

STATYSTYCZNA OCENA WYMUSZEŃ DZIAŁAJĄCYCH NA POJAZD NA DRODZE ASFALTOWEJ

LEON PROCHOWSKI (WARSZAWA)

W pracy przedstawiono rezultaty estymacji charakterystyk statystycznych nierówności drogi asfaltowej o znacznej intensywności użytkowania i w stanie wskazującym na zużycie eksploatacyjne oraz miejscowe naprawy, jednak bez wyrw, przełomów i ubytków nawierzchni. Dokonano oceny jakości i dokładności otrzymanych estymatorów w ujęciu, które uwzględnia złożony charakter oddziaływań nierówności drogi na koła pojazdu. Rezultaty badań i obliczeń, które przedstawiono w formie przydatnej do praktycznego wykorzystania, są ściśle związane z doskonaleniem wcześniej opracowanych metod prognozowania stanu obciążeń układu jezdnego i nośnego pojazdów [17].

I. WSTĘP

Uzyskanie precyzyjnej prognozy charakterystyk dynamicznych i trwałości pojazdu wymaga stosowania wiarygodnych modeli obiektu i działających na niego obciążeń. Do najistotniejszych obciążeń pojazdu należy zaliczyć obciążenia wywołane oddziaływaniem nierówności dróg i terenu. Oddziaływanie nierówności drogi na koła pojazdu prowadzi do obniżenia jego trwałości, płynności ruchu oraz bezpieczeństwa i wygody jazdy.

Problematyka wyznaczania charakterystyk statystycznych wymuszeń działających na koła pojazdów jest podnoszona w wielu pracach, m.in. [2, 3, 5–7, 11, 12 i 14–18]. Ich analiza wskazuje na różnorodność stosowanych metod wyznaczania realizacji i charakterystyk statystycznych tych wymuszeń.

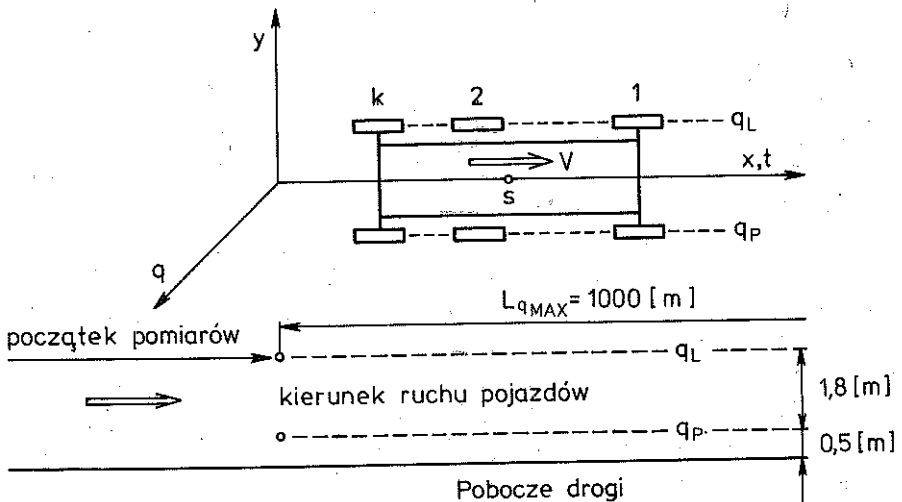
Przedstawione w literaturze wyniki obliczeń odchyłeń standardowych nierówności dróg o nawierzchni asfaltowej (asfaltowo-betonowej) wskazują, że wartości te mieszczą się w granicach od 1 do 20 [mm], jednak najczęściej należą do przedziału (4–8) [mm]. Rezultaty powyższe otrzymano na podstawie pomiarów na odcinkach o długości od 300 do 800 [m] w jednej koleinie, odpowiadającej torowi ruchu środka ciężkości pojazdu. Nieliczne są prace przedstawiające wyniki pomiarów nierówności dróg w dwóch koleinach, które mogą odpowiadać śladom kół lewej i prawej strony pojazdu. Konieczność takiego potraktowania wymuszeń działających od drogi na układ jezdny i nośny pojazdu wynika m.in. z prac [17 i 19].

Pomiary nierówności dróg stanowią podstawę do wyznaczenia charakterystyk wymuszeń kinematycznych działających na koła. Dokładność ich estymacji ma znaczenie podstawowe w procesie identyfikacji dynamicznej i badaniach modeli pojazdów. Biorąc powyższe pod uwagę w pracy przedstawiono rezultaty pomiarów nierówności drogi asfaltowej o znacznej intensywności użytkowania. Na tej podstawie wyznaczono estymatory charakterystyk statystycznych oraz dokonano oceny ich dokładności w ujęciu wynikającym ze złożonego charakteru oddziaływań nierówności dróg na pojazd. Wskazano na specyficzne cechy wymuszeń, które powstają w rezultacie eksploatacyjnego zużycia nawierzchni.

2. POMIAR NIERÓWNOŚCI (PROFILU PODŁUŻNEGO) DROGI

Nierówności drogi są głównym źródłem wymuszeń kinematycznych, które oddziałują na ogumienie kół pojazdu. Własności tych wymuszeń można ustalić na podstawie rezultatów pomiarów profili dróg.

Rysunek 1 ilustruje sposób przeprowadzenia pomiarów nierówności drogi asfaltowej na odcinku Warszawa-Ożarów (trasa E8). Pomiary przeprowadzono metodą geodezyjną z krokiem 0,1 [m] i cyfrową rejestracją wyników.



Rys. 1. Sposób przeprowadzenia pomiarów nierówności drogi; ---- hipotetyczne tory ruchu środków kół lewej i prawej strony pojazdu, s — środek ciężkości masy pojazdu, $1, 2, \dots, k$ — osie kół pojazdu

Wyniki pomiarów są realizacjami procesu stochastycznego $\bar{q}_L^*(x = tV)$ i $\bar{q}_P^*(x = tV)$ przy $V = \text{const}$.

Rozważany proces stochastyczny posiada praktycznie nieograniczone pasmo częstotliwości. Jednak wrażliwość pojazdów na wymuszenia o częstotli-

wościach poniżej $0,3 f_{RMIN} - f_{RMIN}$ oznacza najniższą częstość drgań własnych pojazdu — jest znikoma. Stąd oddziaływanie nierówności (harmonik) o długościach powyżej 100 do 200 [m] ma charakter quasi-statyczny i nie pobudza do drgań układu dynamicznego pojazdu. Na tej podstawie oraz na podstawie rezultatów badań procesu ustalania się charakterystyk statystycznych odpowiedzi układu dynamicznego pojazdu [10 i 17] — uznano za dopuszczalne ograniczenie długości badanych realizacji do $L_{qMAX} = 1000$ [m].

Współpraca elastycznego ogumienia z drogą sprzyja „uśrednieniu” i „wygładzeniu” oddziaływań nierówności obejmowanych obszarem styku opony z drogą. W rezultacie oddziaływanie na pojazd wysoko-częstotliwościowych składników profilu drogi jest ograniczone do zakresu [17]

$$(2.1) \quad f_G = \frac{(0,9 - 1,3)}{\pi l_K} V_{MAX},$$

gdzie V_{MAX} oznacza maksymalną prędkość jazdy pojazdu w [m/s] oraz l_K długość obszaru styku opony z drogą.

Zasada dyskretyzacji ciągłej funkcji losowej, sformułowana przez C. Shannona i W. Kotiełnikowa, pozwala ustalić

$$\Delta t = \frac{1}{k_1 f_G}, \quad k_1 > 2.$$

Stąd, po podstawieniu (2.1) z uwzględnieniem: $l_K = 0.2$ [m], $k_1 = 4$, wyznaczono krok pomiarowy realizacji, który powinien wówczas wynosić nie więcej niż 0.12 [m].

Przyjęto

$$\Delta l_q = \Delta t V = 0,1 \text{ [m]}.$$

Realizacje $\hat{q}^*(t)$ przy $V = \text{const}$ poddano cyfrowej filtracji pasmowej, środkowoprzepustowej w przedziale (0,3–50) [Hz]. Ograniczenie pasma częstości badanej realizacji jest warunkiem niezbędnym do uzyskania poprawnych estymatorów charakterystyk statystycznych, przede wszystkim gęstości widmowej.

Tablica 1

Realizacja*	Liczność próbeki N	Poziom istotności α	χ_{TEOR}	χ_{RZECZ}	Relacja
* q_L	100	0,005	35,72	35,44	$\chi_T > \chi_R$
* q_P	100	0,01	46,96	38,15	— —
* q_P	1000	0,01	20,09	19,62	— —
q_L	100	0,005	20,28	18,99	— —
q_P	100	0,005	49,65	43,53	— —

Filtracja górnoprzepustowa (przedział $f \geq 0,3$ [Hz]) usuwa trend realizacji i sprzyja jej scentrowaniu. Natomiast filtracja dolnoprzepustowa (przedział $f \leq 50$ [Hz]) pozwala uniknąć szkodliwego wpływu tzw. nakładania się harmonik o częstościach powyżej f_G na wartości estymatora gęstości widmowej w przedziale $f < f_G$. Otrzymane tym sposobem realizacje $q(t)$ spełniają test stacjonarności w szerszym sensie [16].

Przeprowadzono postępowanie sprawdzające zgodność rozkładu wartości z realizacji $\hat{q}(t)$ i $q(t)$ z rozkładem normalnym. W tym celu wykorzystano test zgodności χ^2 na poziomie istotności α . Wyniki obliczeń zestawione w tablicy 1 wskazują, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o rozkładzie normalnym.

3. ESTYMACJA WARIANCJI I FUNKCJI KORELACJI

Nieobciążony estymator wariancji wyznaczono z realizacji scentrowanych, zatem

$$(3.1) \quad D[q(t)] = \hat{\delta}_q^2 = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^N [q(h\Delta t)]^2,$$

gdzie D oznacza operator wariancji,

$$N = \frac{T_R}{\Delta t} + 1, \quad T_R = L_q V, \quad L_q < L_{q\text{MAX}},$$

$$\Delta t = \frac{\Delta l_q}{V}, \quad L_q = (N-1) \Delta l_q,$$

oraz $\hat{\delta}_q$ oznacza estymator odchylenia standardowego, $q \in \{q_L, q_P\}$.

Tablica 2

Realizacje	Odchylenie standardowe $\hat{\delta}_q$ [mm]					
	$N = 2000$	3000	4000	5000	6000	8000
$q_L(t)$	4,96	5,06	4,90	4,96	5,03	4,94
$q_P(t)$	6,19	6,14	5,99	6,30	6,31	6,29

W tablicy 2 zestawiono wyniki obliczeń estymatorów odchylenia standardowego dla 6 realizacji o różnych długościach.

Rezultaty obliczeń wskazują, że odchylenie standardowe $\hat{\delta}_{q_P}$ jest średnio o 20% wyższe od $\hat{\delta}_{q_L}$. Fakt ten potwierdza obserwowane często w praktyce

różnice w intensywności oddziaływań na koła lewej i prawej strony pojazdu poruszającego się po drogach eksploatowanych przez długi okres.

Estymator funkcji korelacji przedstawiono w postaci

$$(3.2) \quad \hat{K}_q(i\Delta t) = \frac{1}{N-i} \sum_{h=1}^{N-i} q(h\Delta t) q[(h+i)\Delta t],$$

gdzie $i = 0, 1, 2, \dots, m$, $\tau = i\Delta t$, $m \ll N$.

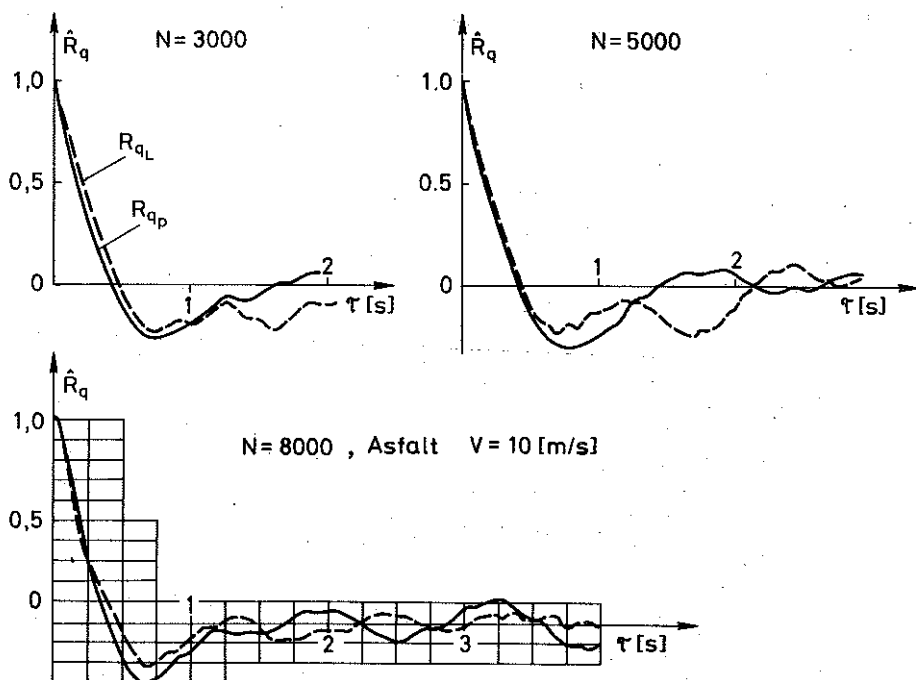
Współzależność realizacji q_L i q_P w dziedzinie czasu można ocenić na podstawie wykresu funkcji korelacji wzajemnej

$$(3.3) \quad \hat{K}_{q_P q_L}(i\Delta t) = \frac{1}{N-i} \sum_{h=1}^{N-i} q_P(h\Delta t) q_L[(h+i)\Delta t].$$

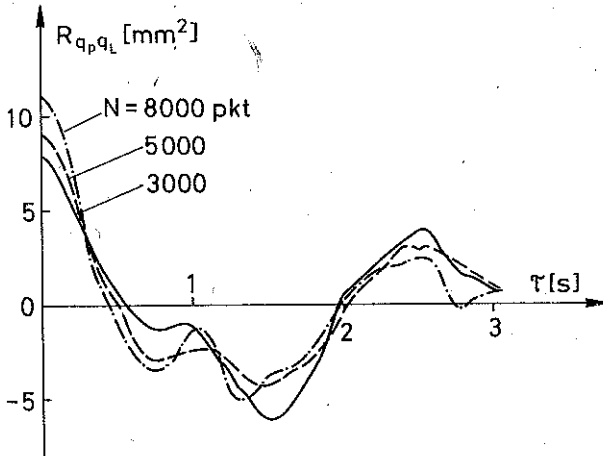
Na rysunku 2 zestawiono wykresy estymatorów unormowanej funkcji korelacji

$$\hat{R}_q(i\Delta t) = \frac{1}{\hat{\sigma}_q^2} \hat{K}_q(i\Delta t), \quad q \in \{q_L, q_P\}.$$

Na rys. 3 pokazano wykresy estymatorów funkcji korelacji wzajemnej $\hat{K}_{q_P q_L}$ dla trzech realizacji o różnych długościach. Obserwowane wykresy



Rys. 2. Zestawienie wykresów estymatorów unormowanej funkcji korelacji, obliczonych z realizacji $q_L(t)$ i $q_P(t)$ o różnych długościach



Rys. 3. Zestawienie estymatorów funkcji korelacji wzajemnej, które wyznaczono z realizacji wykorzystywanych uprzednio w obliczeniach funkcji korelacji przedstawionych na rys. 2

(rys. 2 i 3) wskazują, że zwiększenie długości realizacji powyżej $N = 3000$ wpływa w niewielkim stopniu na przebieg estymatorów funkcji korelacji. Zakres obliczeń estymatorów ograniczono do przedziału $i \in \langle 0; m = 0, 1 N \rangle$. Znajomość funkcji korelacji pozwala ocenić efektywność estymatora wariancji [6 i 16]:

$$(3.4) \quad D[\hat{\delta}_q^2] = \frac{2}{N} K_q^2(0) + \frac{4}{N} \sum_{h=1}^{N-1} \left(1 - \frac{h}{N}\right) K_q^2(h\Delta t).$$

Oczywiście

$$D[\hat{\delta}_q^2] \xrightarrow{N \rightarrow \infty} 0.$$

Obciążenie estymatorów (3.2) i (3.3) dla dużego N jest pomijalne [20], tj.

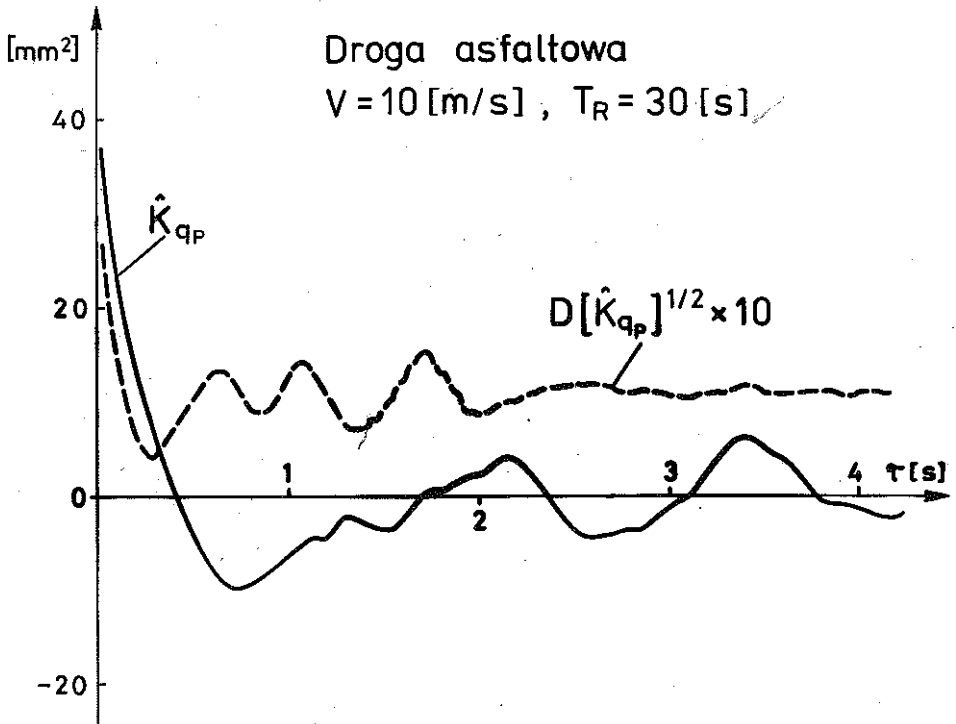
$$(3.5) \quad E[\hat{K}_q(i\Delta t)] = K_q(i\Delta t),$$

gdzie E oznacza operator wartości średniej.

Wariancja estymatorów funkcji korelacji jest zależna od poszukiwanych funkcji korelacji mianowicie

$$(3.6) \quad D[\hat{K}_q(i\Delta t)] = \frac{1}{N} [\hat{K}_q^2(0) + K_q^2(i\Delta t)] + \frac{2}{N} \sum_{h=1}^{N-1} \left(1 - \frac{h}{N}\right) * \{K_q^2(h\Delta t) + K_q[(h+i)\Delta t] K_q[(h-i)\Delta t]\},$$

$$(3.7) \quad D[\hat{K}_{q_{LqP}}(i\Delta t)] = \frac{1}{N} \sum_{h=-N+1}^{N-1} \left(1 - \frac{|h|}{N}\right) \{K_{q_{L}}(h\Delta t) K_{q_P}(h\Delta t) + K_{q_{LqP}}[(h+i)\Delta t] K_{q_{PqL}}[(h-i)\Delta t]\}.$$



Rys. 4. Wykres estymatora funkcji korelacji i jego odchylenia standardowego; obliczenia przeprowadzono dla $N = 3000$ pkt.

W tej sytuacji ocena estymatora funkcji korelacji może być dokonana tylko w przybliżeniu, które wynika z konieczności wykorzystania w (3.6) i (3.7) estymatorów zamiast funkcji korelacji. Na rysunku 4 zestawiono wykresy estymatora funkcji korelacji $\hat{K}_{q_p}(\tau)$ i jego odchylenia standardowego.

Tablica 3

Realizacja $q_p(t)$	Zestawienie wariancji [mm^2]					
	$N = 2000$	3000	4000	5000	6000	8000
Wariancja $D[q_p]$	38,3	37,7	35,9	39,7	39,8	39,6
Odchylenie standardowe estymatora wariancji $(D[\hat{\delta}_{q_p}^2])^{1/2}$	5,22	3,91	3,46	3,92	4,00	3,72
Odchylenie standardowe estymatora funkcji korelacji $(E[D[\hat{K}_{q_p}(\tau \approx 0,1 T_R)]])^{1/2}$	2,21	1,19	1,23	1,08	0,87	0,92

W przedziale $\tau/T_R = 0,08$ do $0,1$ przebieg wariancji estymatora \hat{K}_q wyraźnie się stabilizuje. Wyniki obliczeń zestawione w tabelicy 3 wskazują, że ze wzrostem N maleje wariancja estymatora wariancji i estymatora funkcji korelacji (w sensie wartości średniej przy $\tau = (0,08; 0,1) T_R$). Przy $N > 4000$ spadek wariancji obliczanych estymatorów ze wzrostem N jest niewielki.

4. ESTYMACJA GĘSTOŚCI WIDMOWEJ I KOHERENCJI

Estymatory gęstości widmowych G_q wyznaczono metodą Blackmana-Tukeya. Dogodność jej stosowania wynika z możliwości wykorzystania poprzednio wyznaczonych estymatorów funkcji korelacji do obliczania \hat{G}_q oraz oszacowania ich efektywności. Wykorzystano tu związek pomiędzy funkcją korelacji a gęstością widmową:

$$(4.1) \quad G_q(f) = 4 \int_0^{\infty} K_q(\tau) \cos 2\pi f \tau d\tau, \quad f \geq 0.$$

Uwzględniając dyskretną postać funkcji korelacji oraz mając na uwadze, że dla $\tau > \tau_m$ wartości estymatora $\hat{K}_q(\tau)$ zawierają coraz mniej pewną informację, otrzymaliśmy na podstawie [13 i 16]

$$(4.2) \quad \hat{G}_q(f) = 2\Delta t \hat{K}_q(0) + 4\Delta t \sum_{h=1}^m \hat{K}_q(h\Delta t) k(h\Delta t) \cos 2\pi f h\Delta t,$$

gdzie $k(h\Delta t)$ oznacza funkcję obciążenia estymatora funkcji korelacji, spełniającą warunek

$$(4.3) \quad k(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} g(f) e^{j2\pi f \tau} df;$$

$$(4.4) \quad \int_{-\infty}^{\infty} g(f) df = k(0) = 1.$$

We wzorach tych występuje funkcja wagi $g(f)$ estymatora $\hat{G}(f)$ oraz

$$f = f_n = n\Delta f = \frac{n}{2m\Delta t}, \quad m = 0,1 N, \quad \tau_m = m\Delta t.$$

Korzystając z poprzednio wyznaczonych estymatorów funkcji korelacji wzajemnej obliczono estymatory wzajemnej gęstości widmowej:

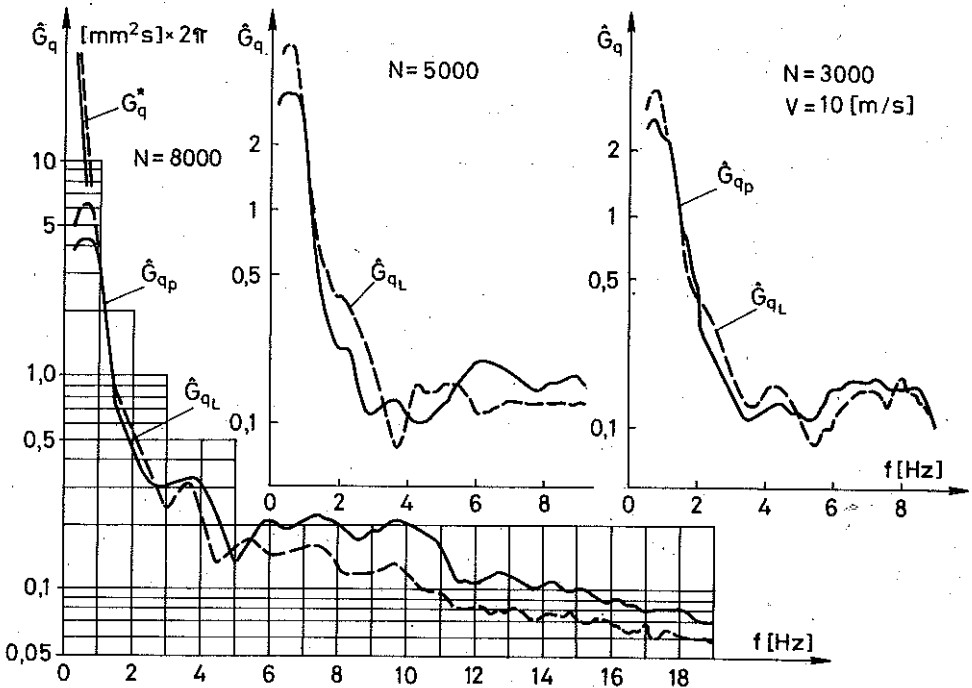
$$\hat{G}_{qpqL}(f) = \hat{U}_{PL}(f) - j V_{PL}(f), \quad j = \sqrt{-1},$$

gdzie

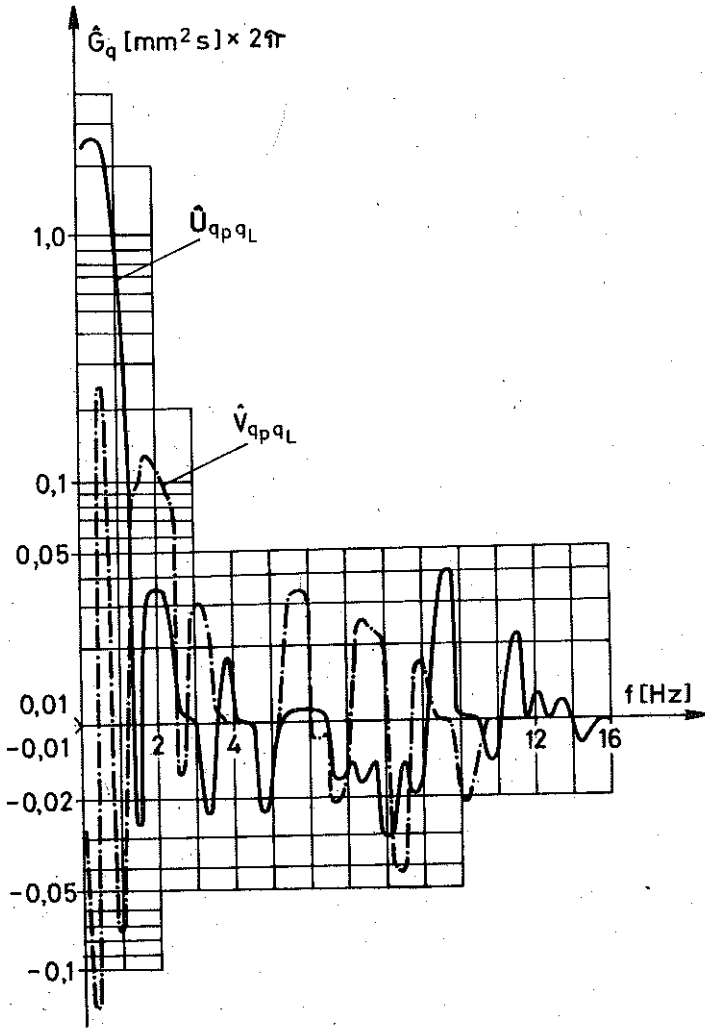
$$\begin{aligned} \hat{U}_{PL}(f) &= 2\Delta t \hat{K}_{qPqL}(0) + 2\Delta t \sum_{h=1}^m [\hat{K}_{qPqL}(h\Delta t) + \hat{K}_{qLqP}(h\Delta t)] * \\ & \quad * k(h\Delta t) \cos 2\pi f h \Delta t, \\ \hat{V}_{PL}(f) &= 2\Delta t \sum_{h=1}^m [\hat{K}_{qPqL}(h\Delta t) - \hat{K}_{qLqP}(h\Delta t)] k(h\Delta t) \sin 2\pi f h \Delta t. \end{aligned}$$

Korzystając z przedstawionych wzorów wyznaczono estymatory gęstości widmowej i wzajemnej gęstości widmowej oraz dokonano oceny ich jakości. Na rysunku 5 przedstawiono wykresy $\hat{G}_{qL}(f)$ i $\hat{G}_{qP}(f)$ oraz zaznaczono wykresy estymatorów gęstości widmowych \hat{G}_q^* , obliczonych z realizacji $\hat{q}_L^*(t)$ i $\hat{q}^*(t)$ przy $N = 8000$ pkt. W przedziale $f \in (0,8; 25 \text{ Hz})$ wykresy \hat{G}_q^* i \hat{G}_q praktycznie pokrywają się. Wykres estymatora wzajemnej gęstości widmowej pokazano na rysunku 6. Rezultaty te uzyskano przez uśrednienie wyników obliczeń z $N_1 = 5$ realizacji o tej samej długości

$$G_q(f_n) = \frac{1}{N_1} \sum_{s=1}^{N_1} G_q^{(s)}(f_n).$$



Rys. 5. Zestawienie uśrednionych wykresów estymatorów gęstości widmowych obliczonych z realizacji $q_L(t)$ i $q_P(t)$

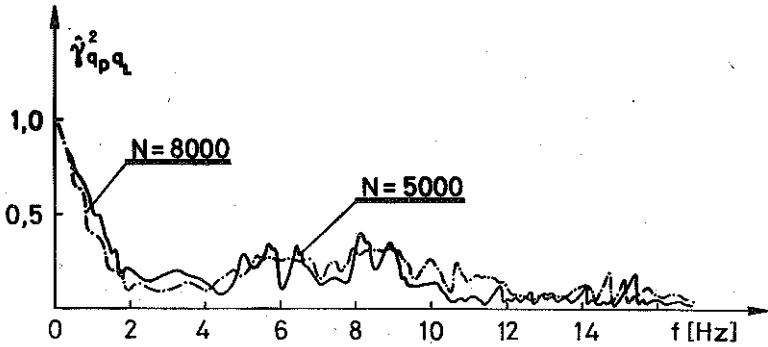


Rys. 6. Uśredniony wykres części rzeczywistej i urojonej estymatora wzajemnej gęstości widmowej; obliczenia wykonano dla realizacji, których gęstości widmowe G_{qL} i G_{qp} przedstawiono na rys. 5 przy $N = 8000$, $V = 10$ m/s

Wartości $G_q^{(s)}$ odnoszą się do pojedynczej realizacji. Podobną technikę uśredniania zastosowano podczas obliczeń estymatora funkcji koherencji, którego wartości wyznaczono ze wzoru

$$(4.5) \quad \hat{\gamma}_{qpqL}^2(f) = \frac{|\hat{G}_{qpqL}(f)|^2}{\hat{G}_{qp}(f) \hat{G}_{qL}(f)}$$

Rysunek 7 przedstawia wykres estymatorów funkcji koherencji, które wyznaczono ze wzoru (4.5) dla $L_q = 500$ i 800 [m]. Na rysunkach, które



Rys. 7. Zestawienie uśrednionych wykresów estymatorów funkcji koherencji obliczonych z realizacji, których gęstości widmowe przedstawiono na rys. 5 przy $N = 5000$ i 8000 pkt, $V = 10$ m/s

zawierają charakterystyki statystyczne szczególnie przydatne w badaniach modelowych, naniesiono siatkę skali.

Właściwie dobrana funkcja wagi pozwala zmniejszyć obciążenie i wariancję estymatora oraz umożliwia uśrednienie gęstości widmowej w przedziale częstotliwości tak, aby zachować jednocześnie jej wysoką rozdzielczość względem częstotliwości. Rozważono następujące miary jakości estymatorów gęstości widmowej:

obciążenie estymatora

$$B = E [\hat{G}_q(f) - G_q(f)];$$

błąd względny, średniokwadratowy

$$\varepsilon^2 = \frac{D [\hat{G}_q(f)]}{G_q^2(f)}.$$

Korzystając z (3.5) i (4.1) dokonano następujących przekształceń:

$$(4.6) \quad B = E [\hat{G}_q(f) - G_q(f)] \approx 4 \int_0^\infty K_q(\tau) k(\tau) \cos 2\pi f \tau d\tau - \\ - 4 \int_0^\infty K_q(\tau) \cos 2\pi f \tau d\tau = 4 \int_0^\infty [k(\tau) - 1] K_q(\tau) \cos 2\pi f \tau d\tau.$$

Wykorzystując (3.5) i wzory podane w [6] można napisać

$$D [\hat{G}_q(f)] = E [\hat{G}_q(f)]^2 = E \left[2 \int_{-\infty}^\infty \hat{K}_q(\tau) k(\tau) \cos 2\pi f \tau d\tau \right]^2 = \\ \approx \frac{G_q^2(f)}{N \Delta t} \int_{-\infty}^\infty k^2(\tau) d\tau.$$

Zatem

$$(4.7) \quad \varepsilon^2 \approx \frac{1}{T_R} \int_{-\infty}^{\infty} k^2(\tau) d\tau.$$

Wzory (4.6) i (4.7) wskazują, że o jakości estymatorów gęstości widmowej w poważnym stopniu decyduje funkcją wagi. Biorąc pod uwagę liczne dominanty i szerokopasmowy charakter rozważanej gęstości widmowej, na podstawie [6, 13 i 16] za najdogodniejszą w omawianym problemie uznano funkcję wagi Hamminga:

$$(4.8) \quad k(\tau) = \begin{cases} 0,54 + 0,46 \cos \frac{\pi\tau}{\tau_m} & \text{dla } |\tau| \leq \tau_m, \\ 0 & \text{dla } |\tau| > \tau_m, \end{cases}$$

gdzie $\tau = h \Delta t$ oraz $\tau_m = m \Delta t$.

Po podstawieniu (4.8) do (4.6) i (4.7) otrzymano

$$B \approx \frac{\pi^2}{4,35 \tau_m^2} 4 \int_0^{\infty} \tau^2 K_q(\tau) \cos 2\pi f \tau d\tau = 0,058 \frac{G_q''(f)}{\tau_m^2},$$

$$G_q''(f) = \frac{d^2 G_q(f)}{df^2},$$

$$\varepsilon^2 \approx \frac{4}{5} \frac{\tau_m}{T_R}.$$

W tabelicy 4 zestawiono wartości obciążenia estymatora $\hat{G}_{q_L}(f)$, które obliczono przy wykorzystaniu funkcji wagi Hamminga. Są to rezultaty uzyskane z pojedynczej realizacji o następujących parametrach:

$$L_q = 500 \text{ [m]}, \quad \tau_m = 5 \text{ [s]}, \quad \Delta t = 0,01 \text{ [s]}, \quad V = 10 \text{ [m/s]}.$$

W tabelicy 5 umieszczono wartości obciążenia obliczanych estymatorów i błędu średniokwadratowego dla różnych długości realizacji. Obliczone estyma-

Tablica 4

f [Hz]	0,14	0,33	0,53	0,72	0,91	1,29	1,67	2,05	2,44	2,82	3,20	3,58
$\hat{G}(f)$ [mm ² s]	3,8	28,9	41,0	32,1	13,2	3,7	2,1	2,8	1,8	1,3	0,94	0,88
B [mm ² s]	0,030	0,032	0,0079	0,011	0,0073	0,00075	0,0014	0,0044	0,0022	0,00013	0,00009	0,00006

Tablica 5

L_q [m]	100	300	500	800
τ_m [s]	1	3	5	8
ε^2	0,02	0,02	0,02	0,02
B_{MAX} [mm ² s]	0,54	0,12	0,032	0,018

tory $\hat{G}_q(f)$ wykazują malejące obciążenie ze wzrostem f i L_q . Przyjęta metodologia obliczeń pozwoliła uzyskać estymatory o malejącym obciążeniu przy stałej, niewielkiej wartości błędu średniokwadratowego. Dodatkowo w tablicy 6

Tablica 6

L_q [m]	100	300	500	800
$D [q_p]$ [mm ²]	42,2	37,7	39,7	39,6
$\int_0^G G_{q_p}(f) df$ [mm ²]	41,0	37,2	39,5	39,4

zebrano odchylenia standardowe wyznaczone bezpośrednio z realizacji oraz przez całkowanie estymatora gęstości widmowej. Wysoka zgodność tak uzyskanych odchyłeń standardowych potwierdza dobrą jakość obliczonych estymatorów gęstości widmowych.

5. PODSUMOWANIE

Przedstawione wykresy estymatorów charakterystyk statystycznych wymuszeń działających na koła pojazdu poruszającego się po drodze o nawierzchni asfaltowej pozwalają stwierdzić, co następuje:

1. Eksploatacyjne zużycie nawierzchni dróg prowadzi do znacznego zróżnicowania wykresów i wartości charakterystyk statystycznych wyznaczonych z realizacji $q_p(t)$ i $q_L(t)$.

2. Odchylenie standardowe wymuszeń działających na koła prawej strony pojazdów jest większe w przybliżeniu o 20% od wymuszeń działających na koła lewej strony pojazdu.

3. Zestawienie gęstości wdmowych \hat{G}_{q_p} i \hat{G}_{q_L} oraz koherencji $\gamma_{q_p q_L}^2$ wskazuje, że w strukturze q_L uwidaczniają się w większym stopniu niż w q_p wymuszenia niskoczęstotliwościowe. Wymuszenia te są typowymi na drogach

w dobrym stanie i związane w sposób naturalny z konfiguracją podłoża oraz technologią układania nawierzchni.

4. W przedziale $f > 5$ [Hz] G_{q_p} znacznie przekracza G_{q_L} wskazując na obecność krótkich nierówności, których pochodzenie na prawym pasie nawierzchni jest rezultatem zwiększonego zużycia tej części nawierzchni i jej naprawiania.

5. Wyraźny wzrost koherencji, który zaobserwowano w przedziale $f = 6$ do 10 [Hz] wskazuje na jednorodność źródeł powstawania krótkich nierówności na drodze asfaltowej podczas jej użytkowania. Przedział ten, jak wiadomo, obejmuje częstotliwości drgań własnych mas układu jezdnego i napędowego wielu typów samochodów ciężarowych średniej i dużej ładowności.

6. Przy ogólnej tendencji do zmniejszania się wartości $G_q(f)$ ze wzrostem f , w przedziale (6–10) [Hz] zaobserwowano zahamowanie spadku i występowanie miejscowych dominant wartości estymatorów \hat{G}_{q_p} i \hat{G}_{q_L} . Ten charakter wykresów G_{q_p} i G_{q_L} umacnia wnioski, które wynikają z analizy funkcji koherencji i wskazują na istotny udział (w ogólnym bilansie drgań pojazdu) wymuszeń należących do tego pasma częstotliwości.

7. Niskie wartości funkcji koherencji w całym zakresie częstotliwości potwierdzają ogólnie słaby związek pomiędzy wymuszeniami, które działają na koła lewej i prawej strony pojazdu na tego typu nawierzchniach dróg.

8. Przyjęta długość odcinka pomiarowego jest wystarczająca do uzyskania wysokiej jakości estymatorów charakterystyk statystycznych wymuszeń działających jednocześnie na koła lewej i prawej strony pojazdu. Wykresy obliczanych estymatorów przy $N > 3000$ ulegają tylko niewielkim zmianom ze wzrostem długości realizacji, zachowując jednak tendencję do zmniejszania wariancji i obciążenia estymatorów ze wzrostem N .

Uzyskane rezultaty w niektórych obszarach różnią się od wyników badań zamieszczanych w literaturze technicznej, przede wszystkim pod względem stwierdzonych znacznych różnic w wartościach odchyień standardowych δ_{q_p} i δ_{q_L} , niskiej koherencji $\gamma_{q_p q_L}^2$ oraz zaobserwowanych dominant wykresów gęstości widmowych i koherencji w pasmie $f = 6$ do 10 [Hz].

Za autorami pracy [8] należy nadmienić, że oddziaływanie pojazdów powoduje specyficzne ukształtowanie nierówności dróg gruntowych oraz brukowanych. Stąd wykresy gęstości widmowych tego typu dróg mogą zawierać miejscowe dominanty i odcinki o niemalejących ze wzrostem f wartościach $G_q(f)$.

otrzymane rezultaty wyrażają w sposób ilościowy intuicyjnie wcześniej wysuwane wnioski odnośnie do struktury wymuszeń działających na koła pojazdu na niektórych odcinkach intensywnie eksploatowanych dróg o nawierzchniach asfaltowych. Potwierdzają, że na nawierzchniach asfaltowych pojawiają się nierówności wynikające ze skutków dynamicznego oddziaływania pojazdów na drogę.

LITERATURA CYTOWANA W TEKŚCIE

1. H. BRAUN, *Untersuchungen über Fahrahunenebenheiten*, Deutsche Kraftfahrtsforschung und Strassenverkehrstechnik, Heft 186, 1966.
2. Z. BURDZIŃSKI, M. GÓRSKI, *Charakterystyki probabilistyczne i klasyfikacja nierówności terenu i dróg*. Materiały konferencji „Współczesne środki techniczne i organizacyjne w transporcie”, Wyd. Politechniki Warszawskiej, 1974.
3. C. J. DODDS, J. D. ROBSON, *The description of road surface roughness*, JSV, **31**, 2, 1973.
4. А. К. ФРУМКИН, Б. Р. СТРАМИЛОВ, *О статистических характеристиках продольного профиля горных дорог*, Автомобильная промышленность, Но 7, 1981.
5. Р. И. ФУРНИЖЕВ, *Автоматизированное проектирование колебательных систем*, Вышэйшая школа, Минск 1977.
6. Ю. И. ГРИБАНОВ, В. Л. МАЛЬКОВ, *Спектральной анализ случайных процессов*, Энергия, Москва 1974.
7. А. А. ХАЧАТУРОВ, В. Л. АФАНАСЬЕВ, В. С. ВАСИЛЬЕВ, *Расчет эксплуатационных параметров движения автомобиля и автопоезда*, Транспорт, Москва 1982.
8. А. А. ХАЧАТУРОВ и др., *Динамика системы дорога-шина-автомобиль-водитель*, Машиностроение, Москва 1976.
9. L. J. HOWELL, *Power spectral density analysis of vehicle vibrations using the Nastran computer program*, SAE 740328.
10. T. KASPRZYK, L. PROCHOWSKI, S. SULEJ, *Symulacja procesów w modelowaniu dynamiki samochodu*, Biul. WAT, **34**, 9, Warszawa 1985.
11. T. KASPRZYK, L. PROCHOWSKI, *O kształtowaniu funkcji wymuszającej drgania pojazdu*, II Konferencja „Metody i środki projektowania automatycznego”, Wyd. Politechniki Warszawskiej, Warszawa 1979.
12. T. KOBIELAK, *Charakterystyka nierówności i klasyfikacja polskich dróg kolowych*, Prace Inst. Materiałoznawstwa i Mech. Teoret., Nr 13, Politechnika Wroclawska, 1973.
13. A. OPPENHEIM, R. SCHAFER, *Cyfrowe przetwarzanie sygnałów*, WKiŁ, Warszawa 1979.
14. И. Т. ПАРХИЛОВСКИЙ, *Исследование вероятностных характеристик поверхностей распределенных типов дорог*, Автомобильная промышленность, Но 8, 1968.
15. Я. М. ПЕВЗНЕР, А. А. ТИХОНОВ, *Результаты обледования микропрофилей основных типов автомобильных дорог*, Труды НАМИ, выпуск 8, Москва 1963.
16. L. PROCHOWSKI, *Estymacja charakterystyk statystycznych funkcji wymuszającej drgania pojazdu*, Biul. WAT, **30**, 4, Warszawa 1981.
17. L. PROCHOWSKI, *Obciążenia dynamiczne układu nośnego pojazdu mechanicznego, podstawy prognozowania, weryfikacja doświadczalna*, Dodatek do Biul. WAT, nr 12 (364), Warszawa 1982.
18. R. W. ROTENBERG, *Zawieszenie samochodu*, WKiŁ, Warszawa 1974.
19. D. D. STYLES, C. J. DODDS, *Simulation of random environments of structural dynamics testing*, Experimental Mech., **16**, 11, 1976.
20. S. J. WILENKIN, *Statystyczne metody badania układów sterowania automatycznego*, WNT, Warszawa 1969.

РЕЗЮМЕ

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ВЫНУЖДЕНИЙ ДЕЙСТВУЮЩИХ НА
АВТОТРАНСПОРТНОЕ СРЕДСТВО НА АСФАЛЬТОВОЙ ДОРОГЕ

В работе представлены результаты оценки статистических характеристик неровностей асфальтовой дороги со значительной интенсивностью эксплуатации и в состоянии, указывающем на эксплуатационный износ и местные ремонты, однако без прорывов, переомов и убытков покрытий. Проведена оценка качества и точности полученных оценок в подходе, который учитывает сложный характер воздействия неровностей дороги на колеса автотранспортного средства. Результаты исследований и расчетов, которые представлены в форме пригодной для практического использования, точно связаны с усовершенствованием ранее разработанных методов прогнозирования состояния нагружений ходовой и несущей систем автотранспортных средств [17].

SUMMARY

STATISTICAL ESTIMATION OF EXCITATIONS ACTING UPON A VEHICLE
ON ASPHALT ROAD

In the paper the results of estimating the statistical characteristics of asphalt road irregularities are shown. The road has been considered as having substantial traffic intensity and considerable surface wear and bearing traces of local repairs, but without pot-holes, fissures and gaps. The quality and accuracy of the obtained estimates have been examined in a way which takes into account the complexity of interactions between the road irregularities and the wheel. The results of investigations and calculations are strictly related to the improvement of the previously developed methods of forecasting the loads of a vehicle suspension system and carrying structure. These results are presented in a practically applicable form.

WOJSKOWA AKADEMIA TECHNICZNA
INSTYTUT POJAZDÓW MECHANICZNYCH

Praca została złożona w Redakcji w dniu 4 sierpnia 1986 r.