

بررسی امکان استفاده از روشهای آماری در برآورد نایکنواختی تصاویر پزشکی هسته ای

سمیرا رسانه^۱، حسین رجبی^۲، فریدون راستگو^۳، ابراهیم حاجی زاده^۴،
احمد بیطرفان رجبی^۵، ناهید یعقوبی^۳، حسن فیروزآبادی^۳

^۱دانشجوی کارشناسی ارشد فیزیک پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس، ^۲استادیار گروه فیزیک پزشکی دانشگاه تربیت مدرس، ^۳استادیار بخش پزشکی هسته ای بیمارستان قلب شهید رجائی، ^۴استادیار گروه آمار حیاتی دانشگاه تربیت مدرس، ^۵دانشجوی دکتری فیزیک پزشکی، دانشگاه تربیت مدرس

(تاریخ دریافت: ۸۳/۱۲/۲، تاریخ اصلاح: ۸۴/۴/۲۰، تاریخ پذیرش: ۸۴/۵/۱۰)

چکیده

مقدمه: ساده ترین و کم هزینه ترین روش در ارزیابی سیستم تعیین موقعیت در دوربین گاما نگاره برداری از چشمه هایی است که تمام سطح کریستال را با فلوی یکنواخت تحت تابش قرار میدهند. در این شرایط نگاره تشکیل شده باید کاملاً یکنواخت باشد. یکی از مشکلات اساسی در انجام محاسبه نایکنواختی، وجود نوفه در نگاره ها است که نتایج را در شمارش کم، بی اعتبار می ازد. هدف از این مطالعه بررسی روش های آماری در تشخیص و محاسبه نایکنواختی در تصاویر پزشکی هسته ای است. در این تحقیق از آزمون *Jarque-Bera* و *Kolmogorov-Smirnov* برای بررسی نایکنواختی تصاویر استفاده شده است.

روش بررسی: با استفاده از روش مونت کارلو نگاره هایی در اندازه های مختلف، شمارش کلی متفاوت و درجه نایکنواختی متفاوت تولید شد. نایکنواختی موجود در تصاویر با شاخص های نایکنواختی کلی، نایکنواختی جزئی و آزمون های آماری مورد بررسی قرار گرفت. تمام محاسبات بوسیله نرم افزاری که برای این منظور طراحی شده بود انجام پذیرفت. جهت بررسی نتایج در تصاویر واقعی از ۱۳۰۰ تصویر در اندازه ۱۲۸×۱۲۸ استفاده شد.

یافته ها: بررسی نتایج نشان داد که آزمون های آماری مورد بررسی در چگالی شمارش کم و در مقایسه با روش های موجود از صحت بیشتر و دقت کمتر برخوردار هستند. در چگالی شمارش بالا شاخص های آماری، برتری محسوس بر شاخص های متداول ندارند.

نتیجه گیری: دو روش پیشنهادی در این تحقیق در چگالی شمارش پایین بطور محسوس نسبت به روش های موجود برتری دارند. توصیه میگردد در کنترل کیفی روزانه که با شمارش کم انجام می گیرد از این روش ها برای محاسبه غیر یکنواختی استفاده گردد.

واژه های کلیدی: پزشکی هسته ای، کنترل کیفی، برآورد نایکنواختی، *Kolmogorov-Smirnov*

Jarque-Bera

مقدمه

اساس تشکیل تصویر در دوربین گاما و سیستم SPECT تعیین مختصات محل برخورد فوتون با کریستال است و تنها روش برای تعیین محل برخورد بر اساس همان منطقی است که کارل انگر در سال ۱۹۵۸ بنا نهاد (۱). در این روش با دسته بندی فوتومولتی پلایر ها و ترکیب سیگنالهای خروجی آنها مکان برخورد فوتون در کریستال تعیین می گردد (۲). شرط اساسی صحت این روش، یکسان بودن بهره فوتومولتی پلایرها و همگنی کریستال است. هر نوع اشکال در این زمینه موجب خطا در تعیین مکان و آشفتگی در تصویر و کاهش کیفیت آن می شود.

ساده ترین و کم هزینه ترین روش در ارزیابی سیستم تعیین موقعیت در دوربین گاما، تصویر برداری از چشمه هایی است که تمام سطح کریستال را با آهنگ یکنواخت تحت تابش قرار دهند. در این شرایط تصویر تشکیل شده باید کاملاً یکنواخت باشد. هر نوع نایکنواختی در تصویر، نشان دهنده اشکال در سیستم تعیین مکان، آسیب به کلیماتور یا کریستال است. به جهت اهمیت، این نوع ارزیابی در قالب برنامه های کنترل کیفی روزانه و دوره ای، تحت عنوان آزمون یکنواختی (Flood Field Uniformity) گنجانیده شده است.

بر اساس دستورالعمل های موجود، میزان نایکنواختی در تصاویر آزمون با شاخص نایکنواختی (Nonuniformity) بیان می شود. این شاخص دامنه نایکنواختی را بصورت اختلاف نسبی شمارش بین پیکسل دارای بالاترین و پایین ترین مقدار $(\max - \min) / (\max + \min)$ در تصویر نشان می دهد. چنانچه پیکسل های دارای بیشترین و کمترین شمارش از میان تمام پیکسل های میدان دید (field of view) تعیین شوند این شاخص نایکنواختی کلی (Integral uniformity) نامیده می شود. در مقابل، نایکنواختی جزئی (Differential uniformity) به مقدار بیشینه این شاخص در بین ردیفها و ستونهای پنج یا شش تایی پیکسلها در تصویر اطلاق می شود (۳ و ۴).

مشکل اساسی در محاسبه نایکنواختی با روش فوق تعیین دقیق دامنه نایکنواختی در تصویر آزمون است (۵). ماهیت آماری پدیده های تابش، جذب و آشکارسازی فوتونهای گاما سبب می شود تا شمارش ثبت شده در پیکسل های یک تصویر (با وجود توزیع

یکنواخت ماده رادیو اکتیو در چشمه) یکسان نباشند. این نوع عدم قطعیت و خطای تصادفی در مقدار عددی پیکسل ها نوفه نامیده می شود. این نوفه که از توزیع پواسون تبعیت می کند دارای دامنه ای متناسب با جذر متوسط شمارش در هر پیکسل است (۶). برای تعیین دقیق دامنه نایکنواختی باید دامنه نوفه در مقابل دامنه نایکنواختی قابل صرف نظر باشد. در چگالی شمارش پایین، دامنه نسبی نوفه به نایکنواختی زیاد و تعیین دو پیکسل مورد نظر با اشتباه فاحش همراه است. برای مثال در یک تصویر کاملاً ایده آل و یکنواخت با چگالی شمارش 400 cpp تفاوت مقدار عددی دو پیکسل بصورت تصادفی (فاصله اطمینان ۹۵٪) می تواند بیشتر از ۸۰ باشد که معادل نایکنواختی کاذب ۱۰٪ است. این در حالی است که حداکثر نایکنواختی مجاز برای تصاویر توموگرافیک در پزشکی هسته ای ۰/۰۱٪ توصیه شده است (۷).

برای داشتن خطایی در حد مقدار فوق باید چگالی شمارش به حد قابل توجهی افزایش یابد. با توجه به دستورالعمل های کلی کنترل کیفی که آهنگ شمارش را در زمان تهیه تصاویر آزمون در حد ۲۰۰۰۰ شمارش در ثانیه محدود می سازد (۳) تهیه یک تصویر آزمون به زمان طولانی نیاز دارد. این زمان طولانی، تهیه تصاویر آزمون را با اندازه ماتریس بزرگتر از 256×256 عملاً غیر ممکن می سازد.

جهت کاهش مشکل فوق و کاهش خطا در محاسبات بر اساس دستورالعمل، تصاویر قبل از انجام محاسبات فیلتر می شوند (۳ و ۴). اما فیلتر توصیه شده تنها می تواند خطا را حداکثر ۵۰٪ یا زمان لازم برای تهیه تصاویر را به یک چهارم کاهش دهد. این در حالی است که فیلتراسیون موجب کاهش دامنه نایکنواختی در تصویر نیز می شود. در حال حاضر محاسبه نایکنواختی با روش جاری تنها در تصویر در اندازه 64×64 و 128×128 امکان پذیر است. هر چند تصاویر در اندازه بزرگتر تهیه می شوند.

از نظر آماری نیز روش محاسبه نایکنواختی بدون اشکال نمی باشد. اساس این روش برآورد دامنه پراکندگی در میان مقادیر درون پیکسلها است و دامنه پراکندگی نیز متناسب با میزان نایکنواختی در نظر گرفته می شود. در حالیکه ارتباط مستقیمی بین میزان نایکنواختی و دامنه پراکندگی وجود ندارد. بعلاوه این شاخص بر مبنای مقدار عددی دو پیکسل از میان

نایکنواختی (در مقیاس نسبی اختیاری)، اندازه ماتریس های متداول در پزشکی هسته ای (۵ اندازه)، چگالی شمارش ۱۰۰ تا ۲۰۰۰۰ (۲۰۰ سطح) تولید گردید. جهت حذف نوسانات آماری، هر شبیه سازی ۵۰ بار تکرار شد. در این مطالعه برای هر اندازه تصویر ۵۰۰۰۰۰ حالت شبیه سازی شد. واضح است که تهیه تصاویر واقعی به این تعداد محال می باشد.

جهت ایجاد نایکنواختی از یک تابع سینوسوئیدال دو بعدی با دامنه ± 0.05 و طول موج یک ششم اندازه تصویر (در هر امتداد) استفاده شد. این تابع پس از نرمالیزه شدن (ضرب شدن در شمارش متوسط در درجه نایکنواختی) به تصویر بدون نایکنواختی (روش مونت کارلو) اضافه شد. تابع فوق نایکنواختی ناشی از ۳۶ فوتومولتی پلایر را در آرایش هگزاگونال شبیه سازی می کند. دامنه این تابع پس از تجربه مکرر به گونه ای انتخاب شد که بتواند برای ایجاد نایکنواختی بسیار ملایم تا متوسط استفاده شود.

تصاویر واقعی فقط در اندازه 128×128 تهیه گردید. جهت ایجاد نایکنواختی از روش باز کردن پنجره انرژی و افزایش آهنگ شمارش استفاده شد (۸). در هر مرحله ۶۵ تصویر با چگالی شمارش ۲۰۰ تا ۱۳۰۰۰ تهیه گردید. تصویر برداری از پنجره $20\% \pm 40\%$ شروع و با افزایش ۱٪ تا پنجره انرژی $40\% \pm$ ادامه یافت. در این مرحله جمعاً ۱۳۰۰ تصویر استاتیک تهیه گردید. تصاویر واقعی به فرمت اینترفایل تبدیل و بوسیله تابعی که در نرم افزار Matlab 6.5.1 نوشته شده بود به برنامه اصلی منتقل شد. جهت انجام آزمون ها از توابع موجود در Matlab 6.5.1 استفاده شد و هر گاه که لازم بود تغییرات لازم در آنها ایجاد گردید.

میزان نایکنواختی هر یک از تصاویر تولید شده علاوه بر روش جاری (شامل محاسبه دو شاخص نایکنواختی کلی و جزئی) با آزمون های Jarque-Bera (۱۰) و Kolmogorov-Smirnov (۹) مورد بررسی قرار گرفت. هدف از این آزمون ها مقایسه توزیع شمارش در پیکسل ها با توزیع ثنوریک مورد انتظار بود تا از این طریق بتوان به وجود نایکنواختی در تصویر پی برد.

یافته ها

نتایج شبیه سازی نشان داد اندازه تصویر به تنهایی

هزاران پیکسل محاسبه می گردد که نمی تواند منجر به نتایج قطعی گردد (۵).

هم چنین باید توجه داشت که به هر صورت، شاخص نایکنواختی جزئی نمی تواند نایکنواختی های تدریجی و ملایم در تصویر را مشخص نماید و نایکنواختی کلی نیز هیچ اطلاعی در ارتباط با شدت نایکنواختی و محل آن به دست نمی دهد.

با توجه به نکات بیان شده هدف از این مطالعه بررسی امکان استفاده از روش های آماری در محاسبه نایکنواختی تصاویر در شمارش پایین است. برای این منظور روش های پیشنهادی و روش جاری در شمارش های مختلف مورد بررسی و مقایسه قرار گرفته اند. این مطالعه بر روی تصاویر شبیه سازی شده و تصاویر واقعی انجام گرفته است.

بنا بر فرض ما، نایکنواختی نگاره می تواند ناشی از دو عامل باشد. تغییرات آماری در شمارش که ناشی از ماهیت آماری رویداد های فیزیکی در گیراست (خطای تصادفی) و خطاهای غیر تصادفی ناشی از عیوب سیستم (خطای سیستماتیک). با افزایش شمارش از میزان خطای آماری کاسته می شود اما خطای سیستماتیک بدون تغییر می ماند. در این تحقیق با بررسی توزیع شمارش پیکسل ها و مقایسه آن با یک مدل از پیش تعیین شده سعی در تمایز خطای سیستماتیک از خطای تصادفی بوده است.

روش بررسی

به جهت عدم امکان تهیه تصاویر به تعداد مورد نیاز قسمت عمده این مطالعه بر روی تصاویر شبیه سازی شده انجام پذیرفت. در انتها برای ارزیابی مجدد و تایید صحت نتایج (benchmark) از تصاویر واقعی استفاده شده است.

جهت تولید تصاویر و انجام محاسبات لازم از نرم افزار Matlab 6.5.1 استفاده شد. با فرض توزیع پواسون برای نوفه با استفاده از روش نمونه گیری مونت کارلو (۸)، تصاویر در اندازه های مختلف، شمارش کلی متفاوت و درجه نایکنواختی متفاوت تولید و میزان نایکنواختی آنها با روش های متفاوت مورد بررسی قرار گرفت. عملکرد نرم افزار با کمک تصاویر آزمون و مقایسه نتایج از نظر تکرار پذیری و صحت مورد بررسی قرار گرفت.

با استفاده از این نرم افزار، تصاویر با ۵۰ درجه

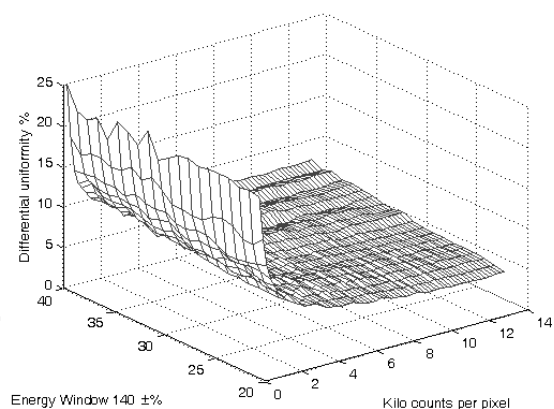
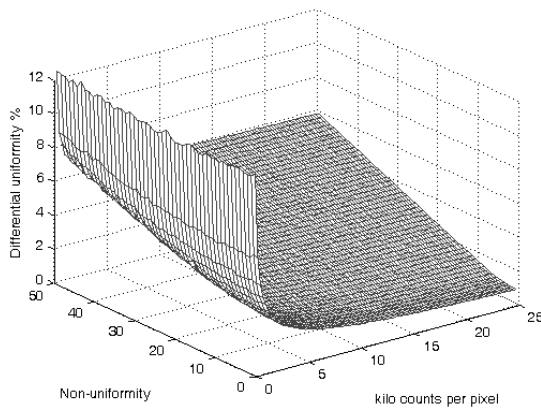
است که با نسبت سیگنال به نوفه (جذر متوسط شمارش) رابطه معکوس دارد. تغییرات این شاخص بر حسب شمارش و درجه نایکنواختی در اندازه ۱۲۸×۱۲۸ در تصاویر شبیه سازی شده (سمت چپ) و تصاویر واقعی (سمت راست) در شکل ۱ نمایش داده شده است. در شمارش متوسط یکسان مقدار این شاخص با اندازه تصویر ارتباط معنی داری ندارد.

بر اساس توصیه مراجع فنی (۳و۴) حداکثر نایکنواختی قابل قبول در کنترل کیفی برای تصاویر پلانار ۰/۰۵٪ و برای تصاویر SPECT ۰/۰۱٪ می باشد. نتایج این تحقیق نشان می دهد که پس از جمع آوری بیشتر از ۲۰۰ میلیون شمارش (پس از گذشت حداقل ۱۰۰۰۰ ثانیه) مقدار خطای ذاتی در محاسبه نایکنواختی در تصاویر با اندازه بزرگتر از ۶۴×۶۴ همواره بیشتر از ۰/۰۱٪ و در تصاویر با اندازه بزرگتر از ۲۵۶×۲۵۶ همواره بزرگتر از ۰/۰۵٪ است.

در هیچیک از آزمون ها از اهمیت برخوردار نیست و تنها عامل مهم در تشخیص نایکنواختی در تمام آزمونها چگالی شمارش در پیکسل است. لذا در این قسمت عمدتاً نتایج مربوط به تصاویر ۱۲۸×۱۲۸ (به عنوان اندازه متداول در تصویر برداری توموگرافیک) مورد بررسی قرار میگیرد.

الف- نایکنواختی جزئی:

مقدار این شاخص در هر شرایط تابع متوسط شمارش در پیکسل است و بصورت نمایی با افزایش شمارش کاهش می یابد. در تصاویر با اندازه ۱۰۲۴×۱۰۲۴ حتی در شمارش کل ۲۰۰ میلیون، مقدار این شاخص هرگز به کمتر از ۰/۱۰٪ نمی رسد. در تصاویر ۶۴×۶۴ در شمارش کل حدود ۵۰ میلیون، مقدار این شاخص به کمتر از ۰/۰۱٪ در شمارش کل ۲۰۰ میلیون به کمتر از ۰/۰۰۵٪ می رسد. به عبارت دیگر این شاخص در هر شمارش دارای یک مقدار حداقل ذاتی



شکل ۱- نایکنواختی جزئی در ماتریس ۱۲۸×۱۲۸ بر حسب شمارش متوسط و درجه یکنواختی. در سمت چپ نتایج شبیه سازی و در سمت راست نتایج محاسبه بر روی تصاویر واقعی به صورت سه بعدی نشان داده شده است. نتایج مرمله شبیه سازی و تصویر برداری واقعی بصورت کیفی سازگار هستند. علت اختلاف شیب منحنی متفاوت بودن مقیاس غیر یکنواختی در دو حالت و تفاوت یکنواختی تئوریک و عملی است. مقدار شاخص نایکنواختی جزئی در بهترین شرایط در تصاویر واقعی بالاتر از ۰/۰۳٪ و تصاویر شبیه سازی بالاتر از ۰/۰۱٪ بوده است. متوسط فضای استاندارد در شبیه سازی ۰/۰۵٪ بوده است که حاکی از دقت و تکرار پذیری این شاخص است. اما در شرایط واقعی تغییرات این شاخص نسبت به تغییرات پنجره انرژی قابل توجه نیست.

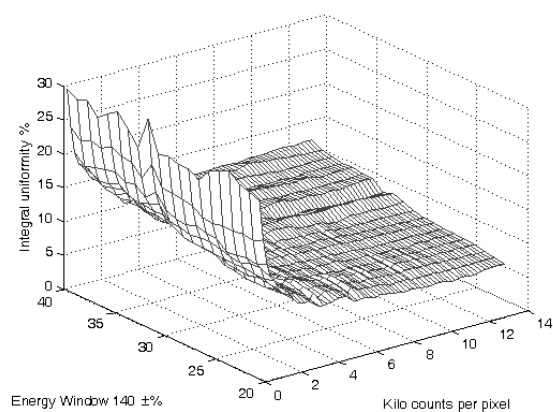
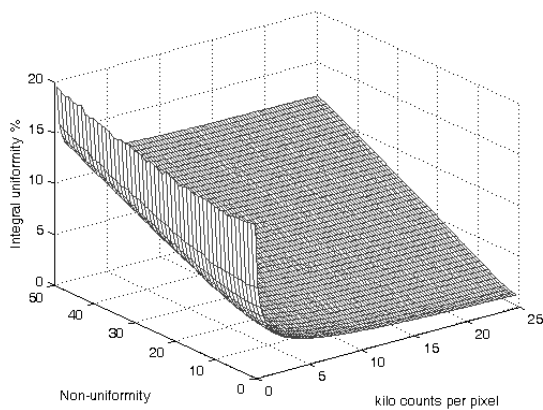
چگالی شمارش است. از نظر آماری، نایکنواختی کلی دامنه توزیع شمارش پیکسل‌ها در همه تصویر (یا بخش مرکزی آن) است. در حالیکه نایکنواختی جزئی حداکثر دامنه را در بین نمونه‌های ۵ تایی نشان می‌دهد. لذا باید بطور متوسط رابطه مشخصی مابین نایکنواختی کلی و جزئی وجود داشته باشد.

در شکل ۳ نسبت نایکنواختی کلی به نایکنواختی جزئی نشان داده شده است. در شمارش پایین و نایکنواختی کم، تفاوت این دو شاخص بطور متوسط کمتر از ۳۰٪ است. با افزایش شمارش و افزایش درجه نایکنواختی این تفاوت به ۱۰۰٪ می‌رسد. شکل ۳ حاصل متوسط گیری پس از ۵۰ بار شبیه سازی نوفه است. بدیهی است که در یک تصویر منفرد چنین ارتباطی قابل درک نیست. به نظر می‌رسد که صرف نظر از تفاوت‌های تصادفی آماری این شاخص همان اطلاعات نایکنواختی کلی را به دست می‌دهد. ضریب همبستگی ۰/۹۵۸ بین دو شاخص موید این نظر است.

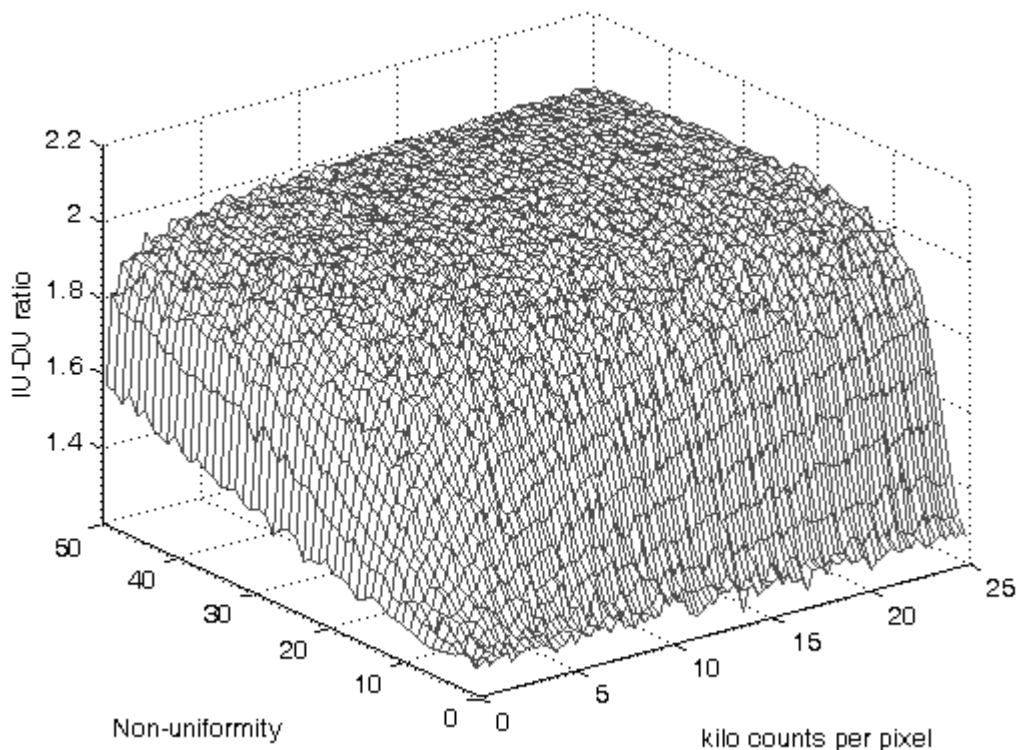
شیب تغییرات این شاخص نسبت به درجه نایکنواختی کم است بطوریکه در شمارش متوسط ۲۰۰۰ به ازای ۵۰ درجه تغییر در نایکنواختی (مقیاس اختیاری این تحقیق) مقدار آن از ۰/۰۲ به ۰/۰۵ افزایش می‌یابد که بطور متوسط معادل ۰/۰۵٪ تغییر به ازای هر درجه نایکنواختی بکار رفته در این تحقیق است. متوسط انحراف معیار در محاسبه نایکنواختی جزئی در تمام شبیه سازی‌ها برابر ۰/۰۲۳ بود که حاکی از توان تکرار پذیری مناسب این کمیت است.

ب- نایکنواختی کلی:

تغییرات این شاخص بر حسب درجه غیریکنواختی و چگالی شمارش در تصاویر شبیه سازی شده (سمت راست) و تصاویر واقعی (سمت چپ) در شکل ۲ نشان داده شده است. این شاخص در مقایسه با نایکنواختی جزئی تفاوت کیفی ندارد و تنها مقدار آن از نایکنواختی جزئی (در شرایط مشابه) بیشتر است. این شاخص در همه شرایط تابع نمایی و نزولی از



شکل ۲- نایکنواختی کلی در ماتریس ۱۲۸×۱۲۸ بر حسب شمارش متوسط و درجه یکنواختی. در سمت چپ نتایج شبیه سازی و در سمت راست نتایج محاسبه بر روی تصاویر واقعی به صورت سه بعدی نشان داده شده است. همانند شفاف قبلی نتایج مرحله شبیه سازی و تصویر برداری واقعی ناسازگار نیستند. مقدار شفاف نایکنواختی کلی در بهترین شرایط در تصاویر واقعی بالاتر از ۰/۰۵٪ و تصاویر شبیه سازی بالاتر از ۰/۰۱۵٪ بوده است. متوسط فضای استاندارد این شفاف در شبیه سازی ۰/۰۳٪ بوده است. دقت و تکرار پذیری این شفاف متی بیش از نایکنواختی جزئی است اما در شرایط واقعی تغییرات این شفاف نسبت به تغییرات پنجره انرژی قابل توجه نیست.



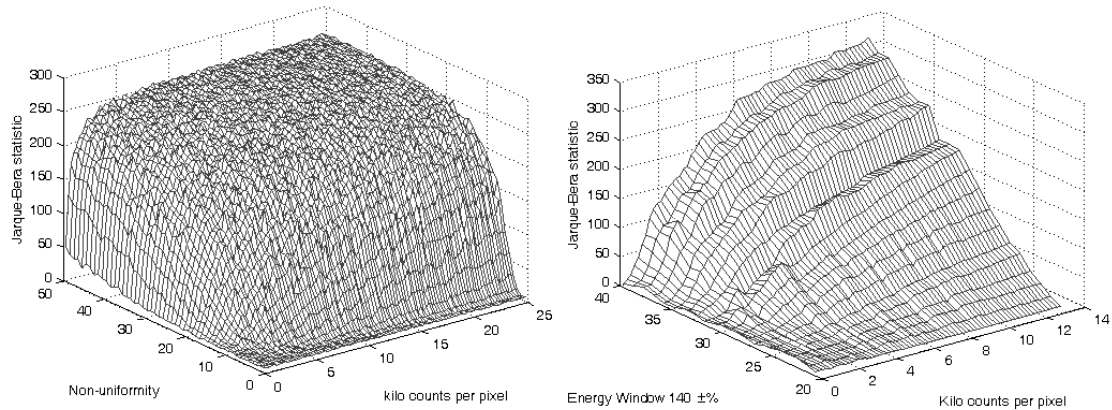
شکل ۳- نسبت نایکنواختی کلی به نایکنواختی جزئی در ماتریس 128×128 بر حسب شمارش متوسط و درجه یکنواختی در شبیه سازی. در شمارش پایین و نایکنواختی کم بطور متوسط تفاوت این دو شفاف کمتر از ۳۰٪ است. اما با افزایش شمارش و افزایش درجه نایکنواختی مقدار نایکنواختی کلی به دو برابر نایکنواختی جزئی می رسد. نتایج شبیه سازی نشان می دهد که همبستگی بسیار زیادی (۹۶٪) بین این دو وجود دارد.

است. مقدار این شاخص در تصاویر یکنواخت و یا درجه نایکنواختی کم در حد کمتر از ۱۰ باقی می ماند. اما با افزایش نایکنواختی مقدار آن افزایش می یابد. این افزایش تابع شمارش متوسط است. در شمارش متوسط 2000 در فاصله نایکنواختی درجه صفر تا ۲۴ مقدار این شاخص از حدود ۱۰ به حدود ۲۵۰ افزایش می یابد. که به طور متوسط معادل بیشتر از ۱٪ تغییر بازای هر درجه نایکنواختی بکار رفته در این تحقیق است. حساسیت این شاخص ۲۰ بار بیشتر از شاخص نایکنواختی جزئی است. این شاخص در مقابل، درجات نایکنواختی زیاد را از یکدیگر متمایز نمی نماید. به عبارت دیگر این شاخص برای تشخیص نایکنواختی های کم، بهتر از شاخص نایکنواختی جزئی کارایی دارد.

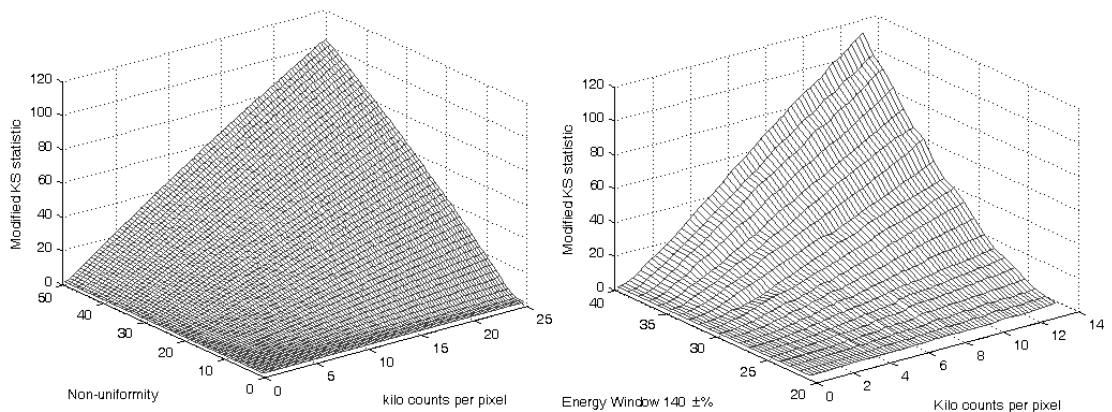
ج- شاخص Jarque-Bera

این آزمون جهت بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها در یک نمونه بکار می رود. اساس این آزمون بررسی تفاوت چولگی (skewness) و کشیدگی (kurtosis) توزیع در نمونه و توزیع نرمال مشابه (بوسیله آزمون chi-square) است (۱۱). در آزمون های آماری این شاخص باید با عدد بحرانی مربوط به خود مورد مقایسه قرار گیرد. در این تحقیق عدد بحرانی برای هر اندازه ماتریس ثابت می ماند لذا لزومی به مقایسه نیست و ملاک آزمون به تنهایی می تواند به عنوان شاخص نایکنواختی (خطای سیستماتیک) بکار رود.

تغییرات این شاخص بر حسب شمارش متوسط و درجه غیر یکنواختی در شکل ۴ نمایش داده شده



شکل ۴- مقدار ملاک آزمون جاکو-برا بر حسب شمارش متوسط و درجه یکنواختی در ماتریس 128×128 در سمت چپ نتایج شبیه سازی و در سمت راست نتایج مناسبه برروی تصاویر واقعی به صورت سه بعدی نشان داده شده است. بین نتایج شبیه سازی و تصویر برداری واقعی تفاوت کمی قابل توجهی وجود دارد. در توجیه این افتلاف به متفاوت بودن مقیاس نایکنواختی و گوسی نبودن توزیع شمارش در تصاویر واقعی اشاره کرد. فضای استاندارد این شافص در شبیه سازی بطور متوسط ۱۶٪ بوده است که بطور مرسوم بیش از دو شافص نایکنواختی کلی و جزئی است. اما در مقابل، تخییرات شیب این شافص نسبت به درجه نایکنواختی به مراتب بیش از دو شافص ذکر شده است. ملاک این آزمون با افزایش درجه نایکنواختی بصورت تقریباً فطی افزایش می یابد. با افزایش شمارش از میزان تابعیت این شافص از متوسط شمارش کاسته می گردد.



شکل ۵- مقدار ملاک آزمون کلموگروف-سیمیرنوف تبدیل یافته بر حسب شمارش متوسط و درجه یکنواختی در ماتریس 128×128 در سمت چپ نتایج شبیه سازی و در سمت راست نتایج مناسبه برروی تصاویر واقعی به صورت سه بعدی نشان داده شده است. بین نتایج شبیه سازی و تصویر برداری واقعی سازگاری کامل وجود دارد. فضای استاندارد این شافص در شبیه سازی بطور متوسط ۰/۵٪ بوده است که در حد دو شافص نایکنواختی کلی و جزئی است. اما تخییرات شیب این شافص نسبت به درجه نایکنواختی به مراتب بیش از دو شافص ذکر شده در شرایط مشابه است. ملاک این آزمون با افزایش درجه نایکنواختی بصورت تقریباً فطی افزایش می یابد.

د- شاخص Kolmogorov-Smirnov

آزمون کولموگروف-سیمیرنوف متداولترین روش برای مقایسه توزیع متغیرها در دو نمونه است. در این آزمون تابع توزیع تجمعی دو نمونه با یکدیگر مقایسه و حداکثر تفاوت آنها به عنوان ملاک آزمون مورد استفاده قرار می‌گیرد (۱۲). در این تحقیق توزیع شمارش در تصویر با توزیع شمارش در تصویر مشابه بدون نایکنواختی (توزیع پواسون مورد انتظار) مورد مقایسه قرار گرفت. در شکل ۵ تغییرات این شاخص را نسبت به متوسط شمارش و میزان نایکنواختی در ماتریس ۱۲۸×۱۲۸ در تصاویر شبیه سازی شده (سمت چپ) و تصاویر واقعی (سمت راست) نشان داده شده است. بررسی این شکل نشان می‌دهد که رفتار این شاخص تفاوت ماهوی با شاخص قبلی ندارد. لذا با اندکی تغییر در این آزمون بجای حداکثر اختلاف بین دو توزیع مورد مقایسه مجموع تفاوت آنها به عنوان شاخص تغییر یافته مورد بررسی قرار گرفت.

بحث

اساس کار دوربین گاما تعیین محل برخورد فوتون با کریستال و یکی از اساسی ترین آزمونهای کنترل کیفی در پزشکی هسته‌ای بررسی صحت عملکرد سیستم تعیین موقعیت است. ساده ترین روش برای این منظور تصویر برداری از چشمه هائی است که کریستال را بصورت یکنواخت تحت تابش قرار دهند. شرط لازم (و نه کافی) برای قبول صحت عملکرد سیستم تعیین موقعیت تولید تصویر یکنواخت از چشمه یکنواخت است. هر نوع نایکنواختی در تصویر آزمون به منزله وجود عامل خطایی است که پیگیری مناسب خود را می‌طلبد (۱۳).

وجود نایکنواختی در تصاویر کلینیکی میتواند منجر به تشخیص نادرست گردد. برای مثال مناطق سرد می‌توانند در کبد مشابه تومورها و در قلب مشابه ضایعه عضلات قلبی تفسیر شوند. مناطق گرم در تصاویر کلینیکی عموماً به عنوان تومور، تردید برانگیز هستند. میزان نایکنواختی در تصویر برداری توموگرافیک (SPECT) نسبت به تصویر برداری مسطح (planar) از اهمیت بیشتری برخوردار است (۱۴). آرتیفکت هائی که در مرکز تصاویر قرار دارند پس از بازسازی دارای کنتراست بالاتری نسبت به آرتیفکت های پیرامونی هستند. نایکنواختی ناچیز

منطقه مرکزی تصویر در جریان بازسازی می‌تواند به اندازه تعداد نماها تقویت شود و خود را بصورت کانون های سرد یا گرم در برش ها جلوه گر سازد. تشخیص این نوع آرتیفکت از ضایعات واقعی بسیار دشوار است. برای جلوگیری از بوجود آمدن آرتیفکت های شدید در برش ها، میزان نایکنواختی نماها باید کاملاً غیر محسوس باشد (۱۴).

یک تصویر پزشکی هسته‌ای ماتریس مربعی از پیکسلها است که بطور سنتی در ابعاد ۶۴×۶۴، ۱۲۸×۱۲۸ تهیه می‌شود. حداکثر عمق یک پیکسل ۱۶ بیت است و عدد درون هر پیکسل نشان دهنده تعداد فوتون هائی است که از ناحیه متناظر در شی (یا بدن بیمار) دریافت و ثبت شده است. بواسطه وجود کلیماتور، کمتر از یک صد هزارم فوتونهای خارج شده از شی جهت ثبت تصویر بکار برده می‌شوند (۱۵). در نتیجه تصاویر پزشکی هسته‌ای همواره از نظر نسبت سیگنال به نوفه در وضعیت نامناسب هستند. این کاهش تعداد فوتون مشکلات فراوانی را بوجود می‌آورد که از جمله آنها خطا در محاسبه شاخص های نایکنواختی است.

وجود نوفه در نگاره ها سبب می‌شود تا روش جاری برای محاسبه نایکنواختی، دارای خطای آماری قابل توجه باشد. هرچند بر اساس دستورالعمل‌های موجود پیش از انجام محاسبات، تصاویر فیلتر می‌شوند. اما فیلتر انتخاب شده (Hanning, Fc=0.5) قادر به کاهش خطا در حد مطلوب نیست. بطوریکه در شمارش کمتر از ۴۰ میلیون نتیجه محاسبه نایکنواختی عملاً فاقد اعتبار تلقی می‌شود (۷).

از دیگر نکات مبهم در روش جاری، نامشخص بودن اندازه ماتریس مناسب جهت انجام نگاره برداری و انجام محاسبات است. با فرض ثابت ماندن شمارش کل، هر چه اندازه ماتریس نگاره کوچکتر باشد، شمارش متوسط پیکسلها بیشتر و در نتیجه عدم قطعیت آماری و خطا کمتر است. اما همزمان با کم شدن اندازه ماتریس، قدرت تفکیک نیز کاهش و در نتیجه نایکنواختی های جزئی در نگاره و عیوب آن قابل مشاهده نخواهند بود. در مقابل با افزایش اندازه ماتریس، قدرت تفکیک افزایش اما چگالی شمارش کاهش و در نتیجه خطای آماری افزایش می‌یابد.

در روش جاری، نایکنواختی کلی معیاری از اختلاف بین بیشترین و کمترین مقادیر پیکسلها در یک نگاره است. از نگاه علم آمار این دو عدد در متهی

هر چند دقت و تکرار پذیری شاخص Jarque-Bera نکته منفی محسوب می‌شود، اما در هیچ یک از شرایط شاخص‌های یکنواختی کلی و جزئی نسبت به شاخص Kolmogorov-Smirnov تبدیل یافته، برتری ندارند. لذا حداقل می‌توان ادعا نمود که شاخص مورد بحث در حد شاخص‌های متداول کارایی دارد. این در حالی است که شیب تغییرات این شاخص نسبت به درجه نایکنواختی به مراتب بیش از دو شاخص متداول است.

به نظر می‌رسد که همانند آزمون‌های متداول، برای آزمون‌های آماری مورد بحث نیز باید مقدار پایه در نظر گرفته شود که حد بیشتر از آن به عنوان نایکنواختی در نظر گرفته شود. بر اساس نتایج شبیه سازی و تخمین از تصاویر محک (benchmark)، مقدار پایه برای شاخص‌های جارکو-بِرا و کولموگروف-سیمیرنوف باید کمتر از ۱۰ در نظر گرفته شود.

نتیجه گیری

آزمون نایکنواختی که بصورت روزانه انجام میشود، با جمع آوری شمارش بسیار پایینتر از آزمون‌های دوره ای انجام می‌گیرد. در پایین تر از ۴۰ میلیون شمارش نتایج محاسبه نایکنواختی با استفاده از روشهای موجود کاملاً بی اعتبار است. پیشنهاد میشود که برای آزمون روزانه که با جمع آوری شمارشهای کم انجام میپذیرد از روشهای پیشنهاد شده در این مقاله استفاده شود. با توجه به اینکه تصاویر SPECT عموماً در ماتریس ۱۲۸×۱۲۸ تهیه می‌شود، پیشنهاد می‌گردد که محاسبات مربوط به نایکنواختی منحصرأ در این ماتریس انجام پذیرد.

البته دو طرف یک توزیع قرار دارند که فقط برای بیان تقریبی میزان پراکندگی توزیع بکار می‌روند و نمی‌توانند منعکس کننده چگونگی توزیع باشند. با وجود یکنواخت بودن یک نگاره، این دو عدد می‌توانند بطور تصادفی در دامنه وسیعی تغییر کنند. نکته مبهم دیگر در روش محاسبه نایکنواختی کلی عدم توجه به فاصله مکانی دو پیکسل دارای شمارش بیشینه و کمینه است. هرچند از نظر آماری تفاوتی از این نظر وجود ندارد اما این دو حالت می‌تواند معادل تغییرات با فرکانس‌های متفاوت باشند. اساساً استفاده از دو عدد از میان هزاران عدد نمی‌تواند نتایج متقنی را در بر داشته باشد.

بصورت نظری، نوفه در نگاره‌های پزشکی هسته ای از توزیع پواسون تبعیت می‌کند که می‌توان آنرا با تقریب ناچیز به توزیع گوسی متناظر تقریب زد. بر این اساس شمارش درون پیکسل‌های یک نگاره یکنواخت باید از یک توزیع نرمال با میانگین و واریانس برابر با متوسط شمارش تبعیت کند. این پیش فرض تا زمانی معتبر است که نایکنواختی در تصویر وجود نداشته باشد. وجود نایکنواختی این پیش فرض را نامعتبر می‌سازد. با قبول این فرضیات به نظر می‌رسد که بررسی نوع توزیع بتواند وجود یا عدم وجود نایکنواختی در نگاره را مشخص نماید. در این تحقیق از روش‌های متداول آماری جهت بررسی اختلاف بین توزیع پیش فرض و توزیع واقعی شمارش در پیکسل‌ها استفاده شد و در هر مورد شاخص آزمون به عنوان برآوردی از میزان نایکنواختی در تصویر در نظر گرفته شد.

نتایج این تحقیق نشان داد که در چگالی شمارش پایین، آزمون‌های آماری Jarque-Bera و Kolmogorov-Smirnov تبدیل یافته، در مقایسه با روش‌های موجود از صحت بیشتری برخوردار هستند.

منابع

1. Cherry SR, Sorenson JA, Phelps ME. Physics in nuclear medicine. Saunders; 2003; 250-252.
2. Henken RE, ed. Gamma camera imaging systems. In: Nuclear medicine. Mosby, St. Louis, 1996, 85-95.
3. NEMA, Performance measurements of scintillation cameras. National electrical manufacturers association. 2001.
4. IAEA TECDOC-602. Quality control of nuclear medicine instruments. International atomic energy agency, 1991.
5. Sokole B, IAEA Quality control atlas for scintillation camera systems. International

- atomic energy agency 2003; 13-15.
6. Grossman LW, Anderson MP, Jennings RJ, Kruger JB. Noise analysis of scintillation camera images: stochastic and non-stochastic effects. *Phys Med Biol* 1986; 31(9): 941-953.
 7. Hatton RL, Kyme1 AZ, Cabrejas M. SPECT uniformity limits determined by planar measurements. *Acta Radiol Oncol.* 2003; 22(3): 215-24.
 8. King MA. Applications in diagnostic imaging In: Monte Carlo Calculations in Nuclear Medicine. Ljungberg M, Strand SE, Institute of Physics 1998.
 9. Press WH, Teukolsky SA, Vetterling WT, Flannery BP, Numerical recipes in C, Cambridge University Press, second edition, 1992; 609-650.
 10. Jarque, CM and AK Bera, Efficient tests for normality, Heteroskedasticity, and serial independence of regression residuals, *Economics Letters* 1980; 5, 255-259.
 11. Armitag P, Berry G. The scope of statistics. In: *Statistical methods in medical research.* Blackwell Scientific Publication. 1994; 1-40.
 12. Birnbaum, ZW. Numerical tabulation of the distribution of Kolmogorov's statistic for finite sample size. *J Am Statist Assoc.* 1952; 47:425-441.
 13. Hughes A. Sharp PF. Factors affecting gamma-camera non-uniformity. *Phys Med Biol.* 1988; 33(2): 259-269.
 14. Elkamhawy AA. Chandna H. Minimum detectable defect thickness in SPECT myocardial perfusion test: phantom study with ^{99m}Tc and ²⁰¹Tl. *J Nucl Med Tech.* 2001; 29(4): 183-188.
 15. Henken RE, Collimators characteristics design. In: *Nuclear medicine.* Mosby, St. Louis, 1996; 96-124.