

## تحلیل آماری ترازهای انرژی هسته‌های پایدار و رادیواکتیو با استفاده از روش تخمین دانسیته کرنلی

بهرام رشیدیان ملکی\*، هادی صبری، محمدعلی جعفری‌زاده  
دانشکده فیزیک، گروه فیزیک هسته‌ای، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

### چکیده

با استفاده از داده‌های تجربی، تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور را برای هسته‌های پایدار و رادیواکتیو مستقیماً با روش تخمین دانسیته کرنلی (Kernel Density Estimation) محاسبه کرده و فاصله تابع به‌دست آمده با دو حد منظم و آشوبناک را با استفاده از روش واگرایی Kullback-Leibler به‌دست می‌آوریم. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که طیف هسته‌های پایدار منظم‌تر از هسته‌های رادیواکتیو بوده و طیف هسته‌های با واپاشی آلفا غیر منظم‌تر از هسته‌های دیگر می‌باشند. که این نشان‌دهنده تقارن بیشتر ساختار هسته‌های پایدار نسبت به هسته‌های رادیواکتیو می‌باشد.

**کلیدواژگان:** هسته‌های پایدار، هسته‌های رادیواکتیو، توزیع نزدیکترین فاصله مجاور، تخمین دانسیته کرنلی

### مقدمه

در این روش با انتخاب یک مجموعه کامل از توابع پایه، عملگر هامیلتونی به‌شکل ماتریسی نوشته می‌شود. عناصر ماتریسی هامیلتونی توزیعی نامنظم دارند و ظاهراً مستقل از یکدیگر هستند. عناصر این ماتریس‌ها متغیرهای تصادفی هستند که توزیع آنها فقط به‌وسیله خواص تقارنی کلی که می‌توان روی آن‌ها اعمال کرد، محدود می‌شود. هدف اصلی به‌دست آوردن اطلاعات از رفتار ویژه مقادیر یک سیستم پیچیده است که به‌وسیله مطالعه رفتار آماری ترازها به‌دست می‌آید [۱].

توزیع نزدیکترین فاصله مجاور<sup>۲</sup> (NNSD) یکی از روش‌های آماری مطالعه رفتار آماری ترازها می‌باشد. تئوری آماری، جزئیات دنباله تراز هر سیستم پیچیده را پیشگویی نمی‌کند، اما ظاهر کلی و درجه بی‌نظمی (chaotic) ساختار ترازها، که در هر سیستم پیچیده

در مکانیک کوانتومی، معادله شرودینگر به‌طور کامل دینامیک سیستم تحت بررسی را مشخص می‌کند. برای اکثر سیستم‌های بس‌ذره‌ای مثل هسته‌های سنگین (به دلیل اندرکنش‌های پیچیده اجزای تشکیل دهنده آن)، یافتن یک حل دقیق یا حتی یک تقریب خوب وابسته به آن، برای حل معادله شرودینگر، غیر ممکن است. در این زمینه، ویگنر نظریه ماتریس تصادفی<sup>۱</sup> را معرفی کرد که در آن واقعیت‌های فیزیکی با یک مجموعه از ماتریس‌های تصادفی معرفی می‌شوند. ویگنر به‌جای تلاش برای حل معادله شرودینگر مربوط به سیستم‌های پیچیده، به مسأله از نقطه نظر آماری نزدیک شد.

\*نویسنده مسئول: B\_rashidian87@ms.tabrizu.ac.ir

Rashidian.Maleki@gmail.com  
Random Matrix Theory<sup>۱</sup>

<sup>۲</sup> Nearest Neighbor Spacing Distribution

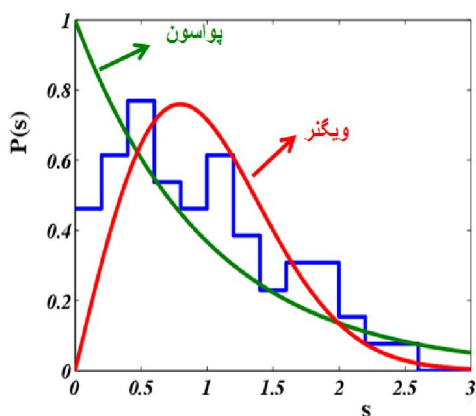
دینامیک کلاسیکی منظمی در تمام فضای فاز دارند) توزیع پواسون می‌باشد [۷].

$$P(s) = \exp(-s) \quad ۲$$

تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور برای سیستم‌های کاملاً غیرمنظم (سیستم‌های کوآنتومی که در حد کلاسیکی کاملاً غیرمنظم‌اند) توزیع ویگنر است (توزیع نزدیکترین فاصله بین ترازهای آنسامبل‌های متعامد گاوسی GOE از نظریه ماتریس تصادفی).

$$P(s) = \frac{\pi s}{2} \exp\left(-\frac{\pi s^2}{4}\right) \quad ۳$$

تقارن‌های دینامیکی به مفهوم انتگرال‌پذیری سیستم در حد کلاسیکی می‌باشد که منظم بودن سیستم‌های متقارن را می‌رساند [۷]. در شکل ۱ مقایسه‌ای از دو حد منظم (پواسون) و آشوبناک (ویگنر) آمده است.



شکل ۱. مقایسه دو تابع توزیع ویگنر و پواسون.

توزیع نزدیکترین فاصله مجاور برای تمام سیستم‌های فیزیکی فقط تابع توزیع پواسونی و یا ویگنری نمی‌باشد. بلکه رفتاری مابین این دو تابع توزیع نیز از خود نشان می‌دهند که باعث می‌شود از توابع توزیعی که ما بین دو حد پواسونی و ویگنری هستند استفاده شود. از توابع توزیع مختلف برای مطالعه توزیع فاصله بین ترازها، می‌توان به توابع توزیع برودی،

انتظار می‌رود اتفاق بیافتد را توصیف می‌کند [۲-۱]. نظریه آشوب به مطالعه سیستم‌های دینامیکی آشوبناک می‌پردازد. سیستم‌های آشوبناک، سیستم‌های دینامیکی ای غیرخطی هستند که نسبت به شرایط اولیه‌شان بسیار حساس‌اند. در مکانیک کلاسیک، مفهوم آشوب کلاسیکی کاملاً بارز می‌باشد. یک مسیر  $z(t)$  در فضای فاز  $\Omega$  آشوبناک گفته می‌شود، اگر بیشینه نمای لیاپانوف ( $\lambda$ ) آن مثبت باشد [۳]. نمای لیاپانوف به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\lambda = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \ln |w(t)| \quad ۱$$

که در آن  $w(t)$  یک بردار مماس بر مسیر  $z(t)$ ، با شرط  $|w(0)| = 1$  است. ناپایداری نمایی مسیرهای آشوبناک بر یک فرکانس پیوسته از حرکت دلالت می‌کنند زیرا طیف پیوسته بر کاهش همبستگی و افزایش نظم دلالت دارد، چنانچه سیستم‌های انتگرال‌پذیر نیز رفتار منظمی از خود نشان می‌دهند.

تاکنون تعریف کلی از آشوب کوآنتومی وجود ندارد. درحقیقت آشوب کوآنتومی با تناظر کلاسیک-کوآنتوم در سیستم‌هایی که به طور کلاسیکی آشوبناک هستند سر و کار دارد. توزیع نزدیکترین فاصله مجاور ترازهای انرژی کوآنتومی، یکی از مظاهر اصلی کوآنتومی از آشوب کلاسیکی است. نظریه ماتریس تصادفی، به طور کامل افت و خیزهای آماری طیف سیستم‌های آشوب کوآنتومی را توصیف می‌کند [۴-۳].

پس توزیع نزدیکترین فاصله مجاور، یکی از روش‌های معمول برای مطالعه خواص آماری ترازهای انرژی هسته‌ها جهت مطالعه آشوب کوآنتومی طیف هسته‌ها می‌باشد. در واقع هیستوگرامی از فاصله ترازهای انرژی مجاور هم با فاصله میانگین واحد می‌باشد [۶-۲،۵]. مطالعات آماری نشان می‌دهند که تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور ( $P(s)$ )، برای سیستم‌های کاملاً منظم (سیستم‌های کوآنتومی که

می‌توان به مقاله Abul-Magd و همکارانش در مطالعه میزان نظم طیف هسته‌های تغییر شکل یافته پخ و کشیده که از روش تخمین Bayesian برای مشخص کردن پارامتر  $f$  استفاده کرده‌اند و مقاله M. A. Jafarizadeh و همکارانش در معرفی روش تخمین بیشینه احتمال برای مطالعه آماری طیف سیستم‌های هسته‌ای اشاره کرد [۶-۲].

برای یک آنالیز آماری دقیق بایستی تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور را برای سیستم مد نظر به صورت مستقیم محاسبه کرد و سپس میزان نزدیکی این تابع به دست آمده را به هریک از دو حد نظم و آشوبناک محاسبه کرد. که در این مقاله با استفاده از روش تخمین دانسیته کرنلی<sup>۴</sup> (KDE)، تابع توزیع ترازهای انرژی هسته‌های پایدار و رادیواکتیو را مستقیماً محاسبه کرده و برای مطالعه رفتار منظم یا غیر منظم آن، فاصله تابع توزیع به دست آمده را با روش واگرایی Kullback-Leibler (KLD) نسبت به دو حد منظم و غیر منظم محاسبه می‌کنیم [۱۵-۱۰].

### هسته‌های پایدار و رادیواکتیو

توازن ظریفی بین نیروی دافعه الکترواستاتیکی و نیروی جاذبه قوی هسته‌ای در یک هسته وجود دارد. وقتی این نیروها متعادل‌اند هسته پایدار گفته می‌شود. در اتم‌های با عدد اتمی بالا در نتیجه نیروی الکترواستاتیکی حاصل از دافعه بین پروتون‌ها، پروتون‌ها از همدیگر فاصله گرفته و در نتیجه نیروی هسته‌ای کوتاه‌برد مابین آنها کاهش می‌یابد. که در این هسته‌ها نوترون‌ها هستند که با افزایش نیروی جاذبه قوی هسته‌ای باعث پایداری می‌شوند. بعضی وقت‌ها نیروی الکترواستاتیکی آنقدر قوی است که بر نیروی هسته‌ای کوتاه برد غلبه می‌کند و هسته‌ها به‌طور

بری-روبینیک و ابولمجد<sup>۳</sup> اشاره کرد [۸، ۵، ۲] که در ادامه می‌آیند:

تابع توزیع برودی [۹، ۲] (توزیع پواسون در حد  $w=0$  و توزیع ویگنر در حد  $w=1$  به دست می‌آید):

$$P_w(s) = \alpha(1+w)s^w \exp(-\alpha s^{(1+w)}) \quad ۴$$

$$; \alpha = [\Gamma(\frac{2+w}{1+w})]^{w+1}$$

تابع توزیع بری-روبینیک [۸، ۲] (که در حد  $q=0$  توزیع ویگنر و در حد  $q=1$  توزیع پواسون می‌باشد):

$$P(s) = [q + \frac{\pi s}{2}(1-q)] \times \exp[qs - \frac{\pi}{4}(1-q)s^2] \quad ۵$$

تابع توزیع ابولمجد [۶، ۲] (اگر  $f=0$  توزیع پواسون و اگر  $f=1$  باشد توزیع ویگنر حاصل می‌شود):

$$P(s, f) = [1-f + f(0/7+0/3f)] \frac{\pi s}{2} \times \exp[-(1-f)s - f(0/7+0/3f)] \frac{\pi s^2}{4} \quad ۶$$

سه پارامتر  $f$ ،  $w$  و  $q$  پارامترهای برازش گفته می‌شوند که از صفر تا یک متغیرند و در اکثر کارها با روش برازش حداقل مربعات مشخص می‌شوند. با برازش هیستوگرام فاصله بین ترازاها با هر یک از سه تابع توزیع، این پارامترها مشخص می‌شوند و یک تحلیل آماری روی ترازهای انرژی صورت می‌گیرد.

با توجه به خطای قابل ملاحظه در روش برازش حداقل مربعات، بعضی مواقع در مقایسه میزان آشفتگی طیف سیستم‌های مختلف با یکدیگر با استفاده از این روش، تقریباً یک آنالیز آماری معتبر و قابل اطمینان غیرممکن می‌شود [۲]. در کارهای مختلف از روش‌های تخمین متفاوت برای مشخص کردن سه پارامتر بالا استفاده شده است که از میان آنها

<sup>4</sup>Kernel Density Estimation Method

<sup>3</sup> Brody, Berry-Robnik and Abul-Magd

$$D = \frac{dE}{\rho_{av}(E) dE} \Rightarrow D = \frac{1}{\rho_{av}(E)} \quad ۱۱$$

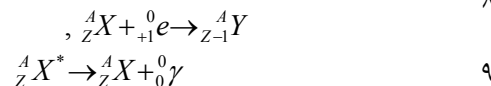
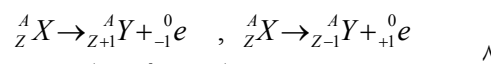
$$\Rightarrow s_i = (E_{i+1} - E_i) \rho_{av}(E)$$

در یک دنباله بزرگ از ترازهای انرژی،  $\rho_{av}(E)$  متناسب با  $E$  تغییر خواهد کرد و در نتیجه فاصله میانگین  $D$  ثابت نبوده و  $\langle s \rangle \neq 1$  می‌شود. بدین منظور در تابع پله‌ای  $N(E) = \sum \Theta(E - E_i)$  (تعداد ترازهای انرژی تا انرژی  $E$ ) که به صورت مجموع دو قسمت میانگینی و افت‌خیزی ( $N(E) = N_{av}(E) + N_{fluct}(E)$ ) نوشته می‌شود اگر  $N_{av}(E)$  بهترین خط راستی یا یک بسط چندجمله‌ای  $N_{av}(E) = \sum_{i=0}^n a_i E^i$  باشد که تابع پله‌ای  $N(E)$  را برازش کند، در این صورت  $\rho_{av}(E)$  و  $D$  مقادیر ثابتی خواهند داشت، و با در نظر گرفتن  $s_i = \varepsilon_{i+1} - \varepsilon_i$ ،  $\varepsilon_i = N_{av}(E)$  به راحتی  $P(s)$  محاسبه می‌شود که به این روش  $Unfolding$  گویند (که نقش نوفه‌زدایی از طیف را ایفا می‌کند) [۲،۵،۶،۸،۹].

برای محاسبه تابع توزیع  $P(s)$ ، باید دنباله‌ای کامل و خالص از ترازها را داشته باشیم (اسپین و پارته تمام ترازها معلوم باشد). چون چنین دنباله‌ای از ترازها فقط برای تعداد محدودی از هسته‌ها وجود دارند، برای محاسبه تابع توزیع  $P(s)$ ، ترکیبی از دنباله‌های متفاوتی از ترازهای مربوط به هسته‌های مختلف را در نظر می‌گیریم. هسته‌هایی را در نظر می‌گیریم که حداقل پنج تراز متوالی ابتدایی آنها دارای اسپین و پارته معینی باشند و انرژی آنها نیز مشخص باشد. هسته‌های در نظر گرفته شده در این مقاله در جدول ۱ آمده است [۱۷].

در مطالعه ساختار هسته‌ای، بایستی تک تک هسته‌ها را مورد مطالعه قرار داد. این روش نمی‌تواند یک رابطه بستگی بین هسته‌های مختلف را نمایان سازد و علاوه بر این نیاز به مطالعه حدود ۲۵۰۰ هسته کشف شده است، پس باید ساختار هسته‌ای به وسیله یک

خودبه‌خودی تجزیه شده و از خود انرژی ساطع می‌کنند (در هسته‌های بزرگ کوتاه‌برد بودن و خاصیت اشباع نیروهای هسته‌ای است که موجب می‌شود دافعه کولونی غالب شود). یک هسته ناپایدار که به‌طور خودبه‌خودی تجزیه می‌شود را رادیواکتیو گویند. فرآیندی که یک هسته رادیواکتیو به‌طور خودبه‌خود به هسته‌های کوچکتر تجزیه می‌شود را واپاشی رادیواکتیو گویند. سه نوع معمول از واپاشی رادیواکتیو عبارتند از: واپاشی آلفا، بتا، گاما [۱۶].



### تحلیل آماری طیف هسته‌ها

اگر  $E_1, E_2, \dots, E_n$  ترازهای انرژی با اسپین و پارته یکسان، در فاصله  $\delta E (E_1 \leq E_2 \leq \dots)$  باشند و  $S_1, S_2, \dots$  فاصله ترازها از همدیگر ( $S_i = E_{i+1} - E_i$ ) و  $D$  فاصله میانگین ترازها از یکدیگر باشند، فاصله نسبی  $s_i$  به صورت  $s_i = S_i / D$  تعریف می‌شود که  $\{s_1, s_2, \dots, s_{n-1}\}$  دنباله نرمالیزه شده از اختلاف فاصله بین ترازها هستند.  $P(s)$  تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور (هیستوگرامی از متغیرهای  $s_i$ ) می‌باشد که باید در شرایط زیر صدق کند [۲،۵،۶،۸،۹].

$$\int_0^{\infty} P(s) ds = 1, \quad \int_0^{\infty} s P(s) ds = 1 \quad ۱۰$$

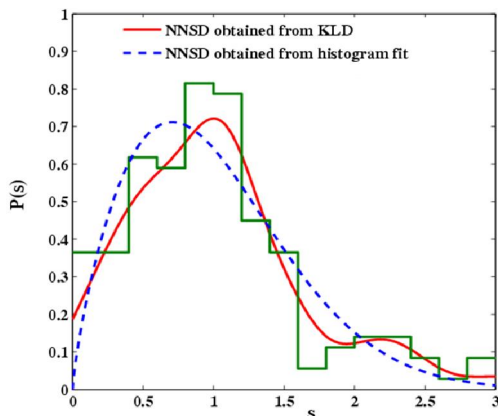
شرط  $\langle s \rangle = 1$  را شرط  $Unfolding$  می‌نامند. در یک فاصله بینهایت کوچک  $dE$ ، اگر  $\rho_{av}(E) dE$  تعداد میانگین ترازها باشد، فاصله میانگین ترازها در فاصله  $dE$  برابر است با:

اگر  $(X_1, \dots, X_n)$  یک نمونه از متغیرهای تصادفی مستقل با چگالی توزیع نامعلوم  $f$  باشد. شکل این تابع  $f$  چنان به دست می‌آید که تخمین‌گر دانسیته کرنلی آن به صورت زیر باشد [۱۹، ۱۳-۱۰]:

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_h(x - x_i) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - x_i}{h}\right) \quad (12)$$

که در آن  $K_h(x - x_i)$  کرنل می‌باشد که یک تابع مثبت متقارن با انتگرال واحد است و  $h$  پهنای باند نامیده می‌شود. یک کرنل با زیر نویس  $h$ ، کرنل مدرج نامیده می‌شود و به صورت  $K_h(x) = \frac{1}{h} K\left(\frac{x}{h}\right)$  تعریف می‌شود. به طور ذاتی می‌توان  $h$  را تا اندازه‌ای که داده‌ها اجازه می‌دهند کوچک در نظر گرفت. از توابع کرنلی که به طور معمول استفاده می‌شوند، می‌توان به توزیع یکنواخت، توزیع نرمال و... اشاره کرد.

در شکل ۲ مقایسه‌ای از دو روش برازش هیستوگرام و تخمین‌گر چگالی کرنلی (با کرنل گاوسی) در محاسبه تابع توزیع  $P(s)$  برای یک سیستم هسته‌ای آمده است [۲۰].



شکل ۲. تخمین‌گر چگالی کرنلی برای هیستوگرام متناظر با کرنل گاوسی (تابع توزیع به دست آمده از روش‌های تخمین دانسیته کرنلی و برازش هیستوگرام به ترتیب با خط پررنگ و خط چین نشان داده شده است).

مطالعه جمعی مورد بررسی قرار گیرد. در این روش سعی می‌شود که هسته‌ها را برحسب یک تعداد کوچکی از پارامترهایی که به ساختار هسته مربوط می‌شوند طبقه‌بندی و سپس مورد بررسی قرار دهند [۱۸]. در این مقاله ما هسته‌ها را برحسب پایداری یا رادیواکتیو بودن آنها و همچنین نوع واپاشی رادیواکتیو آنها مورد بررسی قرار می‌دهیم.

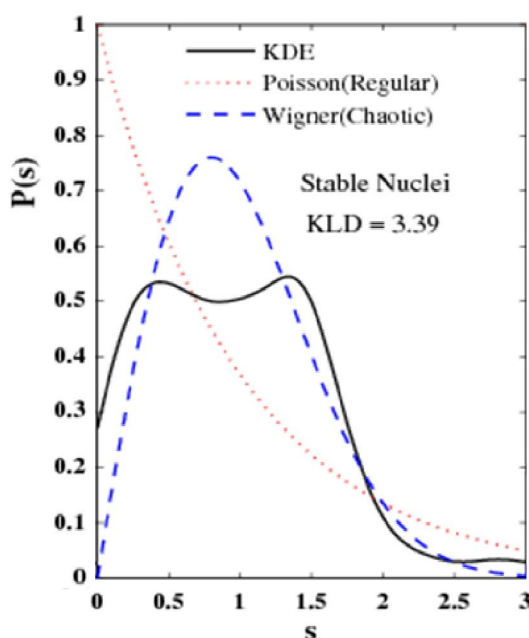
جدول ۱. هسته‌های در نظر گرفته شده که حداقل پنج تراز متوالی ابتدایی آنها دارای اسپین و پارته معینی باشند [۱۷].

هسته‌های پایدار	$^{28}\text{Si}, ^{29}\text{Si}, ^{40}\text{Ar}, ^{17}\text{O}, ^{23}\text{Na}, ^{12}\text{C}, ^{24}\text{Mg}, ^{33}\text{S}, ^{31}\text{P}, ^{48}\text{Ti}, ^{66}\text{Zn}, ^{82}\text{Kr}, ^{100}\text{Ru}, ^{94}\text{Mo}, ^{104}\text{Pd}, ^{124}\text{Te}, ^{150}\text{Sm}, ^{156}\text{Gd}, ^{168}\text{Er}, ^{174}\text{Yb}, ^{200}\text{Hg}, ^{196}\text{Pt}, ^{111}\text{Cd}, ^{179}\text{Hf}, ^{199}\text{Hg}, ^{105}\text{Pd}$
هسته‌های با واپاشی آلفا	$^{146}\text{Sm}, ^{148}\text{Sm}, ^{150}\text{Gd}, ^{152}\text{Gd}, ^{166}\text{Te}, ^{164}\text{Os}, ^{156}\text{Hf}, ^{148}\text{Gd}, ^{190}\text{Pt}, ^{250}\text{Cf}, ^{246}\text{Cm}, ^{228}\text{Th}, ^{144}\text{Nd}, ^{154}\text{Dy}, ^{234}\text{U}, ^{242}\text{Pu}, ^{174}\text{Hf}, ^{190}\text{Po}$
هسته‌های با واپاشی بتا	$^{206}\text{Po}, ^{100}\text{Pd}, ^{52}\text{Fe}, ^{138}\text{Nd}, ^{50}\text{Cr}, ^{44}\text{Ti}, ^{26}\text{Si}, ^{18}\text{Ne}, ^{23}\text{Mg}, ^{62}\text{Zn}, ^{122}\text{Xe}, ^{118}\text{Xe}, ^{80}\text{Br}, ^{128}\text{Te}, ^{148}\text{Pm}, ^{162}\text{Gd}, ^{178}\text{W}, ^{188}\text{Pt}, ^{42}\text{Ar}, ^{110}\text{Ag}, ^{78}\text{Ge}$

چنانچه گفته شد در مطالعه رفتار آماری ترازهای انرژی سیستم‌های فیزیکی با استفاده از روش برازش (برازش هیستوگرام فواصل بین ترازهای مشخص کردن پارامترهای برازش)، بعضی مواقع وجود خطای قابل ملاحظه در این روش مانع از یک آنالیز آماری دقیق می‌شود. در این مطالعه به جای استفاده از روش برازش، تابع توزیع ترازهای انرژی هسته‌های پایدار و رادیواکتیو را مستقیماً با استفاده از روش تخمین دانسیته کرنلی محاسبه کرده و برای مطالعه رفتار منظم یا غیرمنظم آنها فاصله تابع توزیع به دست آمده نسبت به دو حد منظم و غیر منظم، با روش واگرایی Kullback-Leibler (KLD) محاسبه می‌کنیم که توضیح آن در زیر آمده است.

در کاربردهای آماری تخمین دانسیته کرنلی (KDE) یک تکنیک غیرپارامتری برای تخمین تابع چگالی احتمال یک دنباله از متغیرهای تصادفی می‌باشد:

شده‌اند) برای هسته‌های با واپاشی آلفا ۲۰۱ است که نزدیکترین تابع به تابع توزیع ویگنر می‌باشد و برای هسته‌های با واپاشی بتا این فاصله ۲/۴۴ و برای هسته‌های پایدار این فاصله ۳/۳۹ می‌باشد که نشان می‌دهد هسته‌های پایدار (که فاصله بیشتری با تابع توزیع ویگنر دارند) منظم‌تر از هسته‌های رادیواکتیو بوده و هسته‌های با واپاشی آلفا (که نزدیکترین تابع به تابع توزیع ویگنر می‌باشد) غیرمنظم‌تر از سایر هسته‌ها می‌باشند.



شکل ۳. تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور برای هسته‌های پایدار (تابع توزیع به‌دست آمده از روش تخمین دانسیته کرنلی با خط پررنگ و توابع توزیع پواسون و ویگنر به‌ترتیب با خطوط نقطه چین و خط چین نمایش داده شده است).

روش واگرایی Kullback-Leibler (KLD) یک روش غیرمتمقارن برای به‌دست آوردن فاصله بین دو تابع توزیع P و Q می‌باشد. که منظور از غیرمتمقارن بودن این روش این است که فاصله P نسبت به Q از فاصله Q نسبت به P متفاوت خواهد بود [۱۴، ۱۵، ۲۱].

برای توابع توزیع احتمال P و Q از متغیرهای تصادفی گسسته  $x_i$ ، KLD به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$D_{KL}(P\|Q) = \sum_i P(x_i) \log \frac{P(x_i)}{Q(x_i)} \quad ۱۳$$

واگرایی بین دو تابع توزیع همیشه بزرگتر یا مساوی صفر خواهد بود. اگر  $Q = P$  باشد واگرایی صفر، و در غیر این‌صورت بزرگتر از صفر خواهد بود. در این مقاله تابع توزیع به‌دست آمده از روش تخمین دانسیته کرنلی  $Q(x)$  و تابع توزیع ویگنر  $P(x)$  در نظر گرفته می‌شود. یعنی فاصله تابع توزیع به‌دست آمده را با تابع توزیع ویگنر محاسبه می‌گردد.

## نتایج

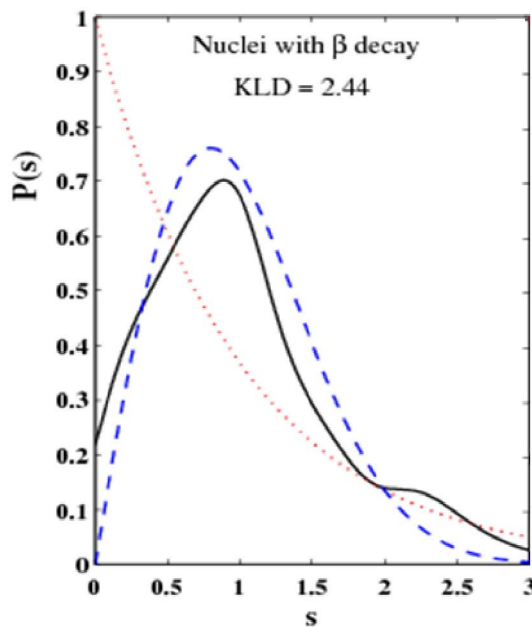
برای بررسی میزان بی‌نظمی هسته‌های پایدار و رادیواکتیو، با استفاده از داده‌های تجربی [۲۲]، ترازهای انرژی با اسپین-پاریته  $2^+$  و  $1^+$  که به وفور در هسته‌های زوج-زوج و زوج-فرد وجود دارند را در نظر می‌گیریم [۲، ۶]. تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور را برای هسته‌های در نظر گرفته شده در جدول ۱ را با روش تخمین دانسیته کرنلی و با در نظر

گرفتن کرنل گاوسی  $(K_h(x) = \frac{1}{h\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{x^2}{2h^2}))$  محاسبه کرده و فاصله آن‌ها را نسبت به توزیع ویگنر (حد غیر منظم) با روش واگرایی-kullback-Leibler (KLD) محاسبه می‌کنیم.

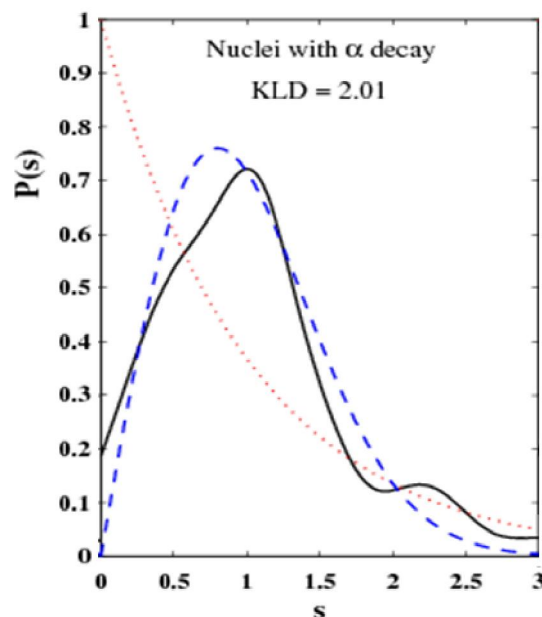
چنانچه در شکل ۳ تا ۵ آمده، فاصله بین تابع توزیع تخمینی و تابع توزیع ویگنر (که با KLD مشخص

### بحث و نتیجه‌گیری

رفتار منظم سیستم‌های مورد مطالعه، معیاری از تقارن‌های موجود در آنها بوده و از طرفی به رفتار جمعی تمام ذرات تشکیل دهنده هر سیستم مربوط می‌شود. از دیدگاه کلاسیکی، هر سیستم منظم دارای شکل هندسی مشخص می‌باشد که این مفهوم در دیدگاه کوآنتومی متناظر با وجود تقارن‌های دینامیکی معین و منحصر به فرد در ساختار داخلی سیستم است. از طرفی، چون این رفتار آماری از رفتار عمومی نوکلئون‌های تشکیل دهنده هر سیستم حاصل می‌گردد، می‌توان از آن به‌عنوان یک ویژگی کلی (bulk) سیستم برای طبقه‌بندی رفتار هسته‌ها در شرایط خاص استفاده نمود. بارزترین نمونه از این موارد، رفتار گذار فازی-شکلی هسته‌ها بین حدود تقارنی یا همان شکل‌های معین می‌باشد. مطابق موارد اشاره شده، سیستم در ناحیه گذار فازی مجموعه‌ای از تقارن‌های مختلف را از خود نمایش داده و لذا رفتار نامنظم‌تری را نسبت به آن دسته از هسته‌ها با تقارن‌های معین در حدود مربوطه نمایش می‌دهد [۷] و رفتار آماری بهترین کمیت برای توصیف سیستم‌های در حال گذار یا آن دسته از سیستم‌های ناپایدار در حال واپاشی می‌باشد. این بدان معناست که رفتار آماری سیستم‌های فیزیکی یا همان معیار نظم برای بررسی ساختار داخلی سیستم‌های فیزیکی و توصیف کیفیت تقارن‌های هر سیستم مناسب می‌باشد. در این مقاله برای مطالعه دقیق رفتار آماری هسته‌های پایدار و رادیواکتیو از روش تخمین دانسیته کرنلی برای تخمین تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور استفاده کرده و میزان نظم یا بی‌نظمی آنها را با روش واگرایی Kullback-Leibler حساب کردیم. نتایج به‌دست آمده رفتار منظم هسته‌های پایدار را نسبت به هسته‌های رادیواکتیو نشان می‌دهد که نشان‌دهنده



شکل ۴. تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور برای هسته‌های با واپاشی بتا (تابع توزیع به‌دست آمده از روش تخمین دانسیته کرنلی با خط پررنگ و توابع توزیع پواسون و ویگنری به‌ترتیب با خطوط نقطه چین و خط چین نمایش داده شده است).



شکل ۵. تابع توزیع نزدیکترین فاصله مجاور برای هسته‌های با واپاشی آلفا (تابع توزیع به‌دست آمده از روش تخمین دانسیته کرنلی با خط پررنگ و توابع توزیع پواسون و ویگنری به‌ترتیب با خطوط نقطه چین و خط چین نمایش داده شده است).

[14] J. Pedro Moreno, P. Purdy Ho, N. Vasconcelos, A kullback-leibler divergence based kernel for SVM classification in multimedia applications, advances in neural information processing systems 16, *MIT Press* (2004).

[15] J.R. Hershey, P.A. Olsen, Approximating the Kullbac-kLeibler divergence between gaussian mixture models, *IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing*, 4 (2007) 317-320.

[16] D.K. Jha, Radioactivity and Radioactive decay, *Discovery Publishing Pvt.Ltd, delhi* 2004.

[17] Live chart, Table of Nuclides, (<http://www.ds.iaea.org/relnsd/vcharhtml/VChartHTML.html>). & National Nuclear Data Center, (Brookhaven National laboratory), chart of nuclides, (<http://www.nndc.bnl.gov/chart/reColor.jsp?newColor=dm>)

[18] . Al-Sayed, The effect of nuclear deformation on level statistics, *Journal of Statistical A Mechanics* (2009) P02062.

[19] D.W. Scott, Multivariate density estimation: theory, practice and visualization, *John Wiley New York* (1992).

[20] M.A. Jafarizadeh, N. Fouladi, H. Sabri , B. Rashidian Maleki, A non-parametric estimation approach in the investigation of spectral Statistics; *Indian Journal of Physics* 87 9 (2013) 919-927.

[21] S. Mariani, etal, Machine learning in document analysis and recognition, *Springer* (2008).

[22] Nuclear Data Sheets for all considered Nuclei, (<http://www.journals.elsevier.com/nuclear-data-sheets>).

تقارن بیشتر ساختار هسته‌های پایدار نسبت به هسته‌های رادیواکتیو است.

## مراجع

[1] M.L. Mehta, Random Matrices, *Academic Press* (2004).

[2] M.A. Jafarizadeh, N. Fouladi, H. Sabr , B. Rashidian Maleki, Investigation of spectral statistics of nuclear systems by maximum likelihood estimation method, *Nuclear Physics A* (2012) 890-891.

[3] F. Haak, Quantum signature of chaos, *springer* (2000).

[4] W.D. Heiss, A.A. Kotzé, Quantum chaos and analytic structure of the spectrum, *Physical Review A* 44 (1991) 2403–2409.

[5] A. Al-Sayed, A.Y. Abul-Magd, Level statistics of deformed even-even nuclei, *Physical Review C* 74 (2006) 037301.

[6] A.Y. Abul-Magd, et al., Statistics of 2+ levels in even-even nuclei, *Physics Letters B* 579 (2004) 278–284.

[7] Jing Shu, et al., Energy level statistics of the U(5) and O(6) symmetries in the interacting boson model, *Physical Review C* 67 (2003) 044304.

[8] A.Y. Abul-Magd, M.H. Simbelz, Nearest-neighbour-spacing distribution of low-lying nuclear energy levels, *Journal of Physics G: Nuclear and Particle Physics* 22 (1996) 1043–1051.

[9] V.K.B. KOTA, V. POTBHARE, Low energy level spacing distribution in the atomic table ensembles, *Physics Letters A* 80 (1980). 14-19

[10] M. Rudemo, Empirical choice of histograms and kernel density estimators, *Scandinavian Journal of Statistics* 9 (1982) 65-78.

[11] R. Terrell George, W. Scott David, Variable Kernel Density Estimation, *The Annals of Statistics*, 20 (1992) 1236-1265.

[12] A. Elgammal, R. Duraiswami, Background and foreground modeling using nonparametric kernel density estimation for visual surveillance, *Proceedings Of The IEEE* 90 (2002) 1151-1163 .

[13] S.J. Sheather, M.C. Jones, A Reliable Data-Based Bandwidth Selection Method for Kernel Density, *Journal of the Royal Statistical Society* 53 (1991) 683-690.