

تحلیل قابلیت اعتماد مرتبه اول سازه‌ها به کمک روش بهینه‌سازی بهبود یافته جستجوی هارمونی

بهروز کشته‌گر^{۱*}

چکیده	اطلاعات مقاله
روش اولین مرتبه قابلیت اعتماد، استفاده وسیعی در تخمین احتمال خرابی سازه‌ها دارد. برآورد مناسب شاخص قابلیت اعتماد در تخمین احتمال خرابی به کمک رویه اولین مرتبه قابلیت اعتماد حائز اهمیت است. الگوریتم‌های تکرار ریاضی مانند هاسفر و لیند-کویتز-فسلر (HL-RF) در تخمین شاخص قابلیت اعتماد مسائل غیرخطی عمدتاً همگرایی ناپایداری نشان داده‌اند. الگوریتم جستجوی هارمونی بدون در نظر گرفتن تقعر یا تحدب مسائل قابلیت اعتماد می‌تواند تخمین مناسبی از شاخص قابلیت اعتماد ارائه دهد. در این مقاله، یک الگوریتم جستجوی هارمونی کلی‌ترین ذره با تعداد حافظه هارمونی کم پیشنهاد شده است. در روش پیشنهادی جستجوی هارمونی، یک پهنای باند جهت تنظیم حافظه هارمونی با استفاده از تولید تصادفی عدد با تابع توزیع احتمال پیشنهاد شده که بر اساس تعداد متغیرهای تصادفی محاسبه می‌گردد. صحت همگرایی و سرعت تحلیل این الگوریتم به کمک چندین تابع شرایط حدی برگرفته از مراجع با روش‌های تکرار ریاضی، مانند HL-RF و انتقال پایدار، مقایسه شده است. نتایج، حاکی از آن است که روش HL-RF در بعضی از مثال‌ها همگرا نشده و روش بهبود یافته جستجوی هارمونی به نتایجی مشابه با روش انتقال پایدار با تعداد تکرار کمتری همگرا شده است. روش هارمونی پیشنهادی از سرعت همگرایی زیاد و صحت نتایج بسیار مناسبی برخوردار است.	دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۰۶/۰۲ پذیرش مقاله: ۱۳۹۴/۱۱/۱۴
	واژگان کلیدی: روش اولین مرتبه قابلیت اعتماد، تحلیل قابلیت اعتماد، الگوریتم بهبود یافته جستجوی هارمونی.

۱- مقدمه

در مسائل مهندسی، عمدتاً یک سری عدم اطمینان‌هایی وجود دارد که با توجه به ماهیت مسئله و نوع تحلیل آن متفاوت است. عدم اطمینان‌ها می‌توانند به صورت فیزیکی، مدل‌سازی و آماری دسته‌بندی شوند که یک مهندس در فازهای طراحی و اجرای سازه با آن‌ها روبرو است. این عدم قطعیت‌ها را در یک سازه می‌توان به صورت بار (X_L) و مقاومت (X_Q) در نظر گرفت که در تحلیل قابلیت اعتماد

سازه، مطابق با یک مسئله احتمالاتی ($g(X)$)، به صورت

تابع حالت حدی زیر وارد می‌شوند [۱ و ۲]:

$$g(X) = X_Q - X_L \quad (1)$$

مطابق با رابطه فوق، سه حالت ممکن وجود دارد که هر یک

بیانگر وضعیت خاصی از سازه از حیث خرابی و سلامتی

می‌باشد. $g(X) = 0$ بیان‌کننده مرز بین سلامتی (

$g(X) > 0$) و خرابی ($g(X) < 0$) سازه، $g(X) > 0$

*. پست الکترونیک نویسنده مسئول: Bkeshtegar@uoz.ac.ir

۱. استادیار گروه مهندسی عمران، دانشکده مهندسی، دانشگاه زابل

نقطه حداکثر محتمل^۸ تخمین مناسبی از حل انتگرال فوق ارائه می‌دهند. یک رابطه تکرار ریاضی مبنی بر گرادیان تابع حالت حدی جهت تعیین نقطه حداکثر محتمل توسط هاسوفر و لیند [۶] ابداع شده که بعدها توسط رکویتز و فیسلر [۷] با حفظ ماهیت تابع توزیع متغیرهای تصادفی غیرنرمال در فضای نرمال بهبود بخشیده شده که به نام روش HL-RF معروف است [۳]. رابطه تکراری ریاضی HL-RF در رویه FORM در مسائل غیرخطی و پیچیده مهندسی، ممکن است دچار ناپایداری عددی از جمله آشفتگی، دوشاخه‌ای شدن و نوسان گردد. چندین الگوریتم بهبود یافته HL-RF جهت دستیابی به نتایج پایدار توسط محققین ارائه و ارزیابی شده‌اند [۱، ۳، ۴ و ۸-۱۰]. یک روش اصلاح شده HL-RF توسط لیو و درکیورقیان [۸] بر اساس نمایش همگرایی روش HL-RF به کمک یک تابع شایسته^۹ معرفی شد. رویه بهبود یافته HL-RF [۸] به کمک طول گام انتخاب شده بر اساس قاعده Armijo توسط سنتوش و همکاران [۳] اصلاح شده است. جهت تضمین همگرایی الگوریتم HL-RF، به کمک روش انتقال پایدار^{۱۰} (STM) بر اساس یک طول گام کوچک، روش HL-RF را بهبود بخشید [۹]. یک الگوریتم تکراری توانمند با استفاده از یک طول گام بزرگ توسط گنگ و یی [۱۰] پایه‌گذاری شده است. اخیراً، کشتگر و میری [۱۱] جهت بهبود روش HL-RF، یک رویه تعدیل به کمک طول گام دینامیک و یک امتداد جستجوی مزدوج [۴]، معرفی نمودند که موجب افزایش کارایی و تضمین پایداری روش HL-RF شده است.

همانطور که اشاره شد، تمامی روش‌های اولین مرتبه مبنی بر استفاده از بردار گرادیان است که این امر موجب ناپایداری عددی می‌گردد. لذا، جهت همگرایی مناسب، تکرار بایستی همراه با یک طول گام مناسب صورت پذیرد [۱، ۳ و ۹]. استفاده از روش‌های فرااکتشافی نسبت به

ناحیه سلامتی سازه و $g(X) < 0$ ناحیه خرابی سازه می‌باشد. ماهیت آماری (تابع توزیع احتمال، میانگین و انحراف معیار) بارهای وارده بر سازه از جمله: بار باد، برف، زلزله، کامیون و آب و همچنین، مقاومت سازه از جمله: خواص مصالح، ابعاد، هندسه و شرایط مرزی را به صورت متغیر تصادفی می‌توان در تابع حالت حدی لحاظ نمود. لذا، مطابق با مسئله احتمالاتی (۱)، یک سازه در سطح بهره‌برداری خود ممکن است مقدار محدودی عدم کارایی داشته باشد. از این‌رو، تلاش اساسی در تحلیل قابلیت اعتماد سازه‌ها، تخمین احتمال خرابی (عدم کارایی) است که بر اساس تابع حالت حدی^۳ $g(X)$ و بردار متغیرهای تصادفی بار و مقاومت X ، به صورت زیر قابل محاسبه است [۳ و ۴]:

$$P_f = \int \dots \int_{g(X) \leq 0} f_X(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n \quad (2)$$

انتگرال فوق بیانگر مساحت تابع توزیع احتمال توأم^۴ $(f_X(x_1, x_2, \dots, x_n))$ متغیرهای تصادفی پایه (x_1, x_2, \dots, x_n) تا مرز خرابی $g(X) \leq 0$ است که بیان‌کننده احتمال خرابی^۵ سازه (P_f) می‌باشد. به عبارت دیگر، مساحت مشارکت تابع توزیع احتمال بار و مقاومت برابر با احتمال خرابی می‌تواند تعریف گردد [۱ و ۴]. مشکل اساسی در تئوری‌های احتمالاتی، حل انتگرال فوق بوده که برای مسائل با متغیرهای تصادفی پایه زیاد و غیرنرمال نمی‌توان به سادگی یک حل ریاضی ارائه نمود بنابراین، روش‌های شبیه‌سازی مانند شبیه‌سازی مونت کارلو^۶ می‌توانند تخمین مناسبی از انتگرال فوق ارائه دهند [۵]. روش‌های شبیه‌سازی در مسائل با احتمال خرابی کم و همچنین مسائل غیرخطی مانند تحلیل دینامیک سازه‌ها به علت تعداد شبیه‌سازی زیاد و زمان تحلیل، گاه وقت‌گیر می‌باشند [۴ و ۵]. روش‌های اولین مرتبه قابلیت اعتماد^۷ (FORM) بر اساس الگوریتم‌های تکراری، با هدف تعیین

⁶ Monte Carlo simulation

⁷ First Order Reliability Method (FORM)

⁸ Most probable point

⁹ Merit function

¹ Stability Transformation Method (STM)

¹ Distribution function

² Standard deviation

³ Limit-state function

⁴ Joint probability distribution function

⁵ Failure probability

۲- روش اولین مرتبه قابلیت اعتماد

روش اولین مرتبه شاخص قابلیت اعتماد، روشی توانا جهت تخمین احتمال خرابی سازه می‌باشد. شاخص قابلیت اعتماد (β) بر اساس تعیین نقطه حداکثر محتمل می‌توان محاسبه ($\beta = (U^T U)^{1/2}$) [۱] شده و تخمین انتگرال رابطه (۲) به صورت زیر است [۳ و ۴]:

$$P_f = \Phi[g(U) \leq 0] \approx \Phi(-\beta) \quad (3)$$

که در آن Φ تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد U و بردار متغیرهای تصادفی نرمال استاندارد با میانگین صفر و انحراف معیار واحد می‌باشد. تلاش اساسی در رویه FORM جستجوی نقطه‌ای روی تابع شرایط حدی است که کمترین فاصله را تا مبدأ (شاخص قابلیت اعتماد) در دستگاه نرمال استاندارد دارد (نقطه حداکثر محتمل) [۳ و ۸]. لذا، محاسبه شاخص سلامتی و یا جستجوی نقطه حداکثر محتمل را می‌توان مشابه مسئله بهینه‌سازی زیر بیان نمود [۱ و ۱۱]:

$$\begin{aligned} \min \beta &= |U| = \sqrt{U^T U} \\ \text{s.t. } g(U) &= 0 \end{aligned} \quad (4)$$

بر اساس رابطه فوق، جستجوی شاخص سلامتی در دستگاه نرمال استاندارد است که انتقال از دستگاه واقعی به دستگاه نرمال استاندارد به کمک نگاشت زیر امکان‌پذیر است [۷ و ۳]:

$$U = f(X, \mu, \sigma) = \frac{(X - \mu_x)}{\sigma_x} \quad (5)$$

که در آن μ_x و σ_x به ترتیب مقدار میانگین و انحراف معیار متغیر تصادفی X می‌باشند. متغیرهای تصادفی غیرنرمال را می‌توان با تبدیل Rosenblatt به متغیر تصادفی نرمال تبدیل نمود [۳ و ۴] که میانگین و انحراف معیار توابع توزیع غیرنرمال به صورت زیر محاسبه می‌شود [۳]:

$$\sigma_x = \frac{1}{f_x(x)} \phi[\Phi^{-1}\{F_x(x)\}] \quad (6)$$

$$\mu_x = x - \sigma_x \Phi^{-1}[F_x(x)] \quad (7)$$

در روابط فوق، ϕ و Φ^{-1} به ترتیب مقدار تابع توزیع احتمال

تکنیک‌های کلاسیک بهینه‌یابی مزایایی از جمله: عدم استفاده از مشتق تابع حالت حدی، وجود متغیرهای تصادفی گسسته و عدم لحاظ اثر یکنواختی و تحذب مسائل قابلیت اعتماد دارند. در سال ۲۰۰۵، الگبد [۱۱] به کمک روش اجتماع ذرات، اقدام به تحلیل قابلیت اعتماد چندین مثال ریاضی با متغیرهای نرمال با استفاده از جامعه‌ای برابر با ۵۰ ذره نمود که استفاده موفقیت‌آمیز الگوریتم اجتماع ذرات را جهت تخمین شاخص قابلیت نتیجه شد. این مقاله، با هدف رابطه‌سازی یک الگوریتم دینامیک جستجوی هارمونی جهت تحلیل قابلیت اعتماد سازه‌ها تدوین شده که با داشتن حافظه هارمونی (جامعه) کم بتواند مسائل غیرخطی و با متغیرهای غیرنرمال را تحلیل نموده و پایداری و همگرایی مناسبی نسبت به روش‌های مبنی بر بردار گرادیان منجمله: روش HL-RF و انتقال پایدار داشته باشد. برای این منظور، مقاله حاضر در ۶ بخش تدوین شده که در بخش ۲، روش اولین مرتبه قابلیت اعتماد و روش‌های تکرار ریاضی مانند روش HL-RF و روش انتقال پایدار ارائه شده است. در بخش ۳، الگوریتم فرااکتشافی جستجوی هارمونی بیان می‌گردد و بر مبنای آن رویه FORM رابطه‌سازی شده است. نتایج عددی چهار مثال ریاضی و سازه‌ای با تابع شرایط حدی غیرخطی پیچیده و متغیرهای تصادفی نرمال و غیرنرمال، بر اساس الگوریتم بهبود یافته جستجوی هارمونی ارائه شده در بخش ۴ ارزیابی شده است. همچنین، در این بخش، اثر تعداد حافظه هارمونی بر نتایج و شرایط همگرایی مسائل قابلیت اعتماد ارزیابی شده است. در بخش ۵، نتایج عددی ارائه شده که همگرایی الگوریتم جستجوی هارمونی با دو رویه تکرار ریاضی HL-RF و روش انتقال پایدار مقایسه شده و در انتها خلاصه‌ای از نتایج بیان شده است. الگوریتم بهبود یافته جستجوی هارمونی با حافظه هارمونی کم، نتایج پایداری برای مسائل غیرخطی ارائه داده است.

² Cumulative standard normal distribution

¹ Reliability index

است.

۳- روش جستجوی هارمونی

به عنوان یکی از جدیدترین تکنیک‌های مورد استفاده الگوریتم‌های تکاملی، می‌توان به الگوریتم فرااکتشافی جستجوی هارمونی^۱ (HS) اشاره کرد [۱۲ و ۱۳]. این تکنیک با الهام گرفتن از اصول بداهه نوازی مجموعه‌ای از نوازندگان، جهت بهبود هارمونی (همسانی یا هماهنگی) مفهوم‌سازی شده است. وقتی نوازندگان یک هارمونی هماهنگ را به کمک ابزار آلات مختلف موسیقی برگرفته از تعداد نت‌های محدود حافظه، به دست آورند، یک موسیقی مطلوب و دلپذیر حاصل شده که متناظر با پاسخ بهینه می‌باشد. از این‌رو، فرایند جستجوی هارمونی که هدف آن یافتن بهترین پاسخ بین نوازندگان است برای جستجوی پاسخ بهینه مسائل ریاضی و مهندسی نیز می‌تواند به کار گرفته شود [۱۲ و ۱۴].

۳-۱- الگوریتم جستجوی هارمونی

در سال ۲۰۰۱، جیم و همکاران [۱۲] الگوریتم جستجوی هارمونی را بر مبنای جستجوی تصادفی در مسائل بهینه‌سازی ریاضی و مهندسی استفاده کردند [۱۵]. در الگوریتم فرااکتشافی HS، الزامی برای مشتق‌پذیر بودن تابع هدف نیست و متغیرهای مسئله می‌تواند به صورت گسسته یا پیوسته باشند. همچنین، برای مسائل بسیار پیچیده و غیرخطی، اثر یکنواختی و تحذب مسئله در نظر گرفته نمی‌شود [۱۲ و ۱۶]. به دلیل تصادفی بودن عملیات جستجو در مراحل مختلف، احتمال اینکه این الگوریتم در نقطه بهینه محلی متوقف شود، بسیار کم است [۱۳ و ۱۵]. کاربردهای موفق از رویه HS در مراجع [۱۴-۱۶] فراهم شده که نمونه‌هایی از الگوریتم بهبود یافته HS نیز وجود دارد [۱۳، ۱۴ و ۱۶]. این الگوریتم جهت دستیابی به نقطه بهینه مطلوب پنج مرحله اساسی را در بر می‌گیرد که به شرح زیر خلاصه می‌شوند [۱۲-۱۶]:

نرمال و معکوس تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد و $f_X(x)$ و $F_X(x)$ به ترتیب تابع توزیع احتمال و تابع توزیع احتمال تجمعی متغیر تصادفی X در نقطه x می‌باشد. جهت تعیین شاخص قابلیت اعتماد مطابق با رویه FORM نیاز به الگوریتم‌های تکرار ریاضی است که رابطه تکراری روش HL-RF به صورت زیر می‌باشد:

$$U_{k+1} = \frac{\nabla^T g(U_k) U_k - g(U_k)}{\nabla^T g(U_k) \nabla g(U_k)} \nabla g(U_k) \quad (8)$$

که در آن $\nabla g(U_k)$ بردار گرادیان تابع شرایط حدی در فضای نرمال استاندارد $\nabla g(U) = [\partial g / \partial u_1, \partial g / \partial u_2, \dots, \partial g / \partial u_n]^T$ می‌باشد. تجربه نشان داده که در صورت همگرا شدن، این روش سرعت همگرایی بالایی دارد [۳، ۹ و ۱۰]. خطای ناشی از خطی‌سازی در الگوریتم حل HL-RF در بعضی از مسائل غیرخطی، ممکن است موجب افزایش تعداد تکرار یا همگرایی آرام مسئله و گاه واگرایی حل گردد [۲ و ۹]. اخیراً، یانگ [۹] نشان داده است که با توجه به نوع مسئله و خصوصیات آماری آن این رویه ممکن است همگرایی همچون نوسانی تناوبی، دو شاخه‌ای شدن حل و همگرایی همراه با اغتشاش داشته باشد. یانگ [۹] بر اساس روش انتقال پایدار مشکلات همگرایی رویه HL-RF را برطرف نمود که رابطه تکرار آن به صورت زیر بیان شده است:

$$U_{k+1} = U_k + \lambda C [f(U_k) - U_k] \quad (9)$$

که در آن C یک ماتریس ثابت و معین، به صورت متعامد که در هر سطر و ستون آن فقط عدد ۱ یا -۱ جا داشته و بقیه درایه‌های آن صفر باشد، تعریف شده و λ عددی بین صفر و یک است. $f(U_k)$ برابر با مقدار بردار طراحی جدید از رویه HL-RF (رابطه ۸) می‌باشد.

$$f(U_k) = \frac{\nabla^T g(U_k) U_k - g(U_k)}{\nabla^T g(U_k) \nabla g(U_k)} \nabla g(U_k) \quad (10)$$

اگر λ برابر با ۱ فرض شود در چنین حالتی رویه STM بدون کنترل و نتایج معادله (۹) مطابق با الگوریتم HL-RF

¹ Meta-heuristic harmony search (HS) algorithm

$$HM = \begin{bmatrix} u_1^1 & u_2^1 & \dots & u_{N-1}^1 & u_N^1 & | & F(U^1) \\ u_1^2 & u_2^2 & \dots & u_{N-1}^2 & u_N^2 & | & F(U^2) \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & | & \vdots \\ u_1^j & u_2^j & \dots & u_{N-1}^j & u_N^j & | & F(U^j) \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots & | & \vdots \\ u_1^{HMS-1} & u_2^{HMS-1} & \dots & u_{N-1}^{HMS-1} & u_N^{HMS-1} & | & F(U^{HMS-1}) \\ u_1^{HMS} & u_2^{HMS} & \dots & u_{N-1}^{HMS} & u_N^{HMS} & | & F(U^{HMS}) \end{bmatrix}$$

گام سوم: ایجاد یک هارمونی جدید

هر یک از اعضای ایجاد شده در حافظه هارمونی، بر مبنای متغیرهای الگوریتم جستجوی هارمونی (HMCR, PAR) و bw) به‌روز رسانی می‌شود. لذا، تولید حافظه جدید هارمونی بر مبنای سه قاعده: (۱) انتخاب تصادفی اعضای حافظه هارمونی قبلی، (۲) تنظیم تصادفی حافظه هارمونی و (۳) انتخاب تصادفی هر عضو حافظه از دامنه متغیرها، انجام می‌پذیرد [۱۲ و ۱۳]. پارامتر HMCR درصد انتخاب اعضای حافظه هارمونی جدید (u_i^j) را از حافظه هارمونی قبلی به‌صورت زیر مشخص می‌کند [۱۷]:

$$u_i^j = \begin{cases} u_i^j \in HM & \text{with probability } HMCR \\ u_i^j \in [u_i^L, u_i^U] & \text{with probability } 1 - HMCR \end{cases}$$

با احتمال HMCR اعضای حافظه هارمونی جدید برابر با حافظه قبلی هستند ($u_i^j \in HM$). به کمک پارامتر PAR مقدار متغیر تصادفی در حافظه هارمونی جدید تنظیم می‌شود [۱۲-۱۶] به‌طوری که با احتمال PAR متغیر تصادفی جدید u_i^j به اندازه پهنای باند از موقعیت خود تغییر می‌کند. لذا داریم:

$$u_i^j = \begin{cases} u_i^j \pm rand() \times bw & \text{with probability } PAR \\ u_i^j & \text{with probability } 1 - PAR \end{cases}$$

سپس، تابع هدف جدید ($F(U'_i)$) محاسبه می‌شود.

گام چهارم: به‌هنگام رسانی حافظه هارمونی

اگر مقدار تابع هدف جدید ($F(U'_i)$) از مقدار تابع هدف قبلی ($F(U_i)$) بهتر باشد، در این حالت حافظه هارمونی با مقادیر بردار جدید (U'_i) جایگزین می‌گردد.

گام اول: تعریف مسئله بهینه‌سازی و پارامترهای

مسئله

به‌طور کلی، یک مسئله بهینه‌سازی اولین مرتبه قابلیت اعتماد براساس رابطه (۴) به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{Minimize } F(U) &= \|U\| + \eta |g(U)| \quad i = 1, 2, \dots, RV \quad (11) \\ \text{Subject to } u_i &\in [u_i^L, u_i^U] \end{aligned}$$

که در آن $F(U)$ تابع هدف و η ضریب جریمه (یک عدد مثبت) می‌باشد. ضریب جریمه بر اساس مقدار عددی تابع شرایط حدی می‌تواند با یک عدد مثبت تعریف گردد (به عنوان مثال برای توابع با مقادیر اولیه کوچک می‌تواند عدد بزرگ انتخاب گردد). u_i^L و u_i^U به ترتیب حد پایین و بالا متغیر تصادفی u_i است که یک محدوده ممکن برای تعداد RV متغیرهای تصادفی پایه است. برای محاسبه بهینه تابع هدف، دسته‌هایی از متغیرهای تصادفی بر مبنای پارامترهای رویه HS تولید می‌شوند [۱۲ و ۱۳] که این پارامترها عبارتند از: اندازه حافظه^۱ (HMS)، نرخ در نظر گرفتن حافظه هارمونی^۲ (HMCR)، نرخ تنظیم طول گام^۳ (PAR)، مقدار حداکثر تکرار^۴ (حداکثر بداهه نوازی NI) و پهنای باند^۵ (bw) بیان کننده تنوع دامنه نت است [۱۳-۱۶].

گام دوم: تعریف مقدار اولیه حافظه هارمونی

با توجه به اندازه حافظه هارمونی و تولید تصادفی یکنواختی از دامنه هر متغیر تصادفی، حافظه اولیه هارمونی به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$u_i^j = u_i^L + r \times (u_i^U - u_i^L) \quad (12)$$

که در آن $r \in [0, 1]$ یک عدد تصادفی و u_i^L و u_i^U به ترتیب حد بالا و پایین متغیر تصادفی i است. از این‌رو، ماتریس حافظه هارمونی (HM) به صورت زیر تولید می‌شود:

⁴ Total Number of Iteration (NI)

⁵ Band width (bw)

¹ Harmony Memory Size (HMS)

² Harmony Memory Consideration Rate (HMCR)

³ Pitch Adjustment Rate (PAR)

$$bw(k) = 0.1 \times \exp\left[-\frac{k}{100RV}\right] \quad (14)$$

که در آن $Nr(0,1)$ عدد تصادفی تولید شده با تابع نرمال استاندارد است. ممکن است با تغییرات زیاد تابع نرمال تنظیم حافظه هارمونی شامل دامنه وسیعی گردد. به علت جلوگیری از افتادن در تله‌های حداقل محلی، یک پهنای باند دینامیک بر اساس تولید تصادفی تابع توزیع احتمال نرمال، به صورت رابطه زیر پیشنهاد شده است:

$$u_i^{j'} = \begin{cases} u_i^{best} + \gamma(k) \times Nr(0,1) \times bw(k) & \text{with probability } PAR(k) \\ u_i^j & \text{with probability } 1 - PAR(k) \end{cases} \quad (15)$$

که در آن γ ضریبی است که به عنوان طول گام تعریف شده و به صورت رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$\gamma(k) = \left(1 - \frac{k}{1000RV}\right)^{0.5RV} \quad (16)$$

در این الگوریتم، برای محاسبه نرخ تنظیم گام از رویه بهبود یافته جستجوی هارمونی استفاده شده است [۱۳ و ۱۹].

$$PAR(k) = PAR_{min} + \frac{PAR_{max} - PAR_{min}}{1000RV} \times k \quad (17)$$

که در آن k شماره تکرار، PAR_{min} و PAR_{max} به ترتیب حداقل و حداکثر نرخ تنظیم و RV تعداد متغیرهای تصادفی پایه مسئله قابلیت اعتماد می‌باشند. در ابتدا تکرار محدود بالایی برای تنظیم بهترین ذره در نظر گرفته شده و در تکرارهای نهایی به علت ناچیز بودن طول گام مقدار پهنای باند کوچکی حاصل می‌گردد.

۳-۳- الگوریتم تحلیل قابلیت اعتماد جستجوی

هارمونی

حافظه هارمونی جدید به صورت دینامیک بر اساس تعداد متغیرها و شماره تکرار طول گام تولید شده (روابط ۱۴ و ۱۶) است. مقدار طول گام (۱۶) در تکرارهای نهایی بسیار کوچک می‌باشد. لذا، یک محدوده بسیار ناچیزی برای تنظیم بهترین ذره انتخاب می‌گردد. در تکرارهای ابتدایی الگوریتم پیشنهادی، رویه تنظیم حافظه هارمونی به علت کوچک بودن ضریب PAR مطابق با رویه بهبود یافته

گام پنجم: توقف رویه تکرار

گام‌های سوم و چهارم را تا دست‌یابی به یک حل مناسب و قابل قبول به طوری که معیارهای همگرایی ($|g(U)| < \varepsilon$) و یا حداکثر تعداد تکرار ارضا گردد، ادامه داده می‌شود. به منظور تنظیم مناسب الگوریتم HS، یک روش بهبود یافته توسط Mahdavi و همکاران [۱۳] ارائه شد که مشخصه‌های PAR و پهنای باند به صورت پویا محاسبه می‌شوند. الگوریتم کلی‌ترین جستجوی هارمونی (GHS) توسط Mahdavi و Omran [۱۸] در سال ۲۰۰۸ ارائه شده است. در الگوریتم GHS از بهترین هارمونی (نخه‌گرایی) در مرحله تنظیم حافظه جدید، استفاده شده است. الگوریتم بهبود یافته GHS توسط El-Abd [۱۹] جهت افزایش کارایی GHS ارتقا یافته که از یک رویه تنظیم جدید برای تولید حافظه هارمونی استفاده نمود. در مرحله انتخاب اعضای هارمونی، اعضای حافظه هارمونی تنظیم به کمک تولید تصادفی نرمال، و در مرحله تنظیم طول گام، بهترین ذره به کمک پهنای باند ارائه شده توسط مهدوی و همکاران [۱۳] با تولید تصادفی یکنواخت، تنظیم شد. در این مقاله، یک الگوریتم بهبود یافته دینامیک جستجوی هارمونی بر اساس رویه تنظیم ارائه شده توسط El-Abd جهت تحلیل مسائل قابلیت اعتماد ارائه می‌شود.

۳-۲- الگوریتم بهبود یافته جستجوی هارمونی

در الگوریتم بهبود یافته جستجوی هارمونی ارائه شده، اعضای حافظه قبلی به کمک تابع توزیع نرمال استاندارد (میانگین صفر و انحراف معیار یک) و سپس بهترین متغیر حافظه هارمونی با استفاده از یک طول گام و پهنای باند دینامیک، تنظیم گردیده است. از این‌رو، با احتمال HMCR حافظه هارمونی جدید به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$u_i^{j'} = \begin{cases} u_i^j + Nr(0,1) \times bw(k) & \text{with probability } HMCR \\ u_i^L + r \times (u_i^U - u_i^L) & \text{with probability } 1 - HMCR \end{cases} \quad (13)$$

که در آن $bw(k)$ یک طول گام دینامیک است که به صورت زیر پیشنهاد شده است:

¹ Global-best Harmony Search (GHS) Algorithm

Step 5 **IF** $k=NI$ **AND** $|g(U)| < \varepsilon$ **then** ارزیابی توقف تکرار
 /
Report results; X_k^{best} U_k^{best} , $\beta_k^{best} = \|U_k^{best}\|$ $g(U_k^{best})$
STOP
ELSE
 $k=k+1$ **and Go To** step 3
END IF

۴- نتایج عددی و تحلیل پارامتری

عملکرد و صحت همگرایی الگوریتم جستجوی هارمونی ارائه شده، به کمک چهار مثال عددی غیرخطی و سازه‌ای بر گرفته از مراجع که شامل متغیرهای تصادفی نرمال و غیرنرمال می‌باشند، مطالعه شده است. پارامترهای مورد استفاده این الگوریتم جهت تحلیل قابلیت اعتماد در جدول ۱ درج شده که ضریب جریمه η برای هر مثال به صورت مجزا در نظر گرفته شده است. دامنه هر متغیر تصادفی بر اساس خواص آماری هر متغیر (میانگین و انحراف معیار) به صورت $X \in [X^L = \mu_x - 2\sigma, X^U = \mu_x + 2\sigma]$ که برای متغیرهای غیرنرمال (لوگ-نرمال، گامبل، ویبول و فسچر) حد پایین هر متغیر به صورت $x^L = \mu_x - 2\sigma_x \geq 0$ تعریف شده است. برای تمامی مثال‌ها، معیار توقف الگوریتم هارمونی با شرط‌های $|g(U)| < 10^{-5}$ و $k = NI$ در نظر گرفته شده است.

جدول ۱. پارامترهای ورودی الگوریتم بهبود یافته جستجو

هارمونی

پارامتر	HMS	HMCR	PAR _{min}	PAR _{max}
مقدار	۵	۰/۹۹	۰/۱	۰/۹

این الگوریتم‌ها به زبان برنامه‌نویسی MATLAB کد نویسی شده که از یک لپ تاپ با رم 4G و پردازشگر Intel M460 Core™ i5 @2.53 برای تحلیل مسائل قابلیت اعتماد استفاده شده است.

۴-۱- مثال‌های عددی و سازه‌ای

جهت ارزیابی الگوریتم بهبود جستجوی هارمونی در تحلیل مسائل قابلیت اعتماد سازه‌ها، از مثال‌های عددی زیر استفاده شده است:

مثال ۱: تابع حالت حدی بسیار غیرخطی و غیرنرمال تابع عملکرد غیرخطی مطابق با رابطه زیر را در نظر بگیرید

جستجوی هارمونی [۱۳] با استفاده از پهنای باند دینامیک (۱۴) انجام‌پذیر است. با توجه به روابط فوق، الگوریتم محاسبه شاخص قابلیت اعتماد به کمک رویه جدید هارمونی به صورت زیر است:

Step 1 **Define** HMS, HMCR, PAR_{min}, PAR_{max}, RV,

$$X \in [X^L, X^U], \eta, \varepsilon, NI = 1000 RV, k = I;$$

Define $g(X)$, μ_x , σ_x ;

Step 2 **FOR** $j \leftarrow 1$ **to** MHS **do** / ایجاد حافظه اولیه

هارمونی

$$x^j = x^L + r \times (x^U - x^L); \quad / \text{تولید تصادفی متغیرهای}$$

طراحی/

$$\sigma_x = \frac{1}{f_x(x^j)} \phi[\Phi^{-1}\{F_x(x^j)\}]$$

$$\mu_x = x^j - \sigma_x \Phi^{-1}\{F_x(x^j)\}$$

$$u^j = \frac{(x^j - \mu_x)}{\sigma_x}, \quad g(U^j)$$

$$F^j(U^j) = \|U^j\| + \eta |g(U^j)| \quad / \text{محاسبه تابع}$$

هدف/

END FOR

$$\gamma(k) = (1 - \frac{k}{1000RV})^{0.5RV}, \quad bw(k) = 0.1 \exp[-\frac{k}{1000RV}],$$

$$PAR(k) = PAR_{min} + \frac{PAR_{max} - PAR_{min}}{1000RV} k$$

Step 3 **Found best harmony**

$$X_k^{best} \quad U_k^{best}, \beta_k^{best} = \|U_k^{best}\|;$$

FOR $j \leftarrow 1$ **to** MHS **do**

IF $r_1 \leq HMCR$ **then**

$$x^j = x^j + Nr(0,1) \times bw(k); \quad / \text{تنظیم حافظه هارمونی}$$

IF $r_2 \leq PAR(k)$ **then**

$$x^j = x_k^{best} + \gamma(k) \times Nr(0,1) \times bw(k);$$

ENDIF ELSE

$$x^j = x^L + r \times (x^U - x^L); \quad / \text{انتخاب از دامنه}$$

ضرایب/

ENDIF where $r, r_1, r_2 \in [0,1]$

$$\sigma_x = \frac{1}{f_x(x^j)} \phi[\Phi^{-1}\{F_x(x^j)\}], \quad \mu_x = x^j - \sigma_x \Phi^{-1}\{F_x(x^j)\}$$

$$u^j = \frac{(x^j - \mu_x)}{\sigma_x}$$

END FOR

Step 4 **FOR** $j \leftarrow 1$ **to** MHS **do** / به هنگام رسانی حافظه هارمونی

$$g(U^j), \quad F^j(U^j) = \|U^j\| + \eta |g(U^j)|$$

IF $F^j(U^j) < F^j(U^j)$ **then**

$$x^j = x^j; \quad / \text{جایگزینی بردار جدید در حافظه هارمونی}$$

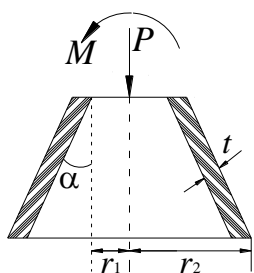
END IF END FOR

[۲۰]: $X^* = [۱۴/۹۰۶]$ نتیجه شده است. اخیراً، این مثال توسط مراجع [۱ و ۱۰] نیز تحلیل شده که نتایج همگرایی الگوریتم مرجع [۱] به صورت $\beta = ۱/۳۳۰۵۳$ و $\beta = ۰/۰۴۶۰۶$ ، $۰/۱۸۵۹۶$ ، $۰/۲۵/۰۶۷$ ، $۱۴/۹۰۵$ ، $X^* = [۱۴/۹۰۵]$ و مرجع [۱۰] برابر $\beta = ۱/۳۳۰۴$ و بردار طراحی در فضای نرمال استاندارد $U^* = [۰/۰۴۹۶]$ ، $۰/۲۹۷۷$ ، $۰/۰۱۳۴$ ، $۱/۲۹۵۶$ می‌باشد. این مثال با ضریب جریمه $\eta = ۵۰$ بر مبنای الگوریتم جستجوی هارمونی تحلیل قابلیت اعتماد شده که نتایج همگرایی آن $U^* = [۰/۰۴۷۶]$ ، $۰/۲۹۸۳$ ، $۰/۰۱۱۲$ ، $۱/۲۹۵۱$ ، $۱/۳۳۱۰۶$ $U^* = [۱۴/۸۴۹۵]$ ، $۰/۲۵/۱۱۵۷$ ، $۰/۱۸۶۴۹$ ، $۰/۰۴۷۰$ و $\beta =$ شده است. مشخص است که نتایج همگرایی الگوریتم پیشنهادی جستجوی هارمونی مشابه نتایج برگرفته از مراجع می‌باشد. لذا الگوریتم جستجوی هارمونی توانایی تحلیل مسائل غیرخطی با متغیرهای تصادفی غیرنرمال را دارد.

مثال ۳: سازه مخروطی

تابع حالت حدی یک سازه مخروطی تحت بار محوری P و لنگر خمشی M که مطابق با شکل ۱ هندسه و نمای تحلیلی آن ارائه شده به صورت زیر است [۱ و ۱۱]:

$$g(X) = 1 - \frac{\sqrt{3(1-v^2)}}{\pi E t^2 \cos^2 \alpha} \times \left(\frac{P}{2\zeta} + \frac{M}{\kappa r_1} \right) \quad (۲۰)$$



شکل ۱- سازه مخروطی مثال ۳

که در آن ζ و κ به ترتیب ضریب تطبیق نیروی محوری و لنگر خمشی بین نتایج آزمایشگاهی و تحلیلی است که در این مسئله در حدود $۰/۳۳$ و $۰/۴۱$ در نظر گرفته شده و v ضریب پواسون برابر با $۰/۳$ می‌باشد [۱۱]. این مسئله شامل ۶ متغیر تصادفی پایه نرمال غیر وابسته است که خصوصیات آماری آن‌ها در جدول ۲ درج گردیده است [۱]

$$g(X) = x_1^4 + x_2^2 - 50 \quad (۱۸)$$

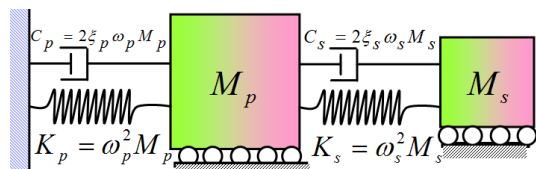
که در آن x_1 و x_2 متغیرهای تصادفی پایه مستقل می‌باشند که x_1 از تابع توزیع احتمال لوگ-نرمال با میانگین ۵ و انحراف معیار ۱ پیروی کرده و x_2 از تابع توزیع احتمال گامبل با میانگین ۱۰ و انحراف معیار ۱۰ پیروی می‌کند. مقدار شاخص سلامتی بر مبنای تحلیل قابلیت اعتماد مرتبه اول بر گرفته از مرجع [۲۰] برابر با $۳/۲۵۴$ می‌باشد. مطابق با تحلیل قابلیت اعتماد روش جستجوی هارمونی با توجه به ضریب جریمه $\eta = ۰/۲$ بردار طراحی و شاخص قابلیت اعتماد برابر با $\beta = ۰/۹۱۳۷$ ، $X^* = [۲/۶۴۸۰]$ و $\beta = ۳/۲۵۹۳۱$ همچنین، بردار طراحی در فضای نرمال استاندارد $U^* = [-۳/۱۱۰۶]$ ، $-۰/۹۷۳۳$ نتیجه شده است.

مثال ۲: تابع پیچیده با متغیرهای غیر نرمال

تابع شرایط حدی یک خط لوله بر اساس برآزش پاسخ سطح مطابق با رابطه زیر در نظر گرفته شده است [۸ و ۱۰].

$$g(X) = 1.1 - 0.00115x_1x_2 + 0.00157x_2^2 + 0.00117x_1^2 + 0.0135x_2x_3 - 0.0705x_2 - 0.00534x_1 - 0.0149x_1x_3 - 0.0611x_2x_4 + 0.0717x_1x_4 - 0.226x_3 + 0.0333x_3^2 - 0.558x_3x_4 + 0.998x_4 - 1.339x_4^2 \quad (۱۹)$$

که در آن x_1 تا x_4 متغیرهای تصادفی پایه می‌باشند که x_1 تابع توزیع حداکثر نوع II (تابع توزیع فسچر) با میانگین ۱۰ و انحراف معیار ۵ دارد. متغیرهای x_2 و x_3 هر دو از تابع توزیع احتمال نرمال به ترتیب با میانگین ۲۵ و $۰/۸$ و انحراف معیار ۵ و $۰/۲$ پیروی می‌کنند و متغیر x_4 از تابع توزیع احتمال لوگ-نرمال با میانگین $۰/۰۶۲۵$ و انحراف معیار $۰/۰۶۲۵$ پیروی می‌کند. مطابق با نتایج ارائه شده در مرجع [۸]، مقدار شاخص سلامتی و بردار طراحی به ترتیب برابر با $X^* = [۱۵/۰۹]$ ، $۰/۲۵/۰۷$ ، $۰/۱۸۶۵۳$ ، $۰/۰۳۵۸۲$ و $\beta = ۱/۳۶$ حاصل شده است. به کمک روش انتقال پایدار توسط مرجع [۹] تحلیل گردیده که شاخص سلامتی و بردار طراحی به ترتیب برابر با $\beta = ۱/۳۳۰۴$ و $\beta = [۰/۰۴۶۰۶]$ ، $۰/۱۸۹۹۵$ ، $۰/۲۵/۰۶۷$



شکل ۲- نمایش سیستم دو درجه آزادی مثال ۴

خواص این سیستم دو درجه آزادی به صورت جرم‌های متمرکز M_p و M_s ، سختی فنرهای K_p و K_s ، فرکانس‌های طبیعی $\omega_p = \sqrt{\frac{K_p}{M_p}}$ و $\omega_s = \sqrt{\frac{K_s}{M_s}}$ و ضرایب میرایی ξ_p و ξ_s تعریف می‌گردد که اندیس‌های p و s به ترتیب مربوط به اولین و دومین جداساز است.

این مثال ۸ متغیر تصادفی لوگ-نرمال غیر وابسته دارد که خصوصیات آماری آن‌ها در جدول ۳ درج شده است. مقدار شاخص سلامتی برگرفته از مرجع [۲۱] در حدود $\beta = 2/0.1$ می‌باشد. این مثال توسط مراجع [۲] و [۴] بر مبنای روش گرادیان مزدوج، تحلیل قابلیت اعتماد شده است که نتایج همگرایی بردار طراحی شاخص سلامتی مرجع [۲] به صورت:

$$X^* = [1/0.02, 0.10371, 7/931, 0.1211, 0.28, 0.1117, 1/1019, 0.1009]$$

مقدار همگرا شده نتایج تحلیل قابلیت اعتماد برگرفته از مرجع [۴] برابر با $\beta = 2/0.16445$ می‌باشد. نتایج همگرا شده این مثال برای بردار طراحی و همچنین شاخص قابلیت اعتماد بر مبنای روش بهبود یافته جستجوی هارمونی با ضریب جریمه ۵ به ترتیب برابر با:

$$X^* = [1/0.11, 0.279, 0.1247, 13/7631, 103/81]$$

و $U^* = [0.813, 0.1297, 0.5822, 0.6217, -1/3196, -0.8302, -0.8214, 0.5048]$ و $\beta = 2/0.27143$ نتیجه شده است. مشخص است که الگوریتم ارائه شده توانایی تحلیل مسائل غیرخطی با متغیرهای تصادفی غیرنرمال را دارد و می‌تواند با تقریب بسیار مناسب نتایج صحیحی از تحلیل قابلیت اعتماد مرتبه اول تخمین زند.

و [۱۱]. بر اساس نتایج مندرج در مرجع [۱۱]، با توجه به روش اجتماع ذرات، مقدار شاخص قابلیت اعتماد و بردار طراحی برای این مسئله برابر $\beta = 4/883$ و

$$U^* = [-1/7983, -4/1375, 0.0437, -0.5584, 1/6086, 0.7687]$$

استخراج شده است. اخیراً، این مثال به کمک روش تعدیل توسط مرجع [۱] تحلیل گردیده که نتایج همگرایی به صورت $\beta = 4/79429$ و $X^* = [6/3697 \times 10^{-10}, 0.102, 0.8281, 0.8874, 9.0295/2, 1.31496/39]$

این مثال با استفاده از الگوریتم جستجوی هارمونی ارائه شده در این مقاله به ازای ضریب جریمه ۸۰ تحلیل قابلیت اعتماد شده که نتایج همگرایی آن برای شاخص قابلیت اعتماد و بردارهای طراحی در فضای نرمال استاندارد و حقیقی به ترتیب برابر با $\beta = 4/81199$ و $\beta = 4/81199$ و $U^* = [-1/7078, -4/1749, 0.4246, -0.5172]$

نتیجه شده است. مشخص است که این الگوریتم به نتایج مشابه با مقادیر حاصل از تحلیل قابلیت اعتماد مرجع [۱] همگرا گردیده است.

مثال ۴: سیستم دو درجه آزادی

مطابق با سیستم دو درجه آزادی نشان داده شده در شکل (۲)، تابع حالت حدی بر اساس نیروی حداکثر قابل تحمل توسط فنر جرم دوم به صورت رابطه زیر نوشته می‌شود [۲] و [۲۱]:

$$g = F_s - K_s \times P(E[x_s^2])^{1/2} \tag{21}$$

که در آن: P برابر با ۳ در نظر گرفته شده و

$$E[x_s^2] = \frac{\pi S_0}{4\xi_s \omega_s} \left[\frac{\xi_a \xi_s}{\xi_p \xi_s (4\xi_a^2 + \theta^2)} \times \frac{(\xi_p \omega_p^3 + \xi_s \omega_s^3) \omega_p}{4\xi_a \omega_a^4} \right] \tag{22}$$

که S_0 تابع چگالی نویز سفید، $\gamma = \frac{M_s}{M_p}$ ضریب جرم،

$$\omega_a = \frac{\omega_p + \omega_s}{2} \text{ میانگین فرکانسی، } \xi_a = \frac{\xi_p + \xi_s}{2} \text{ میانگین}$$

ضریب میرایی دو سیستم و θ یک پارامتر تعدیل است که

$$\text{به صورت } \theta = \frac{\omega_p - \omega_s}{\omega_a} \text{ تعریف می‌گردد.}$$

جدول ۲- خصوصیات آماری متغیرهای تصادفی مثال ۳

متغیر	$E(MPa)$	$t(m)$	$\alpha(rad)$	$(m) r_1$	$M(N-m)$	$P(N)$
میانگین	۷۰۰۰۰	۰/۰۰۲۵	۰/۵۲۴	۰/۹	۸۰۰۰۰	۷۰۰۰۰
ضریب تغییرات	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۲۵	۰/۰۸	۰/۰۸

دفعاتی که تابع حالت حدی برآورد شده ($N_{Call}(g)$) در جدول ۴ لیست گردیده است. همانطوری که مشخص است، نتایج شاخص قابلیت اعتماد مشابهی به ازای مقادیر مختلف حافظه هارمونی حاصل گردیده که اختلاف ناچیز آنها به علت تصادفی بودن فرایند جستجوی الگوریتم پیشنهادی هارمونی می‌باشد. الگوریتم ارائه شده هارمونی به اندازه حافظه هارمونی حساس نبوده و افزایش حافظه هارمونی موجب کاهش تکرار نشده است. حتی در مواردی افزایش حافظه هارمونی موجب افزایش تعداد تکرار نیز شده است (مثال ۳). از این‌رو، الگوریتم جستجوی هارمونی ارائه شده با تعداد حافظه هارمونی کمتر به نتایجی مناسب همگرا گردیده است که این امر، علاوه بر کاهش زمان تحلیل، به شدت از میزان محاسبات تابع حالت حدی نیز می‌کاهد.

جدول ۳. خصوصیات آماری متغیرهای تصادفی مثال ۴

متغیر	شرح متغیر	میانگین	انحراف معیار
M_p	جرم سیستم اولی	۱	۰/۱
M_s	جرم سیستم دومی	۰/۰۱	۰/۰۰۱
K_p	سختی سیستم اولی	۱	۰/۲
K_s	سختی سیستم دومی	۰/۰۱	۰/۰۰۲
ξ_p	میرایی سیستم اولی	۰/۰۵	۰/۰۲
ξ_s	میرایی سیستم دومی	۰/۰۲	۰/۰۱
F_s	حداکثر نیروی مجاز	۱۵	۱/۵
S_0	چکالی اغتشاش سفید	۱۰۰	۱۰

۴-۲- ارزیابی پارامتر حافظه هارمونی الگوریتم

چهار مثال ارائه شده در این مقاله، با توجه به حافظه هارمونی ۵، ۱۰، ۳۰ و ۵۰ تحلیل قابلیت اعتماد شده است. نتایج همگرایی رویه جستجوی هارمونی پیشنهادی شامل شاخص قابلیت اعتماد (β)، تعداد تکرار (N_{iter}) و تعداد

جدول ۴- نتایج همگرایی الگوریتم جستجوی هارمونی نسبت به حافظه هارمونی متفاوت

مثال‌ها	۵	۱۰	۳۰	۵۰
۱	β	۳/۲۵۹۳۱	۳/۲۵۸۸۶	۳/۲۵۹۱۹
	N_{iter}	۱۸۸	۱۵۷	۱۷۳
	$N_{Call}(g)$	۹۴۰	۱۵۷۰	۸۶۵۰
۲	β	۱/۳۳۱۰۶	۱/۳۳۱۸۲	۱/۳۳۵۰۵
	N_{iter}	۱۴۰	۴۱۷	۲۲۱
	$N_{Call}(g)$	۷۰۰	۴۱۷۰	۱۱۰۵۰
۳	β	۴/۸۱۱۹۹	۴/۸۰۹۶۳	۴/۷۹۶۶۴
	N_{iter}	۵۱۲	۶۱۲	۵۸۳
	$N_{Call}(g)$	۲۶۰۵	۶۱۲۰	۲۹۱۵۰
۴	β	۲/۰۲۷۱۴	۲/۰۲۸۵۰	۲/۰۲۹۰۴
	N_{iter}	۷۵۰	۷۸۱	۷۴۶
	$N_{Call}(g)$	۳۷۵۰	۷۸۱۰	۳۷۳۰۰

جدول ۵- مقایسه همگرایی الگوریتم های اولین مرتبه قابلیت اعتماد با روش جستجوی هارمونی

روش منت کارلو		روش HL-RF		روش انتقال پایدار		روش جستجوی هارمونی		مثال‌ها
$N_{Call} (g)$	β	$N_{Call} (g)$	β	$N_{Call} (g)$	β	$N_{Call} (g)$	β	
۸۰۰۰۰۰۰	۳/۵۷۱۷	نوسانی {۱/۶۶۷۱، ۲/۵۰۲۴}		۱۰۸۵	۳/۲۵۹۳۲	۹۴۰	۳/۲۵۹۳۱	۱
۱۰۰۰۰۰	۱/۴۹۶۱	نوسانی {۱/۰۴۹۶، ۱/۱۵۲۶}		۱۱۶۱	۱/۳۳۰۵۴	۷۰۰	۱/۳۳۱۰۶	۲
۱۵۰۰۰۰۰۰	۴/۸۱۰۱	مغشوش		۵۵۷۷	۴/۷۹۶۸۱	۲۶۰۵	۴/۸۱۱۹۹	۳
۲۱۰۰۰۰۰۰	۲/۵۹۱۰	نوسانی {۴/۲۱۷۰، ۴/۹۸۰۷}		۷۰۲۱	۲/۰۱۶۴۴	۳۷۵۰	۲/۰۲۷۱۴	۴

۵- بحث نتایج عددی

نتایج الگوریتم بهبود یافته جستجوی هارمونی با روش های HL-RF، انتقال پایدار و شبیه‌سازی مونت کارلو مقایسه شده است. در جدول ۵، مقایسه‌ای از تعداد برآورد تابع شرایط حدی ($N_{Call} (g)$) و شاخص قابلیت اعتماد (β) روش جستجوی هارمونی با روش‌های HL-RF [۶ و ۷] و روش انتقال پایدار [۹] که پارامترهای این الگوریتم مطابق با رابطه ۹ به صورت $\lambda=0.1$ و $C=I$ فرض شده، و همچنین روش شبیه‌سازی مونت کارلو نشان داده شده است. در روش‌های HL-RF و روش انتقال پایدار از معیار همگرایی $|g(U)| < 10^{-5}$ و از روش تفاضل مرکزی برای محاسبه بردار گرادیان تابع حالت حدی (در هر تکرار تابع حالت حدی $RV + 1$ برآورد می‌گردد) استفاده شده است. در هر تکرار الگوریتم جستجوی هارمونی، تابع حالت حدی ۵ بار (حافظه هارمونی) برآورد می‌گردد. همانطوری که مشخص است روش جستجوی هارمونی ارائه شده در این مقاله به مقدار شاخص قابلیت اعتماد مشابه با روش انتقال پایدار همگرا شده که نشان‌دهنده صحت تخمین شاخص قابلیت اعتماد FORM توسط الگوریتم بهبود یافته جستجوی هارمونی می‌باشد. از این‌رو، الگوریتم ارائه شده هارمونی توانمندی مشابه با روش انتقال پایدار دارد (روش انتقال پایدار در هر تکرار بر اساس ضرایب خود پایداری رویه تکرار را تضمین می‌کند). از طرفی، مشخص است که روش جستجوی هارمونی نسبت به روش انتقال پایدار با تعداد

تکرار بسیار کمتری همگرا گردیده که نشان‌دهنده کارایی این روش نسبت به روش انتقال پایدار است. رویه تکرار HL-RF در هیچ یک از مثال‌های مورد بررسی همگرا نگردیده است. اختلاف ناچیزی بین شاخص قابلیت اعتماد حاصل از روش شبیه‌سازی مونت کارلو و روش STM در توابع شرایط حدی غیرخطی با انحنای بالا مشاهده شده است (مثال‌های ۱، ۲ و ۴). رابطه تکرار ریاضی روش HL-RF به انحنای تغییرات تابع حالت حدی (رابطه ۸) وابسته است لذا، در مسائل غیرخطی با انحنای بالا، همگرایی این الگوریتم به صورت نوسانی دچار ناپایداری شده است. الگوریتم بهبود یافته جستجوی هارمونی بدون در نظر گرفتن اثر تحذب تابع شرایط حدی، مسائل قابلیت اعتماد را تحلیل کرده و همگرایی مناسبی برای مسائل غیرخطی با انحنای بالا ارائه داده است. لذا، الگوریتم ارائه شده جستجوی هارمونی نسبت به روش HL-RF از قدرتمندی و سادگی بیشتری برخوردار است.

۶- نتیجه‌گیری

در این مقاله، یک روش بهبود یافته جستجوی هارمونی جهت تحلیل قابلیت اعتماد سازه‌ها ارائه شده است. یک طول گام و پهنای باند دینامیک جهت تنظیم حافظه هارمونی وابسته به تکرار و تعداد متغیرهای تصادفی معرفی شده است. در الگوریتم پیشنهادی هارمونی، بهترین حافظه هارمونی با استفاده از یک دامنه جدید متشکل از یک عددی تصادفی تولید شده با تابع توزیع نرمال استاندارد، پهنای

هارمونی با تعداد تکرار کمتر از روش انتقال پایدار همگرا گردیده است. این روش به علت عدم لحاظ انحنای و مشتق تابع حالت حدی دچار ناپایداری حل نگردیده و بر خلاف روش‌های تکراری HL-RF در تمامی مثال‌های مورد بررسی همگرا شده است. لذا، الگوریتم جستجوی هارمونی ارائه شده علاوه بر سادگی، توانمندی بیشتری نسبت به روش HL-RF و کارایی بیشتری نسبت به روش انتقال پایدار دارد.

باند و طول گام دینامیک معرفی شده، تنظیم شده است. در این الگوریتم، صحت و سرعت همگرایی تحلیل قابلیت اعتماد به اندازه حافظه هارمونی وابسته نیست. لذا، با تعداد تکرار مناسب می‌تواند حداقل برآورد را از تابع حالت حدی داشته باشد. مقایسه‌ای از الگوریتم جستجوی هارمونی ارائه شده با روش‌های تکرار ریاضی FORM مانند: HL-RF و انتقال پایدار توسط چهار مثال عددی و سازه‌ای غیرخطی با انحنای بالا شده است. الگوریتم ارائه شده جستجوی

۶- مراجع

- [1] B. Keshtegar and M. Miri, "An enhanced HL-RF method for the computation of structural failure probability based on relaxed approach", *Civil Engineering Infrastructures*, Vol. 1, No. 1, pp. 69-80.
- [۲] بهروز کشته‌گر و محمود میری، "ارائه روشی جدید برای ارزیابی قابلیت اعتماد سازه‌ها"، *مجله مدل‌سازی در مهندسی*، سال ۱۲، شماره ۳۶، ۱۳۹۳، صفحه ۲۹-۴۲.
- [3] T. V. Santosh, R. K. Saraf, A. K. Ghosh and H. S. Kushwaha, "Optimum step length selection rule in modified HL-RF method for structural reliability". *International Journal of Pressure Vessels Piping*, Vol. 83, No. 10, 2006, pp. 742-748.
- [4] B. Keshtegar and M. Miri, "Introducing conjugate gradient optimization for modified HL-RF method", *Engineering Computations*, Vol. 31, No. 4, 2014, pp. 775-790.
- [5] A. Naess, B. J. Leira and O. Batsevych, "System reliability analysis by enhanced Monte Carlo simulation", *Structural Safety*, Vol. 31, 2009, pp. 349-355.
- [6] A. M. Hasofer and N. C. Lind, "Exact and invariant second moment code format", *Journal of Engineering Mechanics*, Vol. 100, No. 1, 1974, pp. 111-121.
- [7] Rackwitz, R. and B. Fiessler, "Structural reliability under combined load sequences". *Computers and Structures*, Vol. 9, 1978, pp.489-494.
- [8] P. L. Liu and A. Derkiureghian, "Optimization algorithms for structural reliability". *Structural Safety*, Vol. 9, No. 3, 1991, pp. 161-178.
- [9] D. Yang, "Chaos control for numerical instability of first order reliability method". *Communications in Nonlinear Science and Numerical Simulation*, Vol. 5, No. 10, 2010, pp. 3131-3141.
- [10] J. X. Gong and P. Yi, "A robust iterative algorithm for structural reliability analysis". *Structural and Multidisciplinary Optimization*, Vol. 43, No. 4, 2011, pp. 519-527.
- [11] C. Elegbede, "Structural reliability assessment based on particles swarm optimization", *Structural Safety*, Vol. 27, No. 2, 2005, pp. 171-186.
- [12] Z. W. Geem, J. H. Kim and G. V. Loganathan, "A new heuristic optimization algorithm: harmony search", *International Transactions of the Society for Modeling and Simulation*, Vol. 76, No. 2, 2001, pp. 60-68.
- [13] M. Mahdavi, M. Fesanghary and E. Damangir, "An improved harmony search algorithm for solving optimization problems", *Applied Mathematics and Computation*, Vol. 188, 2007, pp. 1567-1579.
- [14] A. Kattan and R. Abdullah, "A dynamic self-adaptive harmony search algorithm for continuous optimization problems", *Applied Mathematics and Computation*, Vol. 219, 2013, pp. 8542-8567.

- [15] K. S. Lee and Z. W. Geem, "A new meta-heuristic algorithm for continuous engineering optimization: harmony search theory and practice", *Computer Methods Applied Mechanic Engineering*, Vol. 194, 2005, pp.3902-3933.
- [16] N. Sinsuphan, U. Leeton and T. Kulworawanichpong, "Optimal power flow solution using improved harmony search method". *Applied Soft Computing*, Vol. 13, 2013, pp. 2364-2374.
- [17] J. Ricart, G. Hüttemann, J. Lima and B. Bar'an, "Multi-objective harmony search algorithm proposals", *Electronic Notes in Theoretical Computer Science*, Vol. 281, 2011, pp. 51-67.
- [18] M. G. H. Omran and M. Mahdavi, "Global-best harmony search", *Applied Mathematics and Computation*, Vol. 198, 2008, pp. 643-656.
- [19] M. El-Abd, "An improved global-best harmony search algorithm", *Applied Mathematics and Computation*, Vol. 222, 2013, pp. 94-106.
- [20] Y. G. Zhao and Z. H. Lu, "Fourth-moment standardization for structural reliability assessment", *Journal of Structural Engineering*, Vol. 133, No. 7, 2007, pp. 916-924.
- [21] A. Derkiureghian and M. D. Stefano, "Efficient algorithm for second-order reliability analysis", *Journal of Engineering Mechanics*, Vol. 117, No. 12, 1991, pp. 2904-2923.