

DETECȚIA SCHIMBĂRILOR ÎN SISTEMELE DINAMICE BAZATĂ PE MODELE INTRARE-IEȘIRE

Dr. ing. Th. D. Popescu

Institutul de Cercetări în Informatică

Rezumat: Lucrarea are ca obiect prezentarea unor metode de detecție a schimbărilor în sistemele dinamice monovariabile, bazate pe utilizarea modelelor intrare-ieșire de tip ARX și ARMAX și pe diferite statistici de test, evaluate în domeniul timp și frecvență.

Cuvinte cheie: detecția schimbărilor, identificare, estimare parametri, modele ARX și ARMAX, verificarea ipotezelor statistice.

1. Introducere

Detecția schimbărilor în sistemele dinamice este o problemă de mare importanță tehnică și economică care s-a bucurat în ultimii ani de o atenție deosebită, datorită creșterii cerințelor privind performanțele și siguranța în funcționare a sistemelor.

De regulă, detecția unei schimbări în funcționarea unui sistem poate constitui:

- o parte integrantă a modelării unui semnal sau sistem; o astfel de situație tipică apare în recunoașterea formelor;
- elementul cheie al supravegherii unui sistem de conducere (de ex. detectarea funcționării anormale a unui senzor sau element de execuție);
- un complement al procedurilor de identificare adaptivă în cazul în care schimbările în parametrii modelului nu sînt netede.

Cercetările din ultimul timp, în acest domeniu, au contribuit la dezvoltarea de noi metode și algoritmi de detecție și la îmbunătățirea performanțelor metodelor existente. Efectuarea sistematică a acestor cercetări a început în perioada anilor 1970. Menționăm în acest sens activitatea de pionierat a grupului de la Draper Laboratory MIT. Acest grup a elaborat abordarea "redundanței analitice", a contribuit la dezvoltarea de noi metode și la îmbunătățirea robusteții multor algoritmi de detecție. Independent, o activitate similară s-a desfășurat în Uniunea Sovietică, în aceeași perioadă. Unele referințe privind aceste cercetări pot fi găsite în [1].

Dezvoltarea acestor tehnici s-a datorat și interacțiunii puternice dintre activitățile specifice conducerii sistemelor, prelucrării semnalelor și statisticii. În momentul de față, se poate afirma că există o metodologie coerentă și instrumente corespunzătoare care să permită rezolvarea unei game

largi de probleme de detecție a schimbărilor în sistemele dinamice.

Afirmația de mai sus poate fi susținută și de numărul relativ mare de aplicații realizate în diferite domenii, printre care menționăm: domeniul aerospațial (avînd ca obiectiv creșterea siguranței zborului), urmărirea țintelor, medicina (vizînd în principal segmentarea automată a semnalelor biomedicale EEG, EKG), prelucrarea semnalului vocal (segmentarea semnalului în scopuri de recunoaștere), prelucrarea imaginilor, transmisia informației numerice, în condițiile în care pot apărea schimbări neprevăzute ale caracteristicilor canalului de transmisie, econometrie, geofizica (detecția tranzițiilor între diferite straturi geofizice), detecția incidentelor pe calea ferată, energetică, mașini și acționari electrice.

Problema cheie în cadrul oricărei tehnici de detecție a schimbărilor în dinamica unui sistem constă în modelarea modului în care aceste schimbări afectează semnalele observate. În unele aplicații, efectul unei schimbări în sistem, asupra acestor semnale, este direct și simplu, de ex. apariția unei deviații în semnalul de ieșire. În astfel de situații, efortul de detecție a unei schimbări se concentrează asupra stabilirii unei reguli de decizie [2,3,4]. În alte aplicații de tipul celor prezentate în [5,6,7,8,9,10], efectul unei schimbări în dinamica sistemului asupra variabilelor observate apare într-un mod mult mai complex (indirect). În aceste cazuri apar, de regulă, două probleme: prelucrarea semnalelor observate în scopul accentuării (și simplificării) efectului schimbării și definirea unor statistici și reguli de decizie în termenii ieșirilor prelucrate. Metodele și tehnicile prezentate în cadrul acestei lucrări tratează ambele probleme. Totuși, în unele dintre acestea se va pune accentul pe prima problemă, de modul de rezolvare a acesteia depinzînd soluționarea, într-un mod mai simplu sau mai complicat, a problemei secunde. Prima problemă reprezintă de fapt o direcție foarte importantă în dezvoltarea unor metode de detecție robuste la detaliile incerte ale dinamicii modelelor utilizate.

Un studiu bibliografic detaliat al metodelor de detecție a schimbărilor în sisteme este făcut în lucrarea [5]. Aici, pentru prima oară, s-a formulat precis problema detecției schimbărilor în sistemele liniare descrise în spațiul stărilor și s-a prezentat un set de concepte teoretice și practice privind modurile de abordare a problemei, precum și unele comparații euristice între diferite metode de detecție, în special din punct de vedere al robusteții și compromisului complexitate/performanță.

Principalele abordări menționate în această lucrare, precum și în lucrarea elaborată ulterior de Zhang și colaboratorii [11], vor fi prezentate succint în continuare:

• **Metode bazate pe redundanța informației.**

Această abordare utilizează redundanța fizică sau analitică a rezultatelor măsurătorilor efectuate asupra unor variabile din sistem și respectiv a estimării acestora utilizând modelul sistemului. Modelele utilizate pot fi de diferite tipuri, dar de regulă se utilizează modelele de stare liniarizate sau modelele intrare- ieșire.

• **Metode bazate pe calculul inovațiilor.** Detecția unei schimbări în funcționarea unui sistem poate fi realizată printr-o prelucrare mai mult sau mai puțin complicată a inovațiilor modelului sistemului. În acest scop se pot utiliza teste de centrare și independență a inovațiilor, teste de tip raport de probabilitate secvențial (SPRT), teste de tip raport de verosimilitate generalizat (GLR). Generarea inovațiilor se poate face utilizând tehnici de filtrare [5,12], tehnici de estimare a parametrilor modelului [13,14], tehnici de verificare a parității [15], precum și abordarea asimptotică locală [16].

• **Metode care utilizează modele multiple.** Această abordare face uz de un set de filtre pentru estimarea stării sistemului, fiecare corespunzând unei direcții de schimbare și de un test statistic de tip SPRT sau GLR [17,5]. Acest gen de metode necesită o bună cunoaștere a posibilelor schimbări care pot apare în sistem și implică un număr relativ mare de filtre, ceea ce constituie un dezavantaj din punct de vedere al implementării.

• **Metode bazate pe tehnici de modelare și estimare.** Această abordare este de dată mai recentă și utilizează de regulă descrierea intrare- ieșire a sistemului [13,8,18, 9,10]. Variabilele de test utilizate de aceste metode se determină în domeniul timp și frecvență, ultima variantă conducând la creșterea robusteții procedurilor de detecție.

Evident, se pot utiliza și alte metode care fac uz de diferite elemente specifice claselor de metode menționate anterior, în diferite combinații, în încercarea de rezolvare a unor probleme practice.

În general, metodele de detecție a schimbărilor în dinamica unui sistem își propun, funcție de aplicație, rezolvarea următoarelor sarcini:

- detecția schimbării (alarma);
- diagnoza schimbării (izolarea);
- evaluarea schimbării (estimarea).

Aceste 3 elemente caracterizează capacitatea și gradul de complexitate al metodei de detecție. Alarma constă numai în luarea unei decizii privind apariția sau nu a unei schimbări. Diagnoza schimbării determină sursa și localizează schimbarea, iar evaluarea schimbării determină caracteristicile schimbării.

Metodele și algoritmi care se prezintă în cadrul acestei lucrări realizează, în principal, prima din cele trei sarcini enumerate, deși în urma prelucrării datelor se obțin informații care pot fi utilizate și în scopul diagnozei și evaluării schimbării.

Din multitudinea de metode prezentate în literatura ne-am oprit, în cadrul acestei lucrări, asupra unor metode care utilizează identificarea parametrică a modelelor intrare- ieșire, ARX și ARMAX, și evaluarea a 7 statistici de test pentru detecția apariției unei schimbări în model.

Selecția acestor metode s-a făcut prin prisma robusteții și posibilităților de utilizare în cadrul unor aplicații concrete. Prezentul material include, pe lângă descrierea acestor metode, unele considerații privind utilizarea lor în practică și o aplicație având ca obiect detecția schimbărilor în modul principal de vibrație al unei clădiri supuse la o mișcare seismică puternică.

2. Metode de detecție în domeniul timp

2.1 Preliminarii

Metodele de detecție care se prezintă în cadrul acestei secțiuni au fost utilizate cu succes în detecția apariției unor defecțiuni în funcționarea turbinelor motoarelor de avion, [9].

Fie disponibile două seturi de date I_1 și I_2 . Setul I_1 reprezintă setul de date nominal, obținut în condiții normale de funcționare a instalației, iar setul I_2 corespunde funcționării instalației în condițiile apariției unor posibile schimbări în dinamica sistemului.

Datele se presupun a fi generate de următorul sistem:

$$y(t) = G_0(\theta_0(t))u(t) + v(t) \quad (2.1a)$$

unde

$$\theta_0(t) = \begin{cases} \theta_1 & t \in I_1 \\ \theta_2 & t \in I_2 \end{cases} \quad (2.1b)$$

G_0 este o funcție de transfer continuă sau discretă (în cazul discret t reprezintă valorile discrete ale timpului), iar $v(t)$ reprezintă un termen ce descrie efectul perturbațiilor. Problema de detecție poate fi formulată ca o problema de decizie privind care din ipotezele, definite mai jos, este adevărată:

$$\begin{aligned} H_0 : \theta_1 &= \theta_2 \\ H_1 : \theta_1 &\neq \theta_2 \end{aligned} \quad (2.2)$$

În scopul diagnosticării schimbării se va utiliza o măsură a modificării vectorului parametrilor, $\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2$.

Algoritmul de detecție care rezultă poate fi utilizat și pentru validarea unui model, în concordanță cu cele prezentate în [8].

Pentru identificarea sistemului (2.1) vom utiliza un model parametric și următoarele notații:

Numarul de date: N_i

Condițiile experimentale: X_i

Estimațiile parametrilor: $\hat{\theta}_i$

unde $i = 1$ (setul de date nominal) sau $i = 2$ (setul de date suspect de schimbare).

În cazul utilizării unei metode de identificare de tipul minimizării erorii de predicție, estimațiile parametrilor vor avea o funcție de repartiție asimptotică normală, [19,20].

$$\sqrt{N_i} (\hat{\theta}_i - \theta_i^*) \rightarrow N(0, P_i) \quad i=1,2 \quad (2.3)$$

unde P_i reprezintă matricea de covarianță asimptotică.

Vom presupune că în condițiile ipotezei H_0

$$\theta_1^* = \theta_2^* \quad (2.4)$$

Aceasta înseamnă că, atunci cînd dinamica sistemului nu a suferit modificări ($\theta_1 = \theta_2$) estimațiile parametrilor converg către același vector al parametrilor. Prezintă interes următoarele cazuri:

1) Cazul ideal, cînd structura modelului include structura sistemului real. Vectorul parametrilor θ_i^* va corespunde vectorului parametrilor reali din (2.1b) și (2.4) este satisfăcută.

2) Cazul real, cînd structura modelului nu este suficient de complexă pentru a putea reprezenta dinamica reală a sistemului (dinamica nemodelată). Atunci (2.4) va fi satisfăcută dacă condițiile experimentale (proprietățile semnalului de intrare) sînt aceleași în cele două experimente ($X_1 = X_2$); X_2 nu este, în general, accesibil pentru manipulare. În acest caz, se recomandă a se efectua mai multe experimente de tip X_1 și a se utiliza modelul furnizat de experimentul cel mai apropiat de X_2 .

Din cele prezentate rezultă că utilizarea vectorului:

$$\hat{\theta} = \hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2 \quad (2.5)$$

poate constitui un element de bază în procedura de detecție.

Folosind (2.3), (2.4) și faptul că $\hat{\theta}_1$ și $\hat{\theta}_2$ sînt independente se obține:

$$\sqrt{N_2} (\hat{\theta}) \rightarrow N(0, P_0) \quad (2.6)$$

unde $P_0 = P_1 + [N_1/N_2] P_2$

O caracteristică interesantă a relației (2.3) și, în consecință a relației (2.6), este că, dacă structura modelului include dinamica sistemului real, matricea de covarianță asimptotică a parametrilor modelului poate fi estimată din date.

În cele ce urmează vom utiliza aproximația:

$$\hat{\theta} \in N(0, \hat{P}) \text{ în condițiile ipotezei } H_0 \quad (2.7a)$$

unde

$$\hat{P} = \frac{\hat{P}_1}{N_1} + \frac{\hat{P}_2}{N_2} \quad (2.7b)$$

Relația (2.7) reprezintă o aproximare rezonabilă, dacă numărul datelor utilizate este suficient de mare.

Observația 1.

Multe proceduri de detecție a schimbărilor într-un sistem presupun că se dispune de modelul exact al sistemului. Adesea, modelul nominal trebuie estimat din date afectate de zgomot, de lungime fixă. Folosirea relației (2.7) reprezintă un mod natural de manipulare a incertitudinii în modelul nominal.

2.2 Statistici de test

În cadrul acestei secțiuni vom prezenta 3 variabile (statistici) de test pentru detecția schimbărilor în dinamica unui sistem. Ideea de bază constă în utilizarea relației (2.7) pentru a testa schimbările semnificative dintre $\hat{\theta}_1$ și $\hat{\theta}_2$.

Un mod foarte simplu de detecție a unei schimbări consta în evaluarea variabilei de test

$$T_1 = \max_j \left| \frac{\hat{\theta}_j}{\sqrt{\hat{P}_{jj}}} \right| \quad (2.8a)$$

și în compararea acesteia cu o valoare de prag Z_1 . Regiunea critică, în acest caz, devine:

$$T_1 > Z_1 \quad (2.8b)$$

Alegerea valorii de prag Z_1 reprezintă un compromis între sensibilitatea detecției și probabilitatea redusă de alarmare falsă.

În relația (2.8) nu sînt luate în considerare elementele situate în afara diagonalei matricei \hat{P} . Un mod de luare în considerare a tuturor elementelor acestei matrici constă în efectuarea unei transformări asupra vectorului parametrilor, astfel încît matricea de covarianță asociată să devină diagonală [18]. Pentru început vom face o descompunere după valori singulare a matricei \hat{P} :

$$\hat{P} = V \hat{S} V^T \quad (2.9)$$

unde V este ortonormal și \hat{S} este diagonal. Se definește acum

$$\hat{\beta} = V^T \hat{\theta} \quad (2.10)$$

rezultînd

$$E[\hat{\beta} \hat{\beta}^T] = E[V^T \hat{\theta} \hat{\theta}^T V] = V^T \hat{P} V = \\ = V^T V \hat{S} V^T V = \hat{S} \quad (2.11)$$

Prin urmare, matricea de covarianță a vectorului $\hat{\beta}$ este diagonală și deci:

$$E[\hat{\beta}_i \hat{\beta}_j] = \begin{cases} \hat{s}_i & i=j \\ 0 & i \neq j \end{cases} \quad (2.12)$$

unde

$$\hat{\beta} = [\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_d] \text{ și } \hat{S} = \text{diag}[\hat{s}_1, \hat{s}_2, \dots, \hat{s}_d].$$

Se poate defini acum următoarea variabilă de test:

$$T_2 = \max_j \left| \frac{\hat{\beta}_j}{\sqrt{\hat{s}_j}} \right| \quad (2.13)$$

cu regiunea critică

$$T_2 > Z_2 \quad (2.14)$$

O a treia statistică de test se obține utilizând faptul că, dacă un vector aleator η are o funcție de repartiție normală $\eta \in N(0, P)$, atunci scalarul $\xi = \eta^T P^{-1} \eta$ va avea o funcție de repartiție hi-pătrat cu $d = \dim(\eta)$ grade de libertate $\xi \in \chi^2(d)$. În aceste condiții, se obține următoarea variabilă de test:

$$T_3 = \hat{\theta}^T P^{-1} \hat{\theta} \quad (2.15)$$

cu regiunea critică

$$T_3 > \chi_{\alpha}^2(d) \quad (2.16)$$

unde $d = \dim(\hat{\theta})$, și $\chi_{\alpha}(d)$ se definește astfel încât $\text{Prob}(T_3 > \chi_{\alpha}^2(d)) = \alpha$, în condițiile ipotezei H_0 . Înainte de a prezenta procedura practică de detecție vom face câteva observații:

Observația 2.

Din relațiile (2.15) și (2.9) rezultă direct că:

$$\hat{\theta}^T P^{-1} \hat{\theta} = \hat{\theta}^T V S^{-1} V^T \hat{\theta} = \hat{\beta}^T T S^{-1} \hat{\beta} \quad (2.17)$$

adică un test χ^2 cu vectorul $\hat{\beta}$ în locul vectorului estimațiilor parametrilor corespunde testului standard (2.15). Variabila de test T_3 poate fi scrisă sub forma:

$$T_3 = \sum_{i=1}^d \frac{(\hat{\beta}_i)^2}{\hat{s}_i} \quad (2.18)$$

iar variabila de test T_2 , reprezintă evident, rădăcina pătrată a celui mai mare termen din (2.18).

Observația 3.

Dacă elementele situate în afara diagonalei matricii P au valori mici, atunci $T_1 \approx T_2$.

Observația 4.

Toate variabilele de test prezentate utilizează estimația matricii de covarianță, ca element de bază pentru detecție. Prin urmare, abilitatea testelor de a detecta schimbările în dinamica sistemului sînt strîns legate de numărul de date utilizate N_i și de nivelul de zgomot. Dacă N_i este mare sau nivelul de zgomot este mic (adică $\det \hat{P}$ are o valoare mică), chiar modificări mici ale dinamicii sistemului pot fi detectate ca schimbări esențiale. În consecință, în cazul diagnozei,

este important a se analiza modelul determinat atît în domeniul timp cît și în domeniul frecvență.

Observația 5.

Un avantaj al variabilelor de test T_1 și T_2 , în raport cu variabila T_3 , constă în faptul că o eventuală schimbare detectată poate fi și diagnosticată. Astfel, la detecția unei schimbări, în cazul utilizării vectorului $\hat{\beta}$, se anulează toate componentele nesemnificative în acesta și se determină vectorul $\hat{\theta}$, efectuînd transformarea corespunzătoare:

$$\hat{\theta} = V \hat{\beta}_c \text{ unde } \hat{\beta}_c^i = \begin{cases} 0 & \text{dacă } |\hat{\beta}_i| / \sqrt{\hat{s}_i} < \chi_{\alpha/2}^2 \\ \hat{\beta}_i & \text{dacă } |\hat{\beta}_i| / \sqrt{\hat{s}_i} \geq \chi_{\alpha/2}^2 \end{cases} \quad (2.19)$$

$$\hat{\beta} = [\hat{\beta}_c^1, \hat{\beta}_c^2, \dots, \hat{\beta}_c^d]$$

Observația 6.

Este natural a se alege pragul de detecție pe baza probabilității de rejecție a ipotezei H_0 cînd H_0 este adevărată. Pentru componentele testului T_2 se poate alege [9]:

$$\text{Prob}(\hat{\beta}_j / \sqrt{\hat{s}_j} > Z_{\alpha/2}) = \alpha \quad (2.20)$$

Valori tipice pentru α sînt 0.05, 0.01 și 0.001 care corespund valorilor 1,96, 2,58 și 3,29 pentru $Z_{\alpha/2}$. Pentru variabila de test T_2 probabilitatea de rejecție a ipotezei H_0 , în cazul în care aceasta este adevărată este dată de relația:

$$\text{Prob}(T_2 > Z_{\alpha/2}) = 1 - (1 - \alpha)^d \quad (2.21)$$

Observația 7.

Cele două teste T_1 și T_2 pot fi comparate prin intermediul regiunilor în care se decide valabilitatea ipotezei H_0 .

Regiunea în care se decide valabilitatea ipotezei H_0 , pentru T_1 , poate fi reprezentată prin următoarea mulțime:

$$M_{\hat{\theta}} = \{ \hat{\theta} : |\hat{\theta}_i| < Z^* \sqrt{\hat{P}_{ii}}, i=1,2,\dots,d \} \quad (2.22)$$

Pentru T_2 se obține următoarea mulțime:

$$M_{\hat{\beta}} = \{ \hat{\beta} : |\hat{\beta}_i| < Z^* \sqrt{\hat{s}_i}, i=1,2,\dots,d \} \quad (2.23)$$

Relația dintre volumele celor două mulțimi este următoarea (demonstrația este dată în [9]).

$$\frac{V(M_{\hat{\theta}})}{V(M_{\hat{\beta}})} = \sqrt{\prod_{i=1}^d \hat{P}_{ii} / \det P} \geq 1 \quad (2.24)$$

egalitatea fiind valabilă pentru P matrice diagonală.

Se poate constata că T_2 este, în general, superior lui T_1 . Aceasta era de așteptat, deoarece T_2 utilizează și informația privind corelația dintre parametrii modelului.

Pe baza celor discutate se poate construi

următoarea schemă de detecție/diagnoză în două etape:

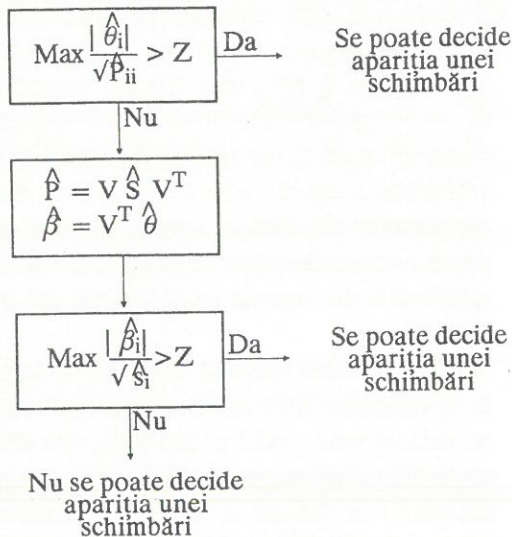


Figura 1. Schema de detecție/diagnoză în două etape

Raționamentul acestei scheme este următorul: primul test este foarte simplu și necesită un efort de calcul redus. În absența detectării unei schimbări se efectuează descompunerea după valori singulare a matricei P și se evaluează variabila de test T_2 .

În ceea ce privește estimarea vectorului parametrilor modelului și a matricei de covarianță a acestora, se poate utiliza o metodă de tipul celor mai mici pătrate, [20]. Ieșirea sistemului poate fi scrisă sub forma:

$$y(t) = \Phi^T(t) \theta + e(t) \quad (2.25)$$

unde

$$\Phi(t) = [-y(t-1), \dots, -y(t-na), u(t-k-1), \dots, u(t-k-nb)]^T$$

$$\theta = [a_1, a_2, \dots, a_{na}, b_1, b_2, \dots, b_{nb}]^T$$

iar k reprezintă timpul mort al sistemului în perioade de eșantionare.

Soluția problemei celor mai mici pătrate este dată de

$$\hat{\theta} = \left[\sum_{t=1}^N \Phi(t) \Phi(t)^T \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^N \Phi(t) y(t) \right] \quad (2.26)$$

iar valoarea asimptotică a matricei de covarianță a parametrilor modelului $\hat{\theta}$ este:

$$\hat{P} = \frac{1}{N} \hat{\sigma}^2 \left[E(\Phi \Phi^T) \right]^{-1} \quad (2.27)$$

unde σ^2 reprezintă estimarea dispersiei zgomotului $e(t)$ și se poate determina cu relația:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \left[y(t) - \hat{\theta}^T \Phi(t) \right]^2 \quad (2.28)$$

3. Metode de detecție în domeniul frecvență

3.1 Preliminarii

Toate schemele de detecție, prezentate în secțiunea anterioară, se bazează pe ipoteza că sistemul a cărui dinamică se analizează poate fi descris exact printr-un model finit dimensional, liniar. Aceasta implică faptul că, schimbări mici, arbitrare, în dinamica sistemului pot fi detectate numai pentru un număr suficient de mare de date. În practică, însă, sistemul real care urmează a fi identificat este de regulă mult mai complex decât unul caracterizat printr-un model parametric finit dimensional. Acest model poate conduce la o comportare de slabă calitate a schemelor de detecție/diagnoză, deoarece algoritmi nu pot face distincție între efectele datorate variațiilor condițiilor experimentale și cele datorate schimbărilor apărute în dinamica sistemului, [21]. Utilizarea unor margini de eroare, alese a priori, pentru dinamica nemodelată a sistemului, în [22] este capabilă a reduce aceste efecte nedorite. Metoda propusă pare a lucra bine în cazul unor exemple simple și în condițiile absenței zgomotului, dar nu rezultă clar cum se aleg aceste margini de eroare în situații mai complexe.

Ideea de bază din cadrul abordării, care face obiectul acestei secțiuni constă în faptul că, un sistem liniar finit dimensional stabil poate fi arbitrar de bine aproximat printr-un model finit dimensional de ordin ridicat. Restrângând domeniul de frecvență de interes, ordinul acestui model poate fi redus. Efectele care apar datorită nemodelării unei părți a dinamicii se reduc pe măsură ce ordinul modelului crește, dar din păcate în această situație, dispersia estimațiilor va crește. Cu toate acestea este posibil a se obține modele analitice simple pentru aceste efecte, care pot fi luate în considerare în schemele de detecție/diagnoză.

O altă problemă care se pune este cea a persistenței excitației. Semnalul de intrare trebuie să fie suficient de bogat în frecvențe pentru a excita sistemul în mod corespunzător. Acest lucru poate fi garantat prin impunerea unei anumite funcții de densitate spectrală semnalului de intrare.

Fie următorul sistem liniar invariant stabil cu zgomot aditiv:

$$y(t) = G_0(q)u(t) + v(t) \quad (3.1)$$

Funcția de transfer a sistemului este

$$G_0(q) = \sum_{k=1}^{\infty} g_0(k)q^{-k} \quad (3.2)$$

unde q^{-1} este operatorul de întârziere, $q^{-1}u(t) = u(t-1)$.

Vom presupune că secvența de intrare este cvasi-staționară, adică există următoarele limite:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N u(t) = 0 \quad (3.3)$$

$$R_u(\tau) = \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{1}{N} \sum_{t=\tau+1}^N u(t)u(t-\tau) \quad (3.4)$$

Funcția de densitate spectrală a semnalului de intrare se definește ca fiind:

$$\Phi_u(e^{i\omega}) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} R_u(\tau)e^{-i\omega\tau} \quad (3.5)$$

Termenul $\{v(t)\}$ reprezintă componenta ieșirii care nu poate fi explicată ca fiind cauzată de semnalul de intrare (aceasta implică experimente în bucla deschisă) și se presupune a fi un proces staționar de medie nulă cu funcția de covarianță:

$$R_v(\tau) = E[v(t)v(t-\tau)] \quad (3.6)$$

și funcția de densitate spectrală:

$$\Phi^o(e^{i\omega}) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} R_v(\tau)e^{-i\omega\tau} \quad (3.7)$$

Vom presupune că termenul perturbator are următoarea reprezentare spectrală:

$$v(t) = \sum_{k=0}^{\infty} h^o(k)e(t-k) \quad h^o(0) = 1 \quad (3.8)$$

unde $\{e(t)\}$ este o secvență de variabile aleatoare de medie nulă și dispersie σ_0^2 , adică:

$$\Phi^o(e^{i\omega}) = \frac{\sigma_0^2}{2\pi} |H^o(e^{i\omega})|^2 \quad (3.9)$$

$$H^o(q) = 1 + \sum_{k=1}^{\infty} h^o(k)q^{-k} \quad (3.10)$$

Fie $\hat{\theta}_1$ și $\hat{\theta}_2$ estimările parametrilor modelului, determinate pe baza datelor obținute în două experimente de identificare, I_1 și I_2 , și a unei structuri de model de forma:

$$y(t) = G(q,\theta)u(t) + H(q,\theta)e(t) \quad (3.11)$$

Problema se pune ca și în cazul Secțiunii 2 de a decide între următoarele ipoteze:

H_0 : Estimările $\hat{\theta}_1$ și $\hat{\theta}_2$ se referă la același sistem.

H_1 : H_0 nu este adevărată.

Acest lucru se poate face pe baza proprietăților statistice ale estimărilor $\hat{\theta}_1$ și $\hat{\theta}_2$.

În legătură cu procedurile de test prezentate în secțiunile anterioare, se ridică următoarele probleme de natură practică:

1. când sistemul real are o structură mai complicată decât structura modelului finit dimensional, vectorul parametrilor estimați $\hat{\theta}_1$ va converge, totuși, către o valoare care depinde de condițiile

experimentale. Estimarea matricei de covarianță va fi mult mai mult afectată de acest lucru. Dacă condițiile experimentale din cadrul celor două experimente, I_1 și I_2 , sînt diferite, vectorul diferență $\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2$ nu va fi de medie nulă, iar testele prezentate în cadrul Secțiunii 2 vor conduce la rezultate eronate. Menționăm, totuși, că acestea pot fi utilizate dacă condițiile experimentale sînt identice. Acesta poate fi, de exemplu, cazul în care se utilizează același semnal de intrare în ambele experimente, iar raportul semnal/zgomot are o valoare ridicată;

2. dacă $\hat{\theta}$ reprezintă vectorul parametrilor unui model de tip cutie neagră (cel mai frecvent, aceștia reprezintă coeficienții unui model polinomial), este dificil a se obține informații asupra modului în care comportarea sistemului se reflectă în variațiile parametrilor $\hat{\theta}$. Alegeri foarte diferite ale lui $\hat{\theta}$ pot furniza bune aproximații ale dinamicii sistemului, dar se pot dovedi neadecvate în rezolvarea unei probleme de detecție/diagnoză.

Comportarea unui sistem poate fi, de asemenea, descrisă prin răspunsul său în frecvență. Domeniul frecvență reprezintă, de altfel, și un spațiu foarte natural pentru proiectarea sistemelor de conducere robusta. Problema detecției/diagnozei schimbărilor în sistemele dinamice poate fi, de asemenea, rezolvată în acest domeniu, rezultînd statistici de test robuste. După cum este cunoscut, o mulțime de probleme care apar în identificarea și estimarea parametrilor sistemelor se datorează neunicității modelului. Această problemă este evitată în acest caz, răspunsul în frecvență fiind unic.

În practică, variațiile comportării sistemului în domeniul frecvențelor înalte sînt, adesea, fără importanță. În consecință, variabilele de test ar trebui alese astfel încît să fie insensibile la astfel de variații și să aibă variații sensibile în domeniul frecvențelor de interes.

3.2 Statistici de test în domeniul frecvență

Considerăm următoarea structură de model de ordin n :

$$y(t) = \frac{B(q^{-1})}{A(q^{-1})} u(t) + \frac{C(q^{-1})}{D(q^{-1})} e(t) \quad (3.12)$$

cu $\{e(t)\}$ o secvență de tip zgomot alb de medie nulă și dispersie σ^2 . Evident, legătura dintre (3.12) și (3.11) este următoarea:

$$G(q^{-1}, \theta) = \frac{B(q^{-1})}{A(q^{-1})} \quad (3.13a)$$

$$H(q^{-1}, \theta) = \frac{C(q^{-1})}{D(q^{-1})} \quad (3.13b)$$

Fie acum următoarele matrice:

$$\bar{G} = \begin{bmatrix} \text{Re} \left[G(e^{i\omega_1}, \theta_1) - G(e^{i\omega_1}, \theta) \right] \\ \text{Im} \left[G(e^{i\omega_1}, \theta_1) - G(e^{i\omega_1}, \theta) \right] \\ \vdots \\ \text{Re} \left[G(e^{i\omega_1}, \theta_1) - G(e^{i\omega_1}, \theta) \right] \\ \text{Im} \left[G(e^{i\omega_1}, \theta_1) - G(e^{i\omega_1}, \theta) \right] \end{bmatrix}_{\theta = \theta^*} \quad (3.14)$$

unde $[\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_1]$ sînt l ($1 \leq n$) frecvențe date și

$$D = \begin{bmatrix} \text{Re} \left[\frac{\partial}{\partial \theta} G(e^{i\omega_1}, \theta) \right] \\ \text{Im} \left[\frac{\partial}{\partial \theta} G(e^{i\omega_1}, \theta) \right] \\ \vdots \\ \text{Re} \left[\frac{\partial}{\partial \theta} G(e^{i\omega_1}, \theta) \right] \\ \text{Im} \left[\frac{\partial}{\partial \theta} G(e^{i\omega_1}, \theta) \right] \end{bmatrix}_{\theta = \theta^*} \quad (3.15)$$

θ^* reprezintă vectorul parametrilor reali.

În cazul unei bune urmăririi de către model a dinamicii sistemului, \bar{G} va avea o funcție de repartiție asimptotică normală cu matricea de covarianță DPD^T/N , [19].

Fiind date acum două estimări ale parametrilor modelului $\hat{\theta}_1$ și $\hat{\theta}_2$, se definește următoarea matrice:

$$\tilde{G} = \begin{bmatrix} \text{Re} \left[G(e^{i\omega_1}, \hat{\theta}_1) - G(e^{i\omega_1}, \hat{\theta}_2) \right] \\ \text{Im} \left[G(e^{i\omega_1}, \hat{\theta}_1) - G(e^{i\omega_1}, \hat{\theta}_2) \right] \\ \vdots \\ \text{Re} \left[G(e^{i\omega_1}, \hat{\theta}_1) - G(e^{i\omega_1}, \hat{\theta}_2) \right] \\ \text{Im} \left[G(e^{i\omega_1}, \hat{\theta}_1) - G(e^{i\omega_1}, \hat{\theta}_2) \right] \end{bmatrix} \quad (3.16)$$

În condițiile ipotezei H_0 , \tilde{G} va avea o funcție de repartiție normală de medie nulă și matrice de covarianță $\text{D}\hat{\text{P}}\text{D}^T$ unde \hat{P} este data de (2.7b). Prin urmare, se poate defini următoarea variabilă de test în domeniul frecvență:

$$T_4 = \tilde{G}^T (\text{D}\hat{\text{P}}\text{D}^T)^{-1} \tilde{G} \quad (3.17)$$

care are o funcție de repartiție χ^2 cu $2l$ grade de libertate. În consecință se poate aplica un test standard χ^2 pentru a se verifica valabilitatea ipotezei H_0 .

Această simplă translație în domeniul frecvență a problemei detecției schimbărilor în parametrii unui model parametric nu aduce elemente noi, față de cele prezentate în Secțiunea 2: structura modelului este presupusă aceeași cu structura sistemului. Această limitare este însă depășită de noile variabile de test, introduse în [10]:

$$T_5 = \sum_{k=1}^l \left| G(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_1) - G(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_2) \right|^2 / \left[\frac{n_1}{N_1} \frac{\hat{\Phi}_v^1(e^{i\omega_k})}{\hat{\Phi}_u^1(e^{i\omega_k})} + \frac{n_2}{N_2} \frac{\hat{\Phi}_v^2(e^{i\omega_k})}{\hat{\Phi}_u^2(e^{i\omega_k})} \right] \quad (3.18)$$

unde n_1 și n_2 reprezintă ordinele modelelor pentru primul și respectiv al doilea segment de date, iar $1 \leq \min(n_1, n_2)$. $\hat{\Phi}_v^1(e^{i\omega_k})$ și $\hat{\Phi}_v^2(e^{i\omega_k})$ reprezintă estimări ale funcției de densitate spectrală ale zgomotului pentru respectivul experiment. Aceste funcții pot fi cunoscute a priori, sau pot fi estimate, folosind de exemplu transformata Fourier rapidă sau reprezentarea parametrică a zgomotului (filtrul $H(q, \theta)$).

Variabila de test T_5 are o funcție de repartiție χ^2 cu $2l$ grade de libertate, [10].

Operația de normalizare din (3.18) are mai multe semnificații, din punct de vedere practic. Frecvențele pentru care raportul semnal/zgomot este redus aduc o contribuție mică la valoarea variabilei de test. Dacă $G(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_1)$ și $G(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_2)$ diferă mult, pentru o valoare a frecvenței la care și raportul semnal/zgomot este ridicat în ambele experimente, putem fi aproape siguri că în dinamica sistemului a avut loc o schimbare. Acest lucru este reflectat și în variabila de test T_5 .

De asemenea, se poate observa faptul că, în cele două experimente, sînt permise ordine diferite ale modelului, întrucît numărul de date utilizate poate fi diferit.

Frecvențele $\{\omega_k\}$ urmează a fi alese din următoarele considerente:

1. setul $\{\omega_k\}$ reprezintă acel domeniu de frecvență în care sîntem interesați să detectăm o eventuală schimbare în dinamica sistemului; în consecință, efectele specifice dinamicii sistemului în înaltă frecvență pot fi evitate alegînd $\omega_k \in [0, \omega_k]$.

2. raportul semnal/zgomot trebuie să fie mare pentru toate valorile frecvențelor $\{\omega_k\}$; acest lucru conduce la creșterea probabilității de detecție a schimbărilor în dinamica sistemului.

O altă variabilă de test pentru detecția schimbărilor în domeniul frecvență se definește astfel:

$$T_6 = \max_k \left| G(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_1) - G(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_2) \right| / \left[\frac{n_1}{N_1} \frac{\hat{\Phi}_v^1(e^{i\omega_k})}{\hat{\Phi}_u^1(e^{i\omega_k})} + \frac{n_2}{N_2} \frac{\hat{\Phi}_v^2(e^{i\omega_k})}{\hat{\Phi}_u^2(e^{i\omega_k})} \right]^{1/2} \quad (3.19)$$

Rezultatele prezentate anterior pot fi generalizate pentru modele de tip cutie neagră generale, care includ, de exemplu, modelele ARX de ordin ridicat. Principala ipoteză necesară este că modelele au o anumită structură de deplasare, ipoteza satisfăcută de modelele de tip polinomial.

Vom defini, în continuare, două noi variabile de test în domeniul frecvență, de largă aplicabilitate practică:

$$T_7 = \sum_{k=1}^l \left| E(\omega_k) \right|^2 + \left| F(\omega_k) \right|^2 \quad (3.20)$$

și

$$T_8 = \max_k \left[\left| E(\omega_k) \right|, \left| F(\omega_k) \right| \right] \quad (3.21)$$

unde

$$E(\omega_k) = \left[G(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_1) - G(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_2) \right] / \left[\frac{n_1}{N_1} \frac{\hat{\Phi}_v^1(e^{i\omega_k})}{\hat{\Phi}_u^1(e^{i\omega_k})} + \frac{n_2}{N_2} \frac{\hat{\Phi}_v^2(e^{i\omega_k})}{\hat{\Phi}_u^2(e^{i\omega_k})} \right]^{1/2} \quad (3.22)$$

$$F(\omega_k) = \left[H(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_1) - H(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_2) \right] / \left[\frac{n_1}{N_1} \left| H(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_1) \right|^2 + \frac{n_2}{N_2} \left| H(e^{i\omega_k}, \hat{\theta}_2) \right|^2 \right]^{1/2} \quad (3.23)$$

Observînd că în condițiile ipotezei H_0 , $E(\omega_k)$ și $F(\omega_k)$ ($k = 1, \dots, l$) au asociate o funcție de repartiție complexă $N_c(0,1)$, variabila de test T_7 va avea o funcție de repartiție χ^2 cu 4l grade de libertate.

Variabilele de test în domeniul frecvență, prezentate în cadrul acestei secțiuni, se bazează pe rezultatele obținute de Ljung, [19], privind estimarea parametrilor modelelor de tip cutie neagră de ordin ridicat. Aceste variabile de test prezintă interes din punct de vedere practic, ele depinzînd de funcțiile de densitate spectrală ale intrării și zgomotului într-un mod destul de transparent.

O caracteristică de interes a metodelor de detecție, bazate pe aceste variabile de test, o constituie faptul că ele furnizează și o indicație asupra spectrului de frecvențe în care a avut loc schimbarea. Această informație poate fi utilizată în scopuri de diagnoză.

De asemenea, cele prezentate au o aplicabilitate directă în problemele de validare a modelelor, [19].

4. Aplicație

În cadrul acestei secțiuni se prezintă succint o aplicație privind detecția schimbărilor în modul principal vibrație al unei structuri supuse unei mișcări seismice puternice, [24]. Această problemă este rezolvată utilizînd o altă abordare în [25], care face uz de o metodă de detecție a schimbărilor în semnale, [23].

Structura reprezintă o clădire cu 10 etaje și parter a cărei dinamică a fost investigată utilizînd componente transversale ale accelerațiilor înregistrate la baza clădirii și la ultimul etaj, în timpul cutremurului de pămînt din Vrancea, august 1986. Cele două semnale au fost eșantionate cu perioada DT de 0.02 secunde și sînt reprezentate în Fig. 2 și respectiv în Fig. 3. Spectrele celor două semnale sînt reprezentate în Fig. 4 și în Fig. 5. Caracteristica amplitudine-frecvență a sistemului investigat, reprezentată în Fig. 6, a fost determinată pe baza celor două spectre Fourier și este tipică unei funcții de transfer avînd o caracteristică amplitudine-frecvență cu un vîrf dominant, corespunzător modului fundamental de vibrație al structurii. Din aceeași caracteristică rezultă de asemenea, că modurile superioare de vibrație ale structurii sînt situate aproximativ după frecvența de 3 Hz

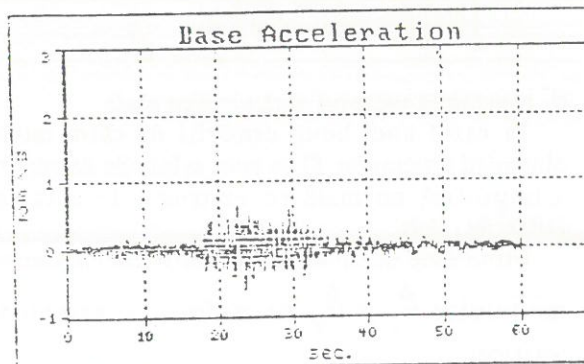


Figura 2. Componenta transversală a accelerației seismice înregistrată la baza structurii

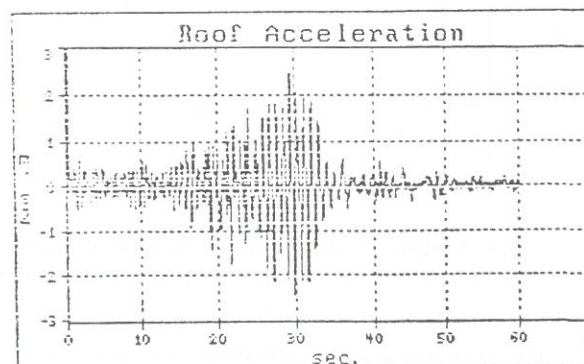


Figura 3. Componenta transversală a accelerației seismice înregistrată la partea superioară a structurii

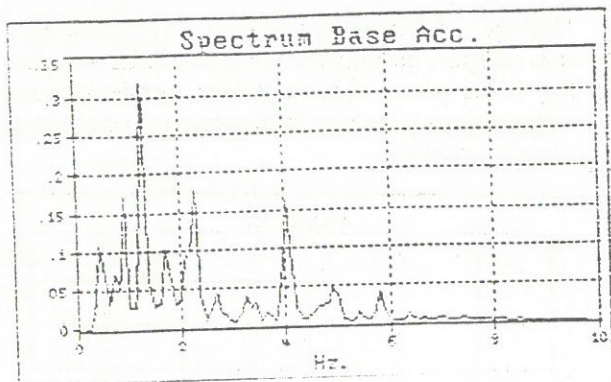


Figura 4. Spectrul Fourier al accelerației înregistrate la baza structurii

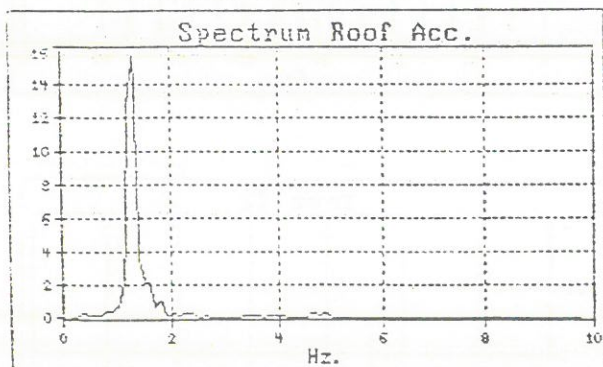


Figura 5. Spectrul Fourier al accelerației înregistrate la partea superioară a structurii

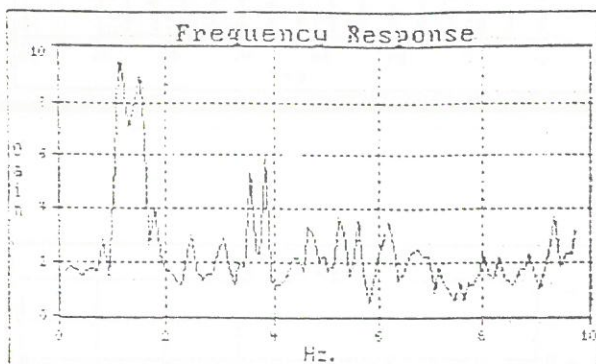


Figura 6. Caracteristica amplitudine-frecvență a sistemului pe direcția transversală

Deoarece sistemul în studiu este un sistem cu mai multe grade de libertate, în continuare se va analiza numai o aproximare a răspunsului structurii, corespunzător modului fundamental dominant, presupunând că factorul de participare al acestuia nu este mult diferit de valoarea unitate. Din acest motiv cele două semnale au fost filtrate cu un filtru Butterworth sinus trece jos cu frecvența de tăiere de 3 Hz. Semnalele rezultate reprezintă intrarea și ieșirea unui sistem cu un singur grad de libertate și vor fi utilizate în scopul detecției schimbărilor în dinamica acestuia, utilizând metodele prezentate în Secțiunea 2. Sistemul aproximat printr-un oscilator amortizat, cu un singur grad

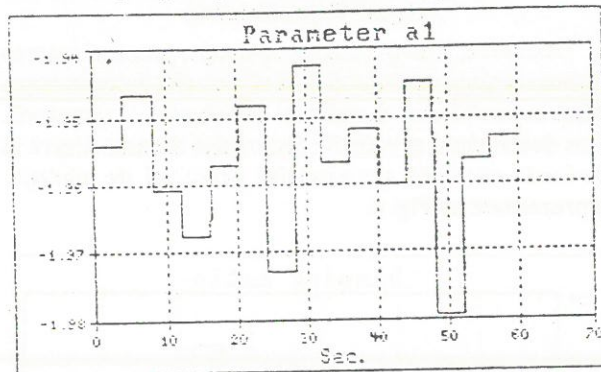
de libertate, va avea o funcție de transfer de forma:

$$G(s) = \frac{K \omega_0^2}{s^2 + 2\xi \omega_0 s + \omega_0^2} \quad (4.1)$$

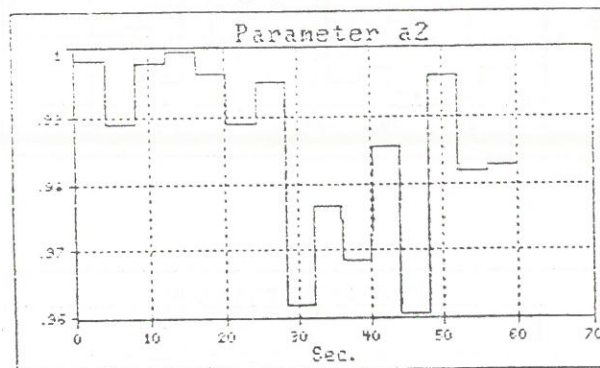
sau, în cazul discret:

$$G(q^{-1}) = q^{-1} \frac{b_1 + b_2 q^{-1}}{1 + a_1 q^{-1} + a_2 q^{-2}} \quad (4.2)$$

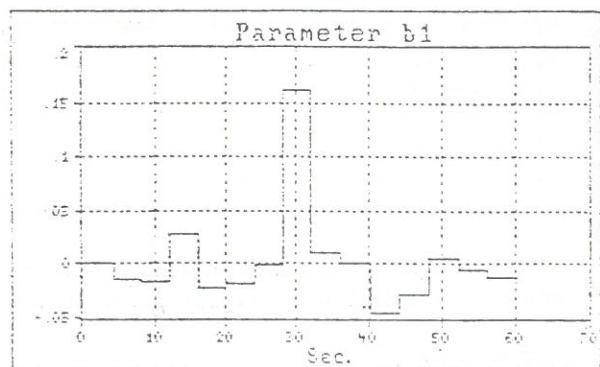
Parametrii modelului și matricea de covarianță a acestora au fost determinați cu metoda celor mai mici pătrate, pentru seturi de date de 200 de valori. Evoluția în timp a parametrilor modelului \hat{a}_1 , \hat{a}_2 , \hat{b}_1 , \hat{b}_2 este dată în Fig. 7 și se poate observa variația acestora.



(a)

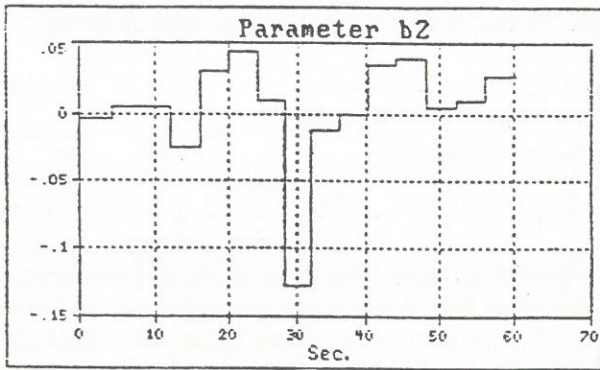


(b)



(c)

Figura 7. Evoluția în timp a parametrilor modelului



(d)

Figura 7 (continuare)

Deoarece, într-o astfel de aplicație, prezintă interes estimarea unor parametri care să permită interpretarea fizică a posibilelor modificări ale dinamicii structurii, s-au determinat și valorile factorului de amortizare și perioada naturală ale modului principal de vibrație, reprezentate în Fig. 8.

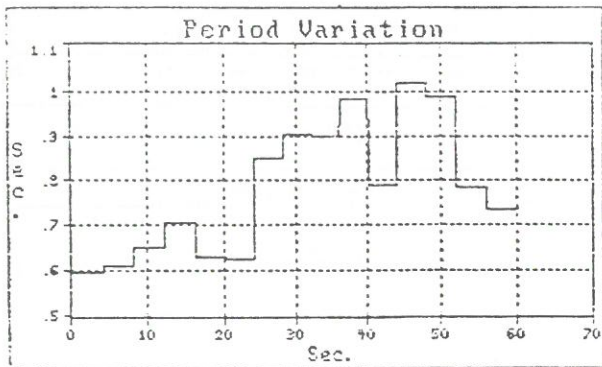
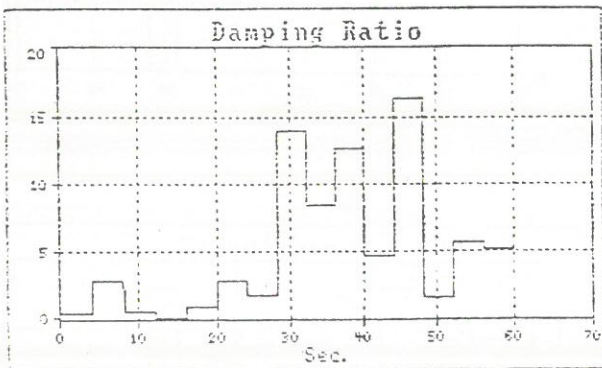


Figura 8. Evoluția în timp a factorului de amortizare și a perioadei naturale ale modului principal de vibrație

$$\omega_0 \xi = -\ln(a_2)/2DT$$

$$\omega_0 \sqrt{1-\xi^2} = 1/DT \cos^{-1}(-a_1/2\sqrt{a_2})$$

$$\omega_n = \omega_0 \sqrt{1-\xi^2}$$

$$T_n = 2\pi/\omega_n$$

Valorile variabilelor de test T_1, T_2, T_3 determinate pe baza relațiilor prezentate în Secțiunea 2.2 sînt date în Fig. 9. Se poate observa o corespondență între evoluția acestora și variația factorului de amortizare și a perioadei naturale.

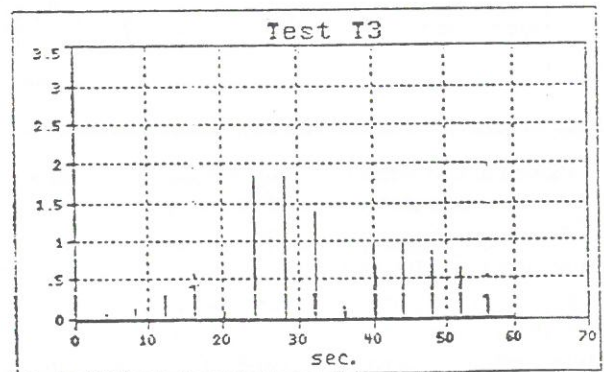
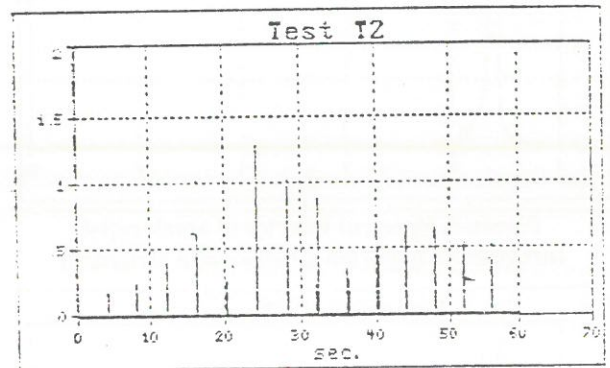
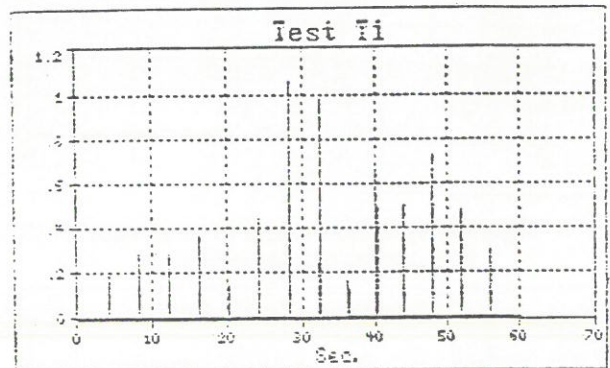


Figura 9. Evoluția variabilelor de test pe direcția transversală

5. Concluzii

Lucrarea face o prezentare succintă a citorva metode de detecție a schimbărilor în dinamica

sistemelor monovariabile, bazată pe utilizarea modelelor intrare-ieșire și pe evaluarea în domeniul timp și frecvență a unor statistici de test. Se prezintă, de asemenea, și o aplicație privind detecția schimbărilor în modul principal de vibrație al unei structuri supusă unei mișcări seismice puternice.

Metodele prezentate au fost selectate prin prisma robusteții și posibilităților de utilizare în cadrul unor aplicații concrete.

Așa cum s-a arătat și în cadrul primei secțiuni a lucrării, problema cheie în toate metodele și tehnicile de detecție a schimbărilor în dinamica unui sistem constă în modelarea modului în care aceste schimbări afectează semnalele observate. Dificultatea principală, care apare în această problemă, provine din faptul că semnalele observate cumulează, atât efectul schimbării efective a dinamicii sistemului, cât și efectul condițiilor experimentale, fiind foarte dificil a se face distincție între aceste efecte. Problema poate fi parțial rezolvată în cazul utilizării unor modele teoretice, [13], unde apar în mod distinct cele două efecte.

Alegerea unei metode pentru a fi utilizată în cadrul unei aplicații concrete depinde în mare măsură de aplicație, selecția urmînd a fi făcută în ideea realizării unui compromis între complexitate și eficiență. Realizarea unei aplicații impune o analiză atentă a sistemului, a tipurilor de schimbări care se pot produce în dinamica acestuia, a modului în care structura de model utilizată se regăsește în structura procesului real, dar și a complexității și performanțelor algoritmului de detecție, a compromisului pe care acesta îl realizează între alarmele false, nedetectarea schimbărilor și întârzierile în detectarea lor, precum și a robusteții algoritmului în raport cu erorile de modelare.

Menționăm că în ceea ce privește ultima problemă, alegerea tipului de model care urmează a fi utilizat în scopuri de detecție, în situații reale, reprezintă o sarcină dificilă. Se poate afirma, totuși, ca utilizarea unor modele simple care includ posibilitatea apariției unor schimbări ce provoacă modificări de tip liniar asupra parametrilor modelului reprezintă o abordare de succes, iar utilizarea unor filtre ale căror proprietăți nu sunt degradate prea mult prin subestimarea ordinului modelului apare ca necesară. Statisticile de test în domeniul frecvență prezentate în cadrul Secțiunii 3 reprezintă soluții adecvate pentru obținerea unor algoritmi de detecție robusți.

Bibliografie

1. MIRONOVSKI, L. A.: Functional diagnosis of dynamic systems. A survey. In: Automation and Remote Control, vol. 41, 1980.
2. BASSEVILLE, M., ESPIAU, B., GASNIER, J.: Edge detection using sequential methods for change in level - Part I: A sequential edge detection

algorithm. In: IEEE Trans. on A.S.S.P., Vol. ASSP-29, Nr.1, 1981.

3. BASSEVILLE, M.: Edge detection using sequential methods for change in level - Part II: Sequential detection of change in mean. In: IEEE Trans. on A.S.S.P. Vol. ASSP-29, Nr. 1, 1981.
4. BASSEVILLE, M.: Contribution à la detection séquentielle de ruptures de modèles statistiques. In: Thèse d'Etat, Univ. Rennes I, 1982
5. WILLSKY, A. S., A survey of design methods for failure detection in dynamic systems. In: Automatica, Vol.12, 1976.
6. DECKERT, J.C., DESAI, M.N., DEYST, J.J., WILLSKY, A.S.: F8 DFBW Sensor Failure Identification using Analytic Redundancy. In: IEEE Trans. on AC Vol. AC-22, Nr.5, 1977.
7. WILLSKY, A.S., JONES H.L.: A generalized likelihood ratio approach to the detection and estimation of jumps in linear systems. In: IEEE Trans. on A.C., Vol AC-21, Nr.1, 1976.
8. KUMAMARU, K., SÖDERSTROM, T., SAGARA, S., YANAGIDA, H.: Fault detection of dynamical systems based on model discrimination approach. In: Technical Report UPTEC 84123R, Institute of Technology, Uppsala University, 1984..
9. CARLSSON, B.: Fault detection and diagnosis with application to aircraft gas turbines. In: Tehnical Report EE 8835, Department of Electrical and Computer Engineering, University of Newcastle, Australia, 1988.
10. WAHLBERG, B.: Robust frequency domain fault detection/diagnosis. In: Technical Report EE/CICS 8902, Department of Electrical Engineering and Computer Science, University of Newcastle, Australia, 1989.
11. ZHANG, C., GOODWIN, G.C., DE SOUZA, C.E.: A survey of failure detection methods. In: Technical Report EE8730, University of Newcastle, Australia, 1987.
12. BASSEVILLE, M.: Detection of changes in signals and systems. In: Proc. 2nd IFAC Workshop on Adaptive System in Control and Signal Processing, Lund, 1986.
13. ISERMANN, R.: Process fault detection based on modelling and estimation methods - A survey, Automatica, vol. 20, 1984.
14. NOLD, S., ISERMANN, R. : Identifiability of process coefficients for technical failure diagnosis. In: Proc. of 25th CDC, Athens, 1986.
15. CHOW, E.Y., WILLSKY A.S.: Analytical redundancy and the design of robust failure detection systems. In: IEEE Trans Aut. Control, vol. AC-29, pp. 603-614, 1984.
16. BENVENISTE, A., BASSEVILLE, M., MOUSTAKIDES, G.: The asymptotic local approach to change detection and model validation. In: IEEE Tran. Autom. Control, vol. AC-32, 1987.
17. TUGNAIT, J.K.: Detection and estimation for

- abruptly changing systems. In: Proc. 20th IEEE Conf. on Decision and Control, San Diego, California, 1981.
18. SMED, T., CARLSSON B.: Fault detection & diagnosis applied to gas turbines. In: Technical Report EE8819, Department of Electrical Engineering, University of Newcastle, Australia, 1988.
 19. LJUNG, L.: System Identification Theory for the User, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1987.
 20. SÖDERSTROM, T., STOICA P.: System Identification, Prentice Hall, Englewood Cliffs, 1989.
 21. WAHLBERG, B., LJUNG, L.: Design variables for bias distribution in transfer function estimation. In: IEEE Tran. on Automatic Control, vol. AC-31, pp. 134-144., 1986.
 22. CARLSSON, B., SALGADO, M., GOODWIN G.,
A new method for fault detection and diagnosis. In:
Technical Report EE 8842, Department of
Electrical and Computer Engineering,
University of Newcastle, Australia, 1988.
 23. POPESCU, TH., DEMETRIU S.: Analysis and
simulation of strong earthquake ground motions
using ARMA models. In: Automatica IFAC, Vol.
26, No. 4, 1990.
 24. POPESCU, TH., DEMETRIU, S.: Change
detection and diagnosis with application to
structural systems. In: Preprints 9th
IFAC/IFORS Symposium on Identification and
System Parameter Estimation, Budapest, July
1991.
 25. POPESCU, TH.: Change detection in dynamic
properties of structural systems using AR models.
In: Proc. 24th ISCIE Symp. on Stochastic System
Theory and Its Applications, Kyoto, November
1992.