

JACEK OSIEWALSKI, ANNA OSIEWALSKA*

Determinanty oceny eksperckiej czasopism z dziedziny nauk ekonomicznych

Wprowadzenie

Ocena ekspercka stanowiła w roku 2015 nowy element systemu oceny czasopism naukowych, żywo dyskutowany w środowisku akademickim. Ocena ekspercka prowadziła do przyznania czasopismu liczby punktów ze zbioru $\{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$, podczas gdy tzw. ocena formalna, oparta na kryteriach występujących już w poprzedniej ministerialnej ocenie czasopism, pozwalała przyznać danemu tytułowi co najwyżej 10 punktów. Końcowy efekt oceny czasopism przeprowadzonej w 2015 roku doprowadził do nieco innego ich rankingu niż sama ocena formalna, wskazując na odrębność oceny eksperckiej. Ten pogląd po części kwestionują Kulczycki, Rozkosz i Drabek (2016). Stosując empiryczny współczynnik korelacji liniowej R między oceną ekspercką i oceną formalną (liczony odrębnie dla czasopism z różnych grup dziedzin nauki) autorzy ci argumentują, że poza naukami humanistycznymi ocena ekspercka jest istotnie skorelowana z oceną formalną, a zatem w jakimś stopniu dubluje informacje i przez to mogłaby zostać pominięta. Ów kluczowy współczynnik wynosi: w grupie nauk TZ (technicznych, ścisłych, medycznych, przyrodniczych) $R = 0,547$, w grupie nauk społecznych $R = 0,498$, zaś w grupie nauk humanistycznych $R = 0,369$. Przypomnijmy jednak, że R jest pierwiastkiem kwadratowym współczynnika określoności (determinacji) w prostym modelu regresji liniowej, w którym ocena ekspercka jest wyjaśniana przez ocenę formalną. Współczynnik korelacji równy 0,5 oznacza zatem, że współczynnik określoności tego prostego modelu (zawierającego też wyraz wolny) wynosi 0,25, czyli zaledwie 25% empirycznej wariacji oceny eksperckiej wyjaśniono zmiennością oceny formalnej. W tej sytuacji należy odpowiedzieć na zasadnicze pytanie: czy można wyodrębnić obserwowalne czynniki nieuwjęte w ocenie formalnej, które zwiększają stopień wyjaśnienia zmienności ocen eksperckich. Jeśli te czynniki uda się wskazać, to uzyskamy dowód, że ocena ekspercka w sposób systematyczny odbiegała od oceny formalnej. Taki wynik badania umożliwiłby dyskusję nad rozszerzeniem (w następnych ocenach czasopism) kryteriów oceny formalnej, jeśli czynniki przez nas wyodrębnione byłyby zgodne z prowadzoną

* Prof. dr hab. Jacek Osiewalski, Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, e-mail: eosiewa@cyf-kr.edu.pl; dr Anna Osiewalska, Biblioteka Główna Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, e-mail: anna.osiewalska@gmail.com

polityką naukową. W każdym razie, dopóki nie ujawni się determinant oceny eksperckiej, konkluzja o zbędnym udziale ekspertów w ocenie czasopism w roku 2015 wydaje się przedwczesna. Należy jednak podkreślić, że o ile praca Kulczyckiego, Rozkosz i Drabek (2016) koncentruje się na skutkach wprowadzenia do polityki naukowej nowego wymiaru oceny (oceny eksperckiej), o tyle celem tej pracy jest poszukiwanie determinant wyjaśniających zmienność wartości oceny eksperckiej; są to więc odrębne cele.

Poza kwestią dodatkowych czynników wyjaśniających ocenę ekspercką wartę uwagi jest jeszcze określenie, które spośród jedenastu szczegółowych kryteriów składających się na ocenę formalną były istotnie powiązane z oceną ekspertów. Można bowiem przypuszczać, że na istotność korelacji między oceną ekspercką i formalną wpływ ma silny związek oceny eksperckiej z niektórymi tylko (nie wszystkimi) cząstkowymi elementami oceny formalnej. Ważne jest, które elementy oceny formalnej są w jakimś stopniu powielane (wzmacniane) przez ocenę ekspercką.

W niniejszej pracy pokazujemy, że nieskomplikowany od strony statystycznej i dostępny każdemu badaczowi model regresji wielorakiej pozwala równocześnie rozwiązać obie przedstawione wyżej kwestie. W tym celu we wstępnym modelu regresji uwzględniamy nie tylko wszystkie 11 składowych oceny formalnej, ale również dodatkowe zmienne objaśniające, które można uzyskać w dość prosty sposób. W badaniu empirycznym ograniczamy się do dziedziny nauk ekonomicznych z kilku powodów. Po pierwsze, czasopisma z jednej dziedziny nauk stanowią znacznie bardziej jednorodną grupę niż wszystkie czasopisma naukowe; także Kulczycki, Rozkosz i Drabek (2016), obliczając współczynniki korelacji dla różnych grup dziedzin nauki, uzyskali różne wartości. Po drugie, nauki ekonomiczne są obszarem głównego zainteresowania i kompetencji autorów tego opracowania. Po trzecie (i szczególnie ważne), dla czasopism z nauk ekonomicznych istnieje dodatkowe źródło danych tj. bibliometryczny program „Cytowania w *BazEkon*” związany z bazą tej dziedziny (zob. Osiewalska, 2013). Przypuszczamy bowiem, że ocena ekspercka w znaczącym stopniu jest wyjaśniana nie tylko przez cytowania w bazach międzynarodowych *Web of Science* lub *Scopus* (cytowania ujęte w uproszczony sposób w ocenie formalnej), ale również przez wszelkie inne cytowania (głównie krajowe) w źródłach reprezentujących tę samą dziedzinę nauki, a indeksowanych w *BazEkon*. W następnej (drugiej) części omawiamy dane, stosowane w części trzeciej w estymacji modelu liniowej regresji wielorakiej. Czwarta część pracy zawiera wyniki efektów rozszerzenia modelu o interakcje zmiennych objaśniających. W części piątej oszacowano ostateczny model regresji na szerszym zbiorze danych. Część szósta zawiera uwagi końcowe.

Dane

Badaniu podlega punktacja stanowiąca efekt oceny eksperckiej tych $N=291$ czasopism naukowych, które określiły w ankiecie ewaluacyjnej czasopisma w roku 2015:

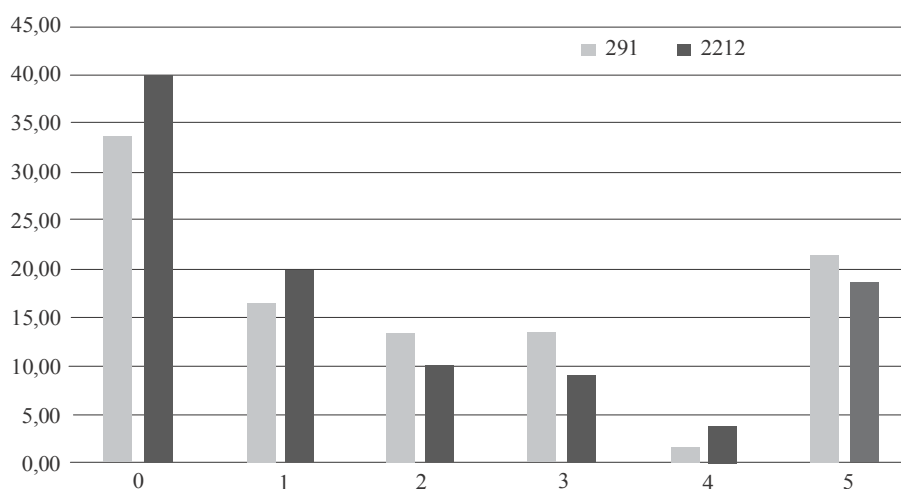
- którąś z dyscyplin w dziedzinie nauk ekonomicznych (ekonomia, finanse, nauki o zarządzaniu, towaroznawstwo) jako dyscyplinę podstawową lub jako dyscyplinę dodatkową (lub przynajmniej zadeklarowały swoją przynależność do dziedziny nauk ekonomicznych),
- nauki społeczne jako zakres nauk, do jakiego należy czasopismo.

Źródłem danych odnośnie zakresu nauk, wszystkich dyscyplin podstawowych i dodatkowych są ankiety czasopism dostępne w Polskiej Bibliografii Naukowej. Ocena ekspercka czasopisma jest ostatecznie jedną z sześciu uporządkowanych kategorii, a nie wartością zmienną ciągłą. Zatem właściwszym narzędziem statystycznej analizy danych dotyczących oceny eksperckiej czasopism byłyby polichotomiczne modele kategorii uporządkowanych (zob. np. Greene, 2008). Jednak w tej pracy pozostajemy przy modelu liniowej regresji wielorakiej jako narzędziu bardziej dostępnym i odwołującym się wprost do badań, które przeprowadzili Kulczycki, Rozkosz i Drabek (2016). Ujmując problem z punktu widzenia prostej ekonometrii, w naszym badaniu można polegać na małopróbkowych własnościach estymatora metody najmniejszych kwadratów (MNK) w klasycznym modelu regresji liniowej, lecz nie na małopróbkowych rozkładach statystyk testowych w klasycznym modelu normalnej regresji liniowej (KMNRL), gdyż założenie normalności zmiennej objaśnianej jest w oczywisty sposób niespełnione. Mając dużą liczbę obserwacji (badamy 291 czasopism), w celu oceny zasadności redukcji modelu będziemy jednak w sposób przybliżony korzystać z testu F , opracowanego w ramach KMNRL.

Należy podkreślić różnicę między wskazaniem poszczególnych ekspertów (zebranych w systemie spółki POL-index) a analizowanymi przez nas punktami, dostępnymi na stronie http://ekulczycki.pl/wp-content/uploads/2016/03/szczegolowe_wyniki_wykaz_2015.pdf. Końcowy efekt oceny eksperckiej (punkty jej odpowiadające) był ustalany poprzez agregację indywidualnych rekomendacji ekspertów z różnych komitetów PAN. Jeśli zatem opieramy się na końcowej punktacji (a nie rekomendacji poszczególnych komitetów, np. Komitetu Nauk Ekonomicznych, Komitetu Nauk Organizacji i Zarządzania, Komitetu Statystyki i Ekonometrii, Komitetu Nauk o Finansach), to musimy pamiętać o złożoności procedury i jej nieprzejrzystym charakterze, gdyż zasady agregacji indywidualnych ocen nie były znane ekspertom w trakcie ich pracy. Ponadto wśród $N = 291$ badanych czasopism mogą być również te, które nie zostały ocenione przez żadnego z ekspertów; zerowa punktacja ma zatem niejednoznaczny charakter.

Na rycinie 1 przedstawiono empiryczne rozkłady ocen eksperckich dla wszystkich 2212 tytułów tworzących listę B MNiSW oraz dla 291 badanych czasopism. Oba rozkłady są dość podobne – najczęstszą wartością jest 0, drugą lub trzecią co do częstości jest 5, a najrzadszą wartością jest 4. Badane tutaj czasopisma wydają się typowe dla listy B w tym sensie, że najwięcej (przynajmniej połowa) jest wśród nich tytułów o bardzo

niskiej ocenie eksperckiej (0 lub 1), choć czasopisma najwyżej ocenione (4 lub 5) stanowią 22-24%.



Ryc. 1. Rozkłady ocen eksperckich czasopism: wszystkich (2212) i ekonomicznych (291)
 Źródło: opracowanie własne

W charakterze zmiennych objaśniających ocenę ekspercką wykorzystujemy 11 zmiennych reprezentujących punkty przyznane za spełnienie każdego z 11 częściowych kryteriów formalnej oceny (wprowadzonych Komunikatem MNiSW z 2 czerwca 2015 roku) oraz 6 zmiennych dodatkowych, w tym łączną liczbę cytowań w *BazEkon* i pięć zmiennych zero-jedynkowych wskazujących czy czasopismo:

- podaje finanse jako dyscyplinę podstawową lub dodatkową (68 czasopism),
- podaje nauki o zarządzaniu (w dziedzinie nauk ekonomicznych) jako dyscyplinę podstawową lub dodatkową (120 czasopism),
- podaje towaroznawstwo jako dyscyplinę podstawową lub dodatkową (1 czasopismo),
- reprezentuje ekonomię rolną jako subdyscyplinę ekonomii (11 czasopism),
- jest wydawane lub współwydawane przez Polską Akademię Nauk (15 czasopism).

Bazową grupą, liczącą 223 tytuły, są czasopisma określające ekonomię jako dyscyplinę podstawową lub dodatkową, albo tylko deklarujące swoją przynależność do dziedziny nauk ekonomicznych.

Znaczenie bazy dziedzinowej jako źródła informacji o roli czasopisma w krajowym środowisku ekonomistów akademickich opiera się na tym, że w *BazEkon* indeksowane są (z pełną bibliografią załącznikową) czasopisma oraz publikacje w ramach różnych serii (w tym monograficznych). Warto zatem sprawdzić ewentualny związek cytowań zebranych w tej bazie z oceną ekspercką. Jednak liczba cytowań w *BazEkon* jest zmienną

wymagającą zebrania danych spoza ankiet ewaluacyjnych czasopism. Dane zebrano wiosną 2016 roku. Było to zadanie możliwe do wykonania dzięki istnieniu stosownego programu skojarzonego z tą bazą dziedzinową. Na rycinie 2 pokazano, że nieco ponad jedna czwarta czasopism (75 cytowanych od 0 do 7 razy) zebrała 0,16% wszystkich cytowań (z tego aż 34 czasopisma nie zebrały ani jednego); prawie czwarta część czasopism (72 cytowane od 8 do 31 razy) zebrała 1,54% cytowań; następne 71 czasopism (cytowanych od 32 do 180 razy) zebrało 7,04% cytowań; ostatnia czwarta część badanych czasopism (73 cytowane więcej niż 180 razy) zebrała aż 91,26% cytowań. Największe, przekraczające 5000, liczby cytowań dotyczą trzech tytułów: *Bank i Kredyt* (5136), *Ekonomista* (5357) i *Przegląd Organizacji* (6360). Wstępne badania pokazały, że lepsze dopasowanie modelu regresji wielorakiej do danych uzyskujemy poprzez wykorzystanie pierwiastka trzeciego stopnia liczby cytowań, zamiast niej samej. Wartości tej zmiennej objaśniającej mieszczą się w przedziale [0, 18,53), są więc mniej zróżnicowane niż zaobserwowane liczby cytowań, należące do przedziału [0, 6360].

Mamy 17 potencjalnych zmiennych objaśniających, spośród których w następnej części wskażemy zmienne istotnie powiązane ze zmienną objaśnianą. Wśród naszych zmiennych objaśniających jest wiele zmiennych binarnych, 3 zmienne przyjmujące po 3 wartości i zaledwie jedna zmienna o teoretycznie nieograniczonym zbiorze wartości, tj. pierwiastek 3. stopnia liczby cytowań w *BazEkon*. Wszystko to należy uwzględnić przy interpretacji współczynników stojących przy różnych zmiennych w modelu regresji wielorakiej.

liczba cytowań	liczba czasopism	
od 0 do 7	75	0,16
od 8 do 31	72	1,54
od 32 do 180	71	7,04
powyżej 180	73	91,26
		odsetek liczby cytowań

Ryc. 2. Podział czasopism na 4 prawie równoliczne grupy ze względu na liczbę cytowań
 Źródło: opracowanie własne

Podstawowy model liniowej regresji wielorakiej i jego redukcja

Jako punkt odniesienia przyjęto replikację prostego podejścia, które zastosowali Kulczycki, Rozkosz i Drabek (2016). Formalnie odpowiada ono oszacowanemu MNK modelowi prostej regresji liniowej, wyjaśniającemu punktową ocenę ekspercką punktową oceną formalną czasopisma. Dla naszych $N = 291$ czasopism uzyskano

$$\hat{y}_i = 0,532 f_i - 1,638$$

(0,053) (0,369)

gdzie i oznacza numer czasopisma ($i = 1, 2, \dots, N$), \hat{y}_i jest jego teoretyczną (wyliczaną z modelu) punktacją ekspercką, zaś f_i jest jego oceną formalną; w nawiasach pod ocenami MNK podano błędy średnie szacunku. Współczynnik określoności (determinacji) R^2 przyjmuje w tym modelu wartość 0,261; odpowiada to współczynnikowi korelacji między obserwowaną oceną ekspercką y_i i oceną formalną f_i równemu 0,511 – nieznacznie wyższemu, niż ten, który podali Kulczycki, Rozkosz i Drabek (2016) dla całej grupy nauk społecznych. Fakt, że punktacja uzyskana w ramach oceny formalnej wyjaśnia zaledwie 26,1% empirycznej wariancji ocen eksperckich 291 czasopism, jest podstawą poszukiwania lepszego, bardziej szczegółowego modelu.

Tabela 1. Wyniki estymacji MNK modelu regresji liniowej z wszystkimi zmiennymi

Nr	Nazwa zmiennej objaśniającej	Ocena MNK	Błąd szacunku	Iloraz t
1	Cytowalność w <i>WoS</i> lub <i>Scopus</i>	1,296	0,307	4,215
2	Zagraniczna afiliacja autorów	0,138	0,423	0,326
3	Indeksacja w bazach danych	1,119	0,323	3,467
4	Liczba artykułów naukowych na rok	0,851	0,476	1,790
5	Umiędzynarodowienie recenzentów	0,368	0,400	0,919
6	Częstotliwość wydawania	0,201	0,206	0,977
7	Język publikacji	0,443	0,279	1,592
8	Umiędzynarodowienie rady naukowej	0,053	0,589	0,090
9	Wersje <i>on-line</i>	0,178	0,288	0,616
10	Okres funkcjonowania czasopisma	-0,066	0,256	-0,259
11	Metadane w POL-index	0,218	0,118	1,850
12	Pierwiastek 3. stopnia liczby cytowań w <i>BazEkon</i>	0,185	0,029	6,302
13	Ekonomika rolnictwa	-0,003	0,454	-0,006
14	Towaroznawstwo	-1,089	1,428	-0,763
15	Nauki o zarządzaniu	-0,418	0,185	-2,260
16	Finanse	-0,041	0,203	-0,200
17	PAN	1,189	0,410	2,900
18	zmienna $\equiv 1$ (\rightarrow wyraz wolny)	-1,134	0,405	-2,800
	$R^2 = 0,492$ ($R = 0,702$)			

Źródło: obliczenia własne

Zgodnie z ideą przedstawioną we Wprowadzeniu sprawdzimy, które cząstkowe kryteria oceny formalnej oraz które z dodatkowych zmiennych są powiązane z oceną ekspercką. Tabela 1 przedstawia oceny MNK, błędy średnie szacunku i wartości ilorazu t w liniowym modelu regresji wielorakiej z wyrazem wolnym i siedemnastoma zmiennymi objaśniającymi, które przedstawiono w poprzedniej części pracy. W tabeli 1 podano też

wartość współczynnika określoności R^2 , która wyniosła aż 0,492; oznacza to, że zaproponowany model regresji wielorakiej wyjaśnia empiryczną zmienność ocen eksperckich w 49,2%. Podano również pierwiastek kwadratowy współczynnika określoności, czyli współczynnik korelacji wielorakiej R , wynoszący 0,702. Wyniki te świadczą o znacznie lepszym wyjaśnieniu ocen eksperckich przez zaproponowany zestaw siedemnastu zmiennych objaśniających niż przez samą łączną ocenę formalną.

Wyniki podane w tabeli 1 ukazują też, że większość zmiennych objaśniających wydaje się nie mieć istotnego indywidualnego wpływu na zmienną objaśnianą. W kilku krokach dokonano stopniowej eliminacji zmiennych tak, aby końcowy model stanowił statystycznie zasadną i ostateczną (tj. pozbawioną nieistotnych zmiennych) redukcję modelu z tabeli 1. Wyniki dla tak zbudowanego końcowego modelu liniowego przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki estymacji MNK końcowego modelu regresji liniowej

Nr	Nazwa zmiennej objaśniającej	Ocena MNK	Błąd szacunku	Iloraz t
1	Cytowalność w <i>WoS</i> lub <i>Scopus</i>	1,600	0,287	5,571
3	Indeksacja w bazach danych	1,417	0,292	4,847
4	Liczba artykułów naukowych na rok	0,970	0,415	2,337
12	Pierwiastek 3. stopnia liczby cytowań w <i>BazEkon</i>	0,179	0,027	6,634
17	PAN	1,213	0,402	3,016
18	zmienna $\equiv 1$ (\rightarrow wyraz wolny)	-0,702	0,261	-2,689
	$(R^2 = 0,459 \quad R = 0,678)$			

Źródło: obliczenia własne

Usunięcie 12 potencjalnych zmiennych objaśniających nie pogorszyło znacząco dopasowania modelu do danych. Współczynnik określoności R^2 obniżył się z 0,492 do 0,459, a współczynnik korelacji wielorakiej R z 0,702 do 0,678. Model przedstawiony w tabeli 2 równie dobrze (w sensie jakościowym) opisuje zmienność ocen eksperckich, a wszystkie obecne w nim zmienne objaśniające wykazują silne związki ze zmienną objaśnianą. Z formalno-statystycznego punktu widzenia usunięcie 12 zmiennych odpowiadało przyjęciu założenia, że w ogólniejszym modelu nieznanne współczynniki przy tych zmiennych były równocześnie zerami. Test takiej hipotezy zerowej nie daje podstaw do jej odrzucenia; wartość statystyki testowej (p -value) wynosi 0,137. Oczywiście, ze względu na kategoryjny charakter zmiennej objaśnianej, zastosowany test redukcji modelu ma uzasadnienie tylko asymptotyczne, co nie stanowi problemu przy 291 modelowanych obserwacjach.

Potwierdziwszy zasadność redukcji, można przejść do interpretacji wyników podanych w tabeli 2. Spośród 11 zmiennych reprezentujących cząstkowe kryteria oceny

formalnej tylko 3 (nr 1, 3, 4) pomagają skutecznie wyjaśnić oceną ekspercką, zatem ocena ekspercka nie powieli wszystkich kryteriów oceny formalnej – jest powiązana tylko z niektórymi. Nie budzi zdziwienia, że na ocenę ekspercką oddziaływały takie charakterystyki efektów działalności redakcji czasopism, jak:

- cytawalność międzynarodowa (bardzo zgrubnie wyrażana poprzez zmienną nr 1, przyjmującą tylko trzy wartości: 0, 0,5, 1),
- obecność w nowoczesnych informatorach naukowych (bazach), przybliżana wartością 0 lub 0,5, lub 1, zależnie od liczby baz,
- produktywność, przybliżana wartością 0 lub 0,5 – zależnie od liczby artykułów na rok.

Spośród 6 dodatkowo wprowadzonych zmiennych objaśniających (spoza zmiennych reprezentujących kryteria oceny formalnej) w modelu końcowym pozostały dwie:

- pierwiastek 3. stopnia liczby cytowań w *BazEkon*, ujmujący (w odróżnieniu od zmiennej nr 1) przede wszystkim krajową cytawalność czasopisma – i to w sposób dokładniejszy, ilościowy (a nie jakościowy),
- zmienna zero-jedynkowa określająca związek czasopisma z Polską Akademią Nauk, wyraźnie traktowaną przez ekspertów jako wyróżnik tradycji i jakości czasopisma.

Przechodząc do szczegółowej interpretacji ocen MNK parametrów przy 5 zmiennych modelu z tabeli 2, należy pamiętać o różnych zbiorach wartości tych zmiennych. W przypadku zmiennych przyjmujących wartości ze zbioru {0, 1} albo {0, 0,5, 1} interpretacji podlegać będzie bezpośrednio sama ocena, określająca efekt przejścia zmiennej objaśniającej z wartości 0 na 1. Przy takich samych wartościach pozostałych zmiennych objaśniających:

- wysoka cytawalność międzynarodowa podnosiła ocenę ekspercką średnio o ok. 1,6 ($\pm 0,287$) w stosunku do niskiej lub żadnej cytawalności w *WoS* i *Scopus*,
- indeksacja w przynajmniej dwóch bazach danych była związana z oceną ekspercką wyższą średnio o ok. 1,417 ($\pm 0,292$) w porównaniu do czasopisma nieindeksowanego w bazach;
- wydawanie przynajmniej 12 (jeśli czasopismo jest rocznikiem) albo 24 artykułów rocznie było związane z oceną ekspercką wyższą średnio o ok. $0,970/2 = 0,485$ ($\pm 0,208$) w stosunku do wydawania mniejszej liczby artykułów niż ta graniczna;
- instytucjonalny związek czasopisma z komitetem naukowym, instytutem badawczym lub oddziałem PAN zwiększał ocenę ekspercką średnio o ok. 1,213 ($\pm 0,402$).

Efekt zmiennej ilościowej (nr 12) można prezentować na wiele sposobów, jednak dla zachowania porównywalności (zwłaszcza ze zmienną nr 1) warto skontrastować sytuacje skrajne (zerowej i bardzo wysokiej liczby cytowań). Rozważmy zatem dwa hipotetyczne czasopisma, z których jedno nie jest cytowane w tytułach indeksowanych w *BazEkon*, a drugie ma aż 4723 cytowania (przy tych samych wartościach pozostałych

zmiennych objaśniających); ponieważ pierwiastek 3. stopnia tej liczby wynosi 16,778, ocena ekspercka drugiego czasopisma byłaby wyższa aż o ok. 3 punkty – ten szacunek jest umiarkowanie precyzyjny, gdyż jego błąd wynosi $\pm 0,452$. Jeśli to drugie czasopismo miałoby tylko 1000 cytowań w *BazEkon*, to jego ocena ekspercka byłaby wyższa średnio o ok. 1,788 ($\pm 0,270$). Jeśli to drugie czasopismo miałoby tylko jedno cytowanie, to jego ocena ekspercka byłaby wyższa średnio o zaledwie ok. 0,179 ($\pm 0,027$).

Bardzo wysokie są premie za indeksowanie w bazach i za związek z PAN (szacunki współczynników przy zmiennych nr 3 i 17), wobec premii za cytowalność międzynarodową i krajową. Autorów dziwią tak wysokie współczynniki regresji przy zmiennych nr 3 i 17 (w istocie mało merytorycznych). Zmienne nr 1 i 12 mierzą bowiem rolę czasopism w nauce światowej i krajowej, natomiast zmienne nr 3 i 17 nie odnoszą się bezpośrednio do wpływu czasopisma na postęp badań.

Co prawda dalsza redukcja modelu, którego wyniki przedstawiono w tabeli 2, nie jest już możliwa (każda zmienna objaśniająca jest istotna), jednak rozważymy dwa podmodele w celu porównania ich dopasowania między sobą i z modelem regresji prostej, uzależniającym ocenę ekspercką od formalnej. Pierwszy podmodel wykorzystuje tylko 3 zmienne cząstkowe z oceny formalnej (nr 1, 3, 4), zaś drugi tylko 2 dodatkowe zmienne – nr 12 i 17; w obu występuje wyraz wolny. Dla pierwszego przypadku uzyskano $R^2 = 0,346$, a dla drugiego $R^2 = 0,329$. Te z pozoru drugorzędne wyniki rzucają nowe światło na podejście, które zastosowali Kulczycki, Rozkosz i Drabek (2016). Przypomnieć należy, że dla naszych 291 czasopism poziom wyjaśnienia oceny eksperckiej przez łączną ocenę formalną wyniósł zaledwie 26,1%. Znacznie wyższy poziom wyjaśnienia (32,9%) ma model z dwoma zmiennymi spoza oceny formalnej, wyjaśniający ocenę ekspercką jedynie liczbą cytowań w *BazEkon* i związkiem z PAN. Z drugiej strony, zastąpienie łącznej oceny formalnej przez odpowiednie trzy jej kryteria cząstkowe też znacząco poprawia dopasowanie (z 26,1% do 34,6%), ukazując nieadekwatność agregatywnej zmiennej objaśniającej (i regresji prostej zamiast wielorakiej). Dopiero dostatecznie rozbudowany model regresji wielorakiej, korzystający z bogatego zestawu potencjalnych zmiennych objaśniających oraz statystycznych narzędzi oceny i redukcji modelu wyjściowego, pozwala wyodrębnić czynniki, które umożliwiają głębszą interpretację ocen eksperckich.

Rozszerzenie modelu końcowego o interakcje zmiennych

Podstawowy model regresji wielorakiej, wykorzystany w poprzedniej części, zakłada liniową zależność zmiennej objaśnianej od zmiennych objaśniających. Współczynnik przy danej zmiennej objaśniającej informuje, jaką zmianę zmiennej objaśnianej wywoła wzrost tej zmiennej objaśniającej o jednostkę – przy ustalonych wartościach pozostałych zmiennych, niezależnie od tego, jakie te wartości są. Model taki nie daje możliwości sprawdzenia, czy reakcja zmiennej objaśnianej na jednostkową zmianę zmiennej objaśniającej zależy od poziomów pozostałych zmiennych (zakłada bowiem niezależność).

W celu zbadania, czy np. wielkość efektu wzrostu cytowań zależy od liczby artykułów na rok, wprowadzamy model z interakcjami. Jest to rozszerzenie końcowego modelu regresji z 5 zmiennymi o wszystkie iloczyny 10 par tych zmiennych. Jest to co prawda model nieliniowy względem oryginalnych zmiennych, ale liniowy względem wszystkich jego 16 parametrów (wliczając wyraz wolny). Dlatego szacuje się go, stosując MNK – tak jak model liniowej regresji wielorakiej.

Tabela 3. Wyniki estymacji MNK modelu regresji z interakcjami zmiennych

Nr	Nazwa zmiennej objaśniającej	Ocena MNK	Błąd szacunku	Iloraz t
1	Cytowalność w <i>WoS</i> lub <i>Scopus</i>	-1,314	1,442	-0,911
3	Indeksacja w bazach danych	0,315	0,482	0,653
4	Liczba artykułów naukowych na rok	-0,734	1,049	-0,700
12	Pierwiastek 3. stopnia liczby cytowań w <i>BazEkon</i>	0,148	0,135	1,098
17	PAN	4,380	1,494	2,932
18	zmienna = 1 (→ wyraz wolny)	-0,049	0,369	-0,132
19	iloczyn zmiennych nr 1 i 3	3,651	1,566	2,332
20	iloczyn zmiennych nr 1 i 4	-0,242	1,400	-0,173
21	iloczyn zmiennych nr 1 i 12	-0,066	0,070	-0,951
22	iloczyn zmiennych nr 1 i 17	0,532	1,378	0,386
23	iloczyn zmiennych nr 3 i 4	2,325	1,281	1,815
24	iloczyn zmiennych nr 3 i 12	0,068	0,122	0,557
25	iloczyn zmiennych nr 3 i 17	-2,578	1,445	-1,785
26	iloczyn zmiennych nr 4 i 12	0,011	0,171	0,067
27	iloczyn zmiennych nr 4 i 17	-0,024	1,785	-0,014
28	iloczyn zmiennych nr 12 i 17	-0,171	0,115	-1,490
	$(R^2 = 0,495, \quad R = 0,703)$			

Źródło: obliczenia własne

Wyniki dla pełnego modelu z interakcjami (przedstawione w tabeli 3) wskazują, że spośród 16 współczynników tego modelu tylko dwa można uznać za istotnie różne od 0, jeden przy oryginalnej zmiennej objaśniającej nr 17 (zmienna spoza oceny formalnej) i jeden przy iloczynie oryginalnych zmiennych o numerach 1 i 3, czyli 2 zmiennych cząstkowych z oceny formalnej. Pełny model z interakcjami, o 16 swobodnych parametrach, wyjaśnia zmienność ocen eksperckich w 49,5%, czyli tak jak model z tabeli 1 (o 18 parametrach, 49,2%) i lepiej niż model z tabeli 2 (z 6 parametrami, 45,9%). Jednak redukcja zbioru wielkości objaśniających w pełnym modelu z interakcjami jest niezbędna. Pozostawienie tylko wyrazu wolnego i 2 indywidualnie istotnych wielkości objaśniających (czyli nałożenie restrykcji zerowych na 13 parametrów) jest redukcją statystycz-

nie bezzasadną, zbyt daleko idącą. Pozostawienie samych oryginalnych zmiennych, bez ich iloczynów, czyli powrót do modelu z tabeli 2, jest także redukcją bezzasadną. Systematyczna redukcja modelu z tabeli 3 prowadzi do modelu końcowego w tabeli 4, który jest redukcją wyjściowej specyfikacji o 16 parametrach, zasadną na każdym konwencjonalnie przyjmowanym poziomie istotności testu F (p -value wynosi 0,134) i posiadającą tylko istotne wielkości wyjaśniające oraz wyraz wolny.

Tabela 4. Wyniki estymacji MNK końcowego modelu z interakcjami zmiennych

Nr	Nazwa zmiennej objaśniającej	Ocena MNK	Błąd szacunku	Iloraz t
12	Pierwiastek 3. stopnia liczby cytowań w <i>BazEkon</i>	0,174	0,027	6,567
17	PAN	1,310	0,393	3,330
18	zmienna $\equiv 1$ (\rightarrow wyraz wolny)	0,104	0,162	0,641
19	iloczyn zmiennych nr 1 i 3	2,021	0,287	7,049
23	iloczyn zmiennych nr 3 i 4	2,134	0,404	5,278
	$(R^2 = 0,464; R = 0,681)$			

Źródło: obliczenia własne

W tabeli 4 przedstawiono wyniki estymacji końcowego modelu z interakcjami. Ma on mniej parametrów niż końcowy model liniowy w tabeli 2, ale i tak nieco lepiej wyjaśnia zmienność ocen eksperckich. Wielkości wyjaśniające w tym modelu ocenę ekspercką są czterema funkcjami tych samych pięciu zmiennych objaśniających, które określają model z tabeli 2, przy czym 2 funkcje są tożsame z 2 zmiennymi: nr 12 i 17 (spoza oceny formalnej), zaś następne 2 funkcje to iloczyny zmiennych cząstkowych oceny formalnej, nr 1 i 3 oraz 3 i 4. Fakt, że mamy dwie funkcje nieliniowe 3 zmiennych, komplikuje interpretację parametrów. Zauważmy, że w przypadku 3 zmiennych cząstkowych z oceny formalnej rola każdej z nich w wyjaśnieniu ocen eksperckich zależy od wartości przyjmowanych przez inne spośród tych zmiennych. Wynikająca z modelu końcowego zmiana punktacji eksperckiej, która odpowiada wzrostowi badanej zmiennej o wartość 1, przyjmuje następującą postać:

- dla zmiennej nr 1: $2,021z_3$,
- dla zmiennej nr 3: $2,021z_1 + 2,134z_4$,
- dla zmiennej nr 4: $2,134z_3$,

gdzie z_i oznacza wyjściową wartość zmiennej nr i . Natomiast interpretacja współczynników przy zmiennych nr 12 i 17, niewchodzących w iloczyny, przebiega jak w modelu liniowym.

Powyższe formuły umożliwiają następujące interpretacje, zbiorczo ujęte w tabeli 5. Jeśli rozważamy dwa hipotetyczne czasopisma, jedno o braku cytowań w *WoS* lub *Scopus*

pus ($z_1 = 0$) i drugie o wysokiej ich liczbie ($z_1 = 1$), to wynikająca z modelu ocena ekspercka jest dla drugiego czasopisma wyższa (o ok. 2 punkty) wtedy, gdy $z_3 = 1$ (czasopisma są indeksowane w przynajmniej dwóch bazach); w przypadku obu czasopism nieindeksowanych ($z_3 = 0$) brak jest różnicy w ocenie eksperckiej mimo różnicy w cytowaniach międzynarodowych – jest to jednak ekstrapolacja poza zakres danych, w których brak jest tytułu z $z_3 = 0$ i $z_1 = 1$. Jeśli z kolei badamy różnicę ocen eksperckich dla dwóch czasopism: nieindeksowanego w bazach ($z_3 = 0$) i indeksowanego w przynajmniej dwóch ($z_3 = 1$), to jest ona zerowa, gdy oba czasopisma nie mają cytowań w *WoS* lub *Scopus* ($z_1 = 0$) i publikują mało artykułów rocznie ($z_4 = 0$), natomiast wynosi aż ok. 3 punkty, gdy te czasopisma mają wiele cytowań międzynarodowych ($z_1 = 1$) i dużo publikują ($z_4 = 0,5$); trzypunktowa różnica w ocenie eksperckiej wydaje się w takiej sytuacji zbyt duża, ale jest to sytuacja nieodpowiadająca rzeczywistości, bo w zbiorze danych nie ma czasopisma nieindeksowanego o wartościach $z_1 = 1$ i $z_4 = 0,5$ – mamy zatem do czynienia z ekstrapolacją poza zakres danych. Jeśli wreszcie badamy różnicę ocen eksperckich dla dwóch czasopism: publikującego niewiele ($z_4 = 0$) i dużo prac ($z_4 = 0,5$), to jest ona zerowa, gdy oba czasopisma nie są indeksowane, albo ok. jednopunktowa ($0,5 \cdot 2,134 \cdot 1$), gdy są indeksowane.

Tabela 5. Oceny wpływu oryginalnych zmiennych objaśniających przy zmianie $a \rightarrow b$

Nr	Nazwa zmiennej objaśniającej	Ocena wg tabeli 2	Ocena przy $z_i = 0$	Ocena przy z_i średnim	Ocena przy max z_i
1	Cytowalność w <i>WoS</i> lub <i>Scopus</i> (0 → 1)	1,600	0	1,663	2,021
3	Indeksacja w bazach danych (0 → 1)	1,417	0	1,216	3,088
4	Liczba artykułów naukowych na rok (0 → 0,5)	0,485	0	0,878	1,067
12	Pierw. 3. st. liczby cyt. w <i>BazEkon</i> (zmiana o 1)	0,179	0,174	0,174	0,174
17	PAN (0 → 1)	1,213	1,310	1,310	1,310

Źródło: obliczenia własne

Poza wyżej omówionymi szacunkami wpływu zmiennych nr 1, 3 i 4 na ocenę ekspercką dla skrajnych wartości determinant tego wpływu, w tabeli 5 podano także szacunki przy sztucznych wartościach determinant, tj. ich średnich arytmetycznych. Właśnie te szacunki można porównywać z ocenami MNK współczynników przy zmiennych nr 1, 3 i 4, podanymi w tabeli 2, interpretując (w przybliżeniu) tamte oceny MNK jako uśrednione oceny wpływu tych zmiennych uzyskane w modelu nieliniowym. W przypadku zmiennych nr 12 i 17, liniowo wchodzących do końcowego modelu z interakcjami, wpływ

na oceny eksperckie nie zależy od innych zmiennych, a jego szacunek jest bardzo bliski ocenom MNK w końcowym modelu liniowej regresji wielorakiej. Nie ma sprzeczności między szacunkami wpływu otrzymanymi w modelu liniowym (tabela 2) i nieliniowym (tabela 5).

Aby podsumować porównanie czterech modeli – dwóch liniowych z poprzedniej części pracy i dwóch nieliniowych (względem oryginalnych zmiennych) zaprezentowanych w tej części, przypomnijmy, że pierwotny model liniowy (z wynikami w tabeli 1) objaśnia zmienność ocen eksperckich w 49,2%, wykorzystując 18 szacowanych współczynników, zaś wstępny model nieliniowy (z wynikami w tabeli 3) wyjaśnia oceny eksperckie w 49,5%, przy 16 szacowanych współczynnikach. Jeśli, jak w przypadku tych dwóch modeli, dopasowanie jest takie samo, to mniejsza liczba swobodnych parametrów oznacza model lepszy w sensie każdego z tzw. kryteriów informacyjnych (zob. Greene, 2008), służących porównywaniu różnych modeli statystycznych, zwłaszcza niezagnieżdżonych (tj. niedających się uzyskać poprzez redukcję jednego do drugiego). Końcowy model liniowy (z wynikami w tabeli 2) jest szczególnym przypadkiem obu modeli nieoszczędnych – jest uzasadnioną redukcją pierwotnego modelu liniowego i bezzasadną redukcją wstępnego modelu nieliniowego. Ponieważ ma tylko 6 parametrów do oszacowania, więc jest tak oszczędny, że mimo słabszego dopasowania do danych (45,9%) jest akceptowalną alternatywą wobec każdego z modeli ogólniejszych. Jednak nie może to być model ostateczny, gdyż znaleziono statystycznie zasadną redukcję modelu nieliniowego (z wynikami w tabeli 4), która ma dopasowanie na poziomie 46,4% i jedynie 5 swobodnych współczynników, z których wszystkie są statystycznie istotne. Dopiero końcowy model nieliniowy może być określony jako najlepszy wśród rozważanych specyfikacji – ze względu na wyjątkową oszczędność parametryzacji przy dużej mocy wyjaśniającej.

Zauważmy też, że nieliniowość modelu względem oryginalnych zmiennych objaśniających, wyeksponowana w tej części pracy, została w części trzeciej już wykorzystana, ale w sposób ukryty. Jako najważniejszą (z naszego punktu widzenia) dodatkową zmienną wprowadziliśmy liczbę cytowań w bazie dziedzinowej *BazEkon*; ta liczba weszła do modelu nie wprost, ale poprzez jej pierwiastek 3. stopnia. Główne powody przyjęcia takiej formy nieliniowości są następujące: pierwiastek 3. stopnia daje lepsze dopasowanie modelu regresji niż sama liczba cytowań (czy jej pierwiastek kwadratowy), a przede wszystkim prowadzi do intuicyjnie poprawnej interpretacji parametru określającego wpływ cytowań na ocenę ekspercką. W przypadku pierwiastka 3. stopnia, jego wzrost o 1 (prowadzący do ustalonego wzrostu zmiennej objaśnianej, szacowanego na 0,174 punktu) odpowiada wzrostowi samych cytowań o coraz większą liczbę: z 0 do 1, z 1 do 8, z 8 do 27, ..., z 1000 do 1331 itd.; im więcej cytowań, tym mniejsza rola pojedynczego cytowania.

Estymacja modelu ostatecznego na podstawie poszerzonych danych

W części drugiej określono dwa podstawowe kryteria wyboru czasopism do badania; przyjęto takie czasopisma, które określiły w ankiecie ewaluacyjnej w roku 2015:

- którąś z dyscyplin w dziedzinie nauk ekonomicznych (ekonomia, finanse, nauki o zarządzaniu, towaroznawstwo) jako dyscyplinę podstawową lub jako dyscyplinę dodatkową (lub zadeklarowały swoją przynależność do dziedziny nauk ekonomicznych),
- nauki społeczne jako zakres nauk, do jakiego należy czasopismo.

Jednak istnieje wiele czasopism publikujących artykuły z dziedziny nauk ekonomicznych, które nie podały nauk społecznych jako zakresu nauk. Są to czasopisma wielodzinowe, albo czasopisma ekonomiczne, które wybrały inny zakres nauk niż społeczne. Przykładem czasopisma wielodzinowego, publikującego artykuły z nauk ekonomicznych jest *Control and Cybernetics* (tytuł wydawany przez Instytut Badań Systemowych PAN), którego redakcja wybrała w ankiecie ewaluacyjnej nauki ścisłe, przyrodnicze, medyczne i techniczne jako zakres nauk, do jakiego należy czasopismo. Przykładem czasopisma z dziedziny nauk ekonomicznych, które w sposób niespójny z podanymi dyscyplinami określiło zakres nauk, jest *Zarządzanie Jakością*; podano nauki o zarządzaniu (dziedzina nauk ekonomicznych) jako dyscyplinę podstawową, jako pozostałe dyscypliny deklarując automatykę i robotykę, inżynierię produkcji i towaroznawstwo, ale wybrano dziedzinę nauk humanistycznych jako podstawową dziedzinę nauki i nauki humanistyczne jako zakres nauk. W dodatku w ankiecie ewaluacyjnej wybranymi kategoriami wg Thomson Reuters były *economics* i *management*, wskazujące wyraźnie na dziedzinę nauk ekonomicznych (pozostającą w zakresie nauk społecznych). Czasopism, które podały inny zakres nauk niż społeczne, lecz faktycznie reprezentują nauki ekonomiczne, znaleziono 48; wśród nich aż 6 jest powiązanych z dyscypliną towaroznawstwo, zwiększając liczbę takich czasopism z 1 do 7.

Postanowiono sprawdzić, do jakich wyników estymacji modelu ostatecznego prowadzi rozszerzenie zbioru obserwacji o te właśnie tytuły, czyli modelowanie ocen eksperckich dla $N=339$ (a nie 291) czasopism. Należy pamiętać, że przyjęty zakres nauk decydował o zbiorze wartości wielu zmiennych objaśniających, które odzwierciedlają cząstkowe kryteria oceny formalnej; są to w szczególności zmienne nr 1 i 4. Zatem w modelu szacowanym na szerszych danych nie można interpretować ocen wpływu tych zmiennych na punktację ekspercką tak samo, jak w poprzedniej części pracy. Interesujące jest jednak przede wszystkim, czy nie zmienia się poziom dopasowania modelu do danych oraz czy oceny parametrów są podobne. Odpowiedź na oba pytania jest pozytywna, a szczegółowe wyniki podano w tabeli 6; są one zbieżne z prezentowanymi w tabeli 4 w tym sensie, że dopasowanie do bogatszych danych jest nieznacznie lepsze, a oceny MNK różnią się w granicach błędu szacunku, przy czym błąd ten jest niższy przy większej liczbie czasopism.

Tabela 6. Wyniki estymacji MNK końcowego modelu z interakcjami zmiennych; $N = 339$

Nr	Nazwa zmiennej objaśniającej	Ocena MNK	Błąd szacunku	Iloraz t
12	pierwiastek 3. stopnia liczby cytowań w <i>BazEkon</i>	0,180	0,025	7,285
17	PAN	1,600	0,326	4,906
18	zmienna $\equiv 1$ (\rightarrow wyraz wolny)	0,089	0,147	0,610
19	iloczyn zmiennych nr 1 i 3	1,772	0,268	6,603
23	iloczyn zmiennych nr 3 i 4	2,230	0,338	6,588
	$(R^2 = 0,469; R = 0,685)$			

Źródło: obliczenia własne

Uwagi końcowe

Wyjściowy model regresji wielorakiej pozwolił wyjaśnić zróżnicowanie eksperckich ocen czasopism z zakresu nauk ekonomicznych na wysokim (jak na dane kategoryjne) poziomie 49,2%. Pozostawienie jedynie 5 odpowiednich spośród 17 potencjalnych zmiennych objaśniających doprowadziło do „oszczędnego” modelu liniowego, z 5 istotnymi zmiennymi, którego dopasowanie nieco się zmniejszyło (do 45,9%). Wśród tych istotnych zmiennych 3 reprezentowały częściowe kryteria oceny formalnej, zaś 2 były zmiennymi dodatkowymi. Rozszerzenie oszczędnego modelu liniowego do modelu zawierającego też 10 iloczynów tych 5 zmiennych doprowadziło do modelu nieliniowego względem 5 oryginalnych zmiennych, ale liniowego względem 16 parametrów i szacowanego metodą najmniejszych kwadratów – tak, jak model regresji liniowej. Stosowna redukcja modelu z iloczynami zmiennych doprowadziła do modelu ostatecznego, nieliniowego względem 5 oryginalnych zmiennych i zawierającego zaledwie 5 szacowanych parametrów (z wyrazem wolnym włącznie). Model ostateczny okazał się dopasowany do danych na poziomie 46,4% i pozwolił na pogłębioną interpretację wpływu 5 zmiennych na wartości ocen eksperckich.

Jednym z wniosków empirycznych pracy jest silny związek ocen eksperckich z głównie krajową cytawalnością czasopism i z afiliowaniem przy Polskiej Akademii Nauk. Te determinanty, niewchodzące do kryteriów formalnych, nie są związane z wpływem na naukę światową, ale jedna z nich (cytowania w *BazEkon*) określa rolę w nauce krajowej. Zatem ewentualne uwzględnienie w ramach oceny formalnej cytowań w bazie dziedzinowej będzie zależało od celów polityki naukowej (i rozwoju samych baz dziedzinowych, których znaczenie informacyjne trudno przecenić).

Dobór potencjalnych zmiennych objaśniających podyktowany był dostępnością danych. Bez wglądu w ankiety ewaluacyjne oraz bez istnienia programu Cytowania w *BazEkon* wykonanie tej pracy nie byłoby w ogóle możliwe, zaś analiza statystyczna z konieczności prowadziłyby do mało adekwatnych wniosków. Nie znaczy to, że dostęp do wyko-

rzystanych w tej pracy danych oraz zastosowane w niej podejście gwarantują pełne zrozumienie ocen eksperckich i umożliwiają końcowe rekomendacje dla polityki naukowej.

Po pierwsze, do wyjaśnienia pozostało około 50% empirycznej wariacji ocen eksperckich. Zdaniem autorów, z oceną ekspertów mogą być związane także inne zmienne, których rola jest intuicyjnie oczywista, ale pomiar ogromnie pracochłonny. Taką zmienną jest na pewno pozycja naukowa redaktora naczelnego i ewentualnie bliskich współpracowników w redakcji, mierzona liczbą cytowań międzynarodowych i krajowych. Zebranie odpowiednich danych (dla choćby tylko 291 czasopism) stanowczo przekraczało możliwości autorów. Takie dane mogłyby – i powinny – być zbierane w ramach ankiet ewaluacyjnych. Umożliwiłoby to włączenie dodatkowych zmiennych objaśniających i uzyskanie pełniejszego wyjaśnienia. Dopiero bardzo wysokie dopasowanie modelu statystycznego do ocen eksperckich może uzasadnić rezygnację z udziału ekspertów, który *nota bene* oznaczał wiele miesięcy wyteżonej i całkowicie społecznej pracy dużej liczby doświadczonych naukowców. Ten czas będą oni mogli lepiej spożytkować dla nauki w Polsce, jeśli ich żmudna ocena zostanie zastąpiona przez odpowiednio dobrany zestaw charakterystyk czasopism, merytorycznie uzasadniony i realizujący cele polityki naukowej. Jednak zanim zrezygnuje się z ocen eksperckich, warto wyznaczyć możliwie kompletny zestaw ich determinant, by wykorzystać te z nich, które mogą udoskonalić system kryteriów oceny czasopism.

Po drugie, wzbogaceniu podlegać może sama metodyka zaprezentowanych tu badań statystycznych – np. poprzez bayesowskie ujęcie wielu różnych wariantów modeli i ich formalne porównanie (zob. Osiewalski, 2001) oraz uwzględnienie kategoryjnego charakteru zmiennej objaśnianej, czyli modelowanie prawdopodobieństwa przyjęcia przez ocenę ekspercką każdej z sześciu wartości – zamiast modelowania wprost tych wartości. Jednak kwestie czysto metodyczne, choć ważne, są drugorzędne wobec przedstawionego wyżej problemu pomiaru ważnych charakterystyk ocenianych czasopism (np. czysto naukowej pozycji ich redaktorów).

Podziękowania

Autorzy są wdzięczni anonimowemu recenzentowi za cenne uwagi, ukazujące znaczenie i możliwe dalsze kierunki prowadzonych badań; część uwag pozwoliła doprecyzować przekaz zawarty w tej pracy.

Praca została sfinansowana ze środków przyznanych Wydziałowi Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, w ramach dotacji na utrzymanie potencjału badawczego.

Literatura

Greene W.H. (2008), *Econometric Analysis* (Sixth Edition), Pearson – Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey.

- Kulczycki E., Rozkosz E., Drabek A. (2016), *Ocena ekspercka jako trzeci wymiar ewaluacji krajowych czasopism naukowych*. Nauka, nr 1, s. 107–142.
- Osiewalska A. (2013), BazEkon – dziedzinowy indeks cytowań z własnym programem bibliometrycznym [W:] *Bibliograficzne bazy danych i ich rola w rozwoju nauki*. Poznań, 17–19, kwietnia 2013. (EBIB, Materiały konferencyjne nr 24), dostęp 1 stycznia 2017 pod adresem http://open.ebib.pl/ojs/index.php/Mat_konf/article/view/33
- Osiewalski J. (2001), *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.

Determinants of the experts evaluation of journals in economic sciences

In 2015 an important part of the official evaluation of Polish scientific journals was left to experts' judgement. In this paper we try to establish which observable factors (with available data) are closely related to the outcome of experts' evaluation of Polish journals in economic sciences. Using the multiple regression statistical model we show that only 5 variables (out of 17) significantly explain almost 50% of the empirical variance of the experts' evaluation. The determinants of particular interest, not entering the formal criteria and not related to the impact on global science, are: the number of citations mainly in Polish journals and the affiliation with the Polish Academy of Sciences.

Key words: scientometrics, multiple regression statistical model, model reduction

