
A N N A L E S
UNIVERSITATIS MARIAE CURIE-SKŁODOWSKA
LUBLIN – POLONIA

VOL. LV, 1

SECTIO H

2021

JULIA WŁODARCZYK

julia.wlodarczyk@ue.katowice.pl

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach. Kolegium Ekonomii

ul. Bogucicka 3a, 40-226 Katowice, Polska

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-5689-454X>

PAULA MAŁCZĘĆ

paulamalczec@op.pl

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach. Kolegium Ekonomii

ul. Bogucicka 3a, 40-226 Katowice, Polska

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-4780-2724>

KINGA PALA

kinga.pala1313@gmail.com

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach. Kolegium Ekonomii

ul. Bogucicka 3a, 40-226 Katowice, Polska

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-8308-9685>

*Po nitce do kłębka – analiza zmian koniunkturalnych w branży
tekstylno-odzieżowej*

Following the Thread – Analysis of Fluctuations in the Textile and Apparel Industry

Keywords: textile and apparel industry; business climate; textile and apparel market

Słowa kluczowe: branża tekstylna-odzieżowa; klimat koniunktury; rynek tekstylna-odzieżowy

JEL: E32; L67

Propozycja cytowania: Włodarczyk, J., Małczęć, P., & Pala, K. (2021). Po nitce do kłębka – analiza zmian koniunkturalnych w branży tekstylna-odzieżowej. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska, sectio H – Oeconomia*, Vol. 55, No. 1.

Abstract

Theoretical background: The Polish textile and apparel market is one of the biggest and the most dynamically growing markets in Central and Eastern Europe. This industry is characterized by high dynamics of changes, both seasonal and at the business cycle frequency.

Purpose of the article: A synthetic description of the situation in the textile and apparel industry in Poland and its evolution, as well as the assessment of the impact of selected determinants on the business climate indicator in this industry.

Research methods: The article resorts to descriptive analysis based on monthly data on the general economic climate index in the textile, apparel and footwear industry in Poland published by the Central Statistical Office in Poland during the period January 1994 – June 2020, and the vector autoregression model that was used to assess the impact of prices, the general economic situation of companies, sales, inventory, financial situation of companies and unemployment rate to assess the economic situation in the analysed industry. Due to limited data availability for the 1990s, a structural break occurring in January 2006 and the outbreak of the COVID-19 pandemic, the model was estimated for the period 2006–2019.

Main findings: Conducted analysis revealed structural changes occurring in the Polish textile and apparel industry. The period 1994–2005 was characterized by much lower values of the general business climate indicator and much greater variability in terms of seasonality than the later period. The use of VAR(12) model allowed to confirm a negative impact of rising prices and faster growth of the unemployment rate, as well as a positive impact of greater sales and increase in inventory on business climate in the textile and apparel industry. Conducted analysis also demonstrated limitations of forecasting in case of unexpected shocks such as the outbreak of the COVID-19 pandemic.

Abstrakt

Uzasadnienie teoretyczne: Polski rynek tekstylno-odzieżowy jest jednym z największych i najbardziej dynamicznie rosnących rynków w Europie Środkowo-Wschodniej. Branża ta cechuje się wysoką dynamiką zmian, zarówno sezonowych, jak i obserwowanych w skali cyklu koniunkturalnego.

Cel artykułu: Syntetyczna charakterystyka sytuacji w branży tekstylno-odzieżowej w Polsce oraz zmian w niej zachodzących, a także ocena wpływu wybranych determinant na klimat koniunktury w badanej branży.

Metody badawcze: W artykule wykorzystano analizę opisową opartą o dane miesięczne dotyczące wskaźnika ogólnego klimatu koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce, opublikowane przez Główny Urząd Statystyczny za okres styczeń 1994 – czerwiec 2020, a także zastosowano model wektorowej autoregresji do oceny wpływu cen, ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw, ilości sprzedawanych towarów, stanu zapasów towarów, sytuacji finansowej przedsiębiorstw oraz stopy bezrobocia na ocenę koniunktury w badanej branży. Ze względu na ograniczoną dostępność danych z lat dziewięćdziesiątych XX wieku, udokumentowaną przerwę strukturalną (datowaną na styczeń 2006 roku) oraz wybuch pandemii COVID-19 estymację przeprowadzono dla okresu 2006–2019.

Główne wnioski: Przeprowadzona analiza potwierdziła wystąpienie zmian strukturalnych zachodzących w branży tekstylno-odzieżowej w Polsce. Okres 1994–2005 cechował się znacznie niższą średnią wartością wskaźnika ogólnego klimatu koniunktury i dużo większą zmiennością o charakterze sezonowym niż okres późniejszy. Wykorzystanie w analizie modelu VAR(12) pozwoliło na stwierdzenie negatywnego wpływu wzrostu cen oraz przyspieszenia wzrostu bezrobocia, jak również pozytywnego wpływu wzrostu ilości sprzedawanych towarów oraz powiększenia stanu zapasów na koniunkturę w branży tekstylno-odzieżowej. Przeprowadzona analiza pokazała ponadto ograniczenia prognozowania w sytuacji nieprzewidzianych szoków, takich jak wybuch pandemii COVID-19.

Wprowadzenie

Branża tekstylna-odzieżowa odgrywa istotną rolę w gospodarce wielu państw, zarówno pod względem tworzenia wartości dodanej, zatrudnienia, jak i powiązań handlowych z zagranicą. Dzięki globalizacji możliwe było m.in. obniżenie kosztów produkcji tekstyliów i odzieży, jednakże za cenę zwiększonej podatności branży na zjawiska kryzysowe zachodzące w gospodarce światowej.

Dynamika zmian w branży tekstylna-odzieżowej stanowi wymowną ilustrację procesów zachodzących w gospodarce kapitalistycznej, w której wyczerpywanie się możliwości inwestycyjnych może być częściowo przezwyciężane przez wprowadzanie nowych produktów oraz intensywne działania marketingowe ukierunkowane na kreowanie sztucznych potrzeb i tworzenie kultury konsumeryzmu (Bhaduri, 1994, s. 206). Nadmierna konsumpcja, pobudzana przez ciągły napływ nowych kolekcji w duchu koncepcji *fast fashion*, jest również źródłem poważnych problemów środowiskowych, zauważalnych w skali globalnej (Rudnicka & Koszewska, 2020, s. 7).

Przedmiotem niniejszego opracowania jest sytuacja w branży tekstylna-odzieżowej w Polsce, która jest jedną z największych i najbardziej dynamicznie rosnących w Europie Środkowo-Wschodniej (Nosal-Gorzeń & Karasek, 2018). Branża ta cechuje się wysoką dynamiką zmian sezonowych oraz obserwowanych w skali cyklu koniunkturalnego. Celem jest dokonanie syntetycznej charakterystyki sytuacji w branży tekstylna-odzieżowej w Polsce oraz zmian w niej zachodzących, a także oszacowanie wpływu wybranych determinant na ocenę koniunktury w badanej branży.

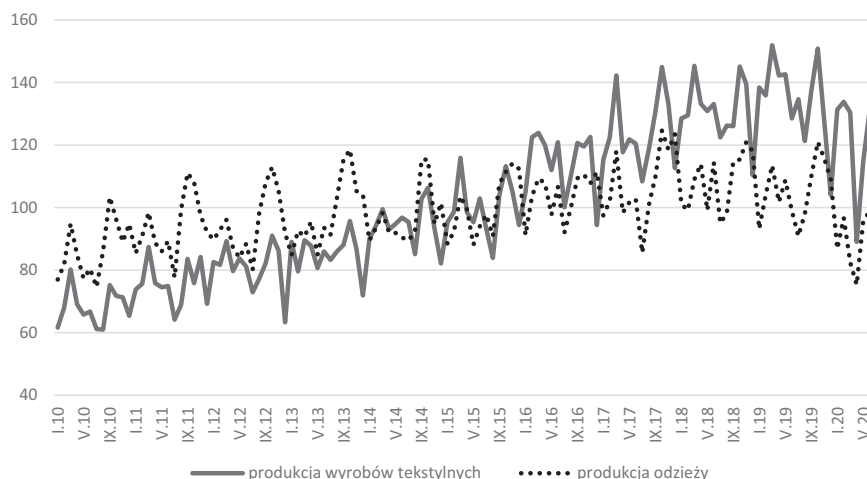
W opracowaniu scharakteryzowano branżę tekstylna-odzieżową w Polsce i opisano dynamikę wskaźnika ogólnego klimatu koniunktury w tej branży. Następnie zaprezentowano najważniejsze wnioski z analizy przeprowadzonej z wykorzystaniem modelu wektorowej autoregresji, opisującego związku ogólnego klimatu koniunktury w branży oraz wybranych wielkości charakteryzujących branżę i polską gospodarkę. Ponadto porównano prognozę wyznaczoną dla początkowego okresu pandemii COVID-19 z wartościami rzeczywistymi. Należy podkreślić, że analizy branży tekstylna-odzieżowej wykorzystujące modele wektorowej autoregresji dla Polski nie były jeszcze prowadzone.

Charakterystyka branży tekstylna-odzieżowej w Polsce

Polski rynek tekstylna-odzieżowy jest jednym z największych i najbardziej atrakcyjnych rynków w Europie Środkowo-Wschodniej. W 2017 roku produkcją odzieży zajmowało się 13 485 przedsiębiorstw, a produkcją wyrobów tekstylnych – 5813 podmiotów, z czego większość to prywatne przedsiębiorstwa zatrudniające do 50 pracowników (przedsiębiorstwa produkujące odzież zatrudniały łącznie 96,8 tys. osób, a producenci a wyrobów tekstylnych – 59,9 tys. osób). Widoczna jest duża otwartość polskiego rynku: w 2018 roku wartość polskiego eksportu odzieży

wyniosła 24,3 mld zł, a obuwia – 7,6 mld zł, podczas gdy import osiągnął wartość odpowiednio 29,9 mld zł i ponad 10 mld zł (Palmowska & Karasek, 2019). Głównym kierunkiem eksportowym są kraje Unii Europejskiej (UE), przede wszystkim Niemcy (52% eksportu w 2019 roku), a także Czechy (6,2%), Rumunia (5,5%) i Węgry (3,7%). W okresie 2015–2019 eksport odzieży do tych krajów dynamicznie wzrastał. W przypadku Niemiec było to prawie 60%, Czech – 97,2%, Rumunii – 220,8%, a Węgier – 172,7% (*Wpływ światowej pandemii...*, 2020).

Korzystna sytuacja na polskim rynku odzieżowym utrzymywała się do 2019 roku, kiedy łączna wartość produkcji sprzedanej wyniosła 7,7 mld zł dla odzieży i 14,7 mld zł dla wyrobów tekstylnych. W związku z wybuchem pandemii COVID-19 w pierwszym półroczu 2020 roku wolumen produkcji sprzedanej był równy odpowiednio 3,3 mld zł i 6,7 mld zł, co stanowiło około 87% wartości osiągniętej w analogicznym okresie 2019 roku w obu segmentach (rysunek 1).



Rysunek 1. Indeks produkcji sprzedanej w branży tekstylno-odzieżowej (przeciętna miesięczna 2015 = 100)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Sytuacja na polskim rynku tekstylno-odzieżowym, którą można było zaobserwować przed wybuchem pandemii COVID-19, odzwierciedlała wieloletnie trendy wzrostowe obserwowane w ciągu poprzednich 10 lat, przy czym – zgodnie z danymi zaprezentowanymi na rysunku 1 – dynamika produkcji wyrobów tekstylnych była większa niż dynamika produkcji odzieży.

Do najważniejszych zjawisk determinujących obecną dynamikę zmian w branży tekstylno-odzieżowej w Polsce w dłuższej perspektywie czasowej zaliczyć można przede wszystkim: transformację ustrojową i otwieranie polskiej gospodarki w latach 90. XX wieku, zmiany w międzynarodowej polityce handlowej zachodzące w pierwszej dekadzie XXI wieku, upowszechnienie się zjawiska *fast fashion* i stop-

niowo rosnącą popularność strategii *slow fashion*, a w 2020 roku – wspomniany wybuch pandemii COVID-19.

Branża tekstylna-odzieżowa była jedną z branż, w której skutki transformacji ustrojowej były odczuwane najdotkliwiej, dramatyczne spadki produkcji sprzedanej przełożyły się bowiem na upadłość wielu producentów i znaczący spadek zatrudnienia. Stopniowe zmiany własnościowe oraz otwarcie na inwestorów zagranicznych odegrały istotną rolę w poprawie sytuacji w branży. Jej rozwój stymulowany był także perspektywą wejścia Polski do Unii Europejskiej.

W 2005 roku doszło do podpisania porozumienia pomiędzy Komisją Europejską a Ministerstwem Handlu Chin w związku z ustanowieniem limitów importowych na tekstylia i odzież do UE od 2005 do 2007 roku. Zdarzenie to wpłynęło pozytywnie na sytuację polskich przedsiębiorstw odzieżowych oraz pozwoliło im zwiększyć produkcję. W 2007 roku nastąpiło wygaśnięcie kontyngentów, na skutek czego Polska oraz niektóre kraje UE zdecydowały się na wprowadzenie działań ukierunkowanych na regulację ilości importowanych tekstyliów i odzieży z Chin celem ochrony rodzimego rynku (Szopa, 2013).

Tradycyjnie cykl życia produktów odzieżowych trwał od kilku do nawet kilkudziesięciu lat. Przez dekady produkty odzieżowe były oferowane po wysokich cenach przez luksusowe butik dla tzw. liderów mody. Z czasem odtwarzano modne fasony i oferowano je pozostałej grupie odbiorców w znacznie korzystniejszych cenach. Dopiero zwiększająca się konkurencja wśród przedsiębiorstw odzieżowych przyczyniła się do narodzin strategii *fast fashion* (Kowalski & Salerno-Kochan, 2018).

Zjawisko *fast fashion* pojawiło się w Polsce na przełomie XX i XXI wieku i spowodowało głębokie zmiany w dziedzinie mody i konsumpcji (Palmowska & Karasek, 2019). Natychmiastowe dostosowywanie się do szybko zmieniających się trendów oraz wprowadzanie nowych rozwiązań w działaniach sprzedażowych zwiększa atrakcyjność oferowanych produktów. Strategia *fast fashion* przyczyniła się do skrócenia czasu potrzebnego na wprowadzenie modelu na rynek z sześciu miesięcy do dwóch tygodni. Wprowadzanie dwóch kolekcji rocznie (wiosna–lato, jesień–zima) zostało zastąpione koncepcją wielosezonową (do kilkunastu sezonów w ciągu roku), która cechuje się szybką rotacją oraz wzbudzeniem u klientów poczucia niedostatku towarów (tzw. *scarcity value*) (Kędzia, 2015).

Zgodnie z koncepcją *fast fashion* skrócony cykl życia produktów w sektorze odzieżowym wynika ze zjawisk społecznych, a nie z samego zużycia materiału. Ze względu na dynamiczne zmiany poczucia estetyki oraz społecznych preferencji odzież szybko postrzegana jest jako przestarzała. Niskie ceny sprzyjają licznym zakupom, ale też częstemu wyrzucaniu ubrań, gdyż słaba jakość materiałów sprawia, że ulegają łatwiejszemu zniszczeniu. Negatywne oddziaływanie zjawiska *fast fashion* na środowisko naturalne utorowało drogę nowej strategii, jaką jest *slow fashion*.

Slow fashion to koncepcja bardziej zrównoważonej mody, wymagająca zmian w poglądach i zwyczajach konsumentów. Jeżeli konsumenci decydują się na zakup odzieży o wyższej jakości i cenie, są mniej skłonni do pozbywania się jej, a tym

samym przyczyniają się do wydłużenia cyklu życia produktu. Zjawisko *slow fashion* charakteryzuje się zwracaniem uwagi na poszanowanie tradycji i środowiska. Przedsiębiorstwa odzieżowe angażują się w *slow fashion* m.in. poprzez produkcję na niewielką skalę, wykorzystanie regionalnych materiałów i surowców lub zużytych wyrobów włókienniczych (Kowalski & Salerno-Kochan, 2018).

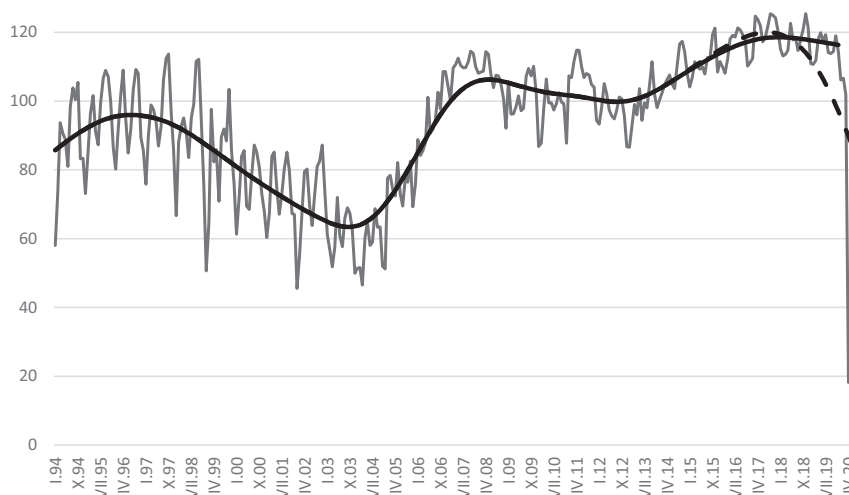
Niezależnie od tego, czy przedsiębiorstwa opierały swoje dotychczasowe działania o strategię *fast fashion* czy *slow fashion*, wszystkie ucierpiały w związku z wybuchem pandemii COVID-19. W Polsce stacjonarne sklepy odzieżowe i obuwnicze były zamknięte w okresie od 14 marca do 4 maja 2020 roku, co wiązało się ze stratami finansowymi przedsiębiorstw. Jednocześnie wzrosło zainteresowanie sprzedażą online. Niecodzienna sytuacja przyczyniła się m.in. do opóźnień, braków dostaw surowców i tkanin, a także utrudnień w realizacji zamówień czy we wprowadzaniu nowych kolekcji. Ponadto pandemia COVID-19 przekreśliła możliwości organizacji eventów branżowych, pozwalających na nawiązywanie relacji z klientami i partnerami biznesowymi.

Ogólny klimat koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce

W przeprowadzonej analizie podstawowy szereg czasowy odnosi się do wartości wskaźnika ogólnego klimatu koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce, podawanych przez GUS. Wartości wskaźnika za lata 1994–2020 zostały przedstawione na rysunku 2.

Zgodnie z danymi zaprezentowanymi na rysunku 2 w pierwszej dekadzie objętej analizą wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury charakteryzował się znaczącymi wahaniami sezonowymi. Początkowo najniższe wartości wskaźnika obserwowano w styczniu oraz czerwcu każdego roku, a najwyższe w październiku (do 1999 roku). W tym okresie amplitudy wahań były większe niż w kolejnych latach. Najniższa wartość wskaźnika (45,5) została odnotowana w styczniu 2002 roku, natomiast opierając się na wartościach wyodrębnionego cyklotrendu, można wskazać wrzesień 2003 roku jako moment rozpoczęcia dynamicznego ożywienia w tej branży. Warto zauważyć, że wcześniejsze zmiany w branży, obserwowane pod koniec lat 90. XX wieku, często traktuje się jako zmiany niecykliczne, stanowiące echo procesu transformacji systemowej (Dach, 2004, s. 211).

Wejście Polski do Unii Europejskiej miało duży wpływ na ogólną sytuację gospodarczą i kondycję finansową polskich przedsiębiorstw. Przystąpieniu Polski do UE towarzyszył napływ nowoczesnych technologii oraz obniżenie kosztów prowadzenia działalności gospodarczej, zwłaszcza w przedsiębiorstwach eksportowych, co skutkowało dynamicznym rozwojem rynku tekstylnego-odzieżowego (Śliwińska-Rumbin, 2015). Korzystny wpływ wejścia Polski do UE jest widoczny na rysunku 2 – okres po wstąpieniu do Unii cechuje się najwyższą dynamiką poprawy klimatu w analizowanej branży i jednocześnie osłabieniem wahań sezonowych.



Uwaga: Wartość bazowa wskaźnika wynosi 100. Do wyodrębnienia trendu wykorzystano filtr Hodricka-Prescotta z parametrem wygładzania $\lambda = 14\ 400$. Pogrubioną linią ciągłą zaznaczono trend wyznaczony na podstawie obserwacji z lat 1994–2019, a pogrubioną linią przerywaną – trend uwzględniający obserwacje z pierwszej połowy 2020 roku

Rysunek 2. Wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce w latach 1994–2020 wraz z trendem

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Globalny kryzys finansowy występujący w latach 2007–2009 przyniósł wyhamowanie wzrostu gospodarczego Polski, szczególnie w 2009 roku. W tym okresie znacząco pogorszyły się wyniki finansowe przedsiębiorstw z sektora tekstylno-odzieżowego. Jedną z przyczyn tego zjawiska był szybszy wzrost kosztów produkcji odzieży w stosunku do przychodów ze sprzedaży. Kryzys spowodował także problemy z pozyskaniem finansowania zewnętrznego przez przedsiębiorstwa oraz spadek eksportu i importu (Russel, 2010). Faza spadkowa wartości analizowanego wskaźnika zakończyła się w sierpniu 2012 roku, a następująca po niej faza wzrostowa trwała do grudnia 2017 roku (choć najwyższa wartość nieoczyszczonego wskaźnika, wynosząca 125,4, została odnotowana w listopadzie 2018 roku). Warto podkreślić, że klimat koniunktury w branży tekstylno-odzieżowej w Polsce pogorszył się jeszcze przed wybuchem pandemii COVID-19.

Odmienne kształtowanie się wskaźnika ogólnego klimatu koniunktury w początkowych latach w porównaniu z drugą połową badanego okresu często oznacza występowanie różnic strukturalnych. Ze względu na to, że wpływ pandemii COVID-19 dotyczy ostatnich kilku obserwacji w badanym szeregu, dalsza analiza dotyczy okresu 1994–2019.

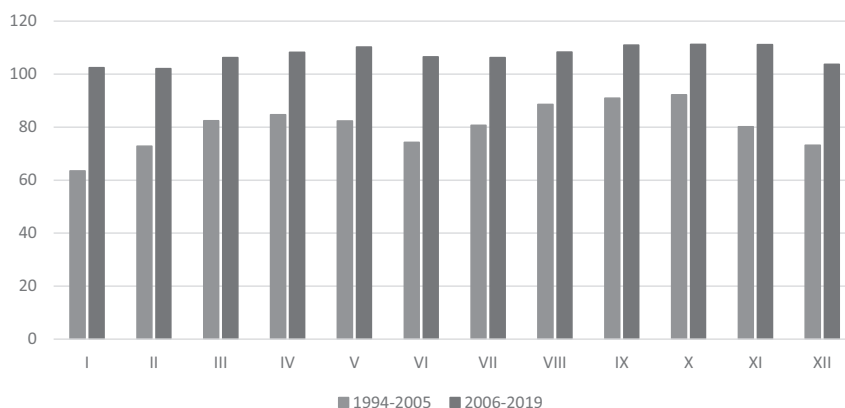
Przeprowadzony test Walda potwierdził wystąpienie przerwy strukturalnej w styczniu 2006 roku. Poniżej scharakteryzowano syntetycznie i porównano oba okresy wyznaczone przez ten moment (tabela 1, rysunek 3).

Tabela 1. Podstawowe statystyki opisowe dla wskaźnika ogólnego klimatu koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce

Okres	1994–2005	2006–2019
Średnia wartość wskaźnika	80,49	107,36
Mediana	81,00	108,10
Odchylenie standardowe	16,30	9,54
Współczynnik zmienności	0,202	0,089
Skośność	-0,018	-0,283
Kurtoza	2,295	2,501
Liczba obserwacji	144	168

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Pierwszy okres (1994–2005) cechował się znacznie niższą średnią wartością wskaźnika i dużo większą zmiennością, rzutuującą m.in. na ryzyko prowadzenia działalności gospodarczej w tej branży. Obserwowana zmienność ma charakter sezonowy – przed 2006 rokiem najniższe wartości wskaźnika koniunktury były odnotowywane w styczniu, lutym, grudniu i czerwcu, a najwyższe – w październiku i wrześniu (rysunek 3).

**Rysunek 3.** Średnie wartości wskaźnika ogólnego klimatu koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce w poszczególnych miesiącach roku w dwóch wyodrębnionych okresach

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Po 2005 roku różnice w wartościach wskaźnika koniunktury dla poszczególnych miesięcy były znacznie mniejsze w związku ze zwiększającą się otwartością branży oraz upowszechnianiem się zjawiska *fast fashion*.

Koniunktura w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce w świetle modelu wektorowej autoregresji

W opracowaniu dokonano estymacji parametrów modelu wektorowej autoregresji (VAR) ze względu na jego prostotę oraz brak konieczności znajomości związków między badanymi zmiennymi *a priori*. Wszystkie obliczenia zostały wykonane w programie STATA.

Model wektorowej autoregresji rzędu p , VAR(p), ma postać (Lütkepohl, 2005, s. 13):

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t,$$

gdzie $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ oznacza wektor zmiennych modelu, A_i to macierze współczynników, $v = (v_1, \dots, v_k)'$ jest wektorem wyrazów wolnych, a $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})'$ jest białym szumem lub procesem innowacji.

Ze względu na udokumentowaną przerwę strukturalną oraz niedostępność niektórych danych z lat dziewięćdziesiątych XX wieku estymację przeprowadzono dla okresu 2006–2019. W analizach wykorzystano miesięczne dane publikowane przez GUS, dotyczące ogólnego klimatu koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce, cen, ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw, ilości sprzedawanych towarów, stanu zapasów towarów, sytuacji finansowej przedsiębiorstw oraz stopy bezrobocia¹. Podstawowe statystyki opisowe dotyczące wybranych zmiennych zestawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Statystyki opisowe zmiennych wybranych do modelu (okres I 2006 – XII 2019)

Zmienna	Liczba obserwacji	Średnia	Odchylenie standardowe	Minimum	Maksimum
Ogólny klimat koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej	168	107,36	9,540	84,2	125,4
Ceny	168	101,11	7,011	80,6	116,2
Ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstw	168	106,03	11,648	72,6	129,1
Ilość sprzedawanych towarów	168	108,38	14,207	69,1	135,4
Stan zapasów towarów	168	89,81	5,175	77,8	103,0
Sytuacja finansowa przedsiębiorstw	168	96,01	9,739	72,9	114,2
Stopa bezrobocia	168	10,79	3,025	5,0	18,0

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

¹ Pod uwagę wzięto także inne zmienne, m.in. wskaźnik cen dla odzieży i obuwia, *terms of trade*, eksport, import, przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto, poziom życia, bieżący wskaźnik ufności konsumenckiej (BWUK), ale ze względu na dużą ilość opóźnień rzutującą na liczbę szacowanych parametrów zdecydowano się jednak na ograniczenie liczby zmiennych w modelu.

W pierwszym etapie zbadano stacjonarność szeregów czasowych wybranych do analizy, wykorzystując rozszerzony test Dickeya-Fullera (Greene, 2012, s. 994) dla dwóch opóźnień (tabela 3)².

Tabela 3. Statystyki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (okres I 2006 – XII 2019)

Zmienna	Skrócona nazwa zmiennej	Statystyka testu ADF	p
Ogólny klimat koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej	Koniunktura	-3,823	0,003
Ceny	Ceny	-5,932	0,000
Ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstw	Ogólna sytuacja przedsiębiorstw	-3,349	0,013
Ilość sprzedawanych towarów	Sprzedaż	-4,659	0,000
Stan zapasów towarów	Zapasy	-2,964	0,038
Sytuacja finansowa przedsiębiorstw	Sytuacja finansowa przedsiębiorstw	-3,496	0,008
Stopa bezrobocia	Stopa bezrobocia	-1,688	0,437
Stopa bezrobocia – pierwsze różnice	Przyrost stopy bezrobocia	-7,915	0,000

Źródło: obliczenia własne.

W przypadku stopy bezrobocia wykryto niestacjonarność, stworzono więc nową zmienną odpowiadającą pierwszym różnicom stopy bezrobocia, która pomyślnie przeszła test ADF.

Następnie dokonano wyboru opóźnień zmiennych na podstawie kryteriów informacyjnych oraz ilorazu wiarygodności (tabela 4).

Tabela 4. Wybór rzędu opóźnień zmiennych w modelu VAR (okres I 2006 – XII 2019)

Opóźnienie	LL	LR	p	AIC	HQIC	SBIC
0	-3288,55	–	–	39,233	39,286	39,363
1	-2859,79	857,52	0,000	34,712	35,134	35,753*
2	-2778,74	162,09	0,000	34,330	35,123*	36,283
3	-2717,86	121,76	0,000	34,189	35,351	37,052
4	-2674,55	86,613	0,001	34,257	35,789	38,031
5	-2600,47	148,17	0,000	33,958	35,860	38,644
6	-2542,16	116,60	0,000	33,847	36,119	39,444
7	-2472,19	139,94	0,000	33,598	36,239	40,106
8	-2423,94	96,504	0,000	33,606	36,618	41,026
9	-2367,16	113,57	0,000	33,514	36,895	41,844
10	-2308,34	117,65	0,000	33,397	37,148	42,639
11	-2249,19	118,29	0,000	33,276	37,397	43,429
12	-2167,83	162,73*	0,000	32,891*	37,381	43,955

Źródło: obliczenia własne.

Kryteria informacyjne nie wskazują jednoznacznie optymalnego rzędu opóźnień, jednakże na podstawie literatury (por. np. Ivanov & Kilian, 2005) oraz faktu, że w ba-

² Hipoteza zerowa dla testu ADF głosi, że szereg jest niestacjonarny (występuje pierwiastek jednostkowy), natomiast hipoteza alternatywna, że szereg jest stacjonarny.

daniach wykorzystuje się dane miesięczne, zdecydowano się na wybór dwunastu opóźnień – zgodnie z kryterium informacyjnym Akaikego oraz ilorazem wiarygodności³. Żeby nie rezygnować z części obserwacji, wykorzystano dodatkowo dane za rok 2005.

Następnie dokonano estymacji parametrów modelu VAR(12). Ze względu na to, że w każdym z siedmiu równań modelu pojawia się siedem zmiennych o dwunastu opóźnieniach oraz stała, w artykule nie przedstawiono wartości wszystkich oszacowanych parametrów, natomiast w tabeli 5 zostały zestawione wyniki badania istotności wpływu całego zestawu zmiennych objaśniających w poszczególnych równaniach.

Tabela 5. Łączna istotność zmiennych objaśniających w poszczególnych równaniach

Równanie	Liczba parametrów	RMSE	R ²	chi ²	P > chi ²
Koniunktura	85	3,554	0,931	2267,1520	0,000
Ceny	85	4,591	0,787	620,4586	0,000
Ogólna sytuacja przedsiębiorstw	85	4,097	0,939	2564,5990	0,000
Sprzedaż	85	7,615	0,857	1008,5270	0,000
Zapasy	85	2,952	0,838	871,1714	0,000
Sytuacja finansowa przedsiębiorstw	85	4,756	0,882	1249,6810	0,000
Przyrost stopy bezrobocia	85	0,110	0,939	2605,7440	0,000

Źródło: obliczenia własne.

Współczynnik determinacji R² dla każdego z oszacowanych równań zawiera się w przedziale [0,787; 0,939], co oznacza, że model powiązań między zmiennymi charakteryzuje się stosunkowo wysoką zgodnością.

Przeprowadzono również badanie przyczynowości w sensie Grangera (por. np. Greene, 2012, s. 358). Wykorzystano w tym celu test Walda, a rezultaty badania przedstawiono syntetycznie w tabeli 6.

Tabela 6. Zależności przyczynowo-skutkowe w sensie Grangera

Zmienna w wierszu jako przyczyna zmiennej w kolumnie	Koniunktura	Ceny	Ogólna sytuacja przedsiębiorstw	Sprzedaż	Zapasy	Sytuacja finansowa przedsiębiorstw	Przyrost stopy bezrobocia
Koniunktura	.	nie	nie	tak	tak	tak	tak
Ceny	tak	.	tak	tak	tak	tak	tak
Ogólna sytuacja przedsiębiorstw	tak	tak	.	tak	nie	tak	tak
Sprzedaż	tak	nie	tak	.	tak	nie	tak
Zapasy	tak	tak	tak	tak	.	tak	tak
Sytuacja finansowa przedsiębiorstw	tak	nie	nie	nie	tak	.	nie
Przyrost stopy bezrobocia	tak	tak	tak	tak	nie	tak	.

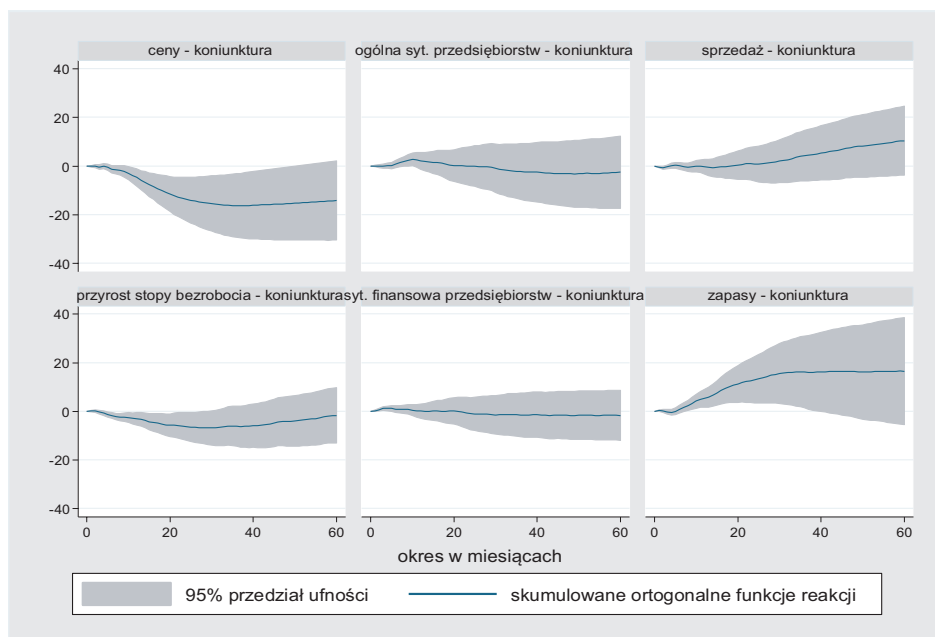
Źródło: obliczenia własne.

³ Wybór ten został potwierdzony testem Walda przeprowadzonym po estymacji modelu, który pozwolił na odrzucenie hipotezy zerowej o tym, że zmienne endogeniczne o określonym opóźnieniu są łącznie równe zero dla każdego równania i wszystkich równań.

Wszystkie analizowane zmienne są przyczynami zmian klimatu koniunktury w badanej branży w sensie Grangera, natomiast np. sytuacja finansowa przedsiębiorstw nie wpływa w sensie Grangera na większość pozostałych zmiennych.

Oszacowany model VAR(12) jest stabilny, czyli największy moduł wartości własnej jest mniejszy od jedności (Lütkepohl, 2005, s. 16). Stabilność modelu VAR oznacza, że wpływ zaburzeń losowych na zmienne objaśniane wygasa w czasie, co można zobrazować za pomocą funkcji reakcji.

Funkcje reakcji pokazują, jak wybrana zmienna (ogólny klimat koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej) reaguje na szok wywołany zmianą wybranej zmiennej objaśniającej o jedno odchylenie standardowe. Na rysunku 4 przedstawiono skumulowane funkcje reakcji, pokazujące łączny wpływ określonego czynnika na ogólny klimat koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej.



Rysunek 4. Skumulowany wpływ wybranych zmiennych na ogólny klimat koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce (skumulowane ortogonalne funkcje reakcji)

Źródło: obliczenia własne.

Zgodnie z ilustracjami przedstawionymi na rysunku 4 wzrost cen oraz przyspieszenie tempa wzrostu stopy bezrobocia prowadzą do pogorszenia koniunktury w badanej branży, przy czym negatywne oddziaływanie tego szoku zaczyna wygasać po około trzech latach. Poprawa ogólnej sytuacji przedsiębiorstw, podobnie jak poprawa sytuacji finansowej przedsiębiorstw, przekłada się na pozytywne zmiany koniunktury.

turalne, ale tylko w okresie kilku miesięcy. Z kolei wzrost ilości sprzedawanych towarów oraz powiększenie stanu zapasów początkowo nie wywołują większych zmian w branży, ale w dłuższym okresie prowadzą do wyraźnej poprawy, przy czym oddziaływanie zmiennej sprzedaż wydaje się nie wygasać po pięciu latach⁴.

Ostatnim etapem badania było wyznaczenie prognoz w odniesieniu do wszystkich zmiennych występujących w modelu VAR(12) na kolejne sześć miesięcy, tj. dla pierwszego półrocza 2020 roku. Wyznaczone prognozy punktowe porównano następnie z rzeczywistymi wartościami badanych zmiennych i obliczono procentowe błędy prognozy *ex post*. W tabeli 7 umieszczono także wartości pierwiastka błędu średniokwadratowego (RMSE) obliczonego dla pierwszego i drugiego kwartału 2020 roku.

Tabela 7. Koniunktura w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce – wartości prognozowane i rzeczywiste w pierwszej połowie 2020 roku

Miesiąc	Koniunktura	Ceny	Ogólna sytuacja przedsiębiorstw	Sprzedaż	Zapasy	Sytuacja finansowa przedsiębiorstw	Stopa bezrobocia
Wartości prognozowane na podstawie modelu VAR(12)							
I	111,2	104,9	117,3	120,8	93,8	102,2	5,5
II	112,3	104,1	115,2	115,8	92,4	102,4	5,7
III	115,4	107,7	115,8	111,8	93,0	99,0	5,6
IV	112,5	106,8	111,5	114,6	93,0	98,5	5,5
V	114,4	105,2	114,9	116,6	93,3	101,9	5,3
VI	113,1	102,6	114,2	120,2	92,0	101,5	5,3
Wartości rzeczywiste							
I	106,1	107,1	115,5	124,1	91,2	101,2	5,5
II	106,6	113,7	113,6	109,7	89,3	92,9	5,5
III	101,8	106,5	106,7	103,1	95,7	96,5	5,4
IV	18,2	88,4	26,7	15,7	60,7	14,7	5,8
V	36,0	79,8	26,7	16,8	69,3	23,1	6,0
VI	60,0	90,3	43,4	53,6	71,4	58,0	6,1
Procentowe błędy prognozy <i>ex post</i>							
I	-4,8	2,1	-1,6	2,7	-2,9	-1,0	-0,9 (0,0 p.p.)
II	-5,4	8,5	-1,4	-5,5	-3,5	-10,2	-2,9 (-0,2 p.p.)
III	-13,4	-1,1	-8,6	-8,5	2,8	-2,6	-4,2 (-0,2 p.p.)
IV	-518,0	-20,9	-317,6	-630,2	-53,1	-569,8	5,5 (0,3 p.p.)
V	-217,8	-31,8	-330,5	-594,2	-34,6	-340,9	11,4 (0,7 p.p.)
VI	-88,5	-13,6	-163,0	-124,3	-28,9	-75,1	13,9 (0,8 p.p.)
Średni błąd predykcji <i>ex post</i> (RMSE) dla kwartałów							
I kwartał	9,0442	5,7570	5,4695	6,4235	2,8317	5,7184	0,1618
II kwartał	77,1581	19,4377	81,6187	89,8000	26,0801	70,9823	0,6541

Uwaga: Dla ułatwienia interpretacji stopę bezrobocia ponownie wyrażono w poziomach, a nie pierwszych różnicach

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

⁴ Okazuje się, że zmienna sprzedaż jest jedyną zmienną, której reszty nie mają rozkładu normalnego.

Prognozy dla pierwszego kwartału 2020 roku wyznaczone na podstawie modelu VAR(12) można uznać za dość trafne – większość odchyień od wartości rzeczywistych nie przekraczała 10%. Jednakże różnica między odchyleniami, jak również średnimi błędami predykcji obliczonymi dla pierwszego i drugiego kwartału jest kolosalna. W związku z wybuchem pandemii COVID-19 wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w Polsce w kwietniu 2020 roku wyniósł zaledwie 18,2, a jego wartość prognozowana była wyższa o 518%. W przypadku sprzedaży różnica ta osiągnęła aż 630% w kwietniu i ponad 594% w maju 2020 roku, w przypadku sytuacji finansowej przedsiębiorstw było to odpowiednio 570% i 340%, natomiast wpływ pandemii na ceny czy stan zapasów towarów był dużo słabszy. Co istotne, z wyjątkiem stopy bezrobocia rzeczywiste wartości analizowanych wskaźników (i ich odchylenia od wartości prognozowanych) wskazują na wyraźną poprawę sytuacji w branży odzieżowej, tekstylnej i obuwniczej w czerwcu 2020 roku, co sugeruje, że szok pandemiczny ma charakter dramatyczny, ale względnie krótkotrwały.

Przeprowadzona analiza dobitnie ilustruje ograniczenia modelowania w sytuacji nieprzewidzianych szoków, szczególnie w przypadku wykorzystania danych o stosunkowo wysokiej częstotliwości i koncentracji na analizie krótkookresowej.

W szerszej perspektywie przewiduje się, że pandemia COVID-19 tylko nieznacznie spowolni wzrost rynku odzieżowego w 2020 roku do 9,4% (w ujęciu rocznym) w porównaniu z 11,6% r/r w 2019 roku, a także że średnie roczne tempo wzrostu przychodów ze sprzedaży odzieży na poziomie 8,4% utrzyma się do 2023 roku (*Wpływ światowej pandemii...*, 2020).

Podsumowanie

W opracowaniu zarysowano kondycję polskiego rynku tekstylno-odzieżowego na tle szerszych uwarunkowań historycznych i społecznych. Zauważono, że badany sektor cechuje się dużą dynamiką zmian, co sprawia, że przedsiębiorcy są zmuszeni do ciągłego rozwoju oraz dostosowywania się do aktualnie panujących warunków w branży. Wybuch pandemii COVID-19 spowodował, że przedsiębiorstwa odzieżowe musiały skupić swoją działalność na sprzedaży poprzez kanały online. Niewątpliwie zmiany funkcjonowania odbijają się w dłuższym okresie na strukturze analizowanego sektora. Dla dużych graczy na rynku tekstylno-odzieżowym zapewne nie stanowiło to dużego problemu, natomiast mniejsze podmioty mogły nie dostosować się w tak krótkim czasie do nowych warunków i zakończyły działalność gospodarczą.

Wykorzystany w analizie model VAR(12) pozwolił na potwierdzenie negatywnego wpływu wzrostu cen oraz przyspieszenia wzrostu bezrobocia, jak również pozytywnego wpływu wzrostu ilości sprzedawanych towarów oraz powiększenia stanu zapasów na koniunkturę w branży tekstylno-odzieżowej. Model ten pozwolił na wyznaczenie dość trafnych prognoz na pierwszy kwartał 2020 roku, ale w przypadku

drugiego kwartału uwidocznił skalę możliwych odchyleń w sytuacji wyjątkowych zaburzeń. Bardziej pogłębione analizy i ewentualne oszacowania modelu VECM pozostawiono do dalszych badań.

Bibliografia

Literatura

- Bhaduri, A. (1994). *Makroekonomiczna teoria dynamiki produkcji towarowej*. Warszawa: PWN.
- Dach, Z. (2004). Wahania koniunkturalne w gospodarce rynkowej. W: Z. Dach, B. Szopa (red.), *Podstawy makroekonomii* (s. 193–212). Kraków: Polskie Towarzystwo Ekonomiczne.
- Greene, W.H. (2012). *Econometric Analysis*. London: Pearson.
- Ivanov, V., & Kilian, L. (2005). A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(1), 1–36. doi:10.2202/1558-3708.1219
- Kędzia, K. (2015). Dyskusja nad potencjałem przemysłu odzieżowego w Polsce a działaniami firmy Inditex w Hiszpanii – możliwości i strefy rozwoju. *Technologia i Jakość Wyrobów*, 60, 91–94.
- Kowalski, M., & Salerno-Kochan, R. (2018). Społeczno-ekonomiczne aspekty rozwoju produktów zrównoważonych branży tekstylno-odzieżowej. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie*, 5(977), 79–95. doi:10.15678/ZNUEK.2018.0977.0505
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin–Heidelberg: Springer.
- Nosal-Gorzeń, K., & Karasek, J. (2018). *Rynek mody w Polsce*. Warszawa: KPMG (listopad).
- Palmowska, M., & Karasek, J. (2019). *Rynek mody w Polsce. Wyzwania*. Warszawa: KPMG (listopad).
- Rudnicka, A., & Koszewska, M. (2020). *Uszyte z klasą. Przemysł odzieżowy wobec wyzwań społecznych i środowiskowych*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Russel, P. (2010). Wpływ kryzysu na kondycję finansową wybranych eksporterów. W: G. Gołębiowski, A. Zygierewicz (red.), *Kryzys finansowy a handel zagraniczny* (s. 57–76). Warszawa: Wydawnictwo Sejmowe.
- Szopa, P. (2013). Analiza sytuacji branży odzieżowej w Polsce w latach 2003–2011. *Autobusy: technika, eksploatacja, systemy transportowe*, (3), 2157–2162.
- Śliwińska-Rumbin, A. (2015). Zmiany w polskim przemyśle po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej. *Studia Polityki Publicznej*, 2(6), 151–163. doi:10.33119/KSzPP.2015.2.8

Netografia

- Wpływ światowej pandemii koronawirusa na branżę odzieżową*. (2020). Biuro Strategii i Analiz Międzynarodowych, PKO Bank Polski. Pobrane z: https://wspieramyeksport.pl/api/public/files/1954/Odziez_lipiec_2020.pdf