسبت به کارهای قبلی دست یافتند (آقاجانی، ۱۳۸۸). در روش پیشنهادی توسط آقاجانی و همکاران ۷۷/۷۸٪ چاه های اکتشافی با نتایج گرادیان کل نرمال مطابقت داشت در حالیکه در روش دونگ ۷۳/۳۳٪ چاه های اکتشافی با نتایج گرادیان کل نرمال مطابقت نشان داد. لازم به تذکر است که هیچگونه اطلاعات زمین شناسی و یا اطلاعات جانبی دیگری از منطقه مورد مطالعه در دسترس نبوده و تفسیرها فقط بر اساس نقشه های آنومالی و مطالعات قبلی می باشد، بنابراین صحت کامل این تفسیرها منوط به وجود این اطلاعات بوده و تضمینی اساسی بر آنچه که از تفسیرهای انجام شده نتیجه می شود، نمی باشد.



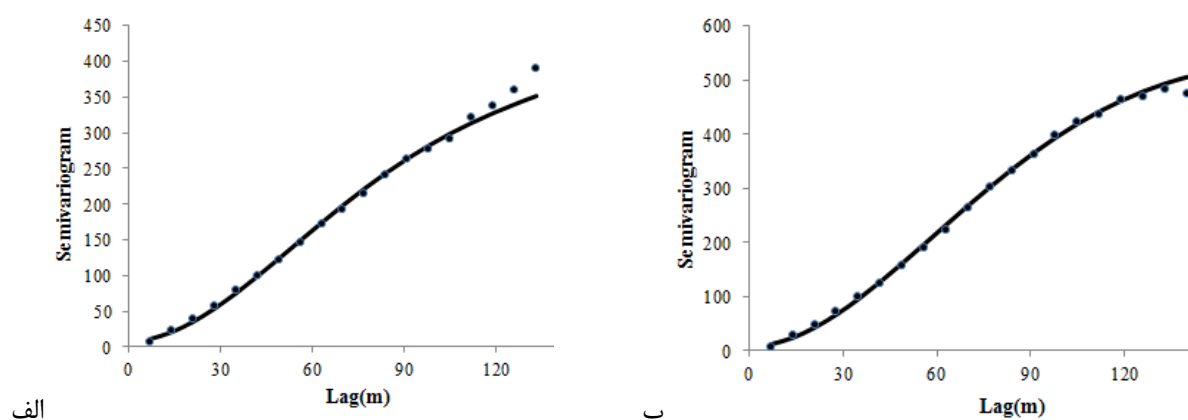
شکل ۴-۱ (الف) موقعیت منطقه مورد مطالعه در شرق ویتنام (آقاجانی، ۱۳۸۸) و (ب) نقشه آنومالی بوگه

¹ Dung

۴-۲-۲ فیلترینگ داده ها با FKA

۴-۲-۲-۱ واریوگرافی داده ها

اولین مرحله در تخمین FKA، آنالیز واریوگرافی داده ها و سپس برازش یک مدل معتبر به داده ها می باشد. لذا برای این منظور بایستی واریوگرافی در حداقل ۴ جهت انجام شود. جهات اصلی واریوگرم، آزیموت ۳۰ و عمود بر آن، ۱۲۰ درجه است. عملاً بایستی در ۴ جهت ۳۰، ۷۵، ۱۲۰ و ۱۶۵ درجه واریوگرام رسم شود ولی چون داده ها در دو جهت ۷۵ و ۱۶۵ تغییرپذیری فضایی مشابهی با دو جهت ۳۰ و ۱۲۰ نشان می دادند، لذا فقط واریوگرام در همین دو جهت رسم شده که در شکل ۴-۲ دیده می شود. هر دو نوع ناهمسانگردی هندسی و منطقه ای دیده می شود.



شکل ۴-۲ واریوگرام تجربی و تئوری، (الف) آزیموت ۳۰ و (ب) آزیموت ۱۲۰ (•) واریوگرام تجربی و خط، واریوگرام تئوری

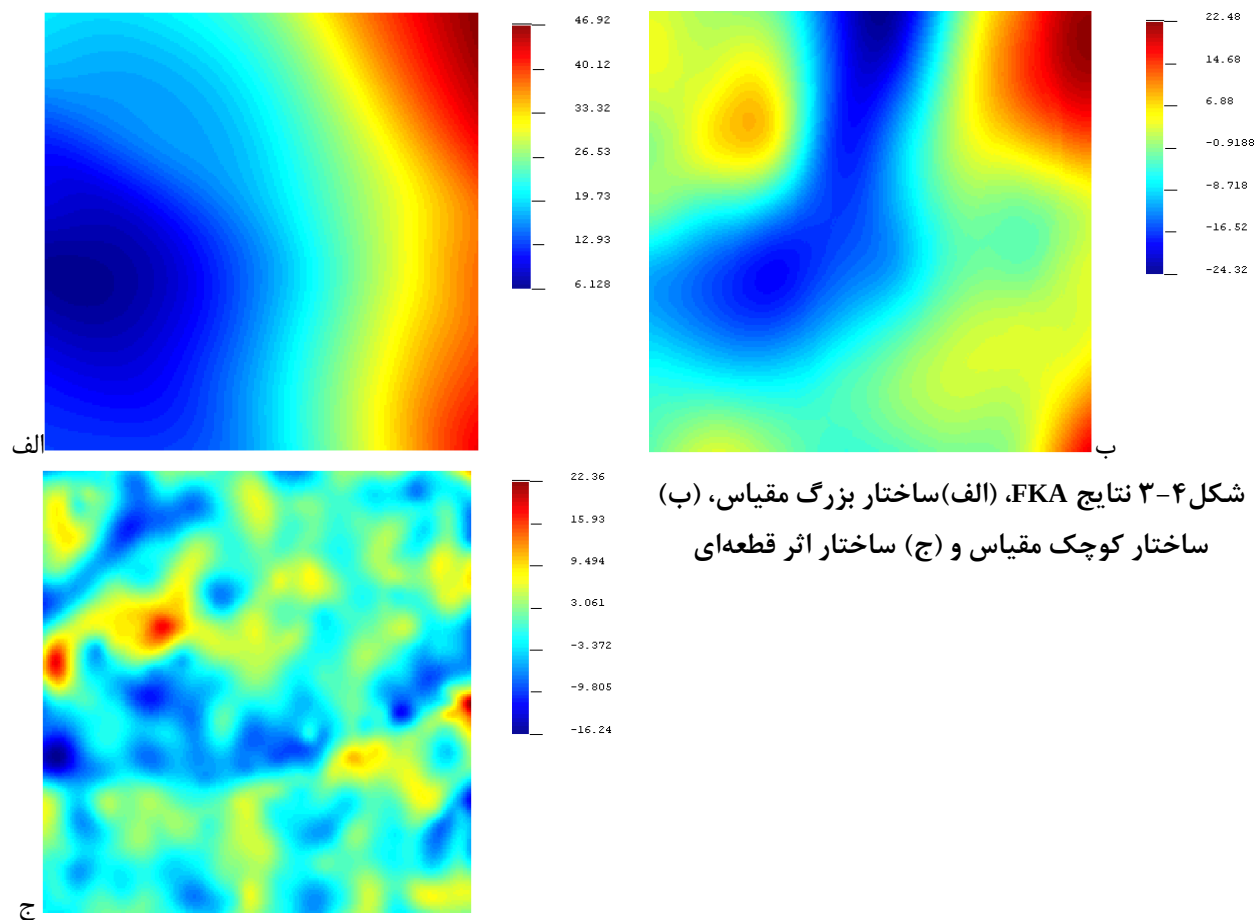
راستای اصلی تغییرپذیری و همچنین همبستگی از روی نقشه آنومالی نیز قابل مشاهده می باشد. پس از رسم واریوگرام های تجربی بایستی یک مدل معتبر به این واریوگرام برازش داده شود. بهترین برازش سه ساختار به همراه داشته که تشکیل ساختار تودرتویی بصورت رابطه ۴-۱ را می دهد:

$$\gamma(h) = 8nugget + 210Cub\left(\frac{N\ 30E}{155}, \frac{N\ 120E}{170}\right) + 330Cub\left(\frac{N\ 30E}{440}, \frac{N\ 120E}{235}\right) \quad ۴-۱$$

با توجه به ساختار واریوگرام برازش شده، سه ساختار کلی تشخیص داده شده است. ساختار مکعبی با دامنه ۴۴۰ کیلومتر در راستای آزیموت ۳۰ و ۲۳۵ کیلومتر در راستای عمود بر آن مربوط به تغییرپذیری ناحیه‌ای داده‌ها می‌باشد و بعنوان ساختار بزرگ مقیاس مدنظر است. سهم این مولفه از ساختار تودرتو ۳۳۰ می‌باشد. ساختار مکعبی با دامنه ۱۵۵ کیلومتر در راستای آزیموت ۳۰ و ۱۷۰ کیلومتر در جهت عمود بر آن مربوط به تغییرپذیری محلی داده‌هاست و ساختار کوچک مقیاس می‌باشد و در نهایت ساختار اثر قطعه‌ای که سهم آن از تغییرپذیری کل ۸ می‌باشد. در مرحله بعد هدف تفکیک این سه مولفه است.

۴-۲-۲-۲ نتایج FKA

پس از تشخیص ساختارهای فضایی بایستی آنها را تفکیک نمود و برای هر مولفه یا ساختار، رفتار تغییرپذیری فضایی را بصورت نقشه درآورد. هدف تخمین مولفه‌های فضایی در تمام نقاط با استفاده از یک شبکه جدید داده می‌باشد. داده‌های جدید به فاصله ۳۰ کیلومتر از همدیگر نمونه‌گیری شده‌اند و بنا به آنچه در فصل سوم گفته شد برای فیلتر ساختارها ابتدا از ساختار بزرگ مقیاس شروع کرده‌ایم. چون داده‌ها ناهمسانگردی نشان می‌دهند لذا در تعریف شعاع جستجو بایستی بیضی جستجو تعریف شود که برای هر ساختار بسته به دامنه واریوگرام در جهات مختلف تغییر می‌کند. شکل ۴-۳ الف، ساختار بزرگ مقیاس فیلتر شده را نشان می‌دهد. سپس مقادیر این مولفه در تمام نقاط را از داده‌های برداشت شده کم کرده و از داده‌های جدید دوباره در یک شبکه نمونه‌برداری جدید و با فاصله نمونه‌برداری ۳۰ کیلومتر نمونه‌گیری شده است. به این ترتیب ساختار محلی نیز فیلتر شده و نقشه آن در شکل ۴-۵ ب آورده شده است. در مرحله بعد برای جدایش ساختار اثر قطعه‌ای نیز مقادیر مولفه محلی را از داده‌های مرحله قبل کم نموده و به این ترتیب سه مولفه را می‌توان از همدیگر تفکیک نمود. سپس نقشه مربوط به هر کدام از مولفه‌ها رسم نموده‌ایم که در شکل ۴-۵ آورده شده است.



۴-۲-۳ تفسیر نقشه‌های FKA

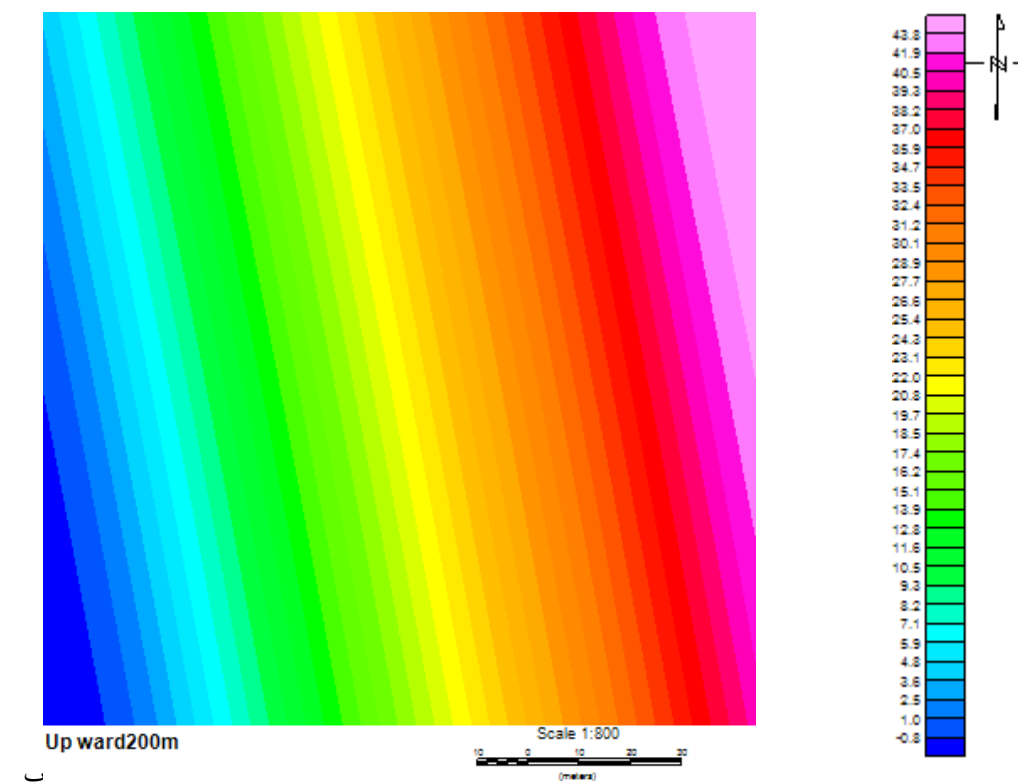
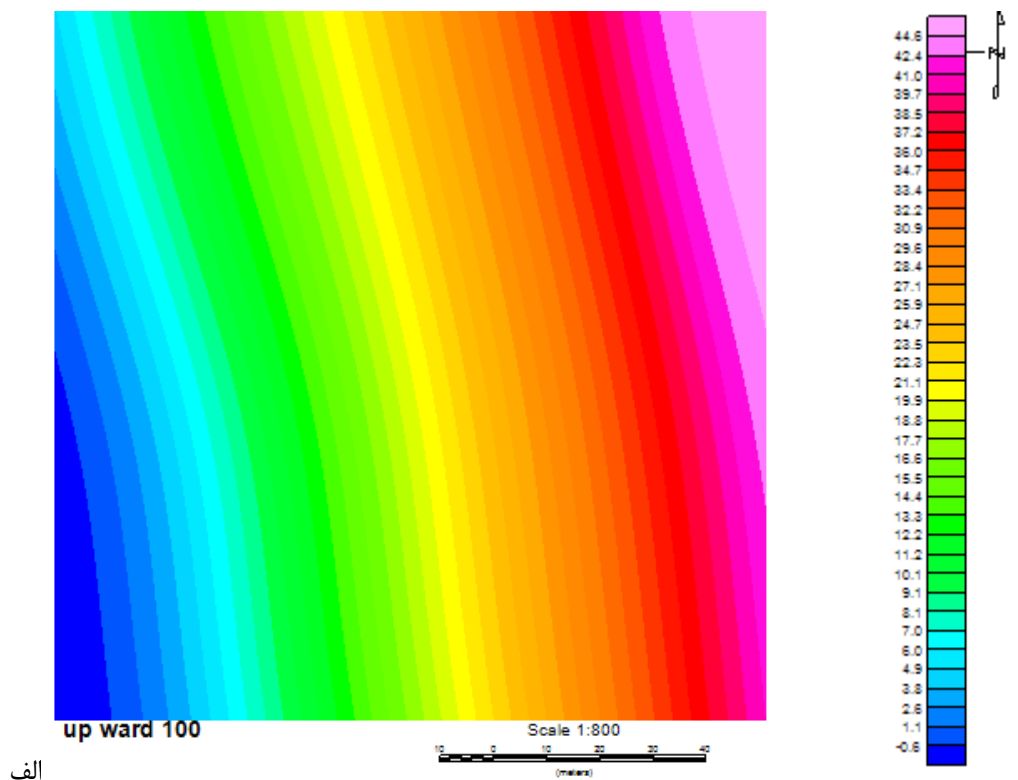
شکل ۳-۴ الف، نقشه آنومالی ساختار بزرگ مقیاس داده‌های گرانی منطقه مورد مطالعه را نشان می‌دهد. همانطور که این شکل نشان می‌دهد روند ناحیه‌ای، روند نسبتاً منظمی است که در آن، مقدار داده‌های گرانی ناحیه‌ای از شرق به غرب منطقه کاهش کاملاً محسوسی را نشان می‌دهد. در سمت غرب منطقه مورد مطالعه، یک آنومالی گرانی ناحیه‌ای کم‌چگال با وسعت قابل توجه و روند یا کشیدگی شرقی-غربی دیده می‌شود که می‌تواند به دلیل ضخامت زیاد رسوبات یا لایه‌های رسوبی کم‌چگال و یا شکل هندسی ساختارهای زمین‌شناسی در این قسمت از منطقه باشد. این ساختار همان آنومالی ناحیه‌ای می‌باشد. آنومالی کوچک مقیاس داده‌های گرانی منطقه مورد مطالعه در شکل ۳-۴ ب، نشان داده شده است. بر خلاف نقشه آنومالی بزرگ مقیاس، نقشه آنومالی کوچک مقیاس نشان داده شده در شکل، از آنومالی‌های متعدد محلی و نامنظم تشکیل

شده است، به طوری که در شمال شرق منطقه، یک آنومالی محلی نسبتاً وسیع و پرچگال با روند یا گسترش ظاهراً شمال شرقی - جنوب غربی دیده می شود که می تواند به دلیل وجود ساختارهای زمین شناسی پرچگال در این قسمت از منطقه نسبت به اطراف باشد. احتمالاً یک آنومالی محلی پرچگال نیز در انتها الیه جنوب غربی منطقه وجود دارد. علاوه بر این، یک آنومالی محلی نسبتاً پرچگال و کوچک در شمال غرب منطقه قابل رؤیت است. اما آن چیزی که بیش از هر چیز در نقشه آنومالی کوچک مقیاس مزبور جلب نظر می کند وجود یک آنومالی محلی کم چگال با وسعت روند یا کشیدگی نسبتاً زیاد تقریباً شمالی - جنوبی در شمال منطقه مورد مطالعه است که تا جنوب غربی منطقه ادامه دارد که می تواند به دلیل وجود ساختارهای رسوبی کم چگال در این قسمت از منطقه نسبت به اطراف باشد. این مولفه، تغییرات محلی میدان گرانی منطقه را نشان می دهد. مناطق با آنومالی منفی می تواند محل مناسب ذخیره هیدروکربور باشد بگونه ای که از مطالعات قبلی نیز مشخص است که چاه های حفر شده در این منطقه اکثراً با نفت برخورد داشته است. مولفه اثر قطعه ای فیلتر شده معرف خطای داده های برداشتی می باشد که در شکل ۳-۴ ج، نشان داده شده است. این مولفه در اثر وجود دو عارضه حاصل می شود؛ اول اینکه احتمالاً این ساختار می تواند بعلت خطا در اندازه گیری گرانی حاصل شده باشد که با توجه به برداشت دقیق داده ها همچنین پدیده ای کمتر ممکن است رخ داده باشد و دوم اینکه بعلت فاصله زیاد نمونه برداری (۳۰ کیلومتر) ممکن است یک ساختار دیگری با دامنه واریوگرام کوچکتر از فاصله نمونه برداری در ساختار کلی داده ها وجود داشته باشد که بر اساس این فاصله زیاد نمونه ها در واریوگرام اصلی داده ها مشاهده نشده است. این حالت بیشتر از حالت اولیه احتمال دارد.

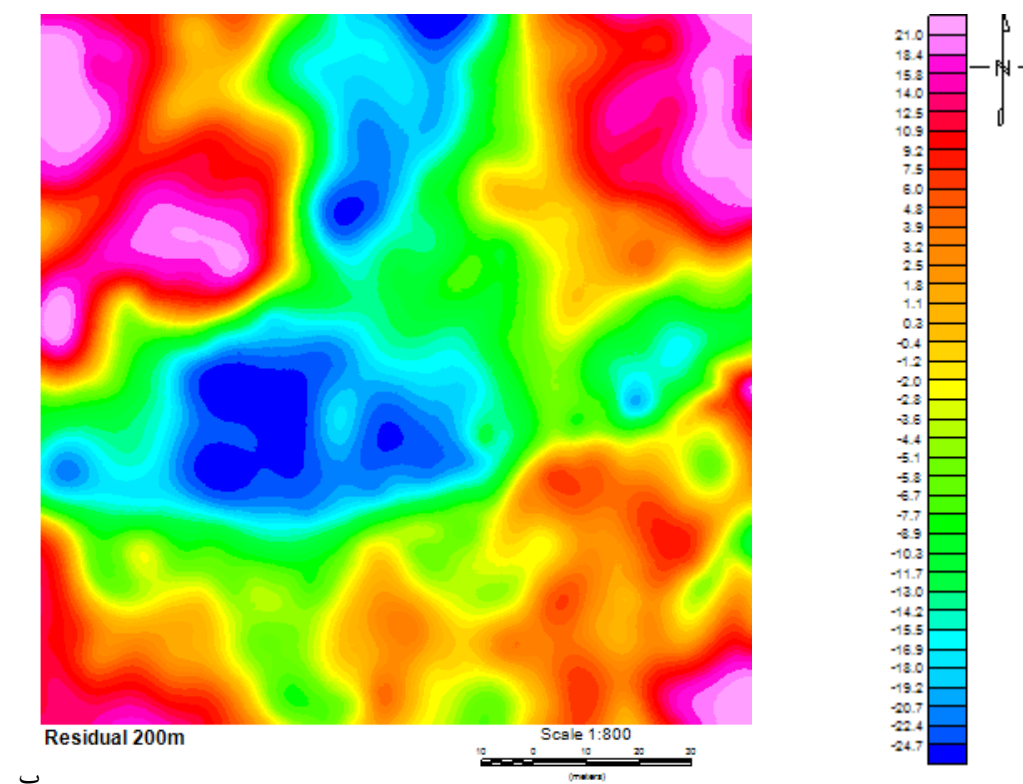
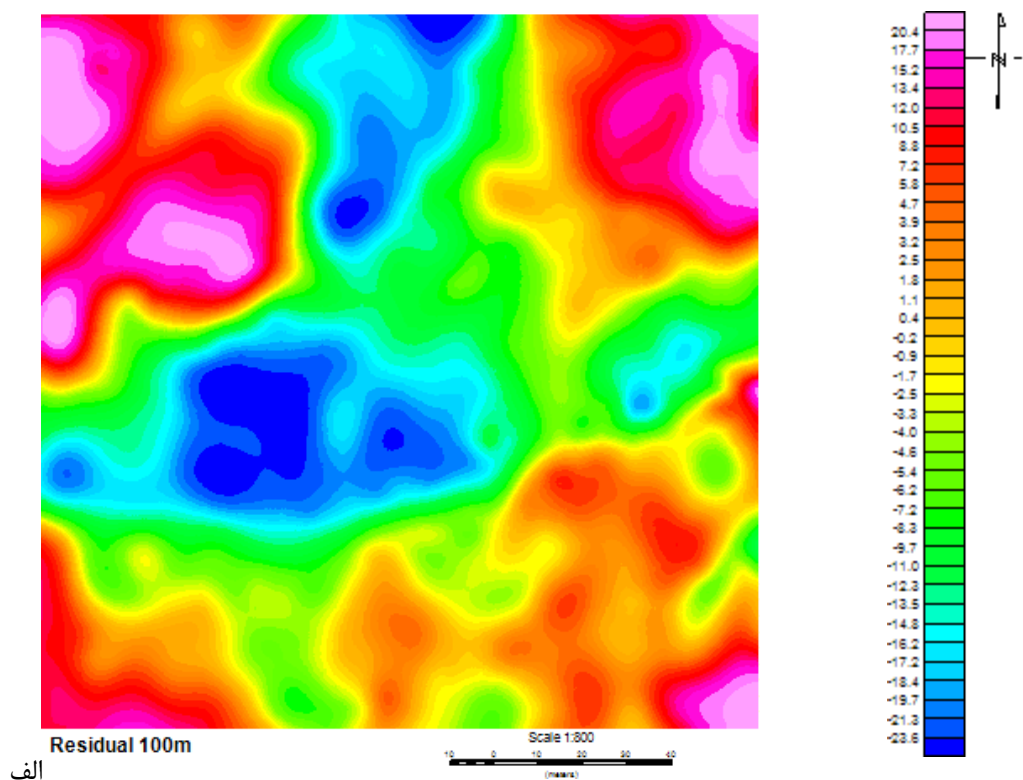
۴-۲-۳ تفسیر ژئوفیزیکی داده ها

جهت تشخیص آنومالی های گرانی عمیق، از روش فیلتر ادامه گسترش رو به بالا (ادامه فراسو) استفاده شده که نتایج آنها در ادامه به طور خلاصه توضیح داده شده است. شکل ۴-۴ نقشه های فیلتر ادامه گسترش رو به بالا (ادامه فراسو) میدان گرانی برای اعماق ۱۰۰ و ۲۰۰ متر را نشان می دهد. در سمت غرب منطقه مورد

مطالعه، یک آنومالی گرانی ناحیه‌ای کم‌چگال با وسعت قابل توجه و روند یا کشیدگی شرقی- غربی دیده می‌شود که می‌تواند به دلیل ضخامت زیاد لایه‌های رسوبی کم‌چگال در این قسمت از منطقه باشد. آنومالی گرانی در قسمت شرق منفی و به سمت شرق مقدار آنومالی افزایش می‌یابد. این روند می‌تواند حوضه‌های رسوبی در غرب و وجود توده‌های با آنومالی زیاد در شرق را توجیه نماید. البته بایستی مدنظر داشت که یک تفسیر ژئوفیزیکی کامل نیاز به اطلاعات جانبی بیشتری دارد و صرفاً نمی‌توان با تفسیر نقشه‌های آنومالی پی به وجود منابع نفتی برد. در این مطالعه تنها اطلاعاتی که در دسترس بوده داده‌های خام گرانی است. شکل ۴-۵ نقشه‌های آنومالی باقیمانده را نشان می‌دهد. نقشه‌های باقیمانده نیز آنومالی‌های کم‌عمق را تشدید می‌کند و موقعیت ساختارهای اصلی زمین‌شناسی را می‌توان از روی این نقشه‌ها تقریباً تعیین نمود. احتمالاً آنومالی‌های محلی پرچگال در منتهالیه جنوب غربی، شمال غربی، شمال شرقی و جنوب شرقی منطقه وجود دارد. اما مهم‌تر از این منابع به نظر می‌آید که دو حوضه رسوبی در مرکز و شمال منطقه وجود داشته باشد که احتمال می‌رود مناطق امیدبخش منطقه برای جمع‌آوری نفت بحساب آیند. آنومالی‌های مثبت نیز می‌توانند معرف وجود توده‌های چگال در زیر زمین بوده که در حاشیه منطقه و اطراف حوضه رسوبی بزرگ واقع شده‌اند.



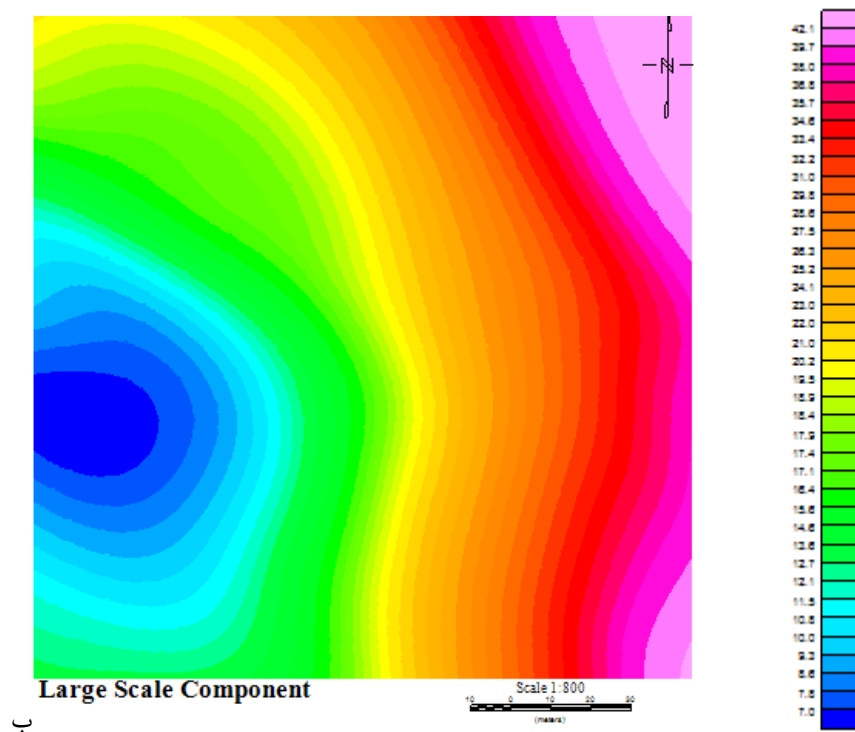
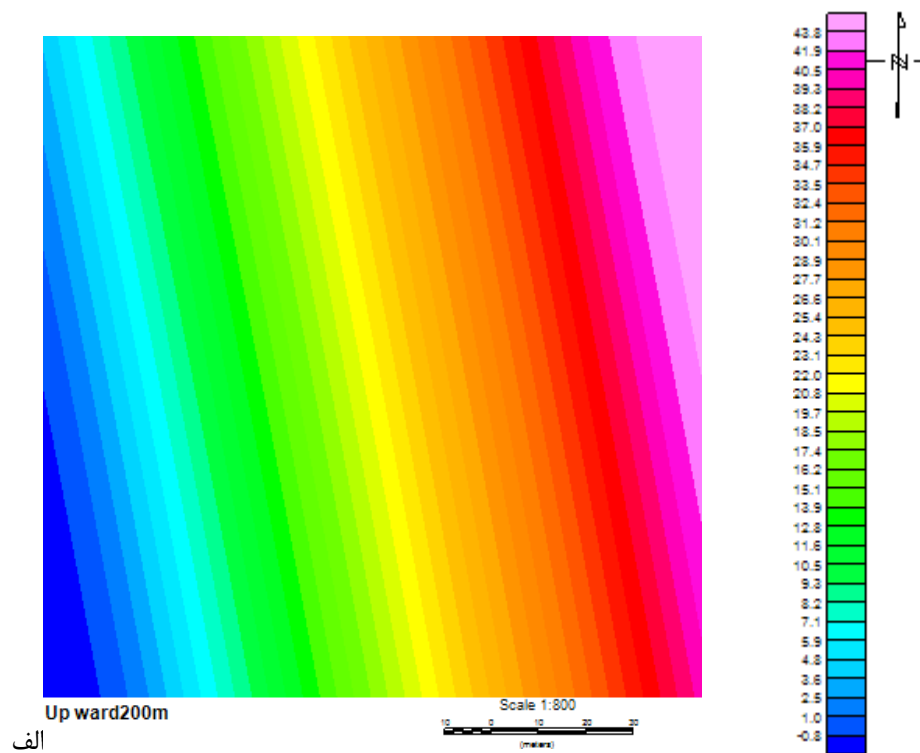
شکل ۴-۴ (الف) فیلتر گسترش رو به بالا با ارتفاع ۱۰۰ متر و (ب) فیلتر گسترش رو به بالا با ارتفاع ۲۰۰ متر



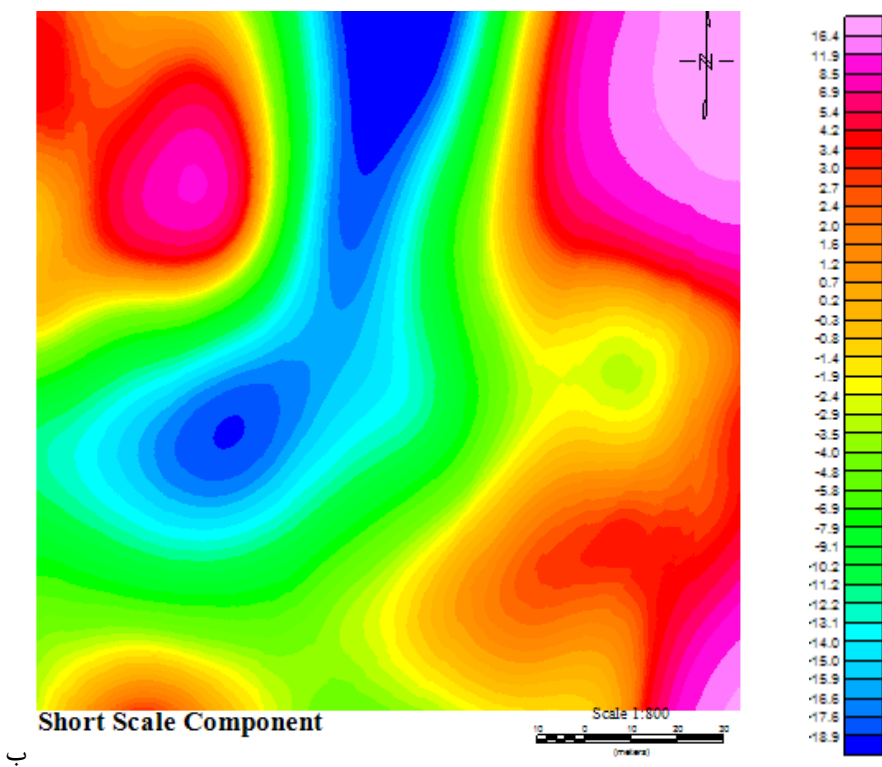
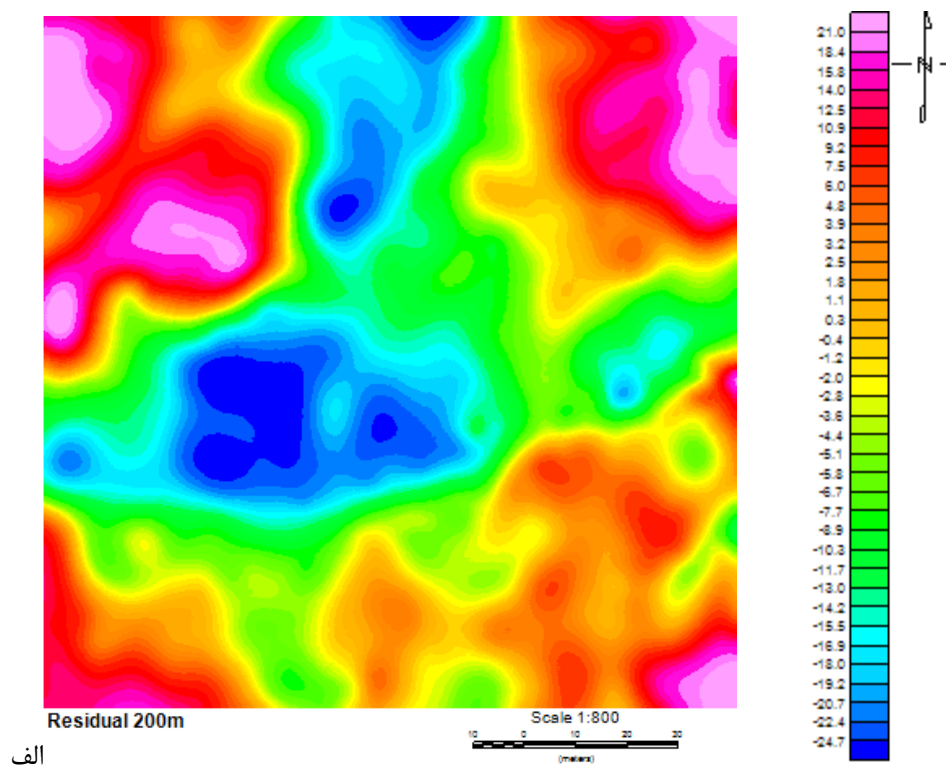
شکل ۴-۵ (الف) نقشه باقیمانده با ارتفاع ۱۰۰ متر و (ب) نقشه باقیمانده با ارتفاع ۲۰۰ متر

۴-۲-۴ مقایسه بین نتایج FKA و فیلترهای ژئوفیزیکی

در این بخش در نظر است نتایج دو روش مطرح شده برای تفسیر داده‌های گرانی منطقه مورد مطالعه بررسی شود. برای مقایسه‌ای یکنواخت نقشه‌های حاصل از FKA نیز در نرم افزار Geosoft رسم شده‌اند و دو به دو با مولفه متناظر با تفسیر ژئوفیزیکی داده‌های منطقه ویتنام مقایسه می‌شوند. ساختار بزرگ مقیاس نتایج FKA با نتایج فیلترهای گسترش رو به بالا و ساختار کوچک مقیاس داده‌ها نیز با نتایج نقشه‌های باقیمانده قابل مقایسه می‌باشند. مولفه‌های ناحیه‌ای حاصل از هر دو روش در کل روندی یکسان نشان می‌دهند با این تفاوت که در فیلتر گسترش رو به بالا این روند بسیار هموار شده است در حالیکه در مولفه دامنه بزرگ FKA جزئیات بیشتری در آن دیده می‌شود بگونه‌ای که می‌توان ایده‌ای کلی از ابعاد و جهت‌یابی ساختارهای رسوبی بزرگ مقیاس بدست آورد (شکل ۴-۶). مولفه کوچک مقیاس و متعاقب آن مولفه‌های حاصل از نقشه‌های آنومالی باقیمانده بعنوان مولفه محلی و یا آنومالی محلی داده‌ها مدنظر می‌باشند. در آنومالی محلی داده‌ها حاصل از دو روش نیز شباهت‌هایی دیده می‌شود، مثلاً در هر دو نقشه در مرکز یک ساختاری با آنومالی منفی بوگه مشاهده می‌شود اما در جزئیات تفاوت‌هایی نیز دیده می‌شود. نقشه آنومالی باقیمانده ساختارهای گسسته‌ای را نشان می‌دهد، بگونه‌ای که می‌توان دو حوضه رسوبی در مرکز و شمال منطقه تشخیص داد در حالیکه مولفه آنومالی محلی FKA در همان مناطق یک آنومالی پیوسته را بخوبی نمایش می‌دهد (شکل ۴-۷). علاوه بر این در نتایج FKA می‌توان بخوبی مولفه نويز را تفکیک نمود و نقشه توزیع خطای برداشت را ملاحظه نمود، در حالیکه در فیلترهای ژئوفیزیکی امکان مشاهده جداگانه توزیع نويز داده‌ها وجود ندارد. بطور کلی می‌توان گفت که در کل نتایج دو روش یکسان بوده اما در جزئیات تفاوت‌هایی وجود دارد و اینکه FKA بیشتر تمایل به هموارسازی و منظم‌سازی ساختارها و ابعاد آنها دارد در حالیکه در نقشه‌های آنومالی محلی فیلترهای ژئوفیزیکی نظم خاصی در ابعاد آنومالی‌ها دیده نمی‌شود.



شکل ۴-۶ مقایسه مولفه ناحیه‌ای دو روش، (الف) فیلتر ژئوفیزیکی و (ب) روش FKA



شکل ۴-۷ مقایسه مولفه محلی دو روش، (الف) فیلتر ژئوفیزیکی و (ب) روش FKA

۴-۳ نتیجه‌گیری

در این فصل به کاربرد روش FKA در تفسیر و پردازش داده‌های گرانی حاصل از برداشت‌های گرانی‌سنجی منطقه جنوب شرق ویتنام پرداخته شد. با این روش سه مولفه و یا در واقع سه ساختار فضایی شناسایی شد و نقشه‌های تغییرپذیری رسم شد. هر کدام از مولفه‌ها حاوی اطلاعات مستقل از همدیگر بودند. مولفه محلی موقعیت حوضه‌های رسوبی منطقه که مناطق امیدبخش از نظر مخازن نفت محسوب می‌شوند را نشان می‌دهد، مولفه ناحیه‌ای تغییرات ناحیه‌ای گرانی منطقه و رسوبات و همچنین توده‌های سنگ آذرین را مشخص می‌کند و مولفه نویز نیز خطای برداشت را نشان می‌دهد. این نتایج با تفسیرهای ژئوفیزیکی نقشه آنومالی بوگه منطقه مقایسه شد و در نهایت این نتیجه حاصل شد که FKA روشی مناسب برای تفسیر داده‌های میدان پتانسیل بر اساس جدایش ساختارهای فضایی بوده و می‌تواند بعنوان روشی جایگزین برای فیلترهای معمول ژئوفیزیکی مدنظر باشد. با این وجود، این دلیلی برای عدم استفاده از فیلترهای معمول ژئوفیزیکی نبوده بلکه هدف، معرفی و کاربرد روشی جدید در زمینه تفسیر داده‌ها می‌باشد.

فصل پنجم

FKA بر روی داده‌های کرانی معدن کرومیت فاریاب

۵-۱ مقدمه

کمپلکس‌های افیولیتی ایران بخشی از کمربند افیولیتی تیتیس^۱ می‌باشد که به بقیه افیولیت‌های آسیا از قبیل پاکستان در شرق و همچنین افیولیت‌ها در ناحیه مدیترانه از قبیل ترکیه، رودخانه ترودوس^۲ و شرق اروپا در غرب وصل می‌شود. تقریباً تمامی کانسارهای کرومیت ایران خواستگاه افیولیتی دارند (Yaghubpur and hassannejad, 2006). بیش از ۷۵ پتانسیل کرومیت در ایران وجود دارد که تنها ۱۸ تای آنها فعال می‌باشند و ۴ تای آنها در مراحل مختلف اکتشاف می‌باشند. اکثر کانسارهای استخراج شده در دهه اخیر کشف شده‌اند (Yaghubpur, 2005).

امروزه روش‌های ژئوفیزیکی در اکتشاف منابع معدنی و انتخاب محلهای مناسب برای اکتشاف کانسارها کاربرد فراوان دارد. انتخاب روش مناسب در اکتشاف یکی از فاکتورهای مهم در اکتشاف ذخایر معدنی می‌باشد. عدسی‌های کرومیت به موجب وجود درصد بالای کانه کرومیت (عیار حد اقتصادی در حدود ۳۰٪ Cr_2O_3 می‌باشد) چگالی زیادی دارند. گرانی‌سنجی از روش‌های متداولی است که در اکتشاف ذخایر کرومیت به کار می‌رود (Reynolds, 1997).

۵-۲ معدن کرومیت فاریاب

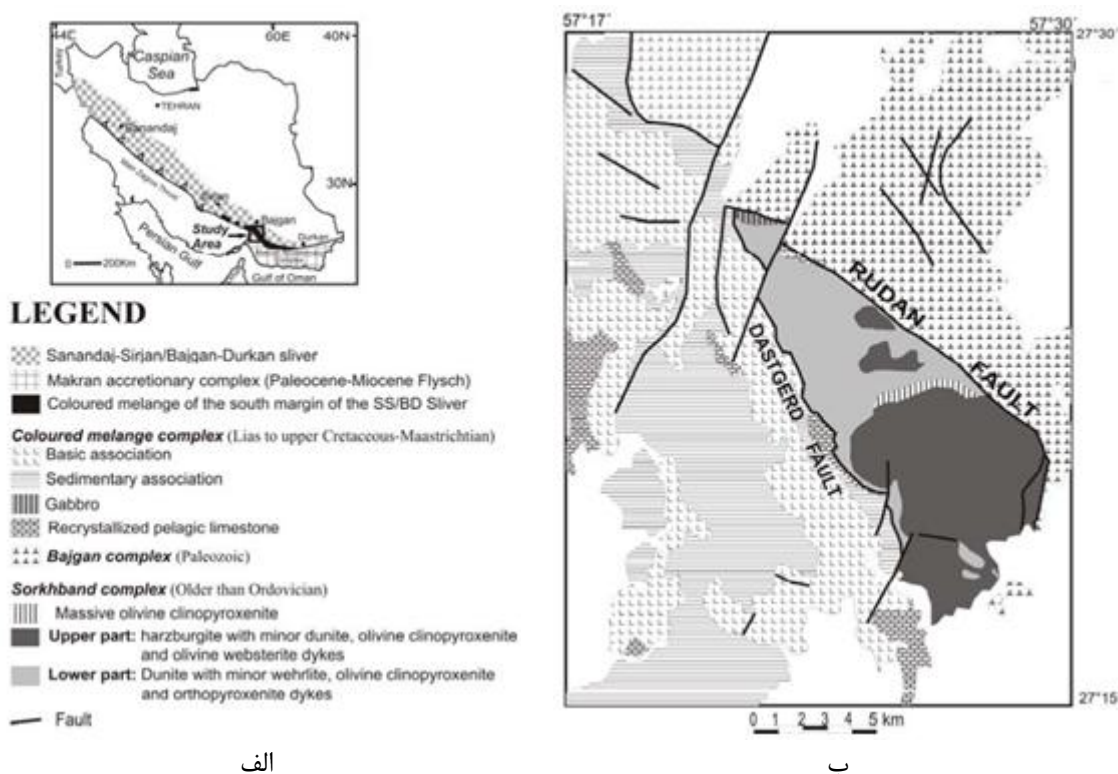
۵-۲-۱ معرفی و زمین‌شناسی منطقه

منطقه مورد مطالعه در حدفاصل بین استانهای کرمان و هرمزگان واقع شده است و مساحتی در حدود ۶۰۰ کیلومتر مربع دارد. توده و منطقه فاریاب یک کمپلکس افیولیتی است که به کمربند سرخ‌بند معروف است. شکل ۵-۱الف، موقعیت کمپلکس سرخ‌بند را نشان می‌دهد. سنگ‌ها و اجزای تشکیل دهنده این کمپلکس شامل

¹ Tethyan

² Troodos

دونیت، کانسارهای کرومیت، توده‌ها و دایک‌های کلینوپیروکسنیت الیون‌دار، ورلیت و دایک‌های وبستریت الیون‌دار می‌باشند. این کمپلکس از دو بخش بالایی و پایینی تشکیل شده است (شکل ۵-۱ ب). بخش بالایی شامل هارزبوژیت پرفیروکلاست ورقه‌ای همراه با دایک‌های دونیت و دایک‌های اورتوپیروکسنیت اما بدون اثر کانی‌سازی کرومیت می‌باشد و اغلب کانی‌سازی در بخش پایینی رخ داده است (Najafzadeh, Arvin et al., 2010).



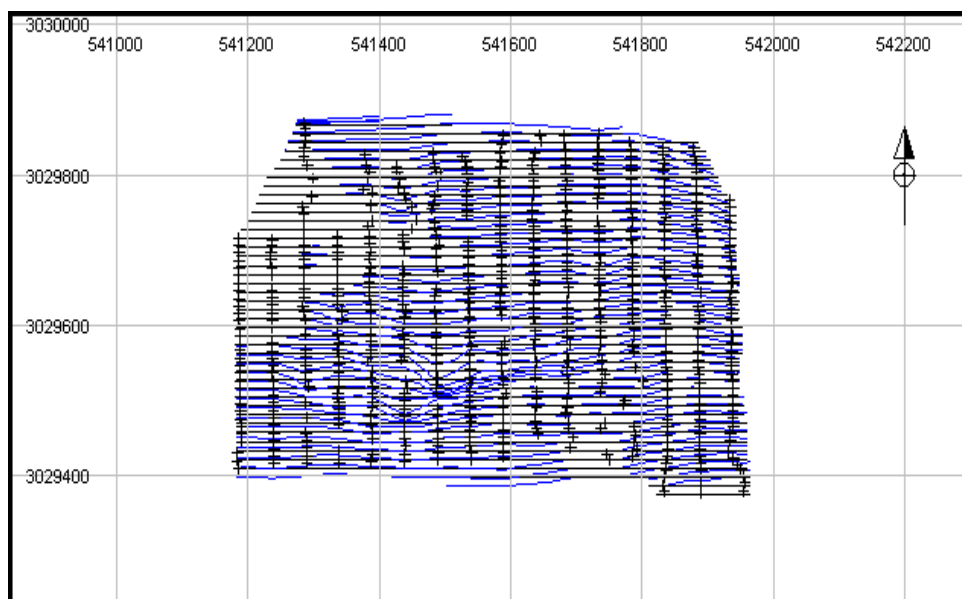
شکل ۵-۱ (الف) موقعیت زون سرخ‌بند و (ب) نقشه زمین‌شناسی زون سرخ‌بند (Najafzadeh, Arvin et al., 2010)

کانسارهای کرومیت فاریاب در شمال شرق بندرعباس و ۳۰ کیلومتری غرب شهر منوجان، جنوب ایران واقع شده‌اند. چندین توده کرومیت در زون توالی اولترامافیک سرخ‌بند رخ داده است. توالی‌های اولترامافیک از شرق و شمال شرق به کمپلکس دگرگونی پالئوزیک با یک گسل معکوس (گسل رودان)، و از غرب و جنوب غرب به کمپلکس افیولیتی مزوزوئیک با گسل معکوس دیگری (گسل دستگرد) محدود می‌شود. کانسارهای کرومیت

فاریاب بزرگترین کانسارهای کرومیت ایران هستند. این کانسارها با ذخیره‌ای معادل ۳۰ میلیون تن با عیار اقتصادی ۳۰٪ Cr_2O_3 برآورد شده‌اند که بصورت لنزهای گسسته و روندی لایه‌ای با امتداد NE-SW تشکیل شده‌اند. لنزهای کرومیت در ابعاد مختلف از cm تا km متفاوتند (Boomeri, Nakashima et al., 2010).

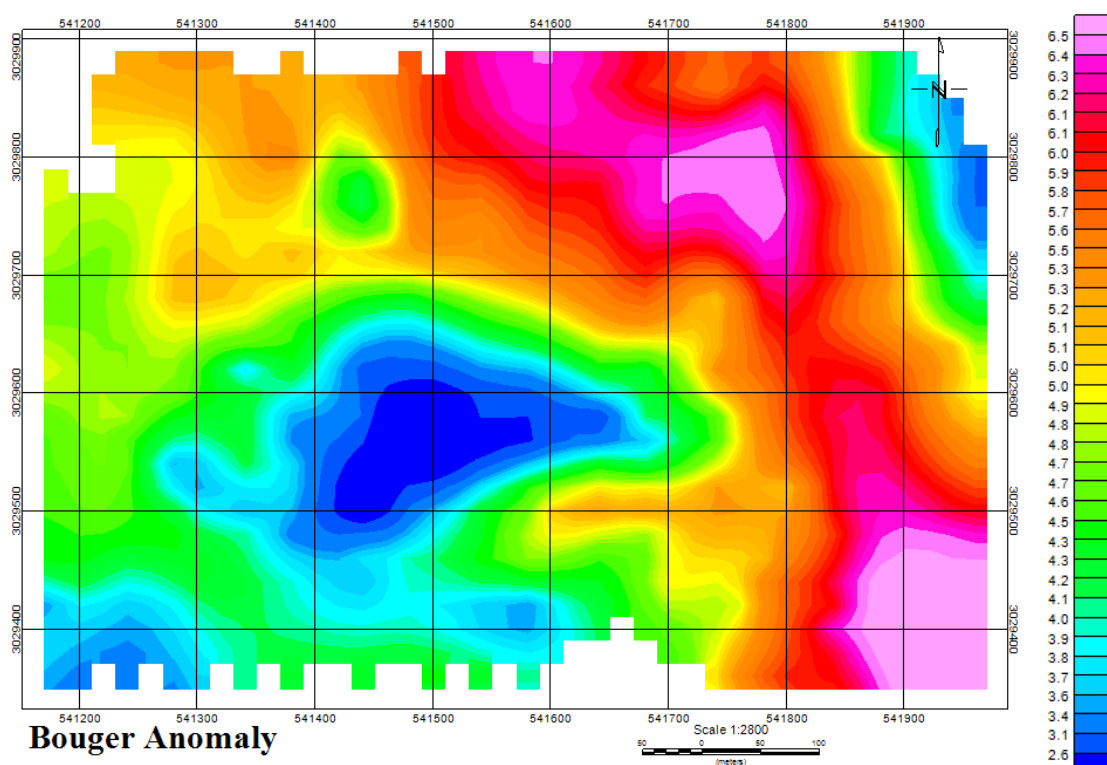
۵-۲-۲ داده‌های گرانی منطقه

داده‌های گرانی در نقاط یا ایستگاه‌های مختلف در امتداد ۱۶ پروفیل در منطقه فاریاب به منظور اکتشاف کرومیت در این منطقه برداشت شده‌اند. در شکل ۵-۲ موقعیت ایستگاه‌ها و پروفیل‌های برداشت داده‌های گرانی در منطقه فاریاب نشان داده شده است. داده‌های گرانی برداشت شده به صورت میدان گرانی پس از انجام تصحیحات لازم، در وهله اول تبدیل به آنومالی بوگه بر حسب میلی‌گال شده است. لازم به تذکر است که تمام عملیات تصحیح بر روی داده‌های موجود قبلاً انجام شده است.



شکل ۵-۲ موقعیت ایستگاه‌ها و پروفیل‌های برداشت داده‌های گرانی در منطقه فاریاب (+ نقاط برداشتی و پروفیل‌های برداشتی خطوط ممتد سیاه‌رنگ می‌باشند) (کامکارروحانی، ۱۳۸۷)

شکل ۳-۵ نقشه آنومالی گرانی بوگه در منطقه فاریاب را نشان می‌دهد. این نقشه در نرم‌افزار Geosoft® بر اساس داده‌های گرانی تصحیح شده منطقه رسم شده است. همان‌طور که از روی این نقشه دیده می‌شود، میدان گرانی بوگه در بخش‌های شمالی، شرق و جنوب شرقی منطقه (احتمالاً مرتبط با عدسی‌های کرومیت در زیر سطح زمین) بالاتر بوده و این میدان گرانی بوگه در بخش‌های مرکزی به طرف جنوب و جنوب غربی این منطقه کمتر است.



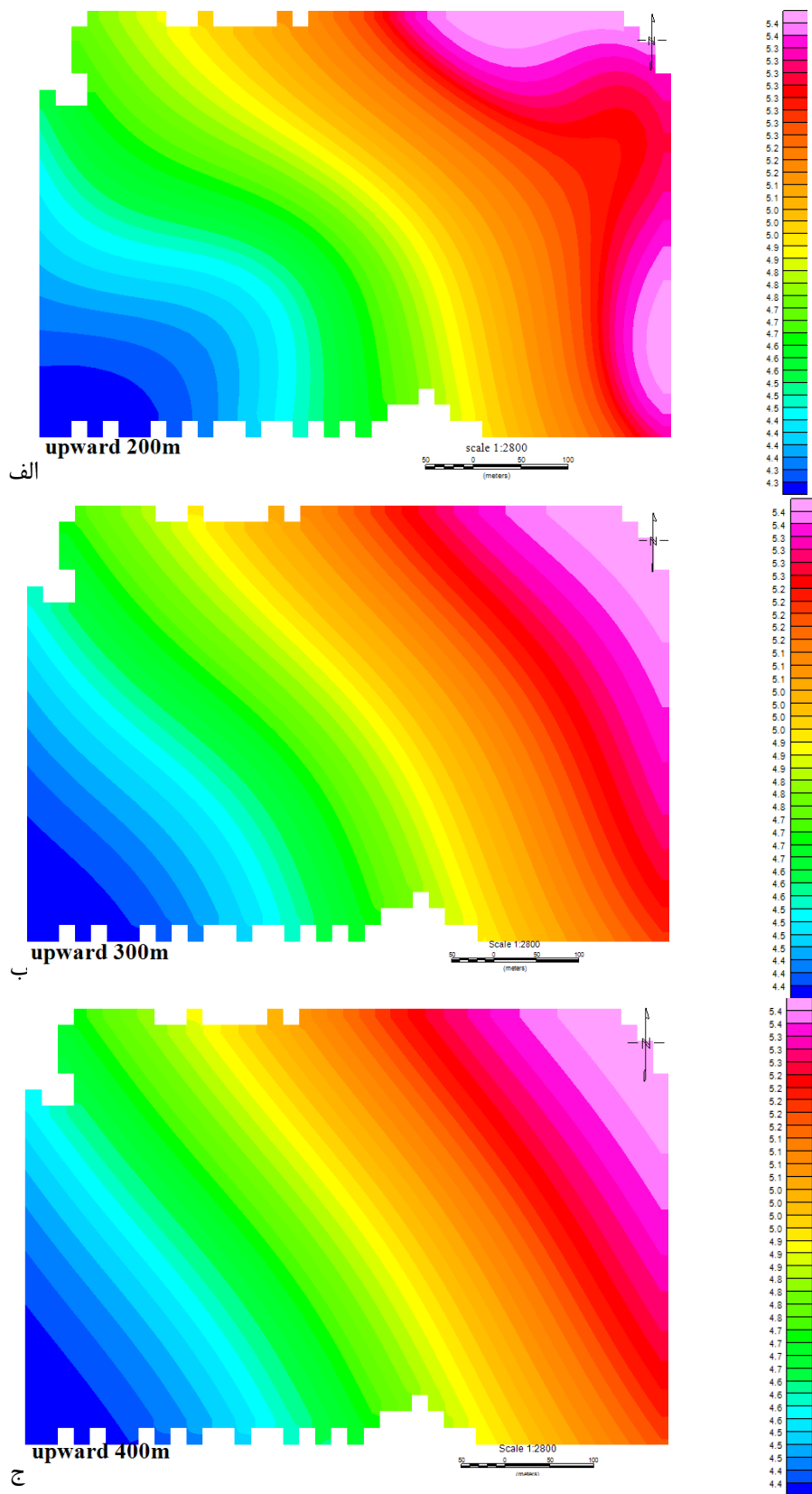
شکل ۳-۵ نقشه آنومالی بوگه فاریاب

۳-۲-۵ تفسیر داده‌ها با فیلترهای معمول ژئوفیزیکی

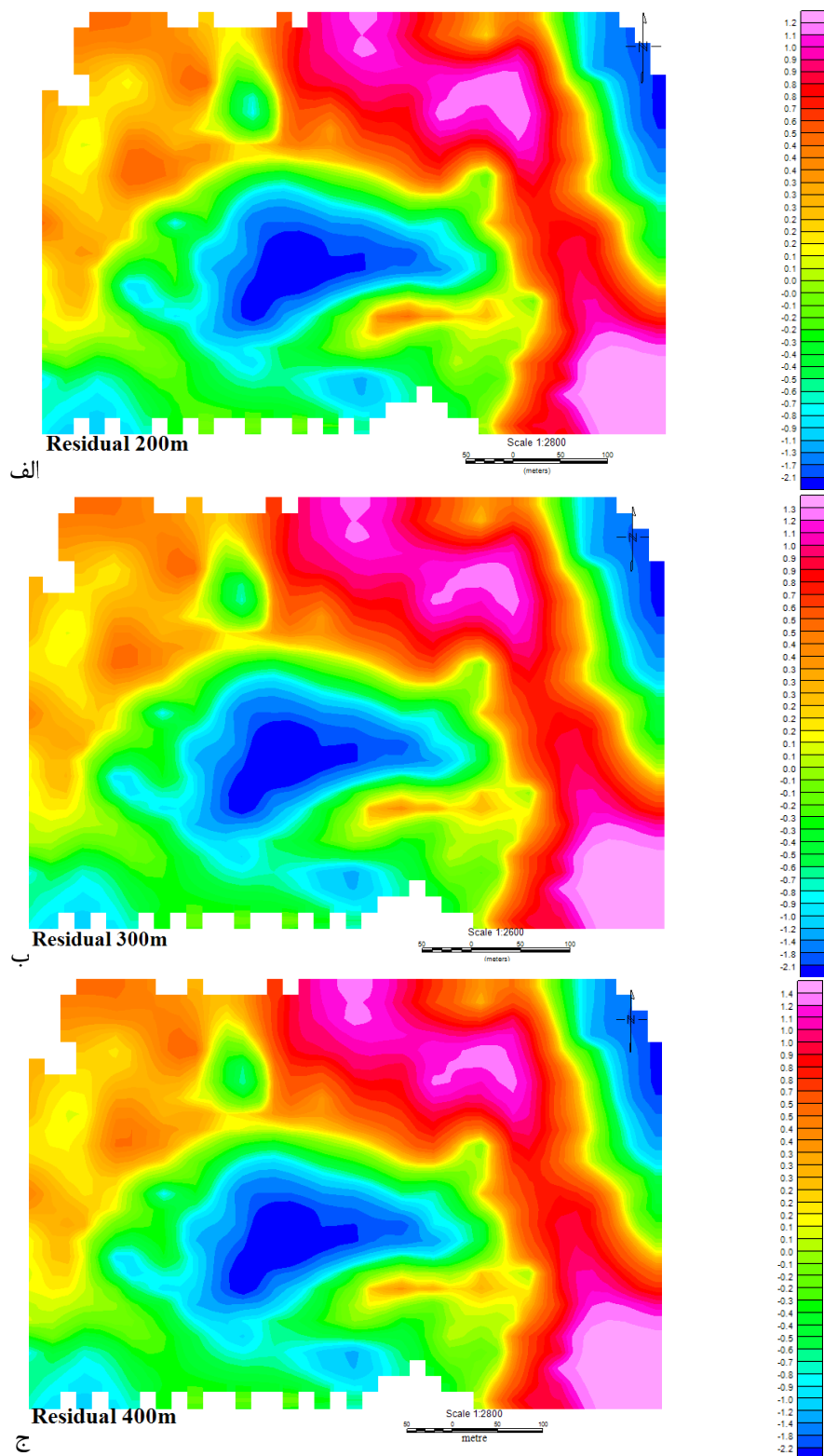
مطالعات تفسیری و تحلیلی داده‌های گرانی توسط کامکار بصورت کامل در نرم‌افزار Model Vision Pro Version 5 انجام شده است. فیلترهای معمولی همچون مشتقات مراتب مختلف، روند سطحی و گسترش رو به بالا و گسترش رو به پایین فیلترهای بکاربرده شده در این مطالعه بوده‌اند و بر این اساس مشخص شد که میدان

گرانی در اکثر بخش‌های مرکزی و جنوب غربی منطقه نسبت به بخش‌های شمالی، شرقی و جنوبی کمتر است. کامکار نشان داد که عدسی‌های کرومیت به احتمال زیاد در بخش‌های شمالی (به‌خصوص شمال، شمال شرقی و شمال غربی)، شرقی و جنوبی (به‌خصوص جنوب و جنوب شرقی) منطقه قرار گرفته‌اند و اکثر بخش‌های مرکزی و جنوب غربی منطقه فاقد عدسی‌های کرومیت هستند (کامکارروحانی، ۱۳۸۷).

در این پایان‌نامه برای تفسیر و پردازش داده‌ها با استفاده از فیلترهای ژئوفیزیکی از نرم افزار Geosoft® استفاده شده است و چون هدف پایان‌نامه صرفاً تفسیر ژئوفیزیکی نیست لذا ترجیح داده شده فقط نتایج فیلترهای گسترش رو به بالا و گسترش رو به پایین آورده شود. جهت تشخیص آنومالی‌های گرانی عمیق، از روش فیلتر ادامه گسترش رو به بالا (ادامه فراسو) استفاده شده که نتایج آنها در ادامه به طور خلاصه توضیح داده شده است. شکل ۴-۵ الف، ب و ج به ترتیب نقشه‌های فیلتر گسترش رو به بالای میدان گرانی برای ارتفاع‌های ۲۰۰، ۳۰۰ و ۴۰۰ متر را نشان می‌دهد. همان‌طور که دیده می‌شود در هر سه نقشه میدان گرانی به طور کلی در بخش جنوب غربی منطقه کمتر است و بصورت روندی جنوب غربی-شمال شرقی افزایش میدان گرانی مشاهده می‌شود، بطوریکه در شمال شرقی منطقه بیشترین مقدار آنومالی را می‌توان مشاهده نمود که می‌تواند بعلت وجود عدسی‌های کرومیت در زیر زمین باشد. برای تعیین آنومالی‌های گرانی کم‌عمق نقشه‌های آنومالی باقیمانده از کسر نقشه آنومالی ناحیه‌ای از نقشه اصلی آنومالی بوجه به دست آمده است و نتایج در شکل ۵-۵ آورده شده است. همانگونه که از روی نقشه‌ها می‌توان مشاهده نمود میدان گرانی در برخی بخش‌های مرکزی و شمال شرقی منطقه کمتر است. البته ذکر این نکته نیز لازم است که میدان گرانی بالا در برخی از این بخش‌ها در کنار میدان گرانی پایین دیده می‌شوند. یک آنومالی منفی گرانی دقیقاً در مرکز منطقه وجود دارد که نشان از عدم وجود کرومیت در این منطقه می‌باشد، ولی در نیمه راست منطقه همان‌طور که در هر سه نقشه باقیمانده مشاهده می‌شود می‌توان وجود عدسی‌های کرومیت را ادعان نمود.



شکل ۴-۵ (الف) نقشه ادامه فراسو با ارتفاع ۲۰۰، (ب) ادامه فراسو با ارتفاع ۳۰۰ و (ج) ادامه فراسو با ارتفاع ۴۰۰



شکل ۵-۵ (الف) آنومالی باقیمانده بعد از کسر ادامه فراسو ۲۰۰ متر از آنومالی کل، (ب) آنومالی باقیمانده بعد از کسر ادامه فراسو ۳۰۰ از آنومالی کل و (ج) آنومالی باقیمانده بعد از کسر ادامه فراسو ۴۰۰ از آنومالی کل

با توجه به پردازش و تفسیر انجام شده بر روی داده‌های گرانی که در بالا به طور خلاصه مورد بحث قرار گرفت، می‌توان نتایج زیر را در مورد وجود عدسی‌های کرومیت زیرزمینی در منطقه فاریاب بیان کرد. لازم به تذکر است که برای تفسیر و بیان موقعیت دقیق‌تر عدسی‌های کرومیت منطقه فاریاب در زیر سطح زمین نیاز به داشتن مختصر اطلاعات بیشتری از جمله اطلاعات زمین‌شناسی در این منطقه وجود دارد.

همان‌طور که تقریباً تمامی نقشه‌های باقیمانده گرانی نشان می‌دهند، میدان گرانی در اکثر نواحی مرکزی و جنوب غربی و شمال شرقی منطقه نسبت به نواحی شمالی، شرقی و جنوبی کمتر است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که عدسی‌های کرومیت به احتمال زیاد در بخش‌های شمالی (به‌خصوص شمال، شمال شرقی و شمال غربی)، بخش‌های شرقی و جنوبی (به‌خصوص جنوب شرقی) منطقه قرار گرفته‌اند و اکثر نواحی مرکزی و جنوب غربی منطقه فاقد عدسی‌های کرومیت هستند.

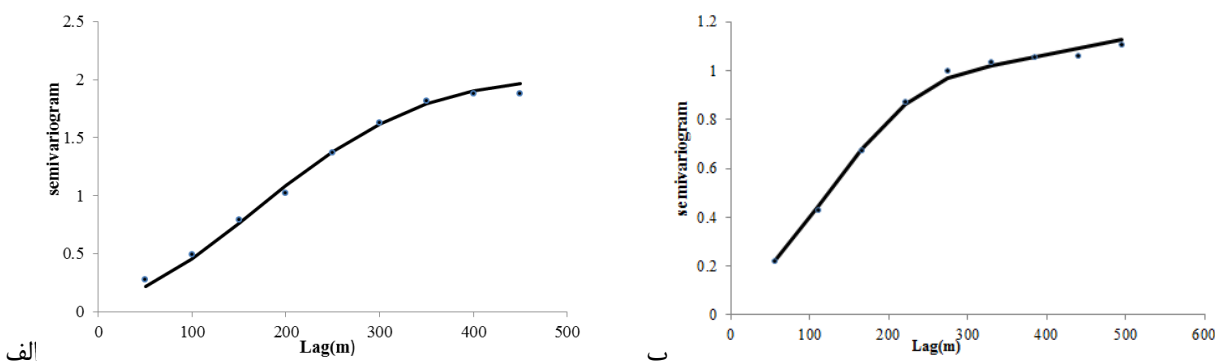
۵-۲-۴ تفسیر داده‌ها با فیلترهای زمین آماری (FKA)

۵-۲-۴-۱ واریوگرافی داده‌ها

حال در نظر است با استفاده از FKA مولفه‌های موثر در نقشه آنومالی بوگه را تفکیک نموده و نقشه هر کدام از مولفه‌ها شامل مولفه محلی، مولفه ناحیه‌ای و مولفه نویز داده‌ها را رسم نمود. اولین گام در FKA محاسبه تغییرپذیری نسبت به فاصله و یا در واقع همان واریوگرام تجربی می‌باشد. واریوگرام در دو جهت با آزمون ۵۵ درجه و آزمون عمود بر آن رسم شده است. واریوگرام هر دو نوع ناهمسانگردی را نشان می‌دهد؛ ناهمسانگردی منطقه‌ای و هندسی. اثر ناهمسانگردی هندسی با تغییر مقیاس و ناهمسانگردی منطقه‌ای با بزرگ در نظر گرفتن دامنه رفع می‌شود. شکل ۵-۵ واریوگرام تجربی و واریوگرام تئوری برازش داده شده به داده‌ها در دو جهت مشخص را نشان می‌دهد. سپس نوبت به مرحله بعدی آنالیز یعنی برازش یک مدل معتبر تودرتو به واریوگرام تودرتو می‌رسد. تغییرپذیری نمایش داده شده در واریوگرام مطابق با تغییرات آنومالی در نقشه‌های در

قبل توصیف شده می‌باشد. در آزمون ۵۵ درجه بیشترین تغییرات مقدار آنومالی مشاهده می‌شود و متعاقباً در راستای عمود بر آن کمترین میزان تغییرپذیری مشهود است. ساختار بزرگ مقیاس دامنه واریوگرام بیشتری در راستای N35W نشان می‌دهد که در نقشه‌های گسترش رو به بالا می‌توان این مطلب را به وضوح دید. بر این اساس بهترین مدل بصورت رابطه ۵-۱ بدست آمده است که ترکیبی از سه ساختار مکعبی بزرگ مقیاس، ساختار مکعبی کوچک مقیاس و ساختار اثر قطعه‌ای می‌باشد:

$$\gamma(h) = 0.12nugget + 0.8Cub\left(\frac{N\ 55E}{475}, \frac{N\ 35W}{340}\right) + 1.1Cub\left(\frac{N\ 55E}{650}, \frac{N\ 35W}{2400}\right) \quad ۵-۱$$

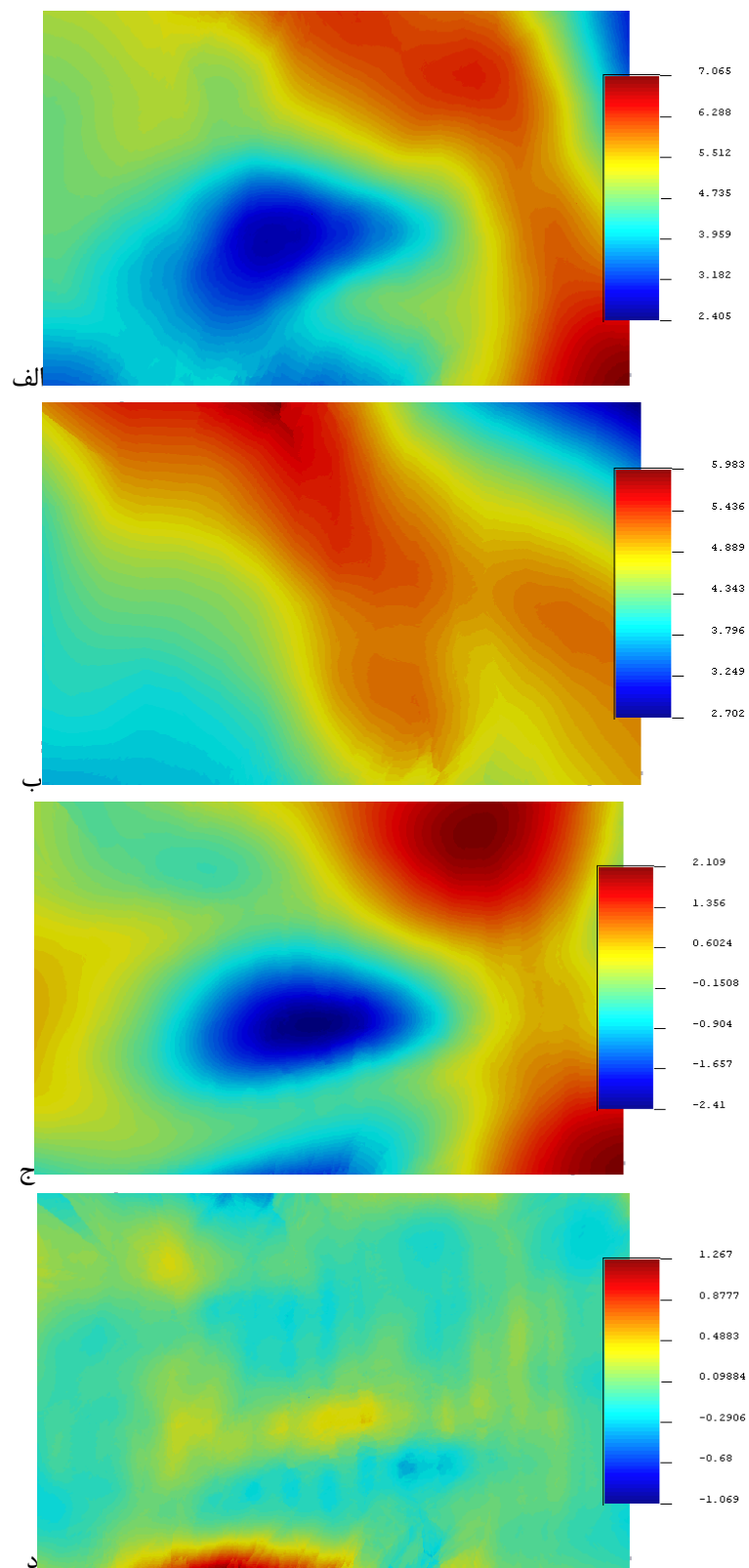


شکل ۵-۶ واریوگرافی داده‌ها، (الف) آزمون ۵۵ و (ب) آزمون ۱۳۵ (واریوگرام تجربی (نقاط)، مدل واریوگرام (خط))

ساختار بزرگ مقیاس در راستای آزمون ۵۵ درجه دارای دامنه ۶۵۰ متر و در راستای عمود بر آن دامنه ۲۴۰۰ متر دارد. این پیوستگی به وضوح در نتایج دیده خواهد شد. ساختار مکعبی دوم نیز در راستای ۵۵، پیوستگی فضایی ۴۷۵ متری نشان می‌دهد و در راستای عمود بر آن دامنه واریوگرام ۳۴۰ متر می‌باشد و بالاخره ساختار سوم، که معرف خطاهای اندازه‌گیری و یا وجود یک ساختاری با دامنه کمتر از فاصله برداشت‌ها می‌باشد نیز قابل تشخیص است. سهم هر کدام از سه ساختار در ترکیب تودرتوی آنها در رابطه ۵-۱ مشخص است. در مرحله بعد از این گام بایستی که هر کدام از این سه ساختار را فیلتر نمود.

۵-۲-۴-۲ نتایج FKA

اکنون پس از شناخت تعداد ساختارها و یا در واقع معرفی نوع تغییرات گرانی هدف این است که با استفاده از FKA سهم هر ساختار را از کل داده‌های برداشت شده تجزیه و نقشه تغییرات فضایی آن را رسم نمود. لذا برای این کار بایستی تک تک ساختارها فیلتر شوند. در ابتدا چون مقدار آنومالی بصورت پراکنده و در ایستگاههای مختلف اندازه‌گیری شده است بایستی نقشه داده‌ها درونیابی شود. لذا این عملیات توسط کریجینگ انجام می‌شود (شکل ۵-۷ الف). عملیات فیلترینگ از ساختار بزرگ مقیاس شروع شده است. این ساختار تغییرات ناحیه‌ای اثر گرانی منطقه را نشان می‌دهد (شکل ۵-۷ ب). لازم به تذکر است که مقادیر هر ساختار بصورت نقطه‌ای تخمین زده شده‌اند. پس از محاسبه سهم ساختار بزرگ در هر نقطه بایستی مقادیر به دست آمده را از مقادیر اولیه داده‌ها کسر نمود. بنابراین اکنون داده‌ها تلفیقی از دو ساختار مکعبی مقیاس کوچک و ساختار اثر قطعه‌ای می‌باشند. در مرحله بعد هدف فیلترینگ ساختار مکعبی کوچک مقیاس است (شکل ۵-۷ ج). این ساختار تغییرات محلی یا در واقع آنومالی محلی داده‌ها را نشان می‌دهد. بعد از تخمین ساختار مکعبی دوم، مقادیر این ساختار را از داده‌های مرحله قبل کسر نموده و آنچه که از داده‌ها باقی می‌ماند ساختار اثر قطعه‌ای می‌باشد که همان نويز داده‌های گرانی می‌باشد (شکل ۵-۷ د). نتایج FKA بصورت کامل در شکل ۵-۷ آورده شده است.



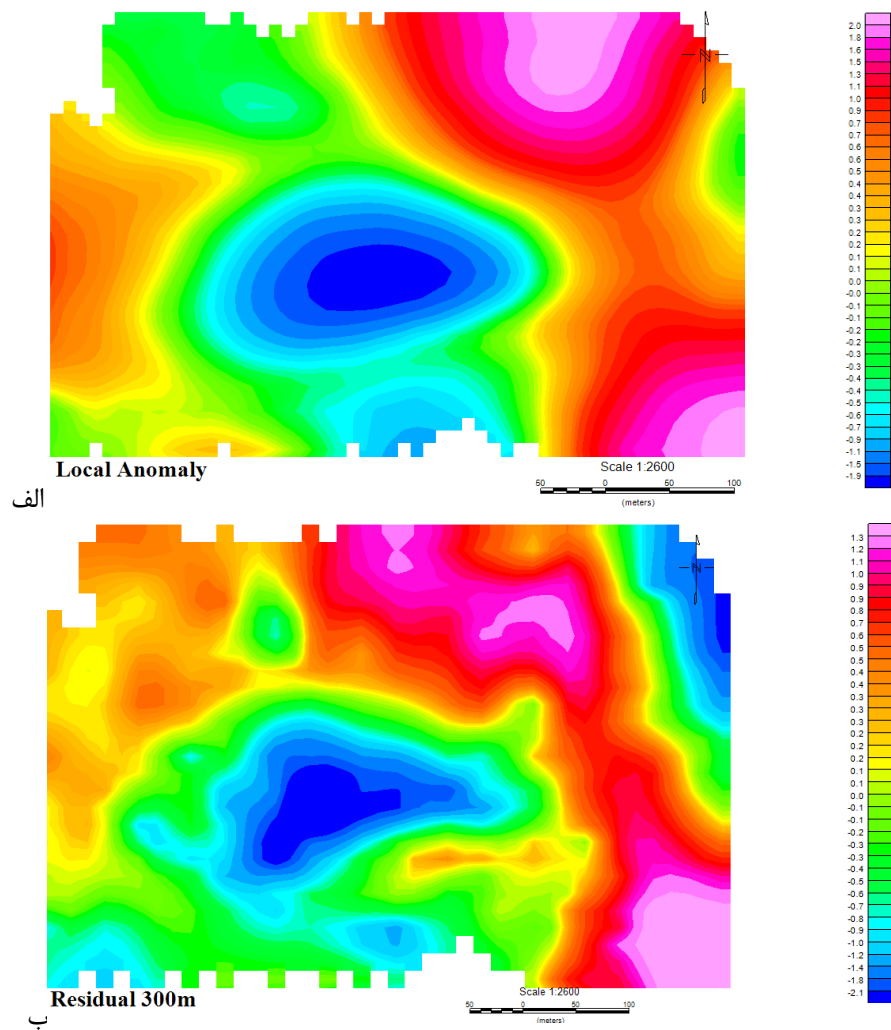
شکل ۵-۷ نتایج FKA، (الف) نقشه آنومالی بوگه درون یابی شده، (ب) ساختار بزرگ مقیاس، (ج) ساختار کوچک مقیاس و (د) ساختار اثر قطعه‌ای

۵-۲-۴-۳ تفسیر نقشه‌های FKA

همان‌طور که از روی نقشه آنومالی گرانی درون‌یابی شده در شکل ۵-۵ الف مشخص است، نواحی شمالی، شرقی و جنوب شرقی دارای آنومالی گرانی بالایی می‌باشد که دلیل آن می‌تواند وجود عدسی‌های کرومیت باشد. برای اظهار نظر دقیق‌تر می‌توان مولفه‌های فیلتر شده را تفسیر کنیم. ساختار بزرگ مقیاس داده‌ها روند تغییرات چگالی در سنگ میزبان را نشان می‌دهد. در نیمه شرقی تا شمالی می‌توان افزایش گرانی را مشاهده نمود که می‌تواند به علت وجود سنگ‌های اولترامافیک باشد. ساختار کوچک مقیاس فیلتر شده موقعیت آنومالی محلی گرانی یا در واقع مکان توده‌های کرومیت را نشان می‌دهد. دو توده بزرگ در شمال و در جنوب شرقی منطقه به وضوح دیده می‌شود که وسعت توده بالایی به مراتب بیشتر از توده جنوبی می‌باشد. ساختار اثر قطعه‌ای نیز توزیع خطای موجود در داده‌ها را نشان می‌دهد. بیشترین خطا در بخش گوشه شمال غرب و بخش تحتانی منطقه به دست آمده است که دلیل آن عدم برداشت داده کافی از این مناطق می‌باشد.

۵-۳ مقایسه نتایج FKA و فیلترهای ژئوفیزیکی

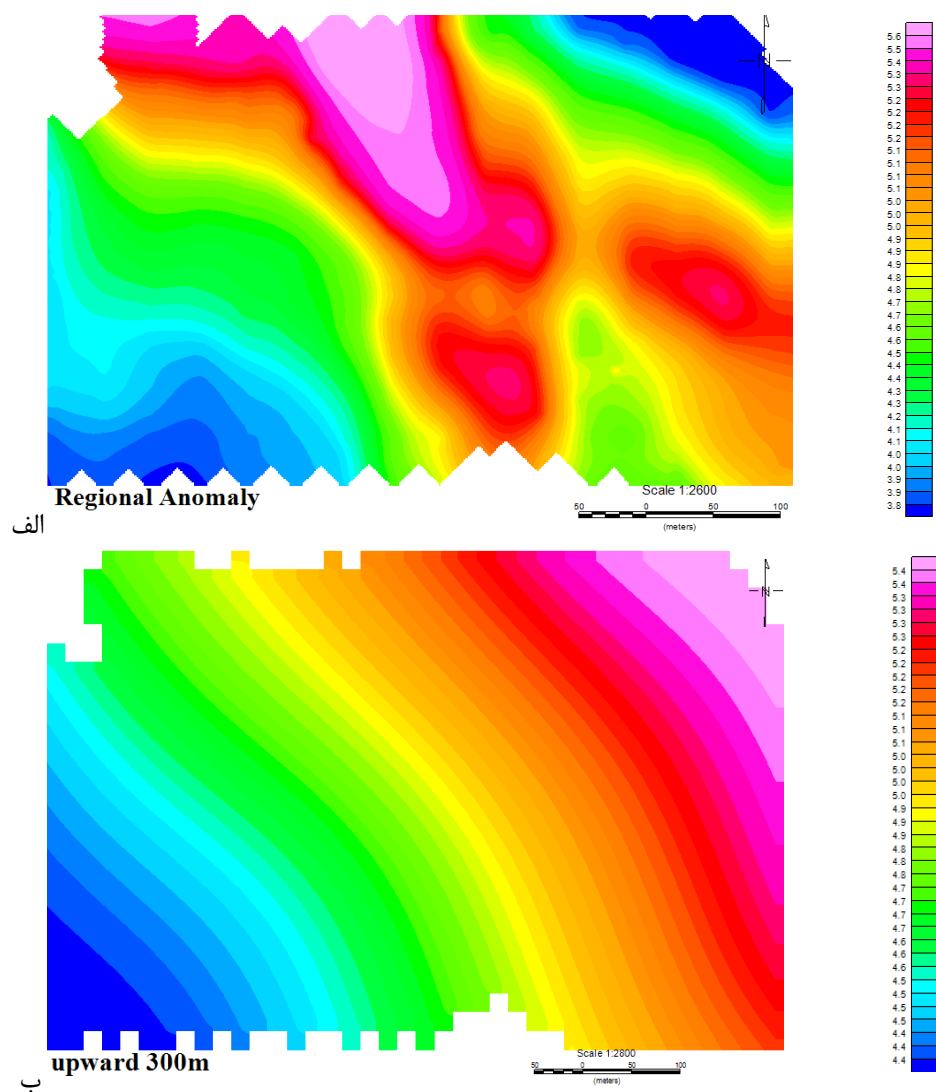
در این بخش هدف مقایسه نتایج دو روش می‌باشد و برای مقایسه بهتر، نقشه‌های FKA نیز در نرم‌افزار Geosoft رسم شده تا بتوان مقایسه یکنواختی بین مولفه‌ها انجام داد. شکل‌های ۵-۸ و ۵-۹ نتایج را نشان می‌دهند. نقشه آنومالی محلی حاصل از FKA را می‌توان با نقشه باقیمانده آنومالی بوگه حاصل از فیلتر ژئوفیزیکی مقایسه نمود. در هر دو نقشه تقریباً موقعیت توده‌های کرومیت با آنومالی بالا یکسان می‌باشد، اما تفاوت‌هایی نیز بین دو نقشه وجود دارد. در نقشه باقیمانده بعضاً مناطقی با آنومالی پایین در کنار مناطق با آنومالی بالا دیده می‌شود که این نمی‌تواند توجیه فیزیکی خاصی داشته باشد، مگر بعلت وجود گسل‌ها که در مطالعات همچنین پدیده‌ای توجیه نشده است. نقشه مولفه کوچک مقیاس پیوستگی فضایی داده‌ها را به وضوح نشان می‌دهد و از روی آن می‌توان گستردگی توده‌ها را تا حدودی تشخیص داد (شکل ۵-۸).



شکل ۵-۸ مقایسه مولفه محلی دو روش، (الف) روش FKA و (ب) فیلتر ژئوفیزیکی

نقشه گسترش رو به بالا در قسمت شمال شرق منطقه بیشترین آنومالی را نشان می‌دهد در حالیکه نقشه آنومالی بزرگ مقیاس، بیشترین مقدار آنومالی را در نواحی مرکزی و متمایل به شرق نشان می‌دهد که بعلت وجود توده‌های کومیت و سنگ‌های میزبان اولترامافیک این توده‌ها می‌باشد. این افزایش در نقشه آنومالی نیز قابل توجه است. البته برای تفسیر دقیق نقشه‌ها نیاز به اطلاعات بیشتری از منطقه می‌باشد ولی بر اساس شواهد موجود نتایج FKA می‌تواند ارجحیت بیشتری نسبت به نتایج فیلترها داشته باشند چرا که نتایج مستقیماً بر اساس ساختار فضایی تشخیص داده شده به دست آمده‌اند و با مقایسه بین مولفه‌های حاصل از دو

روش مشاهده می‌شود که نتایج FKA هم‌خوانی بیشتری با داده‌های اصلی (آنومالی بوگه) دارد تا نسبت به فیلترهای ژئوفیزیکی. از دیگر مزایای روش FKA تشخیص مولفه نویز و نقشه توزیع خطا در منطقه می‌باشد که فیلترهای ژئوفیزیکی قادر به تشخیص آن بصورت جداگانه نمی‌باشند.



شکل ۵-۹ مقایسه مولفه ناحیه‌ای دو روش، (الف) روش FKA و (ب) فیلتر ژئوفیزیکی

۵-۴ نتیجه‌گیری

در این فصل به کاربرد روش FKA در تفسیر و پردازش داده‌های گرانی ناشی از برداشت‌های گرانی‌سنجی منطقه فاریاب پرداخته شد. بر اساس آنالیز واریوگرام سه ساختار فضایی شناسایی شد و بر اساس FKA نقشه‌های تغییرپذیری رسم شد. هر کدام از مولفه‌ها یا ساختارها که مستقل از همدیگر نیز می‌باشند حاوی اطلاعات متفاوت در مقیاس‌های فضایی متفاوت می‌باشند. مولفه محلی موقعیت توده‌های کرومیت گسترده در منطقه را نشان می‌دهد، مولفه ناحیه‌ای تغییرات ناحیه‌ای منطقه و مولفه نویز نیز خطای برداشت را نشان می‌دهد. این نتایج با نقشه‌های آنومالی حاصل از فیلترهای معمول ژئوفیزیکی مقایسه شد و در نهایت می‌توان اظهار داشت که نتایج FKA توانسته ساختارهای فضایی داده‌ها را بر اساس آنالیز ساختاری تشخیص دهد و آنومالی‌ها را بخوبی تفکیک نماید.

فصل ششم

نتیجه گیری و پیشنهادات

۶-۱ نتیجه‌گیری

از نتایج و کارهای انجام شده در پایان‌نامه می‌توان به موارد زیادی اشاره نمود که بصورت موردی به آنها اشاره می‌شود؛

- با شبیه‌سازی و ترکیب جوامع آماری متعدد این نتیجه حاصل شد که FKA قادر به تشخیص ساختارهای فضایی که در مقیاس‌های مختلف اتفاق می‌افتند می‌باشد و می‌تواند تفکیکی به واقع درست از برهم‌نهی چند ساختار فضایی داشته باشد.
- نقطه ضعف فیلترهای معمول ژئوفیزیکی در تفکیک آنومالی‌ها در نظرنگرفتن ساختار فضایی داده‌هاست. یعنی ژئوفیزیک بدون اینکه به همبستگی داده‌ها در یک محیط توجهی داشته باشد اقدام به فیلتر نقشه‌های آنومالی براساس دانش شخصی و با استفاده از سعی و خطا می‌نماید ولی در زمین آمار اساس جدایش مولفه‌ها و یا ساختارها همین ساختار فضایی داده‌هاست. بنابراین در فیلترهای گسترش رو به بالا و بازماند آن، به علت نادیده گرفته شدن ساختار فضایی مولفه‌ها نمی‌توان گفت که هر ساختار به خوبی تفکیک شده ولی با استفاده از این روش FKA و جدایش ساختارها تغییرات هر ساختار به خوبی قابل تشخیص است و این نشان از برتری و قدرت FKA نسبت به فیلترهای معمول ژئوفیزیکی می‌باشد.
- با بررسی نقش پارامترهای اصلی در یک تخمین زمین‌آماری و با انجام مطالعات مختلف مشخص شد که فاکتورهای متعددی می‌تواند در نتایج FKA موثر باشد. از این میان فاصله نمونه‌برداری از یک شبکه مشخص و یا در واقع تعداد نقاط شرکت کننده در تخمین و فیلترینگ زمین‌آماری، شعاع جستجو و محدوده جستجوی تخمین و دامنه واریوگرام ساختارهای تودرتوی یک نقشه آنومالی بررسی شد و این نتایج حاصل شد که با افزایش فاصله نمونه‌ها برخی از ریزساختارها نمی‌توانند به درستی فیلتر شوند و همبستگی بین مولفه‌های شبیه‌سازی شده و مولفه‌های فیلتر شده در این مطالعه موردی مصنوعی کاهش یافته، لذا برای تضمین نتایج بهینه FKA تا حد ممکن فاصله نمونه‌ها را بایستی کاهش داد. در

بررسی تغییرات شعاع تاثیر، انتخاب شعاع نامناسب نمی تواند نتایج مناسبی به همراه داشته باشد و با بررسی تغییرات دامنه واریوگرام و با افزایش و کاهش ۴۰٪ دامنه هر کدام از ساختارها مشخص شد که با افزایش دامنه همبستگی بین مولفه ها کاهش یافته است. البته بایستی در نظر داشت که دامنه واریوگرام تحت کنترل کارشناس نیست بلکه مربوط به ذات پدیده می باشد، با اینحال هدف بررسی میزان حساسیت در همان محدوده کوچک تغییرات از حیث تخمین های مختلف واریوگرام بوده است.

- همانند تمامی کارهای انجام شده در زمینه تفسیر ژئوفیزیکی داده های میدان پتانسیل با استفاده از فیلترهای ژئوفیزیکی، در این پایان نامه نیز جهت تشخیص آنومالی های گرانی عمیق از فیلتر گسترش رو به بالا و جهت تشخیص آنومالی های کم عمق و نزدیک به سطح از نتایج آنومالی باقیمانده استفاده شد و نتایج مطلوبی مشاهده شد.

- روش FKA هیچ محدودیتی در کاربرد در حالت های سه بعدی و شبکه های برداشت نامنظم ندارد و در این موارد نیز بخوبی عمل می کند.

- پس از تست FKA بر روی داده های مصنوعی و ارزیابی مثبت کارایی این روش، کاربرد آن در عمل و مطابق با واقعیات بررسی شد. داده های حاصل از برداشت گرانی معادن کرومیت فاریاب با استفاده از روش FKA و همچنین فیلترهای گسترش رو به بالا و گسترش رو به پایین بررسی شد و بنا بر آنالیز واریوگرافی داده ها سه ساختار فضایی مربوط به سه مقیاس مختلف و مستقل از همدیگر شناسایی شد. مولفه اثر قطعه ای داده ها توزیع خطای برداشت و محتوی نویز داده ها را تعیین می کند. ساختار مکعبی در مقیاس کوچک نمایش ناهنجاری های ناشی از توده های کرومیت است و ساختار مقیاس بزرگ داده ها تغییرات گرانی در سنگ میزبان توده های کرومیت را آشکار می سازد. در مقایسه دو روش فیلترهای ژئوفیزیکی و فیلترینگ زمین آماری مشخص شد که نتایج FKA هم خوانی بیشتری با واقعیات برداشت از منطقه دارد.

- در تشخیص ساختارهای بزرگ مقیاس زمین‌شناسی همچون رسوبات، ناودیس‌ها و تاقدیس‌ها جهت تعیین مناطق پتانسیل مطلوب مخازن نفتی منطقه شرق ویتنام بر روی داده‌های گرانی برداشت شده از این منطقه از روش FKA استفاده شد و مناطق امیدبخش برای مراحل بعدی اکتشاف نفت بر اساس ساختار فضایی داده‌ها شناسایی شد.

۶-۲ پیشنهادات

- بنابر مشاهدات انجام شده در این پایان‌نامه و کاربردهای متنوع FKA در ژئوفیزیک می‌توان اظهار نمود که این روش، تکنیکی ایده‌آل برای تفکیک نویز از سیگنال می‌باشد.
- با توجه به کاربرد FKA در داده‌های گرانی در این پایان‌نامه و مشاهده نتایج مطلوب روش در این زمینه و مشابهت برداشت‌های لرزه و مغناطیس با داده‌های بررسی شده پیشنهاد می‌شود که در جدایش ساختارهای فضایی این داده‌ها نیز از این روش استفاده شود و FKA می‌تواند روشی مناسب در فیلتر نویز داده‌های لرزه‌نگاری باشد.
- با توجه به مطالعات موردی بررسی شده در مرحله مرور کتابخانه ای پایان‌نامه و از آنجا که کاربرد FKA در زمینه‌های گوناگون محدودیتی ندارد، بررسی تلفیق این روش با روش‌های دیگر زمین‌آماري همچون M-GS در زمینه ژئوفیزیک می‌تواند نتایج به مراتب مطلوب‌تری نسبت به FKA به همراه داشته باشد، لذا در ادامه این تحقیق بررسی این موارد توصیه می‌شود.
- در آنالیز چندعنصری نیز می‌توان از حالت چندمتغیره FKA استفاده نمود و چون برازش یک مدل خطی هم‌ناحیه‌ای همزمان به چند متغیر امری مشکل‌ساز بوده و در این پایان‌نامه حالت تک‌متغیره بررسی شده و نتایج مطلوبی را نشان داده، لذا پیشنهاد می‌شود که برای بررسی تغییرپذیری عناصر شیمیایی از حالت تک‌متغیره استفاده نموده و نتایج بصورت مستقل بررسی شوند.

منابع و مآخذ

- Alary, C. and H. D. Renard (2010). "Factorial kriging analysis as a tool for explaining the complex spatial distribution of metals in sediments." **Environmental science technology** "44: pp.593-599..
- Berezkin, W. M. (1973). "Application of gravity exploration to reconnaissance of oil and gas reservoirs".
- Boomeri, M., K. Nakashima, et al. (2010). "Chromite ore deposits from Sorkhband ultramafic sequence, Faryab, southern Iran." Japan Geoscience Union.
- Bott, M. P. H. (1962). "A simple criterion for interpreting negative gravity anomalies." **Geophysics** 9(9): pp.54-56.
- Bourges, M. and N. Jeanne (2009). "M-Factorail kriging for seismic data noise attenuation." 11th International Congress of the Brazilian Geophysical Society held in Salvador, Brazil:pp. 4.
- Chiles ,J. P. and A. Guillen (1984). "Variogrammes et krigeges pour la gravimetrie et le magnetisme." Sciences de le Terre".
- Coleou, T. (2001). "On the use of seismic velosties in model building for depth conversion." **EAGE**: pp.1-5.
- Dobrin, M. B. and C. H. Savit (1988). "Introduction to Geophysical Prospecting." pp.600-607.
- Dubrule, O. (2003). "Geostatistics for seismic data integration in earth models." European Association of Geoscientists Engineers & Society of Exploration Geophysicists: pp.273.
- Dung, T. T.(2004). "Tow and three dimensional normalized total gradient of gravity anomalies and its application for detecting the oil-gas potential areas in the southeast sedimentary basins of the East Vietnam Sea." The 7th SEGJ International Symposium-Imaging Technology-Japan: pp.1-6.
- Espinosa, R. j., A. J. Sousa, et al. (1991). "Identification of geochemical anomalies using principal component analysis and factorial kriging analysis " **Geochemical Exploration**: pp.1-7.
- Galli, A. and L. Sandjivy (1985). " Analyse krigeante et analyse spectrale." Sciences de la T erre, Se´rie Informatique (**21**), pp.115-124.

Goovaerts, P., P. Sonnet, et al. (1993). " Factorial kriging analysis of springwater contents in the Dyle river basin, Belgium." **Water resources research** 29(7): pp.2115-2125.

Han, D. H. (1987). "Effects of porosity and clay content on acoustic properties of sand stones and unconsolidated sediments." pp.1-210.

Her, M. (2008). "Principal Component Analysis." University of Minnesota, Morris: 1-46.

Heriawan, M. N. and K. Koile (2008). "Identifying spatial heterogeneity of coal resource quality in a multilayer coal deposit by multivariate geostatistics." **International of Coal Geology** 73: pp.307-330.

Jeanne, N. and M. Jean-Lu. (2008). "Applying geostatistical filtering techniques to nearsurface geophysics: tow examples for refraction surveying and gravimetry." 70th EAGE conference & Exhibition-Rome, Italy:pp. 5.

Manly, B. F. J. (1995). "Introduction to multivariate statistical methods ": pp.77-92.

Mari, J. L. and G. Porel (2007). "3D seismic imaging of a near-surface heterogeneous aquifer: a case study." **Oil & Gas Science and Technology**.

Matheron, G. (1982). "Pour une analyse krigéante des données régionalisées " Centre de Geostatistique,France:pp 1-30.

Mbarga, T. N., E. M. Dicoum, et al. (2007). "Gravity anomalies, sub-surface structure and oil and gas migration in the Mamfe, Cameroon-Nigeria, sedimentary basin " **Geofísica Internacional** 46(2): pp.129-139.

McCulloh, T. H. (1980). " Mass properties of sedimentary rocks and gravimetric effects of petroleum and natural-gas reservoirs, in China." **Soc.Expl. Geophysics**.

Najafzadeh, A., M. Arvin, et al. (2010). "Evidwnces of Melt-Rock Interaction During Petrogenesis of Wehrlites From Sorkhband Ultramafic Complex, Southern Kerman,Iran: Constraints on Mineral and Whole Rock Chemistry ":pp. 223-225.

Porter, F. (2008). "Testing Consistency of Two Histograms." California Institute of Technology: pp.1-35.

Reynolds, J. (1997). " An introduction to Applied and Environmental Geophysics." Reynolds Geo-Sciences Ltd, UK.

Ribeiro, L. and A. R. Lopes (1996). "Spatial-Temporal Piezometric Patterns Characterisation of Karstic Grounwater Systems by Factorial Kriging With Quality Weighting".

Richards, J. A. (1986). " Remote Sensing Digital Image Analysis." (New York: Springer-Verlag).

Rivoirard, J. (2003). "Coures on Multivariate Geostatistics." Ecole des Mines de Paris: pp.1-77.

Sawan, A. R. H., M. Sndilands, et al. (1995). "Introduction to Geological Data Analysis." Backwill Science: pp.1-446.

Schoefler, J. (1975). "Gravimétrie appliquée aux recherches structurales et à la prospection pétrolière et minière." pp.288.

Smith, L. I. (2002). "A tutorial on Principal Components Analysis." pp.1-27.

Van Meirvenne, M. and P. Goovaerts (2000). "Accounting for spatial dependence in the processing of multi-temporal SAR images using factorial kriging." **Remote Sensing** 23(2): pp.371-387.

Wackernagel, H. (1988). "Geostatistical techniques for interpreting multivariate spatial information." Quantitative Analysis of Mineral and Energy Resources: pp.393-409.

Watson, W. D., L. F. Ruppert, et al. (2001). "A geostatistical approach to predecting sulfur content in the Pittsburg coal bed." International Journal of Coal Geology 48: 1-22.

Yaghubpur, A. (2005). "Mineral Deposits of Iran: A Brief Review." Mineral Resources and Development: pp.191-202.

Yaghubpur, A. (2005). "Mineral Deposits of Iran: A Brief Review." **Mineral Resources and Development**: 191-202.

Yaghubpur, A. and A. A. hassannejad (2006). "The Spatial Distribution of Some Chromite Deposits in Iran, Using Fry Analysis." **Journal of Sciences, Islamic Republic of Iran** 17(2): pp.147-152.

Yao, T., T. Mukerji, et al. (1999). "Scale Matching with Factorial Kriging for Improved Porosity Estimation from Seismic Data." **Mathematical Geology** 31(1): pp.23-46.

آقاجانی, ح. (۱۳۸۸)، رساله دکتری، بررسی قابلیت روش گرادیان کل نرمال داده های گرانی در تعیین پتانسیل هیدروکربوری تله های نفتی، دانشکده مهندسی معدن، نفت و ژئوفیزیک، دانشگاه صنعتی شاهرود

کامکارروحانی, ا. (۱۳۸۷)، پردازش، مدلسازی، تحلیل و تفسیر داده های ژئوفیزیکی (گرانی و مغناطیس) برای اکتشاف کرومیت در منطقه فاریاب.

پوستا

۱-۱ مدل خطی هم‌ناحیه‌ای LMC

گام اساسی در FKA چندمتغیره، تعریف یک مدل خطی LMC است. مدل‌های معتبری که معمولاً به واریوگرام تجربی برازش می‌شوند: توابع کروی، گوسی و نمایی می‌باشند. واریوگرام‌های متقاطع بین دو متغیر Z_α و Z_β به صورت رابطه ۱-۱ محاسبه می‌شود (Rivoirard, 2003):

$$\gamma_{\alpha\beta} = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [(z_\alpha(x_i) - z_\alpha(x_i + h))(z_\beta(x_i) - z_\beta(x_i + h))] \quad 1-1$$

مدل‌ها احتمالاً تودرتو می‌باشند چون که نشان‌دهنده یک شماری از فرایندهای فعال در مقیاس‌های فضایی می‌باشند. این قبیل کواریوگرام یک ترکیب خطی از N_s مولفه $g^u(h)$ می‌باشد. $g^u(h)$ معادله واریوگرامی است که در تمام ساختارها یکسان در نظر گرفته می‌شود. معادله واریوگرام یک ساختار تودرتوی چندمتغیره بصورت رابطه ۲-۱ محاسبه می‌شود:

$$\gamma_{\alpha\beta}(h) = \sum_{u=1}^{N_s} \gamma_{\alpha\beta}^u(h) = \sum_{u=1}^{N_s} b_{\alpha\beta}^u g^u(h) \quad 2-1$$

جایی که $b_{\alpha\beta}^u$ ضرایبی هستند که اهمیت هر مقیاس فضایی u را بر روی رابطه بین متغیرها نشان می‌دهند. LMC می‌تواند به صورت ماتریسی رابطه ۳-۱ بیان شود:

$$\Gamma_{\alpha\beta} = \sum_{u=1}^{N_s} B^u g^u(h) \quad 3-1$$

جایی که $\Gamma_{\alpha\beta}$ ماتریس $p \times p$ و B^u یک ماتریس مثبت ضرایب $b_{\alpha\beta}^u$ است. با استفاده از آن می‌توان همبستگی بین متغیر Z_α و Z_β در مقیاس مشخص u از طریق رابطه ۴-۱ به دست آورد:

$$\rho_{\alpha\beta}^u = \frac{b_{\alpha\beta}^u}{\sqrt{b_{\alpha\alpha}^u b_{\beta\beta}^u}} \quad 4-1$$

سپس آنالیز مولفه‌های اصلی بر روی ماتریس B^u برای تشخیص فرایندهای اصلی فعال در مقیاس‌های فضایی تشخیص داده شده به کار می‌رود (Goovaerts, Sonnet et al., 1993). هر متغیر را می‌توان درون چندین مقیاس تجزیه نمود و بصورت رابطه ۵-۱ نوشت:

$$Z(x) = \sum_u Z_i^u(x) + m_i \quad 5-1$$

هر مقیاس فضایی نیز می‌تواند ترکیبی از یک سری فاکتور با اوزان a باشد که بصورت رابطه ۶-۱ تعریف می‌شود:

$$Z_i^u(x) = \sum_q a_{iq}^u Y_q^u(x) \quad 6-1$$

بنابراین رابطه ۷-۱ را داریم:

$$Z(x) = \sum_u \sum_q a_{iq}^u Y_q^u(x) + m_i \quad 7-1$$

۱-۱-۱ مثال عددی LMC (تک‌متغیره)

فرض کنیم در حالت تک‌متغیره داده‌های عیار سرب با میانگین ۱۳/۲٪ و با واریوگرام تودرتویی با دو ساختار در اختیار است. یک ساختار اثر قطعه‌ای معادل ۱۱ و ساختاری کروی با سقف ۳۹ و با دامنه ۶۰ به واریوگرام تجربی داده‌ها برازش داده شده است. در رابطه ۸-۱ معادلات واریوگرام مربوط به هر کدام از متغیرها دیده می‌شود (Rivoirard, 2003):

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= 11 \text{ nugget}(h) + 39 \text{ Sph}(h / 60) \\ \gamma(h) &= b^1 \gamma^1(h) + b^2 \gamma^2(h) \\ \gamma^1(h) &= \text{nugget}(h) \quad , \quad \gamma^2(h) = \text{Sph}(h / 60) \end{aligned} \quad 8-1$$

که در آن b^1 و b^2 ضرایب ساختارها و درایه‌های ماتریس هم‌ناحیه‌ای (LMC) می‌باشند. متغیر را می‌توان بعنوان مجموعی از دو مولفه $Z^1(x)$ و $Z^2(x)$ تعریف نمود و بصورت ۹-۱ نوشت که هر کدام از آنها ساختار واریوگرام مربوط به خود را دارد:

$$Z(x) = Z^1(x) + Z^2(x) + m \quad 9-1$$

به ازای تعداد ساختارهای موجود می توان فاکتور ناحیه ای داشت، بنابراین در این مورد دو فاکتور $Y^1(x)$ و $Y^2(x)$ داریم، بنابراین متغیر ناحیه ای بصورت رابطه ۱۰-۱ نوشته می شود:

$$\begin{aligned} Z(x) &= a^1 Y^1(x) + a^2 Y^2(x) \\ a^1 &= \sqrt{b^1} = \sqrt{11} = 3.32, \quad a^2 = \sqrt{b^2} = \sqrt{39} = 6.24 \\ Z(x) &= 3.32 Y^1(x) + 6.24 Y^2(x) + 13.2 \end{aligned} \quad 10-1$$

۱-۱-۲ مثال عددی از LMC (چند متغیره)

برای این منظور حالت سه متغیر ناحیه ای، سرب، روی و نقره در نظر گرفته شده است. با واریوگرافی هر کدام از متغیرها، ساختار تودرتویی به متغیرها برازش شده است که بصورت رابطه ۱۱-۱ می باشد:

$$\begin{aligned} \gamma_1(h) &= 11nugget + 39Sph(h/60) \\ \gamma_2(h) &= 9nugget + 15Sph(h/60) \\ \gamma_3(h) &= 1.1nugget + 1.8Sph(h/60) \\ \gamma_{12}(h) &= 14.5Sph(h/60) \\ \gamma_{13}(h) &= 5Sph(h/60) \\ \gamma_{23}(h) &= 3.8Sph(h/60) \end{aligned} \quad 11-1$$

این رابطه را بصورت پارامتری رابطه ۱۲-۱ می توان نوشت:

$$\begin{aligned} \gamma_1(h) &= b_{11}^1 \gamma^1(h) + b_{11}^2 \gamma^2(h) \\ \gamma_2(h) &= b_{22}^1 \gamma^1(h) + b_{22}^2 \gamma^2(h) \\ \gamma_3(h) &= b_{33}^1 \gamma^1(h) + b_{33}^2 \gamma^2(h) \\ \gamma_{12}(h) &= b_{12}^1 \gamma^1(h) + b_{12}^2 \gamma^2(h) \\ \gamma_{13}(h) &= b_{13}^1 \gamma^1(h) + b_{13}^2 \gamma^2(h) \\ \gamma_{23}(h) &= b_{23}^1 \gamma^1(h) + b_{23}^2 \gamma^2(h) \\ \gamma^1(h) &= nugget, \quad \gamma^2(h) = Sph(h/60) \end{aligned} \quad 12-1$$

بنابراین می توان ماتریس های هم ناحیه ای را بصورت رابطه ۱۳-۱ نوشت:

$$b^1 = (b_{ij}^1) = \begin{pmatrix} 11 & 0 & 0 \\ 0 & 9 & 0 \\ 0 & 0 & 1.1 \end{pmatrix}, \quad b^2 = (b_{ij}^2) = \begin{pmatrix} 39 & 14.5 & 5 \\ 14.5 & 15 & 3.8 \\ 5 & 3.8 & 1.8 \end{pmatrix} \quad ۱۳-۱$$

سپس با اعمال PCA که در پیوست بعد توضیح داده می‌شود، می‌توان فاکتورهای ناحیه‌ای موثر در هر ساختار را بدست آورد.

پوست ۲

۲-۱ آنالیز مولفه‌های اصلی (PCA)

۲-۱-۱ مقدمه

تکنیک تجزیه مولفه‌های اصلی اولین بار توسط کارل پیرسون^۱ در سال ۱۹۰۱ شرح داده شد (Manly, 1995). آنالیز مولفه‌های اصلی یک روش آماری چندمتغیره است که بر مبنای یک تبدیل خطی اورتوگونال می‌باشد و داده‌ها را در یک سیستم مختصات جدید تبدیل می‌کند. هدف از PCA، پیدا کردن ترکیبات خطی از متغیرهای اولیه همبسته است که یک دستگاه مختصات جدید را فراهم کنند (Her, 2008). با استفاده از این آنالیز می‌خواهیم به یک تکنیک کاهش داده و همچنین بهینه‌سازی برسیم. این عملیات شامل فرایندهایی از قبیل ضرایب لاگرانژ، کاربرد مقادیر ویژه و بردار ویژه، ماتریس کواریانس و خواص آن و چندین تکنیک ریاضیاتی دیگر می‌شود، لذا لازم است که ابتدا تعاریف و مفاهیم اولیه‌ای مطرح و بیان شود که در شناخت اساس آنالیز مولفه‌های اصلی می‌تواند کمک کاربرد فراوانی داشته باشد. لازم به تذکر است که در FKA آنالیز مولفه‌های اصلی بر روی ماتریس‌های هم‌ناحیه‌ای به کار برده می‌شود که در واقع همان ماتریس واریانس - کواریانس می‌باشد که توصیف کننده ساختار همبستگی یک سری از متغیرها در مقیاس‌های فضایی مشخص می‌باشد.

۲-۱-۲ مفاهیم اولیه

۲-۱-۲-۱ ماتریس کواریانس^۲

از بیان مفاهیمی از قبیل امید ریاضی، واریانس، پراکندگی و... که از مفاهیم اولیه و مقدماتی آمار می‌باشند پرهیز نموده و تنها به بررسی چند نمونه از آنها اکتفا می‌نماییم (Smith, 2002). کواریانس همواره بین دو متغیر اندازه‌گیری می‌شود که از رابطه ۲-۱ می‌توان محاسبه نمود؛

¹ Karl pearson

² Covariance Matrix

$$\begin{aligned} \text{Cov}(x_i, x_j) &= E(x_i x_j) - [E(x_i)][E(x_j)] \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} x_i x_j f_{ij}(x_i, x_j) dx_i dx_j - [E(x_i)][E(x_j)] = \sigma_{ij} \end{aligned} \quad ۱-۲$$

$f_{ij}(x_i, x_j)$ تابع چگالی پیوسته x_i و x_j می باشد که نشان دهنده همبستگی بین x_i و x_j متغیر در ماتریس داده ها می باشد. در صورتی که $i=j$ باشد، در واقع همان واریانس متغیر محاسبه می شود. ماتریس کواریانس به فرم رابطه ۲-۲ تعریف می شود؛

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1p} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{p1} & \sigma_{p2} & \dots & \sigma_{pp} \end{bmatrix} \quad ۲-۲$$

۲-۲-۱-۲ ماتریس همبستگی^۱

ماتریس همبستگی رابطه بین دو متغیر را نشان می دهد و ضریب همبستگی همواره بین -۱ تا ۱ تغییر می کند. در صورتی که این ضریب برابر ۱ باشد، یعنی دو متغیر کاملاً رفتاری مشابه دارند و همبستگی مثبت شدیدی دارند، در صورتی که برابر -۱ باشد، همبستگی شدید منفی دارند، یعنی رفتاری عکس از خود نشان می دهند و در حالتی که برابر ۰ باشد، یعنی دو متغیر کاملاً ناهمبسته می باشند. ضریب همبستگی را می توان از رابطه ۳-۲ محاسبه نمود؛

$$\rho_{i,j} = \frac{\text{cov}(i, j)}{\sigma_i \sigma_j} = \frac{E((i - \mu_i)(j - \mu_j))}{\sigma_i \sigma_j} \quad ۳-۲$$

بنابراین ماتریس همبستگی n متغیر، ماتریسی $n \times n$ است که از رابطه ۴-۲ محاسبه می شود؛

¹ Correlation Matrix

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \dots & \rho_{1p} \\ \rho_{21} & 1 & \dots & \rho_{2p} \\ \dots & \dots & 1 & \dots \\ \rho_{p1} & \rho_{p2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad 4-2$$

۲-۱-۳ بردار ویژه^۱

بردار ویژه همان اوزان در تبدیل خطی هنگام محاسبه امتیازات مولفه‌های اصلی می‌باشند که سهم هر متغیر اولیه را در متغیر اصلی بدست آمده نشان می‌دهد.

۲-۱-۴ مقدار ویژه^۲

مقدار ویژه نشان‌دهنده واریانس توصیفی هر مولفه اصلی یا هر فاکتور می‌باشد.

۲-۱-۵ ماتریس داده‌ها

می‌توانیم مشاهدات را در یک فرم ماتریسی با یک ماتریس $n \times p$ بصورت رابطه ۵-۲ بنویسیم؛

$$X = \begin{bmatrix} X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1p} \\ X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2p} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{n1} & X_{n2} & \dots & X_{np} \end{bmatrix} \quad 5-2$$

¹ Eigenvector

² Eigen value

۲-۲ مولفه‌های اصلی

اولین مولفه داده‌های مشاهده شده بصورت ترکیب خطی از بردارهای جواب می‌باشد (رابطه ۲-۶)؛

$$\vec{Y}_1 = \alpha_{11}\vec{x}_1 + \alpha_{21}\vec{x}_2 + \alpha_{31}\vec{x}_3 + \dots + \alpha_{p1}\vec{x}_p = \vec{\alpha}_1^T X \quad ۲-۶$$

جایی که $\vec{\alpha}_1$ بردارویژه مربوط به بزرگترین مقدار ویژه می‌باشد.

$\vec{\alpha}_1^T \vec{\alpha}_1 = 1$ و λ_1 بزرگترین مقدار ویژه می‌باشد. با حل این دو معادله می‌توان بردار اولین

مولفه را به دست آورد. بهمین ترتیب دومین مولفه بصورت ترکیب خطی از بردارهای جواب در رابطه ۲-۷ می‌باشد؛

$$\vec{Y}_2 = \alpha_{12}\vec{x}_1 + \alpha_{22}\vec{x}_2 + \alpha_{32}\vec{x}_3 + \dots + \alpha_{p2}\vec{x}_p = \vec{\alpha}_2^T X \quad ۲-۷$$

جایی که $\vec{\alpha}_2$ بردارویژه مربوط به دومین مقدار ویژه بزرگ می‌باشد. λ_2 دومین مقدار ویژه بزرگ می‌باشد. مقادیر ویژه و بردار ویژه نیز از رابطه ۲-۸ بدست می‌آید؛

$$(S - \lambda_2 I) \vec{\alpha}_2 = 0, \vec{\alpha}_2^T \vec{\alpha}_2 = 1, \vec{\alpha}_1^T \vec{\alpha}_2 = 0 \quad ۲-۸$$

۱-۲-۲ مثال عددی PCA

برای درک بهتر PCA مثالی عددی مطرح شده که در آن ۱۱ متغیر اولیه موجود است. هدف بدست

آوردن ترکیب خطی ناهمبسته‌ای از این متغیرهای اولیه همبسته و یا در واقع بدست آوردن مولفه‌های اصلی این متغیرها می‌باشد. مراحل مختلف در تجزیه به مولفه‌های اصلی را می‌توان چنین بیان نمود (Manly, 1995)؛

۱- ابتدا با استاندارد کردن متغیرها شروع می‌کنیم تا میانگینی برابر صفر و واریانسی برابر ۱ داشته باشند. با

اینکه روال کلی کار بر این اساس است ولی در برخی حالات این موضوع نادیده گرفته می‌شود.

۲- محاسبه ماتریس کوواریانس C. اگر مرحله اول انجام شود، ماتریس کواریانس برابر ماتریس همبستگی‌ها خواهد بود.

۳- یافتن مقادیر ویژه و بردارهای ویژه مربوطه.

۴- حذف مولفه‌ای که فقط قسمت کوچکی از تغییرات را نشان می‌دهد.

داده‌های این مثال مربوط به داده‌های ۱۱ یون آب چشمه می‌باشند. تمامی متغیرها استاندارد شده و لذا ماتریس کواریانس که در این مورد ماتریس همبستگی داده‌ها می‌باشد مطابق جدول ۲-۱ محاسبه شده است. سپس بایستی مقادیر ویژه و بردارهای ویژه را محاسبه نمود. قابل ذکر است که ماتریس کواریانس متقارن است.

جدول ۲-۱ ماتریس همبستگی متغیرها (Goovaerts, Sonnet et al., 1993)

متغیر	pH	EC	Ca	Sr	ALK	Mg	K	Na	SO ₄	NO ₃	Cl
pH	1.00										
EC	0.49	1.00									
Ca	0.60	0.95	1.00								
Sr	0.60	0.62	0.73	1.00							
ALK	0.63	0.82	0.92	0.68	1.00						
Mg	-0.02	0.55	0.38	-0.08	0.34	1.00					
K	-0.10	0.14	-0.01	-0.04	0.03	0.12	1.00				
Na	-0.08	0.29	0.06	-0.04	-0.06	0.28	0.39	1.00			
SO ₄	-0.13	0.50	0.35	0.06	0.10	0.55	0.07	0.29	1.00		
NO ₃	-0.14	0.31	0.13	0.04	-0.09	0.28	0.32	0.68	0.36	1.00	
Cl	0.15	0.72	0.56	0.27	0.29	0.58	0.08	0.49	0.63	0.48	1.00

با محاسبه مقادیر ویژه و بردارهای ویژه می‌توان مولفه‌های اصلی را تعیین نمود. مقادیر ویژه به شرح رابطه ۲-۹ بدست می‌آیند؛

$$\lambda_1 = 4.597, \lambda_2 = 2.677, \lambda_3 = 1.223, \lambda_4 = .8179, \dots\dots\dots$$

بیشترین مقدار ویژه معرف واریانس توصیفی مولفه اصلی اول می‌باشد. با محاسبه مجموع مقادیر ویژه می‌توان درصد واریانس هر مولفه را با تقسیم مقدار ویژه متناظر با مولفه اصلی به مجموع مقادیر ویژه محاسبه نمود. در این مورد واریانس مولفه اول ۴۱٪ از کل واریانس را شامل می‌شود. مولفه دوم ۲۴٪، مولفه سوم ۱۱٪، مولفه چهارم ۷٪ و بقیه مولفه‌ها نیز بطور کلی ۱۷٪ از کل واریانس را شامل می‌شوند که به محاسبه آنها نیازی نیست. بردار ویژه متناظر هر مقدار ویژه، اوزان هر متغیر در مولفه اصلی می‌باشند. ۴ مولفه اصلی اول در رابطه ۱۰-۲ محاسبه شده‌اند؛

$$\begin{aligned} PC1 &= 0.2431pH + 0.4603EC + 0.4337Ca + 0.30220Sr + 0.3710ALK + 0.2651Mg + 0.0630K \\ &+ 0.1565Na + 0.2458SO_4 + 0.1675NO_3 + 0.3533Cl; \\ PC2 &= -0.3705pH - 0.0207EC - 0.189Ca - 0.3096Sr - 0.2978ALK + 0.2565Mg + 0.2457K \\ &+ 0.4235Na + 0.3077SO_4 + 0.4212NO_3 + 0.2538Cl; \\ PC3 &= 0.2137pH - 0.0155EC - 0.0305Ca + 0.2473Sr + 0.0258ALK - 0.4033Mg + 0.5532K \\ &+ 0.3756Na - 0.4039SO_4 + 0.3072NO_3 - 0.1551Cl; \\ PC4 &= 0.1114pH - 0.0661EC - 0.0228Ca + 0.2718Sr - 0.0279ALK - 0.4077Mg - 0.6709K \\ &+ 0.2019Na + 0.0579SO_4 + .3409NO_3 + 0.2326Cl; \end{aligned}$$