

Marek A. Ramczyk
Marek A. Ramczyk
Uniwersytet Technologiczno-Przyrodniczy w Bydgoszczy^{1,2}

Zbigniew Borowski
Bydgoska Szkoła Wyższa³

Ekonometryczne modelowanie struktury odłowów ryb dla potrzeb logistyki i zarządzania gospodarką rybacką jezior. Zagadnienia metodyczne i empiryczne

Wprowadzenie

Poza zmniejszaniem się wielkości odłowów ryb konsekwencją zanieczyszczenia wody jest zmiana struktury poławianych ryb. Jest oczywiste, że różne gatunki ryb wykazują odmienną odporność na zwiększanie zawartości w wodzie rozmaitych substancji. Można więc oczekiwać, że z przyrostem stopnia zanieczyszczenia wody jeziornej zmniejszać się będzie udział gatunków wymagających wód czystych a wzrośnie populacja ryb bardziej odpornych na zanieczyszczenia. W badaniach empirycznych analizowano zatem z jednej strony wpływ rozmaitych charakterystyk jakości wody Jeziora Charzykowskiego położonego w Borach Tucholskich na zmiany udziału masy odłowów ważnych gospodarczo gatunków ryb w wielkości poławianych ryb ogółem. Z drugiej zaś strony rozpatrywano oddziaływanie cech jakościowych wody tego jeziora na zmiany struktury dochodowości odławianych gatunków ryb.

Zagadnienia metodyczne ekonometrycznego modelowania wpływu zmian jakości wód jeziornych na zmiany struktury odłowów ryb w Jeziorze Charzykowskim opublikowano w pierwszej części artykułu. W drugiej jego części zamieszczono rezultaty empiryczne tego

modelowania. W poszczególnych równaniach empirycznych obok ocen parametrów strukturalnych obliczono też wartości statystyk t - Studenta. Zaprezentowano również miary charakteryzujące wahania losowe.

Istota struktury odłowów ryb

Pod pojęciem struktury rozumiemy układ i wzajemne relacje elementów stanowiących całość. Przedmiotem zainteresowania w niniejszym artykule jest struktura odłowów ryb w Jeziorze Charzykowskim. Proporcje odłowów gatunków ryb ważnych gospodarczo tworzyć będą strukturę, która może być postrzegana i rozważana z kilku przynajmniej punktów widzenia. W niniejszym konkretnym badaniu przez strukturę odłowów ryb rozumieć będziemy strukturę naturalną oraz strukturę gospodarczą. Struktura naturalna to udział procentowy masy odłowów poszczególnych gatunków ryb w ogólnej masie odłowionych ryb. Struktura połowów ryb w takiej opcji jest więc postrzegana masowo. Natomiast struktura gospodarcza odławianych ryb to udział procentowy odłowów poszczególnych gatunków ryb w całości połowów ważony

wskaźnikiem znaczenia gospodarczego danego gatunku ryb⁴, przy czym przez wskaźnik znaczenia gospodarczego rozumiemy wagę danego gatunku ryb obliczoną jako relacja średniej rynkowej ceny zbytu tego gatunku w stosunku do gatunku przyjętego za bazowy⁵. Wagi obliczono na podstawie proporcji cenowych i zaprezentowano w tabeli 1. Struktura gospodarcza odłowów ryb jest zatem postrzegana wartościowo.

Analiza danych liczbowych o odłowach ryb wyraźnie wykazuje, że udział odłowów poszczególnych gatunków ryb w odłowach ogółem w okresie próby jest zmienny.

Analiza struktury odłowów ryb w Jeziorze Charzykowskim wskazuje na jej niestabilność w okresie próby. Zmienność proporcji odłowów poszczególnych gatunków ryb w rozpatrywanym akwenu wynika z określonych przyczyn. Powstaje więc pytanie o charakter przyczyn tych zmian. Co, w jakim kierunku oraz z jakim natężeniem kształtuje strukturę odłowów ryb? Wobec tego stawiamy szczegółowe pytanie, czy warunki środowiskowe w okresie próby wpływały na zmianę struktury odłowów ryb w Jeziorze Charzykowskim (postrzeganą w dwóch opcjach badawczych: 1. masowo i 2. wartościowo)? Konieczna jest

¹ dr Marek A. Ramczyk, Wydział Budownictwa i Inżynierii Środowiska, Uniwersytet Technologiczno-Przyrodniczy w Bydgoszczy

² dr Czesław Giryn, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Technologiczno - Przyrodniczy w Bydgoszczy, oraz Bydgoska Szkoła Wyższa w Bydgoszczy

³ doc. dr inż. Zbigniew Borowski, Bydgoska Szkoła Wyższa w Bydgoszczy

⁴ W niniejszej pracy jako synonimu określenia „struktura gospodarcza odławianych ryb” używać będziemy też określenia „struktura dochodowości połowów ryb”.

⁵ Przy ujęciu wartościowym struktury połowów w Jeziorze Charzykowskim bazę do tworzeniu wag stanowiły ceny poszczególnych gatunków ryb. W przypadku kilku cen zbytu danego gatunku ryb przyjęto średnią ważoną (masą) cenę zbytu. Jednostką była cena płoci. Cenę płotki przyjęto za bazę i nadano wagę 1

więc analiza wpływu rozmaitych charakterystyk środowiskowych jeziora na zmiany udziału masy odłowów ważnych gospodarczo ryb w wielkości odłowów ryb ogó-

przeobrażaniu wagi rozpatrywanego elementu struktury.

Ważnym i koniecznym rozstrzygnięciem wydaje się wskazanie charakterystyk siedliskowych

Tabela 1. Wagi znaczenia gospodarczego poszczególnych gatunków ryb odławianych w Jeziorze Charzykowskim

Gatunek ryb	Waga znaczenia gospodarczego
1	2
Płoc (Rutilus rutilus)	1
Leszcz (Abramis brama)	1,7
Krap (Blicca bjoerkna)	0,5
Sielawa (Coregonus albula)	3,9
Sieja (Coregonus lavaretus)	5
Szczupak (Esox lucius)	8,3
Węgorz (Anguilla anguilla)	45

źródło: obliczenia własne

łem oraz na zmienność frakcji odłowów poszczególnych gatunków ryb ważonych wskaźnikiem znaczenia gospodarczego w ogólnej dochodowości poławianych ryb w rozpatrywanym zbiorniku. Racje ekonomiczne przemawiają bowiem za tym, aby poszukiwać stymulatorów i hamulców rozwoju gospodarki rybackiej.

Proporcje poszczególnych elementów, tworzących strukturę odłowów ryb, zmieniają się w czasie. Można przypuszczać, że zmienność składowych wielkości odłowów warunkowana jest wieloma różnymi czynnikami o charakterze środowiskowym. Klasyczna analiza modelowa wpływu ważnych zmiennych na wybrany element odłowów pozwala ustosunkować się jedynie do oceny oddziaływania każdej z nich na rozmiary tej składowej wielkości odłowów. Badanie takie nie stwarza jednak warunków do bezpośredniego wskazania zmiany rangi danego elementu w całości odłowów, ani też roli poszczególnych czynników w takim

sprzyjających wzrostowi proporcji odłowów danego gatunku ryb w masie ich odłowów ogółem lub też przyczyn powodujących zmniejszanie się rozważanej frakcji. Analiza taka wskaże też cechy środowiska neutralne, o których hipotetycznie sądziło się, że aktywnie uczestniczą w zmianach struktury odłowów ryb. Poznanie stymulatorów, hamulców i obojętnych czynników zmian proporcji poszczególnych elementów odłowów w ich całości ma duże znaczenie poznawcze i decyzyjne, niezależnie od sposobów zarządzania gospodarką jeziora.

W tym miejscu pojawia się zagadnienie: jak badać tego rodzaju problemy empiryczne? Na postawione wyżej pytania chcemy odpowiedzieć w niniejszym artykule.

Metoda analizy zmian strukturalnych w gospodarce rybackiej

Nie wnikając w tradycyjne metody analizy zmian strukturalnych warto wskazać, że miara udziału elementu w całości (czyli wskaźnik struktury) należy do klasy tzw. zmiennych ograniczonych, których wartości liczbowe mieszczą się w przedziale (0,1) lub (0,100) (%). Zmienne te tworzą bardziej ogólną klasę dwustronnie ograniczonych zmiennych endogenicznych (Y) charakteryzujących się tym, że ich obserwacje mieszczą się w przedziale $y_t \in [y_{\min}^*; y_{\max}^*]$, przy czym y_{\min}^* - jest najniższą możliwą wielkością zmiennej ograniczonej, natomiast y_{\max}^* stanowi maksymalną wielkość obserwacji na tej zmiennej.

Zmienne dokładnie ograniczone posiadają szereg wad, które utrudniają wykorzystywanie ich w modelu ekonometrycznym w charakterze zmiennych endogenicznych. Z tego względu postuluje się stosowanie odpowiednich przekształceń takich zmiennych, pozwalających na uniknięcie niedostatków zmiennej ograniczonej. Łatwo wykazać, że dowolną dwustronnie ograniczoną zmienną przekształcić można w zmienną z przedziału prawdopodobieństwa. Wystarczy wykonać następującą transformację:

gdzie:

y_t - obserwacja po przekształceniu należąca do przedziału (0,1),

y_t^* - obserwacja przed przekształceniem

$$y_t = \frac{y_t^* - y_{\min}^*}{y_{\max}^* - y_{\min}^*}$$

W niniejszej pracy skoncentrujemy się na transformacji podstawowej ($y_t^{(p)}$), będącej bezpośrednim przekształceniem dwustronnie ograniczonej zmiennej zależnej. Przekształcenie pod-

¹ dr Marek A. Ramczyk, Wydział Budownictwa i Inżynierii Środowiska, Uniwersytet Technologiczno-Przyrodniczy w Bydgoszczy

² dr Czesław Giryń, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Technologiczno - Przyrodniczy w Bydgoszczy, oraz Bydgoska Szkoła Wyższa w Bydgoszczy

³ doc. dr inż. Zbigniew Borowski, Bydgoska Szkoła Wyższa w Bydgoszczy

stawowe obliczać będziemy według wzoru:

„Rozciąga” ono obserwacje y_t^* z przedziału $[y_{\min}^*; y_{\max}^*]$, w wielkości mieszczące się w przedziale $\{y_t^{(p)} \in [0; +\infty]\}$.

Przekształcenie podstawowe ($y_t^{(p)}$) prawdopodobieństwa cha-

$$y_t^{(p)} = \frac{y_t}{1 - y_t}.$$

rakteryzuje się zatem tym, że obserwacje $y_t^{(p)}$ są nieujemne. Wielkości $y_t^{(p)}$ tworzą jednostronnie ograniczoną zmienną endogeniczną, wskutek czego zachowują się identycznie, jak większość zmiennych ekonomicznych, np. koszty, wielkość produkcji, zatrudnienie, zasoby majątku trwałego, wydajność pracy itd. Zmienną endogeniczną modelu ekonometrycznego w formie podstawowej transformacji dokładnie ograniczonej zmiennej posiada analogiczne właściwości, jak inne nieujemne zmienne ekonomiczne. Oznacza to, że przekształcenie podstawowe pod względem liczbowym nie odbiega więc od znacznej części zmiennych ekonomicznych. Posiada właściwość niezmienności względem ograniczonej zmiennej zależnej, przez co w miarę łatwa jest interpretacja jego zmienności.

Można wykazać, że transformacja podstawowa jest odpowiednia dla dowolnej dwustronnie ograniczonej zmiennej endogenicznej. Podstawiając w miejsce y_t z równania wielkości y_t^* , y_{\max}^* oraz y_{\min}^* , otrzymamy podstawowe przekształcenie każdej dwustronnie ograniczonej zmiennej zależnej (y_t^*):

Jeśli istnieje potrzeba uzyskania wartości obserwacji y_t^* na podstawie wielkości transformacji podstawowej, to istnieje prosty ogólny sposób obliczeń:

Jerzy W. Wiśniewski w artykule [5] specyfikuje najważniejsze zalety podstawowej transformacji

$$y_t^{(p)} = \frac{y_t^* - y_{\min}^*}{y_{\max}^* - y_t^*}.$$

ograniczonej zmiennej endogenicznej. Zaliczyć do nich można:

- Obserwacje $y_t^{(p)}$ stają się liczbami nieujemnymi, czyli upodabniają się do typowych

$$y_t^* = \frac{y_t^{(p)} y_{\max}^* + y_{\min}^*}{1 + y_t^{(p)}}$$

zmiennych ekonomicznych, jak np.: koszty, produkcja, zatrudnienie itp.

- Uwzględnia ona zwiększanie się trudności zbliżania się obserwacji do granicy y_{\max}^* , posiadając w tym względzie właściwość np. funkcji logistycznej.
- Posiada większą dyspersję od wielu innych przekształceń zmiennej ograniczonej, np. probitowego czy logitowego.
- Powoduje porównywalność wyników modelowania do rozmaitych dwustronnie ograniczonych zmiennych endogenicznych, spełniając rolę analogiczną do standaryzacji zmiennej losowej.
- Szczególnie dobre rezultaty osiąga się w przypadku, gdy większość obserwacji osiąga wartości powyżej środka przedziału zmienności, tj. jeśli $y_t^* \in [(y_{\min}^* + y_{\max}^*)/2, y_{\max}^*]$, wówczas wielkości transformacji mieszczą się w granicach $y_t^{(p)} \in [0, +\infty]$.
- W sytuacji koncentrowania się obserwacji y_t^* poniżej środka przedziału zmienności $y_t^* \in [y_{\min}^*, (y_{\min}^* + y_{\max}^*)/2]$, transformacja podstawowa daje obserwacje należące do przedziału $y_t^{(p)} \in [0, 1]$. Wówczas można zastosować alternatywę przekształcenia podstawowego $y_t^{(ap)}$ o postaci:
- Transformacja logitowa nie może być traktowana jako zupełnie nowe przekształcenie ograniczonej zmiennej endoge-

$$y_t^{(ap)} = \frac{1}{y_t^{(p)}} = \frac{y_{\max}^* - y_t^*}{y_t^* - y_{\min}^*}$$

nicznej. Pozwala ona jedynie na rozpatrzenie potęgowo-wykładniczego modelu ekonometrycznego z podstawową transformacją takiej zmiennej. Znaczącą zaletą takiego modelu multipikatywnego jest jednoznaczna interpretowalność jego parametrów strukturalnych.

Zarówno udział masy odłowów różnych gatunków ryb w wielkości odławianych ryb ogółem, jak i udział dochodowości odłowów poszczególnych populacji ryb w ekonomicznej efektywności gospodarki rybackiej wyrażone są wskaźnikami struktury, który należy do klasy dwustronnie ograniczonych zmiennych. Wynika z tego, że $y_{\min}^* = 0$, natomiast $y_{\max}^* = 100\%$. W tej sytuacji podstawowa transformacja wskaźnika struktury będzie miała postać:

Instrumentem analizy zmian strukturalnych w gospodarce rybackiej będzie liniowy model ekonometryczny o postaci:

gdzie:

$y_{it}^{(p)}$ - zmienna endogeniczna modelu ekonometrycznego w formie podstawowej transformacji dokładnie ograniczonej zmiennej, oznaczająca udział i-tego efektu działalności gospodarczej w glo-

$$y_t^{(p)} = \frac{y_t}{100 - y_t}.$$

balnej efektywności jeziora w okresie t,

$x(j=1, \dots, k)$ - obserwacje na zmiennych egzogenicznych, wy-

$$y_t^{(p)} = \sum_{j=0}^k \alpha_j X_j + \eta_t \quad (i=1, \dots, G \text{ oraz } t=1, \dots, n)$$

rażające wielkości charakterystyk środowiska spośród k rozważanych w okresie t,

α_{ij} - parametry strukturalne modelu będące miarami jednostkowego wpływu każdej z charakterystyk środowiskowych na udział rozważanego i-tego rezultatu gospodarowania w ekonomice jeziora,

η_{ti} - składnik losowy i-tego równania,

i - numer równania, liczba równań modelu,

G - liczba równań modelu,

n - liczba obserwacji.

W dalszym ciągu pracy przedmiotem rozważań będzie empiryczna analiza dwóch wariantów zmian strukturalnych w gospodarce Jeziora Charzykowskiego przy pomocy modelu ekonometrycznego z podstawową transformacją ograniczonej zmiennej endogenicznej.

Skonstruowano zatem empiryczny liniowy model ekonometryczny typu (1.7) składający się z G równań stochastycznych, opisujący zmienność struktury odłowów ryb w Jeziorze Charzykowskim. Celem konstrukcji modelu jest poznanie statystycznej oceny oddziaływania różnych sekwencji czynników środowiskowych na zmiany struktury naturalnej i gospodarczej odłowów ryb w analizowanym zbiorniku wodnym. Szacowano parametry dwóch wariantów równań dla każdej ze zmiennych endogenicznych w zależności od stopnia agregacji zmiennych o charakterze środowiskowym, tzn. w kontekście ich zróżnicowania w strefie powierzchniowej i poblizu dna jeziora. Estymację poszczególnych równań przeprowadzono na podstawie kwartalnych danych statystycznych. Procedura szacowania modelu typu (1.7) oparta została na analogicznych zasadach jak dla opublikowanego wcześniej modelu efektywności gospodarki rybackiej.

W równaniach empirycznych ekonometrycznego modelu wpływu zmian jakości wód jeziornych na zmiany struktury odłowów ryb w Jeziorze Charzykowskim wystąpiły identyczne, co w modelu efektywności

gospodarki rybackiej tego akwenu, zmienne egzogeniczne, reprezentujące warunki środowiskowe jeziora. Każda z tych zmiennych okazała się statystycznie istotna w wielu równaniach. Zmienne endogeniczne modelu (1.7) odzwierciedlają zaś transformacje podstawowe poszczególnych wskaźników struktury naturalnej i gospodarczej odłowów ryb. Zamiennymi endogenicznymi modelu ekonometrycznego są więc:

$UODPŁ_t^{(p)}$ - udział masy odłowów płoci w ogólnej masie odłowów ryb w formie transformacji podstawowej,

$UODL_t^{(p)}$ - transformacja podstawowa udziału masy połowów leszcza w całości masy odłowów ryb,

$UODK_t^{(p)}$ - proporcja rozmiarów odłowów krapia w ogólnej wielkości odłowów ryb w formie przekształcenia podstawowego,

$UODSL_t^{(p)}$ - przekształcenie podstawowe frakcji masy odłowów sielawy w globalnej masie połowów ryb,

$UODSJ_t^{(p)}$ - transformacja podstawowa udziału rozmiarów odłowów siei w całkowitych odłowach ryb,

$UODW_t^{(p)}$ - transformacja podstawowa proporcji wielkości odłowów węgorza w ogólnej masie połowów ryb,

$UODSZ_t^{(p)}$ - udział masy połowów szczupaka w masie odławianych ryb ogółem w formie przekształcenia podstawowego,

$UODPŁW_t^{(p)}$ - udział wartości odłowów *Rutilus rutilus* w ogólnej wartości odłowionych ryb w formie transformacji podstawowej,

$UODLW_t^{(p)}$ - przekształcenie podstawowe frakcji wartości odłowów *Abramis bjoerkna* w całkowitej wartości poławianych ryb,

$UODKW_t^{(p)}$ - transformacja podstawowa proporcji wielkości *Blicca bjoerkana* w całkowitej wartości odłowów ryb,

$UODSLW_t^{(p)}$ - udział wartości odłowów *Coregonus albula* w wartości odłowionych ryb ogółem w postaci transformacji pod-

stawowej,

$UODSJW_t^{(p)}$ - przekształcenie podstawowe udziału odłowów *Coregonus lavaretus* w odłowach ryb ogółem (w ujęciu wartościowym),

$UODWW_t^{(p)}$ - frakcja wartości odłowów *Anguilla anguilla* w wartości odłowów ryb ogółem w postaci transformacji podstawowej,

$UODSZW_t^{(p)}$ - transformacja podstawowa udziału wartości odłowów *Esox lucius* w wartości całości odłowionych ryb.

Rezultaty empiryczne modelowania ekonometrycznego zmian struktury odłowów ryb pod wpływem zmian jakości wody przedstawiono poniżej.

Empiryczne równania zmian struktury naturalnej odłowów ryb

W pierwszej kolejności zaprezentowane zostaną wyniki oszacowań parametrów strukturalnych równań opisujących oddziaływanie wielu zróżnicowanych charakterystyk środowiska jeziornego na zmienność udziału masy odłowów ważnych gospodarczo gatunków ryb w całości ich odłowów w Jeziorze Charzykowskim przy dwojakim sposobie ujęcia zbioru zmiennych środowiskowych.

Rezultaty estymacji równań opisujących strukturę masy odłowów ryb w zależności od zmian charakterystyk jakości wody epilimnionu Jeziora Charzykowskiego przedstawiono w tabeli 2. Zwraca uwagę dość znaczne rozproszenie zmiennych wpływających istotnie na zmienność udziału masy odłowów poszczególnych ważnych ekonomicznie gatunków ryb w wielkości odłowów ryb ogółem. Można wskazać w tym zakresie sytuacje skrajne. W empirycznym równaniu opisującym transformację podstawową udziału masy odłowów płotki w ogólnej masie odłowów ryb istotne w sensie kryteriów statystycznych okazały się prawie wszystkie zmienne egzogeniczne,

odzwierciedlające warunki środowiskowe w epilimnionie. Natomiast w przypadku równania opisującego przekształcenie podstawowe frakcji masy odłowów *Coregonus albula* w globalnej wielkości odłowów ryb istotna statystycznie okazała się tylko jedna zmienna egzogeniczna – $PEL_t^{(p)}$, przy czym stopień wyjaśnienia zmienności zmiennej $UODSL_t^{(p)}$ wynosi zaledwie 14,18 %.

Drugą znaną właściwością rezultatów modelowania jest umożliwienie wskazania zmiennych sprzyjających wzrostowi proporcji masy odłowów danego gatunku w ich całości lub też przyczyn powodujących zmniejszenie się rozważanej frakcji. Możliwe jest również rozstrzygnięcie, które zmienne mają charakter neutralny. Znajomość stymulatorów, hamulców i obojętnych czynników zmian danych wskaźników struktury ma duże znaczenie w gospodarowaniu jeziorem. Stymulatorami wzrostu udziału masy odłowów *Rutilus rutilus* w odłowach ryb ogółem w obserwowanym zakresie zmienności były prawie wszystkie istotne statystyczne zmienne egzogeniczne. Wyjątek stanowią zmienne: $U_t - 1$, $TW_t^{(p)}$ i $PEL_t^{(p)}$, które hamowały w okresie próby rozpatrywany wskaźnik struktury. Prędkość wiatru, temperatura powietrza, zawartość azotu mineralnego w wodzie epilimnionu oraz stężenie magnezu przy powierzchni lustra wody jeziora okazały się z kolei zmiennymi obojętnymi dla zmian proporcji masy odłowów płotki w całości odłowów ryb. Tabela 2 ujawnia brak stymulatorów wzrostu udziału połowów gatunku *Abramis brama* w odłowach ryb ogółem oraz znaczną liczbę zmiennych egzogenicznych neutralnych z punktu widzenia zmian wskaźnika struktury. Natomiast jego wzrost hamowany jest przez nadmierne wartości obserwacji zmiennych: temperatura wody powierzchniowej, zawartość tlenu rozpuszczonego w epilimnionie, przewodność elektroli-

tyczna właściwa epilimnionu i stężenie azotu mineralnego w wodzie powierzchniowej jeziora. Analizując wyniki estymacji równań opisujących udział masy odłowów krapia w odłowach ryb ogółem można zauważyć znaczną liczbę zmiennych obojętnych dla tego wskaźnika struktury. Spośród istotnych statystycznie zmiennych egzogenicznych zdecydowana większość (oprócz zmiennej $CL_t^{(p)}$) ma charakter stymulatorów zwiększania frakcji masy odłowów *Blicca bjoerkna* w odłowach globalnych. W przypadku zmiennej $UODSL_t^{(p)}$ wielkości zanieczyszczeń wody powierzchniowej Jeziora Charzykowskiego w obserwowanym przedziale zmienności odgrywały jeszcze niewielką rolę. Były one neutralne (oprócz zmiennej $PEL_t^{(p)}$) dla zmian udziału masy odłowów *Coregonus albula* w całości połowów ryb. Można jednocześnie zauważyć, że w empirycznych równaniach $UODSJ_t^{(p)}$, $UODW_t^{(p)}$ i $UODSZ_t^{(p)}$ większość ocen parametrów strukturalnych stojących przy istotnych statystycznie zmiennych egzogenicznych jest ujemna. Oznacza to, że zwiększenie stopnia zanieczyszczenia wód jeziornych negatywnie wpływa na proporcje masy odłowów siei, węgorza i szczupaka w wielkości odłowionych ryb ogółem. Przyrosty wartości obserwacji zmiennych endogenicznych, wyrażających stan czystości jeziora, hamowały bowiem w obserwowanym zakresie zmienności zmiennych modelu zwiększanie wielkości rozpatrywanych wskaźników struktury.

Ciekawe wydają się wnioski wynikające z powyższych rezultatów modelowania ekonometrycznego. Wiadomo, że płoć i krap nie mają w ogólności wysokich wymagań w stosunku do czystości wody jeziornej. Stąd obserwowane w okresie próby wartości zanieczyszczeń wody były jeszcze na takim poziomie, który sprzyjał wzrostowi proporcji wielkości odłowów *Rutilus rutilus* i stymulował zwiększanie frakcji masy

połowów *Blicca bjoerkna*. Z kolei sielawa, sieja, węgorz i szczupak wymagają wód lepszych jakościowo. O ile wartości zmiennych egzogenicznych, odzwierciedlających warunki siedliskowe epilimnionu, były jeszcze neutralne w obserwowanym zakresie zmienności zmiennych modelu dla zmienności udziału masy odłowów sielawy w połowach ryb ogółem, o tyle dla populacji siei, węgorza i szczupaka okazały się już zbyt wysokie. Powodowały bowiem zmniejszenie w ogólnej masie odłowów ryb: frakcji masy odłowów siei, proporcji rozmiarów połowów węgorza i udziału wielkości odłowów szczupaka. Odmierna odporność różnych gatunków ryb na zwiększanie zawartości w wodzie epilimnionu rozmaitych substancji powodowała więc w okresie próby następującą sytuację: z przyrostem stopnia zanieczyszczenia wody jeziornej zmniejszał się udział gatunków wymagających wód czystych, a wzrastała populacja ryb bardziej odpornych na zanieczyszczenia. Jest to przejaw występowania swego rodzaju konkurencji między gatunkami o dużych wymaganiach środowiskowych i gatunkami znoszącymi gorsze warunki siedliskowe.

Inną właściwością rezultatów modelowania transformacji $y_t^{(p)}$ struktury rozmiarów odłowów ryb w zależności od zmian warunków środowiskowych Jeziora Charzykowskiego jest bardzo niski stopień wyjaśnienia zmienności $UODSL_t^{(p)}$ ($R^2 = 14,18\%$) oraz znacznie niższy – zważywszy na zbliżone wymagania środowiskowe – stopień wyjaśnienia zmienności $UODL_t^{(p)}$ i $UODK_t^{(p)}$ (R^2 równe odpowiednio 51,62% i 69,23%) w porównaniu z $UODPL_t^{(p)}$ ($R^2 = 87,23\%$). Spośród zmiennych egzogenicznych tylko $TR_t^{(p)}$ jest statystycznie istotna dla wskaźników struktury odłowów rozpatrywanych ryb karpio-watych, przy czym kierunek oddziaływania tej zmiennej jest zróżnicowany.

Warto też dodać, że za wspólną determinantę struktury

Tabela 2. Wyniki oszacowań równań opisujących strukturę masy odłowów ryb w zależności od zmian charakterystyk jakości wody epilimnionu Jeziora Charzykowskiego (transformacja podstawowa)

Zmienne endogeniczne	Ocenę parametrów strukturalnych przy zmiennych egzogenicznych $x_{t,j}$ ($j=1,\dots,19$)							
	statystyki t – Studenta (t_j)							
Zmienne egzogeniczne	UODPŁ _t (ρ)	UODL _t (ρ)	UODK _t (ρ)	UODSL _t (ρ)	UODSJ _t (ρ)	UODW _t (ρ)	UODSZ _t (ρ)	
	1	2	3	4	5	6	7	8
U_{t-1}	-0,007 (2,636)	0	0	0	0	0,0003 (1,897)	0,001 (2,297)	0
O_{t-1}	0,050 (4,077)	0	0	0,942 (3,942)	0	0,002 (4,272)	0	0
PW_{t-1}	0	0	0	0,299 (3,406)	0	0	0	-0,037 (3,809)
TP_{t-1}	0	0	0	0	0	0	-0,035 (2,722)	0
WW_t	0,323 (3,329)	0	0	0,011 (3,276)	0	-0,022 (3,156)	0,027 (1,787)	-0,007 (3,765)
KRS_t (ρ)	0,015 (4,699)	0	0	0	0	-0,001 (2,586)	-0,001 (2,997)	0
TW_t (ρ)	-0,443 (3,566)	-0,044 (4,126)	0	0	0	-0,013 (2,575)	0	-0,002 (2,14)
TR_t (ρ)	1,889 (4,456)	-0,033 (3,491)	0,025 (3,935)	0	0	0	-0,139 (3,444)	0
PEL_t (ρ)	-0,029 (3,678)	-0,005 (4,098)	0	0	0,003 (3,991)	0,001 (1,286)	0,002 (1,465)	0
FF_t (ρ)	6,622 (2,673)	0	0,327 (3,599)	0	0	-0,285 (2,238)	0	0
$NMIN_t$ (ρ)	0	-0,305 (2,441)	0	0	0	0	0	0
NOG_t (ρ)	2,498 (4,445)	0	0	0	0	0	-0,124 (2,498)	0
$BZTS_t$ (ρ)	0,240 (1,740)	0	0	0	0	0	-0,032 (2,062)	0,004 (2,027)
CL_t (ρ)	1,052 (3,790)	0	-0,039 (3,146)	0	0	0	-0,068 (2,931)	0,008 (3,956)
OW_t (ρ)	1,765 (2,469)	0	0,126 (3,684)	0	0	0	0	-0,023 (2,144)
CA_t (ρ)	0,305 (4,790)	0	0,009 (2,027)	0	0	0	-0,014 (2,044)	0
MG_t (ρ)	0	0	0	0	0	0	0,016 (2,370)	-0,002 (2,494)
$TWOG_t$ (ρ)	1,669 (3,895)	0	0	0	0	-0,015 (1,571)	-0,117 (2,892)	0
$PZOS_t$ (ρ)	0,230 (4,145)	0	0,006 (2,123)	0	0	-0,005 (2,125)	-0,010 (2,610)	0
R^2	0,8723	0,5162	0,6923	0,1418	0,8113	0,7130	0,6687	
$\hat{\alpha}_\eta$	0,9393	0,3315	0,1024	0,3528	0,0759	0,1456	0,0192	
DW	2,4040	2,4600	1,8680	2,6210	2,7910	2,1500	2,4920	
$\hat{\rho}_1$	-0,2816	-0,2518	0,0646	-0,3492	-0,4273	-0,1023	-0,3631	

źródło: obliczenia własne

odłowów ryb głąbielowych (*Coregonus albula* i *Coregonus lavaretus*) w Jeziorze Charzykowskim uznać można jedynie zmienną $PEL_t^{(p)}$ - przewodność elektrolityczną właściwą wód epilimnionu.

Z kolei przedstawione zostaną wyniki oszacowań równań opisujących transformację ($y_t^{(p)}$) udziału masy odłowów: płotki, leszcza, krąpia, sielawy, siei, węgorza i szczupaka w całkowitej wielkości połowów ryb w zależności od zmian czynników środowiskowych hipolimnionu Jeziora

Charzykowskiego. Rezultaty te zestawiono w tabeli 3. W równaniach $UODPŁ_t^{(p)}$, $UODL_t^{(p)}$, $UODK_t^{(p)}$, $UODSL_t^{(p)}$, $UODSJ_t^{(p)}$, $UODW_t^{(p)}$ i $UODSZ_t^{(p)}$ generalnie wystąpiło znacznie więcej – rezultatami porównaniu z rezultatami modelowania ekonometrycznego zawartymi w tabeli 2 – istotnych w sensie statystycznym zmiennych egzogenicznych. Tym samym obserwuje się mniej charakterystyk wody hipolimnionu neutralnych dla transformacji podstawowych wyróżnionych wskaźników struktury. Można

przyjąć, iż sytuacja taka wynika z większego zanieczyszczenia wód przydennych rozpatrywanego akwenu. Większe – w porównaniu z wodami powierzchniowymi jeziora – stężenia różnego rodzaju zanieczyszczeń w warstwie przydennej zbiornika sprzyjają bowiem eskalacji oddziaływania na zmienne endogeniczne.

Zwraca uwagę znaczna liczba stymulatorów wzrostu proporcji masy odłowów krąpia w rozmiarach połowów ryb ogółem. Przyrost transformacji podstawowej tego wskaźnika struktury hamowany był natomiast w obserwowanym zakresie zmienności przez nadmierne stężenie chlorków w strefie przydennej jeziora i zbyt wysoką zawartość substancji organicznej w osadach dennych. Bardziej zanieczyszczone wody hipolimnionu Jeziora Charzykowskiego (krąp znosi także takie wody) były więc jeszcze w okresie próby korzystne dla wskaźnika udziału odłowów *Blicca bjoerkna* w globalnych rozmiarach odłowów ryb. Na podstawie powyższej analizy można stwierdzić, że interpretacje wyników zaprezentowanych w tabelach 2 i 3 dla $UODK_t^{(p)}$ są podobne. Oznacza to, że zmiany jakości wody Jeziora Charzykowskiego w okresie próby sprzyjały wzrostowi populacji gatunku *Blicca bjoerkna*, generalnie bardziej odpornego na wzrost zanieczyszczeń wody.

W przypadku zmiennych $UODPŁ_t^{(p)}$ i $UODL_t^{(p)}$ interpretacja wyników modelowania jest już odmienna. Wśród istotnych statystycznie zmiennych egzogenicznych równania opisującego transformację ($y_t^{(p)}$) frakcji masy odłowów płoci w ogólnych odłowach ryb wskazać można zarówno czynniki sprzyjające wzrostowi powyższego wskaźnika struktury, jak i przyczyny powodujące zmniejszanie się rozważanej frakcji. Dla udziału masy odłowów leszcza w wielkości odłowów ryb ogółem zaistniała zaś sytuacja skrajnie odmienna w porównaniu z równaniem empirycznym opisującym zmienność

udziału rozmiarów odłowów *Rutilus rutilus* w całości połowów ryb. Równanie $UODL_t^{(p)}$ pokazuje bowiem, że zdecydowana większość zmiennych egzogenicznych istotnych w sensie statystycznym uczestniczy jako hamulec w zmianach struktury odłowów gatunku *Abramis brama*. Symptodem tej sytuacji były już wyniki modelowania $UODL_t^{(p)}$ zawarte w tabeli 2.

Powstaje zatem pytanie o przyczyny takiego zróżnicowania wpływu czynników środowiskowych na transformację podstawową wskaźników udziału masy odłowów rozpatrywanych ryb karpioatych w połowach ryb ogółem. Można przypuszczać, że wynika ono z podobnych wymagań leszcza, płotki i krapia dotyczących jakości wody. Obserwowany wzrost zanieczyszczenia wód jeziornych przy zbliżonych wymaganiach siedliskowych tych gatunków ryb może wywoływać między nimi rodzaj konkurencji, wpływającej negatywnie na rozwój niektórych z tych populacji. Wskazują na to wyraźnie uzyskane wyniki empiryczne. Przykładowo w równaniu $UODL_t^{(p)}$ ocena parametru strukturalnego przy zmiennej $CL_t^{(d)}$ jest dodatnia, natomiast w równaniu $UODP_t^{(p)}$ i $UODK_t^{(p)}$ szacunki parametrów a_{ij} przy zmiennej reprezentującej zawartość chlorków w hipolimnionie są ujemne.

Warto też podkreślić, że spośród zmiennych egzogenicznych tylko $CL_t^{(d)}$, $OW_t^{(d)}$, $MG_t^{(d)}$, $TWOG_t^{(d)}$, $PZOS_t^{(d)}$, $PZOOD_t^{(d)}$, TP_{t-1} i WW_{t-1} są statystycznie istotne w kształtowaniu udziałów masy odłowów każdej z analizowanych ryb karpioatych w masie odłowów ogółem, przy czym kierunek oddziaływania żadnej z nich nie jest jednakowy dla wszystkich tych wskaźników struktury.

Tabela 3 uwidacznia również, że stosunkowo duża liczba istotnych statystycznie zmiennych egzogenicznych w obserwowanym przedziale zmienności wpływała w ogólności hamująco na trans-

Tabela 3. Rezultaty estymacji równań opisujących udział masy odłowów poszczególnych gatunków ryb w odłowach ryb ogółem w zależności od zmian charakterystyk środowiskowych hipolimnionu J. Charzykowskiego (transformacja podstawowa)

Zmienne endogene-niczne	Oceny parametrów strukturalnych przy zmiennych egzogenicznych $x_{t,j}$ ($j=1,\dots,19$)							
	statystyki t – Studenta (t_j)							
	$UODP_t^{(p)}$	$UODL_t^{(p)}$	$UODK_t^{(p)}$	$UODSL_t^{(p)}$	$UODSJ_t^{(p)}$	$UODW_t^{(p)}$	$UODSZ_t^{(p)}$	
	1	2	3	4	5	6	7	8
U_{t-1}	-0,011 (3,048)	0	0	-0,002 (0,689)	0,001 (4,529)	0,001 (2,297)	0	
O_{t-1}	0,026 (3,595)	-0,003 (3,738)	0	-0,008 (3,868)	0,001 (2,197)	0,001 (1,194)	-0,0001 (3,350)	
PW_{t-1}	0,740 (1,259)	0	0,165 (3,044)	0	0,056 (1,492)	0	-0,021 (3,000)	
TP_{t-1}	-0,314 (3,607)	-0,049 (3,525)	0,0009 (3,670)	0,114 (3,352)	0	-0,025 (2,485)	0	
WW_t	0,630 (6,126)	-0,074 (3,411)	0,023 (3,839)	0	0	0	-0,005 (2,590)	
$TW_t^{(d)}$	-0,622 (5,179)	0	0	0,048 (3,697)	0	0	0	
$TR_t^{(d)}$	0	-0,070 (3,320)	0,040 (3,831)	0,073 (3,159)	0	-0,018 (1,357)	0	
$PEL_t^{(d)}$	0	0	0	0	0	0	0	
$FF_t^{(d)}$	0	0	0,227 (3,871)	0,866 (3,098)	-0,441 (5,319)	0	0	
$NMNI_t^{(d)}$	0	0,199 (2,098)	0	-0,220 (2,211)	0	0,058 (1,339)	0	
$NOG_t^{(d)}$	-0,266 (1,612)	0	0,063 (3,387)	0	-0,063 (4,575)	0	0	
$BZT5_t^{(d)}$	0	-0,106 (3,417)	0,030 (3,363)	0,106 (3,100)	-0,018 (2,384)	-0,050 (2,434)	0,004 (3,811)	
$CL_t^{(d)}$	-0,375 (2,475)	0,165 (3,428)	0 (3,272)	0	0	0,028 (1,849)	0	
$OW_t^{(d)}$	2,755 (4,445)	-0,376 (3,623)	0,175 (3,244)	-0,274 (3,377)	-0,122 (2,751)	0	-0,027 (3,303)	
$CA_t^{(d)}$	0	-0,034 (2,584)	0,007 (3,691)	0,032 (2,412)	0,008 (2,279)	0	0 (2,281)	
$MG_t^{(d)}$	0,233 (5,348)	-0,032 (3,844)	0,006 (3,477)	-0,045 (3,384)	-0,011 (3,510)	0	-0,002 (3,107)	
$TWOG_t^{(d)}$	-1,498 (3,137)	0,109 (2,623)	0,034 (2,484)	0	-0,021 (2,269)	0	-0,004 (3,610)	
$PZOS_t^{(d)}$	0,128 (4,555)	-0,018 (3,478)	0,009 (3,354)	0	-0,005 (2,978)	-0,004 (1,244)	-0,001 (3,377)	
$PZOOD_t^{(d)}$	-0,671 (3,518)	0,134 (2,105)	-0,024 (3,346)	0,101 (3,935)	0,017 (1,338)	0,095 (4,907)	0	
R^2	0,8617	0,8278	0,8520	0,7193	0,8851	0,5743	0,6319	
$\hat{\alpha}_{11}$	0,8923	0,2616	0,0856	0,2741	0,0657	0,1490	0,0214	
DW	2,4040	2,3070	2,3750	5,4410	2,5050	2,1500	2,3580	
$\hat{\rho}_1$	-0,1615	-0,1896	-0,2895	-0,2476	-0,2776	-0,2679	-0,2105	

źródło: obliczenia własne

formacje podstawowe udziałów masy odłowów ryb głabielowatych i ryb drapieżnych w ogólnej masie połowów ryb w Jeziorze Charzykowskim. Zwraca zwłaszcza uwagę znaczną liczbę – w porównaniu z wynikami estymacji równania $UODSL_t^{(p)}$, zamieszczonymi w tabeli 2 – czynników wpływających istotnie na zmienność udziału masy połowów *Coregonus albula* w odłowach ryb ogółem.

Gatunki: *Coregonus albula*, *Coregonus lavaretus*, *Anguilla anguilla* i *Esox lucius* cechują się mniejszą wytrzymałością na za-

nieczyszczenia niż rozpatrywane gatunki ryb z rodziny karpioatych (*Rutilus rutilus*, *Abramis brama* i *Blicca bjoerkna*). W warunkach obserwowanego w okresie próby wzrostu zanieczyszczenia hipolimnionu analizowanego jeziora staje się zrozumiałe zmniejszanie się frakcji masy odłowów ryb głabielowatych i drapieżnych w wielkości odłowów całkowitych. Oczywiście tym samym sprzyja to przyrostowi populacji ryb bardziej odpornych na gorszą jakość wody. Rezultaty estymacji równań: $UODSL_t^{(p)}$, $UODSJ_t^{(p)}$, $UODW_t^{(p)}$ i $UODSZ_t^{(p)}$ potwier-

dzają więc wcześniejszy wniosek, że w przypadku Jeziora Charzykowskiego pogarszanie się jakości wody powoduje zmniejszanie udziałów masy odłowów sielawy, siei, węgorza i szczupaka (czyli gatunków mających wysokie wymagania w stosunku do czystości wody) w odłowach globalnych, a wzrost frakcji masy odłowów gatunków bardziej odpornych na zanieczyszczenia wody, zwłaszcza *Blicca bjoerkna*, w mniejszym stopniu *Rutilus rutilus*. Zauważa się przy tym jednocześnie występowanie swoistej konkurencji między gatunkami ryb z rodziny karpowatych. Objawia się ona szczególnie przyrostem frakcji masy odłowów krapia w ogólnej masie połowów ryb kosztem spadku wskaźnika udziału rozmiarów połowów leszcza w globalnej masie odławianych ryb.

Analiza wpływu czynników środowiskowych na transformacje podstawowe udziałów masy odłowów rozpatrywanych gatunków ryb w wielkości ogółem odłowów uwidacznia, że żadna ze zmiennych istotnie statystycznie nie wpływa w okresie próby na wszystkie wyróżnione wskaźniki struktury naturalnej. Co najwyżej wskazać można – podobnie jak w przypadku ryb z rodziny karpowatych - wspólne determinanty struktury odłowów analizowanych ryb drapieżnych i siejowatych. Są nimi zmienne: O_{t-1} i $BZT5_t^{(d)}$. Zauważa się też, że zmienna $PEL_t^{(d)}$ nie oddziaływała w sensie kryteriów statystycznych w obserwowanym przedziale zmienności na żaden z rozpatrywanych wskaźników struktury naturalnej odłowów ryb.

W równaniach struktury masy odłowów ryb w zależności od warunków środowiskowych hipolimnionu Jeziora Charzykowskiego zauważyć można wyższy – w porównaniu z empirycznymi równaniami struktury rozmiarów odłowów ryb w zależności od jakości wody warstwy powierzchniowej tego akwenu – stopień wyjaśnienia zmiennych: $UODL_t^{(p)}$, $UODK_t^{(p)}$,

$UODSL_t^{(p)}$ i $UODSJ_t^{(p)}$.

Porównanie rezultatów empirycznych modelowania ekonometrycznego zamieszczonych w tabelach 2 i 3 nasuwa interesujący wniosek. Znacznie większa liczba statystycznie istotnych zmiennych egzogenicznych w równaniach opisujących strukturę masy odłowów ryb w zależności od jakości wody hipolimnionie niż w równaniach opisujących wskaźniki struktury rozmiarów połowów ryb w zależności od miar stanu zanieczyszczenia epilimnionu świadczy – jak się wydaje – warunków większym wpływie warunków siedliskowych strefy przydennej Jeziora Charzykowskiego na transformacje podstawowe rozpatrywanych aspektów struktury gospodarki rybackiej.

Empiryczne równania zmian struktury gospodarczej odławianych ryb

Na tym etapie postępowania badawczego w pierwszej kolejności oszacowano równania opisujące zmienność struktury gospodarczej odłowów ryb w Jeziorze Charzykowskim w zależności od warunków środowiskowych tego zbiornika. Otrzymane wyniki prezentuje tabela 4. Uwidacznia ona – podobnie jak tabela 2 – wyraźne rozproszenie czynników wpływających istotnie na zmiany udziału dochodowości odłowów rozpatrywanych gatunków ryb w dochodowości odłowów ryb ogółem. Zauważyć można przy tym, że liczba istotnych statystycznie zmiennych egzogenicznych jest w większości przypadków wyższa w równaniach struktury odłowów tych gatunków ryb, których wskaźnik znaczenia gospodarczego ma wyższą wartość empiryczną. Może to oznaczać, że cenniejsze (dające większe korzyści ekonomiczne) gatunki ryb poławiane w Jeziorze Charzykowskim są bardziej wrażliwe na zanieczyszczenia niż po-

spolite w wodach tego akwenu ryby z rodziny karpowatych (zwłaszcza *Rutilus rutilus* i *Blicca bjoerkna*).

W równaniu $UODPŁW_t^{(p)}$ dostrzegamy statystyczną istotność tylko dwóch zmiennych egzogenicznych: $KRS_t^{(p)}$ i $OW_t^{(p)}$. Pierwsza z nich w obserwowanym przedziale zmienności powodowała zmniejszanie się frakcji dochodowości odłowów płoci w ogólnej dochodowości odłowów ryb. Natomiast ocena parametru strukturalnego przy zmiennej odzwierciedlającej odczyn wody epilimnionu Jeziora Charzykowskiego jest dodatnia. Oznacza to, że pH wody powierzchniowej rozpatrywanego jeziora było czynnikiem sprzyjającym wzrostowi proporcji dochodowości odłowów *Rutilus rutilus*. Analizowane równanie wskazuje też, że pozostałe zmienne egzogeniczne są czynnikami neutralnymi dla zmian tego wskaźnika struktury gospodarczej odłowów ryb. O ile czynniki środowiskowe epilimnionu w znacznym stopniu oddziaływały na zmienność udziału masy połowów płoci w ogólnych odłowach ryb (czyli na zmiany wskaźnika struktury naturalnej odłowów płoci), o tyle w znikomym stopniu wpływały one na zmienność wskaźnika struktury gospodarczej odłowów *Rutilus rutilus*.

Z rubryki 3 tabeli 4 wynika, że w kształtowaniu zmienności udziału odłowów leszcza (ważnego wskaźnikiem rangi gospodarczej) w ogólnej dochodowości poławianych ryb decydującą rolę odgrywają opady atmosferyczne opóźnione o kwartał, zawartość tlenu rozpuszczonego, stężenie fosforu fosforanowego, zawartość azotu mineralnego, stężenie wszystkich form azotu w wodzie, zawartość chlorków, zawartość magnezu, stężenie wapnia, twardość ogólna wody i zawartość substancji organicznej w suchej masie sestonu. Te składowe wyjaśniają ponad 81% zmienności rozpatrywanego aspektu struktury gospodarczej odławianych

Tabela 4. Wyniki oszacowań równań wpływu zmian jakości wód warstwy powierzchniowej Jeziora Charzykowskiego na strukturę gospodarczą odławianych ryb (transformacja podstawowa)

Zmienne endogeniczne	Oceny parametrów strukturalnych przy zmiennych egzogenicznych $x_{t,j}$ ($j=1,\dots,19$)							
	statystyki t – Studenta (t_j)							
Zmienne egzogeniczne	UODPŁW _t ^(p)	UODLW _t ^(p)	UODKW _t ^(p)	UODSLW _t ^(p)	UODSJW _t ^(p)	UODWW _t ^(p)	UODSZW _t ^(p)	
	1	2	3	4	5	6	7	8
U_{t-1}	0	0	0	0,002 (0,502)	0	0,022 (2,353)	-0,001 (0,700)	
O_{t-1}	0	-0,005 (2,689)	-0,00015 (0,107)	0,005 (0,825)	0	0	0,002 (0,891)	
PW_{t-1}	0	0	0,019 (0,622)	0	0,044 (1,645)	0	-0,168 (4,205)	
TP_{t-1}	0	0	0,002 (0,098)	-0,096 (2,397)	0,013 (0,351)	-0,893 (3,018)	0,019 (0,671)	
WW_t	0	0	0	0,123 (2,761)	-0,012 (2,510)	0,500 (2,208)	-0,007 (0,261)	
KRS_t ^(p)	-0,328 (1,829)	0	-0,00004 (0,216)	0	-0,011 (2,995)	-0,018 (3,058)	0,00047 (0,268)	
TW_t ^(p)	0	0	0	0	-0,015 (2,575)	0	-0,040 (0,272)	
TR_t ^(p)	0	-0,433 (0,128)	0,022 (0,182)	0	0,026 (3,368)	-0,139 (3,302)	0,137 (0,140)	
PEL_t ^(p)	0	0	0	0	0	0,025 (1,290)	0	
FF_t ^(p)	0	-3,263 (4,809)	0,035 (0,243)	-0,764 (0,866)	-0,212 (1,970)	0	0,245 (1,505)	
$NMIN_t$ ^(p)	0	-0,445 (0,802)	0	0,294 (0,727)	0	0	0	
NOG_t ^(p)	0	-0,452 (0,386)	0	0	0,033 (2,267)	1,375 (2,158)	0,127 (0,794)	
$BZTS_t$ ^(p)	0	0	0	-0,154 (0,681)	0	-0,820 (2,222)	0,016 (0,848)	
CL_t ^(p)	0	-0,183 (0,265)	-0,006 (0,925)	0	0	-0,931 (1,922)	0,038 (0,429)	
OW_t ^(p)	0,242 (1,611)	0	0,013 (0,396)	0	0,045 (1,406)	0	-0,095 (0,350)	
CA_t ^(p)	0	-0,064 (0,916)	0	0	0,002 (1,292)	-0,156 (1,497)	-0,025 (0,655)	
MG_t ^(p)	0	0,066 (0,244)	0	0,047 (0,506)	-0,004 (1,749)	0,244 (2,396)	0	
$TWOG_t$ ^(p)	0	-0,326 (0,725)	0	0	0,031 (0,590)	-0,589 (2,610)	0,089 (0,385)	
$PZOS_t$ ^(p)	0	-0,036 (0,153)	0	0	0	-0,119 (2,045)	0,021 (0,782)	
R^2	0,3760	0,8128	0,7402	0,5060	0,8216	0,7624	0,9507	
$\hat{\alpha}_\eta$	0,3351	0,3821	0,0080	0,4378	0,0435	2,1464	0,0562	
DW	2,2230	3,0260	1,4500	2,2280	1,9240	1,9920	2,5480	
$\hat{\rho}_1$	-0,1253	-0,3426	0,2742	-0,1484	-0,0022	-0,0346	-0,3525	

źródło: obliczenia własne

ryb w Jeziorze Charzykowskim. Należy jednak zauważyć, iż w okresie próby prawie wszystkie powyższe zmienne (z wyjątkiem $MG_t^{(p)}$) miały charakter hamulca udziału gospodarczego odłowów leszcza w ogólnej dochodowości odłowów ryb.

Zmienność wskaźnika udziału dochodowości odłowów krapia w całkowitej dochodowości odławianych ryb wyrażona transformacją podstawową wywołana była w obserwowanym przedziale zmienności zmiennych wartościami obserwacji odczynu wody

epilimnionu, zawartością chloroków w warstwie powierzchniowej jeziora, stężeniem fosforu fosforanowego przy powierzchni akwenu, zawartością tlenu rozpuszczonego w epilimnionie, przezroczystością wody oraz oddziaływaniem zmiennych o charakterze klimatycznym: TP_{t-1} , PW_{t-1} i O_{t-1} . Analizowane równanie wyjaśnia ponad 71% zmienności całkowitej przekształcenia podstawowego $UODKW_t^{(p)}$.

Dość liczny zbiór stymulatorów zmiennej $UODPŁW_t^{(p)}$ przy równoczesnym hamującym wpły-

wie znacznej liczby istotnych statystycznie zmiennych o charakterze środowiskowym na udział gospodarczy odłowów leszcza w dochodowości ogółem połowów ryb jest – jak można przypuszczać – przejawem tzw. zjawiska konkurencji wśród tych gatunków ryb. Blicca bjoerkna i Abramis brama charakteryzują się zbliżonymi wymogami dotyczącymi jakości środowiska, w którym przebywają. Stąd gatunki te powinny podobnie reagować na zanieczyszczenie toni wodnej analizowanego jeziora. Okazuje się jednak, że istnieje zapewne swoista walka leszcza i krapia o pokarm i siedlisko w zanieczyszczonej wodzie jeziornej. Populacja leszcza „przegrywa” – jak dowodzą wyniki empiryczne – ten rodzaj konkurencji.

Tabela 4 ujawnia również, że rezultaty szacowania równań $UODSLW_t^{(p)}$ i $UODSJW_t^{(p)}$ pozwalają sformułować następujący pogląd: spośród istotnych statystycznie zmiennych egzogenicznych przeważają takie, które sprzyjają zwiększaniu frakcji połowów sielawy i siei (ważonych średnią ceną zbytu z okresu bazowego) w ogólnej dochodowości odławianych ryb. Podobną konkluzję można zaryzykować w odniesieniu do wskaźnika udziału dochodowości odłowów szczupaka. Natomiast w równaniu transformacji podstawowej udziału dochodowości odłowów Anguilla anguilla w całkowitej dochodowości odłowów ryb 8 spośród 13 istotnych w sensie statystycznym zmiennych egzogenicznych hamuje wzrost tego wskaźnika struktury.

Z analizy rezultatów modelowania ekonometrycznego zawartych w tabeli 3 wynika, że nie można generalnie potwierdzić wniosków sformułowanych w oparciu o analizę zmian struktury naturalnej odłowów ryb w Jeziorze Charzykowskim, tzn. wyniki empiryczne nie potwierdziły, że z przyrostem zanieczyszczeń wzrasta populacja gatunków o niższych wymaganiach w stosunku do jakości wody, a maleje

proporcja ryb cenniejszych gospodarczo, ale wrażliwszych na gorszą czystość wody. Oznacza to, że ważenie masy odłowów poszczególnych gatunków ryb ich wskaźnikiem znaczenia gospodarczego „łagodzi” ostrość tego typu zależności.

Pamiętajmy jednak, że analiza dotyczyła zmian struktury gospodarczej odłowów ryb Jeziora Charzykowskiego w zależności od cech klimatu i jakości wody epilimnionu tego akwenu. A właśnie warstwa powierzchniowa rozpatrywanego jeziora zawiera wody lepszej jakości. Zastanówmy się zatem nad interpretacją wpływu gorszych jakościowo wód hipolimnionu na zmienność struktury gospodarczej odłowów ryb analizowanego zbiornika wodnego. Równania zmian struktury gospodarczej odłowów ryb w zależności od warunków środowiskowych hipolimnionu nieco lepiej opisują strukturę gospodarczą odłowów ryb Jeziora Charzykowskiego niż równania zmian tego typu struktury w kontekście cech siedliska epilimnionu. Rezultaty obliczeń zamieszczone są w tabeli 5. Zwracają uwagę wyższe (oprócz równań $UODWW_t^{(p)}$ i $UODSZW_t^{(p)}$) wartości współczynników korelacji wielorakiej. Wynika z tego, że stopień wyjaśnienia transformacji podstawowej udziałów dochodowości odłowów rozważanych gatunków ryb w ich dochodowości ogółem zwiększał się w porównaniu z analogicznymi rezultatami zawartymi w tabeli 3. Świadczy to być może o tym, że wyższe wartości obserwacji substancji zanieczyszczających przy dnie jeziora wyraźniej determinowały strukturę gospodarczą odłowów ryb w obserwowanym przedziale zmienności zmiennych modelu.

Godna uwagi jest również znacznie większa w ogólności – w porównaniu z równaniami opisującymi oddziaływanie zmian czystości wód epilimnionu na strukturę gospodarczą odławianych ryb – liczba istotnych w sensie statystycznym zmien-

nych egzogenicznych. Sugeruje to również, iż warunki siedliskowe w hipolimnionie generalnie w większym stopniu – niż jakość wody epilimnionu – determinują strukturę dochodowości odłowów ryb w J. Charzykowskim. Analiza wpływu czynników na transformacje podstawowe udziałów dochodowości odłowów ważnych gospodarczo gatunków ryb w dochodowości ogólnej połowów ryb uwidacznia jednak, że żadna z rozpatrywanych zmiennych nie wpływa na wszystkie analizowane wskaźniki struktury odłowów ryb. Można natomiast wskazać czynniki, które determinują strukturę gospodarczą odłowów populacji o zbliżonych wymaganiach środowiskowych. W przypadku płoci, leszcza i krąpia są to: temperatura powietrza z kwartalnym opóźnieniem, wymiana wody, zawartość azotu ogólnego, stężenie wapnia, twardość ogólna wody i zawartość substancji organicznej w suchej masie osadu dennego, przy czym za w miarę stabilną determinantę struktury gospodarczej odłowów ryb karpiowatych uznać można tylko $CA_t^{(p)}$. W każdym z równań struktury gospodarczej odłowów rozpatrywanych ryb głabielowatych (*Coregonus albula* i *Coregonus lavaretus*) wystąpiły zmienne: U_{t-1} , O_{t-1} , $NOG_t^{(d)}$, $BZT5_t^{(d)}$, $OW_t^{(d)}$, $MG_t^{(d)}$ i $TWOG_t^{(d)}$. Stabilnymi determinantami tego rodzaju struktury okazały się jednak w okresie próby tylko: odczyn wody hipolimnionu, zawartość magnezu w warstwie przydennej jeziora, twardość ogólna wód hipolimnionu oraz zmienne o charakterze klimatycznym. Natomiast w równaniach $UODWW_t^{(p)}$ i $UODSZW_t^{(p)}$ wspólnymi czynnikami kształtującymi strukturę dochodowości odłowów gatunków *Anguilla anguilla* i *Esox lucius* są: TP_{t-1} , $TW_t^{(d)}$, $TR_t^{(d)}$, $PEL_t^{(d)}$, $NOG_t^{(d)}$, $PZOS_t^{(d)}$ oraz $PZOOD_t^{(d)}$. Za w miarę trwałą determinantę powyższej struktury nie można jednak uznać żadnego z nich.

Poza tym wyniki empiryczne zamieszczone w tabeli 5 potwier-

dzają częściowo wnioski wynikające z rezultatów modelowania zawartych w tabelach 2 i 3. Ujawniają one bowiem, że wzrost zawartości substancji zanieczyszczających w hipolimnionie J. Charzykowskiego powoduje w zasadzie zwiększanie się wskaźnika udziału dochodowości odłowów gatunku *Blicca bjoerkna* w dochodowości całkowitej odłowów, a także spadek proporcji odłowów (ważonej wskaźnikiem rangi gospodarczej) gatunku *Coregonus lavaretus* w ogólnej dochodowości odłowów ryb. Oznacza to, że udział dochodowości odłowów cennej sieci zmniejsza się w stopniu uzależnionym od natężenia wzrostu poziomu zanieczyszczeń wód hipolimnionu. Zależność powyższa jest też symptomem rodzaju konkurencji między populacjami krapia i siei.

Łatwo zauważyć, że w obserwowanym zakresie zmienności zmiennych nie następował generalnie zarówno wzrost udziału dochodowości odłowów płoci i leszcza w ogólnej dochodowości odłowów ryb, jak i zwiększanie się proporcji dochodowości połowów sielawy, szczupaka i węgorza w rozpatrywanym aspekcie struktury. W przypadku powyższych gatunków ryb część charakterystyk środowiskowych stymulowała wskaźniki struktury gospodarczej ich odłowów, a zbliżona liczba cech siedliskowych hamowała analizowane aspekty struktury gospodarcze odłowów ryb.

Wyniki empiryczne wskazują, że większość miar zanieczyszczenia wód powoduje zmiany struktury odłowów ryb w obu opcjach badawczych. Przy czym widać wyraźnie, że zwiększenie stopnia zanieczyszczenia jeziora sprzyja powiększaniu proporcji odłowów gatunków dających mniejsze korzyści ekonomiczne, a hamuje wzrost frakcji połowów gatunków cenniejszych gospodarczo. Tym samym działalność ograniczająca zanieczyszczenia jeziora sprzyja zwiększeniu udziału gatunków zdecydowanie bardziej efektywnych ekonomicznie. Warto jed-

Tabela 5. Wyniki estymacji równań opisujących oddziaływanie zmian czystości wód warstwy przydennej Jeziora Charzykowskiego na strukturę dochodowości odławianych ryb (przekształcenie podstawowe)

Zmienne endogene	Oceny parametrów strukturalnych przy zmiennych egzogenicznych $x_{t,j}$ ($j=1,\dots,19$)						
	statystyki t – Studenta (t_j)						
Zmienne egzogeniczne	UODPLW _t (d)	UODLW _t (d)	UODKW _t (d)	UODSLW _t (d)	UODSJV _t (d)	UODWVW _t (d)	UODSZW _t (d)
	1	2	3	4	5	6	7
U_{t-1}	0,003 (3,444)	-0,003 (2,334)	0	0,003 (2,858)	0,0004 (4,324)	0	0,0004 (2,264)
O_{t-1}	0,006 (3,815)	-0,003 (2,829)	0	0,008 (2,799)	0,0003 (1,475)	0	0,006 (3,356)
PW_{t-1}	0,213 (1,611)	0	0,011 (2,843)	-0,031 (2,510)	0	0	-0,128 (2,696)
TP_{t-1}	-0,067 (3,625)	0,041 (2,352)	0,002 (2,995)	0,142 (4,307)	0	-0,436 (3,536)	0,014 (2,716)
WW_t	0,143 (6,359)	-0,169 (4,460)	0,003 (3,191)	0	0	0	0
$TW_{t(d)}$	-0,166 (2,475)	-0,089 (2,492)	0	0,060 (2,346)	0	0,323 (1,343)	-0,025 (2,686)
$TR_{t(d)}$	0	-0,105 (2,274)	0,004 (4,947)	0,087 (2,364)	0	-0,320 (1,477)	0,025 (2,801)
$PEL_{t(d)}$	0,002 (1,454)	0	0	0	0,00026 (1,033)	-0,026 (1,745)	0,001 (2,356)
$FF_{t(d)}$	0	0,863 (2,674)	0,015 (2,674)	0	-0,163 (3,499)	4,398 (2,068)	0
$NMIN_{t(d)}$	0	0	0	-0,208 (2,196)	0	0	0
$NOG_{t(d)}$	-0,111 (3,003)	-0,181 (2,193)	0,002 (4,456)	0,103 (2,987)	-0,032 (3,921)	0,678 (1,626)	0
$BZT5_{t(d)}$	0	0	0,002 (2,075)	0,160 (4,445)	-0,014 (2,785)	0	0,015 (4,491)
$CL_{t(d)}$	-0,127 (3,416)	0	0,003 (2,595)	0	0,011 (1,736)	0	-0,042 (2,718)
$OW_{t(d)}$	0,792 (5,135)	0	0,019 (4,789)	-0,304 (4,788)	-0,031 (1,599)	0	0
$CA_{t(d)}$	-0,018 (1,656)	-0,033 (2,178)	-0,00044 (3,324)	0,023 (1,979)	0	0,157 (1,629)	0
$MG_{t(d)}$	0,062 (5,601)	0	0,001 (4,101)	-0,045 (3,384)	-0,003 (1,985)	0	-0,005 (2,599)
$TWOG_{t(d)}$	-1,125 (3,511)	0,148 (2,930)	0,003 (2,795)	-0,065 (2,706)	0,011 (1,706)	0	-0,024 (2,776)
$PZOS_{t(d)}$	0,036 (5,448)	0	0,001 (4,150)	0	-0,0003 (3,715)	-0,107 (1,500)	-0,007 (2,290)
$PZOOD_{t(d)}$	-0,192 (4,088)	0,191 (2,491)	-0,005 (3,689)	0	-0,007 (1,196)	1,063 (2,690)	-0,049 (2,825)
R^2	0,9144	0,8409	0,8931	0,7083	0,8884	0,5338	0,8468
$\hat{\alpha}_\eta$	0,1882	0,3645	0,0064	0,2491	0,0344	2,3076	0,0839
DW	2,6230	2,3340	1,9930	2,1440	2,4540	2,1390	2,3340
$\hat{\rho}_1$	-0,3192	-0,1762	-0,0080	-0,1012	-0,2334	-0,0731	-0,2723

źródło: obliczenia własne

nak podkreślić, iż powyższe zależności są wyraźniej widoczne w przypadku równań opisujących wpływ czynników siedliska na strukturę naturalną odłowów ryb niż w równaniach wpływu tych czynników na strukturę gospodarczą rozpatrywanego aspektu działalności rybackiej. Tego typu zmiany strukturalne świadczą więc o swoistej konkurencji między gatunkami ryb o odmiennych wymaganiach środowiskowych, chociaż rezultaty empiryczne modelowania ekonometrycznego sugerują istnienie tego rodzaju konkurencji również w grupie ryb o zbliżonych potrzebach dotyczą-

cych jakości siedliska. Sytuacja taka determinuje zatem charakter skutków w gospodarce rybackiej J. Charzykowskiego. Z punktu widzenia zmian struktury populacji ryb w Jeziorze Charzykowskim w obserwowanym przedziale zmienności zmiennych modelu istnieją też czynniki neutralne, które potencjalnie uznawano za aktywnie uczestniczące w zmianach wskaźników struktury odłowów ryb.

Znamienną właściwością rezultatów modelowania jest też generalnie wyższy stopień wyjaśnienia zmienności struk-

tury naturalnej odłowów ryb niż struktury gospodarczej tego efektu gospodarki rybackiej. Większy jest też wpływ czynników środowiskowych warstwy przydennej jeziora – w porównaniu z tymi elementami warstwy powierzchniowej – na oba warianty rozpatrywanej struktury odłowów ryb.

Skonstruowany liniowy ekonometryczny model wpływu zmian jakości wód jeziornych na zmiany struktury odłowów ryb jest stabilny dla warunków z okresu próby. Metoda badawcza i wyniki empiryczne skłaniać powinny do ich kontynuowania. Dalsze badania winny koncentrować się na charakterze zmian struktury połowów ryb w warunkach ograniczenia dopływu zanieczyszczeń do Jeziora Charzykowskiego.

Problem tego typu badań jest również niezwykle ważny przy ewentualnym wykorzystaniu ich wyników dla potrzeb ochrony środowiska przy wykorzystaniu odpowiednich narzędzi ekonomicznych.

Streszczenie

Model ekonometryczny może być precyzyjnym narzędziem do analizy wpływu pogorszenia środowiska naturalnego na efekty zarządzania. W pracy przedstawiono wyniki badań w zakresie wpływu zanieczyszczenia wód jeziora na skutki gospodarki rybnej. Zostały wykonane modele gospodarczo - ekologiczne, tłumaczące zmiany efektów ekonomicznych połowów w jeziorach w warunkach wzrostu zanieczyszczenia wody i optymalnego poziomu zawartości różnych substancji w wodzie jeziora, z punktu widzenia gospodarki rybnej. Zaproponowane procedury optymalizacji mogą być ważnym narzędziem do programowania efektywności gospodarki rybnej w warunkach utrzymania równowagi ekologicznej.

ECONOMETRIC MODELING OF THE STRUCTURE OF THE CATCHES OF FISH FOR THE LOGISTICS AND MANAGEMENT OF THE FISHING LAKES. METHODOLOGICAL AND EMPIRICAL ISSUES

Summary

The econometric model can be a precise instrument for the analysis of an impact of the natural environment deterioration on management effects. This work presents the results of research in the field of an impact of lake water pollution on the effects of the fishery management. The economic – ecological models have been constructed, explaining changes of economic effects of the lake fishery in the conditions of an increasing water pollution and optimal levels of content of different substances in lake

water, from the point of view of the fishery management.

The proposed optimisation procedure could be a significant tool for programming an efficiency of the fishery management in the conditions of maintaining the ecological equilibrium.

Literatura

- [1] Ramczyk M. A., „Ekonometryczna analiza skutków zmian jakości wód jeziornych na przykładzie gospodarki rybackiej”, Toruń, 1990 (praca doktorska, maszynopis).
- [2] Wiśniewska G., Wiśniewski J. W., „Uwarunkowania zmian struktury produkcji budowlanej”, „Wiadomości Statystyczne”, 1989, nr 5.
- [3] Wiśniewski J. W., „Ekonometryczne badanie zjawisk jakościowych”, UMK, Toruń, 1986.
- [4] Wiśniewski J. W., „Prognozowanie ograniczonej zmiennej endogenicznej”, AUNC, Ekonomia 20, Toruń, 1989.
- [5] Wiśniewski J. W., „Uwagi o logitowej transformacji ograniczonej zmiennej endogenicznej w dynamicznym mod-

elu ekonometrycznym”, „Wiadomości Statystyczne”, 1989, nr 3.

- [6] Ramczyk M.A., „Ekonometryczny model wpływu zmian jakości wód jeziornych na zmiany struktury odłowów ryb. Zagadnienia metodyczne”, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Nr 320, Prace Katedry Ekonometrii i Statystyki, Nr 11, 2001.
- [7] Giryn C., Ramczyk M. A., „Instrumenty ekonomiczne stosowane w ochronie środowiska przyrodniczego” [w:] „III Międzynarodowa konferencja procesorów energii Eco-Euro-Energia”, 7-8 czerwca 2006, Bydgoszcz, 2006.