

Prof. Zdzisław Chłopek, Ph.D., D.Sc., Eng.
Automotive Industry Institute
55 Jagiellonska Street, 01-301 Warsaw, Poland
E-mail: Zdzislaw.Chlopek@pimot.eu, Zdzislaw.Chlopek@gmail.com
Tel. +48 22 7777019; +48 603861709

Synteza testów jezdnych zgodnie z kryteriami podobieństwa charakterystyk częstotliwościowych

The synthesis of driving tests according to the criteria of similarity of frequency characteristics

Keywords: cars, driving tests, frequency characteristics

Abstract: The paper presents an original method for the synthesis of driving tests, treated as a set of stochastic process realizations of car speed, using the similarity criterion amplitude-frequency characteristics in terms of research and actual use of a vehicle. With the treatment of the test as a set of the process realizations it is possible to accidentally in the proposed method not only determine the values of zero-dimensional characteristics defining properties of cars, but it is also possible probabilistic evaluation of these properties. In the study, the sample projects and investigated the stochastic process speed in the test based on the amplitude-frequency characteristics of the test FTP-75 (Federal Test Procedure).

Keywords: samochody, testy jezdne, charakterystyki częstotliwościowe

Streszczenie: W pracy przedstawiono autorską metodę syntezy testów jezdnych, traktowanych jako zbiór realizacji procesu stochastycznego prędkości samochodu, z zastosowaniem kryterium podobieństwa charakterystyki amplitudowo-częstotliwościowej w warunkach badań i rzeczywistego użytkowania pojazdu. Dzięki potraktowaniu testu jako zbioru realizacji procesu przypadkowego jest możliwe w proponowanej metodzie nie tylko wyznaczanie wartości ocenianych zerowymiarowych charakterystyk, określających właściwości użytkowe samochodów, ale i jest możliwa również ocena probabilistycznych właściwości tych wielkości. W pracy wyznaczono i przebadano przykładowe realizacje procesu stochastycznego prędkości w teście na podstawie charakterystyki amplitudowo-częstotliwościowej testu FTP-75 (*Federal Test Procedure* – federalna procedura badawcza).

Wstęp

Celem pracy jest przedstawienie opracowanej przez autora metody tworzenia testów jezdnych, traktowanych jako realizacje procesu stochastycznego modelującego warunki rzeczywistego użytkowania pojazdu samochodowego. Istotą oryginalności przedstawionej metody jest nie tylko potraktowanie testów jezdnych jako realizacji procesu stochastycznego, ale i przyjęcie do syntezy realizacji testów kryterium podobieństwa charakterystyk w dziedzinie częstotliwości w czasie rzeczywistego użytkowania samochodów i w czasie badań. Badanie samochodów w testach jezdnych umożliwia ocenę właściwości pojazdów. Do ocenianych w testach jezdnych właściwości pojazdów samochodowych zalicza się przede wszystkim: emisję zanieczyszczeń, zużycie paliwa i zużycie energii. Badania prowadzone w klasycznych testach umożliwiają ocenę właściwości pojazdów w przyczynowych warunkach ich ruchu, natomiast w wyniku badań samochodów w testach, będących realizacjami procesu stochastycznego prędkości, jest możliwa również ocena probabilistycznych właściwości badanych wielkości.

Do wyznaczania testów jezdnych można stosować następujące metody [3, 4, 9, 17]:

- opracowanie testów o założonym przebiegu prędkości względnej, odniesionej do prędkości maksymalnej,
- opracowanie testów zgodnie z zasadą wiernej symulacji przebiegu prędkości w dziedzinie czasu,
- inne metody, np. opracowanie testów zgodnie z kryteriami podobieństwa charakterystyk procesu prędkości w różnych dziedzinach, np. czasu, zmiennej niezależnej przekształcenia całkowitego przebiegu czasowego lub wartości procesu.

Jako kryteria przy opracowywaniu testów jezdnych przyjmuje się podobieństwo zerowymiarowych charakterystyk testów i procesów prędkości w czasie rzeczywistego użytkowania samochodów i w czasie badań [3, 4, 9, 17].

Do wyznaczenia charakterystyk procesów prędkości do opracowania testów jezdnych można wykorzystać dziedziny [4]:

- czasu,
- zmiennej niezależnej przekształcenia całkowitego przebiegu czasowego, najczęściej częstotliwości,
- wartości procesu.

Najczęściej wykorzystywaną charakterystyką zerowymiarową w dziedzinie czasu jest wartość średnia prędkości [3, 4, 9, 17]. Można również rozpatrywać: wartość średniokwadratową, wariancję, odchylenie standardowe, medianę, a także wartości ekstremalne [2, 3]. Spotyka się również przy opracowywaniu testów jezdnych inne charakterystyki zerowymiarowe, np. wartość średnią wartości bezwzględnej iloczynu prędkości i przyspieszenia czy wartość średnią iloczynu prędkości i przyspieszenia dodatniego [3, 4, 9, 17].

W dziedzinie częstotliwości wyznaczane są najczęściej charakterystyki amplitudowe i fazowe, a ich wartości dla określonych częstotliwości lub jako uśrednione dla przedziałów częstotliwości stanowią reprezentatywne charakterystyki punktowe [4, 17].

W dziedzinie wartości podstawową charakterystyką jest funkcja gęstości prawdopodobieństwa oraz jej charakterystyki zerowymiarowe, np. wartość najbardziej prawdopodobna czy też parametry standardowych funkcji gęstości prawdopodobieństwa, aproksymujących – zgodnie z przyjętym kryterium – badaną funkcję gęstości prawdopodobieństwa [4, 8].

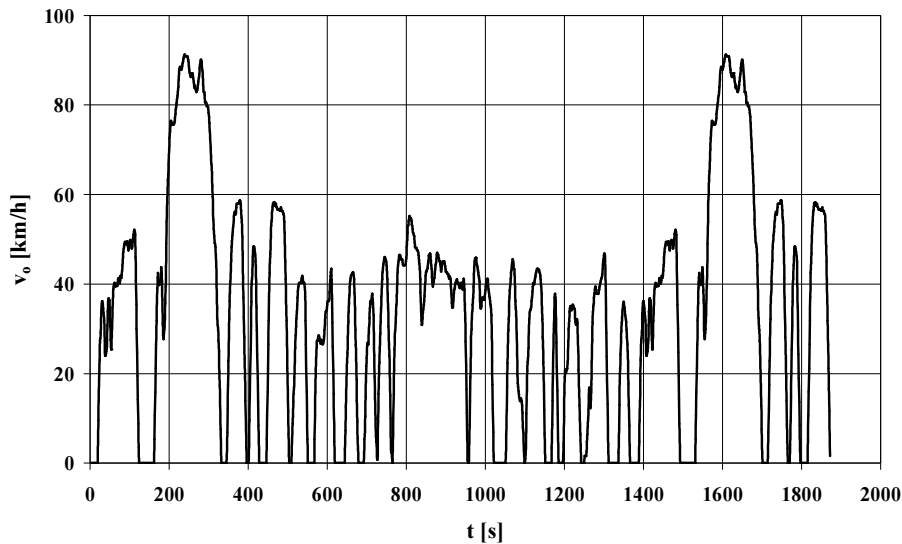
Opracowanie testów zgodnie z zasadą wiernej symulacji przebiegu prędkości w dziedzinie czasu może się odbywać w postaci [2, 3, 7, 9, 12, 13, 17, 22, 23]:

- wyboru fragmentów przebiegów prędkości, reprezentatywnych dla badanego procesu prędkości,
- syntezy wybranych fragmentów, reprezentatywnych dla badanego procesu prędkości.

Większość obecnie stosowanych testów do badania samochodów osobowych i lekkich samochodów ciężarowych jest opracowywanych zgodnie z zasadą wiernej symulacji w dziedzinie czasu [2, 7, 12, 13, 17, 22, 23], przede wszystkim testy opracowane w Stanach Zjednoczonych Ameryki, np. FTP-75 (*Federal Test Procedure* – federalna procedura badawcza) [23]. Również do badania pojazdów ciężkich: autobusów i samochodów ciężarowych stosuje się testy opracowywane zgodnie z zasadą wiernej symulacji w dziedzinie czasu [12]. Natomiast zgodnie z zasadą opracowania testów o założonym przebiegu prędkości względnej, odniesionej do prędkości maksymalnej, powstały m.in. testy: europejski test homologacyjny NEDC (*New European Driving Cycle* – nowy europejski test jezdny), składający się z testu miejskiego UDC (*Urban Driving Cycle* – miejski test jezdny) i EUDC (*Extra Urban Driving Cycle* – pozamiejski test jezdny), a także japoński test homologacyjny Japan 10-15 Mode [23].

W niniejszej publikacji przedstawiono metodykę tworzenia testów jezdnych traktowanych jako realizacje procesu stochastycznego modelującego warunki rzeczywistego użytkowania pojazdu samochodowego, z zastosowaniem – jako kryterium podobieństwa – charakterystyk

w dziedzinie częstotliwości w czasie rzeczywistego użytkowania samochodów i w czasie badań. Jako wzorcowy przebieg prędkości, którego charakterystykę amplitudowo-częstotliwościową wykorzystuje się do celów kryterium podobieństwa, przyjęto test FTP-75 rysunek 1.



Rys. 1. Przebieg prędkości – v_0 w teście FTP-75

Test ten został opracowany zgodnie z zasadą wiernej symulacji w dziedzinie czasu w wyniku syntezy wybranych fragmentów, reprezentatywnych dla badanego procesu prędkości. Do wyboru z zarejestrowanych przebiegów prędkości fragmentów, reprezentatywnych dla badanego procesu prędkości, stosuje się najczęściej analizę skupień [17, 20]. Jako kryteria porównawcze twórcy testu przyjęli zerowymiarowe charakterystyki procesu prędkości, a następne z wybranych fragmentów, reprezentatywnych dla badanego procesu prędkości, opracowano z zastosowaniem metody Monte Carlo [6, 14] test jezdny, odpowiadające rozpatrywanym procesom prędkości pojazdu zgodnie z przyjętymi kryteriami porównawczymi.

Metodyka tworzenia testów jezdnych zgodnie z kryteriami podobieństwa charakterystyk częstotliwościowych

Metoda generowania pseudoprzypadkowych realizacji procesu stochastycznego modelującego testy jezdne zgodnie z kryterium podobieństwa charakterystyk częstotliwościowych, jest realizowana z wykorzystaniem charakterystyki amplitudowo-częstotliwościowej procesu prędkości testu wzorcowego.

Test wzorcowy z wykorzystaniem testu FTP-75 jest zdefiniowany jako wektor:

$$\mathbf{v}_0 = [v_{0(i)}]^T \quad (1)$$

gdzie: $i = 1, \dots, L$, przy czym $L = 2^K$, a $K \in \{N\}$, czyli jest liczną naturalną.

Wymiar wektora \mathbf{v}_0 musi być większy od liczby punktów dyskretyzowanego przebiegu testu FTP-75. W celu wykorzystania do przekształcenia Fouriera algorytmu dyskretnego uzupełnia się dyskretny przebieg testu wzorcowego zerami do liczby elementów wektora równej L .

Największa i najmniejsza wartość elementów wektora \mathbf{v}_0 wynoszą:

$$v_{0\max} = \text{Max}[\mathbf{v}_0] \quad (2)$$

$$v_{0\min} = \text{Min}[\mathbf{v}_0] \quad (3)$$

gdzie: Max i Min to operatory wartości największej i najmniejszej.

Rozstęp elementów wektora \mathbf{v}_o wynosi:

$$R[\mathbf{v}_o] = \text{Max}[\mathbf{v}_o] - \text{Min}[\mathbf{v}_o] = R_{\mathbf{v}_o} \quad (4)$$

Obraz przekształcenia Fouriera wektora \mathbf{v}_o jest wektorem o elementach w postaci liczb zespolonych:

$$\mathbf{V}_o = \text{FFT}[\mathbf{v}_o] \quad (5)$$

Każdy z elementów wektora \mathbf{V}_o może być przedstawiony w postaci składowych: rzeczywistej $\mathbf{V}_{o\text{Re}}$ i urojonej $\mathbf{V}_{o\text{Im}}$ lub modułu $\mathbf{V}_{o\text{Abs}}$ i argumentu $\mathbf{V}_{o\text{Arg}}$:

$$\mathbf{V}_o = [\mathbf{V}_{o\text{Re}(i)} + j \cdot \mathbf{V}_{o\text{Im}(i)}]^\Gamma = [\mathbf{V}_{o\text{Abs}(i)} \cdot e^{j \cdot \mathbf{V}_{o\text{Arg}(i)}}]^\Gamma \quad (6)$$

gdzie j jest jednostką urojoną.

W modelowaniu testów jezdnych zgodnie z kryterium podobieństwa charakterystyki amplitudowo-częstotliwościowej procesu prędkości testu wzorcowego przyjmuje się tożsamość wartości modułu oraz generowanie wektora liczb pseudoprzypadkowych argumentów. Wektor liczb zespolonych \mathbf{Y} jest przedstawiony w postaci:

$$\mathbf{Y} = [\mathbf{Y}_{\text{Re}(i)} + j \cdot \mathbf{Y}_{\text{Im}(i)}]^\Gamma = [\mathbf{Y}_{\text{Abs}(i)} \cdot e^{j \cdot \mathbf{Y}_{\text{Arg}(i)}}]^\Gamma \quad (7)$$

Ze względu na to, aby wynik odwrotnego dyskretnego przekształcenia Fouriera wektora \mathbf{Y} był wektorem liczb rzeczywistych, muszą być spełnione pewne warunki, mianowicie [18]:

$$\mathbf{Y}_{\text{Re}(1)} = 0, \quad \mathbf{Y}_{\text{Im}(1)} = 0 \quad (8)$$

$$\mathbf{Y}_{\text{Re}(2^{K-1})} = 0, \quad \mathbf{Y}_{\text{Im}(2^{K-1})} = 0 \quad (9)$$

$$\mathbf{Y}_{\text{Re}(k)} = \mathbf{Y}_{\text{Re}(i)} \quad (10)$$

$$\mathbf{Y}_{\text{Im}(k)} = -\mathbf{Y}_{\text{Im}(i)} \quad (11)$$

gdzie: $k = 2^K - i$, a $i = 2, \dots, 2^{K-1} - 1$.

Elementy wektora \mathbf{Y} modeluje się jako liczby pseudoprzypadkowe:

$$\mathbf{Y}_{\text{Re}(i)} = \mathbf{V}_{o\text{Abs}(i)} \cdot \cos \text{Rnd}(i) \quad (12)$$

$$\mathbf{Y}_{\text{Im}(i)} = \mathbf{V}_{o\text{Abs}(i)} \cdot \sin \text{Rnd}(i) \quad (13)$$

gdzie: \mathbf{Rnd} – wektor liczb pseudoprzypadkowych o rozkładzie równomiernym, przy czym $\text{Rnd}(i) \in \langle -\pi; \pi \rangle$.

Wynik odwrotnego dyskretnego przekształcenia Fouriera wektora \mathbf{Y} jest wektorem liczb rzeczywistych

$$\mathbf{y} = \text{FFT}^{-1}[\mathbf{Y}]^\Gamma = [\mathbf{y}_{\text{Re}(i)} + \mathbf{y}_{\text{Im}(i)}]^\Gamma \quad (14)$$

$$\mathbf{y}_{\text{Im}(i)} \equiv 0 \quad (15)$$

gdzie: $i = 1, \dots, L$

Wartości największa, najmniejsza i rozstęp elementów wektora \mathbf{y}_{Re} wynoszą

$$\mathbf{y}_{\text{Re max}} = \text{Max}[\mathbf{y}_{\text{Re}}] \quad (16)$$

$$\mathbf{y}_{\text{Re min}} = \text{Min}[\mathbf{y}_{\text{Re}}] \quad (17)$$

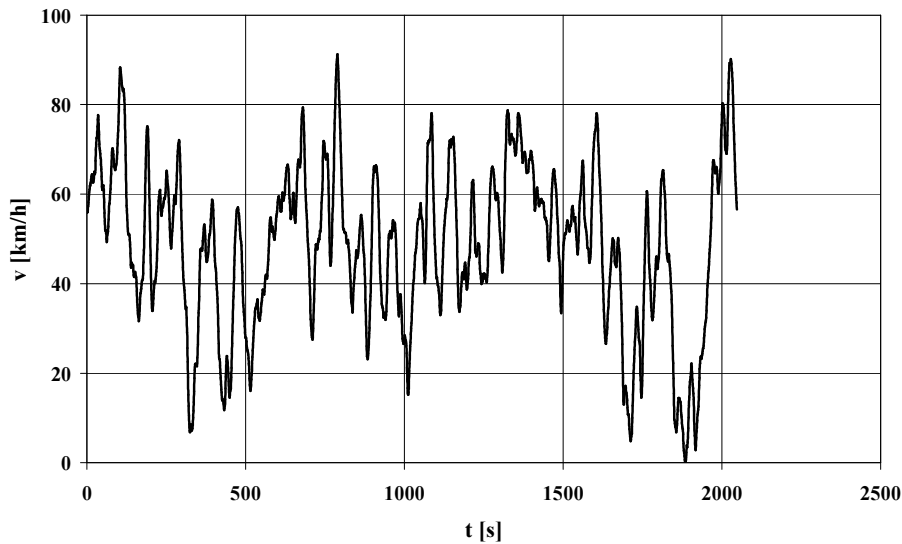
$$R[\mathbf{y}_{\text{Re}}] = \text{Max}[\mathbf{y}_{\text{Re}}] - \text{Min}[\mathbf{y}_{\text{Re}}] = R_{\mathbf{y}_{\text{Re}}} \quad (18)$$

Elementy wektora realizacji procesu stochastycznego modelującego test jezdny są skalowane w ten sposób, aby wartości największa i najmniejsza realizacji były równe wartościom największej i najmniejszej elementów wektora testu wzorcowego:

$$v(i) = v_{\text{omin}} + \frac{R_{v_o}}{R_{y_{\text{Re}}}} \cdot (y_{\text{Re}}(i) - y_{\text{Re min}}) \quad (19)$$

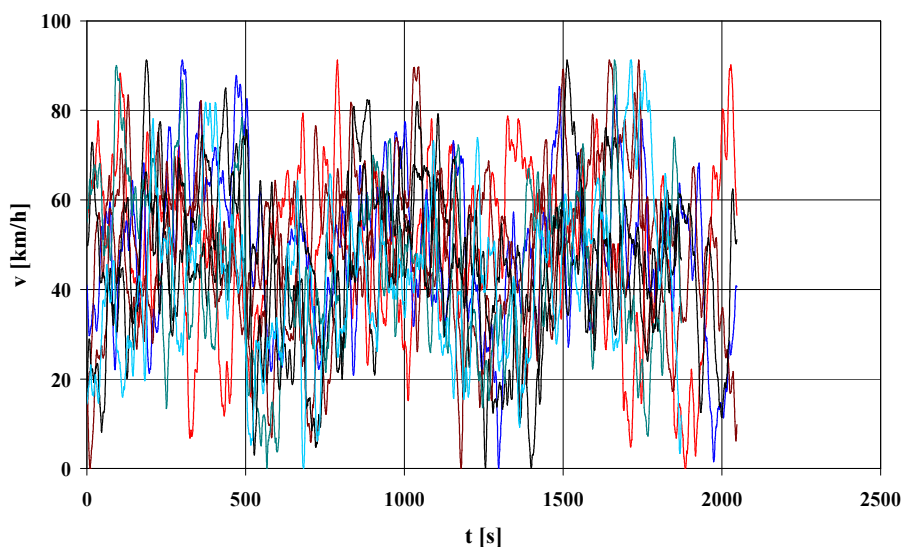
gdzie: $i = 1, \dots, L$.

Na rysunku 2 przedstawiono przykładową realizację prędkości samochodu w teście jezdnym.



Rys. 2. Przykładowa realizacja prędkości – v samochodu w teście jezdnym

Na rysunku 3 jest przedstawiony zbiór ośmiu realizacji prędkości samochodu w teście jezdnym.



Rys. 3. Zbiór ośmiu realizacji prędkości – v samochodu w teście jezdnym

Do wyznaczania widmowej gęstości mocy przebiegów prędkości w teście wzorcowych i w realizacjach testów zastosowano szybkie przekształcenie Fouriera. Sygnały poddano operacji usunięcia trendu liniowego. W celu poprawy zgodności estymatora widmowej gęstości mocy

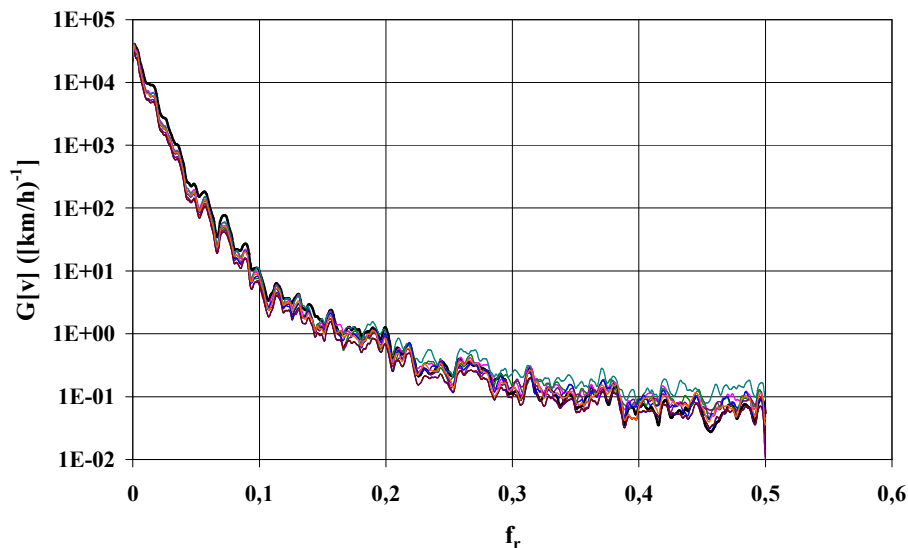
zastosowano w przetwarzaniu okno czasowe Hamminga [10] oraz wygładzanie częstotliwościowe estymatora zgrubnego widmowej gęstości mocy [18, 21]. Na rysunku 4 przedstawiono widmową gęstość mocy przebiegów badanych wielkości w dziedzinie bezwymiarowej częstotliwości względnej, odniesionej do częstotliwości Nyquista [15], będącej maksymalną częstotliwością składowych widmowych sygnału poddawanego procesowi próbkowania – zgodnie z twierdzeniem Kotielnikowa-Shannona [11, 19]:

$$f_r = \frac{f}{2 \cdot f_N} \quad (20)$$

gdzie: f – częstotliwość składowej sygnału,
 f_N – częstotliwość Nyquista:

$$f_N = \frac{1}{2 \cdot T_s} \quad (21)$$

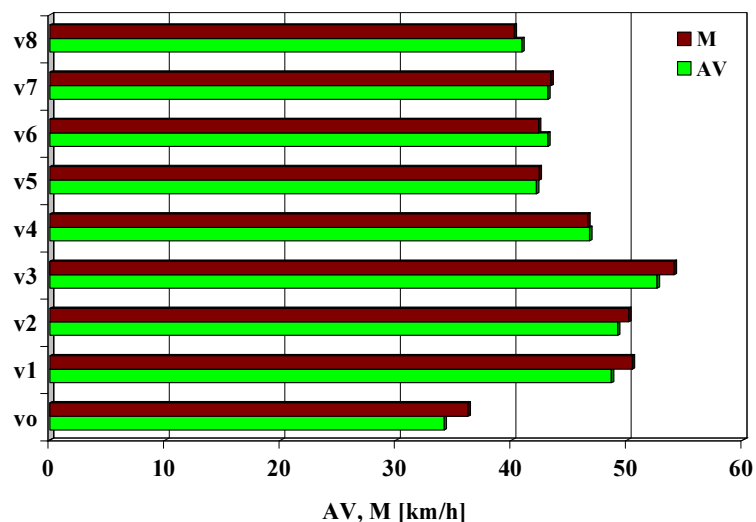
gdzie: T_s – odstęp próbkowania w czasie.



Rys. 4. Widmowa gęstość mocy – G przebiegu prędkości testu wzorcowego (grubsza czarna linia) oraz przebiegów prędkości w poszczególnych realizacjach testu

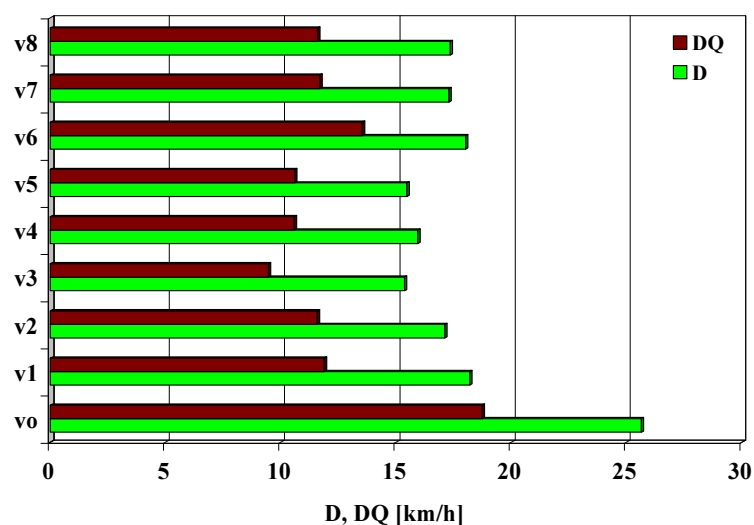
Jak widać zgodność charakterystyki amplitudowo-częstotliwościowej wyznaczonych realizacji z charakterystyką testu wzorcowego jest znaczna.

Zgodność kryterialnej charakterystyki realizacji testów i testu wzorcowego nie oznacza oczywiście zgodności innych charakterystyk. Na rysunku 5 przedstawiono porównanie wartości średniej i mediany prędkości w teście wzorcowym i w realizacjach testu.



Rys. 5. Porównanie wartości średniej – AV i mediany – M prędkości w teście wzorcowym i w realizacjach testu

Na rysunku 6 przedstawiono porównanie odchylenia standardowego i odchylenia ćwiartkowego prędkości w teście wzorcowym i w realizacjach testu.

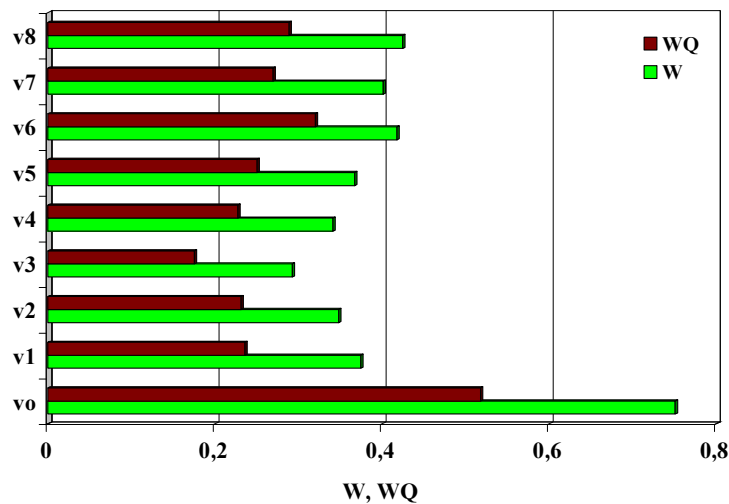


Rys. 6. Porównanie odchylenia standardowego – D i odchylenia ćwiartkowego – DQ prędkości w teście wzorcowym i w realizacjach testu

Na rysunku 7 jest przedstawiony współczynnik zmienności i współczynnik zmienności ćwiartkowej prędkości w teście wzorcowym i w realizacjach testu. Współczynnik zmienności ćwiartkowej jest definiowany jako:

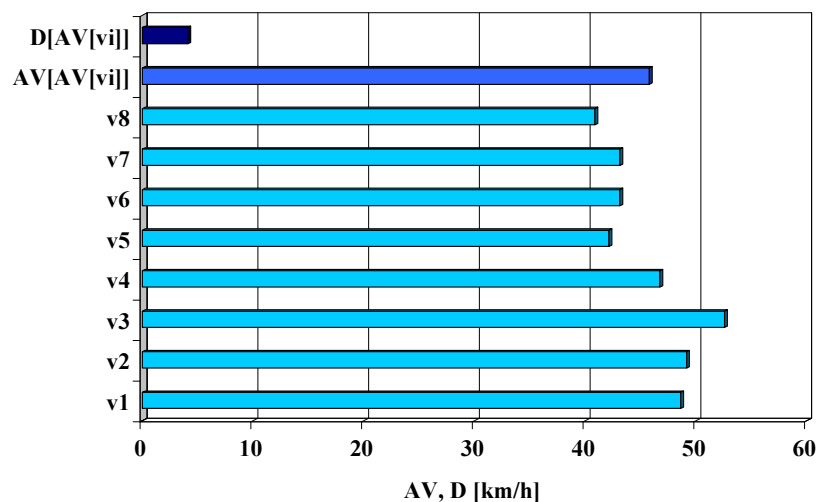
$$WQ = \frac{DQ}{|M|} \quad (22)$$

gdzie: DQ – odchylenie ćwiartkowe,
M – mediana.



Rys. 7. Współczynnik zmienności – W i współczynnik zmienności ćwiartkowej – WQ prędkości w teście wzorcowym i w realizacjach testu

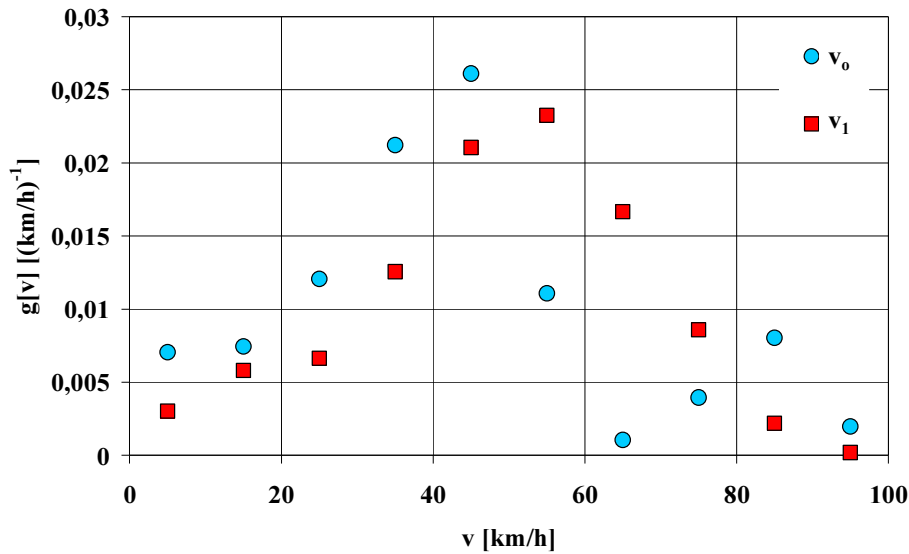
Mimo różnic prędkości średniej w poszczególnych realizacjach testu (rysunek 8) współczynnik zmienności prędkości średniej wynosi 0,09, co przy małej liczbie porównywanych wartości, wynoszącej 8, należy ocenić jako miarę małej niepowtarzalności [5, 8].



Rys. 8. Wartość średnia prędkości – AV w poszczególnych realizacjach testu oraz wartość średnia – AV[AV[vi]] i odchylenie standardowe – D[AV[vi]] wartości średniej prędkości w poszczególnych realizacjach testu

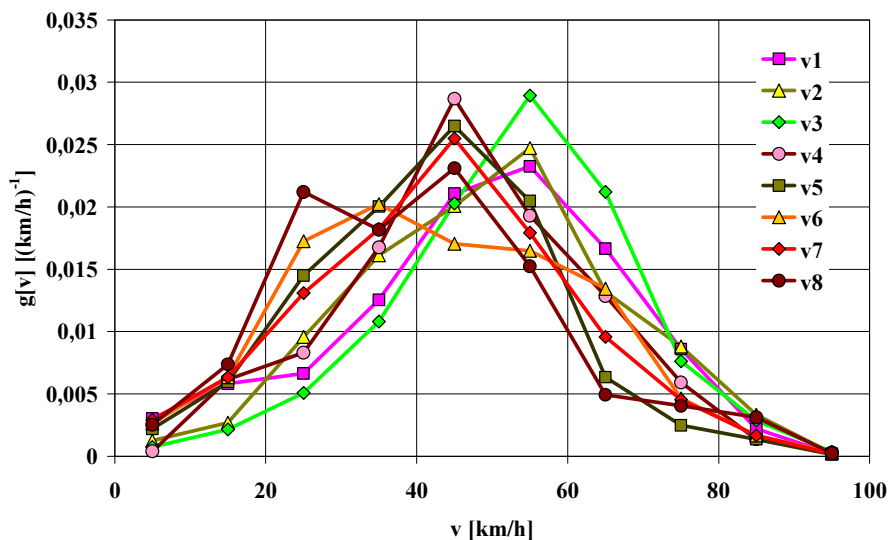
Oceniono również właściwości realizacji testów oraz test FTP-75 w dziedzinie wartości procesów.

Na rysunku 9 jest porównana dyskretna gęstość prawdopodobieństwa prędkości w teście FTP-75 oraz w realizacji numer 1 testu.



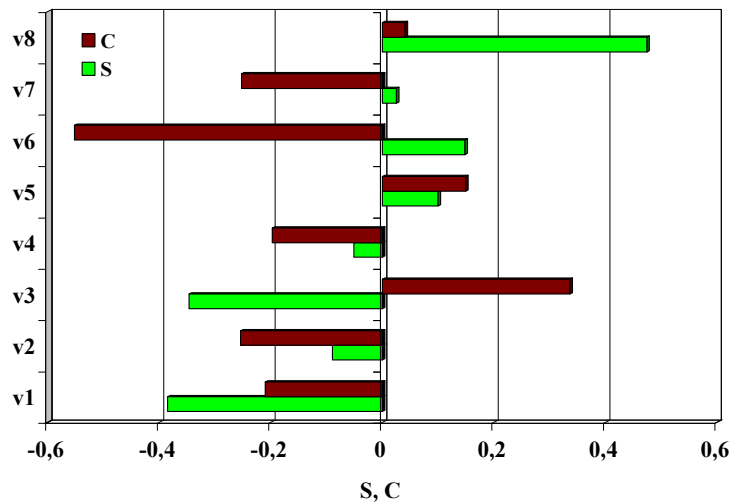
Rys. 9. Gęstość prawdopodobieństwa – g prędkości w teście FTP-75 (v_0) oraz w realizacji numer 1 testu (v_1) : dyskretna postać gęstości prawdopodobieństwa oraz rozkłady normalne, aproksymujące dyskretne zbiory

Nie jest zaskakujące, że różnica między gęstością prawdopodobieństwa prędkości w teście FTP-75 oraz w jednej z realizacji wyznaczonego testu jest wyraźna: podstawą syntezy testu jest charakterystyka częstotliwościowa a nie charakterystyka w dziedzinie wartości procesu. Na rysunku 10 przedstawiono dyskretną gęstość prawdopodobieństwa poszczególnych realizacji procesu prędkości testu.



Rys. 10. Dyskretna gęstość prawdopodobieństwa – g poszczególnych realizacji procesu prędkości testu

Mimo wyraźnych różnic gęstości prawdopodobieństwa prędkości dla poszczególnych realizacji testu jest również widoczne pewne podobieństwo ocenianych charakterystyk. Na rysunku 11 przedstawiono zbiór parametrów, charakteryzujących gęstość prawdopodobieństwa poszczególnych realizacji testu: współczynnik skośności i kurtozę.



Rys. 11. Współczynnik skośności – S i kurtoza – C gęstość prawdopodobieństwa poszczególnych realizacji testu

Zarówno współczynnik skośności, jak i kurtoza, są dla poszczególnych realizacji zróżnicowane, jednak współczynniki nie mają zbyt dużych wartości. Wśród badanych procesów występują rozkłady płatokurtyczne i lepkokurtyczne. Podobnie występuje niesymetryczność rozkładów zarówno lewostronna, jak i prawostronna.

Podsumowanie

Przedstawiona w publikacji autorska metoda syntezy testów jezdnych, traktowanych jako zbiór realizacji procesu stochastycznego prędkości samochodu, z zastosowaniem kryterium podobieństwa charakterystyki amplitudowo-częstotliwościowej w warunkach badań i rzeczywistego użytkowania pojazdu, jest oryginalnym sposobem rozszerzenia wiedzy o użytkowych właściwościach pojazdów. Dzięki potraktowaniu testu jako zbioru realizacji procesu przypadkowego jest możliwe w proponowanej metodzie nie tylko wyznaczenie wartości ocenianych zerowymiarowych charakterystyk, określających właściwości użytkowe samochodów, ale i jest możliwa również ocena probabilistycznych właściwości tych wielkości.

Przedstawiony przykład syntezy testów jezdnych, traktowanych jako zbiór realizacji procesu stochastycznego prędkości samochodu, wykazuje skuteczność zaproponowanej metody. Wyznaczone realizacje przebiegu prędkości mają zbliżone do siebie charakterystyki probabilistyczne, tak jak to ma zazwyczaj miejsce w praktyce badania realizacji procesów stochastycznych [16]. Kontynuacją zaproponowanej metody są planowane badania empiryczne na hamowni podwoziowej samochodów w opracowanych realizacjach testów jezdnych.

Piśmiennictwo

1. Andersson J et al. On-road and chassis dynamometer evaluations of emissions from two Euro 6 diesel vehicles. SAE 2014-01-2826.
2. André M. The ARTEMIS European driving cycles for measuring car pollutant emissions. Science of the Total Environment 2004; 334–335: 73–84.

3. BUWAL, INFRAS AG. Luftschadstoffemissionen des Strassenverkehrs 1950–2010. BUWAL-Bericht Nr. 255, 1995.
4. Chłopek Z. Modelowanie procesów emisji spalin w warunkach eksploatacji trakcyjnej silników spalinowych. Prace Naukowe. Seria „Mechanika” z. 173. Warszawa: Oficyna Wydawnicza Politechniki Warszawskiej, 1999.
5. Chłopek Z. Testing of non-repeatability of pollution emission from motor-car engines. Silniki Spalinowe – Combustion Engines 2004; 1: 40–51.
6. Chłopek Z. The cognitive interpretation of the Monte Carlo method for the technical applications. Eksploatacja i Niezawodność – Maintenance and Reliability 2009; 3: 38–46.
7. Favre C, Bosteels D, May J. Exhaust emissions from European market available passenger cars evaluated on various drive cycles. SAE 2013-24-0154.
8. Fisz M. Probability theory and mathematical statistics. New York: Wiley, 1963.
9. G. Souffran, L. Miegerville, and P. Guerin. Simulation of real-world vehicle missions using a stochastic Markov model for optimal powertrain sizing. IEEE Transactions on Vehicular Technology 2012; 61(8): 3454–3465.
10. Hamming R W. Numerical methods for scientists and engineers. New York: McGraw-Hill, 1962.
11. Kotelnikov V A. On the transmission capacity of "ether" and wire in electrocommunications. (English translation). Moscow: Svyazzi RKKA, 1933. Reprint in Modern Sampling Theory: Mathematics and Applications. Boston: Birkhauser, 2000.
12. Lijuan W et al. Modeling heavy/medium-duty fuel consumption based on drive cycle properties. SAE 2015-01-2812.
13. May J, Bosteels D, Favre C. A comparison of light-duty vehicle emissions over different test cycles and in real driving conditions. SAE 2014-01-1581.
14. Metropolis N, Ulam S. The Monte Carlo method. Journal of the American Statistical Association 1949; 44(247): 335–341.
15. Nyquist H. Thermal agitation of electric charge in conductors. Physical Revue 1928; 32: 110–113.
16. Papoulis A, Pillai S U. Probability, random variables and stochastic processes. 4th edition. McGraw Hill, 2002.
17. Qin Shi et. al. The study of a new method of driving cycles construction. Procedia Engineering Volume 2011; 16: 79–87.

18. Ralston A, Wilf H S. Mathematical methods for digital computers. New York: John Wiley, 1960.
19. Shannon C E. A mathematical theory of communication. Bell System Technical Journal 1948; 27: 379–423, 623–656.
20. Tryon R C. Cluster analysis: Correlation profile and orthometric (factor) analysis for the isolation of unities in mind and personality. Ann Arbor: Edwards Brothers, 1939.
21. Tukey J W. An introduction to the calculations of numerical spectrum analysis. Spectral Analysis of Time Series 1967: 25–46.
22. Tutuianu M et al. Development of a world-wide worldwide harmonized light duty driving test cycle (WLTC). Technical Report UN/ECE/WP.29/GRPE/WLTP-IG DHC subgroup. December 2013.
23. Worldwide emission standards. Passenger cars and light duty vehicles. Delphi. Innovation for the real world. 2016/2017.