

І. М. Коржов, П. Ф. Щапов, Р. П. Мигущенко, О. Ю. Кропачек

Національний технічний університет «Харківський політехнічний інститут», Харків

ОЦІНКА ТА ДОСЛІДЖЕННЯ ЧУТЛИВОСТІ, ДИСКРИМІНУЮЧИХ ТА ДІАГНОСТИЧНИХ ВЛАСТИВОСТЕЙ ПОКАЗНИКІВ АВТОКОГЕРЕНТНОСТІ

Проведена оцінка чутливості кореляційно-спектральної моделі показника автокогерентності багатовимірного термодинамічного процесу, оцінка дискримінуючих властивостей показників автокогерентності при класифікації вібраційних процесів, досліджено діагностичні властивості складових показника автокогерентності на прикладі теплових та вібросигналів реального промислового об'єкту контролю та діагностування. На прикладі теплових динамічних процесів показана ефективність розробленого показника автокогерентності ρ_W для задач контролю динамічних властивостей інерційних багатовимірних промислових об'єктів. Також показана можливість автоматичної корекції похибки вимірювання температури якщо контролювати весь тепловий процес, а не його окремі значення. На прикладі вібросигналів показана можливість якісної класифікації технічних станів, а також кількісної класифікації окремих частотно-часових складових показника автокогерентності ρ_W . Доведено, що найкращими діагностичними властивостями характеризуються випадкові (шумові) складові показника автокогерентності ρ_W .

Ключові слова: діагностика, контроль, авто когерентність показники автокогерентності, чутливість діагностування, дискримінуючі властивості.

Постановка задачі

Мета статті – оцінка та дослідження чутливості, дискримінуючих та діагностичних властивостей показників автокогерентності на прикладі теплових та вібросигналів реального промислового об'єкту контролю та діагностування.

1. Оцінка чутливості кореляційно-спектральної моделі показника автокогерентності багатовимірного термодинамічного процесу

Обраний для дослідження об'єкт є типовим промисловим агрегатом, який використовується на виробництві. Для подібних промислових об'єктів є характерними два види процесів – регулярні низькочастотні, та періодичні високочастотні. Кожний процес характерний для конкретного вузла агрегату, проте може бути описаним за допомогою моделей одного типу. Розроблені моделі для здійснення контролю (діагностування) необхідно перевірити на адекватність. Для регулярних низькочастотних процесів здійснюємо оцінку чутливості кореляційно-спектральної моделі показника автокогерентності. Така оцінка проведена для повної моделі показника ρ_W автокогерентності, осередненого одночасно за частотою та часом спостереження термодинамічного процесу.

Показник ρ_W визначався одночасно для восьми термодинамічних процесів, що характеризують перехідні режими розігріву зон прес-екструдера за однаковий час спостереження $t < t_n$, де t_n – номінальний час розігріву, за який температури зон прес-екструдера досягають нормативних значень (t_{n1}, \dots, t_{n8}). Кожен з восьми термодинамічних процесів розігріву визначався на трьох інтервалах часу: $t_0 = 0.8 t_n$ (j – номер зони прес-екструдера або номер процесу зміни його температури). Одночасно з оцінкою показника ρ_{Wj} фіксувалася миттєві значення температури T_j ($j = 1 \dots 8$). На рис. 1 наведено зображення процесу розігріву T_3 (а) та його вейвлет-перетворення (б) (номінальної температури 6.00 °C). Для прецен-

зійного вимірювання температур використовувалися цифрові вимірювачі з платиновими перетворювачами типу ПТСВ, що були під'єднанні до вимірального приладу за чотирьохпровідною схемою [1].

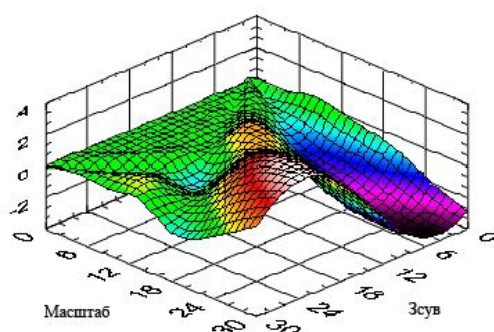
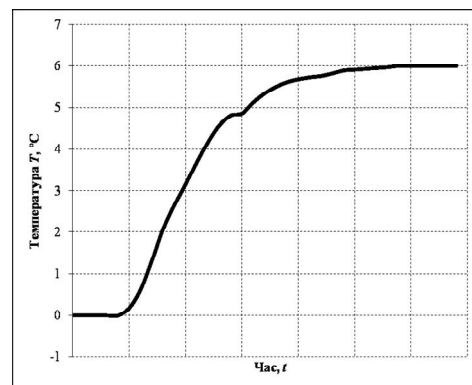


Рис. 1. Процес розігріву зони прес-екструдера T_3 (а) та його вейвлет-перетворення (б) (номінальної температури 6.00 °C)

Важливим питанням при контролі чи діагностуванні стану об'єктів є визначення домінуючих параметрів, за якими безпосередньо здійснюються вказані процедури. В даному випадку, визначається домінант з двох складових – функціональної складової вейвлет-коефіцієнтів та випадкової (шумової)

складової вейвлет-коефіцієнтів. Вейвлет-аналіз спроможний виділити кожну складову.

Для визначення домінуючих параметрів при контролі чи діагностуванні на обраному для досліджень об'єкті був виконаний відповідний експеримент з фіксацією термодинамічних процесів.

В табл. 1 і 2 представлені результати оцінки відповідно функціональної складової вейвлет-коефіцієнтів (характеризує математичне сподівання вейвлет-коефіцієнтів) та випадкової складової вейвлет-коефіцієнтів (характеризує дисперсію вейвлет-коефіцієнтів) спектрального вейвлет-перетворення за періоди часу $t_n/3$; $2t_n/3$; $0.8t_n$; $0.9t_n$; t_n . На рис. 2 продемонстровані оцінки функціональної складової вейв-

лет-коефіцієнтів (а) та оцінки випадкової складової вейвлет-коефіцієнтів термодинамічних процесів T_2 та T_3 з нормативними температурами відповідно $4,9^\circ\text{C}$ та 6°C за масштабами та зсувами. В табл. 3 представлені результати вимірювання температур T_j і оцінки показника автокогерентності ρ_{wj} для трьох інтервалів Δt_i ($i = 1 \dots 3$) часу спостереження:

$$\Delta t_1 \in (0; t_n/3); \Delta t_2 \in (0; 2t_n/3); \Delta t_3 \in (0; 0.8t_n). \quad (1)$$

В заголовку наведених таблиць вказані нормативні значення температур, до яких спрямовані перехідні термодинамічні процеси $T_1(t), \dots, T_8(t)$ при $t \rightarrow \infty$.

Таблиця 1 – Результати оцінки функціональної складової вейвлет-коефіцієнтів процесів розігріву зон прес-екструдера

		T_1 , до 0.89 °C	T_2 , до 4.90 °C	T_3 , до 6.00 °C	T_4 , до 6.35 °C	T_5 , до 6.95 °C	T_6 , до 44.64 °C	T_7 , до 45.21 °C	T_8 , до 64.22 °C
За масштабом	$t_n/3$	0.99029	-0.95823	-0.98997	-0.99750	-0.99654	-0.99778	-0.99594	-0.99746
	$2t_n/3$	0.96203	-0.99004	-0.99162	-0.99434	-0.98922	-0.99542	-0.98829	-0.97633
	$0.8t_n$	0.93730	-0.97747	-0.97649	-0.97889	-0.97322	-0.97559	-0.97116	-0.96180
	$0.9t_n$	0.88909	-0.95019	-0.93984	-0.95043	-0.93735	-0.94476	-0.94971	-0.94224
	t_n	0.84132	-0.89600	-0.87840	-0.91196	-0.89051	-0.91783	-0.93483	-0.92556
За зсувом	$t_n/3$	0.79979	-0.51917	-0.65501	-0.63786	-0.83558	-0.79002	-0.88952	-0.90569
	$2t_n/3$	0.74224	-0.86226	-0.87889	-0.86230	-0.89756	-0.86555	-0.89478	-0.89292
	$0.8t_n$	0.48012	-0.75243	-0.79422	-0.75020	-0.84043	-0.76562	-0.83376	-0.85254
	$0.9t_n$	0.77128	-0.6497	-0.72398	-0.64613	-0.79791	-0.68332	-0.78384	-0.82476
	t_n	0.86285	-0.58268	-0.68244	-0.58091	-0.77551	-0.63490	-0.75443	-0.81131

Таблиця 2 – Результати оцінки випадкової складової вейвлет-коефіцієнтів процесів розігріву зон прес-екструдера

		T_1 , до 0.89 °C	T_2 , до до 4.90 °C	T_3 , до 6.00 °C	T_4 , до 6.35 °C	T_5 , до 6.95 °C	T_6 , до 44.64 °C	T_7 , до 45.21 °C	T_8 , до 64.22 °C
За масштабом	$t_n/3$	0.948392	0.9827	0.990534	0.994543	0.996999	0.999226	0.998618	0.999426
	$2t_n/3$	0.936088	0.882784	0.914024	0.895846	0.945568	0.917965	0.951598	0.947412
	$0.8t_n$	0.776027	0.622484	0.659852	0.654895	0.714314	0.684147	0.751091	0.73842
	$0.9t_n$	0.632493	0.385449	0.434947	0.420383	0.504346	0.450934	0.526002	0.535093
	t_n	0.527761	0.184178	0.248168	0.211168	0.33262	0.241651	0.327502	0.365807
За зсувом	$t_n/3$	0.959451	-0.14531	-0.10587	-0.17015	0.262884	0.309321	0.789252	0.885281
	$2t_n/3$	0.187175	-0.57552	-0.59922	-0.69047	-0.59123	-0.50482	-0.18407	-0.07328
	$0.8t_n$	0.119508	-0.6239	-0.64611	-0.74544	-0.69456	-0.62969	-0.43302	-0.37285
	$0.9t_n$	0.14609	-0.61118	-0.63774	-0.73956	-0.59180	-0.59182	-0.31147	-0.19700
	t_n	0.185628	-0.49825	-0.42040	-0.55274	-0.20140	-0.32444	0.003282	0.129439

Таблиця 3 – Значення температур та показників автокогерентності ρ_{wj} для обмежених інтервалів спостереження

Інтервал спостереження	Показник, що контролюється	Значення нормативно граничних температур (°C) для часу t_n							
		T_1	T_2	T_3	T_4	T_5	T_6	T_7	T_8
		0.89	4.90	6.00	6.35	6.95	44.64	45.21	64.22
$t_n/3$	Температура (T_j) в кінці інтервалу спостереження (°C)	0.09	1.71	2.66	2.99	4.22	26.01	31.54	47.08
$2t_n/3$		0.45	4.36	5.62	5.57	6.71	41.03	42.43	63.06
$0.8t_n$		0.56	4.66	5.82	6.08	6.89	43.41	44.12	64.02
$1/3 t_n$	Показник автокогерентності на інтервалі спостереження (ρ_{wj})	0.376	0.403	0.518	0.684	0.612	0.723	0.835	0.862
$t_n/3$		-0.259	-0.174	-0.175	-0.148	-0.051	0.054	0.305	0.369
$0.8t_n$		-0.258	0.071	0.089	0.153	0.173	0.250	0.371	0.476

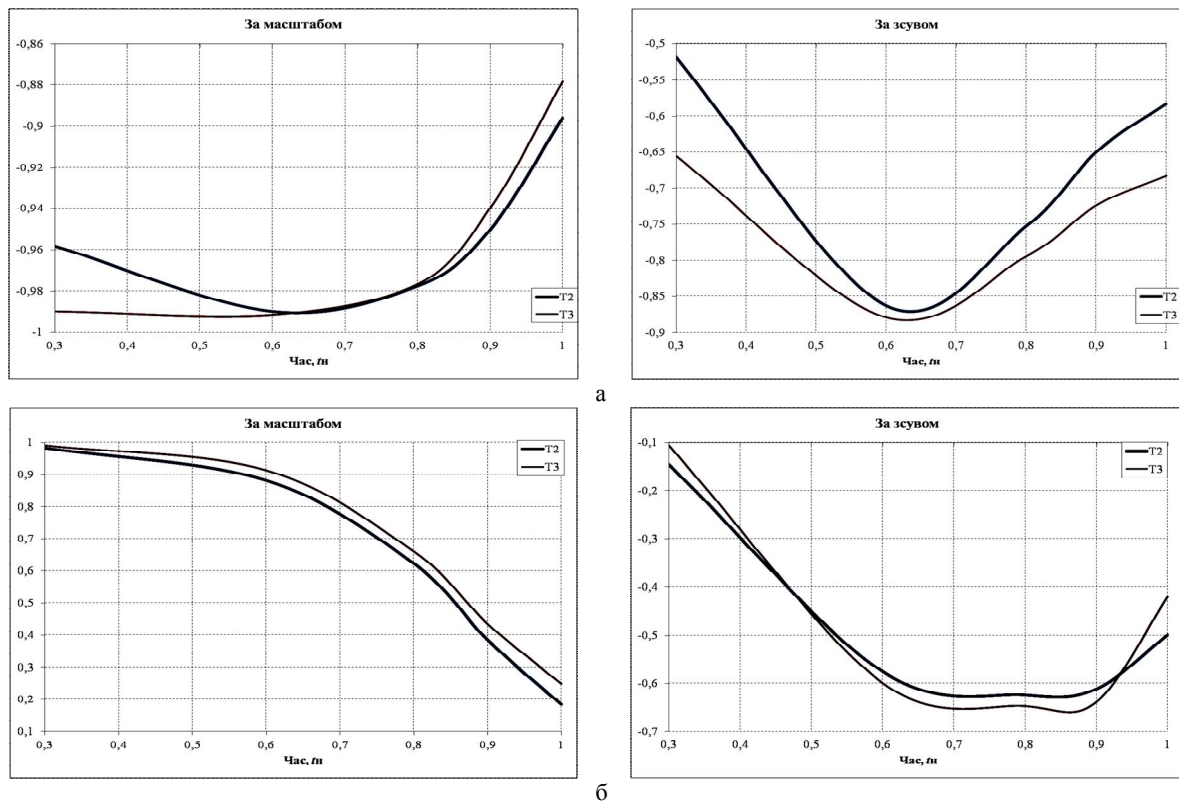


Рис. 2. Оцінки функціональної (а) та випадкової (б) складової вейвлет-коефіцієнтів термодинамічних процесів T_2 та T_3 з нормативними температурами відповідно 4.9°C та 6°C за масштабами та зсувами

В табл. 3 контрольовані значення показників (температура і показник автокогерентності) розміщені в порядку збільшення нормативно граничних температур. Не важко помітити порушення ранжування для T_j та ρ_{Wj} , що відповідають стовпчикам процесів T_3 (нормативне значення температури 6°C) та T_4 (нормативне значення температури 6.35°C). Для зручності аналізу взяті відповідні значення показників контролю автокогерентності ρ_W , які реагують на відхилення температур (при термодинамічних порушеннях) менше ніж на 0.05°C . Ці відхилення відповідають абсолютним середньоквадратичним похибкам в 0.1°C при довірчій ймовірності $P = 0.95$. Така похибка забезпечується термперетворювачами, що мають умовно клас точності (граничну зведену похибку) не нижче 0.1, при $T = 100^\circ\text{C}$. Оскільки порушення ранжування температур T_3 та T_4 відповідає умові:

$$\delta T_{34} = T_3 - T_4 \geq 0.05, \quad (2)$$

то контроль цих температур по показникам автокогерентності ρ_{W3} та ρ_{W4} забезпечує зменшення абсолютної похибки з величини 0.1°C до 0.05°C , що у два рази підвищує точність вимірювального контролю термодинамічних процесів.

2. Оцінка дискримінуючих властивостей показників автокогерентності при класифікації вібраційних процесів

Збереження заданого ранжування для множини показників автокогерентності ρ_W вказує на можли-

вість використання цих показників для прогнозування граничних теплових режимів, з автоматичною корекцією температурних похибок приладів, що застосовуються при вимірюванні температури. Якщо переходити від задачі контролю динамічних властивостей до задачі розрізнення (дискримінації) технічних станів то слід використовувати об'єкт, для якого попередньо верифіковані види цих технічних станів. Більш того невизначеність миттєвих значень такого вимірювального сигналу повинна бути достатньо великою для будь-якого з досліджуваних технічних станів. В цьому сенсі найбільш зручні для дослідження є вібросигнали.

Для дослідження були використані вібросигнали, що були отримані за допомогою п'єзоелектричного вимірювального перетворювача механічної вібрації [2], який був встановлений на корпусі пари редуктор-подвоювач обраного технологічного агрегату – прес-екструдеру. Зміна вологості вхідної сировини, особливо якщо вона не відповідає нормованому значенню, зумовлює додаткові механічні навантаження в системі шнеків та редукційних механізмів. Окрім того, зниження вологості призводить до посилення ефектів спектральної нестаціонарності вібросигналів, через підвищення динамічних механічних зусиль рухомих елементів промислового об'єкту. Для дослідження були використанні три варіанти вологості вхідної сировини:

- 1) 8.5% – нормоване значення,
- 2) 8.0% – підсушена сировина,
- 3) 7.5% – значно підсушена сировина.

На рис. 3 представлені реалізації вібросигналів для варіантів 1 та 3 вологості вхідної сировини.

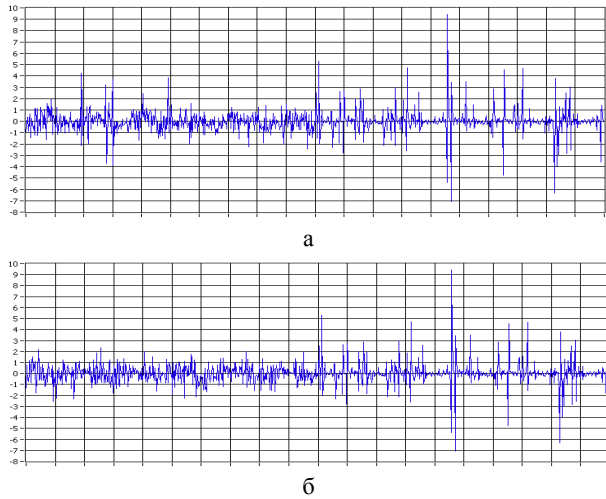


Рис. 3. Реалізації вібро сигналів для варіантів: 1 – вологість вхідної сировини 8.5 % – нормоване значення (а) та 3 – вологість вхідної сировини 7.5 % – значно підсушена сировина (б)

Складові показника автокогерентності ρ_W позначено як X з двома індексами:

- X_{11} – функціональна за масштабом,
- X_{12} – випадкова за зсувом,
- X_{21} – функціональна за зсувом,
- X_{22} – випадкова за масштабом,
- X_{Σ} – сумарний показник автокогерентності.

Вейвлет-спектри реалізацій вібро сигналів (рис. 3) представлені на рис. 4.

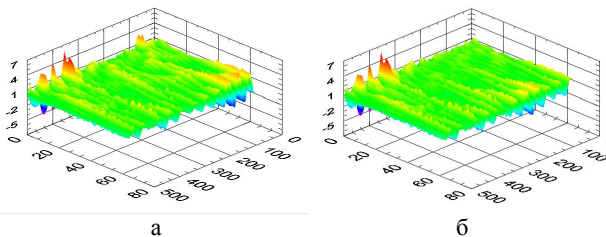


Рис. 4. Вейвлет-спектри реалізації вібро сигналів для варіантів: 1 – вологість вхідної сировини 8.5 % – нормоване значення (а) та 3 – вологість вхідної сировини 7.5 % – значно підсушена сировина

Рис. 3 та 4 практично не несуть візуальної інформації про різницю спектральних властивостей вібро сигналів для 1) та 3) варіантів. Для визначення можливостей класифікаційного розрізнення вібро сигналів, що належать об'єкту з різними технічними станами (нормативно заданими вологістю вхідної сировини), було проведено дисперсійний аналіз частотної та часової моделі автокогерентності з розкладенням коефіцієнту автокогерентності ρ_W на параметри нестационарності. На рис. 5 представлені гістограми законів розподілення складових випадкових складових вейвлет-коефіцієнтів трьох варіантів вологості вхідної сировини за зсувом.

Число класифікаційних станів дорівнює трьом (для трьох варіантів вологості вхідної сировини), кількість відліків кожного з вібро сигналів для досліджуваних технічних станів – 2500, кількість сто-

впиків гістограм для кожного з трьох технічних станів – 35. Рис. 5 наглядно ілюструє принципову можливість статистичного розрізнення (класифікації) вібро сигналів по зсуву їх законів розподілення ймовірності (гістограм).

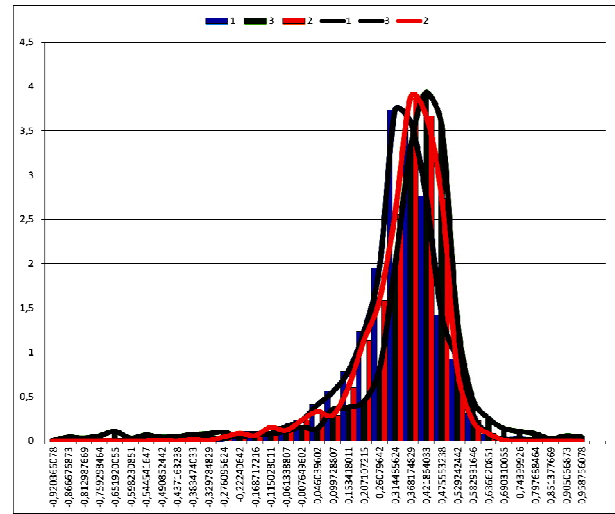


Рис. 5. Гістограми законів розподілення складових випадкових складових вейвлет-коефіцієнтів трьох варіантів вологості вхідної сировини за зсувом (X_{12})

В табл. 4 представлені оцінки середніх значень і середньоквадратичних відхилень для 4-х складових показника автокогерентності ρ_W і, власне, сумарного показника автокогерентності $\rho_W(X_{\Sigma})$ для класифікованих станів.

Таблиця 4 – Оцінки середніх значень і середньоквадратичних відхилень для складових показника автокогерентності ρ_W

№	X_{11}		X_{12}	
	Среднее	СКО	Среднее	СКО
1)	6.30572E-06	1.63138E-05	0.18719827	0.03956054
2)	-5.80514E-06	2.31989E-05	0.18877861	0.02802178
3)	4.14687E-07	7.3778E-06	0.27819637	0.02730635
№	X_{21}		X_{22}	
	Среднее	СКО	Среднее	СКО
1)	0.0119951	0.009207	0.175209	0.031107
2)	0.00861176	0.007233	0.180161	0.024038
3)	0.01496753	0.001708	0.263229	0.028013
№	X_{Σ}			
	Среднее	СКО		
1)	0.187205	0.039559		
2)	0.188773	0.028031		
3)	0.278197	0.027312		

Результати, що представлені в табл. 4 дають можливість оцінити статистичну відстань між технічними станами у формі T^2 статистики Хотелінга [3]. Значення статистичної відстані T^2 -Хотелінга за варіантами парних станів представлені в табл. 5. Табл. 5 дозволяє оцінити лінійну статистичну відстань S_D між класифікованими станами виходячи з моделі спрощеного перетворення

$$S_D = \sqrt{T^2} \quad (3)$$

В табл. 6 представлені значення статистичної відстані S_D і розраховані, з використанням цих відстаней, вірогідності P_D діагностування.

$$P_D = \Phi\left(\frac{S_D}{2}\right), \quad (4)$$

де $\Phi(\bullet)$ – інтеграл ймовірності [4].

З табл. 6 видно, що максимальне значення вірогідності P_D відповідає складовим X_{12} – випадкова за зсувом, X_{22} – випадкова за масштабом і, власне, сумарному показнику автокогерентності $\rho_{W(X_\Sigma)}$.

Таблиця 5 – Значення статистичної відстані T^2 -Хотелінга за варіантами класифікації парних станів

Номер станів класифікації	Складові показника автокогерентності ρ_W				
	X_{11}	X_{12}	X_{21}	X_{22}	X_Σ
1)-2)	0.36470878	0.002125278	0.167005552	0.031734411	0.002091866
2)-3)	0.130559851	10.44583041	1.462727277	10.12847136	10.4416585
1)-3)	0.216514664	7.167309207	0.201521993	8.842315726	7.165769186

Таблиця 6 – Значення статистичної відстані S_D і вірогідність P_D альтернативного діагностування

Номер станів класифікації		Складові показника автокогерентності ρ_W				
		X_{11}	X_{12}	X_{21}	X_{22}	X_Σ
1)-2)	S_D	0.603911235	0.04610074	0.408663127	0.178141547	0.045736922
	P_D	0.6255	0.508	0.5793	0.5359	0.508
2)-3)	S_D	0.361330668	3,232000991	1.209432626	3.18252594	3.23135552
	P_D	0.5714	0.94738	0.7257	0.94408	0.94738
1)-3)	S_D	0.465311363	2.677183073	0.44891201	2.973603155	2.676895438
	P_D	0.591	0.90988	0.5871	0.93056	0.90988

3. Дослідження діагностичних властивостей складових показника автокогерентності. Вибір показників контролю нестационарності

Отримані в попередньому підрозділі оцінки вірогідності парної класифікації діагностованих технічних станів (табл. 6), мають достатньо велике зміщення. Це зумовлено практичною невідповідністю ймовірнісної моделі закону розподілення значень відповідної складової показника автокогерентності ρ_W нормальному розподіленню імовірності. На це вказує і гістограма умовних законів розподілення складової X_{12} для трьох технічних станів. Хоча, з іншого боку, наведені гістограми добре ілюструють значущі розходження між модами і відтак центрами умовних розподілень технічних станів 1)–3) (рис. 5).

Фактично, через локалізації значень складових показника автокогерентності ρ_W [-1; 1] умовні закони розподілення їх значень відповідають моделям сплайнів [5] високого порядку (не менше п'ятого), в той час як нормально розподілені випадкові величини $\in [-\infty; \infty]$. Виходячи зі сказаного, оцінки вірогідності табл. 6 вказують на якісну (по варіанту «маленькі-великі») різницю між складовими показника автокогерентності ρ_W . Для більш строгого, в статистичному сенсі, дослідження класифікаційних властивостей складових показника автокогерентності ρ_W можливо застосувати математичний апарат класичного дисперсійного статистичного аналізу. Перевагою такого математичного апарату є:

- об'єктивність статистичних висновків, про відсутність або наявність класифікаційних властивостей при зміні виду технічних станів об'єкту контролю,

- можливість забезпечення заданого значення ризику класифікації (рівня значущості),

- можливість отримання оцінок кількості інформації при класифікації не тільки парних порівнюваних технічних станів, але і станів об'єднаних в нормативно задані множини (наприклад, виходячи з технічних умов і вимог [6]).

Використовуючи підгрупові результати оцінювання складових показника автокогерентності ρ_W , була отримана зведена табл. 7 середніх значень складових показника автокогерентності ρ_W за кожною з п'яти груп для технічних станів 1), 2), 3). Для дослідження результатів, зведених в табл. 7, використаємо однофакторну параметричну модель дисперсійного аналізу [4], в якій впливаючим фактором «ВФ» є технічний стан об'єкту контролю.

Таблиця 7 – Середні значення складових показника автокогерентності ρ_W за кожною з п'яти підгруп для технічних станів 1), 2), 3)

ТС	№	X_{11}	X_{12}	X_{21}	X_{22}	X_Σ
1)	1	-1.201E-06	0.18787	0.01411	0.17376	0.18787
	2	2.69921E-05	0.13338	0.00305	0.13036	0.13341
	3	-1.62344E-05	0.16719	0.00261	0.16457	0.16718
	4	1.47554E-05	0.23577	0.02429	0.21149	0.23578
	5	7.21647E-06	0.21178	0.01592	0.19587	0.21179
2)	1	-1.67254E-05	0.20255	0.0084	0.19414	0.20254
	2	-1.6343E-05	0.14001	0.00027	0.13972	0.13999
	3	3.18601E-05	0.21091	0.01287	0.19807	0.21094
	4	-2.7555E-05	0.1956	0.00327	0.1923	0.19557
	5	-2.62362E-07	0.19482	0.01825	0.17658	0.19482
3)	1	1.31124E-05	0.30719	0.01208	0.29512	0.30721
	2	-8.36627E-07	0.2658	0.01585	0.24995	0.2658
	3	-6.62393E-07	0.30629	0.01645	0.28984	0.30629
	4	-4.83666E-06	0.24584	0.01558	0.23026	0.24584
	5	-4.70327E-06	0.26585	0.01488	0.25097	0.26585

Моделлю результату спостереження значень обраної складової показника автокогерентності ρ_W

(позначимо як Z), буде вираз:

$$z_{ji} = \bar{Z} + \delta_j + \varepsilon_{ji}, \quad (5)$$

де z_{ij} – реалізація випадкової величини Z , j – індекс що вказує на номер технічного стану, i – номер підгрупи, що відповідає конкретному рядку табл. 7 для групи з номером j , \bar{Z} – загальне середнє всіх результатів спостережень, δ_j – відхилення z_{ji} від \bar{Z} , що обумовлені впливом фактором «ВФ», ε_{ji} – остаточне випадкове відхилення результатів z_{ji} від \bar{Z} [4].

Остаточна дисперсія z_{ij} – постійна, а закон розподілення відхилень z_{ij} – нормальний. Дисперсійний аналіз будемо проводити окремо для кожної складової показника автокогерентності ρ_W , формуючи для цієї складової показника автокогерентності ρ_W табл. 8, що включає в себе три строки (по виду технічного стану) і п'ять стовпчиків (по номеру підгрупи).

Таблиця 8 – Модель для дисперсійного аналізу

j	i				
	1	2	3	4	5
1	z_{11}	z_{12}	z_{13}	z_{14}	z_{15}
2	z_{21}	z_{22}	z_{23}	z_{24}	z_{25}
3	z_{31}	z_{32}	z_{33}	z_{34}	z_{35}

В табл. 8 номери рівнів «ВФ» відповідають номерам строк j . Для формування строк були використані п'ять внутрішньо групових значень (по вертикалі) для 1, 2, 3 груп, яким відповідають строки: 1 група – з першої по п'яту, 2 група – з шостої по десяту, 3 група – з одинадцятої по п'ятнадцяту.

Отримані F -статистики Фішера для дисперсійного аналізу класифікаційних властивостей складових показника автокогерентності ρ_W представлені в табл. 9. Проведений дисперсійний аналіз дозволяє перевірити основну гіпотезу $H_0: \delta_i = 0$. Критичне

Таблиця 10 – Кореляційна матриця

	X_{11}	X_{12}	X_{21}	X_{22}	X_{Σ}
X_{11}	1.000000000	0.117131872	0.379338687	0.073957477	0.117437781
X_{12}	0.117131872	1.000000000	0.626352736	0.994049080	0.999999953
X_{21}	0.379338687	0.626352736	1.000000000	0.537707993	0.626447610
X_{22}	0.073957477	0.994049080	0.537707993	1.000000000	0.994035858
X_{Σ}	0.117437781	0.999999953	0.626447610	0.994035858	1.000000000

Будь-яка F -статистика однофакторного дисперсійного аналізу пов'язана з квадратом коефіцієнту парної кореляції рівнянням [9]:

$$F_{1,n-2} = \frac{R^2}{1-R^2}(n-2), \quad (6)$$

де $n = 15$ (число строк таблиці 7).

З рівняння (6) випливає, що гіпотеза H_0 не відкидається (складові показника автокогерентності ρ_W не корельовані між собою – інформація незалежна) якщо парна кореляція менше або дорівнює критичному значенню:

значення F відповідає умовам: значення чисел ступенів свободи дорівнює 2 і 12, рівень значущості (ризик контролю першого роду) $\alpha = 0.05$.

З табл. 9 слідує, що найкращими класифікаційними (діагностичними) властивостями [7] володіють складові X_{22} , X_{12} показника автокогерентності ρ_W . Оскільки їх F -статистики перевищують критичне значення F більше ніж в три рази ($15.7414 > 3.885294$; $13.14539 > 3.885294$).

Таблиця 9 – F -статистики Фішера для дисперсійного аналізу класифікаційних властивостей складових показника автокогерентності ρ_W

Складові показника автокогерентності ρ_W	F -статистики Фішера	F критичне для числа ступенів свободи 2 і 12
X_{11}	0.640643	3.885294
X_{12}	13.14539	
X_{21}	1.083555	
X_{22}	15.7414	
X_{Σ}	13.14234	

Такою ж перевагою володіє і власне показник автокогерентності $\rho_{W(X_{\Sigma})}$ ($13.14234 > 3.885294$).

Оскільки дані складові показника автокогерентності ρ_W характеризують випадкові (шумові) зміни спектру, це вказує, що основною моделлю нестационарності вимірювальних випадкових вібраційних сигналів є модель спектральної нестационарності за випадковими (шумовими) залишковими змінами вейвлет-спектру [8]. Функціональна змінність вейвлет-спектрів інформацію про зміну технічних станів не несе. Для дослідження інформативної незалежності складових X_{11} , X_{12} , X_{21} , X_{22} , $\rho_{W(X_{\Sigma})}$ була розрахована кореляційна матриця (табл. 10) на базі табл. 7.

$$R_{кр} = \sqrt{F_{кр} / (n + F_{кр} - 2)} = 0.4797. \quad (7)$$

В іншому випадку гіпотеза H_0 відкидається (складові показника автокогерентності ρ_W корельовані між собою – інформація залежна).

З аналізу кореляційної матриці (табл. 10) найбільш інформативні є складові X_{12} та X_{22} показника автокогерентності ρ_W . Складову X_{22} показника автокогерентності ρ_W можна застосовувати тільки однією, т.я. вона сильно корельована з іншими складовими показника автокогерентності ρ_W .

ВИСНОВКИ

На прикладі теплових динамічних процесах показана ефективність розробленого показника автокогерентності ρ_W для задач контролю динамічних властивостей інерційних багатомірних промислових об'єктів. Також показана можливість автоматичної корекції похибки вимірювання температури якщо контролювати весь тепловий процес, а не його окремі значення (табл. 3).

На прикладі вібросигналів показана можливість якісної класифікації (рис. 5) технічних станів, а також кількісної класифікації окремих частотно-часових складових показника автокогерентності ρ_W (табл. 6). Доведено, що найкращими діагностичними властивостями характеризуються випадкові (шумові) складові показника автокогерентності ρ_W (табл. 6 і 9).

СПИСОК ЛІТЕРАТУРИ

1. Термоперетворювачі опору. Загальні технічні вимоги і методи випробування: ДСТУ 2858:2015. – [Чинний від 2017-07-01]. - К. : Держстандарт України 2017. - 21 с. – (Національний стандарт України)
2. Патент № 116115 України, G01H 1/16 П'єзоелектричний вимірювальний перетворювач механічної вібрації / Сокол Є.І., Щапов П.Ф., Мигущенко Р.П., Бойко В.В., Замятін П.М., Кропачек О.Ю., Замятін Д.П., Коржов І.М. – Заявл. 11.11.16; Опубл. 10.05.17, Бюл. № 9.
3. Захожай В.Б. Статистика якості / В.Б. Захожай, А.Ю. Чорний. – К.: МАУП, 2005. – 576 с.
4. Джонсон Н. Статистика и планирование эксперимента в технике и науке: Методы планирования эксперимента / Н. Джонсон, Ф.Лион; пер. з англ. під ред. Е. К. Лецького. – М.: Мир, 1981. – 520 с.
5. Роджерс Д., Адамс Дж. Математические основы машинной графики. — М.: Мир, 2001. — 604 с.
6. Технічне діагностування та контроль технічного стану. Терміни та визначення: ДСТУ 2389-94. – [Чинний від 1995-01-01]. - К.: Держстандарт України 1994. - 24 с. – (Національний стандарт України).
7. Коржов І. М. Дослідження кореляційних моделей спектральної нестационарності випадкових сигналів / П. Ф. Щапов, Р. П. Мигущенко, О. Ю. Кропачек, І. М. Коржов // Метрологія та прилади. – 2018. – №5 (73). – С. 11 – 14.
8. Коржов І. М. Аналіз моделей функції когерентності спектральної нестационарності випадкових сигналів / І.М. Коржов // Вісник Національного технічного університету «ХПІ». – Х.: НТУ «ХПІ», 2018. – № 46 (1322). – С. 30 – 34.
9. Щапов П.Ф. Методи підвищення вірогідності контролю та діагностики стохастичних параметрів об'єктів різної фізичної природи: дис. докт. техн. наук: 05.11.13 / Щапов Павло Федорович. – Харків, 2009. – 368 с.

Рецензент: д-р техн. наук, проф. О. О. Можаяв,
Харківський національний університет внутрішніх справ, Харків
Received (Надійшла) 28.11.2018
Accepted for publication (Прийнята до друку) 23.01.2019

Оценка и исследование чувствительности, дискриминирующих и диагностических свойств показателей автокогерентности

И. М. Коржов, П. Ф. Щапов, Р. П. Мигущенко, О. Ю. Кропачек

Проведена оценка чувствительности корреляционно-спектральной модели показателя автокогерентности многомерного термодинамического процесса, оценка дискриминирующих свойств показателей автокогерентности при классификации вибрации, исследовано диагностические свойства составляющих показателя автокогерентности на примере тепловых и вибросигналов реального промышленного объекта контроля и диагностирования. На примере тепловых динамических процессах показана эффективность разработанного показателя автокогерентности ρ_W для задач контроля динамических свойств инерционных многомерных промышленных объектов. Также показана возможность автоматической коррекции погрешности измерения температуры если контролировать весь тепловой процесс, а не его отдельные значения. На примере вибросигналов показана возможность качественной классификации технических состояний, а также количественной классификации отдельных частотно-временных составляющих показателя автокогерентности ρ_W . Доказано, что лучшими диагностическими свойствами характеризуются случайные (шумовые) составляющие показателя автокогерентности ρ_W .

Ключевые слова: диагностика, контроль, автокогерентность показателя автокогерентности, чувствительность диагностики, дискриминирующие свойства.

Assessment and study of sensitivity, discriminating and diagnostic properties of autocorrelative indicators

I. Korzhov, P. Shchapov, R. Mygoshchenko, O. Kropachek

The estimation of the sensitivity of the correlation spectral model of the auto-coherence index of the multidimensional thermodynamic process, the evaluation of the discriminating properties of the autocorrelation indices in the classification of vibration processes, the diagnostic properties of the components of the auto-coherence index on the example of the thermal and vibration signals of the real industrial object of control and diagnostics are investigated. The example of thermal dynamic processes shows the efficiency of the developed autocorrelation index ρ_W for problems of controlling the dynamic properties of inertial multidimensional industrial objects. Also shown is the possibility of automatic correction of the measurement error of temperature if control of the entire heat process, and not its individual values. The example of vibration signals shows the possibility of qualitative classification of technical states, as well as the quantitative classification of individual frequency-time components of the auto-coherence index ρ_W . It is proved that the best diagnostic properties are characterized by random (noise) components of the auto-coherence index ρ_W .

Keywords: diagnostics, control, auto-coherence, auto-coherence indices, diagnostic sensitivity, discriminating properties.