

Kinga Kądziołka

ORCID: 0000-0001-9506-3044

kinga.kadziolka@vp.pl

Akademia WSB w Dąbrowie Górniczej

<https://doi.org/10.26366/PTE.ZG.2022.211>

Open Access CC BY 4.0



Cytowanie: Kądziołka, K. (2022). Problem oceny zagrożenia przestępczością z wykorzystaniem mierników taksonomicznych. Zeszyty Naukowe Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego w Zielonej Górze, 16, s. 5-26. DOI: 10.26366/PTE.ZG.2022.211.

Problem oceny zagrożenia przestępczością z wykorzystaniem mierników taksonomicznych

Abstrakt: W artykule dokonano przeglądu prac, w których wykorzystano mierniki taksonomiczne do oceny zagrożenia przestępczością. Zwrócono uwagę na pewne dyskusyjne kwestie, jak np. dobór i redukcja zmiennych, będących składowymi konstruowanego miernika. Artykuł kończą rekomendacje rozwiązań w zakresie opracowywania taksonomicznych mierników oceny zagrożenia przestępczością oraz identyfikacji grup obszarów podobnych pod względem wybranych charakterystyk.

Słowa kluczowe: przestępczość, miernik taksonomiczny, natężenie przestępczości.

The problem of crime rate assessment with the use of taxonomic measures

Abstract: There were reviewed the papers which propose the use of taxonomic measures to assess the crime rate. Some debatable issues were noted, such as the selection and reduction of diagnostic variables that are components of the constructed taxonomic measure. There were recommended solutions for constructing taxonomic measures for assessing the crime rate and the identification of groups of areas similar in terms of selected characteristics.

Keywords: crime, composite indicator, crime rate.

JEL: C02, C43, K00

Wprowadzenie

W literaturze brak jest jednej, uniwersalnej definicji przestępczości. W kryminologii pod tym pojęciem rozumiany jest „zbiór zdarzeń określanych jako przestępstwa”, natomiast przestępstwem jest „czyn człowieka zabroniony pod groźbą kary jako zbrodnia lub występki, bezprawny, zawiniony i społecznie szkodliwy w stopniu wyższym niż znikomy” (Błachut, Gaberle, Krajewski, 2001, s. 189 – 190).

Z ekonomicznego punktu widzenia ocena struktury, dynamiki i natężenia¹ przestępczości wydaje się istotnym zagadnieniem, gdyż wiedza na ten temat umożliwi odpowiednią alokację sił i środków do walki z tym zjawiskiem oraz szacowanie kosztów związanych z funkcjonowaniem organów ścigania. Do oceny przestrzennego zróżnicowania struktury,

¹ Natężenie przestępstw stwierdzonych rozumiane jest jako liczba przestępstw stwierdzonych przypadających na pewną stałą liczbę mieszkańców.

dynamiki i natężenia przestępczości w Polsce były wykorzystywane metody grupowania hierarchicznego. W pracy K. Kądziołki (2016b) wyróżniono grupy powiatów podobnych pod względem natężenia wybranych kategorii przestępstw stwierdzonych, wykorzystując metodę Warda. Z kolei w pracy K. Kądziołki (2015b), w przypadku identyfikacji grup województw podobnych pod względem struktury przestępczości stwierdzonej, zaproponowano m. in. wykorzystanie w algorytmach grupowania hierarchicznego miary niepodobieństwa obiektów wykorzystującej wskaźnik podobieństwa struktur. W literaturze przedmiotu pojawiły się też propozycje oceny zagrożenia przestępczością z zastosowaniem mierników taksonomicznych.

Celem niniejszego artykułu jest prezentacja podejść, w których wykorzystano mierniki taksonomiczne do oceny zagrożenia przestępczością i zwrócenie uwagi na pewne pojawiające się dyskusyjne kwestie, jak np. dobór i redukcja zmiennych diagnostycznych, będących składowymi miernika taksonomicznego.

1. Ocena zjawiska przestępczości z wykorzystaniem mierników taksonomicznych – przegląd literatury

Ocena zagrożenia przestępczością z wykorzystaniem mierników taksonomicznych została podjęta w pracach: I. Bąk (2015), I. Bąk i B. Szczecińskiej (2015), A. Wierzbickiej i A. Żółtaszek (2015), I. Bąk i B. Szczecińskiej (2016), I. Bąk i K. Cheby (2018) oraz G. Dubiec (2020). W dalszej części pracy zostaną przedstawione propozycje tych Auterek oraz pokazane zostanie, że tego typu podejścia mogą prowadzić do błędnych wniosków dotyczących przestępczości.

I. Bąk (2015) zaproponowała taksonomiczny miernik zagrożenia przestępczością oparty na medianowym wektorze Webera. Do jego konstrukcji Autorka wykorzystwała następujące zmienne, charakteryzujące podregiony w 2014:

- 1) liczba przestępstw ogółem na 1000 mieszkańców²;
- 2) liczba przestępstw kryminalnych na 1000 mieszkańców;
- 3) liczba przestępstw gospodarczych na 1000 mieszkańców;
- 4) liczba przestępstw drogowych na 1000 mieszkańców;
- 5) liczba ofiar śmiertelnych w wypadkach drogowych na 100 tys. Pojazdów;
- 6) wskaźnik wykrywalności sprawców w %;
- 7) stopa bezrobocia w %;
- 8) PKB na 1 mieszkańca w zł;
- 9) przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na 1 osobę w zł.

² Autorka nie precyzuje, o jaką „liczbę przestępstw” chodzi. Rzeczywista liczba przestępstw popełnionych na danym obszarze nie jest znana, gdyż informacje nie o wszystkich przestępstwach docierają do organów ścigania. Można rozważać przestępczość ujawnioną, stwierdzoną oraz wykrytą. Źródłem danych wskazanym przez Autorkę były dane GUS, więc można przypuszczać, że chodzi o przestępczość stwierdzoną.

Zmienne 1 – 5, 7 pełniły rolę stymulant. Ich wyższe wartości oznaczały wg Autorki większe zagrożenie przestępczością. Pozostałe zmienne uznane zostały przez Autorkę za destymulanty. Ich wyższe wartości świadczyły o mniejszym zagrożeniu przestępczością. W oparciu o wartości skonstruowanego miernika I. Bąk dokonała liniowego uporządkowania podregionów od podregionu charakteryzującego się najwyższą wartością miernika do podregionu charakteryzującego się najniższą jego wartością. Nazwane to zostało uporządkowaniem podregionów pod względem zagrożenia przestępczością w 2014 roku.

Pojawiają się jednak wątpliwości dotyczące takiego wyboru zmiennych diagnostycznych. O ile zmienne 1, 2, 3, 4 i 6 dotyczą zjawiska przestępczości, o tyle wybór pozostałych zmiennych (nie związanych z przestępczością) wydaje się dyskusyjny. Przyjęto przykładowo, że stopa bezrobocia pełni rolę stymulanta, tj. na obszarach charakteryzujących się wyższą stopą bezrobocia przestępczość powinna być większa. Tymczasem współczynnik korelacji liniowej między stopą bezrobocia a natężeniem przestępstw stwierdzonych w podregionach w 2014 r. był ujemny i wynosił $-0,4653$. Odwrotną od postulowanej przez Autorkę zależność między przestępczością i bezrobociem tłumaczy m. in. teoria L. Cohena i M. Felsona (1979), zgodnie z którą, na obszarach, gdzie jest większe bezrobocie ludzie więcej czasu przebywają w domach, przez co wzrasta np. poziom ochrony mienia przed kradzieżą. Z kolei dla ostatnich dwóch zmiennych, traktowanych jako destymulanty, zależność korelacyjna z natężeniem przestępstw w 2014 w podregionach była dodatnia. To z kolei można tłumaczyć tym, że na obszarach, gdzie żyje się lepiej, jest więcej potencjalnych obiektów ataku sprawcy (np. wartościowych rzeczy nadających się do kradzieży). Nie wiadomo również, dlaczego wśród składowych miernika mającego opisywać zagrożenie przestępczością wykorzystano liczbę ofiar w wypadkach drogowych. Nie każdy wypadek drogowy jest wynikiem przestępstwa drogowego. Wybór zmiennych dotyczących zjawiska przestępczości także nasuwa pytania. Autorka nie wyjaśnia, na jakiej podstawie dokonano wyboru zmiennych 2 – 4? Dlaczego np. nie uwzględniono w konstruowanym mierniku przestępstw przeciwko mieniu czy przeciwko życiu i zdrowiu? Nie wyjaśniono też, co kryje się pod kategorią „przestępstwa kryminalne”.

W literaturze przedmiotu wskazywane są różne czynniki mogące mieć wpływ na przestępczość. Zwraca się uwagę m. in. na czynniki o charakterze społeczno – ekonomicznym, demograficznym, środowiskowo – przestrzennym czy efektywność pracy organów ścigania (Kądziołka, 2015a, s. 84). Prowadzone były badania wpływu wybranych czynników na przestępczość. Przegląd takich prac został dokonany np. w artykule K. Kądziołki (2016a). W przypadku konstrukcji taksonomicznych mierników, mających

służyć ocenie zagrożenia przestępczością, wydaje się jednak, że jako jego składowe powinny zostać wykorzystane zmienne odnoszące się do zjawiska przestępczości. Uwzględnienie dodatkowo charakterystyk związanych z sytuacją ekonomiczną, demograficzną czy innymi zjawiskami społecznymi powoduje, że w zasadzie nie wiadomo, co mierzy skonstruowany w ten sposób miernik. Może ocenia sytuację społeczno - ekonomiczną, skoro przestępczość, będąca jedną z jego składowych, jest zjawiskiem społecznym?

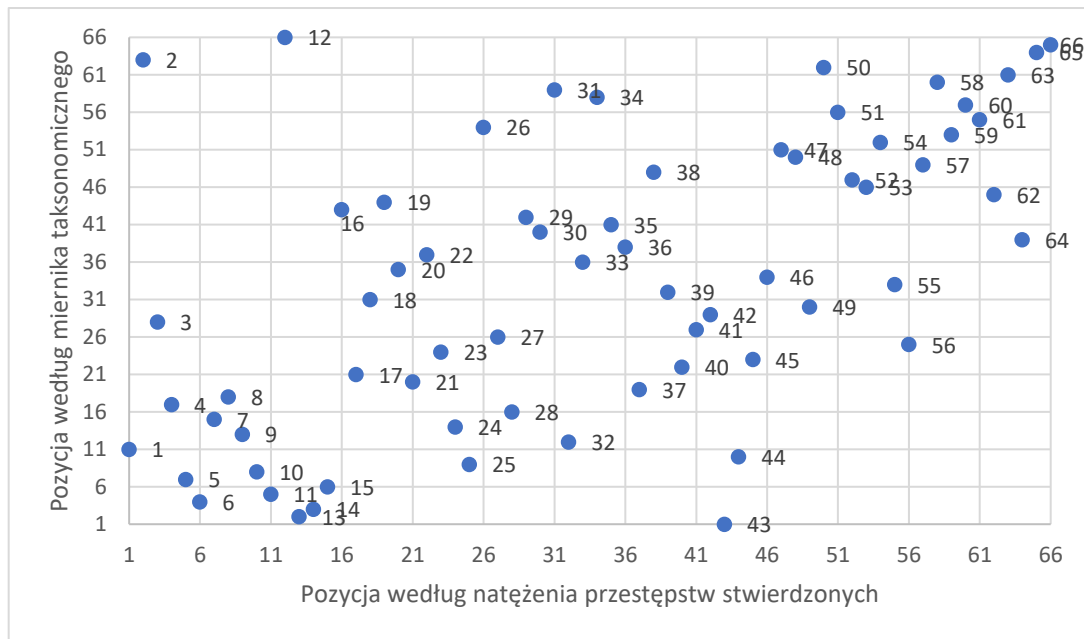
W tabeli 1 zostały zaprezentowane wartości miernika taksonomicznego skonstruowanego przez I. Bąk oraz liczby przestępstw stwierdzonych ogółem na 1000 mieszkańców w podregionach w 2014 r. Na rysunku 1 zostało przedstawione uporządkowanie podregionów w 2014 pod względem pozycji uzyskanych na podstawie wartości zmiennych zamieszczonych w tabeli 1. Przeciętna różnica pozycji w obu uszeregowaniach wyniosła 13. Przykładowo Wrocław, który od lat jest jednym z podregionów charakteryzujących się najwyższym natężeniem przestępstw, w rankingu uzyskanym przez Autorkę jest jednym z obszarów o najniższym zagrożeniu przestępczością wg miernika taksonomicznego.

Tabela 1. Natężenie przestępstw a wartości zmiennej syntetycznej

Lp.	Podregion	Natężenie przestępstw stwierdzonych ogółem	Wartości miernika taksonomicznego I. Bąk
1	katowicki	43,56	0,3014
2	m. Wrocław	42,22	0,1225
3	m. Poznań	40,61	0,2445
4	m. Kraków	34,66	0,2682
5	m. Szczecin	34,04	0,3196
6	sosnowiecki	32,26	0,3404
7	legnicko – głogowski	31,69	0,2763
8	trójmiejski	30,40	0,2643
9	zielonogórski	30,25	0,2811
10	gliwicki	29,72	0,3169
11	bytomski	29,47	0,3356
12	m. Warszawa	29,07	0,0219
13	m. Łódź	29,07	0,3799
14	gorzowski	27,29	0,3587
15	wałbrzyski	27,10	0,3272
16	tyski	25,11	0,2026
17	koszaliński	24,90	0,26
18	jeleniogórski	23,45	0,2414
19	bielski	23,38	0,201
20	nyski	23,04	0,2282
21	opolski	22,84	0,2612
22	bydgosko - toruński	22,32	0,2267
23	elbląski	21,73	0,2572
24	olsztyński	21,66	0,2767

Lp.	Podregion	Natężenie przestępstw stwierdzonych ogółem	Wartości miernika taksonomicznego I. Bąk
25	kielecki	21,57	0,313
26	rybnicki	21,25	0,1597
27	stargardzki	21,17	0,2532
28	słupski	21,07	0,2743
29	lubelski	21,03	0,2038
30	tarnowski	20,89	0,2054
31	kaliski	20,79	0,1524
32	gdański	20,71	0,2985
33	włocławski	20,45	0,2278
34	leszczyński	20,31	0,1539
35	szczeciński	20,25	0,2044
36	oświęcimski	20,17	0,2168
37	starogardzki	20,15	0,2637
38	warszawski zachodni	20,14	0,1786
39	warszawski wschodni	19,80	0,2351
40	piotrkowski	19,43	0,2585
41	ciechanowsko - płocki	18,99	0,2501
42	nowosądecki	18,91	0,2435
43	wrocławski	18,76	0,5186
44	częstochowski	18,72	0,3016
45	ełcki	18,64	0,2585
46	radomski	18,49	0,2343
47	sandomiersko - jędrzejowski	17,86	0,1716
48	suwalski	17,46	0,1734
49	ostrołęcko - siedlecki	17,29	0,2435
50	poznański	17,14	0,129
51	koniński	17,14	0,1576
52	pilski	17,02	0,1806
53	sieradzki	16,90	0,1897
54	grudziądzki	16,46	0,1691
55	skierniewicki	16,24	0,2347
56	łódzki	15,99	0,2551
57	białostocki	15,87	0,1779
58	chełmsko - zamojski	15,74	0,141
59	białski	15,58	0,1635
60	tarnobrzesci	14,70	0,1563
61	puławski	14,29	0,1593
62	krakowski	13,80	0,1998
63	łomżyński	13,74	0,1326
64	rzeszowski	13,22	0,2094
65	przemyski	12,12	0,1079
66	krośnieński	11,76	0,1005

Źródło: dane GUS (Bank Danych Lokalnych) i I. Bąk (2015, s. 57).



Rys. 1. Pozycje podregionów w analizowanych rankingach

Źródło: opracowanie własne.

W pracy I. Bąk i K. Cheby (2018) również podjęto próbę konstrukcji taksonomicznego miernika poziomu przestępczości. Analizowano dane dotyczące krajów UE w 2015 r. Do stymulant zaliczono (s. 66):

- przestępstwa ogółem na 100 tys. mieszkańców,
- zabójstwa na 100 tys. mieszkańców,
- rozboje na 100 tys. mieszkańców,
- kradzieże na 100 tys. mieszkańców,
- liczbę więźniów na 100 tys. mieszkańców,
- stopę bezrobocia,
- wskaźnik zagrożenia ubóstwem lub wykluczeniem społecznym (w %).

Jako destymulanty przyjęto:

- liczbę policjantów na 100 tys. mieszkańców,
- liczbę sędziów zawodowych na 100 tys. mieszkańców,
- osoby w wieku 30–34 lata posiadające wykształcenie wyższe (w %),
- udział wydatków na obronę narodową, bezpieczeństwo i porządek publiczny w wydatkach ogółem sektora instytucji rządowych i samorządowych (w %).

Oprócz problemów związanych z doбором zmiennych (niektóre dotyczą charakterystyk ekonomicznych i demograficznych, a nie opisują zjawisko przestępczości), pojawia się tu problem z porównywalnością danych o przestępstwach w ramach różnych krajów. W różnych krajach obowiązują różne kodeksy karne i porównywanie przestępczości na podstawie statystyk policyjnych z różnych krajów wydaje się nieuprawnione. Różne są np. kwoty

graniczne, poniżej których kradzież nie jest przestępstwem, tylko wykroczeniem. Ponadto nawet w przypadku zabójstw występują różnice w ramach kodeksów karnych w różnych krajach, np. eutanazja w niektórych krajach nie jest zabójstwem.

Podobne problemy są związane z wynikami „uporządkowania krajów europejskich ze względu na poziom przestępczości” prezentowanymi w pracy A. Wierzbickiej i A. Żółtaszek (2015). Tam również oprócz statystyk policyjnych z różnych krajów, w konstrukcji miernika taksonomicznego wykorzystano zmienne dotyczące sytuacji społeczno – ekonomicznej. W pracy A. Wierzbickiej i A. Żółtaszek (2015) prezentacja wyników uporządkowania krajów zamieszczona jest w podrozdziale „Taksonomiczna analiza bezpieczeństwa publicznego”. Autorki stwierdzają, że „do oceny bezpieczeństwa publicznego potrzebne jest określenie jego poziomu. Najłatwiej dokonać tego analizując sytuacje, w których system bezpieczeństwa zawiodł, tzn. liczbę przestępstw” (Wierzbicka i Żółtaszek, 2015, s. 67). Tymczasem bezpieczeństwo publiczne odnosi się nie tylko do ochrony życia, zdrowia, mienia ludzi, ale również np. do ochrony środowiska, bezpieczeństwa na drogach publicznych, bezpieczeństwa w żegludze, bezpieczeństwa ruchu lotniczego, bezpieczeństwa jądrowego, bezpieczeństwa pożarowego (Osierda, 2014, s. 99; Fehler, 2010, s. 29). Jest to pewien pozytywny stan, ale nie jest to „przeciwieństwo” przestępczości.

Próba konstrukcji taksonomicznego miernika poziomu bezpieczeństwa publicznego została podjęta w pracy I. Bąk i B. Szczecińskiej (2015), noszącej tytuł „Statystyczna analiza przestępczości w województwach Polski”. Miernik konstruowano wykorzystując metodę Hellwiga. Wśród składowych miernika wykorzystano następujące zmienne:

- liczba przestępstw na 1000 mieszkańców;
- wskaźnik wykrywalności sprawców, w %;
- liczba przestępstw przeciwko życiu i zdrowiu na 1000 mieszkańców;
- liczba przestępstw przeciwko wolności, wolności sumienia i wyznania, wolności seksualnej i obyczajności na 1000 mieszkańców;
- liczba przestępstw przeciwko rodzinie i opiece na 1000 mieszkańców;
- liczba przestępstw przeciwko mieniu na 1000 mieszkańców;
- liczba przestępstw drogowych na 1000 mieszkańców;
- stopa bezrobocia;
- wskaźnik zagrożenia ubóstwem, w %;
- PKB na 1 mieszkańca, w zł;
- przeciętny miesięczny dochód rozporządzalny na 1 osobę, w zł;
- liczba ludności z wykształceniem wyższym na 1000 osób.

Autorki nie precyzują wprost, które zmienne przyjmują jako stymulanty, a które jako destymulanty, ani nie definiują pojęcia „bezpieczeństwo publiczne”, jedynie przytaczają stwierdzenie z pracy A. Wierzbickiej i A. Żółtaszek, że „do oceny bezpieczeństwa publicznego potrzebne jest określenie jego poziomu. Najłatwiej dokonać tego analizując sytuacje, w których system bezpieczeństwa zawiodł, tzn. liczbę przestępstw” (Bąk i Szczecińska, 2015, s. 9). Tytuł pracy sugeruje, że przedmiotem analiz będzie zjawisko przestępczości, tymczasem konstruowany jest miernik „poziomu bezpieczeństwa publicznego”. Należy jednak wyraźnie podkreślić, że bezpieczeństwo publiczne to nie jest przestępczość ani jego „przeciwieństwo” i nie może być w ten sposób utożsamiane.

Podobnie jak w przypadku pojęcia przestępczości, brak jest jednej, uniwersalnej definicji bezpieczeństwa publicznego. Przegląd różnych ujęć „bezpieczeństwa publicznego” i „porządku publicznego” przedstawia m. in. A. Osierda (2014). Jak zostało już zasygnalizowane, pojęcie to dotyczy różnych obszarów, nie tylko przestępczości. Pojawia się więc pytanie, dlaczego w konstrukcji taksonomicznego miernika poziomu bezpieczeństwa publicznego pominięto inne obszary, związane np. z ochroną zdrowia, infrastrukturą techniczną, ochroną środowiska czy innymi wskazanymi wcześniej jego komponentami?

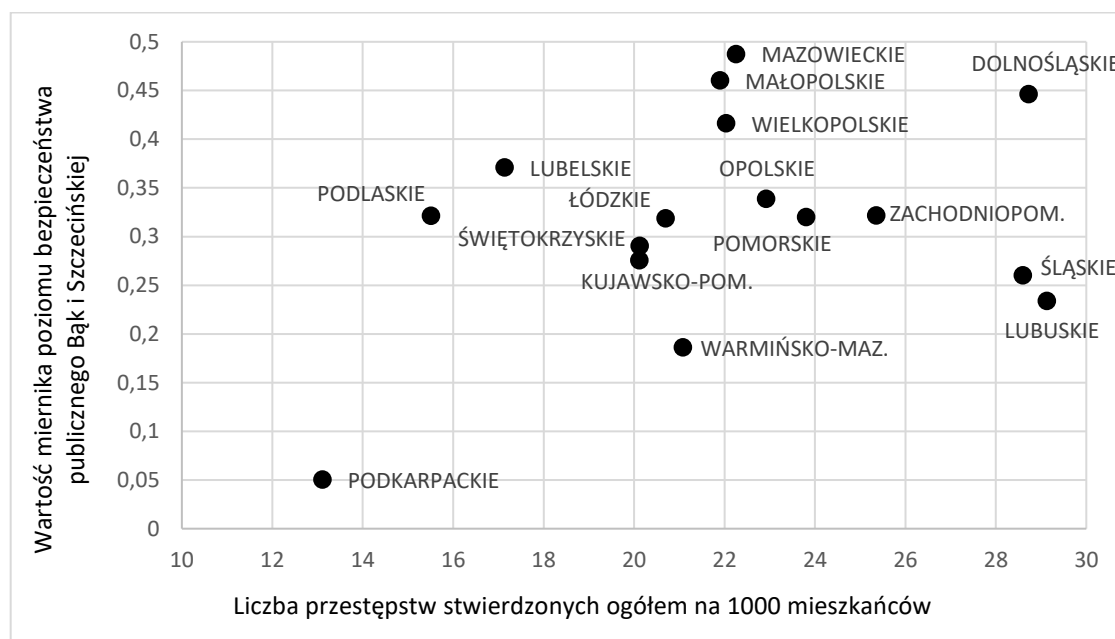
W omawianej pracy I. Bąk i B. Szczecińskiej można też zauważyć inny zestaw zmiennych dotyczących zagrożenia przestępczością niż w pracy I. Bąk (2015), jednakże Autorki nie wyjaśniają, dlaczego wybrały konkretnie takie składowe dotyczące zagrożenia przestępczością. Analizując zależności między wybranymi zmiennymi widać m. in. silną zależność korelacyjną między liczbą przestępstw stwierdzonych ogółem na 1000 mieszkańców a liczbą przestępstw przeciwko mieniu na 1000 mieszkańców. Współczynnik korelacji liniowej dla danych dotyczących 2014 r. na poziomie województw wyniósł 0,9077. Wydaje się, że w tej sytuacji należałoby dokonać redukcji zmiennych, gdyż wskazane zmienne dotyczą tego samego aspektu bezpieczeństwa publicznego, a mianowicie, zagrożenia przestępczością i uwzględnienie obu tych zmiennych spowoduje powielenie informacji.

Dokonano oceny korelacji między wartościami miernika poziomu bezpieczeństwa publicznego skonstruowanego przez I. Bąk i B. Szczecińską a liczbą przestępstw stwierdzonych przypadającą na 1000 ludności dla danych dotyczących 2014 r. Współczynnik korelacji liniowej wyniósł 0,3078, co sugerowałoby, że na obszarach, gdzie przestępczość jest wyższa występuje przeciętnie wyższy poziom bezpieczeństwa publicznego. Tabela 2 i rys. 2 przedstawiają wartości analizowanych zmiennych i diagram rozrzutu korelacyjnego.

Tabela 2. Natężenie przestępstw, a „poziom bezpieczeństwa publicznego” w 2014 r.

Województwo	Liczba przestępstw stwierdzonych ogółem na 1000 mieszkańców	Wartość miernika poziomu bezpieczeństwa publicznego
dolnośląskie	28,73	0,4462
kujawsko-pomorskie	20,12	0,2754
lubelskie	17,14	0,371
lubuskie	29,13	0,2336
łódzkie	20,70	0,3185
małopolskie	21,90	0,4604
mazowieckie	22,26	0,4873
opolskie	22,92	0,3388
podkarpackie	13,11	0,0502
podlaskie	15,51	0,3212
pomorskie	23,81	0,32
śląskie	28,60	0,2599
świętokrzyskie	20,13	0,2904
warmińsko-maurskie	21,08	0,1862
wielkopolskie	22,04	0,4161
zachodniopomorskie	25,36	0,3215

Źródło: dane GUS i I. Bąk, i B. Szczecińska (2015, s. 12).



Rys. 2. Diagram rozrzutu korelacyjnego dla danych z tabeli 2

Źródło: opracowanie własne.

W pracy I. Bąk i B. Szczecińskiej (2016) Autorki konstruują metodą Hellwiga miernik taksonomiczny, który ma na celu „uporządkowanie województw Polski ze względu na

poziom przestępczości drogowej” (s. 30). Jako składowe miernika wykorzystano następujące zmienne:

- liczba przestępstw drogowych na 100 tys. ludności;
- liczba wypadków drogowych na 100 tys. ludności;
- liczba ofiar wypadków na 100 tys. ludności;
- liczba zabitych na 100 wypadków;
- liczba wypadków na 100 km dróg.

Nie wiadomo jednak, co tak naprawdę mierzy skonstruowany miernik. Nie wszystkie składowe dotyczą przestępczości drogowej. Nie każdy wypadek drogowy i ofiara wypadku jest wynikiem przestępstwa drogowego.

G. Dubiec (2020) podjęła próbę konstrukcji „taksonomicznego miernika rozwoju zjawiska przestępczości”. Autorka wstępnie wytypowała 31 potencjalnych zmiennych diagnostycznych, które Jej zdaniem miały wpływ na rozwój tego zjawiska (s. 94 – 95). Jednakże nie wiadomo, jaki związek z przestępczością miały niektóre z tych zmiennych, np.: lesistość, nowotwór, jako powód zgonu w przeliczeniu na osobę czy procent osób z wykształceniem wyższym na stanowisku radnego powiatu w ogólnej liczbie wszystkich radnych powiatu. Następnie, wykorzystując formalne metody statystyczne (podział zmiennych na centralne, satelitarne i izolowane), Autorka wyznaczyła finalny zbiór zmiennych będących składowymi konstruowanego miernika „rozwoju zjawiska przestępczości”. Były to następujące zmienne (uznane przez Autorkę za stymulanty):

- udział dzieci do lat 17, na które rodzice otrzymują zasiłek w ogólnej liczbie dzieci w tym wieku;
- śmiertelne wypadki samochodowe na 10000 mieszkańców;
- zgony niemowląt na 1000 urodzeń żywych;
- ludność w wieku poprodukcyjnym na 100 osób w wieku produkcyjnym.

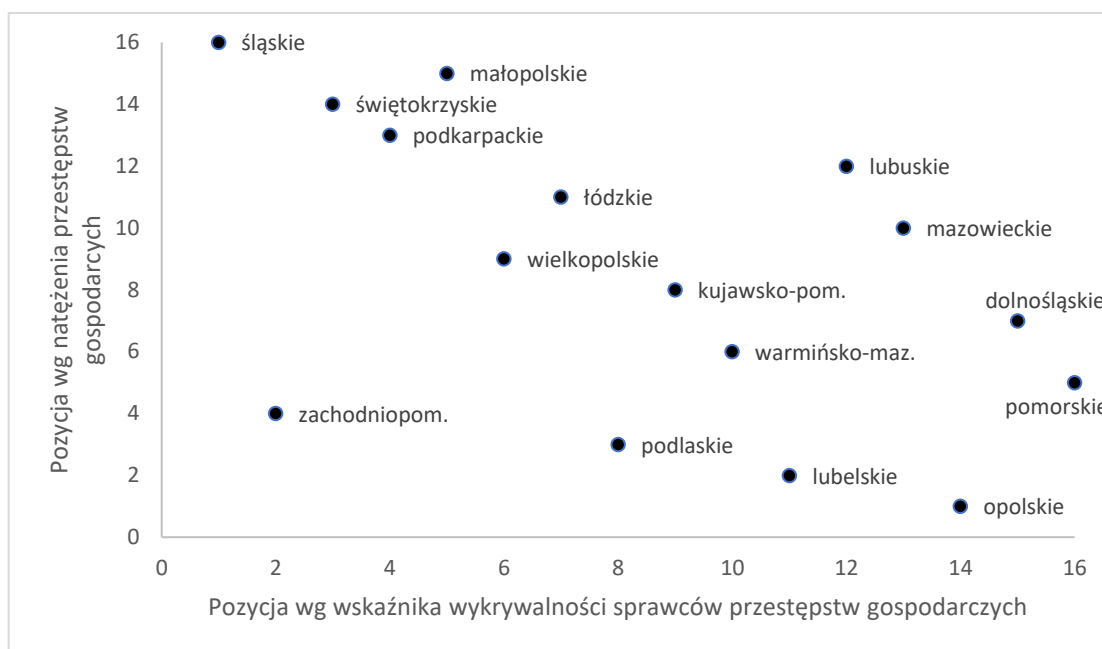
Przy wykorzystaniu powyższych zmiennych skonstruowano miernik taksonomiczny. Nie wiadomo jednak, co on mierzy. Zamysłem Autorki była konstrukcja taksonomicznego miernika „rozwoju przestępczości”, natomiast wśród składowych miernika nie ma ani jednej zmiennej dotyczącej statystyk przestępczości czy efektywności pracy organów ścigania.

G. Dubiec dokonała wyboru finalnego zbioru składowych miernika taksonomicznego, stosując wyłącznie formalną metodę statystyczną. W przypadku konstrukcji mierników taksonomicznych wydaje się, że wyniki uzyskane z wykorzystaniem formalnych metod statystycznych powinny być poddane merytorycznej ocenie.

2. Problem redukcji zmiennych diagnostycznych

Problem redukcji zmiennych mających wejść w skład miernika taksonomicznego jest przedmiotem dyskusji w literaturze i nie ma jednoznacznego stanowiska w tej sprawie. A. Bąk (2017, s. 31) sugeruje, że zmienne diagnostyczne będące składowymi miernika taksonomicznego powinny być słabo skorelowane ze sobą. Z kolei K. Kukuła (2020, s. 14) zaleca, aby w przypadku konstrukcji mierników taksonomicznych nie redukować skorelowanych zmiennych. W niniejszym artykule proponuje się redukować silnie skorelowane zmienne diagnostyczne w przypadku, gdy dotyczą tego samego aspektu związanego ze złożonym zjawiskiem, charakteryzowanym za pomocą zmiennej syntetycznej. Ponadto proponuje się dokonanie ewentualnej redukcji zmiennych po ich normalizacji i przekształceniu na stymulanty, gdyż może się zdarzyć sytuacja, że po przekształceniu zmiennych diagnostycznych do postaci stymulant współczynniki korelacji liniowej między niektórymi z nich będą ujemne. W takiej sytuacji wydaje się zasadne nieredukowanie ich, z uwagi na odwrotny wpływ na wartości konstruowanej zmiennej syntetycznej. Sytuacja taka może dotyczyć np. zależności między wskaźnikiem wykrywalności sprawców a natężeniem przestępstw stwierdzonych. Wspomniany tu przykład dodatniej zależności korelacyjnej między natężeniem przestępstw stwierdzonych, a wskaźnikiem wykrywalności sprawców znajduje odzwierciedlenie w danych rzeczywistych. Można to tłumaczyć w ten sposób, że na obszarach, gdzie efektywność pracy organów ścigania jest wyższa, więcej przestępstw zostanie wykrytych. Przykładowo, dla danych z 2020 roku dotyczących województw, współczynnik korelacji liniowej między liczbą stwierdzonych przestępstw gospodarczych, a wskaźnikiem wykrywalności takich przestępstw wyniósł 0,6382, czyli traktując jedną z nich jako stymulantę, a drugą jako destymulantę³ i dokonując normalizacji, współczynnik korelacji między nimi byłby ujemny i tworząc miernik np. z wykorzystaniem metody sum standaryzowanych nie następowaloby powielanie informacji. Rys. 3 przedstawia pozycje województw dla danych z 2020 r. w rankingach według natężenia stwierdzonych przestępstw gospodarczych (pozycja 1 oznacza województwo o najniższym natężeniu takich przestępstw, a pozycja 16 – województwo o najwyższym ich natężeniu) oraz wskaźnika wykrywalności sprawców przestępstw gospodarczych (pozycja 1 oznacza województwo o najwyższym wskaźniku wykrywalności sprawców takich przestępstw, a pozycja 16 – o najniższym).

³ Większa efektywność pracy organów ścigania jest zjawiskiem pozytywnym, natomiast w przypadku natężenia przestępstw jest odwrotnie – im mniejsze tym lepiej.

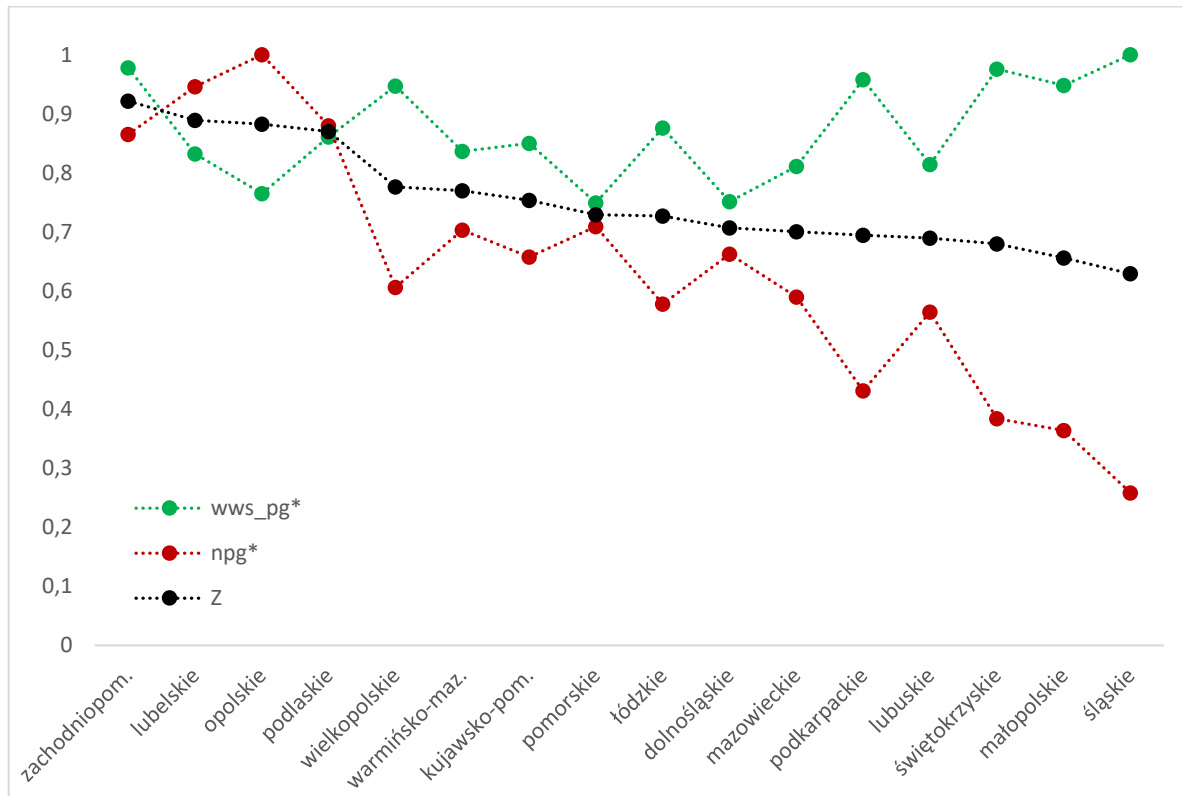


Rys. 3. Natężenie i wykrywalność sprawców dla przestępstw gospodarczych

Źródło: opracowanie własne.

Można zauważyć, że województwo śląskie charakteryzowało się najwyższym wskaźnikiem wykrywalności sprawców przestępstw gospodarczych (czyli w rankingu dotyczącym efektywności pracy organów ścigania było najlepsze) i jednocześnie najwyższym natężeniem stwierdzonych przestępstw gospodarczych (czyli w rankingu dotyczącym zagrożenia przestępczością było najgorsze – największe natężenie przestępstw gospodarczych). Zatem w sytuacji tworzenia miernika taksonomicznego wykorzystującego obie te zmienne nie byłoby sytuacji powielania informacji, gdyż po zamianie ich na stymulanty współczynnik korelacji liniowej między nimi byłby ujemny. Zostało to zobrazowane poniżej. Przyjęto, że wskaźnik wykrywalności sprawców przestępstw gospodarczych jest stymulantą i znormalizowano tą zmienną wg wzoru: $x_{ij}^* = \frac{x_{ij}}{\max_j\{x_{ij}\}}$, z kolei natężenie stwierdzonych przestępstw gospodarczych będzie traktowane jako destymulanta. Zmienną tą znormalizowano wg wzoru: $x_{ij}^* = \frac{\min_j\{x_{ij}\}}{x_{ij}}$. Skonstruowano zmienną syntetyczną metodą sum standaryzowanych, jako średnią arytmetyczną wartości obu zmiennych po normalizacji. Przy tak przyjętych założeniach, im wyższe wartości zmiennej syntetycznej tym lepiej. Rys. 4 przedstawia wartości rozważanych zmiennych po normalizacji oraz wartości zmiennej syntetycznej (Z). Wskaźnik wykrywalności sprawców przestępstw gospodarczych po normalizacji został oznaczony wws_pg^* , a natężenie stwierdzonych przestępstw gospodarczych po normalizacji – npg^* . W rankingu wg zmiennej syntetycznej

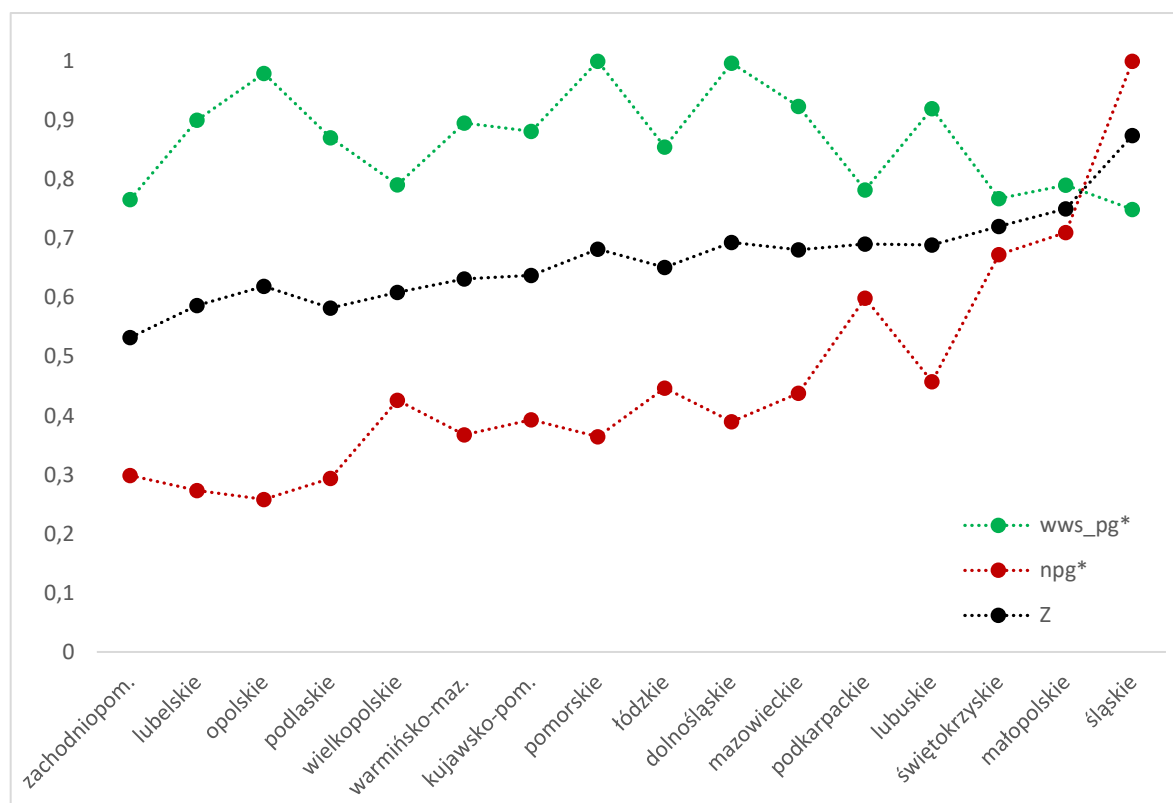
najlepsze jest woj. zachodniopomorskie, które nie było najlepsze w żadnym rankingu wg zmiennych diagnostycznych.



Rys. 4. Wartości zmiennych po normalizacji oraz zmiennej syntetycznej

Źródło: opracowanie własne.

Identyczne uporządkowanie województw uzyskano by przyjmując, jak w pracy I. Bąk (2015), jako stymulantę natężenie stwierdzonych przestępstw gospodarczych, a jako destymulantę wskaźnik wykrywalności sprawców tych przestępstw, przy czym wówczas interpretacja zmiennej syntetycznej byłaby następująca: im mniejsza jej wartość tym lepiej (rys. 5).



Rys. 5. Wartości zmiennych po normalizacji oraz zmiennej syntetycznej

Źródło: opracowanie własne.

3. Wnioski i zalecenia

Konstruując mierniki taksonomiczne mające na celu wielowymiarową ocenę zjawiska przestępczości proponuje się wykorzystanie zmiennych opisujących to zjawisko. Uzyskane w ten sposób rankingi obszarów można następnie porównywać z rankingami wg rozwoju społeczno – ekonomicznego, natomiast nie zaleca się w konstrukcji miernika dotyczącego oceny zagrożenia przestępczością „mieszać” składowych odnoszących się do tego zjawiska ze zmiennymi o charakterze społecznym czy ekonomicznym, gdyż wówczas nie wiadomo, co tak naprawdę mierzy skonstruowany miernik.

W przypadku mierników rozwoju społeczno – ekonomicznego, zmienne takie jak stopa bezrobocia czy ubóstwa są destymulantami. Natomiast w przypadku zależności między przestępczością i czynnikami o charakterze społeczno – ekonomicznym w ramach różnych teorii postulowane są różne kierunki zależności.

W celu identyfikacji obszarów podobnych pod względem poziomu przestępczości i wybranych zmiennych o charakterze społeczno – ekonomicznym można wykorzystać np. metody grupowania. Rozwiązanie takie zostanie zaprezentowane na przykładzie danych

dotyczących województw w 2014 r.⁴. Identyfikacja grup województw podobnych pod względem wybranych charakterystyk dokonana zostanie metodą Warda. Wykorzystano następujące charakterystyki⁵:

- liczba przestępstw stwierdzonych ogółem na 1000 mieszkańców (oznaczone npog);
- wskaźnik wykrywalności sprawców (oznaczone wws);
- PKB na mieszkańca;
- przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto (oznaczone wynagrodz.);
- bezrobocie długoterminowe, tj. odsetek zarejestrowanych bezrobotnych co najmniej od roku wśród aktywnych zawodowo (oznaczone bezr_dł);
- stopa ubóstwa skrajnego;
- liczba rozwodów na 1000 mieszkańców.

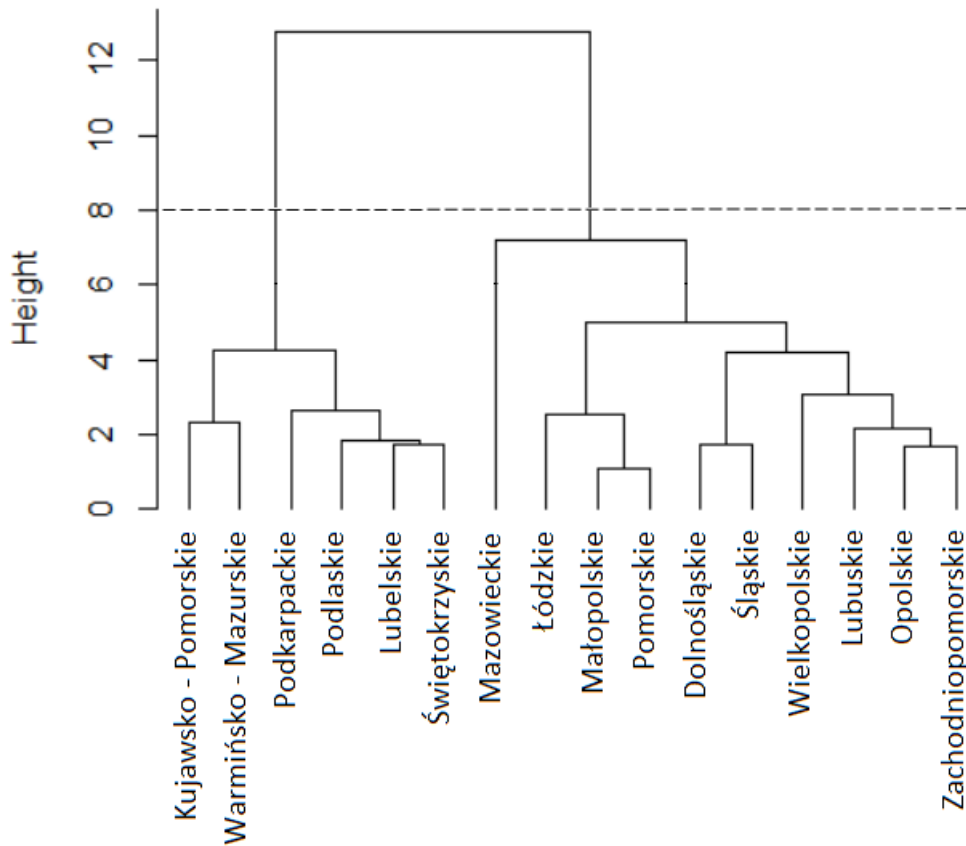
Na rys. 6 przedstawiono dendrogram uzyskany na podstawie zestandaryzowanych wartości wskazanych zmiennych. Przerwaną linią zaznaczono przyjęte miejsce podziału dendrogramu. Dokonano podziału województw na dwie grupy⁶:

- grupa 1: świętokrzyskie, lubelskie, podkarpackie, podlaskie, warmińsko – mazurskie, kujawsko – pomorskie;
- grupa 2: mazowieckie, łódzkie, małopolskie, pomorskie, dolnośląskie, śląskie, wielkopolskie, lubuskie, opolskie, zachodniopomorskie;

⁴ Wykorzystano dane z 2014 r, mimo dostępnych bardziej aktualnych, celem porównania rezultatu z wynikiem przedstawionym w pracy I. Bąk i B. Szczecińskiej (2015).

⁵ Zamiast stopy bezrobocia rejestrowanego wykorzystano stopę bezrobocia długoterminowego, gdyż ten rodzaj bezrobocia jest szczególnie groźnym zjawiskiem (podobnie, jak np. bezrobocie wśród osób młodych z niskim wykształceniem), mogącym mieć kryminogeny charakter (Kądziołka, 2015c, s. 72). Wśród zmiennych o charakterze społecznym uwzględniona została stopa rozwodów, której wg np. teorii dezorganizacji społecznej przypisywany jest kryminogeny charakter. Z większą stopą rozwodów może być związana większa przestępczość, m. in. przeciwko rodzinie i opiece, do której zalicza się np. uchylanie od obowiązku alimentacyjnego.

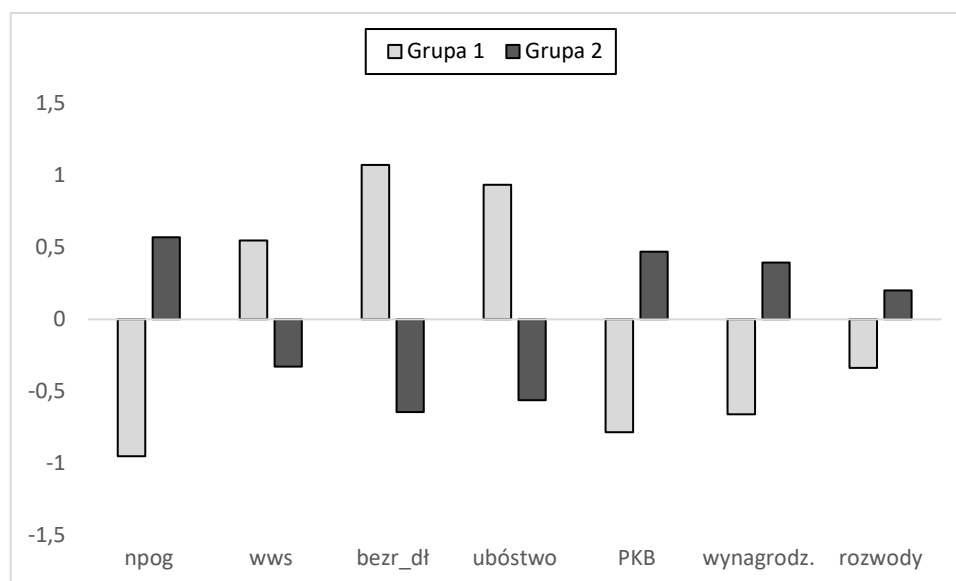
⁶ Rozważano też podział na 3 grupy, gdzie województwo mazowieckie tworzyłoby skupienie jednoelementowe, jednakże tzw. wskaźnik *silhouette* mierzący jakość grupowania był większy w przypadku podziału na dwie grupy.



Rys. 6. Dendrogram uzyskany metodą Warda.

Źródło: opracowanie własne.

Na rys. 7 przedstawiono średnie zestandaryzowanych wartości rozważanych zmiennych dla poszczególnych grup. Można zauważyć, że obszary grupy 1 w porównaniu z obszarami grupy 2 charakteryzowały się przeciętnie niższym natężeniem przestępstw stwierdzonych ogółem, wyższym przeciętnym wskaźnikiem wykrywalności sprawców, wyższym przeciętnym bezrobociem długoterminowym i stopą ubóstwa skrajnego, niższym przeciętnym PKB na mieszkańca oraz miesięcznym wynagrodzeniem brutto i niższą przeciętną stopą rozwodów. Czyli na obszarach charakteryzujących się przeciętnie gorszymi wskaźnikami o charakterze ekonomicznym zagrożenie przestępczością było mniejsze a efektywność pracy organów ścigania była wyższa niż w przypadku drugiej grupy.



Rys. 7. Przeciętne wartości zmiennych dla poszczególnych grup
Źródło: opracowanie własne.

Gdyby natomiast na podstawie powyższych zmiennych utworzyć miernik taksonomiczny, uzyskano by jakieś jego wartości i uporządkowanie województw, ale nie byłoby wiadomo, co ten miernik tak naprawdę mierzy. Przykładowo, wyznaczono dla wskazanych zmiennych wartości miernika taksonomicznego zgodnie ze wzorem (Mastalerz – Kodzis i Pośpiech, 2013, s. 72): $TM_i = \sum_{j=1}^m a_j z_{ij}$, gdzie $a_j=1$, gdy j -ta zmienna diagnostyczna jest stymulantą i $a_j=-1$, gdy j -ta zmienna diagnostyczna jest destymulantą, z_{ij} – standaryzowana wartość j -tej zmiennej dla i -tego obiektu. W analizowanym przykładzie miernika dotyczącego charakterystyki społeczno – ekonomicznej województw stymulantami były: wskaźnik wykrywalności sprawców, PKB na mieszkańca oraz przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto. Pozostałe zmienne pełniły role destymulant. W tabeli 4 przedstawiono uzyskane wartości miernika i otrzymany na podstawie jego wartości ranking województw. Wartości tego miernika odnoszą się do pewnej charakterystyki społeczno – ekonomicznej województw, ale nie można go określić miernikiem zagrożenia przestępczością czy miernikiem dotyczącym bezpieczeństwa publicznego, jak proponowano w omawianych pracach.

Tabela 4. Ranking województw na podstawie wartości zmiennej agregatowej

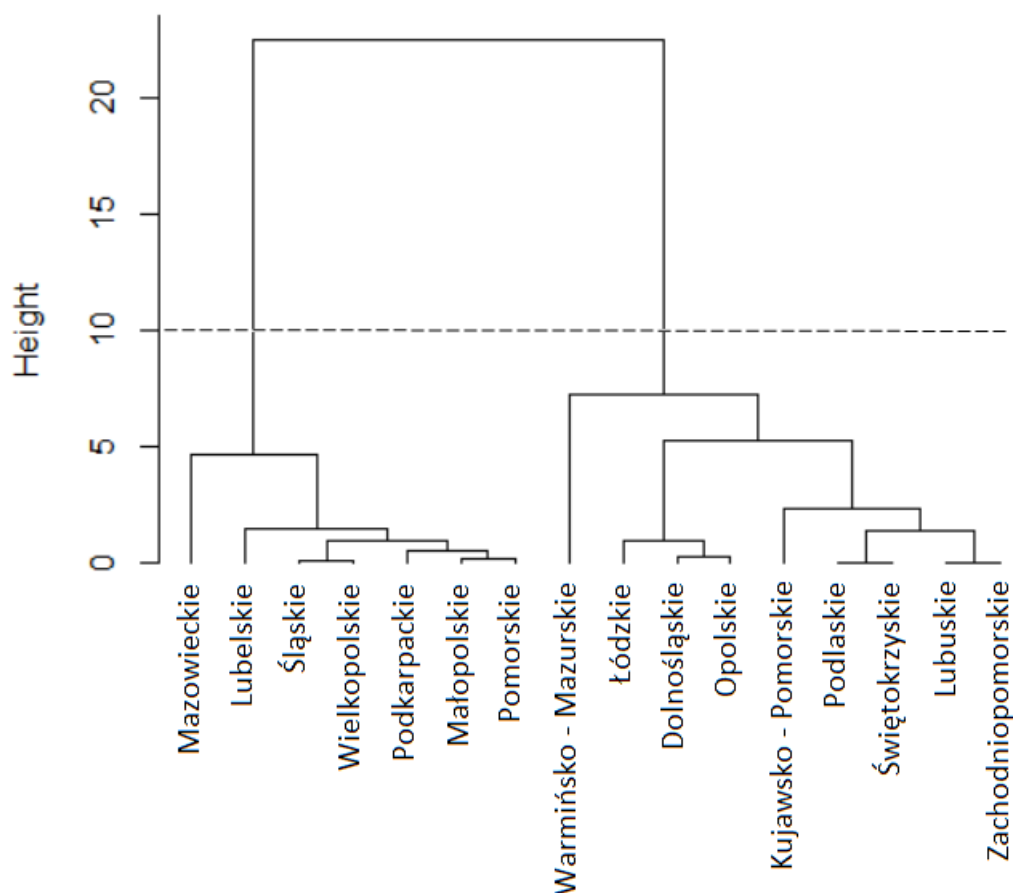
Pozycja	Województwo	TM
1	mazowieckie	5,047
2	wielkopolskie	2,619
3	śląskie	2,523
4	małopolskie	2,259
5	pomorskie	2,041
6	podkarpackie	1,719
7	lubelskie	1,179
8	opolskie	0,283
9	dolnośląskie	-0,039
10	łódzkie	-0,671
11	podlaskie	-1,453
12	świętokrzyskie	-1,464
13	zachodniopomorskie	-2,176
14	lubuskie	-2,201
15	kujawsko-pomorskie	-3,504
16	warmińsko-mazurskie	-6,162

Źródło: opracowanie własne.

Według wartości zmiennej zagregowanej wysoką pozycję zajmuje województwo podkarpackie, charakteryzujące się niskim natężeniem przestępstw, wysokim wskaźnikiem wykrywalności sprawców i niską stopą rozwodów. Natomiast porównując województwa tylko pod kątem rozważanych zmiennych o charakterze ekonomicznym (bezrobocie długoterminowe, ubóstwo skrajne, PKB na mieszkańca i przeciętne miesięczne wynagrodzenie), województwo to wyprzedziłoby jedynie województwa: świętokrzyskie i warmińsko – mazurskie.

Wykorzystując metodę Warda dokonano podziału województw na grupy obszarów podobnych pod względem utworzonej zmiennej syntetycznej. Wyraźnie uwidocznił się podział na dwie grupy (rys. 8), przy czym były to inne grupy niż w przypadku podziału z uwzględnieniem wszystkich zmiennych a nie wartości agregatowej. Przeciętna wartość

miernika taksonomicznego dla województw pierwszej grupy wynosiła 2,48, a dla grupy drugiej -1,93. W przypadku podziału wg wartości zmiennej syntetycznej „tracą” się zależności między rozważanymi składowymi miernika taksonomicznego.



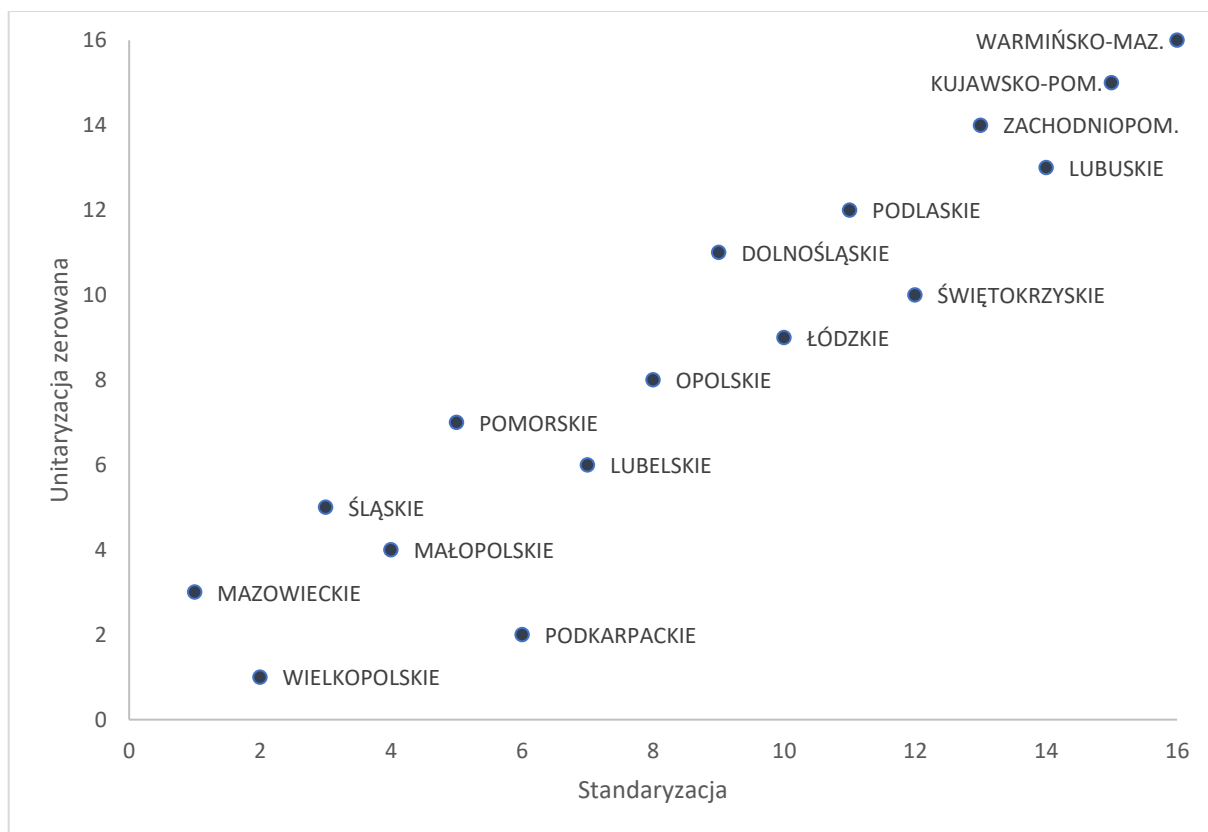
Rys. 8. Podział województw wg wartości zmiennej syntetycznej

Źródło: opracowanie własne.

Kolejną dyskusyjną kwestią jest redukcja początkowego zbioru potencjalnych zmiennych diagnostycznych. Ewentualna ich redukcja z wykorzystaniem formalnych metod statystycznych powinna być połączona z oceną merytoryczną uzyskanych rezultatów i celowością usuwania poszczególnych zmiennych. Silnie skorelowane zmienne dotyczące tego samego aspektu analizowanego zjawiska mogą powielać informacje i wówczas celowe jest ich usunięcie. Natomiast redukcja skorelowanych zmiennych dotyczących różnych aspektów analizowanego zjawiska może „zafałszować” finalny ranking.

Jeszcze inną kwestią, przemilczaną niejednokrotnie w pracach dotyczących konstrukcji mierników taksonomicznych, jest problem doboru wag zmiennych diagnostycznych w przypadku metody sum standaryzowanych. Autorzy wykorzystujący to podejście często stosują równe wagi. Pojawia się pytanie: dlaczego? Podobnie w przypadku normalizacji

zmiennych. Często, w przypadku metody sum standaryzowanych, przyjmowana jest metoda unitaryzacji zerowanej, mimo dostępnych wielu innych formuł. Tymczasem wybór formuły normalizacyjnej może mieć istotny wpływ na finalny ranking obiektów skonstruowany w oparciu o wartości miernika taksonomicznego (Kądziołka, 2021). Rys. 9 przedstawia pozycje województw w przypadku mierników, gdzie dokonano normalizacji z wykorzystaniem klasycznej standaryzacji i metodą unitaryzacji zerowanej dla rozważanych wcześniej zmiennych dotyczących 2014 r. i konstrukcji miernika taksonomicznego według propozycji A. Mastalerz – Kodzis i E. Pośpiech (2013). W przypadku normalizacji zmiennych z wykorzystaniem metody unitaryzacji zerowanej, tj. $x_{ij}^* = \frac{x_{ij} - \min_i\{x_{ij}\}}{\max_i\{x_{ij}\} - \min_i\{x_{ij}\}}$, najlepsze w rankingu było województwo wielkopolskie, drugie w rankingu było podkarpackie, a trzecie mazowieckie, które było zdecydowanie najlepsze w przypadku normalizacji zmiennych metodą klasycznej standaryzacji.

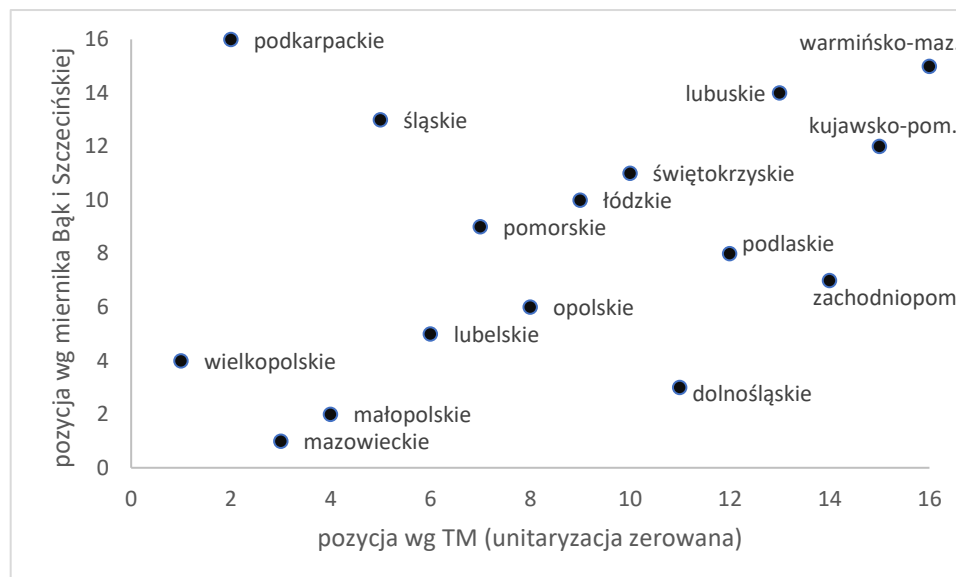


Rys. 9. Pozycje województw przy wykorzystaniu różnych metod normalizacji.

Źródło: opracowanie własne.

Wpływ na uzyskiwane rankingi ma też wybór zmiennych diagnostycznych i sposób ich agregacji. Rys. 10 przedstawia pozycje województw wg rankingu uzyskanego przez I. Bąk i B. Szczecińską (2015) oraz z wykorzystaniem miernika konstruowanego według propozycji

A. Mastalerz – Kodzis i E. Pośpiech (2013) i normalizacji zmiennych diagnostycznych wg wzoru $x_{ij}^* = \frac{x_{ij} - \min_i\{x_{ij}\}}{\max_i\{x_{ij}\} - \min_i\{x_{ij}\}}$. Można zaobserwować duże różnice w pozycjach niektórych województw, np. podkarpackiego, śląskiego, dolnośląskiego.



Rys. 10. Pozycje województw w wybranych rankingach

Źródło: opracowanie własne.

Pojawia się więc pytanie, które uporządkowanie należy wybrać i na podstawie jakich kryteriów należy tego wyboru dokonać? W przypadku obu mierników wykorzystano pewne charakterystyki społeczno–ekonomiczne. Który zestaw zmiennych diagnostycznych jest więc bardziej odpowiedni i dlaczego?

Bibliografia

Bąk, A. (2017). Statystyczne metody doboru zmiennych w porządkowaniu liniowym. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 468, 29-37. <https://doi.org/10.15611/pn.2017.468.03>

Bąk, I. (2015). Struktura i typologia przestrzenna przestępczości w Polsce. *Ekonometria*, 4(50), 43-61. <https://doi.org/10.15611/ekt.2015.4.03>

Bąk, I., Szczecińska, B. (2015). Statystyczna analiza przestępczości w województwach Polski. *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis. Oeconomica*, 81, 5–14

Bąk, I., Szczecińska, B. (2016). Statystyczna analiza bezpieczeństwa ruchu drogowego w Polsce. *Przegląd Komunikacyjny*, 1/2016, 27 – 31.

Bąk, I., Cheba, K. (2018). Przestępczość w krajach członkowskich Unii Europejskiej – analiza statystyczna. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 54/3, 57 – 67. <https://doi.org/10.18276/sip.2018.54/3-04>

Błachut, J., Gaberle, A., Krajewski, K. (2001). *Kryminologia*. Gdańsk: InfoTrade.

Cohen, L., Felson, M. (1979). Social Change and Crime Trends: A Routine Activity Approach. *American Sociological Review*, 44(4), 588-608.

Dubiec, G. (2020). Wykorzystanie wybranych metod wielowymiarowej analizy porównawczej do oceny poziomu zjawiska przestępczości w powiatach Polski w 2012 roku. *Ekonomia – Wrocław Economic Review*, 26/1, 86-108. <https://doi.org/10.19195/2658-1310.26.1.6>

Fehler, W. (2010). Bezpieczeństwo publiczne jako składnik wewnętrznego bezpieczeństwa państwa. *Bezpieczeństwo Teoria i Praktyka*, nr 1-2, 25 – 32

Kądziołka, K. (2015a). Sytuacja społeczno – ekonomiczna a przestępczość w Polsce. *Rola informatyki w naukach ekonomicznych i społecznych. Innowacje i implikacje interdyscyplinarne*, 1/2015, 82 – 92.

Kądziołka, K. (2015b). Przestrzenne zróżnicowanie, struktura i dynamika przestępczości w Polsce. *Przestrzeń Ekonomia Społeczeństwo*, 8/II, 223-235.

Kądziołka, K. (2015c). Bezrobocie, ubóstwo i przestępczość w Polsce. Analiza zależności na poziomie województw. *Studia Ekonomiczne Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, (242), 72-84

Kądziołka, K. (2016a). Determinanty przestępczości w Polsce. Analiza zależności z wykorzystaniem drzew regresyjnych. *Ekonomia. Rynek Gospodarka Społeczeństwo*, 45, 53 – 81.

Kądziołka, K. (2016b). Przestrzenne zróżnicowanie zagrożenia przestępczością. *De Securitate et Defensione. O Bezpieczeństwie i Obronności*, 2, 31-43.

Kądziołka, K. (2021). Porównanie wybranych metod normalizacji zmiennych pod kątem podobieństwa uzyskiwanych rankingów, *Firma i Rynek*, 60, 70-81.

Kukuła, K. (2020). O pewnych dylematach związanych z budową rankingu obiektów ze względu na poziom zjawiska złożonego. *Problemy Rolnictwa Światowego*, XXXV(20), 12 – 21. <https://doi.org/10.22630/PRS.2020.20.2.9>

Mastalerz – Kodzis, A., Pośpiech, E. (2013). Zastosowanie wybranych elementów analizy fundamentalnej do wyznaczania portfeli optymalnych. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 146, 68-78.

Osierda, A. (2014). Prawne aspekty pojęcia bezpieczeństwa publicznego i porządku publicznego. *Studia Juridica Lublinensia*, 23, 89-106.

Wierzbicka, A., Żółtaszek, A. (2015). Analiza bezpieczeństwa publicznego w krajach europejskich. *Wiadomości Statystyczne*, 8, 66 – 80.

GUS, Bank Danych Lokalnych: www.stat.gov.pl [15.11.2021]