

## اثرات جایگشت نوفه های سفید و مخلوط در حل عددی معادله دیفرانسیل تصادفی مربوط به مدل زیست ریاضی

رمضان رضاییان<sup>۱\*</sup>، رحمان فرنوش<sup>۲</sup>، غلامحسین یاری<sup>۳</sup>  
گروه آمار، دانشکده علوم پایه، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران  
گروه ریاضی، دانشکده علوم ریاضی، دانشگاه علم و صنعت، نارمک، تهران، ایران

### چکیده

معادله دیفرانسیل معمولی کاربرد فراوانی در مدل بندی پدیده های طبیعی مربوط به علوم زیست شناسی دارد. در این مقاله، معادلات دیفرانسیل مربوط به رشد جلبک ها را در نظر می گیریم. با وارد کردن عوامل تصادفی به پارامترهای مدل، آن را به یک معادله دیفرانسیل تصادفی تبدیل می نماییم. هدف اصلی ما در این مقاله، بررسی اثرات جایگشت نوفه های سفید و مخلوط در مدل تصادفی مربوطه می باشد. معادله دیفرانسیل تصادفی را به روش اویلر - ماریاما به صورت عددی تقریب زده و شبیه سازی مربوطه را به کمک برنامه MATLAB انجام می دهیم.

**کلمات کلیدی:** معادله دیفرانسیل تصادفی، نوفه سفید گاوسی، نوفه سفید مخلوط، روش اویلر - ماریاما، انتگرال ایتو.

### ۱ مقدمه

سیستم های فیزیکی اغلب به وسیله معادله دیفرانسیل معمولی ODE مدل سازی می شوند، هرچند بسیاری از مدل ها به صورت مطلوبی نمایش داده می شوند، ولی در بسیاری از موارد به علت نادیده گرفته شدن اثرات تصادفی، مدل دقیق و در نتیجه جواب دقیقی به دست نمی آید، در سال های اخیر مدل سازی ریاضی مربوط به حوادث طبیعی و فیزیکی با وجود عامل تصادفی به دلیل کاربرد وسیع آن مورد توجه قرار گرفته است، قسمت عمده ای از این مدل ها در قالب فرآیند تصادفی می باشد. یکی از مهمترین فرآیندهای تصادفی، فرآیند وینر (حرکتی برآونی) است.

یک فرآیند وینر استاندارد  $\{W_t : t \geq 0\}$  یک فرآیند گاوسی زمان پیوسته با نمو های مستقل می باشد به طوری که به ازای هر  $0 \leq s \leq t$ ، با احتمال یک  $W(0) = 0$ ،  $E(W_t) = 0$  و  $Var(W_t - W_s) = t - s$  به عبارتی  $W_t - W_s \rightarrow N(0, t - s)$ ، به علاوه به ازای هر  $0 \leq t_i \leq t_j \leq t_k \leq t_l$ ، نمو های  $W_{t_i} - W_{t_k}$  و  $W_{t_i} - W_{t_j}$  مستقل از هم می باشند [1].

<sup>۱</sup>عهده دار مکاتبات

آدرس الکترونیکی: r.rezaeyan@gmail.com

با اضافه نمودن عوامل تصادفی در معادله دیفرانسیل معمولی (در شرایط اولیه، شرایط مرزی و یا در توصیف تابع سیستم فیزیکی) یک SDE به وجود می‌آید.

لذا یک SDE، یک ODE است که به صورت مجموعه‌ای از یک یا چند جمله تصادفی بوده و یا ضرائب پارامتری آن به شکل تابعی از یک متغیر تصادفی می‌باشد، ODE که دارای ضرائب تصادفی یا مقدار اولیه تصادفی یا ورودی تصادفی و یا حتی ترکیبی از آن‌ها باشد یک SDE می‌باشد که جواب آن نسبت به زمان  $t$ ، مشتق پذیر می‌باشد. اما SDE ای که با اضافه کردن یک فرآیند تصادفی نامنظم، مانند نوفه سفید گاوسی پدید می‌آید، به خاطر وجود جملاتی بر حسب فرآیندهای وینر در انتگرال تصادفی مربوطه، جواب آن‌ها بر حسب  $t$  مشتق پذیر نمی‌باشد و معمولاً این‌گونه از معادلات به صورت انتگرال تصادفی ایتو یا استرانتویچ بیان می‌شوند [۲].

معادلات دیفرانسیل تصادفی از این نوع کاربردهای وسیع در علوم زیست‌شناسی، جامعه‌شناسی، اقتصاد، مدارهای الکتریکی، فعالیت‌های ماهواره‌ای و ... دارد.

در این جا ما مدل ریاضی مربوطه به تشکیل جلبک‌های کنار حوضچه‌ها و آب‌های راکد را که برای اولین بار توسط برتا و کانگ [۵] مطرح شد، را در نظر می‌گیریم. هدف این مقاله، تجزیه و تحلیل اثرات جایگشت نوفه‌های سفید و مخلوط روی پارامترهای سیستم مورد نظر می‌باشد.

برای این منظور در بخش ۲، ما محاسبات تصادفی و انتگرال تصادفی را مطرح می‌نمائیم، شناسایی مدل مورد نظر را در بخش سه شرح داده و اثرات جایگشت نوفه‌های سفید و مخلوط را روی پارامترهای مدل در نظر می‌گیریم. نتایج عددی و شبیه‌سازی مربوط به تقریب عددی مدل مربوط را در بخش ۴ انجام داده نتیجه‌گیری می‌نمائیم.

## ۲ محاسبات تصادفی

فرم کلی معادله دیفرانسیل تصادفی به صورت،  $dX_t = f(t, X_t)dt + g(t, X_t)dW_t$  می‌باشد، که در آن،  $f$  ضریب رانش<sup>۷</sup>،  $g$  ضریب انتشار<sup>۸</sup> و  $W_t$  حرکت برآونی  $m$  بعدی یا فرآیند وینر می‌باشد. جواب صحیح معادله دیفرانسیل تصادفی فوق،  $X_t$  یک فرآیند برداری  $n$  بعدی می‌باشد که در معادله انتگرالی زیر با مقدار اولیه  $X_{t_0}$  برای  $t$  های متعلق به  $[t_0, T]$  صدق می‌کند.

$$X_t = \int_{t_0}^t f(s, X_s) ds + \int_{t_0}^t g(s, X_s) dW_s$$

اولین انتگرال در معادله انتگرالی فوق، یک انتگرال معمولی است و انتگرال دوم در آن، یک انتگرال تصادفی است که با روش معمولی انتگرال ریمان، اشتیل یس یا انتگرال لبگ قابل حل نمی‌باشد. برای حل انتگرال‌های

<sup>7</sup> Drift coefficient

<sup>8</sup> Diffusion coefficient

تصادفی، فرض کنید  $t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_n = T$  یک افزار از بازه  $[t_0, T]$  باشد و  $\lambda_n = \max(t_i - t_{i-1})$  در این صورت انتگرال ایتو<sup>۹</sup>، به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$y_I(t) = \int_{t_0}^T g(s, X_s) dW_S = \lim_{\lambda_n \rightarrow 0} \sum_{i=1}^n g(t_{i-1}, X_{t_{i-1}}) (W_{t_i} - W_{t_{i-1}}) \quad (1)$$

اگر  $g$ ، تابعی اندازه پذیر  $\int_{t_0}^T E(|g(s, X_s)|^2) ds \leq \infty$  باشد، حد فوق و در نتیجه انتگرال ایتو فوق موجود است [۳، ۴].

نوع دیگر از انتگرال های تصادفی، انتگرال استراتنویچ<sup>۱۰</sup> است که به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$y_S(t) = \int_{t_0}^T g(s, X_s) dW_S = \lim_{\lambda_n \rightarrow 0} \sum_{i=1}^n g\left(\frac{t_{i-1} + t_i}{2}, X_{t_{i-1}}\right) (W_{t_i} - W_{t_{i-1}}) \quad (2)$$

شرط وجود انتگرال استراتنویچ علاوه بر برقراری شرط وجود انتگرال ایتو، این است که ضریب انتشار،  $g(s, X_s)$  تابعی پیوسته نسبت به  $t$  و دارای مشتقات جزئی پیوسته نسبت به  $X_t$  باشد [۳] و داریم:

$$y_S(t) - y_I(t) = \frac{1}{2} \int_{t_0}^T \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^n g(s, X_s)_{,j} \cdot g_{k_j}(s, X_s) ds$$

وقتی  $g_{kj}$ ، نماد ژآمین ستون از ماتریس  $(n \times m)$ ،  $g_{x_k} = \frac{\partial g_{ij}}{\partial x_k}$ ، می‌باشد با استفاده از (۱) ما داریم [۳]:

$$y_I(t) = \int_{t_0}^T W_S dW_S = \frac{W_T^2 - W_{t_0}^2}{2} = \frac{T - t_0}{2}$$

و با استفاده از (۲) نتیجه می‌شود [۳]:

$$y_S(t) = \int_{t_0}^T W_S dW_S = \frac{W_T^2 - W_{t_0}^2}{2}$$

از آن جایی که انتگرال های تصادفی را می‌توان توسط دو روش مجزا (انتگرال های ایتو و انتگرال های استراتنویچ) حل نمود، پس هر انتگرال تصادفی دو جواب مختلف دارد، این دو جواب مختلف توسط فرمول زیر به هم دیگر مربوط اند [۴].

$$X_I(T) = X_I(t_0) + \int_{t_0}^T \left[ f(\tau, X_1(\tau)) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^n g_{x_k}(\tau, X_i(\tau))_{,j} g_{k_j}(\tau, y_1(\tau)) \right] d\tau + (S) \int_{t_0}^T g(\tau, X_1(\tau)) dW_\tau \quad (3)$$

<sup>9</sup> Ito Integral

<sup>10</sup> Stratonovich Integral

یا:

$$X_S(T) = X_S(t_0) + \int_{t_0}^T \left[ f(\tau, X_S(\tau)) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^n g_{x_k}(\tau, X_S(\tau))_j g_{k_j}(\tau, X_S(\tau)) \right] d\tau + (I) \int_{t_0}^T g(\tau, X_S(\tau)) dW_\tau \quad (4)$$

وقتی که آخرین انتگرال‌های سمت راست رابطه (۳) و (۴) به ترتیب انتگرال استراتنویچ و انتگرال ایتو می باشد. از (۳) و (۴) نتیجه می شود، معادله دیفرانسیل استراتنویچ،

$$dX_t = \left( f - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^n (g_{x_k})_j g_{k_j} \right) dt + g dW_t \quad (5)$$

متناظر با معادله دیفرانسیل ایتو زیر می باشد:

$$dX_t = fd_t + gdW_t$$

که در آن  $\sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^n (g_{x_k})_j g_{k_j}$  جمله تصحیح (Correction) می باشد.

حل معادله دیفرانسیل تصادفی به روش تحلیلی همواره امکان پذیر نمی باشد و در خیلی از مواقع مجبوریم از روش عددی جواب SDE را تقریب بزنیم [۶-۱۱]، ساده ترین روش تقریب عددی SDE روش اویلر - ماریاما است [۴]. روش اویلر - ماریاما برای تقریب SDE بر اساس روش عددی اویلر برای ODE است.

فرض کنید  $t_0 = 0 < t_1 < t_2 < \dots < t_n < \dots < t_N = T$  بازه  $[t_0, T]$  باشد که  $t_n = t_0 + nh$

وقتی  $h = \frac{T-t_0}{n} = \Delta t = \int_{t_n}^{t_{n+1}} dt$  متناظر با این افراز داریم:

$$\Delta W_j(t_n) = W_j(t_{n+1}) - W_j(t_n) = \int_{t_n}^{t_{n+1}} dW_j(s)$$

و  $\Delta W_j(t_n)$  متغیرهای تصادفی گاوسی مستقل از هم با میانگین صفر و واریانس یک می باشد. تقریب اویلر - ماریاما برای SDE:

$$dX_t = f(t, X_t)dt + g(t, X_t)dW_t$$

برابر است با:

$$X_{n+1} = X_n + f(t_n, X_n)\Delta t_n + g(t_n, X_n)\Delta W(t_n) \quad (6)$$

برای دقت جواب عددی SDE، ما از مرتبه قوی همگرایی استفاده می نمایم، یک تقریب عددی تصادفی، همگرا از مرتبه قوی  $\gamma$  است، اگر مقادیر ثابت مثبت  $\delta$  و  $k$  موجود باشند به طوری که [۳]:

$$E \left[ \left| X(T) - X_n(T) \right|^2 \right] \leq kh^\gamma \quad h \in (0, \delta)$$

$X_h(T)$  تقریب عددی SDE فوق می باشد، در [۴] ثابت شده است که روش اویلر - ماریاما همگرای قوی از مرتبه (۰/۵) است.

### ۳ شناسایی مدل

یکی از اهداف مهم پژوهشگران در تحقیقات و مطالعات زیست شناسی، ارائه مدل ریاضی مناسب برای پدیده های طبیعی است که در روی کره زمین رخ می دهد. یکی از این پدیده ها، فرآیند رشد جلبک ها در کنار حوضچه ها و آب های راکد می باشد که به شدت مورد توجه زیست شناسان قرار گرفته است. برای اولین بار برتا و کانگ در ۱۹۹۸ یک مدل ریاضی برای این موضوع ارائه دادند [۵]. مدل ارائه شده توسط آن ها به شکل یک دستگاه معادله دیفرانسیل معمولی به فرم زیر می باشد. آن ها فرض کردند،  $S$  تعداد باکتری های سالم،  $I$  تعداد باکتری های بیمار و  $P$  تعداد باکتری خوار باشند:

$$\begin{cases} \frac{dS(t)}{dt} = \alpha S(t) \left(1 - \frac{S(t)+I(t)}{C}\right) - K S(t) P(t) \\ \frac{dI(t)}{dt} = K S(t) P(t) - \lambda I(t) \\ \frac{dP(t)}{dt} = -K S(t) P(t) - \mu P(t) + b \lambda I(t) \end{cases}$$

که در آن  $\alpha > 0$  نرخ باکتری های زنده،  $C > 0$  تعداد باکتری های ناقل ویروس،  $K > 0$  تعداد باکتری های در تماس با ویروس،  $\lambda > 0$  و  $\mu > 0$  به ترتیب تعداد باکتری ها و ویروس های تلف شده و  $b > 0$  تعداد دفعاتی می باشد که یک ویروس با باکتری برخورد می کند و معمولاً "بین ده تا صد بار این برخورد انجام می شود" (تمام این پارامترها، مقادیر ثابت اند).

در نظر بگیرید  $T$  دوره تناوب رکورد باشد، پس  $\lambda = \frac{1}{T}$  و با فرض این که  $\tau = KCt$  و

$$s = \frac{S}{C}, \quad i = \frac{I}{C}, \quad p = \frac{P}{C}$$

دستگاه معادلات به شکل زیر در می آید:

$$\begin{cases} \frac{ds(t)}{dt} = \alpha s(t) (1 - (s(t) + i(t))) - s(t) p(t) \\ \frac{di(t)}{dt} = s(t) p(t) - l i(t) \\ \frac{dp(t)}{dt} = -s(t) p(t) - k p(t) + b l i(t) \end{cases}$$

وقتی:

$$a = \frac{\alpha}{KC}, \quad l = \frac{\lambda}{KC}, \quad k = \frac{\mu}{KC}$$

برای سهولت در محاسبات، بجای  $\tau$  از  $t$  استفاده نمودیم. کلیه خواص ریاضی دستگاه معادلات فوق را می توان در [۹] یافت. برای ایده ما در این مقاله کافی است که بدانیم  $1 < b < 1 + k$ .

کارلتی و همکارانش در 2004 [۹]، با اضافه کردن عوامل تصادفی به پارامترهای مدل ارایه شده آن را به صورت یک SDE تبدیل نمودند. اگر جایگشت نوفه سفید تصادفی را روی یکی از پارامترها در دستگاه فوق مثلاً "p در نظر بگیریم و آن را  $p_1$  بنامیم، پس:

$$\tilde{p}_1 = p_1 + \alpha \xi(t) \quad (۷)$$

که  $\alpha \in R$  و  $\xi(t)$  یک فرآیند وینر استاندارد است. بنابراین داریم:

$$\begin{aligned} \frac{ds(t)}{dt} &= a s(t)(1 - (s(t) + i(t))) - s(t) p(t) \\ &= a s(t)(1 - s(t) - i(t)) - s(t)(p_1 + \alpha \xi(t)) \\ &= s(t)[a(1 - s(t) - i(t)) - p_1] + \alpha s(t) \xi(t) \end{aligned}$$

با فرض این که،  $\xi(t) = \frac{dW(t)}{dt}$ ،  $s(t) = X(t)$  [۳، ۴] نتیجه می شود،

$$dX(t) = X(t)[a(1 - X(t) - i(t)) - p_1]dt + \alpha X(t)dW(t) \quad (۸)$$

که فرم فوق یک SDE با ضریب رانش  $X(t)[a(1 - X(t) - i(t)) - p_1]$ ، و ضریب انتشار  $\alpha X(t)$  می باشد که جواب این معادله یک فرآیند ایتو می باشد. حال در این جا نوفه مخلوط را معرفی می نمایم. فرآیند  $X(t)$  را یک نوفه مخلوط گوییم، هرگاه  $X(t)$  در معادله دیفرانسیل خطی زیر صدق کند:

$$dX(t) = r X(t) dt + X(t) \left( \sum_{k=1}^n \alpha_k dW_k(t) \right); \quad X(0) > 0 \quad (۹)$$

وقتی  $(W_1, W_2, \dots, W_n)$  یک حرکت برآونی در  $R^n$ ،  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$  و  $r$  مقادیر ثابت اند.

لم ۱ جواب صریح فرم (۹) به شکل زیر می باشد:

$$X(t) = X(0) \exp \left\{ \left[ r - \frac{1}{2} \left( \sum_{k=1}^n \alpha_k \right)^2 \right] t + \sum_{k=1}^n \alpha_k W_k(t) \right\}$$

اثبات:

$$\begin{aligned} dX(t) &= r X(t) dt + X(t) \left( \sum_{k=1}^n \alpha_k dW_k(t) \right) \\ \Rightarrow \frac{dX(t)}{X(t)} &= r dt + \sum_{k=1}^n \alpha_k dW_k(t) \end{aligned}$$

با انتگرال گیری از طرفین رابطه فوق داریم

$$\int_0^t \frac{dX(s)}{X(s)} = rt + \sum_{k=1}^n \alpha_k W_k(t) \quad (۱۰)$$

برای محاسبه انتگرال سمت چپ رابطه بالا، فرمول ایتورا برای تابع  $h(t, x) = \ln(x)$ ,  $x > 0$  به کار می گیریم [۳]. در نتیجه:

$$d(\ln X(t)) = \frac{1}{X(t)} \cdot dX(t) + \frac{1}{2} \left( -\frac{1}{X^2(t)} \right) (dX(t))^2$$

وقتی [۳]:

$$dt \cdot dt = dt \cdot dW(t) = dW(t) \cdot dt = 0, \quad dW(t) \cdot dW(t) = dt$$

$$(dX(t))^2 = dX(t) \cdot dX(t) \quad \text{و}$$

در نتیجه:

$$d(\ln X(t)) = \frac{dX(t)}{X(t)} - \frac{1}{2X^2(t)} \cdot X^2(t) \left( \sum_{k=1}^n \alpha_k \right)^2 dt \quad (11)$$

$$\Rightarrow \frac{dX(t)}{X(t)} = d(\ln(X(t))) + \frac{1}{2} \left( \sum_{k=1}^n \alpha_k \right)^2 dt$$

با جای گذاری رابطه (۱۱) در معادله (۱۰) داریم:

$$\ln \frac{X(t)}{X(0)} = \left[ r - \frac{1}{2} \left( \sum_{k=1}^n \alpha_k \right)^2 \right] t + \sum_{k=1}^n \alpha_k W_k(t)$$

یا

$$X(t) = X(0) \exp \left\{ \left[ r - \frac{1}{2} \left( \sum_{k=1}^n \alpha_k \right)^2 \right] t + \sum_{k=1}^n \alpha_k W_k(t) \right\}$$

در نتیجه اثبات لم کامل می گردد.

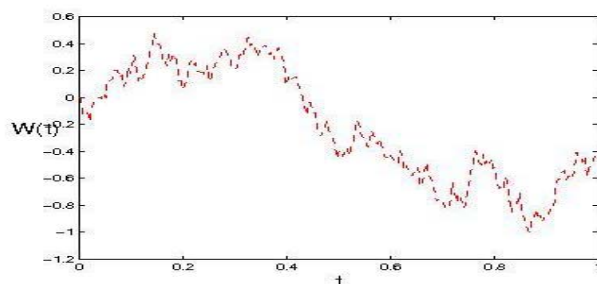
حال فرض می کنیم در (۸)،  $W(t)$  یک نوفه مخلوط به شکل زیر باشد:

$$dW(t) = rW(t)dt + W(t)(\alpha_1 dW_1(t) + \alpha_2 dW_2(t)), \quad W(0) > 0 \quad (12)$$

که در آن ضرائب مقادیر ثابت اند. لذا در بخش بعد، اثرات جایگشت نوفه سفید گاوسی استاندارد و نوفه مخلوط به فرم (۱۲) را روی مدل (۱۰) به صورت عددی بیان می نمایم.

## ۵ نتایج عددی

در این بخش برای شبیه سازی مدل مورد نظر، ما به یک حرکت برآونی نیاز داریم. فرآیند حرکت برآونی که ما در این بخش از آن استفاده می کنیم در شکل زیر نشان داده شده است.

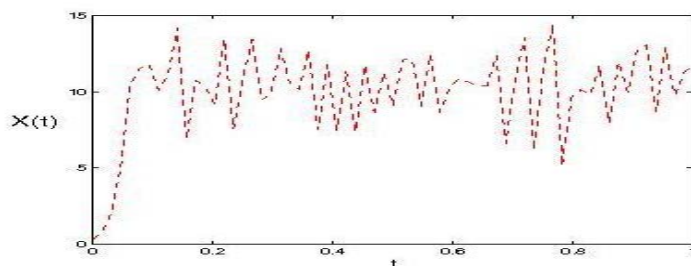


نمودار ۱

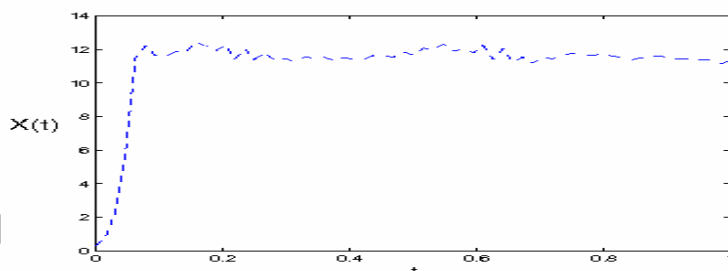
با فرض این که:

$$a = 10, \quad k = 14/925, \quad l = 24/628, \quad t = \frac{1}{KC} = 7/4627, \quad (s_0, i_0, p_0) = (0/3, 0/2, 5),$$

نتایج عددی برای مدل تصادفی (۸) و (۱۲) بطور مجزا از هم محاسبه گردیده که در شکل های زیر نشان داده شده است. این نمودارها به کمک برنامه MATLAB برای ۲۵۶ آزمایش مستقل از هم به دست آمده است.



نمودار ۲



نمودار ۳

از مقایسه دو نمودار فوق در می یابیم که در اثر جایگشت نوزدهای سفید و مخلوط بجای نویز سفید گاوسی در SDE مربوط به مدل تشکیل جلبک ها اولاً؛ سرعت همگرایی فرآیند حاصل از مدل (۱۲) نسبت به مدل (۸) بیشتر است و دقت پیش بینی آن هم بالاتر می باشد و با احتمال ۹۹٪،  $X(t)$  حاصل از مدل (۱۲) در فاصله (10, 12) قرار دارد در حالی که با توجه به نمودار (۲) این مقدار در فاصله (5, 15) برای مدل (۸) در نوسان است. بنابراین پیش بینی در حالتی که از Mixture noise در مقابل white noise استفاده می نمایم دقیق تر و آسان تر می باشد و جواب پایدارتر است.



## منابع

- [1] S. Karlin, H. M. Taylor, A first course in stochastic processes, AP, 1975.
- [2] L. Arnold, Stochastic Differential Equations, Theory and Applications, Wiley, 1974.
- [3] B. Oksendal, Stochastic Differential Equations. Springer, (1985).
- [4] P.E. Kloeden, E. Platen. Numerical solution of Stochastic Differential Equations, Springer, Berlin,(1995).
- [5] E. Bereta, Y. Kuang, Modeling and analysis of a marine bacteriophage infection, Math. Biosc. 149(1998) 57-76.
- [6] M. Carletti, On the stability properties of a stochastic model for phage-bacteria interaction in open marine environment, Math. Biosci 175(2)(2002) 117-131.
- [7] G. N. Milstein, Numerical Integration of SDE, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1995
- [8] R. Rezaeyan, R. Farnoosh, A comparison between Gaussian and Poissonian noise in the numerical solution of SDE, World Academic of Sci, Eng, and Tech. January Vol. 37(2009).
- [9] M. Carletti, K. Burrage, P.M. Burrage, Numerical simulation of SDEs in biomathematical modeling, Math. Comput. Simulation 64(2004) 271-277.
- [10] R. Rezaeyan, R. Farnoosh, An analytical solution of SDEs in biomathematical modeling, 7<sup>th</sup> con. Prob. and Stoc. Processes, Esfahan(2009).
- [11] M. Carletti, Numerical solution of Stochastic Differential problems in the biosciences, j .comp .appl. Math, 185(2006)422-440.

Archive of SID