

PORÓWNANIE ZUŻYCIA ENERGII ELEKTRYCZNEJ PRZEZ PRZENOŚNIKI TAŚMOWE W KOPALNI WĘGLA BRUNATNEGO. CZĘŚĆ 2. BADANIE WPŁYWU ŚREDNIEJ WYDAJNOŚCI PRZENOŚNIKÓW

COMPARISON OF ELECTRICITY CONSUMPTION BY BELT CONVEYORS IN A BROWN COAL MINE. PART 2. STUDY OF THE BELT CONVEYORS CAPACITY INFLUENCE

Mirosław Bajda, Leszek Jurdziak – Wydział Geoinżynierii Górnictwa i Geologii, Politechnika Wroclawska
Zbigniew Konieczka – PGE GiEK S.A. Oddział KWB Belchatów

W drugim artykule z cyklu poświęconego analizie zużyciu energii przez przenośniki węglowe w kopalni węgla brunatnego zbadano wpływ wzrostu średniej wydajności przenośników w kolejnych miesiącach badanego okresu na spadek jednostkowego wskaźnika zużycia energii określającego ile energii należy zużyć na przeniesienie 1 Mg węgla na odległość 1 km. Wykazano, że przyczyną statystycznie istotnych różnic w jednostkowym wskaźniku zużycia energii pomiędzy badanymi przenośnikami, które wykazano w części pierwszej cyklu, jest istotna statystycznie różnica w obciążeniu obu przenośników. Analiza dobranych krzywych regresji dla obu przenośników osobno oraz dla danych z obu przenośników razem wykazały, że zmiany wskaźnika zużycia energii w ok 75% można wytłumaczyć zmianami średnich wydajności, gdyż wskaźniki R^2 dla dobranego modelu hiperbolicznego osiągają ten poziom. Tak duży wpływ obciążenia przenośników na zużycie energii kryje ogromny potencjał oszczędności. Wzrost średniej wydajności z 2000 Mg/g do 2700 Mg/h może wiązać się ze spadkiem jednostkowego wskaźnika zużycia energii nawet o 80 W/Mg/km. Można to osiągnąć bez inwestycji odpowiednio sterując obciążeniami przenośników z Centrum Kierowania Ruchem (COKR). Wykreślenie zmian reszt pomiędzy wartościami prognozowanymi wskaźnika energii a obliczonymi w kolejnych miesiącach wykazały cykliczne fluktuacje. Można je wytłumaczyć wpływem sezonowych zmian warunków atmosferycznych w kolejnych miesiącach. Badania laboratoryjne wykazały bowiem wpływ temperatury na główne składowe oporu przenośników. Wpływem czynników pogodowych na zmiany jednostkowego wskaźnika zużycia energii poświęcony będzie kolejny artykuł z cyklu.

Słowa kluczowe: zużycie energii elektrycznej, przenośniki taśmowe, kopalnia węgla brunatnego

The presented cycle of papers is devoted to the analysis of energy consumption by coal conveyors in a lignite mine. In the second paper, the effect of the increase in average conveyor capacity in the subsequent months of the analyzed period on the decrease in the energy consumption index determining how much energy should be used to transfer 1 Mg of coal for a distance of 1 km. It was shown that the reason for statistically significant differences in the energy consumption index between the tested conveyors, which was demonstrated in the first paper of the cycle, is the statistically significant difference in the average capacity of both conveyors. Analysis of selected regression curves selected for both conveyors separately and for data from both conveyors together showed that changes in the energy consumption index of about 75% could be explained by differences in average capacity, as the R^2 indexes for the selected reciprocal models reach this level. Such a significant impact of the conveyor load on energy consumption has vast potential for savings. An increase in average capacity from 2000 Mg/h to 2700 Mg/h may be associated with a decrease in the energy consumption index even by 80 W/Mg/km. This reduction can be achieved without any investments by controlling loads of conveyors from the Traffic Control Center (COKR). The delineation of changes in residuals between forecasted and calculated values based on measurements in the following months showed cyclical fluctuations. Differences can be explained by the influence of seasonal variations in atmospheric conditions in the coming months. Laboratory tests have demonstrated the importance of temperature on the main components of conveyor resistance. The next paper from the series will be devoted to the impact of weather factors on the changes in the energy consumption index.

Keywords: electricity consumption, belt conveyors, brown coal mine

Wprowadzenie

W 5 numerze Górnictwa Odkrywkowego z 2018 roku ukazał się pierwszy artykuł z cyklu poświęconego porównaniu zużycia energii elektrycznej przez przenośniki taśmowe w jednej z kopalń węgla brunatnego [5]. Na podstawie wyników czteroletnich pomiarów danych o czasach pracy, przeniesionej masie węgla i zużytej energii przez bliźniacze przenośniki o długości ok. 1 km zbadano statystyczną istotność różnic i korelacji pomiędzy tymi parametrami. Okazało się, że zdefiniowany *jednostkowy wskaźnik energii zużytej na przeniesienie 1 Mg na odległość 1 km* jest ujemnie skorelowany z wydajnością. Współczynnik korelacji Pearsona tego wskaźnika (*Wsk. ZE*, w *Wh/Mg/km*) i średniej wydajności miesięcznej przenośnika (*Q*, w *Mg/h*) był podobny i wyniósł -0,84 dla przenośnika A i -0,85 dla przenośnika B. Współczynniki Pearsona dla innych badanych parametrów były niższe np. dla czasu -0,55 dla przenośnika A (-0,46, dla B), masy -0,71 dla A (-0,61, dla B) i -0,46 dla zużytej energii dla A (-0,42, dla B). Współczynniki korelacji dla innych parametrów były wyższe np. czasu pracy i przeniesionej masy 0,96 (0,97 dla B), czasu i zużytej energii 0,98 (0,99) oraz przeniesionej masy i zużytej energii 0,95 (0,97). Wysoką korelację miała też zużyta energia i wydajność 0,83 dla przenośnika A i przeniesiona masa i wydajność 0,61 dla przenośnika B. Korelacja wskaźnika zużycia energii i wydajności, choć nie jest najsilniejsza to jednak jest bardzo wysoka, a wiąże ze sobą wszystkie badane parametry, co pozwala na wykorzystanie zidentyfikowanej zależności do prognozy zużycia energii i do sterowania zużyciem poprzez wpływanie na sposób wykorzystania przenośników. Badanie tych zależności może przyczynić się więc do bezinwestycyjnych oszczędności poprzez zmianę sposobu obciążania przenośników. Najpierw należy jednak zbadać, czy różnice w sposobie wykorzystania przenośników A i B były statystycznie istotne. Wiemy bowiem, że statystycznie istotne były różnice jednostkowego zużycia energii w poszczególnych miesiącach. Wydajność wysuwa się na główną przyczynę tych różnic. Jednak nie jedyną, bo współczynnik korelacji jest jednak mniejszy od 1.

Przypominamy, że analizujemy miesięczne dane o przeniesionej masie węgla, czasie pracy i zużytej energii przez bliźniacze przenośniki pracujące w kopalni Bełchatów od stycznia 2014 r. do grudnia 2017 r. Oba przenośniki miały podobną długość (A - 1 012,6 m, a B - 1 018,5 m) i miały założoną identyczną taśmę St 3150 o szerokości 1800 mm, co przy prędkości $v=5.24$ m/s dawało identyczną wydajność teoretyczną: objętościową $Q_v = 8\ 000$ m³/h i masową $Q_m = 6\ 400$ Mg/h (przy założonej przyjętej gęstości usypowej węgla brunatnego 0,8 Mg/m³). Dla przenośnika A zebrano 36 miesięcznych danych, a dla przenośnika B 48, gdyż przez jakiś czas na przenośniku A nie działała waga. Duże zróżnicowanie obciążeń obu przenośników znacznie utrudnia porównania, dlatego konieczna stała się statystyczna analiza danych, by stwierdzić istotność statystyczną zauważonych zależności i różnic. Oprócz wyżej wspomnianych parametrów rejestrowano też warunki atmosferyczne (temperaturę, ciśnienie, wilgotność, prędkość i kierunek wiatru, wielkość opadów). Mogą one różnicować zużycie energii, ale pomiędzy poszczególnymi miesiącami, a nie pomiędzy przenośnikami. Oba przenośniki pracowały bowiem w tych samych warunkach. Wpływ parametrów atmosferycznych będzie przedmiotem analizy w 3. części cyklu.

Porównanie średniej miesięcznej wydajności badanych przenośników

Przenośnik A w okresie analizowanych 36. miesięcy przepracował 17 672,9 h i przeniósł 42 096 610 Mg węgla zużywając 12 058,4 MWh energii. Średnia wydajność wyniosła więc 2 381,99 Mg/h, a wskaźnik zużycia energii 286,45 W/Mg/km.

Przenośnik B w okresie 48. miesięcy przepracował 20 151,8 h i przeniósł 46 540 009 Mg węgla zużywając 13 994,0 MWh energii. Średnia wydajność wyniosła więc 2 309,47 Mg/h, a wskaźnik zużycia energii 300,69 W/Mg/km.

Jednostkowy wskaźnik zużycia energii przenośnika B był więc o 14,24 W/Mg/km większy niż wartość tego wskaźnika obliczona dla przenośnika A. Względna różnica nie była duża, bo wynosiła tylko 4,97%, jednak była istotna statystycznie.

Odwrotne zależności odnotowano dla wydajności. Przenośnik B w okresie badania miał niższą średnią miesięczną wydajność o 72,51 Mg/h, niż przenośnik A, a różnica wynosiła 3,04%.

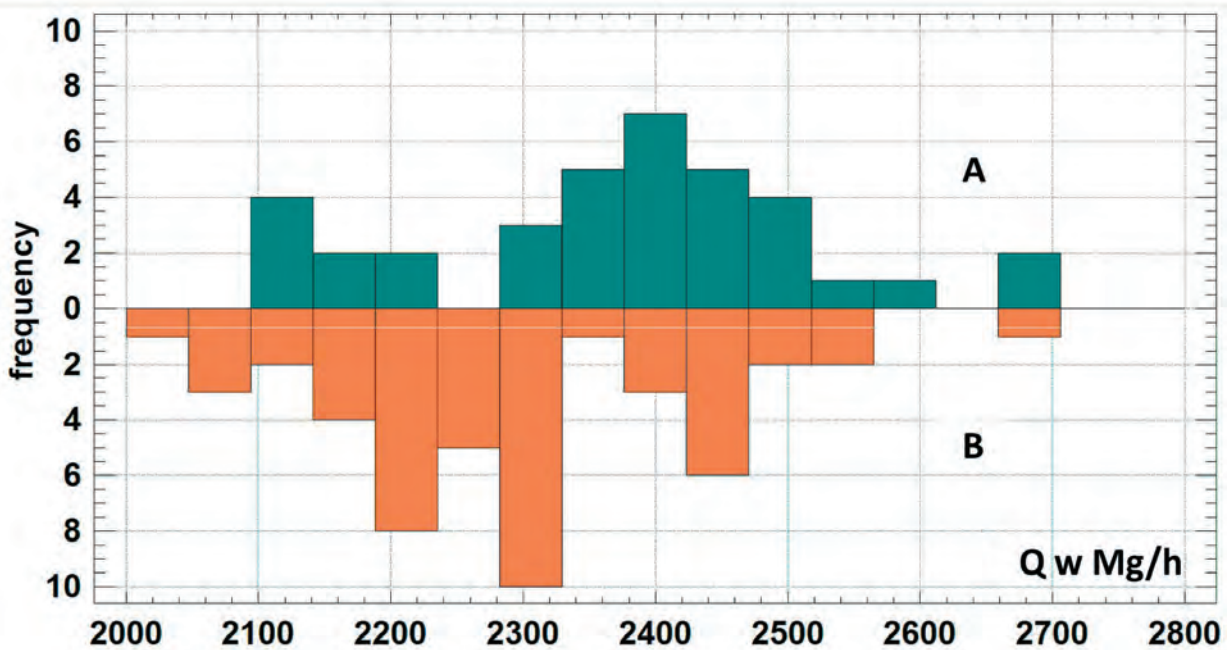
Wyższe jednostkowe zużycie energii elektrycznej odnotowano na przenośniku B, który był nieco mniej obciążony – miał niższą średnią wydajność. Potwierdza to ujemny wskaźnik korelacji pomiędzy wskaźnikiem zużycia energii *Wsk_ZE* i wydajnością *Q* wyznaczony dla danych miesięcznych.

W celu zbadania, czy te różnice są istotne przeprowadzono procedurę porównania dwóch niezależnych próbek zmiennych losowych. Wyniki porównania histogramów miesięcznych średnich wydajności przenośników A i B przedstawiono na rysunku 1. Widać, że wartość modalna dla przenośnika A wynosząca ok. 2400 Mg/h wypada nieco powyżej wartości modalnej dla przenośnika B (ok. 2300 Mg/h).

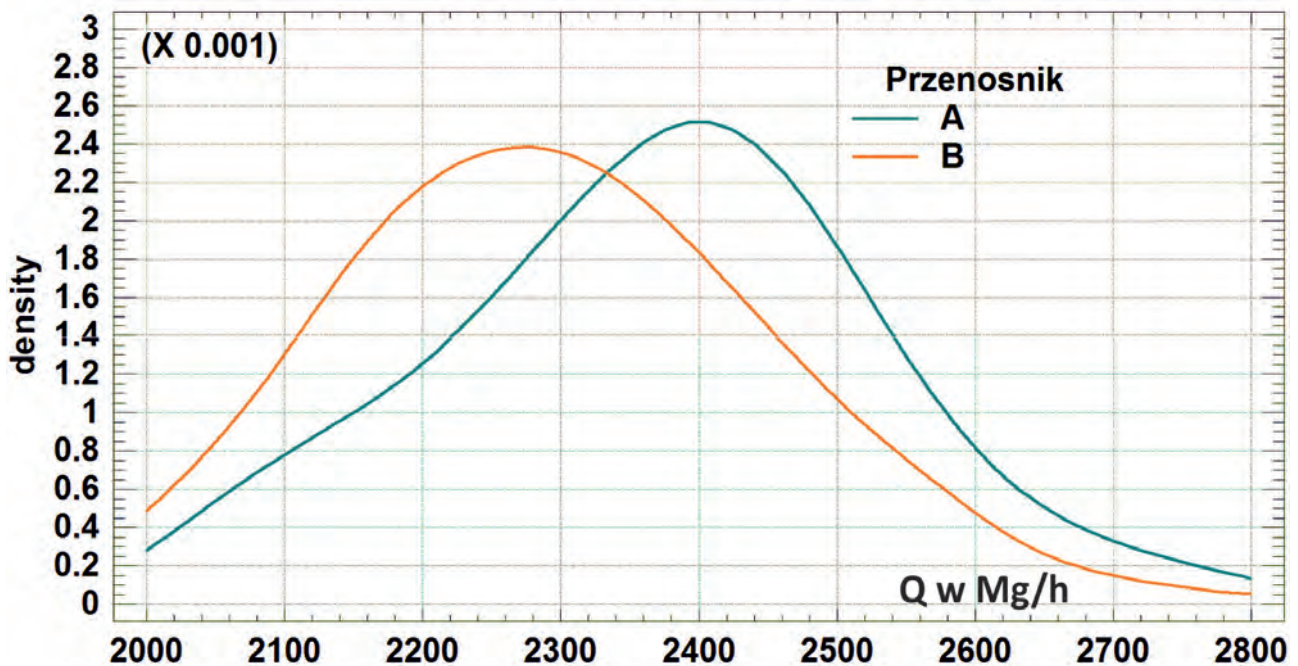
Rozkłady gęstości wydajności obu przenośników są więc względem siebie przesunięte, co potwierdza, że wydajność przenośnika A była nieco wyższa. Widać to dobrze na rysunku śladów gęstości obu rozkładów (Rys. 2). Przesunięcie maksimum obu śladów jest tu nieco większe, bo wynosi ok. 135 Mg/h. Jest prawie dwukrotnie większe, niż różnica średnich wartości (72,51 Mg/h). Oba ślady nie są w pełni symetryczne. Ślad wydajności przenośnika A ma lekką niesymetryczność lewostronną, a przenośnika B prawostronną.

W tabeli 1 zebrano szereg statystyk opisowych dla dwóch analizowanych zbiorów danych. Jak widać, *różne miary tendencji centralnej* (średnie, mediana itp.) dla przenośnika A są wyższe, niż wartości tych miar dla przenośnika B. Różnice wynoszą od 3% do ok. 4%. Najmniej różni się średnia harmoniczna (o -3,1%), a najwięcej mediana (o -4,36%). *Miary dyspersji* różnią się nieco bardziej. Średnie wydajności przenośnika A są bardziej rozproszone niż wydajności przenośnika B. Standardowe odchylenie wydajności przenośnika B jest niższe o 3,02%. Najbardziej różni się wariancja. Dla przenośnika B jest o 5,94% niższa. Błąd standardowy dla przenośnika B jest niższy o 16,01%, niż dla przenośnika A.

Interesujące jest to, że współczynnik zmienności jest dla średnich wydajności obu przenośników prawie identyczny (różnica = 0,1%) i wynosi 6,19%. Wartości maksymalne są podobne (2693 Mg/h), a minimum wydajności jest niższe dla przenośnika B. Wynika to z faktu, że zakres zmian średnich wydajności jest większy o 72 Mg/h dla przenośnika B (646,12 Mg/h), niż dla A (574,12 Mg/h). W okresie analizy na tym przenośniku zarejestrowano 48 pomiarów, czyli o 12 więcej niż dla przenośnika A, na którym okresowo nie działała waga.



Rys. 1. Porównanie histogramów miesięcznych średnich wydajności Q dla przenośników A i B
 Fig. 1. Comparison of histograms of monthly averages of capacity Q for conveyors A and B



Rys. 2. Porównanie śladów gęstości rozkładów średnich wydajności Q dla przenośników A i B
 Fig. 2. Density traces comparison of the average conveyor capacity Q for conveyors A and B

Istotne jest to, że zakresy zmian wydajności Q , na tym samym przenośniku, są do 9. razy wyższe, niż różnice pomiędzy przenośnikami i wynoszą od 72,51 Mg/h (różnica średnich globalnych) po 104,23 Mg/h (różnice median). Właśnie istnienie tych dużych różnic wydajności w obrębie jednego przenośnika skłania do poszukiwania przyczyn takiego stanu rzeczy. Wpływ czynników atmosferycznych i sezonowych może powodować to zróżnicowanie. Wpływ tych czynników na energochłonność transportu przenośnikami taśmowymi będzie analizowany w 3. części cyklu.

Inne statystyki pozycyjne (kwartyle i sekstyle) generalnie zachowują różnice odnotowane dla wartości centralnych, choć

różnice są wyższe dla pierwszego kwartyla (107,68 Mg/h), niż trzeciego (35,24 Mg/h), a wartości maksymalne są prawie identyczne (-1,28 Mg/h). Świadczy to o nierównoległym przesunięciu obu rozkładów względem siebie (Rys. 2). Zakres interkwartylowy dla przenośnika A jest niższy (137,1 Mg/h) niż dla przenośnika B (209,53 Mg/h), a dla zakresu intersektowego jest odwrotnie. Świadczy, że rozkład wydajności dla przenośnika A jest bardziej wysmukły w części środkowej, niż dla przenośnika B. Rozstęp wydajności dla wartości małych i dużych (obu ogonów rozkładu) jest wyższy dla przenośnika A. Potwierdzają to statystyki opisujące kształt rozkładu. Kurttoza średnich wydajności dla obu przenośników jest bliska

Tab.1. Statystyki opisujące miesięczne średnie wydajności Q dla przenośników A i B
 Tab.1. Statistics describing monthly averages of capacities Q for conveyors A and B

Statystyki opisowe:	A	B	Różnica absolutna	Różnica wzgl. wzgl. A w %
Liczność	36	48	12	33.33%
Średnia	2370.56	2296.89	-73.67	-3.11%
Mediana	2390.60	2286.37	-104.23	-4.36%
Średnia geometryczna	2366.14	2292.63	-73.51	-3.11%
Średnia harmoniczna	2361.69	2288.42	-73.27	-3.10%
5% Trymowana średnia	2366.50	2292.85	-73.65	-3.11%
5% Winsorized średnia	2370.67	2294.32	-76.35	-3.22%
Wariancja	21498.10	20221.20	-1276.90	-5.94%
Odchylenie standardowe	146.62	142.20	-4.421	-3.02%
Współczynnik zmienności	6.19%	6.19%	5.92E-05	0.10%
Współczynnik Giniego	-3.39376	-2.00741	1.38635	-40.85%
Standardowy błąd	24.4371	20.525	-3.9121	-16.01%
Geometryczne odchylenie stand.	1.06405	1.06332	-0.00073	-0.07%
5% Winsorized sigma	154.87	144.85	-10.022	-6.47%
Średnie absolutne odchylenie	0.0473733	0.0481804	0.0008071	1.70%
MAD abs. odchylenie mediany	74.69	93.29	18.605	24.91%
S _{bi}	148.716	142.291	-6.425	-4.32%
Minimum	2119.17	2045.89	-73.28	-3.46%
Maksimum	2693.29	2692.01	-1.28	-0.05%
Zakres	574.12	646.12	72.00	12.54%
Dolny kwartył	2307.98	2200.30	-107.68	-4.67%
Górny kwartył	2445.07	2409.83	-35.24	-1.44%
Zakres międzykwartyłowy	137.095	209.53	72.435	52.84%
1/6 sekstyl	2186.77	2156.57	-30.20	-1.38%
5/6 sekstyl	2489.81	2436.38	-53.43	-2.15%
Zakres intersekstyłowy	303.04	279.805	-23.235	-7.67%
Skośność	0.0178314	0.423168	0.4053366	2273.16%
Stand. skośność	0.0436778	1.1969	1.1532222	2640.29%
Kurtoza	-0.017042	0.0558564	0.0728984	-427.76%
Stand. kurtoza	-0.0208721	0.0789929	0.099865	-478.46%
Suma	85340.2	110251	24910.8	29.19%
Suma kwadratów	2.03E+08	2.54E+08	51 127 000	25.18%

zeru, co jest charakterystyczne dla rozkładu normalnego. Dla przenośnika A jest ujemna (-0,017), a dla przenośnika B dodatnia (0,056). Skośność wydajności przenośnika A jest bliska zeru (0,017), a przenośnika B nieco większa (0,42). Rozkład wydajności przenośnika A jest prawie symetryczny, a wydajności przenośnika B charakteryzują się większą prawostronną asymetrią - ma bardziej wydłużone prawe ramię, co zauważono już wcześniej (Rys. 2).

Istotność statystyczna różnic miesięcznych średnich wydajności obu przenośników

Różnice widoczne wizualnie (Rys. 1, 2) oraz zidentyfikowane różnymi statystykami opisowymi (Tab. 1) mogą być

przypadkowe, dlatego konieczne jest zbadanie ich istotności statystycznej. Przypadkowość jest wprawdzie mało prawdopodobna, bo różnice dotyczą nie tylko miar tendencji centralnej lecz również statystyk pozycyjnych i śladu gęstości rozkładu (Rys. 2), który jest zdublowany, a oba ślady są prawie równoległe przesunięte względem siebie na osi średniej miesięcznej wydajności Q. Niemniej wymaga to formalnego sprawdzenia.

W tym celu **porównano średnie** i wyznaczono dla nich 95% przedział ufności.

95% przedział ufności dla miesięcznej średniej wydajności Q dla przenośnika A:

2370.56 +/- 49.61 [2320.95; 2420.17]

95% przedział ufności dla miesięcznych średnich wydajności dla przenośnika B:

2296.89 +/- 41.291 [2255.59; 2338.18]

Wyznaczono również 95% przedział ufności dla różnic wskaźnika jednostkowego zużycia energii, przy założeniu równości wariancji:

73.6747 +/- 63.205 [10.4696; 136.88]

Z uwagi na to, że przedział ten nie zawiera 0, to istnieje statystycznie istotna różnica pomiędzy obu średnimi na poziomie istotności 95%.

Przeprowadzono również test t-Studenta istotności dwóch średnich służący do ich porównania. Testowano hipotezę zerową, że obie średnie są równe, przy hipotezie alternatywnej, że się różnią. Zakładając równe wariancje wyznaczono wartość statystyki $t = 2.31884$. Obliczona wartość P na poziomie 0.0228931. Ponieważ obliczona wartość P jest mniejsza niż 0,05, możemy odrzucić hipotezę zerową na korzyść hipotezy alternatywnej na poziomie istotności $\alpha=95\%$.

Test można przeprowadzić, gdy wariancje dwóch próbek są równe. W analizowanym przypadku założenie to jest uzasadnione, gdyż wskazują na to wyniki testu F porównującego odchylenia standardowe opisany poniżej.

Przeprowadzono badanie równości **odchyłeń standardowych** dla danych z obu przenośników A i B. Obliczono 95% przedział ufności

Standardowe odchylenie dla A: [118.923; 191.26]

Standardowe odchylenie dla B: [118.378; 178.118]

Stosunek wariancji: [0.575748; 2.02113]

Testem F zbadano hipotezę zerową, że odchylenie standardowe w obu grupach jest takie samo ($\sigma_1 = \sigma_2$)

przy alternatywnej hipotezie, że odchylenia się różnią ($\sigma_1 \neq \sigma_2$). Obliczono wartość statystyki $F = 1,06315$, przy wartości $P = 0,834859$.

Szczególnie interesujący jest przedział ufności dla stosunku wariancji, który rozciąga się od 0.575748 do 2.02113. Zawiera on wartość 1, co wskazuje, że nie ma statystycznie istotnej różnicy między odchyleniami standardowymi obu próbek przy poziomie ufności 95,0%.

Test F może być również użyty do przetestowania konkretnej hipotezy o odchyleniach standardowych populacji, z których pochodzą dwie próbki. W tym przypadku test został skonstruowany w celu ustalenia, czy stosunek odchyłeń standardowych wynosi 1,0 w porównaniu z alternatywną hipotezą, że stosunek nie jest równy. Ponieważ obliczona wartość P dla testu F jest nie jest mniejsza, niż 0,05, nie możemy odrzucić hipotezy zerowej.

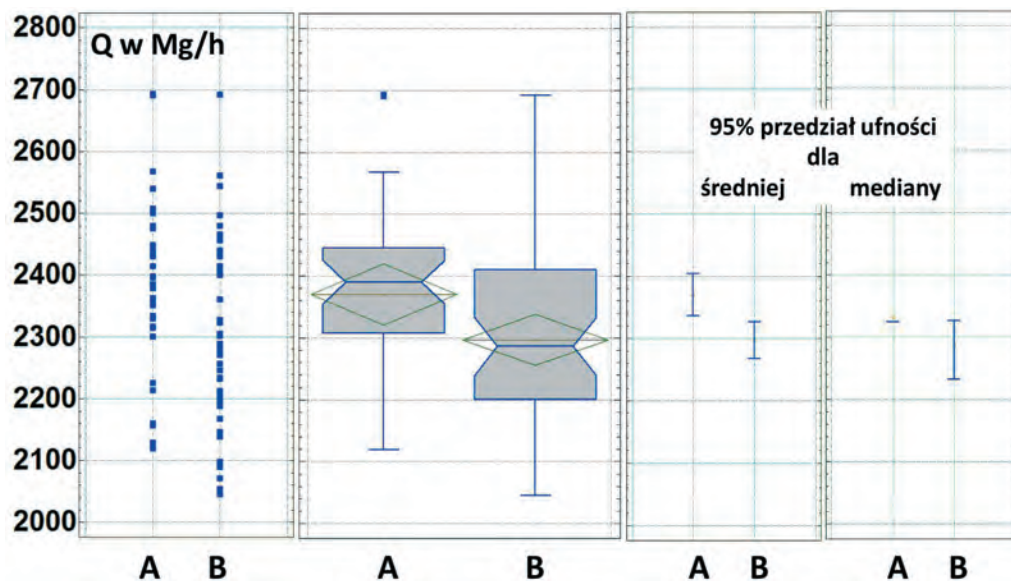
Przedstawione tu testy F i przedziały wyznaczono przy założeniu, że próbki pochodzą z normalnych rozkładów. Wartości wystandaryzowanej skośności (A: 0.017831 i B: 0.423168) oraz kurtozy (A: -0.01704 i B: 0.055856) są bliskie 0, co wskazuje, że nie ma znaczących odstępstw od normalności. Nie ma więc podstaw do unieważnienia testów porównujących odchylenia standardowe.

Przeprowadzono również test równości median. Mediana dla miesięcznych średnich wydajności dla przenośnika A wyniosła 2390.6, a dla przenośnika B: 2286.37. Równość median badano testem Manna-Whitneya (Wilcoxon). Testowano hipotezę zerową, że obie mediany są równe, przy hipotezie

Tab. 2. Porównanie odchyłeń standardowych dla wskaźnika ZE dla przenośników A i B

Tab. 2. Comparison of standard deviations for the ZE indicator for conveyors A and B

Standardowe odchylenie	Przenośnik A	Przenośnik B
	146.622	8142.201
Wariancja	21498.1	20221.2
Df	35	47



Rys. 3. Porównanie wykresów punktowych, kwartylowych oraz przedziałów ufności dla średniej i mediany miesięcznych średnich wydajności Q dla przenośników A i B

Fig. 3. Comparison of scatter and Box-and-Whiskers plots and confidence intervals for the mean and the median for monthly averages of capacity for conveyors A and B

alternatywnej, że nie są równe.

Wyznaczono średnie rangi dla próbek 1 (A): 49.6111 oraz dla próbki 2 (B): 37.1667. Obliczono wartość statystyki $W = 608$ oraz wartość $P = 0,020921$. Odrzucono hipotezę dla $\alpha = 0,05$. W teście tym próbki są łączone i wartości są sortowane od najmniejszej do największej. Porównywane są średnie rangi dwóch próbek w połączonych danych. Ponieważ wartość P jest mniejsza niż $0,05$, istnieje statystycznie znacząca różnica między medianami przy poziomie ufności $95,0\%$.

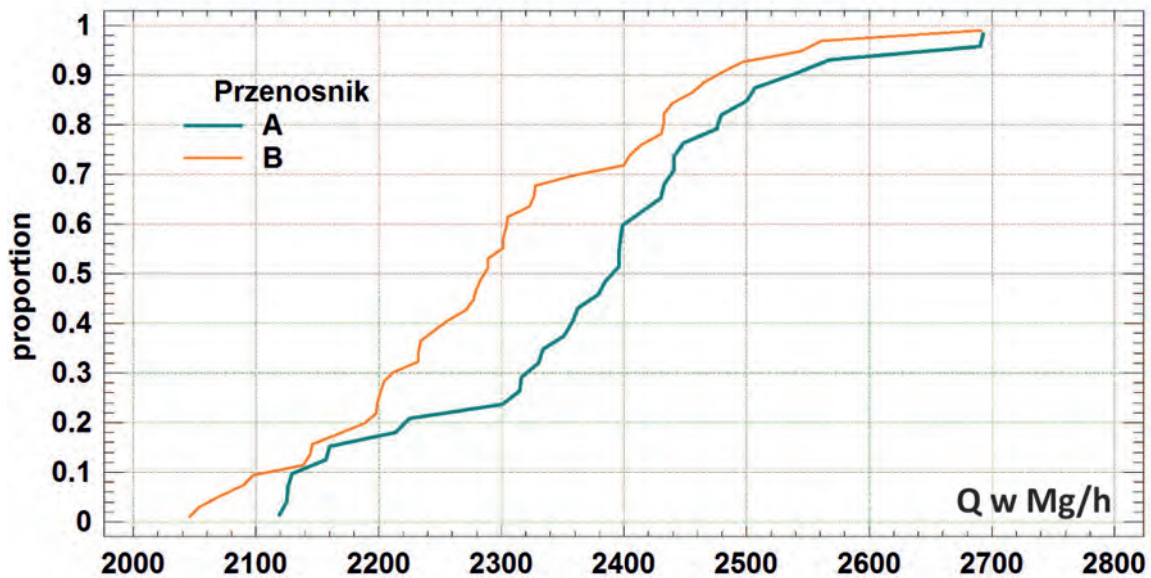
Na wykresie (Rys. 3) porównano miesięczne średnie wydajności z obu przenośników wraz prezentacją przedziałów ufności dla średnich i median. Widać, że stanowią one rozłączne przedziały i nie zachodzą na siebie.

Testem Kołmogorowa-Smirnowa badano zgodność rozkładów obu próbek. Obliczono statystykę $DN = 0,381944$ oraz $K-S = 1,73234$ wraz z przybliżoną wartością $P = 0,000494768$.

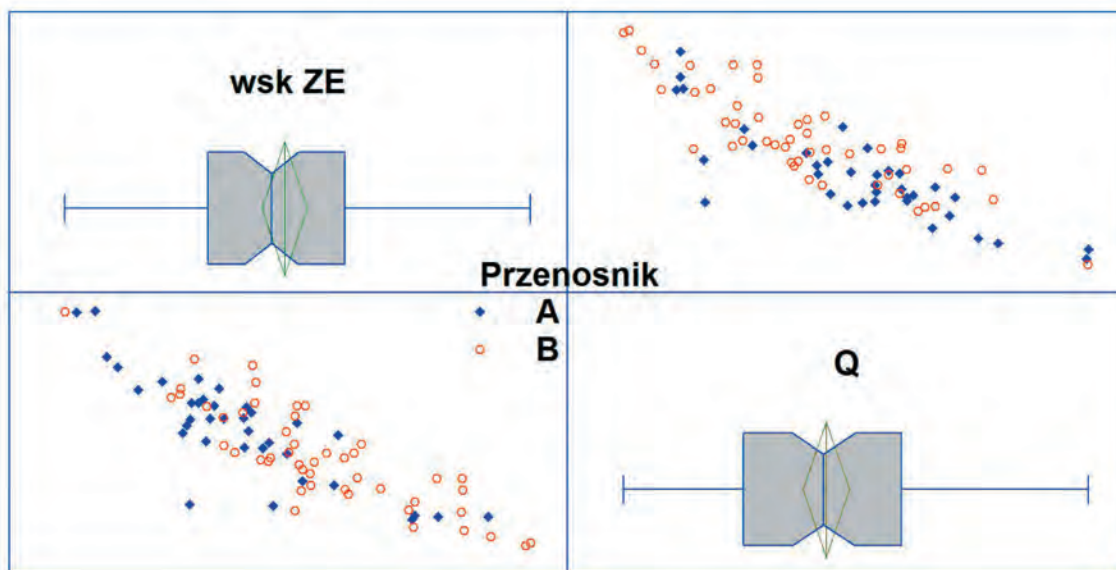
Test ten oblicza maksymalną odległość między skumulowanymi rozkładami dwóch próbek. W tym przypadku maksymalna odległość wynosi $0,381944$, co można zobaczyć wizualnie (Rys. 4). Ponieważ wartość P jest mniejsza niż $0,05$, istnieje statystycznie znaczna różnica między dwoma rozkładami przy poziomie ufności $95,0\%$.

Przesunięcia skumulowanych dystrybuant empirycznych (Rys. 4) nie jest równoległa, tak jak w przypadku wskaźnika zużycia energii [5]. Największe i prawie równoległe przesunięcie obserwujemy w części środkowej. Na obrzeżach (w obu częściach ogonów rozkładów) przesunięcie jest wyraźnie mniejsze.

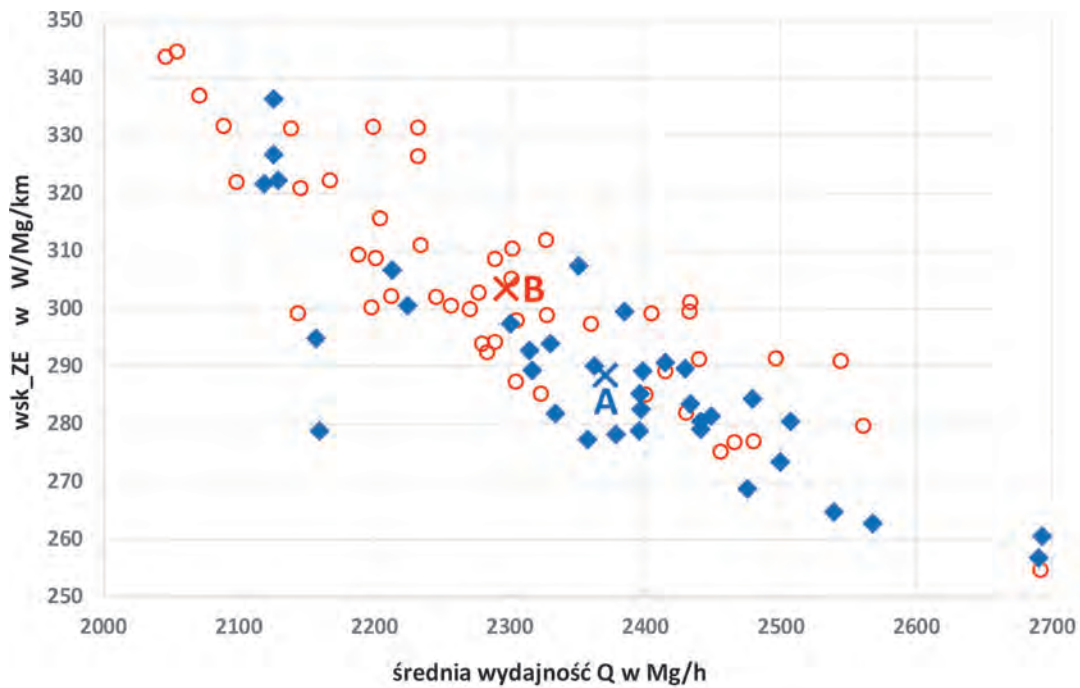
Różnice w miesięcznych średnich wydajnościach obu przenośników są istotne statystycznie i to one w głównej mierze wpływają na zróżnicowanie jednostkowego wskaźnika zużycia energii Wsk_ZE . W kolejnym rozdziale zbadamy dokładniej zależności pomiędzy obydwojema parametrami badając regresję pomiędzy nimi.



Rys. 4. Wykres skumulowanych dystrybuant empirycznych dla miesięcznych średnich wydajności Q dla przenośników A i B
Fig. 4. Graph of cumulative empirical distributions for the monthly averages of capacity Q for conveyors A and B



Rys. 5. Wykres macierzowy prezentujący graficznie wpływ miesięcznej średniej wydajności Q na wskaźnik jednostkowego zużycia energii wsk_ZE dla obu przenośników A i B



Rys. 6. Wykres punktowy średnich wydajności Q oraz jednostkowych wskaźników zużycia energii wsk_ZE wyznaczony dla kolejnych miesięcy analizowanego okresu wraz z obliczonymi średnimi („X”) dla danych przenośnika A i B

Fig. 6. Scatter plot of average capacities Q and unit energy consumption indexes determined for subsequent months of the analysed period together with calculated averages („X”) for conveyors A and B

Tab. 3. Współczynniki

	Metoda najmniejszych kwadratów	Standardowy	Statystyka	Wartość
Parametr	Oszacowanie	Błąd	T	P
Przesunięcie	0.000551173	0.000305247	1.80566	0.0798
Nachylenie	0.00000123477	1.28527E-7	9.60704	0.0000

Analiza wariancji

Źródło	Suma kwadratów	Df	Średnie kwadraty	F-statyst.	Wartość P
Model	0.00000114719	1	0.00000114719	92.30	0.0000
Reszty	4.22607E-7	34	1.24296E-8		
Razem(Corr.)	0.0000015698	35			

Df – stopnie swobody

Regresja jednostkowego wskaźnika zużycia energii względem średniej wydajności przenośnika

Analizę wpływu miesięcznej średniej wydajności na wskaźnik jednostkowego zużycia energii przez przenośnik można zaobserwować na wykresie macierzowym (Rys. 5), na którym umieszczono wszystkie punkty różnicując dane z przenośnika A i B. Można zaobserwować, że są one ze sobą wymieszane i układają się wzdłuż nachylonej ujemnie przekątnej, co potwierdza dosyć silną, ujemną korelację (-0,84 i -0,85 dla przenośnika A i B odpowiednio).

Na wykresie (Rys. 5) znajduje się 84 kompletnych par (36 dla przenośnika A i 48 dla przenośnika B). Można zauważyć, że więcej niebieskich punktów (przenośnik A) znajduje się w dolnej części wykresu, a punktów czerwonych (przenośnik B) w górnej (Rys. 5, prawa górna część). Dlatego jasne stają się różnice średniego jednostkowego zużycia energii dla przenośnika A (288,57 Wh/Mg/km) i przenośnika B (303,6 Wh/Mg/km), jako konsekwencje różnic w miesięcznych, średnich wydajno-

ściach Q: 2370,56 Mg/h (dla A) i 2296,89 Mg/h (dla B).

Dla wszystkich danych obejmujących przenośnik A i B oraz łącznie dla danych z obu przenośników przeprowadzono badanie prostej regresji zmian zmiennej zależnej (jednostkowego wskaźnika zużycia energii wsk_ZE) od zmiennej niezależnej (średniej wydajności Q).

W przypadku przenośnika A okazało się, że najlepszym modelem jest model hiperboliczny (odwrotny liniowy dla Y) opisany równaniem $Y = 1/(a + b \cdot X)$.

$$\text{Wsk_ZE}_A = 1/(0.000551173 + 0.00000123477 \cdot Q_A) \quad (1)$$

Przeprowadzona analiza estymacji wraz z analizą ANOVA wykazała, że:

Współczynnik korelacji = 0,854862
 R-kwadrat = 73,0789 %
 R-kwadrat (skorygowany o d.f.) = 72,2871 %
 Standardowy błąd estymacji = 0,0000796077

Średni błąd bezwzględny = 0,0000882741
 Statystyka Durbina-Watsona = 0,909369 (P = 0,00001)
 Resztkowa autokorelacja Lag 1 = 0,335697

Ponieważ wartość P w tabeli ANOVA (Tab. 3) jest mniejsza niż 0,05, istnieje statystycznie istotny związek między Wsk_ZEA i QA dla przenośnika A przy poziomie ufności 95%.

Statystyka R² wskazuje, że dopasowany model wyjaśnia 73,1% zmienności wskaźnika zużycia energii przez przenośnik A (Wsk_ZEA). Współczynnik korelacji wynosi 0,854862, co wskazuje na umiarkowanie silną zależność między zmiennymi. Błąd standardowy oszacowania pokazuje, że odchylenie standardowe reszt wynosi 0,000111488.

Średni błąd bezwzględny (MAE) wynoszący 0,0000796077 jest średnią wartością reszt. Statystyka Durbin-Watson (DW) testuje reszty, aby określić, czy istnieje jakaś istotna korelacja oparta na kolejności danych, w jakiej one występują. Ponieważ wartość P jest mniejsza niż 0,05, to można oczekiwać szeregowej korelacji przy poziomie ufności 95%. Z uwagi na to, że dane były wczytane w kolejności następujących po sobie miesięcy począwszy od stycznia 2014 r., to istnienie autokorelacji może wnikać z cyklicznych zmian sezonowych związanych

z pogodą i temperaturą (warunkami atmosferycznymi).

W przypadku przenośnika B okazało się, że najlepszym modelem nie jest model hiperboliczny, lecz kilka innych np. krzywej logistycznej S, podwójny hiperboliczny, hiperboliczny dla logarytmu itd. Różnice współczynnika korelacji i R² nie były jednak duże. Najwyższy współczynnik korelacji wyniósł 0,8616, podczas gdy wsp. korelacji dla modelu hiperbolicznego był tylko nieco niższy i wynosił 0.8603. Był więc o 0.12 % mniejszy. Poziom wskaźnika R² wynoszący 74,01% był niższy od najlepszego o 0,3 %. Równanie dla tego modelu podane jest poniżej:

$$\text{Wsk_ZE}_B = 1/(0.000412267 + 0.00000126021 * Q_B) \quad (2)$$

Przeprowadzona analiza estymacji wraz z analizą ANOVA wykazała, że:

Współczynnik korelacji = 0,860305
 R-kwadrat = 74,0124 %
 R-kwadrat (skorygowany o d.f.) = 73,4474 %
 Standardowy błąd estymacji = 0,000107337

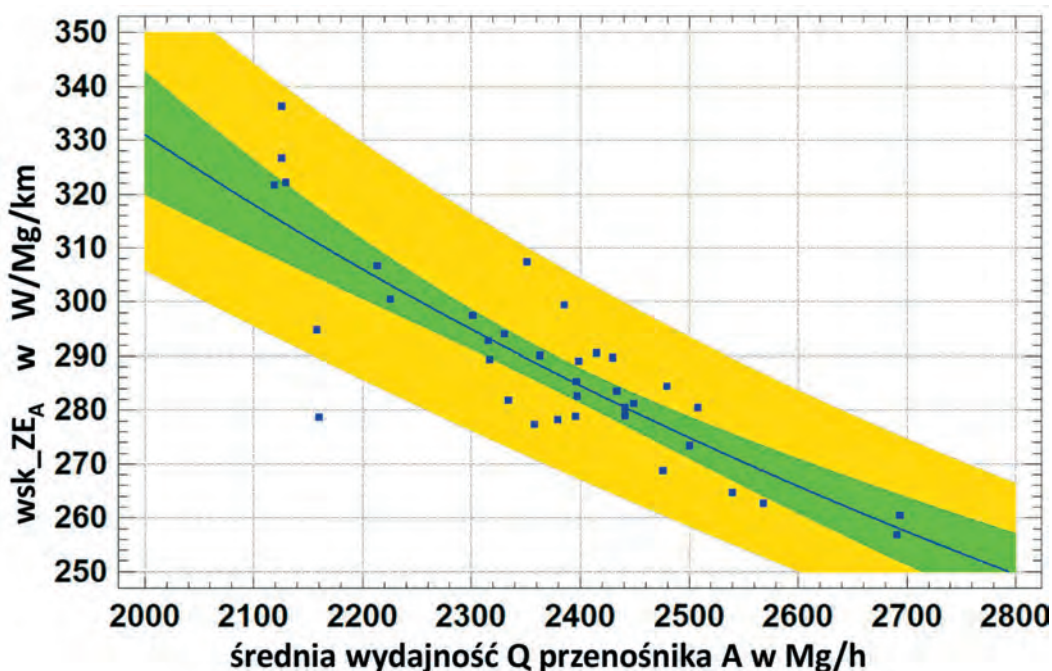
Tab. 4. Współczynniki

	Metoda najmniejszych kwadratów	Standardowy	Statystyka	Wartość
Parametr	Oszacowanie	Błąd	T	P
Przesunięcie	0.000412267	0.000253367	1.62716	0.1105
Nachylenie	0.00000126021	1.10102E-7	11.4458	0.0000

Analiza wariancji

Źródło	Suma kwadratów	Df	Średnie kwadraty	F-statyst.	Wartość P
Model	0.00000150936	1	0.00000150936	131.01	0.0000
Reszty	5.29975E-7	46	1.15212E-8		
Razem(Corr.)	0.00000203934	47			

Df – stopnie swobody



Rys. 7. Dobrany model prostej regresji wskaźnika zużycia energii przenośnika A względem jego średniej wydajności w poszczególnych miesiącach okresu analizy
 Fig. 7. A selected model of a simple regression of the energy consumption index of the conveyor A relative to its average capacity in particular months of the analysed period

Średni błąd bezwzględny = 0,0000891133
 Statystyka Durbina-Watsona = 0,587306 (P = 0,0000)
 Resztkowa autokorelacja Lag 1 = 0,663121

Ponieważ wartość P w tabeli ANOVA (Tab. 4) jest mniejsza niż 0,05, istnieje statystycznie istotny związek między Wsk_ZE_B i Q_B dla przenośnika B przy poziomie ufności 95%.

Statystyka R² wskazuje, że dopasowany model wyjaśnia 74,01% zmienności wskaźnika zużycia energii przez przenośnik B (Wsk_ZEB). Współczynnik korelacji wynosi 0.860305, co wskazuje na umiarkowanie silną zależność między zmiennymi. Błąd standardowy oszacowania pokazuje, że odchylenie standardowe reszt wynosi 0.000107337.

Średni błąd bezwzględny (MAE) wynoszący 0,0000891133 jest średnią wartością reszt. Statystyka Durbin-Watson (DW) testuje reszty, aby określić, czy istnieje jakaś istotna korelacja oparta na kolejności danych, w jakiej one występują. Ponieważ wartość P jest mniejsza niż 0,05, to można oczekiwać szeregowej korelacji przy poziomie ufności 95 % podobnie jak dla przenośnika A.

W przypadku danych z obu przenośników A i B okaza-

ło się, że model hiperboliczny (odwrócony model liniowy, $Y=1/(a + b*X)$) jest trzecim najlepszym po modelu hiperbolicznym z logarytmem i hiperbolicznym z pierwiastkiem. Współczynnik korelacji był dla niego bezwzględnie mniejszy o 0.0001 od najlepszego, a wskaźnik R² mniejszy o 0.07. Są to praktycznie niezauważalne różnice, a dla porównania modeli dla tych trzech zbiorów danych lepiej jest więc posługiwać się identycznym modelem. Za taki przyjęto model hiperboliczny, który była na 1. (A), 6. (B) i 3. (A i B łącznie) miejscu.

Równanie regresji dla tego modelu przyjęło postać:

$$Wsk_ZE_{A+B} = 1/(0.000317691 + 0.00000131529*Q_{A+B}) \quad (3)$$

Przeprowadzona analiza estymacji wraz z analizą ANOVA wykazała, że:

Współczynnik korelacji = 0,86312
 R-kwadrat = 74,4976 %
 R-kwadrat (skorygowany o d.f.) = 74,1866 %
 Standardowy błąd estymacji = 0.000114476
 Średni błąd bezwzględny = 0.0000882741

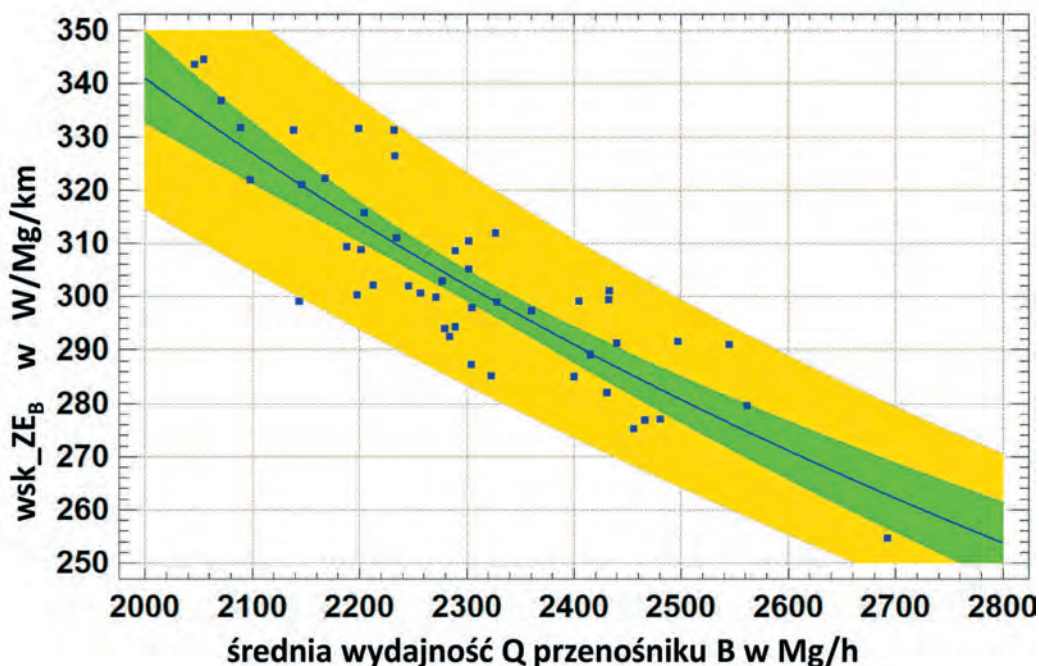
Tab. 5 Współczynniki

	Metoda najmniejszych kwadratów	Standardowy	Statystyka	Wartość
Parametr	Oszacowanie	Błąd	T	P
Przesunięcie	0.000317691	0.000198275	1.60227	0.1129
Nachylenie	0.00000131529	8.49836E-8	15.477	0.0000

Analiza wariancji

Źródło	Suma kwadratów	Df	Średnie kwadraty	F-statyst.	Wartość P
Model	0.00000313907	1	0.00000313907	239.54	0.0000
Reszty	0.00000107458	82	1.31046E-8		
Razem(Corr.)	0.00000421365	83			

Df – stopnie swobody



Rys. 8. Dobrany model prostej regresji wskaźnika zużycia energii przenośnika B względem jego średniej wydajności w poszczególnych miesiącach okresu analizy Fig. 8. A selected model of a simple regression of the energy consumption index of the conveyor B relative to its capacity in particular months of the analysed period

Statystyka Durbina-Watsona = 1.01019 ($P = 0,0000$)

Resztkowa autokorelacja Lag 1 = 0.468527

Ponieważ wartość P w tabeli ANOVA (Tab. 4) jest mniejsza niż 0,05, istnieje statystycznie istotny związek między Wsk_ZEB i QB dla przenośnika B przy poziomie ufności 95%.

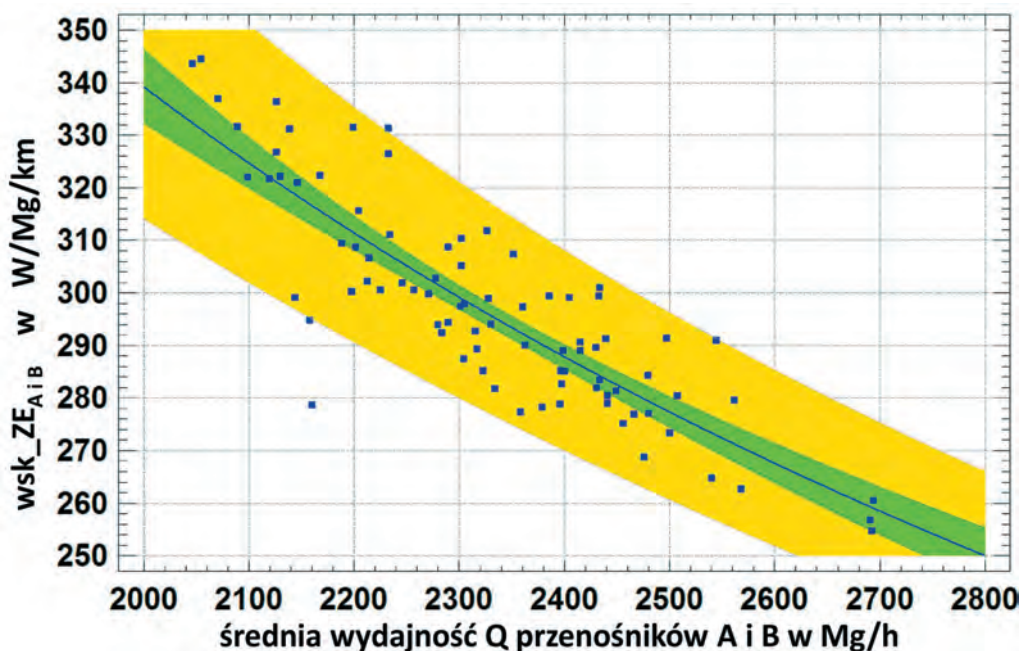
Statystyka R^2 wskazuje, że dopasowany model wyjaśnia 74.4976 % zmienności wskaźnika zużycia energii przez przenośniki A i B (Wsk_ZE_{AiB}). Współczynnik korelacji wynosi 0.86312, co wskazuje na umiarkowanie silną zależność między zmiennymi. Błąd standardowy oszacowania pokazuje, że odchylenie standardowe reszt wynosi 0.000114476.

Średni błąd bezwzględny (MAE) wynoszący 0.0000882741 jest średnią wartością reszt. Statystyka Durbin-Watson (DW) testuje reszty, aby określić, czy istnieje jakaś istotna korelacja oparta na kolejności danych, w jakiej one występują. Ponieważ wartość P jest mniejsza niż 0,05, to można oczekiwać

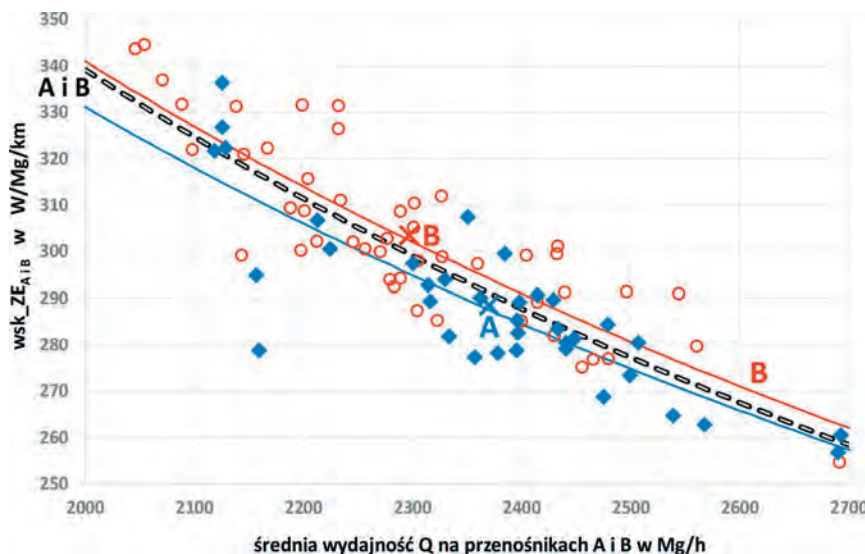
szeregowej korelacji przy poziomie ufności 95 % podobnie jak dla przenośnika A.

Dobre modele krzywych regresji dla przenośnika A, B oraz łącznie dla ich obu umieszczono na wspólnym wykresie (Rys. 10) wraz z punktami (miesięczna średnia wydajność, jednostkowy wskaźnik zużycia), które posłużyły do ich wyznaczenia.

Można zaobserwować, że krzywe regresji (hiperbole) dla przenośnika A i B przebiegają prawie równoległe względem siebie. Dla przenośnika A wskaźniki zużycia energii są niższe, przy czym dla wydajności 2000 Mg/h różnica ta sięga 9.9 W/Mg/km, a dla 2700 Mg/h już tylko ok. 4,3 W/Mg/km. Nie są to więc duże różnice, bo zmniejszają od niecałych 3% do 1,7 % względem wyżej położonej krzywej wyznaczonej dla przenośnika B. Uwzględnienie wszystkich danych przy budowie modelu (danych z obu przenośników) powoduje, że dobrana krzywa regresji biegnie od wyższych wartości (dla przenośnika

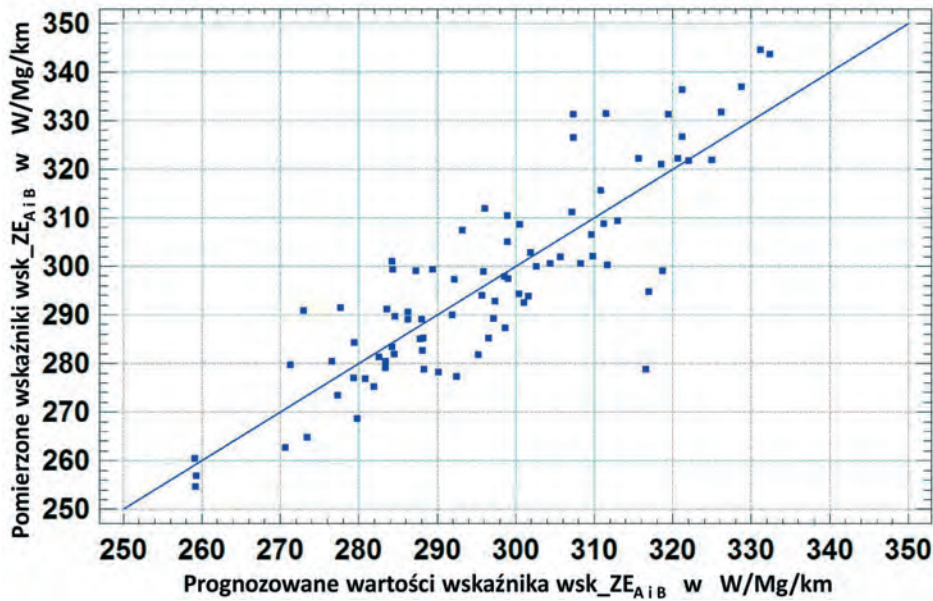


Rys. 9. Dobrany model prostej regresji wskaźnika zużycia energii przenośników A i B względem ich średniej wydajności w poszczególnych miesiącach okresu analizy
Fig. 9. A selected model of a simple regression of the energy consumption index of conveyors A and B relative to their average capacity in particular months of the analysed period

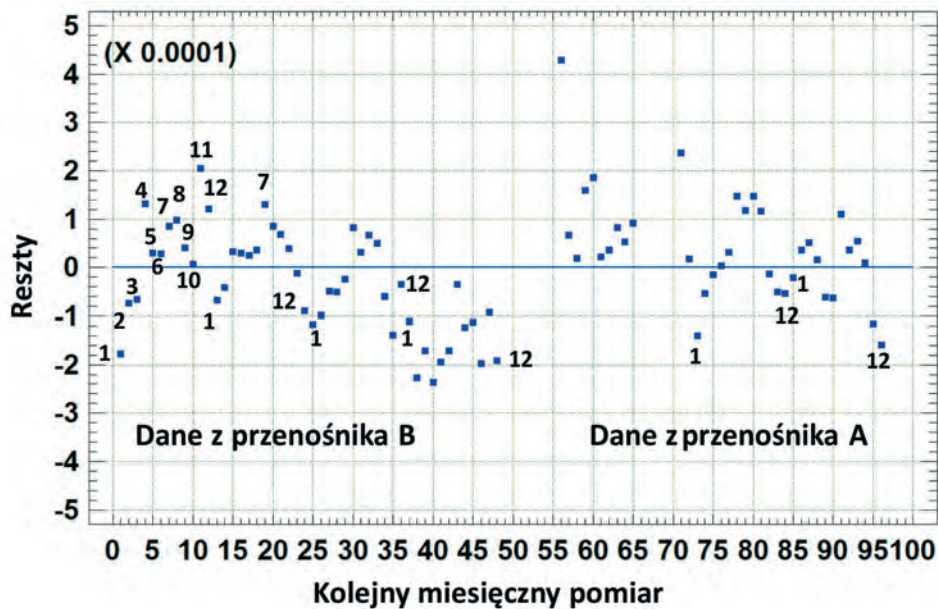


Rys. 10. Dobrane modele prostej regresji wskaźnika zużycia energii przenośników A i B oraz łącznie dla obu przenośników względem średniej wydajności przenośników w poszczególnych miesiącach okresu analizy

Fig.10. Selected models of simple regression of the energy consumption index for conveyors A and B and both of them in relation to the average capacity of conveyors in particular months of the analyzed period



Rys. 11. Porównanie wartości obliczonych z modelu (prognoz) i pomierzonych w rzeczywistości
 Fig. 11. Comparison of values calculated from the model (forecasts) and measured in reality (observed)



Rys. 12. Rozkład reszt dla kolejnych miesięcy dla przenośnika B i przenośnika A
 Fig. 12. Distribution of residuals for consecutive months for conveyor A and B

B) do niższych wartości (dla przenośnika A) po przekątnej obszaru pomiędzy dobranymi indywidualnie krzywymi regresji dla przenośnika A i B z osobna.

Przyjęty model hiperboliczny wydaje się być dobrze dobrany do danych, gdyż dla całego zakresu wydajności (2000-2700 Mg/h) rozproszenie punktów wiążących prognozę z pomiarem (obserwacjami) jest równomierne. Odstaje właściwie tylko kilka punktów (Rys. 11). Rozproszenie jest jednak spore bo, sięga 30 W/Mg/km. Wydajność przenośnika tłumaczy tylko niecałe 75% zmian, więc istnieją inne przyczyny powodujące te odchylenia. W obliczeniach oporów ruchu przenośników uwzględnia się wiele parametrów tu pominiętych [6-12, 16, 19, 27, 32]. Przyczyn sezonowych zmian należy jednak szukać w zmiennych warunkach pogodowych. Wskazują na to regularne wahania reszt pomiędzy wartością obliczoną modelem a wartościami pomierzonymi (Rys. 12).

Regularność reszt nie jest idealna (pomiary dla przenośnika A nie są kompletne z uwagi na awarię wagi), ale można za-

uważyć obserwując numery miesięcy, że reszty są ujemne dla miesięcy zimowo-wiosennych, a dodatnie dla letnio-jesiennych. Znając wyniki badania wpływu temperatury otoczenia na opór toczenia się krążników po taśmie [1-4] możemy przewidywać, że prognoza oparta wyłącznie na wydajności może być zimą niedoszacowana, a latem przeszacowana. Ważna jest też średnia temperatura w danym miesiącu, a nie jego numer, gdyż to niska temperatura zwiększa opory, a wyższa je zmniejsza, co ma wpływ na zużycie energii przez przenośnik. Wpływ czynników atmosferycznych będzie przedmiotem analizy w kolejnym artykule z cyklu.

Wnioski

Stwierdzone w pierwszym artykule z cyklu zróżnicowanie zużycia energii przez bliźniacze przenośniki mogło wynikać ze zróżnicowania ich obciążeń. Dlatego w tej pracy porównano czy oba przenośniki różniły się pod względem średnich wydaj-

ności w kolejnych miesiącach.

Przedstawione analizy jednoznacznie pokazały, że obliczone wydajności dla dwóch analizowanych przenośników A i B różnią się i te różnice są istotne statystycznie.

Przenośnik oznaczony literą A charakteryzował się wyższą wydajnością niż przenośnik B. Jego średnia wydajność wyniosła 2 381,99 Mg/h i była wyższa niż średnia wydajności przenośnika B wynosząca 2 309,47 Mg/h. Różnice globalnych wydajności (obliczonych dla łącznych przeniesionych mas w czasie aktywnego czasu pracy przenośników) wyniosła 72,51 Mg/h (3,04 %) i była istotna statystycznie.

Ponieważ stwierdzono wcześniej ujemną korelację jednostkowego wskaźnika zużycia energii i wydajności ($R^2 = -0.84$ i -0.85 dla przenośników A i B odpowiednio), to zauważone różnice w wydajnościach wpłynęły na wzrost jednostkowego zużycia energii o 14.24 W/Mg/km (4,97%).

Istotne jest, że jednostkowe zużycie energii zmniejsza się znacznie ze wzrostem wydajności przenośnika. Dla obserwowanych miesięcznych wzrostów wydajności od ok 2000 Mg/h (31.3% wydajności teoretycznej) do 2700 Mg/h (42,2% Q_{teor}) odnotowano spadki jednostkowego zużycia energii z poziomu 345 W/Mg/km do 255 W/Mg/km. Wzrost wydajności o ok. 11 punktów procentowych wydajności teoretycznej, co odpowiada 35% względnemu wzrostowi z poziomu 2000 Mg/h, spowodował spadek jednostkowego zużycia energii o 90 W/Mg/km, co odpowiada względnemu spadkowi tego wskaźnika o ok. 26%.

Widać więc, że odpowiednie zarządzanie obciążeniami poszczególnych ciągów może się przyczynić do znacznego obniżenia jednostkowego zużycia energii (rzędu 30%). Maksymalna wydajność nie przekraczała 42% wydajności teoretycznej. Można się więc zastanawiać, jakiego rzędu oszczędności można byłoby uzyskać zwiększając wykorzystanie przenośników jeszcze bardziej.

Nie można wprawdzie ekstrapolować uzyskanych wyników poza obszar pomiarowy jednak trend spadkowy jest zachęcający. Przy 50% wydajności jednostkowe zużycie mogłoby spaść o maksymalnie nawet o ok. 120 W/Mg/km a więc oszczędności w stosunku do 30% wykorzystania wydajności teoretycznej osiągnęłyby rząd 35% (różnica pomiędzy maksymalnym, a minimalnym zużyciem energii). Według dobranej krzywej regresji oszczędności byłyby nieco mniejsze, bo o ok. 80 W/Mg/km. Jednak należy mieć na uwadze, że do elektrowni rocznie trafia 40 mln Mg węgla, który jest transportowany ciągami liczącymi wiele kilometrów, a ciągi pracują prawie non stop. Oszczędności są więc kolosalne. Dlatego **warto rozważyć, czy aktywne**

sterowanie obciążeniem ciągów przenośników nie stwarza ogromnego potencjału oszczędności.

Z pewnością należy przygotować odpowiedni plan badań przemysłowych. Zamiast codziennie obciążać po 30% obydwie ciągi węglowe można byłoby zwiększyć co drugi dzień obciążenie jednego z ciągów do 60%, a drugi wyłączać, o ile dałoby się zrobić z technologicznego punktu widzenia. Przy 60% obciążeniu teoretycznym spadek zużycia może bowiem wynosić nawet 150 W/Mg/km. Warto to sprawdzić, gdyż zmiany te nie wiązałyby się z koniecznością żadnych inwestycji (np. z wymianą taśmy na energooszczędną, czy wymianą krążników na energooszczędne), gdyż dotyczą organizacji pracy. Ponieważ obecnie sterowanie ciągami odbywa się z Centrum Kierowania Ruchem [25,26, 31, 33], więc zadanie jest znacznie uproszczone. Decyzje jak obciążać poszczególne ciągi można podejmować z centrum i aktywnie sterować ich obciążeniami. Z pewnością już uzyskano spore oszczędności dzięki eliminacji pracy jałowej przenośników w ciągach. Teraz warto zadbać o lepszym wykorzystaniu ich wydajności teoretycznej, bo powinno przynieść to znaczne oszczędności. Wiadomo jednak, że istnieją ograniczenia związane z nierównomiernością strugi urobku podawanej przez koparki [20-24].

Wyniki badań zastosowania taśmy energooszczędnej będzie przedstawione w czwartym artykule z cyklu. Można wtedy będzie ocenić potencjał oszczędności łącznych działań: sterowania obciążeniami ciągów i wdrożeniem energooszczędnych rozwiązań. Tematyka taśm energooszczędnych wzbudza ostatnio znaczne zainteresowanie [13-15, 17, 28-30].

W następnym artykule zbadany zostanie wpływ warunków otoczenia na zróżnicowanie zużycia energii przez przenośniki taśmowe w kopalni węgla brunatnego. Jak wynika z badań zmienność jednostkowego zużycia energii jest wyjaśniona zmianami wydajności tylko w 75%. Istnieją więc jeszcze inne przyczyny różnicujące zużycie energii. Zaobserwowane cykliczne zmiany reszt (Rys. 12) sugeruje, że czynnikiem tym mogą być warunki otoczenia, w tym głównie temperatura, co wynika z prowadzonych na PWr badań [1, 2]. Temperatura zmienia się cyklicznie w kolejnych miesiącach i z nią, oprócz wydajności przenośnika, można próbować powiązać fluktuacje poziomu jednostkowego zużycia energii w kolejnych miesiącach.

Autorzy serdecznie dziękują kopalni za udostępnienie szczegółowych danych o zużyciu energii analizowanych przenośników i zezwolenie na publikację wyników badań.

Literatura

- [1] Bajda M., 2009. *Wpływ okładki gumowej na opory toczenia taśmy przenośnikowej po krążnikach*. Praca doktorska, Wrocław, 2009 (niepublikowana).
- [2] Bajda M., Hardygóra M., 2006. *Effect of temperature on the properties of a conveyor belt cover, Proceedings of the Fifteenth International Symposium on Mine Planning and Equipment Selection, MPES 2006 Torino, Italy, 20–22 September 2006*.
- [3] Bajda M., Hardygóra M., 2007. *Determination of the conveyor belt's resistance to rolling on idlers, Proceedings of the Sixteenth International Symposium on Mine Planning and Equipment Selection, MPES 2007 Bangkok, Thailand, 11–13 December 2007*.
- [4] Bajda M., Hardygóra M., 2011. *Szacowanie energooszczędności transportu przenośnikowego na podstawie badań parametrów dynamicznych okładki bieżnej taśmy przenośnikowej*. Transport Przemysłowy i Maszyny Robocze, Nr 4(14), s. 3-6.

- [5] Bajda M., Jurdziak L., Z.Konieczka, 2018. Porównanie zużycia energii elektrycznej przez przenośniki taśmowe w kopalniach węgla brunatnego. Cz. 1, Badanie istotności statystycznej różnic i korelacji. *Górnictwo Odkrywkowe*. 2018, nr 5, s. 4-14, ISSN: 0043-2075.
- [6] Fajer R., Idziak E., Konieczka Z., Mrówka A., Orzechowski L., Szczepaniak T., 2011. *Optymalizacja rozwiązań technicznych przenośników taśmowych w PGE GiEK SA Oddział KWB Bełchatów*. *Górnictwo i Geoinżynieria*, Rok 35, Zeszyt 3/1, str. 2011.
- [7] Geesmann F.O., 2001. *Experimentale und theoretische Untersuchungen der Bewegungswiderstände von Gurtforderanlagen*. Dissertation Universität Hannover 2001.
- [8] Glinka T., 2005. *Zużycie energii elektrycznej w układach napędowych przenośników taśmowych*. *Zeszyty Problemowe – Maszyny Elektryczne* nr 73/2005, str. 37-42.
- [9] Gładysiewicz L., 1990. *Metody wyznaczania oporów głównych przenośnika taśmowego ze szczególnym uwzględnieniem własności taśmy*. Prace Naukowe CPBP 02.05. Wyd. Politechniki Warszawskiej, Warszawa 1990.
- [10] Gładysiewicz L., 2003. *Przenośniki taśmowe, teoria i obliczenia*. Oficyna Wyd. Politechniki Wrocławskiej, Wrocław.
- [11] Gładysiewicz L., Hardygóra M., Kawalec W.: *Belt Conveying in the Polish Mining Industry – Selected Topics*, *Bulk Solids Handling*, vol. 24, 2004, no 3, s. 1–7.
- [12] Gładysiewicz L., Kawalec W., Król R., 2016. *Selection of carry idlers spacing of belt conveyor taking into account random stream of transported bulk material [Dobór rozstawu krążników górnych przenośnika taśmowego z uwzględnieniem losowo zmiennej strugi urobku]*. *Eksploracja i Niezawodność* 18(1), pp. 32-37.
- [13] Gładysiewicz L., Król R., Bukowski J., 2011. *Tests of belt conveyor resistance to motion*. *Eksploracja i Niezawodność - Maintenance and Reliability*. Nr 3, s. 17-25. <http://www.ein.org.pl/2011-03-03>.
- [14] Gładysiewicz L., Król R., Kisielewski, W., Kaszuba, D., 2017. *Experimental determination of belt conveyors artificial friction coefficient*. *Acta Montanistica Slovaca*, 22(2), pp. 206-214.
- [15] Günthner W.A., Tilke Ch., Rakitsch S., 2010. *Energy Efficiency in Bulk Materials Handling*. *Bulk Solids Handling*, Vol. 30, No. 3, p. 138 – 142.
- [16] Hager M., Hintz A., 1993. *The energy-saving design of belts for long conveyor systems*, *Bulk Solids Handling*, vol. 13, no 4 (1993), s. 749.
- [17] Harrison A., 2009. *A Comparison of Friction Models for Conveyor Design*. *Bulk Solids & Powder – Science & Technology* • Vol. 4 (2009) No. 1, p. 23-33.
- [18] Hertel L., Nowacki H., 2014. *Zmiany w sterowaniu przenośnikami dające wymierne korzyści*. *Górnictwo Odkrywkowe*, Nr 1, s. .
- [19] Hintz A., 1993. *Einfluss des Gurtaufbaus auf dem Energieverbrauch von Gurtforderanlagen*. Dissertation Universität Hannover.
- [20] Jurdziak L. 2005a., *Analiza strumienia urobku podawanego przez koparkę kołową pod kątem obniżenia mocy napędu długich przenośników*. Szkoła Ekonomiki i Zarządzania w Górnictwie, Krynica 2005. Publikacje Naukowe AGH w Krakowie. s. 195-209. ISBN: 83-908853-8-7
- [21] Jurdziak L., 2005b. *Reaktywacja modelu rozkładu urobku na taśmie przenośnika*. *Górnictwo i geologia VIII*. Prace Naukowe Instytutu Górnictwa Politechniki Wrocławskiej Nr 113, Seria: Studia i materiały Nr 31, s. 99-109, Wrocław 2005, ISSN 0370-0798.
- [22] Jurdziak L., 2006a. *Methodology of BWE efficiency analysis for power reduction of conveyor drives*. 8th International Symposium Continuous Surface Mining, ISCSM 2006. Proceedings, Aachen, September 24th-27th 2006. Aachen: Mainz, p. 125-131.
- [23] Jurdziak L., 2006b. *Wykorzystanie teorii wartości ekstremalnych do wymiarowania przenośników współpracujących z koparkami kołowymi*. *Transport Przemysłowy*. 2006, nr 3, s. 38-43. ISSN: 1640-5455.
- [24] Jurdziak L., 2008. *Application of extreme value theory for joint dimensioning of BWEs and long distance belt conveyors in lignite mines*. Int.Conf. Bulk Europe 2008, Prague, Czech Republic, 11-12.09.2008. Wurzberg: Vogel Industrie Medien.
- [25] Jurdziak L., Błażej R., Bajda M., 2018. *Cyfrowa rewolucja w transporcie przenośnikowym - taśma przenośnikowa 4.0*. *Transport Przemysłowy i Maszyny Robocze*. 2018, nr 2, s. 6-18, ISSN: 1899-5489.
- [26] Jurdziak L., Błażej R., Bajda M., 2019. *Conveyor belt 4.0. Intelligent systems in production engineering and maintenance*. Springer, cop. 2019. s. 645-654, ISBN: 978-3-319-97489-7, *Advances in Intelligent Systems and Computing*, ISSN 2194-5357; vol. 835, *Lokalizacja elektroniczna*: https://doi.org/10.1007/978-3-319-97490-3_61
- [27] Kawalec W., 2003. *Przenośniki taśmowe dalekiego zasięgu*. *Transport Przemysłowy* Nr. 1.
- [28] Kawalec W., Woźniak D., 2014. *Energooszczędność okładki bieżnej taśmy przenośnikowej – wstęp do nowej klasyfikacji taśm*. *Mining Science – Fundamental Problems of Conveyor Transport*, vol. 21(2), 2014, 47–60.
- [29] Lodewijks, G., 2003. *Determination of Rolling Resistance of Belt Conveyors Using Rubber Data: Fact or Fiction?* *Beltcon 12*, South Africa, 2003.
- [30] O’Shea J.,I., Wheeler C.A., Munzenberger P.J., Ausling D.,G., 2014. *The Influence of Viscoelastic Property Measurements on the Predicted Rolling Resistance of Belt Conveyors*. *Journal of Applied Polymer Science*, 2014.
- [31] Rek M., 2005. *Centrum Operatywnego Kierowania Ruchem*. *Węgiel Brunatny* Nr 1 (50), s.19-20.
- [32] Spaans C.: 1991. *The calculation of the mine motion resistance of belt conveyors*. *Bulk Solid Handling* 11, No 4, str. 809-826.
- [33] <https://www.merrid.com.pl/pl/oferta/systemy/system-wydobywczy/>