KYBERNETIKA ČÍSLO 4, ROČNÍK 6/1970

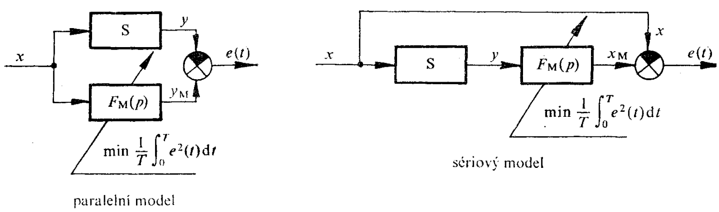
Korelační metoda pro odhad koeficientů přenosu lineární dynamické soustavy

ROMAN MIKOLÁŠ

V článku je popsána metoda na určení odhadů koeficientů přenosu lineární dynamické soustavy s konstantními koeficienty pomocí odhadů korelačních funkcí a jsou uvedeny statistické vlastnosti těchto odhadů.

ÚVOD

Jedním z prvních kroků návrhu účinné regulace dynamické soustavy S je určení vhodného modelu této soustavy, který by jednoduše, ale ve smyslu některého kritéria dostatečně přesně, popsal její chování. Nejčastěji je hledán lineární model na základě



Obr. 1.

změřených signálů, které mohou být deterministické (často speciálního tvaru) nebo stochastické.

V případě stochastických signálů lze použít metodu nastavitelného paralelního [1] nebo sériového [2] modelu (obr. 1), která poskytne přímo koeficienty přenosu $F_M(p)$ lineárního modelu, nebo metody statistické dynamiky [3, 4], které vedou k určení průběhu impulsní respektive frekvenční charakteristiky modelu.

Metody užívající nastavitelný model jsou poměrně zdlouhavé a vyžadují obvykle speciální zařízení. V případě již určené impulsní respektive frekvenční charakteristiky metodami statistické dynamiky bývá zase často třeba určit konkrétní tvar přenosu $F_M(p)$ a je tedy nutno charakteristiku dále aproximovat kombinací exponenciálních funkcí respektive racionální lomenou funkcí.

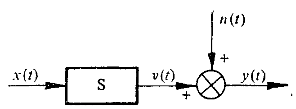
Byla tedy odvozena korelační metoda, která umožňuje určit přímo koeficienty přenosu modelu $F_M(p)$. Vzniku této metody napomohla existence speciálního korelátoru MUSA 6, avšak její užití lze rozšířit na kterýkoliv dostatečně výkonný číslicový počítač.

ODVOZENÍ METODY

Budiž S lineární stabilní soustava s konstantními koeficienty, jejíž přenos je dán výrazem

$$F_S(p) = \frac{1 + \sum_{i=1}^{m} b_i p^i}{\sum_{i=0}^{n} a_i p^i}\,, \quad n > m\,, \quad a_i \neq 0 \quad \text{pro} \quad i = 0, 1, \ldots, n\,. \tag{1}$$

Na vstup soustavy (obr. 2) nechť je přiveden signál $x(t)$ ve tvaru realizace stacionár-



Obr. 2.

ního, středně-kvadraticky spojitého, hilbertovského náhodného procesu $\{x(t)\}$ [5], a na výstupu nechť lze měřit signál $y(t)$, který je dán součtem

$$y(t) = v(t) + n(t) \tag{2}$$

reakce soustavy $v(t)$ na vstupní signál $x(t)$ a šumu $n(t)$ ve tvaru realizace stacionárního, hilbertovského náhodného procesu $\{n(t)\}$, který je navzájem stacionární s procesem $\{x(t)\}$ a na něm nezávislý. Předpokládejme, že je proces $\{x(t)\}$ resp. $\{n(t)\}$ m-krát resp. n-krát středně-kvadraticky diferencovatelný (jak dále uvidíme, není tento předpoklad omezením pro praktické použití). Potom s přihlédnutím k (1), lze psát pro signál $v(t)$

$$\sum_{i=0}^{n} a_i\, v^{(i)}(t) - \sum_{i=1}^{m} b_i\, x^{(i)}(t) - x(t) = 0\,, \tag{3}$$

přičemž středněkvadratická diferencovatelnost procesu $\{v(t)\}$ do n-tého řádu je předpoklady zaručena [5, str. 279].

Dosazením rovnice (2) do (3) obdržíme vztah mezi měřenými signály $x(t)$ a $y(t)$ a šumem $n(t)$

$$(4)\qquad \sum_{i=0}^{n} a_i\, y^{(i)}(t) - \sum_{i=1}^{m} b_i\, x^{(i)}(t) - x(t) = \sum_{i=0}^{n} a_i\, n^{(i)}(t)\,.$$

Kombinace derivací šumu $n(t)$ na pravé straně (4) je opět realizací procesu nezávislého na vstupním procesu $\{x(t)\}$. Označme ji jako $d(t)$

$$(5)\qquad d(t) = \sum_{i=0}^{n} a_i\, n^{(i)}(t)\,.$$

Označme střední hodnotu procesu $\{x(t)\}$ znakem $M\{x(t)\}$

Vzájemná korelační funkce mezi procesy $\{x(t)\}$ a $\{d(t)\}$ je definována vztahem

$$(6)\qquad K_{xd}(\tau) = M\{[x(t) - M\{x(t)\}]\,[d(t+\tau) - M\{d(t+\tau)\}]\}\,.$$

Uvažme, že signál $d(t)$ lze nahradit levou stranou (4), pak pro střední hodnotu $\{d(t)\}$ platí obdobný vztah

$$(7)\qquad M\{d(t)\} = \sum_{i=0}^{n} a_i\, M\{y^{(i)}(t)\} - \sum_{i=1}^{m} b_i\, M\{x^{(i)}(t)\} - M\{x(t)\}\,.$$

Potom lze pro korelační funkci $K_{xd}(\tau)$ psát

$$(8)\qquad K_{xd}(\tau) = \sum_{i=0}^{n} a_i\, K_{xy^{(i)}}(\tau) - \sum_{i=1}^{m} b_i\, K_{xx^{(i)}}(\tau) - K_{xx}(\tau)\,.$$

Poněvadž procesy $\{x(t)\}$ a $\{d(t)\}$ jsou nezávislé, bude platit

$$(9)\qquad K_{xd}(\tau) = 0\,.$$

Proveďme nyní formální změny v označení definované vztahy:

$$K_0(\tau) = K_{xx}(\tau)\,,$$

$$(10)\quad K_l(\tau) = \begin{cases} K_{xy^{(l-1)}}(\tau) \\ -K_{xx^{(l-n-1)}}(\tau) \end{cases};\quad \lambda_l = \begin{cases} a_{l-1} & \text{pro } l = 1, 2, \ldots, n+1\,, \\ b_{l-n-1} & \text{pro } l = n+2, \ldots, n+m+1\,. \end{cases}$$

Rovnice (8) tak dostane konečný tvar s přihlédnutím k (9)

$$(11)\qquad \sum_{l=1}^{m+n+1} \lambda_l\, K_l(\tau) = K_0(\tau)\,.$$

Pro případ identifikace lineární soustavy S předpokládáme, že jsou známy korelační funkce $K_l(\tau)$ pro $l = 0, 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1$. Úkolem je nalezení lineárního

$$(11a) \qquad F_M(p) = \frac{1 + \sum_{i=1}^{\bar{m}} \bar{b}_i p^i}{\sum_{i=0}^{\bar{n}} \bar{a}_i p^i}\,; \quad \bar{m} < \bar{n}\,, \quad \bar{a}_i \neq 0 \quad \text{pro} \quad i = 0, 1, \ldots, \bar{n}\,,$$

kde $\bar{m}$ resp. $\bar{n}$ jsou předpokládané řády čitatele resp. jmenovatele přenosu soustavy a $\bar{a}_i$ resp. $\bar{b}_i$ odhady skutečných koeficientů a_i resp. b_i, které lze ve shodě s (10) jednotně označit jako $\bar{\lambda}_i$ $(i = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$. Z výše uvedených předpokladů plyne, že jsou funkce $K_l(\tau)$ kvadraticky integrovatelné v každém konečném intervalu $(0, \Theta)$ a lze tedy zavést skalární součin vztahem

$$(12) \qquad (K_l, K_m) = \int_0^\Theta K_l(\tau)\, K_m(\tau)\, \mathrm{d}\tau\,; \quad \begin{aligned} l &= 0, 1, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1\,, \\ m &= 0, 1, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1\,. \end{aligned}$$

Funkce $K_l(\tau)$ $(l = 0, 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$ jsou tedy prvky Hilbertova prostoru $L^2(0, \Theta)$ s normou

$$(13) \qquad \|K_l(\tau)\| = \sqrt{(K_l, K_l)}\,.$$

Tento prostor je ostře normován [6, str. 18], neboť v zobecněné trojúhelníkové nerovnosti

$$(14) \qquad \|K_l(\tau) + K_m(\tau)\| \leqq \|K_l(\tau)\| + \|K_m(\tau)\|$$

platí rovnost jen pro případ

$$(15) \qquad K_l(\tau) = \alpha\, K_m(\tau)\,; \quad \alpha > 0\,.$$

Úloha určit odhady $\bar{\lambda}_l$ se ztotožnila s úlohou aproximovat funkci $K_0(\tau)$ pomocí funkcí $K_l(\tau)$ $(l = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$ za předpokladu, že jsou tyto funkce lineárně nezávislé a tedy tvoří lineárně nezávislou bázi jistého podprostoru $G \subset L^2(0, \Theta)$. Nechť je tento předpoklad splněn. Označme aproximaci funkce $K_0(\tau)$ pruhem; pak můžeme psát

$$(16) \qquad \bar{K}_0(\tau) = \sum_{l=1}^{\bar{m}+\bar{n}+1} \bar{\lambda}_l\, K_l(\tau)\,.$$

Požadavek minimální normy odchylky aproximace definované vztahem

$$(17) \qquad g(\bar{\lambda}_1, \bar{\lambda}_2, \ldots, \bar{\lambda}_{\bar{m}+\bar{n}+1}) = \|K_0(\tau) - \bar{K}_0(\tau)\|$$

je ekvivalentní s tím, aby byla funkce $\bar{K}_0(\tau)$ projekcí funkce $K_0(\tau)$ na podprostor G [6, str. 21] a tedy musí $\bar{K}_0(\tau)$ splňovat soustavu rovnic

$$(18) \qquad ([K_0 - \bar{K}_0], K_l) = 0 \quad \text{pro} \quad l = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1\,.$$

 Řešením soustavy (18) nalezneme hledané odhady $\bar{\lambda}_l$ ve tvaru

$$\bar{\lambda}_l = \frac{G(K_1, K_2, \ldots, K_{l-1}, K_0, \ldots, K_{\bar{m}+\bar{n}+1})}{G(K_1, K_2, \ldots, K_{l-1}, K_l, \ldots, K_{\bar{m}+\bar{n}+1})}, \tag{19}$$

kde $G(K_1, K_2, \ldots, K_l, \ldots, K_{\bar{m}+\bar{n}+1})$ je Grammův determinant funkcí $K_l(\tau)$ $(l = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$

$$G(K_1, K_2, \ldots, K_l, \ldots, K_{\bar{m}+\bar{n}+1}) = \begin{vmatrix} (K_1, K_1), & \ldots, & (K_1, K_{\bar{m}+\bar{n}+1}) \\ & & \\ (K_{\bar{m}+\bar{n}+1}, K_1), & \ldots, & (K_{\bar{m}+\bar{n}+1}, K_{\bar{m}+\bar{n}+1}) \end{vmatrix} \tag{20}$$

a determinant v čitateli vznikl záměnou funkce $K_l(\tau)$ za funkci $K_0(\tau)$. Jednoznačnost řešení soustavy (18) a tedy určení $\bar{\lambda}_l$ $(l = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$ plyne z ostré normovanosti prostoru $L^2(0, \Theta)$ [6]. Kvadrát normy odchylky aproximace lze po dosazení (19) do (17) získat v přehledném tvaru

$$g^2(\bar{\lambda}_1, \bar{\lambda}_2, \ldots, \bar{\lambda}_{\bar{m}+\bar{n}+1}) = \frac{G(K_0, K_1, K_2, \ldots, K_{\bar{m}+\bar{n}+1})}{G(K_1, K_2, \ldots, K_{\bar{m}+\bar{n}+1})}. \tag{21}$$

Jestliže je identifikovaná soustava S skutečně lineární a platí

$$\begin{aligned} \bar{n} &\geqq n, \\ \bar{m} &\geqq m, \end{aligned} \tag{22}$$

potom je $K_0(\tau)$ podle (11) lineární kombinací funkcí $K_l(\tau)$ $(l = 1, 2, \ldots, n + 1; \bar{n} + 2, \bar{n} + 3, \ldots, \bar{n} + m + 1)$, které jsou obsaženy mezi funkcemi báze podprostoru G. Když dosadíme (11) do (19) a uvážíme, že Grammův determinant závislých funkcí je nulový, získáme řešením odhady $\bar{\lambda}_l$, pro něž platí

$$\begin{aligned} &\bar{\lambda}_l = \lambda_{l-\varepsilon} && \text{pro} \quad l = 1, 2, \ldots, n + 1; \bar{n} + 2, \ldots, \bar{n} + m + 1, \\ &\bar{\lambda}_l = 0 && \text{pro} \quad l \ \text{ zbývající} \\ &\varepsilon = \begin{cases} 0 \\ \bar{n} - n \end{cases} && \text{pro} \quad l = \begin{cases} 1, 2, \ldots, \bar{n} + 1, \\ \bar{n} + 2, \ldots, \bar{n} + \bar{m} + 1, \end{cases} \end{aligned} \tag{23}$$

tj. jsou shodné s koeficienty soustavy S a kvadrát normy odchylky aproximace (21) bude nulový. Nelze-li funkci $K_0(\tau)$ plně vyjádřit kombinací funkcí báze $K_l(\tau)$ $(l = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$, potom je model určený odhady $\bar{\lambda}_l$ nejlepší lineární aproximací soustavy S ve smyslu zavedené normy.

V předchozích úvahách jsme předpokládali znalost korelačních funkcí $K_l(\tau)$. Tyto funkce však ve skutečnosti nahrazujeme jejich odhady ${}^{T}K_l(\tau)$, které jsou počítány jako průměry v čase. Například funkce $K_1(\tau) = K_{xy}(\tau)$ je nahrazena funkcí

$^TK_1(\tau) = {}^TK_{xy}(\tau)$ danou vztahem

(24)

$$^TK_{xy}(\tau) \approx \frac{1}{T - \tau_m} \int_0^{T-\tau_m} x(t)\, y(t + \tau)\, \mathrm{d}t - \frac{1}{(T - \tau_m)^2} \int_0^{T-\tau_m} x(t)\, \mathrm{d}t \int_0^{T-\tau_n} y(t + \tau)\, \mathrm{d}t$$

a analogicky jsou počítány i ostatní korelační funkce. Jestliže jsou procesy $\{x(t)\}$, $\{y(t)\}$ a $\{n(t)\}$ ergodické i pro výpočet korelačních funkcí $K_l(\tau)$ $(l = 1, 2, \ldots \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$, potom platí [4, 5]

(25)
$$\underset{T\to\infty}{\mathrm{l.i.m.}}\ {}^TK_l(\tau) = K_l(\tau) \quad \text{pro} \quad l = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1\,,$$

$$\underset{T\to\infty}{\mathrm{l.i.m.}}\ {}^TK_{xd}(\tau) = 0$$

a s užitím vztahů (19) odvodíme limitní vlastnost [11]

(26)
$$P - \lim_{T-\infty} {}^T\bar{\lambda}_l = \bar{\lambda}_l \quad \text{pro} \quad l = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1\,,$$

když $^T\bar{\lambda}_l$ značí odhady počítané pomocí funkcí $^TK_l(\tau)$. Jestliže jsou splněny předpoklady pro platnost (23) tj. soustava S je lineární, platí (22) a funkce $^TK_l(\tau)$ $(l = = 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$ jsou lineárně nezávislé, potom

(27)
$$P - \lim_{T\to\infty} {}^T\bar{\lambda}_l = \lambda_{l-\varepsilon} \quad \text{pro} \quad l = 1, 2, \ldots, n + 1; \bar{n} + 2, \ldots, \bar{n} + m + 1$$

a tedy odhady $^T\bar{\lambda}_l$ konvergují podle pravděpodobnosti ke skutečným hodnotám koeficientů soustavy S.

APLIKACE METODY

Pro užití metody je nutné mít k dispozici kromě změřených signálů $x(t)$ resp. $y(t)$ také jejich derivace do m-tého resp. n-tého řádu. Z těchto signálů je pak možné vypočíst užitím (24) odhady $^TK_l(\tau)$ korelačních funkcí $K_l(\tau)$ $(l = 0, 1, 2, \ldots, \bar{m} + + \bar{n} + 1)$ nutné pro výpočet odhadů $^T\bar{\lambda}_l$ podle některého z algoritmů pro řešení (19).

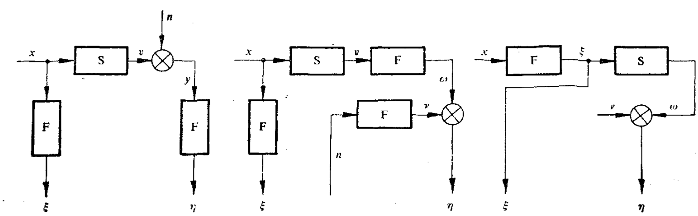
Jelikož derivování signálů není, hlavně pro vyšší řády derivací, prakticky proveditelné, bylo použito způsobu, který je vyznačen na obr. 3a, b, c. Na vstup a výstup soustavy jsou připojeny dva identické filtry s přenosem $F(p)$

(28)
$$F(p) = \frac{k}{\sum_{i=0}^{n} c_i p^i}\,; \quad c_i \neq 0\,, \quad i = 0, 1, 2, \ldots, n\,,$$

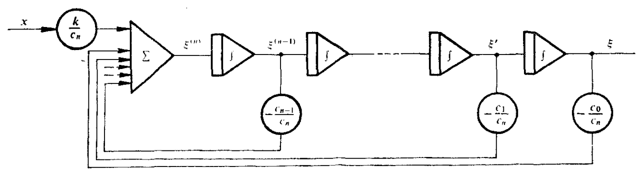
které mají tu vlastnost [7], že je lze modelovat tím způsobem, že kromě výstupního signálu lze měřit i všechny jeho derivace až do n-tého řádu (obr. 4). Pokud připojení filtrů je provedeno tak, že neovlivňuje nebo není ovlivňováno soustavou S, pak lze provést ekvivalentní úpravy vyznačené na obr. 3a, b, c, z nichž vyplývá srovnáním obr. 3c s obr. 2, že v ustáleném stavu platí pro signály $\xi(t)$, $v(t)$ a $\eta(t)$ tatáž rovnice jako byla rovnice (4) pro signály $x(t)$, $n(t)$ a $y(t)$.

$$\sum_{i=0}^{n} a_i \, \eta^{(i)}(t) - \sum_{i=1}^{m} b_i \, \xi(t) - \xi(t) = \sum_{i=0}^{n} a_i \, v^{(i)}(t) \,, \tag{4a}$$

$$\sum_{i=0}^{n} a_i \, v^{(i)}(t) = \delta(t) \,. \tag{5a}$$



Obr. 3. *a)* *b)* *c)*



Obr. 4.

Procesy $\{\xi(t)\}$, $\{\eta(t)\}$, $\{v(t)\}$ a $\{\delta(t)\}$ splňují tytéž předpoklady jako procesy $\{x(t)\}$, $\{y(t)\}$, $\{n(t)\}$ a $\{d(t)\}$, přičemž není nutno předem požadovat středněkvadratickou diferencovatelnost procesu $\{x(t)\}$ resp. $\{n(t)\}$ do m-tého resp. n-tého řádu, neboť ta je pro procesy $\{\xi(t)\}$ a $\{v(t)\}$ zaručena [5] užitím stabilních filtrů s přenosem $F(p)$ typu (28) při $c_i \neq 0$ ($i = 0, 1, 2, \ldots, n$) minimálně do řádu n-tého. Potom tedy platí

$$\underset{T \to \infty}{\text{l.i.m.}} \; {}^T K_{x\delta}(\tau) = 0 \,, \tag{25a}$$

$$\underset{T \to \infty}{\text{l.i.m.}} \; {}^T K_l^*(\tau) = K_l^*(\tau) \,; \quad l = 0, 1, 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1 \,,$$

$$\sum_{l=1}^{\bar{n}+1} \lambda_{l-\varepsilon} K_l^*(\tau) + \sum_{l=\bar{n}+2}^{\bar{m}+\bar{n}+1} \lambda_{l-\varepsilon} K_l^*(\tau) = K_0^*(\tau) \,, \tag{11a}$$

ε podle (23), kde jsou nyní korelační funkce $K_l^*(\tau)$ definovány vztahy

$$K_0^*(\tau) = K_{x\xi}(\tau)\,, \tag{10a}$$

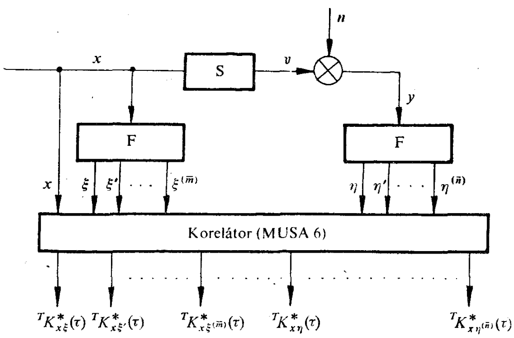
$$K_l^*(\tau) = \begin{cases} K_{x\eta^{(l-1)}}(\tau) & \text{pro} \quad l = 1, 2, \ldots, \bar{n} + 1\,, \\ -K_{x\xi^{(l-n-1)}}(\tau) & \text{pro} \quad l = \bar{n} + 2, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1\,, \end{cases}$$

funkce ${}^T K_l^*(\tau)$ značí odhady počítané podle (24) a $\bar{m}$ resp. $\bar{n}$ jsou předpokládané řády čitatele resp. jmenovatele přenosu soustavy S. Pro odhady ${}^T\bar{\lambda}_l^*$ koeficientů soustavy, které jsou počítané podle vztahu

$$ {}^T\bar{\lambda}_l^* = \frac{G({}^T K_1^*, {}^T K_2^*, \ldots, {}^T K_0^*, \ldots, {}^T K_{\bar{m}+\bar{n}+1}^*)}{G({}^T K_1^*, {}^T K_2^*, \ldots, {}^T K_l^*, \ldots, {}^T K_{\bar{m}+\bar{n}+1}^*)} \tag{19a}$$

platí tytéž limitní vlastnosti (26) a (27), které platily pro odhady ${}^T\bar{\lambda}_l$.

Schéma výpočtu funkcí ${}^T K_l^*(\tau)$ $(l = 0, 1, \ldots, \bar{m} + \bar{n} + 1)$ je znázorněno na obr. 5. Korelační funkce jsou počítány vzhledem k vstupnímu signálu $x(t)$, což umožňuje



Obr. 5.

potlačit případný šum vzniklý v aktivních filtrech F. Z platnosti (11a) plyne, že lze použít beze zbytku výsledků předchozí kapitoly.

Při ověřování metody bylo použito filtrů s přenosem

$$F_k(p) = \frac{k}{(1 + pT)^n}\,, \tag{28}$$

přičemž integrační konstanta T byla volena tak, aby, pokud je to proveditelné, platilo

$$0 < T \ll \omega_L^{-1}\,,$$

kde ω_L je nejvyšší předpokládaná frekvence lomu frekvenční charakteristiky soustavy S. Dolní hranice velikosti T je dána možnostmi diferenciálního analyzátoru použitého k modelování filtrů F podle schématu na obr. 4.

Soustava S a filtry F byly modelovány na analogovém počítači MEDA [8]. Vstupním signálem $x(t)$ byl upravený pseudotelegrafní náhodný signál v obdélníkové formě získaný z generátoru Genap [9]. Úprava byla provedena článkem s přenosem

$$F_v(p) = \frac{1}{1 + pT_v}\,. \tag{30}$$

Měřené signály (obr. 3) byly po zesílení zaznamenávány přímo do paměti korelátoru MUSA 6 [10], který v druhé fázi výpočtu poskytl diskretní hodnoty korelačních funkcí ${}^TK_l^*(\tau)$. Tyto hodnoty byly pak zpracovány na číslicovém počítači LGP 21, jenž vytiskl přímo hodnoty odhadů ${}^T\lambda_l^*$.

Identifikace tří soustav druhého řádu byla provedena za následujících podmínek. Řídicí frekvence telegrafního signálu 20 Hz; $T_v = 50$ ms; $T = 100$ ms, řád filtru F : $n = 2$; délka záznamů pro výpočet 300 s; $\tau \in \langle -0{,}1 \text{ s} \div 5 \text{ s}\rangle$. Náhodný šum $n(t)$ nebyl úmyslně přiváděn. Výsledky identifikace jsou uvedeny v tabulce I.

Tabulka 1.

Přenos soustavy $F_S(p) = \dfrac{K}{1 + a_1 p + a_2 p^2}$

Pořadí soustavy		K	a_1	a_2
I	ideální	6,4	2,5	1
	změřené	6,24	2,26	1,047
II	ideální	8	2	1
	změřené	6,76	1,58	0,87
III	ideální	8	1,5	1
	změřené	6,8	1,26	0,91

ZÁVĚR

Jestliže uvážíme, že přesnost celé použité aparatury byla horší než 10%, byly dosažené výsledky uspokojivé. Doba výpočtu, pokud jsou k dispozici záznamy potřebných signálů vhodné amplitudy byla poměrně krátká (nepřesahuje hodinu v uvedeném případě). Lze tedy říci, že tato metoda může být užitečná i v praktických aplikacích, přičemž už korelační funkce jako mezivýsledky dávají hrubý kvalitativní odhad o vlastnostech identifikované soustavy.

(Došlo dne 14. listopadu 1969.)

LITERATURA

[1] Krýže J., Krýžová A., Mikoláš R., Salaba M.: System Dynamics Identification by means of Adjustable Models. Kybernetika *2* (1966), 6, 508–530.

[2] Maršík J.: Quick-Response Adaptive Identification. IFAC Symposium on Identification in Automatic Control Systems, Prague 1967, Part II, Paper 5.5.

[3] Newton G., Gould L., Kaiser J.: Analytical Design of Linear Feedback Controls. John Wiley & Sons, New York 1958.

[4] Пугачев В. С.: Теория случайных функций и её применение к задачам автоматического управления. Государственное издательство технико-теоретической литературы, Москва 1957.

[5] Гихман И. И., Скороход А. В.: Введение в теорию случайных процессов. Издательство Наука, Москва 1965.

[6] Achijezer N. I.: Teorie aproximací. NČSAV, Praha 1954.

[7] Borský V., Matyáš J.: Technika použití elektronických analogových počítačů. SNTL, Praha 1963.

[8] Škarda J.: MEDA, malý elektronický diferenciální analyzátor. Sborník Stroje na zpracování informací V. NČSAV 1957.

[9] Havel J.: An Electronic Generator of Random Sequences. Transaction of the Second Prague Conference on Information Theory, Statistical Decision Functions and Random Processes. Praha 1960, 219–229.

[10] Krýže J.: MUSA-6 — Ein universeller statistischer Analysator. Zeischrift für Messen, Steuern, Regeln *6* (1963), 7, 286–298; 9, 386–391.

[11] Mikoláš R.: Určení koeficientů přenosu lineární dynamické soustavy pomocí odhadů korelačních funkcí. Kandidátská disertační práce, ÚTIA — ČSAV 1970.

SUMMARY

Correlation Method for Coefficient Estimation of the Transfer Function of a Linear Dynamic System

Certain method for linear system coefficient estimations using cross-correlation function estimations is suggested. These cross-correlation estimations are calculated from the input signal and the input and output signals transformed by simple filters that can be easily realized on an analog computer.

Statistical properties of the obtained coefficient estimations as well as the arrangement of the performed experiment are described.

Ing. Roman Mikoláš, Ústav teorie informace a automatizace ČSAV, Vyšehradská 49, Praha 2.