

Jacek Welc

WYKORZYSTANIE MODELU EKONOMETRYCZNEGO W PROGNOZOWANIU CEN SUROWCÓW W PRZEMYŚLE TEKSTYLNYM

1. Wstęp

Skuteczne zarządzanie przedsiębiorstwem w burzliwym otoczeniu wymaga narzędzi umożliwiających antycypację tendencji rynkowych. Dysponowanie wiarygodnymi prognozami zmian cen surowców zużywanych w produkcji zmniejsza ryzyko działalności przedsiębiorstwa oraz umożliwia podejmowanie działań zmierzających do minimalizacji wpływu niekorzystnych zmian cen na koszty działalności operacyjnej. Celem niniejszego artykułu jest zaprezentowanie możliwości wykorzystania klasycznego jednorównaniowego modelu ekonometrycznego do prognozowania cen surowców do produkcji w przemyśle tekstylnym. Zaprezentowany model ma na celu predykcję z półrocznym wyprzedzeniem poziomu cen importowanego włókna lnianego, używanego w procesie produkcji w Zakładach Lniarskich „Orzeł” SA w Mysłakowicach.

W pierwszej części pracy opisano procedurę budowy modelu. Następnie zaprezentowano skonstruowany model oraz zweryfikowano jego zdolności prognostyczne.

2. Procedura budowy modelu

Zmienną objaśnianą modelu jest cena importowanego włókna lnianego, używanego w procesie produkcji w Zakładach Lniarskich „Orzeł” SA. Cenę tę wyrażono w złotych za 1 kg włókna. Dostępny szereg obserwacji zmiennej objaśnianej obejmował okres od stycznia 2001 do czerwca 2003 (42 obserwacje).

Jako potencjalne zmienne objaśniające zbadano opóźnione wartości zmiennej endogenicznej, opóźnione ceny zużytego włókna krajowego oraz indeksy cen arty-

kułów tekstylnych. Pomimo iż „Orzeł” importuje włókno pochodzenia europejskiego, ze względu na dostępność danych statystycznych wykorzystano indeksy cen tekstyliów w Stanach Zjednoczonych, ponieważ w tym kraju są dostępne szczegółowe szeregi czasowe wchodzące w skład indeksu cen producenta w części dotyczącej tekstyliów. Jeżeli ceny surowców tekstylnych podlegają prawu jednej ceny światowej, indeksy dla jednego kraju mogą zawierać pewną zdolność do prognozowania cen w innych krajach. Przeanalizowano trzydzieści trzy zagregowane i szczegółowe wskaźniki cen odzieży, konfekcji, bielizny, tkanin, włókien, nici oraz tekstylnych artykułów wykończenia wnętrz. Wykorzystano indeksy nie oczyszczone z wahań sezonowych. Dane te zaczerpnięto ze strony internetowej U.S. Bureau of Labor Statistics.

W pierwszym etapie analizy zbadano współczynniki korelacji liniowej pomiędzy ceną importowanego włókna lnianego a opóźnionymi wartościami poszczególnych kandydatek na zmienne egzogeniczne. Pozwoliło to stwierdzić stopień skorelowania badanych kandydatek ze zmienną objaśnianą. Najkrótsze badane opóźnienie wynosiło jeden miesiąc, najdłuższe zaś – dwanaście miesięcy. Umożliwiło to identyfikację opóźnień, dla których korelacja danej zmiennej ze zmienną objaśnianą jest maksymalna. Bardziej szczegółowej analizie poddano związek pomiędzy zmienną endogeniczną a ceną włókna krajowego. W tym wypadku współczynniki korelacji obliczono dla całej próby oraz krocząco w krótszych podokresach. Pozwoliło to na obserwację zmian w czasie siły badanej zależności oraz opóźnień czasowych.

Analiza korelacyjna indeksów cen tekstyliów w Stanach Zjednoczonych umożliwiła identyfikację tych, które zawierają w sobie pewną zdolność do prognozowania zmian cen importowanego włókna lnianego.

Spośród wszystkich kandydatek na zmienne objaśniające modelu dalszej analizie poddano te, co do których stwierdzono występowanie istotnej korelacji z ceną włókna importowanego. Przyjęto apriorycznie krytyczną wartość bezwzględną współczynnika korelacji na poziomie 0,5, zatem na tym etapie pierwotny zbiór kandydatek na zmienne objaśniające zredukowano do zbioru zmiennych spełniających warunek:

$$\left| r(CIMP_t; X_{n, t-k}) \right| > 0,5,$$

gdzie $\left| r(CIMP_t; X_{n, t-k}) \right|$ – wartość bezwzględna współczynnika korelacji liniowej pomiędzy ceną importowanego włókna lnianego w okresie t a wartością n -tej kandydatki na zmienną objaśniającą, opóźnioną o k miesięcy.

Ponieważ celem budowy modelu jest uzyskanie narzędzia umożliwiającego predykcję zmian ceny włókna importowanego w horyzoncie półrocznym, do dalszej analizy przyjęto tylko te zmienne, z którymi wiąże się istotna korelacja ze zmienną objaśnianą dla opóźnień dłuższych niż pięć miesięcy. Tylko bowiem te

zmienne mają zdolność prognozowania zmiennej egzogenicznej z wyprzedzeniem półrocznym.

W budowanym modelu cena włókna importowanego wyrażona jest w złotych. Ponieważ jednak jej oryginalna cena kwotowana jest w euro, zmiany kursu euro/zł mają wpływ na cenę włókna w walucie krajowej. Sugeruje to włączenie kursu euro/zł do modelu. Na tym etapie analizy postanowiono jednak pominąć kurs walutowy, ponieważ w jego obecności postawienie prognozy sześciomiesięcznej wymagałoby dysponowania wiarygodną prognozą kursu euro/zł z horyzontem sześciomiesięcznym. Zdecydowano się zatem zbudować model bez zmiennej kursowej, a następnie zweryfikować jego zdolności prognostyczne. Jeżeli błędy prognoz okazałyby się zbyt znaczne, wówczas model rozszerzony zostałby o kurs euro/zł.

W celu ostatecznej selekcji potencjalnych zmiennych objaśniających posłużono się procedurą budowy modelu „od ogółu do szczegółu”. W metodzie tej dokonuje się estymacji modelu zawierającego wszystkie kandydatki na zmienne egzogeniczne we wszystkich opóźnieniach, a następnie weryfikuje się ich istotność statystyczną za pomocą testu *t*-Studenta o postaci [Patterson 2000, s. 24]:

$$t = \frac{\beta_n}{\delta(\beta_n)},$$

gdzie: *t* – wartość empiryczna statystyki *t*-Studenta parametru strukturalnego oszacowanego dla *n*-tej zmiennej egzogenicznej,

β_n – wartość parametru strukturalnego oszacowanego dla *n*-tej zmiennej egzogenicznej,

$\delta(\beta_n)$ – wartość standardowego błędu szacunku parametru strukturalnego oszacowanego dla *n*-tej zmiennej egzogenicznej.

W badaniu niniejszym analizę istotności zmiennych przeprowadzano na poziomie istotności 0,05. Spośród nieistotnych zmiennych usunięta zostaje z modelu ta, której wartość statystyki *t*-Studenta jest najniższa. Następnie dokonuje się re-estymacji modelu bez zmiennej wykluczonej i ponownie bada istotność pozostałych zmiennych. Procedura jest kontynuowana do momentu, kiedy w modelu pozostają jedynie zmienne istotne statystycznie.

Pewien problem stanowi potencjalna sezonowość ceny włókna importowanego. Jednak krótka próba statystyczna uniemożliwia dokładną jej analizę. Pomimo to do modelu uzyskanego w wyniku procedury „od ogółu do szczegółu” dodano jedenaście zero-jedynkowych zmiennych sezonowych, odpowiadających miesiącom od stycznia do listopada. Zmienna sezonowa odpowiadająca danemu miesiącowi przyjmuje wartość 1 w tym miesiącu oraz zero w miesiącach pozostałych. Następnie powtórzono procedurę selekcji „od ogółu do szczegółu” w celu eliminacji nieistotnych zmiennych sezonowych. Dzięki temu otrzymano pierwotną wersję modelu.

Ponieważ w badanej zależności mogą zachodzić zmiany strukturalne, następnym etapem była analiza stabilności relacji pomiędzy poszczególnymi zmiennymi

objaśniającymi a zmienną objaśnianą. Dla każdej ze zmiennych modelu (z wyjątkiem zero-jedynkowych zmiennych sezonowych) przeprowadzono sekwencyjny test na zmianę strukturalną¹. W teście tym stabilność relacji pomiędzy zmienną endogeniczną a daną zmienną egzogeniczną bada się poprzez dodanie do modelu dodatkowej zmiennej, której pierwsza obserwacja wynosi zero, następne zaś obserwacje odpowiadają wartościom tej zmiennej egzogenicznej. Dla tej dodatkowej zmiennej oblicza się wartość statystyki *t*-Studenta. Następnie zmienną tę modyfikuje się, zastępując drugą obserwację wartością zero, dokonuje się reestymacji modelu, po czym ponownie oblicza się wartość statystyki *t*-Studenta. Procedurę tę powtarza się do momentu, kiedy wszystkie z wyjątkiem ostatniej obserwacji dodatkowej zmiennej wynoszą zero. Najwyższą spośród istotnych wartości obliczonych statystyk *t*-Studenta wykorzystuje się do lokalizacji miejsca wystąpienia zmiany struktury zależności pomiędzy badaną zmienną egzogeniczną a zmienną endogeniczną. Sekwencyjny test na zmianę strukturalną przeprowadza się dla wszystkich zmiennych mierzalnych modelu. Zmienne dodatkowe o istotnych i najwyższych wartościach statystyki *t*-Studenta włącza się do ostatecznego modelu.

Kolejny etap analizy stanowi weryfikacja otrzymanego modelu. Przeprowadzono test na autokorelację reszt oraz dokonano analizy jakości prognoz pozorowanych. W celu przetestowania autokorelacji reszt oszacowano równanie regresji autokorelacyjnej o postaci:

$$e_t = \lambda_0 + \sum_{k=1}^6 \lambda_k e_{t-k} + \eta_t,$$

gdzie: e_t – odchylenie wartości empirycznej od wartości teoretycznej modelu w okresie t ,

λ_0 – wyraz wolny szacowanej regresji autokorelacyjnej,

λ_k – parametr strukturalny przy k -tym opóźnieniu zmiennej e_t ,

η_t – element losowy szacowanej regresji autokorelacyjnej.

Maksymalne opóźnienie przyjęto apriorycznie na poziomie sześciu miesięcy. Weryfikacja tezy o braku autokorelacji reszt polega na zbadaniu istotności wszystkich zmiennych objaśniających opisanej regresji autokorelacyjnej za pomocą testu mnożnika Lagrange’a o postaci [Charemza, Deadman 1997, s. 84]:

$$LMF = ((T - k)/m)(R/(1 - R)),$$

gdzie: LMF – wartość empiryczna testu mnożnika Lagrange’a,

T – liczba obserwacji estymowanej regresji,

k – liczba wszystkich parametrów strukturalnych estymowanej regresji,

¹ Opis metody zamieścili w swej pracy M.R. Barassi, G.M. Caporale i S.G. Hall [2001, s. 9-10].

m – liczba zmiennych objaśniających estymowanej regresji, dla których przeprowadza się test na łączną istotność,

R – wartość współczynnika determinacji estymowanej regresji.

Jeśli empiryczna wartość testu przekracza wartość teoretyczną odczytaną z tablicy do testu F z $(m, T-k)$ stopniami swobody, należy odrzucić hipotezę o braku autokorelacji reszt. W niniejszym badaniu przyjęto poziom istotności 0,05.

W celu zbadania zdolności predyktywnych modelu sporządzono dwanaście prognoz wygasłych dla okresu lipiec 2002 – czerwiec 2003. Zgodnie z charakterem modelu wszystkie prognozy pozorne mają horyzont półroczny. Oznacza to, iż prognozę na czerwiec 2003 oparto na danych dostępnych w grudniu 2002. Dla otrzymanych prognoz obliczono ich procentowe odchylenia od obserwacji rzeczywistych, wartości bezwzględne tych odchyłeń oraz średni procentowy błąd prognozy.

Zbudowano również predykcje pozorne określające nie poziom przewidywany ceny włókna importowanego, lecz prognozowany kierunek jej zmiany. Jest to uzasadnione tym, że nawet w przypadku modeli, w których odchylenia obserwacji rzeczywistych od prognoz punktowych przyjmują znaczne wartości, często możliwe jest wiarygodne przewidywanie kierunku zmian zmiennej endogenicznej. Posłużono się formułą o postaci:

$$\text{sgn}(CIMP_{t+6}^* - CIMP_t),$$

gdzie: $CIMP_{t+6}^*$ – prognozowana cena importowanego włókna lnianego w okresie $t + 6$,

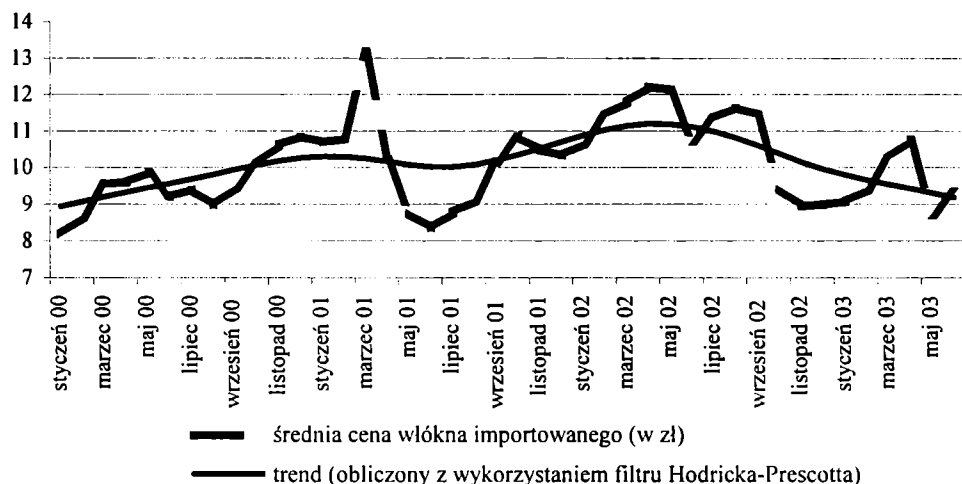
$CIMP_t$ – rzeczywista cena importowanego włókna lnianego w okresie t .

Uzyskane w ten sposób sześciomiesięczne prognozy kierunku zmiany ceny włókna porównano z jej rzeczywistymi zmianami. Estymacji modelu dokonano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów.

3. Otrzymane rezultaty

Rysunek 1 przedstawia kształtowanie się średniej ceny importowanego włókna lnianego zużytego w Zakładach Lniarskich „Orzeł” w okresie styczeń 2001 – czerwiec 2003. Średnia arytmetyczna ceny 1 kg w badanym okresie wynosi 10,10 zł, odchylenie standardowe 1,17 zł, współczynnik zaś zmienności – 11,59%. Wartość współczynnika zmienności w połączeniu z wysokim udziałem kosztów zużycia włókna w kosztach ogółem potwierdza, iż dysponowanie wiarygodną prognozą zmian cen włókna w znacznym stopniu ułatwia przewidywanie operacyjnych kosztów działalności.

Tabela 1 zawiera wartości współczynników korelacji pomiędzy bieżącą ceną importowanego włókna lnianego a opóźnionymi cenami włókna krajowego. Korelacje obliczono dla całej próby oraz dla podokresów obejmujących dwadzieścia



Rys. 1. Średnia cena importowanego włókna lnianego oraz jej trend w okresie styczeń 2000 – czerwiec 2003.

Źródło: Zakłady Lniarskie „Orzeł” SA; obliczenia własne.

Tabela 1. Współczynniki korelacji pomiędzy bieżącą ceną włókna importowanego a opóźnionymi cenami włókna krajowego

Miesiąc	$t-6$	$t-7$	$t-8$	$t-9$	$t-10$	$t-11$	$t-12$
Wrzesień 2002	0,031	0,119	0,406	0,554	0,623	0,654	0,347
Październik 2002	0,129	0,205	0,467	0,599	0,541	0,630	0,308
Listopad 2002	0,357	0,531	0,696	0,845	0,781	0,625	0,530
Grudzień 2002	0,419	0,579	0,758	0,862	0,809	0,661	0,435
Styczeń 2003	0,472	0,601	0,757	0,850	0,806	0,663	0,429
Luty 2003	0,532	0,652	0,769	0,840	0,774	0,659	0,419
Marzec 2003	0,560	0,664	0,767	0,797	0,706	0,573	0,362
Kwiecień 2003	0,599	0,657	0,744	0,757	0,627	0,472	0,234
Maj 2003	0,651	0,703	0,780	0,785	0,679	0,552	0,364
Czerwiec 2003	0,665	0,718	0,791	0,797	0,702	0,588	0,430
Cały okres	0,381	0,436	0,584	0,642	0,567	0,472	0,185

Źródło: Zakłady Lniarskie „Orzeł” SA; obliczenia własne.

miesiący. Ze względu na ograniczoną objętość opracowania w tabeli zaprezentowano rezultaty uzyskane dla całej próby oraz dla dziesięciu ostatnich podokresów. Pierwsza kolumna tabeli zawiera górną granicę analizowanego podokresu. Na przykład ostatni z podokresów, oznaczony w tabeli jako czerwiec 2003, zawiera korelacje pomiędzy ceną włókna importowanego w poszczególnych miesiącach okresu listopad 2001 – czerwiec 2003 a opóźnionymi cenami włókna krajowego. Obserwacja danych z tabeli wskazuje, że istnieje względnie wysoka i stabilna za-

leżność pomiędzy bieżącą ceną włókna importowanego a opóźnionymi o 6, 7, 8, 9, 10 oraz 11 miesięcy cenami włókna krajowego. Współczynniki te wraz z upływem czasu rosną. Dzięki temu rosną zdolności prognostyczne zmian cen włókna krajowego w stosunku do włókna zagranicznego. Ponadto intuicyjnie zgodny wydaje się kierunek (dodatni) stwierdzonej współzależności. Na podstawie tych spostrzeżeń można stwierdzić, iż obserwacja aktualnych zmian cen włókna krajowego może stanowić pomocny wskaźnik w prognozowaniu przyszłych zmian cen włókna importowanego.

Natomiast opóźnione wartości ceny włókna importowanego wykazały istotne korelacje z ceną bieżącą wyłącznie w opóźnieniach nie przekraczających sześciu miesięcy. Dlatego też wyłączono je z dalszej analizy. W opracowaniu zrezygnowano z prezentacji współczynników korelacji pomiędzy nimi.

W następnym etapie obliczono współczynniki korelacji pomiędzy bieżącą ceną włókna importowanego a opóźnionymi wartościami wskaźników cen tekstyliów w Stanach Zjednoczonych. W tabeli 2 przedstawiono rezultaty dla indeksów, w odniesieniu do których stwierdzono występowanie istotnych korelacji z cenami włókna importowanego. Są to ceny tkanin niewykończonych oraz wełny. Obydwa indeksy wykazują istotną statystycznie korelację z ceną importowanego włókna lnianego przy opóźnieniach przekraczających sześć miesięcy.

Tabela 2. Współczynniki korelacji pomiędzy ceną importowanego włókna lnianego a opóźnionymi wartościami indeksów cen tkanin niewykończonych i wełny w Stanach Zjednoczonych

Wyszczególnienie	Opóźnienia w miesiącach						
	$t-6$	$t-7$	$t-8$	$t-9$	$t-10$	$t-11$	$t-12$
Tkaniny niewykończone	0,368	0,466	0,517	0,582	0,574	0,478	0,310
Wełna	0,617	0,467	0,294	0,246	0,164	0,005	0,091

Źródło: Zakłady Lniarskie „Orzeł” SA; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.

W wyniku zastosowania opisaną wcześniej procedurę modelowania „od ogółu do szczegółu” otrzymano model, którego parametry przedstawiono w tab. 3.

Suma parametrów przy zmiennych CKR_{t-7} oraz CKR_{t-8} wynosi 0,917 i wyraża dodatni związek między bieżącą ceną włókna importowanego a opóźnionymi cenami włókna krajowego. Parametr przy zmiennej $WOOL_{t-8}$ jest ujemny, co jest sprzeczne z obliczonymi współczynnikami korelacji pomiędzy ceną włókna importowanego a opóźnionymi cenami wełny w Stanach Zjednoczonych. Ponieważ proste współczynniki korelacji pomijają wpływ innych zmiennych na zmienną objaśnianą, przy interpretacji kierunku zależności pomiędzy ceną włókna importowanego a cenami wełny większą wagę należy przywiązywać do rezultatów analizy regresji. Parametry przy zmiennych $MARZEC$ oraz $KWIECIEŃ$ przyjęły wartości dodatnie, co oznacza, że w miesiącach tych cena włókna importowanego jest zazwyczaj wyższa niż średnio w pozostałych miesiącach roku.

Tabela 3. Rezultaty estymacji modelu

Zmienna objaśniana: cena 1 kg włókna importowanego (w zł)		
Zmienna	Wartość parametru strukturalnego	Statystyka <i>t</i> -Studenta
Wyraz wolny	-88,272	-4,492
CKR_{t-7}	-1,528	-4,041
CKR_{t-8}	2,445	5,868
$WOOL_{t-8}$	-0,206	-3,341
NF_{t-10}	0,865	5,215
MARZEC	1,310	5,620
KWIECIEŃ	1,246	5,168
$CKRWRZ01_{t-7}$	0,252	6,060
$CKRLIS02_{t-8}$	0,330	3,206
$WOOLMAJ01_{t-8}$	0,007	-2,311
Liczba obserwacji = 32, współczynnik determinacji = 0,932, test na autokorelację $F(6; 19) = 4,570$		
Zmienne objaśniające modelu:		
CKR_t – cena 1 kg włókna krajowego zużytego w miesiącu t (w zł),		
MARZEC, KWIECIEŃ – zmienne sezonowe, przyjmujące wartość 1 w miesiącu odpowiadającym nazwie zmiennej oraz wartość zero w miesiącach pozostałych,		
$WOOL_t$ – wartość indeksu cen wełny w Stanach Zjednoczonych w miesiącu t ,		
NF_t – wartość indeksu cen tkanin niewykończonych w Stanach Zjednoczonych w miesiącu t ,		
$CKRWRZ01_{t-7}$ – zmienna odzwierciedlająca zmianę wartości parametru przy zmiennej CKR_{t-7} we wrześniu 2001 r.,		
$CKRLIS02_{t-8}$ – zmienna odzwierciedlająca zmianę wartości parametru przy zmiennej CKR_{t-8} w listopadzie 2002 r.,		
$WOOLMAJ01_{t-8}$ – zmienna odzwierciedlająca zmianę wartości parametru przy zmiennej $WOOL_{t-8}$ w maju 2001 r.		

Źródło: Zakłady Lniarskie „Orzeł” SA; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.

Współczynnik determinacji wynosi 0,932. Oznacza to dobre dopasowanie modelu do danych rzeczywistych.

Wartość statystyki testu F jest statystycznie istotna na poziomie istotności 0,05. Nakazuje to odrzucić hipotezę o braku autokorelacji reszt. Do interpretacji wartości statystyk testu t -Studenta dla zmiennych objaśniających należy zatem podchodzić z ostrożnością. Przyczyną występowania autokorelacji reszt może być brak ważnych zmiennych determinujących ceny włókna.

Tabela 4 prezentuje rzeczywiste ceny importowanego włókna lnianego oraz ich półroczne prognozy wygasłe w okresie lipiec 2002 – czerwiec 2003. Tabela 5 przedstawia prognozy kierunku zmian poziomu ceny włókna importowanego na sześć miesięcy w przyszłość w stosunku do okresu bieżącego. W celu obliczenia prognoz wygasłych dokonano rekursywnej reestymacji modelu. Aby uzyskać predykcję zmiennej endogenicznej w okresie t , dokonano estymacji parametrów modelu na próbie obejmującej obserwacje od okresu 1 do $t-1$ i na podstawie oszacowanych wartości parametrów sporządzono prognozę.

Tabela 4. Ceny rzeczywiste włókna importowanego oraz ich półroczne prognozy

Data wystawienia prognozy	Okres prognozowany	Cena rzeczywista (w zł)	Cena prognozowana (w zł)	Błąd prognozy (w procentach)	Moduł błędu
Styczeń 2002	Lipiec 2002	11,4	11,2	1,2	1,2
Luty 2002	Sierpień 2002	11,6	12,3	-5,1	5,1
Marzec 2002	Wrzesień 2002	11,5	10,5	9,4	9,4
Kwiecień 2002	Październik 2002	9,4	10,4	-9,0	9,0
Maj 2002	Listopad 2002	9,0	8,9	0,6	0,6
Czerwiec 2002	Grudzień 2002	9,0	9,4	-4,5	4,5
Lipiec 2002	Styczeń 2003	9,1	9,1	-0,2	0,2
Sierpień 2002	Luty 2003	9,4	8,9	5,3	5,3
Wrzesień 2002	Marzec 2003	10,3	10,5	-1,9	1,9
Październik 2002	Kwiecień 2003	10,8	10,3	4,1	4,1
Listopad 2002	Maj 2003	8,5	9,3	-6,3	6,3
Grudzień 2002	Czerwiec 2003	9,3	9,2	1,4	1,4
				Błąd średni	4,1

Źródło: Zakłady Lniarskie „Orzeł” SA; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.

Tabela 5. Zmiany rzeczywiste poziomu ceny włókna importowanego oraz zmiany implikowane ze skonstruowanego modelu.

Okres prognozowany*	Rzeczywista zmiana ceny (w zł)	Prognozowana zmiana ceny (w zł)	Rzeczywisty kierunek zmiany ceny	Prognozowany kierunek zmiany ceny
Lipiec 2002	0,7	0,6	wzrost	wzrost
Sierpień 2002	0,2	0,8	wzrost	wzrost
Wrzesień 2002	-0,3	-1,3	spadek	spadek
Październik 2002	-2,8	-1,9	spadek	spadek
Listopad 2002	-3,2	-3,2	spadek	spadek
Grudzień 2002	-1,7	-1,3	spadek	spadek
Styczeń 2003	-2,3	-2,3	spadek	spadek
Luty 2003	-2,3	-2,7	spadek	spadek
Marzec 2003	-1,2	-1,0	spadek	spadek
Kwiecień 2003	1,3	0,9	wzrost	wzrost
Maj 2003	-0,5	0,4	spadek	wzrost
Czerwiec 2003	0,3	0,2	wzrost	wzrost

* Okres, na który postawiono prognozę z wyprzedzeniem sześciomiesięcznym.

Kursywą oznaczono błędne prognozy kierunku zmian ceny włókna importowanego.

Źródło: Zakłady Lniarskie „Orzeł” SA; U.S. Bureau of Labor Statistics; obliczenia własne.

Średni błąd prognoz punktowych w okresie lipiec 2002 – grudzień 2003 wynosi 4,1%. Biorąc pod uwagę sześciomiesięczny horyzont sporządzonych prognoz, należy stwierdzić, że jakość predyktywna modelu jest bardzo dobra. Należy pamiętać, iż do modelu nie włączono zmian kursu euro/zł, wywierających wpływ na cenę włókna importowanego wyrażoną w złotych. Pomimo to model zachował wysokie zdolności prognostyczne. Także prognozy kierunku zmian ceny włókna importowanego

wanego charakteryzują się wysoką jakością. Tylko w jednym przypadku uzyskano predykcję niezgodną co do kierunku z rzeczywistą zmianą ceny włókna.

4. Zakończenie

W artykule zaprezentowano możliwość wykorzystania jednorównaniowego liniowego modelu ekonometrycznego do przewidywania zmian cen surowców w przemyśle tekstylnym. Skonstruowano model, służący predykcji ceny importowanego włókna lnianego, zużywanego w procesie produkcji w Zakładach Lniarskich „Orzeł” SA. Przeprowadzona analiza jakości uzyskanego modelu pozwala stwierdzić, że umożliwia on bardzo dokładne prognozowanie jednego z najistotniejszych czynników determinujących poziom kosztów działalności operacyjnej, czyli ceny zużywanego surowca. Uzyskano zatem narzędzie w znacznym stopniu usprawniające proces planowania i zarządzania kosztami działalności.

Literatura

- Barassi M.R., Caporale G.M., Hall S.G. (2001), *Testing for Changes in the Long-run Causal Structure of Cointegrated Vector Autoregressions*, The University of Birmingham Department of Economics Discussion Papers, wrzesień.
- Charemza W.W., Deadman D.F. (1997), *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Patterson K. (2000), *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, PALGRAVE, New York.

USING ECONOMETRIC MODEL IN FORECASTING PRICES OF RAW MATERIALS IN TEXTILE INDUSTRY

Summary

The paper presents the possibility of building six-months-ahead forecasts of price of imported flax fibre used in production process of Orzeł Linen Mills. To that end the simple econometric model has been constructed. The model includes lagged prices of domestic flax fibre, lagged values of two textile price indexes in United States and two seasonal dummy variables. The model enables prediction of imported flax fibre price with high degree of accuracy.