Mr Stevan Boarov,
pukovnik, dipl. inž.
Vojna akademija – Odsek logistike,
Beograd

OCENA TAČNOSTI SISTEMA SAMOVOĐENJA RAKETE ZEMLJA-VAZDUH

UDC: 623.462.2 : 623.465.3 : 519.245

Rezime:

U ovom članku razmatra se ocena tačnosti sistema samovođenja raketa zemlja-vazduh računarskim simulacijama OFF-LINE. Izvršena je ocena zakona raspodele verovatnoće promašaja, za dva režima gađanja pod različitim početnim uglovima preticanja, kada na sistem deluju poremećaji izazvani slučajnim šumom u glavi za samovođenje. Simulacija je izvedena primenom metode Monte Carlo. Model koji je korišćen za simulacije uključuje linearizovani model kretanja rakete i glavne nelinearnosti sistema vođenja i upravljanja.

Ključne reči: raketni sistem zemlja-vazduh, režim gađanja, ugao preticanja, tačnost sistema samovođenja, totalni promašaj.

EVALUATION ACCURACY FOR HOMING SYSTEM OF GROUND – AIR MISSILE

Summary:

In this paper approach of evaluation accuracy for homing system of ground – air missile is showed by OFF-LINE computer simulations. Two ranges of action under different angles of approach are appraised in the case of the presence of the seeker noise. The probability density function and the root-mean-square estimation of the miss distance are realised by Monte - Carlo methods, using linearized model only of the missiles flight and main nonlinearity of guidance and control systems.

Key words: ground – air rocket system, regime of aim, angle of lead, accuracy of homing system, total miss.

Uvod

Gađanje ciljeva vođenim raketama u vazdušnom prostoru neizbežno je praćeno rasturanjem stvarnih trajektorija od kinematičkih, zavisno od tačnosti sistema vođenja. Tačnost sistema, u ovom slučaju – samovođenja, određuje *tehničku efektivnost* procesa gađanja ciljeva. Osnovni pokazatelj tehničke efektivnosti sistema samovođenja je *totalna verovatnoća uništenja cilja* koju može obezbediti dati sistem. Izrazi za totalnu i uslovnu verovatnoću uništenja cilja, kao i osnovni pokazatelji kvaliteta sistema samovođenja nalaze se u [1, 2, 3, 4]. Metod ocene statističkih karakteristika tačnosti sistema samovođenja poznat je pod nazivom metod statističkih ispitivanja ili metod *simulacija Monte Carlo* [1, 3, 4]. Suština metoda je u sledećem: ako su tražene veličine jednake parametrima slučajnog procesa, tada je moguće prihvatiti da su vrednosti traženih veličina, na osnovu zakona velikih brojeva, jednake ocenama parametara tog procesa. Ocena parametara dobija se na osnovu statističke obrade skupa realizacija procesa. Ako je, na primer, tražena veličina jednaka matematičkom očekivanju nekog slučajnog procesa, njena približna vrednost je, pri dovoljno velikom broju dobijenih nezavisnih realizacija procesa jednaka aritmetičkoj sredini realizacija tog procesa [5]. U zadacima određivanja tačnosti sistema upravljanja, tražene veličine su slučajnog karaktera. Višestrukim ponavljanjem računarskih simulacija modelovanog procesa i posmatranjem izlaznih promenljivih sistema, moguće je sprovesti statističku obradu dobijenih podataka i odrediti neophodne karakteristike sa aspekta verovatnoće. Za dobijanje tačnih i pouzdanih rezultata ovaj metod zahteva vrlo veliki broj računarskih simulacija modelovanog procesa. Neophodno je kreiranje slučajnih funkcija sa zadatim karakteristikama u pogledu verovatnoće. Realizacija slučajnih funkcija izvedena je pomoću generatora slučajnih brojeva, a kvalitet celokupnog procesa u velikoj meri zavisi od karakteristika generatora. Konkretno, u softverskom paketu IMSLIB [5] realizovan je vrlo kvalitetan generator.

Metod simulacija Monte Carlo nema principijelnih ograničenja i primenljiv je za analizu, kako linearnih, tako i nelinearnih sistema koji su opisani sistemima jednačina, tj. modelima. Za primenu ovog metoda potrebno je obezbediti mogućnost višestrukog ponavljanja eksperimenata pri jednakim uslovima i osmotrivost izlaznih promenljivih veličina sistema, a konkretna ograničenja biće obrazložena. U praksi, ovaj metod statističkih ispitivanja koristi se u slučajevima kada se ne zahteva tačnost veća od 10 do 15% [5, 6, 7, 8]. U daljem razmatranju izložena je ideja metoda Monte Carlo za ocenu promašaja sistema samovođenja.

Simulacije Monte Carlo

Simulacije Monte Carlo tradicionalno je poznat metod za analizu nelinearnih sistema i široko se primenjuje pri statističkoj analizi sistema vođenja [1, 4, 8, 9]. Koncepcijski se zasniva na direktnoj simulaciji koja podrazumeva određivanje odziva nelinearnog sistema na tipične slučajne poremećaje, koji se generišu prema zadatoj statistici. Sistemi vođenja raketa moraju se razmatrati kao stohastički sistemi, jer su u svom funkcionisanju izloženi delovanju slučajnih poremećaja različitog vida. Za sticanje potpunijeg uvida u ponašanje sistema vođenja u takvim uslovima potrebne su simulacije koje uključuju npr. delovanje slučajnih poremećaja na objekat upravljanja, uticaj šumova merenja senzora, kao i slučajne početne uslove. Time se ispitivani sistem stavlja u uslove koji su bliži realnim. Provedena statistička analiza sistema treba da omogući ocenu kvaliteta sintetizovanih zakona vođenja u smislu obezbeđenja željenih performansi tačnosti vođenja, verovatnoće pogađanja cilja i drugih funkcionalnih (borbenih) mogućnosti.

Konkretno razmatranje statističkih karakteristika vektora promašaja može se dobiti direktnom simulacijom sistema samovođenja sa slučajnim početnim uslovima i slučajnim poremećajima kao ulaznim funkcijama. Radi toga je potrebno poznavati model sistema samovođenja, statističke karakteristike početnih uslova, kao i statističke karakteristike slučajnog ulaza. U opštem slučaju model sistema samovođenja može se opisati u prostoru stanja relacijom:

$$\dot{\hat{x}}(t) = \hat{f}(\hat{x},\ t) + B\hat{w}(t) \qquad (1)$$

gde je:

$\hat{f}(\hat{x},\ t)$ – linearne i nelinearne dinamičke relacije sistema,

$\hat{w}(t)$ – ulazni vektor sastavljen od elemenata determinističkih i slučajnih ulaza.

Početni uslovi vektora stanja modela (1) zadaju se uz pretpostavku da promenljive stanja imaju normalnu raspodelu, karakterisanu vektorom srednjih vrednosti i matricom kovarijansi [1]:

$$E\left[\hat{x}(t=0)\right]=\hat{m}_0 \tag{2}$$

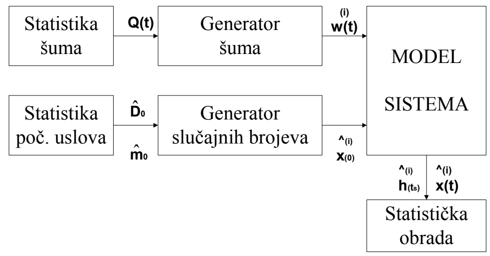
$$E\left[(\hat{x}(x=0)-\hat{m}_0)(\hat{x}(t=0)-\hat{m}_0)^T\right]=\overline{S_0} \tag{3}$$

Matrica kovarijansi početnih uslova vektora stanja, u slučaju kada promenljive stanja u t = 0 nisu u korelaciji, ili je stepen korelacije toliko mali da se može zanemariti, postaje dijagonala čiji elementi po dijagonali predstavljaju standardne devijacije promenljivih stanja u t = 0. Za ulazni vektor $\hat{w}(t)$ usvojena je pretpostavka da njegovi elementi mogu biti predstavljeni nezavisnim Gaussovim „belim šumom" i aditivnim srednjim vrednostima. U tom slučaju statističke karakteristike ulaznog vektora $\hat{w}(t)$ određene su sledećim relacijama [1]:

$$E\left[\hat{w}(t)\right]=\hat{d}(t) \tag{4}$$

$$E\{\left[\hat{w}(t)-\hat{d}(t)\right]\left[\hat{w}(\tau)-\hat{d}(\tau)\right]\}=\overline{Q}(t)\ \delta(t-\tau) \tag{5}$$

gde je $\overline{Q}(t)$ matrica spektralnih gustina ulaza (za nezavisne ulaze $\overline{Q}(t)$ je dijagonalna), a $\delta(t-\tau)$ je impulsna funkcija koja označava da ulazni vektor slučajnih komponenti ima nultu autokorelacionu funkciju za ($t \neq \tau$) [1].



Sl. 1 – Blok-šema procedure simulacija Monte Carlo

Da bi se dobio uzorak koji se može statistički obrađivati u smislu ocene statističkih karakteristika vektora totalnog promašaja u tački susreta, potrebno je izvršiti N nezavisnih simulacija procesa samovođenja Monte Carlo. Na taj način dobijen je skup realizacija konačnog totalnog promašaja u tački susreta, u zavisnosti od slučajnih početnih uslova i slučajnih ulaznih funkcija:

$$\left.\begin{array}{l}\hat{h}^{(1)}\left[t,\hat{x}^{(1)}(t=0),\hat{w}^{(1)}(t)\right]\\ \hat{h}^{(N)}\left[t,\hat{x}^{(N)}(t=0),\hat{w}^{(N)}(t)\right]\end{array}\right\} za\ t=t_s \tag{6}$$

Procedura metoda simulacija Monte Carlo odvija se u sledećim koracima [1]:

1. Generiše se slučajni vektor početnih stanja $\hat{x}(t=0)$ pomoću generatora slučajnih brojeva sa statističkim karakteristikama datim izrazima (2) i (3).

2. Simulira se proces samonavođenja, opisan modelom (1) uz zadavanje ulaznog vektora, koji se generiše na osnovu statistike određene izrazima (4) i (5) u svakom koraku integracije. Simulacija se izvodi do trenutka susreta rakete i cilja ($t = t_S$) i u tački susreta se ocenjuje vektor totalnog promašaja $\hat{h}\left(t=t_S\right)$. Ponavljanjem ove procedure N puta dobije se navedeni skup realizacija promašaja

(6). Suština date procedure simulacija Monte Carlo može se grafički predstaviti blok-šemom prikazanom na slici 1 [1].

3. Posle dobijanja statističkog skupa (6) estimiraju se srednja vrednost $\tilde{m}_h$ i varijansa $\hat{S}_h^2 = \tilde{\sigma}_h^2$ totalnog promašaja prema izrazima [1]:

$$\hat{\tilde{m}}_h = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \hat{h}^{(i)}(t = t_s) \tag{7}$$

$$\hat{S}_h^2 = \hat{\tilde{\sigma}}_h^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^{N} \{[(\hat{h}^{(i)}(t = t_s) - \\ -\hat{\tilde{m}}_h][\hat{h}^{(i)}(t = t_s) - \hat{\tilde{m}}_h]^T\} \tag{8}$$

gde oznaka „~“ znači da se radi o estimovanim vrednostima.

4. Vrednosti $\hat{\tilde{m}}_h$ i $\hat{S}_h^2$ su tačkaste ocene slučajnog skupa (6), a da bi bile verodostojne potrebno je izvršiti ocenu njihove statističke verodostojnosti. Suština ocene statističke verodostojnosti tih vrednosti je ocena u kojoj meri one predstavljaju stvarne vrednosti matematičkog očekivanja i standardne devijacije totalnog promašaja. Izvođenjem jednog skupa od N simulacija Monte Carlo dobije se jedna estimacija za $\hat{\tilde{m}}_h$ i $\hat{S}_h^2$.

5. Izvodi se novi skup od N simulacija Monte Carlo nezavisno od prvog skupa, osim što ostaje ista statistika za generisanje slučajnih početnih uslova i slučajnih ulaza. Na taj način dobiju se nove estimirane vrednosti za $\hat{\tilde{m}}_h$ i $\hat{S}_h^2$.

6. Potrebno je potvrditi hipotezu o raspodeli slučajne promenljive, pod uslovom da je „N“ dovoljno velik (N > 50) [10].

7. Vrši se ocena statističke pouzdanosti estimiranih vrednosti, koja se izvodi određivanjem intervala pouzdanosti estimiranih vrednosti s nekom verovatnoćom $P = 1 - \Delta$ [10].

Interval pouzdanosti zavisi od broja simulacija N. Što je veći N za neku zadatu vrednost P, interval pouzdanosti estimiranih vrednosti $\tilde{m}_h$ i S_h^2 je uži. Što je taj interval uži, to su estimirane vrednosti $\tilde{m}_h$ i S_h^2 tačnije, odnosno bliže stvarnim vrednostima $\tilde{m}_h$ i σ_h^2. Na osnovu ocene intervala pouzdanosti i definisanja željene veličine tog intervala može se odrediti potreban broj N simulacija Monte Carlo.

8. Posle dobijanja statistički verodostojnog skupa vektora promašaja i estimiranja vrednosti matematičkog očekivanja i standardne devijacije tog skupa, potrebno je odrediti *zakon raspodele verovatnoće* ω(h) vektora promašaja.

9. Testira se hipoteza o slaganju empirijske raspodele dobijenog statističkog skupa s pretpostavljenom, teorijskom (χ^2-test) [10, 11].

Model sistema samovođenja za simulacije Monte Carlo

Ocena statističkih karakteristika vektora promašaja $\hat{h} = [h_x \; h_y \; h_z]^T$ metodom simulacija Monte Carlo izvodi se pod sledećim uslovima [1]:

– odvijanje procesa samovođenja posmatra se samo u završnoj fazi vođenja, odnosno na vremenskom intervalu koji obuhvata poslednjih nekoliko sekundi leta do tačke susreta (od 2,5 s do t_{KON});

– na sistem samovođenja mogu da deluju poremećaji slučajnog karaktera, određeni slučajnim komponentama šuma merenja ugaone brzine linije viziranja cilja pomoću GSV ili instrumentalnim greškama slučajnog karaktera, u bloku za formiranje signala upravljanja. Imajući to u vidu, kompletan sistem samovođenja predstavljen je simulacionim modelom datim u [1]. Bez obzira na to što, u principu, za metod simulacija Monte Carlo nema ograničenja u smislu složenosti matematičkog modela sistema koji se ispituje, zbog postojanja nekih praktičnih ograničenja kod OFF-LINE simulacija, potrebno je nešto reći o izboru modela. Naime, kako simulacije Monte Carlo zahtevaju veliki broj realizacija rešenja, kod OFF-LINE simulacija nije praktično moguće uključiti sve elemente raketnog sistema u simulaciju, zbog dugog vremena rada procesora računara. Razmatrajući to sa aspekta vođenih raketa, teži se da kinematičke veze budu postavljene u najopštijem obliku. Ostali elementi raketnog sistema mogu se predstaviti modelima različite složenosti, na primer [1, 3]:

– sistem vođenja i petlja autopilot – raketa uzimaju se idealnim i bezinercionim;

– sistem vođenja je idealan i bezinercioni, a kolo autopilot-raketa predstavlja se modelima različitog nivoa složenosti;

– kolo autopilot-raketa uzima se idealnim i bezinercionim, a sistem vođenja predstavlja se modelima različitog nivoa složenosti;

– sistem vođenja, autopilot i raketa predstavljeni su najopštijim matematičkim modelima.

Na osnovu toga formiran je simulacioni model sistema samovođenja sa slučajnim ulaznim poremećajima. Prema tom modelu sačinjena je programska podrška u programskom jeziku FORTRAN za ispitivanje uticaja ugla preticanja na vrednost promašaja pri samovođenju hipotetičke rakete zemlja-vazduh simulacijama na računaru. Opis uticaja ugla preticanja na vrednost promašaja pri samovođenju predstavlja prilog oceni robustnosti zakona vođenja na poremećaje i greške pri određivanju i zauzimanju početnih uslova lansiranja [1].

Analiza statističkih karakteristika vektora totalnog promašaja u tački susreta

U ovoj tački data je analiza statističkih karakteristika vektora totalnog promašaja $\hat{h}(t_s)$ u tački susreta. Najpotpuniji pokazatelj tačnosti sistema samovođenja je zakon raspodele verovatnoće totalnog promašaja $\omega(h)$. Pored $\omega(h)$ često se, kao kvantitativni pokazatelji statističkih karakteristika vektora totalnog promašaja, koristi matematičko očekivanje $E[h(t_S)]$ i standardna devijacija $D[h(t_S)]$. Za svaki od četiri odabrana ugla preticanja izvršeno je ponovo po $N = 80$ simulacija gađanja, radi dobijanja statistički verodostojnih skupova slučajne promenljive – vektora totalnog promašaja. Za opisivanje slučajne promenljive potrebno je znati sve moguće vrednosti koje ona može da poprimi, kao i frekvenciju i verovatnoću pojavljivanja pojedinih vrednosti. Slučajna promenljiva je diskretna ako poprima najviše prebrojivo mnogo različitih vrednosti, tj. koncentrisana je na prebrojivom skupu [11].

Pravilo koje omogućava da se nađu verovatnoće svih mogućih događaja vezanih za tu slučajnu promenljivu naziva se *zakon raspodele* [10]. Iz zakona raspodele dobijaju se konstante koje daju kvantitativni opis slučajne promenljive, a od posebnog značaja su: matematičko očekivanje, standardna devijacija (kvadratni koren varijanse) i medijana raspodele. Slučajni početni uslovi procesa samovođenja generisani su po normalnoj raspodeli [1, 3]. Pošto se vektor totalnog promašaja računa po izrazu (6) on nema negativnih vrednosti. Zbog toga uzorci vektora totalnog promašaja, dobijeni simulacijama, nisu raspoređeni po normalnoj raspodeli. Zakon raspodele, koji najbolje opisuje uzorke vektora totalnog promašaja dobijene simulacijama, predstavlja eksponencijalnu funkciju oblika:

$$f(x)=ax^{b}e^{cx} \tag{9}$$

gde je:

a – parametar skaliranja,

b – parametar oblika rastućeg dela funkcije,

c – parametar oblika padajućeg dela funkcije.

Proučavajući pojedine zakone raspodela uvek se postavlja pitanje njihovog prilagođavanja podacima dobijenim simulacijama. Pretpostavka je da se podaci dobijeni simulacijama odnose na promenljivu h i da su grupisani u n razreda (intervala). Svakom intervalu pripadaju dve frekvencije: empirijska f_i i teoretska f_{tj}. Konkretni primeri pokazuju da se empirijske i teoretske frekvencije u potpunosti ne podudaraju. Pitanje koje se nameće je da li su te razlike prevelike da bi se moglo smatrati da se promenljiva h, na koju se odnose podaci, pokorava pretpostavljenoj prilagođenoj raspodeli. Odgovor na postavljeno pitanje daje χ^2-test koji je postavio K. Pearson 1900. godine sledećom teoremom [11]:

$$\chi^2=\sum_{i=1}^{n}\frac{(f_i-f_{ti})^2}{f_{ti}} \tag{10}$$

gde je:

f_i – empirijska frekvencija, i

f_{ti} – teoretska frekvencija.

Kad god se mogu izračunati teoretske frekvencije na osnovu postavljene hipoteze moguće je primeniti χ^2-test [10]. Važan parametar za χ^2-test je stepen slobode k [11], koji se posebno izračunava za svaki pretpostavljeni zakon raspodele koji podleže testu. Za eksponencijalni zakon raspodele stepen slobode k izračunava se po izrazu:

$$k = n - 2 \tag{11}$$

gde je n – broj razreda (intervala).

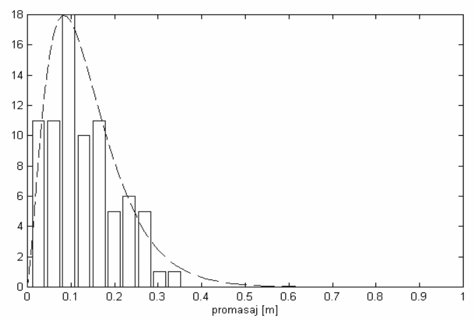
Za početne ili krajnje intervale u kojima su empirijske frekvencije $f_i < 5$ može se izvršiti objedinjavanje intervala i sabiranje dobijenih empirijskih frekvencija.

Uzorak vektora totalnog promašaja posle N = 80 izvedenih računarskih simulacija gađanja prve vrste za ugao preticanja $\xi_0 = +5°$ opisan je po sledećem:

– sve vrednosti slučajne promenljive nalaze se u intervalu od 0,0078 m do 0,3552 m;

– matematičko očekivanje je 0,1289 m, medijana je 0,1116, a varijansa 0,006;

– parametri zakona raspodele (9) su: a = 3350; b = 1,5 i c = −18. Dobijeni su podešavanjem eksponencijalne funkcije (9) prema predstavljenom histogramu na slici 2.



Sl. 2 – Histogram frekvencije promašaja i estimirani zakon raspodele verovatnoće za ugao preticanja $\xi_0 = +5°$ za prvu vrstu simulacija

Računanje matematičkog očekivanja, medijane i varijanse, kao i prezentovane slike urađene su korišćenjem programskog paketa Matlab. Na slici 2 dati su histogram i estimirani zakon raspodele verovatnoće vektora totalnog promašaja za ugao preticanja $\xi_0 = +5°$ za prvu vrstu simulacija. Izračunate vrednosti parametara χ^2-testa po formuli (10) su: $0,50 < P\{\chi^2 > 3,7122\} < 0,70$, a uzete su iz tabele u [11].

Po izrazu (11) izračunati stepen slobode k = 5. Iz ovoga proizilazi da se hipoteza o slaganju empirijske i teoretske eksponencijalne raspodele može prihvatiti sa nivoom značajnosti od 0,5 do 0,7.

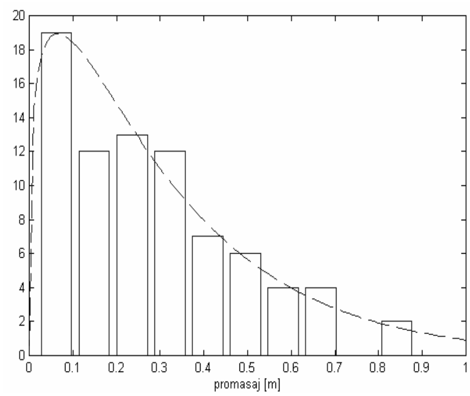
Uzorak vektora totalnog promašaja posle N=80 izvedenih računarskih simulacija gađanja druge vrste za ugao preticanja $\xi_0 = -1°$ opisan je po sledećem:

– sve vrednosti slučajne promenljive nalaze se u intervalu od 0,0194 m do 0,8842 m;

– matematičko očekivanje 0,2826 m, medijana 0,2246, a varijansa 0,0417;

– parametri funkcije raspodele (9) su: a = 50; b = 0,26 i c = −4.

Na slici 3 dati su histogram i estimirani zakon raspodele verovatnoće vektora totalnog promašaja za ugao preticanja $\xi_0 = -1°$ za drugu vrstu simulacija. Izračunate vrednosti parametara χ^2-testa po formuli (10) su: $0,80 < P\{\chi^2 > 1,9569\} < 0,90$, a uzete su - iz tabele u [11].



Sl. 3 – Histogram frekvencije promašaja i estimirani zakon raspodele verovatnoće za ugao preticanja $\xi_0 = -1°$ za drugu vrstu simulacija

Po izrazu (11) izračunati stepen slobode k = 5. Iz toga proizilazi da se hipoteza o slaganju empirijske i teoretske eksponencijalne raspodele može prihvatiti sa nivoom značajnosti od 0,8 do 0,9.

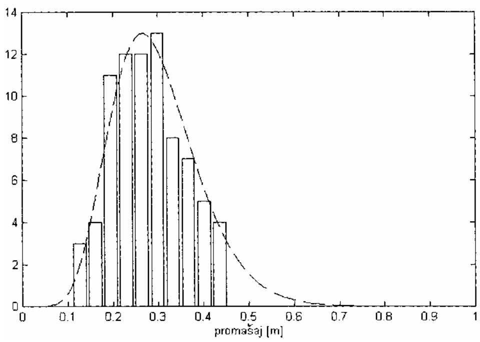
Uzorak vektora totalnog promašaja posle N = 80 izvedenih računarskih simulacija gađanja treće vrste za ugao preticanja $\xi_0 = +5°$ opisan je po sledećem:

– sve vrednosti slučajne promenljive nalaze se u intervalu od 0,1258 m do 0,4333 m;

– matematičko očekivanje je 0,2784 m, medijana je 0,2734, a varijansa 0,0065;

– parametri funkcije raspodele (9) su: a = 5 h 10^9; b = 8,5 i c = −32.

Na slici 4 prikazani su histogram i estimirani zakon verovatnoće vektora totalnog promašaja za ugao preticanja ξ_0=+5° za treću vrstu simulacija. Izračunate vrednosti parametara χ^2-testa po formuli (10) su: $0,95 < P\left\{\chi^2 > 1,2138\right\} < 0,98$, a uzete su iz tabele u [11].



Sl. 4 – Histogram frekvencije promašaja i estimovani zakon raspodele verovatnoće za ugao preticanja $\xi_0 = +5^{\circ}$ za treću vrstu simulacija

Po izrazu (11) izračunati stepen slobode k = 6. Iz toga proizilazi da se hipoteza o slaganju empirijske i teoretske eksponencijalne raspodele može prihvatiti sa nivoom značajnosti od 0,95 do 0,98.

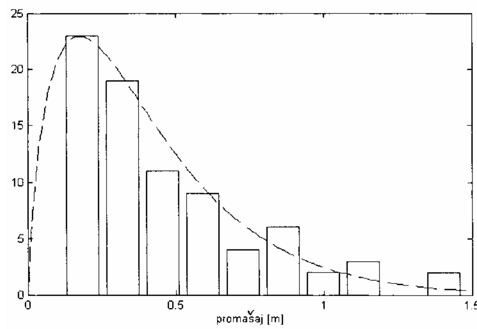
Uzorak vektora totalnog promašaja posle N = 80 izvedenih računarskih simulacija gađanja četvrte vrste za ugao preticanja $\xi_0 = -1°$ opisan je po sledećem:

– sve vrednosti slučajne promenljive nalaze se u intervalu od 0,1146 m do 1,4724 m;

– matematičko očekivanje je 0,474 m, medijana je 0,3671, a varijansa 0,0914;

– parametri funkcije raspodele (9) su: a = 180; b = 0,75 i c = −4,3.

Na slici 5 prikazani su histogram i estimirani zakon raspodele verovatnoće vektora totalnog promašaja za ugao preticanja ξ_0=–1° za četvrtu vrstu simulacija. Izračunate vrednosti parametara χ^2-testa po formuli (10) su: $0,95 < P\left\{\chi^2 > 1,213\right\} < 0,98$, a uzete su iz tabele u [11].



Sl. 5 – Histogram frekvencije promašaja i estimovani zakon raspodele verovatnoće za ugao preticanja $\xi_0 = -1°$ za četvrtu vrstu simulacija

Po izrazu (11) izračunati stepen slobode k = 4. Iz toga proizilazi da se hipoteza o slaganju empirijske i teoretske eksponencijalne raspodele može prihvatiti sa nivoom značajnosti od 0,95 do 0,98.

Zaključak

U ovom članku opisano je računarsko modelovanje za ocenu tačnosti sistema samovođenja rakete zemlja-vazduh, tj. određivanje promašaja. Prema matematičkom modelu sistema samovođenja, sa slučajnim ulaznim poremećajima i slučajnim početnim uslovima, sačinjen je program za simulacije Monte Carlo u Fortranu. Postavljeni model slučajnih poremećaja omogućava širok spektar daljih istraživanja. Pri tome, mogu se koristiti razni zakoni vođenja, razni oblici ometanja sistema samonavođenja, kao i modeli komponenti sistema samonavođenja različitih stepena složenosti.

Osnovni pokazatelj kvaliteta sistema samovođenja je tačnost samovođenja, određena veličinom vektora promašaja $\overline{h}=[h_x, h_y, h_z]^T$ u trenutku susreta rakete i cilja [1, 2]. Vreme susreta i konačni promašaj slučajne su funkcije opisane metodom Monte Carlo. Tačnost sistema samovođenja određena je statističkim karakteristikama svih slučajnih faktora koji deluju na sistem. Ocenjuje se usrednjavanjem promašaja na osnovu skupa realizacija gađanja raketnim sistemom zemlja-vazduh. Opisane simulacije omogućavaju ispitivanje uticaja različitih okolnosti, kao što su: uglovi lansiranja rakete, gađanje cilja u dolasku i odlasku, manevar cilja, šum merenja i sve druge okolnosti koje su značajne za ponašanje sistema samovođenja tokom leta. Statističkim testom je pokazano da zakon raspodele promašaja u tački susreta podleže eksponencijalnoj raspodeli. Izloženi postupak otvara mogućnost projektovanja: simulacionog modela za proračun uslovne verovatnoće uništenja cilja, ekspertskog sistema za organizaciju protivvazduhoplovne odbrane i ekspertskog sistema za ocenu obučenosti jedinice protivvazduhoplovne odbrane. Pored navedenog, rezultati prezentovani u ovom radu mogu biti veoma svrsishodno iskorišćeni u kreiranju i realizaciji softverskih i HIL simulacija u najrazličitijim strategijama razvoja i modifikacija sistema vođenih i samovođenih raketa.

Literatura:

[1] Boarov, S.: Analiza efektivnosti i borbene upotrebe raketnih sistema protivvazdušne odbrane, Magistarski rad, OL VA VJ, Beograd, 2002.

[2] Deskovski, S.: Sinteza sistema vođenja raketa primjenom inverznih modela kretanja, Doktorska disertacija, VVTŠ Zagreb, 1990.

[3] Dikić, G.: Izbor estimatora stanja za sintezu stohastičkog zakona samovođenja PA raketa, Magistarski rad, ETF Beograd, 1995.

[4] Tanjga, R.: Prilog stohastičkoj sintezi zakona vođenja samovođenih raketa, Doktorska disertacija, VTA UVJ, Beograd, 1992.

[5] IMSL (International Mathematical and Statistical Library), Vol. 1, 2, 3, CONTROL DATA.

[6] Milovanović, M.: Đekić, M: Hardware in the Loop simulation of the TV and IR Homing Head, VTI skripta, Beograd, 1998.

[7] Milovanović, M.: Softverski simulatori sistema vođenja i upravljanja raketa zemlja-zemlja, elaborat, VTI, Beograd, 2004.

[8] Boarov, S.; Milovanović, M.: Softverska simulacija leta samovođene rakete zemlja-vazduh, Naučni skup OTEH 2005, Beograd.

[9] Deskovski, S.: Kinematika kretanja centra mase letelica malog dometa, VVTŠ KoV JNA, Zagreb, 1990.

[10] Vukadinović, S.: Elementi teorije verovatnoće i matematičke statistike, Privredni pregled, Beograd, 1990.

[11] Merkle, M.; Vasić, P.: Verovatnoća i statistika, Elektrotehnički fakultet Univerziteta u Beogradu, 1995.