

**Paweł Dittmann**

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
e-mail: pawel.dittmann@ue.wroc.pl  
ORCID: 0000-0002-1629-2162

---

**SPRZEDAŻ ODZIEŻY SPORTOWEJ W KRAJACH  
UNII EUROPEJSKIEJ – PROGNOZA NA ROK 2018**

---

**SALES OF SPORTSWEAR IN THE EUROPEAN  
UNION COUNTRIES – FORECAST FOR 2018**

---

DOI: 10.15611/sie.2018.2.01

JEL Classification: C10, C41, C52

**Streszczenie:** Przedmiotem przeprowadzonych badań była sprzedaż odzieży sportowej w krajach Unii Europejskiej w latach 2007–2017. Celem badań była budowa prognozy sprzedaży odzieży sportowej w krajach Unii Europejskiej na 2018 r. Źródłem danych statystycznych były bazy Passport i Eurostat. Na podstawie pozyskanych z nich danych obliczono wielkość sprzedaży na 1000 mieszkańców w poszczególnych krajach (w euro). Do budowy prognozy sprzedaży użyto modeli analogowych. Końcowe prognozy sprzedaży zbudowano na podstawie prognoz częściowych oraz prognoz kombinowanych. Do oceny dopuszczalności prognoz na 2018 r. użyto względnych błędów *ex post* prognoz wygasłych zbudowanych na 2017 r. W wyniku przeprowadzonych badań okazało się, że możliwa jest budowa dopuszczalnych prognoz sprzedaży odzieży sportowej oraz że w przypadku niektórych krajów lepsze były prognozy częściowe, a w innych kombinowane.

**Słowa kluczowe:** Unia Europejska, odzież sportowa, sprzedaż, prognozy.

**Summary:** The subject of the research was the sale of sportswear in the European Union countries in 2007– and the aim of the research was to build a forecast for the sale of sportswear in the European Union countries for 2018. The source of statistical data were Passport and Eurostat bases. On the basis of the data obtained from them, the sales volume per 1000 inhabitants in individual countries (in EUR) was calculated. Analog models were used to build the sales forecast. Final sales forecasts were built on the basis of partial forecasts and combined forecasts. In order to assess the admissibility of the forecasts for 2018, the relative *ex post* errors of the forecasts made for 2017 were used. As a result of the conducted research it turned out that it is possible to build acceptable forecasts for the sale of sportswear and that in some countries partial forecasts were better and in others combined.

**Keywords:** European Union, sportswear, sale, forecasts.

## 1. Wstęp

Wzrost świadomości zdrowotnej społeczeństw oraz wzrost aktywności rekreacyjnej wpływają na wzrost wielkości sprzedaży odzieży sportowej na światowych rynkach odzieży sportowej. Wzrost popytu na odzież sportową determinowany jest rosnącymi problemami zdrowotnymi społeczeństw, rosnącymi dochodami ludności, rozwojem infrastruktury sportowej oraz popularnymi imprezami sportowymi (np. igrzyskami olimpijskimi czy Pucharem Świata w piłce nożnej). Uważa się, że światowy rynek odzieży sportowej rozszerzy się znacznie w najbliższych latach<sup>1</sup>. W działalności podmiotów gospodarczych działających na rynkach odzieży sportowej pomocne mogą być zatem prognozy wielkości sprzedaży odzieży sportowej w poszczególnych krajach Unii Europejskiej. Prognozowanie wielkości sprzedaży jest jednym z ważnych elementów działalności przedsiębiorstwa, wpływającym praktycznie na każdy aspekt jego funkcjonowania: procesy zakupowe (surowców, półproduktów), zatrudnienie, produkcję, logistykę, finanse, sprzedaż i obsługę klienta<sup>2</sup>.

Kształtowanie się wielkości sprzedaży na krajowych rynkach odzieży sportowej można rozpatrywać w aspekcie konwergencji/dywergencji zachodzącej na badanych rynkach oraz w aspekcie podobieństwa zmian zachodzących w wielkości sprzedaży w czasie na badanych rynkach w przypadku niewystępowania zjawiska konwergencji/dywergencji. Zagadnieniu konwergencji gospodarczej poświęconych jest wiele prac<sup>3</sup>. Wyniki przeprowadzonego badania zjawiska sigma konwergencji i bezwarun-

---

<sup>1</sup> *Sporting Goods Market: Global Demand Analysis & Opportunity Outlook 2023*, 2018, [www.researchnester.com/reports/sporting-goods-market-global-demand-analysis-opportunity-outlook-2023/214](http://www.researchnester.com/reports/sporting-goods-market-global-demand-analysis-opportunity-outlook-2023/214).

<sup>2</sup> C.W. Chase, *Demand-Driven Forecasting: A Structured Approach to Forecasting*, John Wiley & Sons, Hoboken, NJ, 2013; M.P. Clements, D.F. Hendry, *A Companion to Economic Forecasting*, Blackwell Publishers, Oxford 2002; J.M. Comer, *Sales Management*, Allyn and Bacon, Needham Heights 1991; M. Gilliland, *The Business Forecasting Deal*, Wiley Online Books, 2015; J.E. Hanke, D.W. Wichern, *Business Forecasting*, Pearson International Education, Upper Sadle River, NJ, 2009; W.S. Mallios, *Forecasting in Financial and Sports Gambling Markets: Adaptive Drift Modeling*, John Wiley & Sons, Hoboken, NJ, 2011; J.K. Shim, *Strategic Business Forecasting*, St. Lucie Press, New York 2000; N. Liu, S. Ren, T. Choi, C.-L. Hui, S. Ng, *Sales forecasting for fashion retailing service industry: A review*, *Mathematical Problems in Engineering* 2013, vol. 4; H.L. Lee, V. Padmanabhan, S. Whang, *Information distortion in a supply chain: The bullwhip effect*, *Management Science* 1997, vol. 43, no. 4; M.E. Nenn, L. Giustiniano, L. Pirolo, *Demand forecasting in the fashion industry: A review*, *International Journal of Engineering Business Management* 2013, vol. 5; S. Thomassey, *Sales forecasts in clothing industry: The key success factor of the supply chain management*, *International Journal of Production Economics* 2010, vol. 128, no. 2.

<sup>3</sup> R.J. Barro, X. Sala-i-Martin, *Convergence*, *Convergence* 1992, vol. 100, no. 2; G.E. Boyle, T.G. McCarthy, *A simple measure of  $\beta$ -convergence*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 1997, vol. 59, no. 2; M. Shintani, *A nonparametric measure of convergence towards purchasing power parity*, *Journal of Applied Econometrics* 2006, vol. 21, no. 5; A. Iancu, *Economic convergence. Applications – second part*, *Romanian Journal of Economic Forecasting* 2007, vol. 8, no. 4; S. Gnat, *Konwergencja cenowa na lokalnych rynkach nieruchomości w aglomeracji szczecińskiej w latach 2008–2013*, *Studia*

kowej beta konwergencji zachodzącej na rynkach odzieży sportowej w wybranych krajach Unii Europejskiej zamieścił w swej pracy T. Werner<sup>4</sup>. Badaniu podobieństwa zmian zachodzących na rynkach odzieży sportowej w czasie poświęcona była praca P. Dittmanna<sup>5</sup>. Brak jednak do tej pory badań dotyczących prognozowania wielkości sprzedaży odzieży sportowej na rynkach krajów Unii Europejskiej na podstawie podobieństwa zmian zachodzących na tych rynkach w czasie. W celu częściowego wypełnienia tej luki badawczej postanowiono zatem podjąć próbę budowy prognoz wielkości sprzedaży opartą na występowaniu podobieństwa w zmianach wielkości sprzedaży w różnych krajach Unii Europejskiej.

Celem niniejszych badań była konstrukcja prognoz sprzedaży odzieży sportowej w krajach Unii Europejskiej na rok 2018.

Aby osiągnąć cel badawczy, sformułowano dwa pytania badawcze.

1. Czy możliwa będzie budowa dopuszczalnych (tzn. akceptowanych ze względu na wielkość błędu) prognoz sprzedaży odzieży sportowej w krajach Unii Europejskiej za pomocą modeli analogowych?

2. Czy lepsze, pod względem dopuszczalności, będą prognozy cząstkowe (opracowywane na podstawie sprzedaży odzieży sportowej w innym kraju) czy prognozy kombinowane (opracowywane na podstawie wielu prognoz cząstkowych)?

## 2. Dane statystyczne i metoda prognozowania

### 2.1. Dane statystyczne

Przedmiotem badań była sprzedaż odzieży sportowej w krajach Unii Europejskiej<sup>6</sup> w latach 2007–2017. Zgodnie z bazą Passport do odzieży sportowej zalicza się m.in.: spodenki, spodnie, sukienki, spódnice, topy, swetry, kurtki, płaszcze, dresy, wyroby pończosnicze, obuwie sportowe, stroje kąpielowe, bieliznę sportową, rękawiczki, czapki, szaliki. Źródłem danych statystycznych były bazy Passport i Eurostat. Na podstawie pozyskanych z nich danych obliczono wielkość sprzedaży na 1000 mieszkańców w poszczególnych krajach (w euro).

---

i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 2014, nr 36; I. Dittmann, *Gamma konwergencja cen na lokalnych rynkach mieszkaniowych w Polsce*, Studia Ekonomiczne 2014, nr 181; M.G. Pittau, R. Zelli, R. Massari, *Evidence of convergence clubs using mixture models*, *Econometric Reviews* 2016, vol. 35, no. 7; K. Konopczak, A. Welfe, *Convergence-driven inflation and the channels of its absorption*, *Journal of Policy Modeling* 2017, vol. 39, no. 6.

<sup>4</sup> T. Werner, *Sigma and beta convergence of sportswear markets in European Union countries*, [w:] Szkutnik W., Sączewska-Piotrowska A., Hadaś-Dyduch M., Acedański J. (red.), *10th International Scientific Conference "Analysis of International Relations 2018. Methods and Models of Regional Development. Summer Edition"*. *Conference Proceedings*, Publishing House of the University of Economics in Katowice, Katowice 2018.

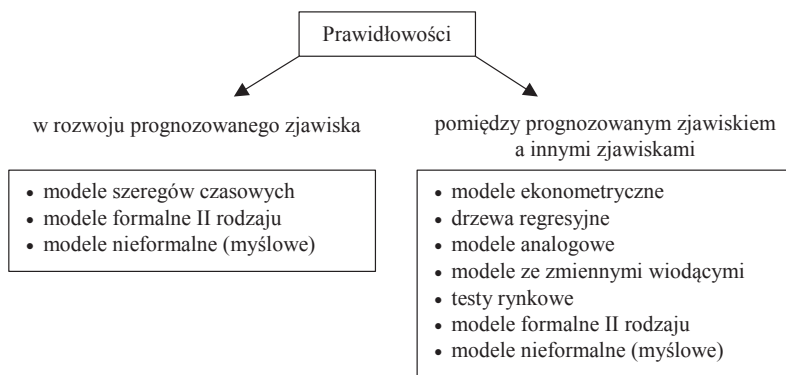
<sup>5</sup> P. Dittmann, *Sprzedaż odzieży sportowej w krajach Unii Europejskiej – ocena podobieństwa poziomu i zmian w czasie*, Studia Ekonomiczne 2018 [w druku].

<sup>6</sup> Ze względu na brak danych w badaniu nie uwzględniono Cypru, Malty i Luksemburga.

## 2.2. Metoda prognozowania

Prognozowanie oparte jest na prawidłowościach retrospektywnych lub prospektywnych występujących w rozwoju prognozowanego zjawiska lub pomiędzy prognozowanym zjawiskiem a innymi zjawiskami. W zależności od rodzaju prawidłowości stanowiących podstawę budowy prognoz do konstrukcji prognoz używa się różnych modeli prognostycznych (rys. 1).

Jednymi z modeli, które mogą być stosowane w przypadku oparcia budowy prognozy na prawidłowościach retrospektywnych występujących pomiędzy rozwojem zjawiska w jednym obiekcie a rozwojem tego zjawiska w innych obiektach, są modele analogowe. **Używając** do budowy prognoz **modeli analogowych**, odchodzi się od ekstrapolacji retrospektywnych prawidłowości zaobserwowanych w rozwoju prognozowanego zjawiska (rys. 1), lecz przyjmuje **założenie o podobieństwie występującym pomiędzy rozwojem zjawiska w jednym obiekcie (np. kraju) a rozwojem tego zjawiska w innych obiektach (krajach)**. Podobieństwo jest rozumiane jako podobieństwo zmian w czasie wartości zmiennej prognozowanej  $Y$ , charakteryzującej prognozowane zjawisko w jednym obiekcie, do zmian tej zmiennej opisującej to zjawisko w innym obiekcie, nazywanych dalej zmienną objaśniającą  $X$ .



Rys. 1. Prawidłowości a modele prognozowania

Źródło: P. Dittmann, E. Szabela-Pasierbińska, I. Dittmann, A. Szpulak, *Prognozowanie w zarządzaniu przedsiębiorstwem*, Wydawnictwo Nieoczywiste i Wolters Kluwer, Warszawa 2016.

**Wybór** do konstrukcji prognoz sprzedaży odzieży sportowej **modeli analogowych wynikał ze zidentyfikowanych wcześniej podobieństw w rozwoju sprzedaży tych artykułów w krajach Unii Europejskiej**<sup>7</sup>.

Prognozowanie analogowe jest wnioskowaniem o przyszłości danego zjawiska (np. wielkości sprzedaży odzieży sportowej) występującego w danym obiekcie, na podstawie informacji o kształtowaniu się tego zjawiska w innych obiektach.

<sup>7</sup> P. Dittmann, *Sprzedaż odzieży...*

Do pomiaru stopnia tego podobieństwa można użyć współczynnika korelacji liniowej<sup>8</sup> lub miary podobieństwa  $m$  zaproponowanej w pracy M. Cieślaka i R. Jasińskiego<sup>9</sup>:

$$m = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} m_i, \quad -1 \leq m \leq 1,$$

gdzie:  $m_i = 1 - \frac{2}{\pi} \alpha_i$ , gdy znaki współczynników kierunkowych prostej przechodzącej przez punkty  $(i, y_i)$  oraz  $(i+1, y_{i+1})$  i prostej przechodzącej przez punkty  $(i, x_i)$  oraz  $(i+1, x_{i+1})$  są takie same, lub  $m_i = -\frac{\alpha_i}{\pi}$ , gdy znaki współczynników kierunkowych prostych są różne,  $\alpha_i$  – miara łukowa kąta zawartego między obu prostymi,  $n$  – liczba obserwacji zmiennych  $Y$  oraz  $X$  w przedziałach podobieństwa,  $y_i, y_{i+1}$  – wartości zmiennej prognozowanej  $Y$  charakteryzującej pierwszy obiekt w okresie/momentcie  $i, i+1$ ,  $x_i, x_{i+1}$  – wartości zmiennej objaśniającej  $X$  charakteryzującej drugi obiekt w okresie/momentcie  $i, i+1$ .

Dodatnie wartości miary  $m$  oznaczają, że w badanych obiektach występuje podobieństwo w rozwoju badanego zjawiska (w kształtowaniu się wartości zmiennych opisujących to zjawisko). Stopień podobieństwa jest tym wyższy, im bardziej wartość miary jest bliższa jedności.

Wartość miary  $m$  wyznacza się dla jednakowej długości fragmentów szeregów czasowych zmiennej  $Y$  (opisującej zjawisko w obiekcie, dla którego buduje się prognozę) oraz zmiennej  $X$  (opisującej zjawisko w obiekcie tzw. wiodącym, na podstawie którego ma być budowana prognoza). W celach prognostycznych do obliczenia wartości miary  $m$  wybiera się końcowy fragment szeregu czasowego zmiennej prognozowanej  $Y$ , pochodzący z przedziału czasu  $P^{(0)}$ . W szeregu czasowym zmiennej objaśniającej poszukuje się możliwie najwcześniejszego fragmentu szeregu, pochodzącego z przedziału  $P^{(k)}$  o tej samej długości co przedział  $P^{(0)}$ , dla którego wartość miary  $m$  jest co najmniej równa przyjętej wartości progowej  $m^*$  bliskiej jedności. Różnicę w czasie pomiędzy początkiem w przedziału  $P^{(k)}$  a początkiem przedziału  $P^{(0)}$  nazywa się wyprzedzeniem w czasie.

Gdy występuje silne podobieństwo między zmienną prognozowaną  $Y$  a zmienną objaśniającą  $X$  (obliczona wartość miary  $m \geq m^*$ ) oraz znane są wartości zmiennej objaśniającej  $X$  po przedziale podobieństwa  $P^{(k)}$ , wówczas można wyznaczyć prognozę cząstkową zmiennej  $Y$ .

**Prognoza cząstkową** nazywa się przedłużenie szeregu czasowego zmiennej prognozowanej poza przedział podobieństwa  $P^0$  o fragment szeregu zmiennej objaśniającej pochodzący z przedziału czasu, który następuje po przedziale podobieństwa  $P^{(k)}$ , skorygowany o różnicę między górną granicą przedziału podobieństwa

<sup>8</sup> P. Dittmann, *Modele regresji w prognozowaniu w przedsiębiorstwie*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu 2001, nr 919.

<sup>9</sup> M. Cieślak, R. Jasiński, *Miara podobieństwa funkcji*, Przegląd Statystyczny 1979.

zmiennej prognozowanej a górną granicą przedziału podobieństwa zmiennej objaśniającej.

W przypadku prognoz cząstkowych wyznaczonych na podstawie dwóch lub większej liczby zmiennych objaśniających można wyznaczyć prognozę kombinowaną.

**Prognozą kombinowaną** (w pracy M. Cieślaka i R. Jasińskiego nazywaną prognozą globalną<sup>10</sup>) nazywa się przedłużenie szeregu czasowego zmiennej prognozowanej poza przedział podobieństwa  $P^0$  o średnią ważoną prognoz cząstkowych. Jako wag można użyć wartości miar  $m$  dla poszczególnych zmiennych objaśniających.

Do oceny dopuszczalności prognoz używa się błędów prognoz *ex ante*, błędów *ex post* prognoz wygasłych bądź oceny słownej. Do oceny dopuszczalności prognoz cząstkowych oraz prognozy kombinowanej, zbudowanych w przedstawiony wyżej sposób, nie można użyć błędu *ex ante*<sup>11</sup>, dlatego autorzy metody proponują przeprowadzenie słownej oceny dopuszczalności prognozy opartej na wartości miary podobieństwa  $m$  oraz liczbie obiektów podobnych<sup>12</sup>. W niniejszym badaniu proponuje się zastosowanie w tym celu względnego błędu *ex post* zbudowanych prognoz wygasłych<sup>13</sup> obliczonego według wzoru:

$$\psi = \frac{y - y^*}{y} \cdot 100\%,$$

gdzie:  $y$  – rzeczywista wartość zmiennej  $Y$ ,  $y^*$  – prognoza zmiennej  $Y$ .

Oprócz oceny dopuszczalności zbudowanych prognoz (pierwsze pytanie badawcze) zostanie on użyty do uzyskania odpowiedzi na drugie z pytań badawczych.

### 3. Wyniki

Zidentyfikowane we wcześniejszym badaniu rynki wiodące dla poszczególnych krajów Unii Europejskiej<sup>14</sup> oraz wartości miar podobieństwa  $m$  zamieszczono w tab. 1. W przypadku trzech krajów nie udało się zidentyfikować rynków (krajów) wiodących, w których zmiany sprzedaży występowały wcześniej niż w innych krajach. Były to: Finlandia, Irlandia i Słowenia. Zbudowane dla pozostałych krajów cząstkowe i kombinowane prognozy wygasłe na 2017 rok oraz błędy *ex post* tych prognoz zamieszczono w tab. 1.

Ocena trafności oraz dopuszczalności zbudowanych prognoz należy do odbiorcy prognozy. Od jego preferencji dotyczących akceptowanej wielkości błę-

<sup>10</sup> M. Cieślak, R. Jasiński, wyd. cyt.

<sup>11</sup> Przypuszczalny błąd budowanej prognozy.

<sup>12</sup> M. Cieślak, R. Jasiński, wyd. cyt.

<sup>13</sup> Prognoza wygasła – prognoza budowana na okres, dla którego znane są rzeczywiste wartości zmiennej prognozowanej.

<sup>14</sup> W badaniu przyjęto wartość progową miary  $m$  równą 0,7.

du prognozy zależy, czy prognoza zostanie uznana za trafną bądź dopuszczalną. Można jednak zauważyć, że najmniejsze błędy *ex post* prognoz wygasłych (częstkowych bądź kombinowanych) dla większości badanych krajów kształtowały się na niskim, nie przekraczającym 3%, poziomie (tab. 1). Wydaje się zatem, że zbudowane dla tych krajów na 2018 r. prognozy można uznać za trafne. Wyjątkami były: Polska, Portugalia i Francja, dla których błędy prognoz wygasłych wyniosły odpowiednio: 5,9; 8,0 i 9,3%.

**Tabela 1.** Rynki wiodące, prognozy wygasłe oraz ich błędy *ex post*, prognozy na rok 2018

Kraje	Rynki wiodące	$m$	$y_{2017}^*(cz)$	$\Psi_{2017}(cz)$	$y_{2017}^*(k)$	$\Psi_{2017}(k)$	$y_{2018}^*$
1	2	3	4	5	6	7	8
Austria	Chorwacja	0,776	102 822	-2,4	103 336	-2,9	105 239
	Estonia	0,748	104 647	-2,4			
	Łotwa	0,748	106 460	-6,0			
	Litwa	0,748	106 295	-5,8			
	Polska	0,748	102 896	-2,5			
	<b>Francja</b>	0,749	102 265	<b>-1,8</b>			
Belgia	Niemcy	0,997	102 724	-2,3	120 932	<b>1,4</b>	124 478
	Bułgaria	0,749	120 599	1,6			
	Chorwacja	0,714	119 339	2,7			
	Czechy	0,750	119 929	2,2			
	Rumunia	0,748	120 067	2,1			
	Austria	0,748	118 408	3,4			
Bułgaria	Szwecja	0,750	127 164	-3,7	36 974	-2,6	40 240
	Chorwacja	0,999	36 595	1,2			
	Czechy	0,999	35 610	-1,5			
	<b>Węgry</b>	0,778	36 422	<b>-1,0</b>			
	Austria	0,997	34 088	5,4			
Chorwacja	Wielka Brytania	0,750	43 705	-21,2	77 476	7,6	84 226
	Estonia	1,000	75 378	10,1			
	Łotwa	1,000	76 537	8,7			
	Litwa	1,000	77 931	7,0			
	Polska	1,000	76 465	8,8			
	Francja	1,000	76 279	9,0			
	Niemcy	0,778	75 271	10,2			
<b>Szwecja</b>	0,778	85 835	<b>-2,4</b>				

Tabela 1, cd.

1	2	3	4	5	6	7	8
Czechy	Chorwacja	1,000	59 540	-0,7	61 305	-3,7	61 957
	Estonia	1,000	61 366	-3,8			
	Łotwa	1,000	63 179	-6,9			
	Litwa	1,000	63 014	-6,6			
	Polska	1,000	59 992	-1,5			
	<b>Francja</b>	0,999	58 983	<b>0,2</b>			
	Niemcy	0,750	59 295	-0,3			
	Szwecja	0,750	65 652	-11,0			
Dania	Bułgaria	0,750	109 540	1,0	110 929	<b>-0,3</b>	115 620
	Chorwacja	0,999	109 992	0,6			
	Estonia	0,778	109 356	1,2			
	Łotwa	1,000	113 631	-2,7			
	Litwa	1,000	113 466	-2,5			
	Polska	1,000	110 066	0,5			
	Austria	0,748	107 348	3,0			
	Francja	0,999	109 436	1,1			
	Niemcy	0,750	109 747	0,8			
Szwecja	0,750	116 104	-4,9				
Estonia	Austria	0,748	70 584	8,5	76 939	<b>0,3</b>	76 033
	Szwecja	0,778	83 049	-7,6			
Finlandia	-	-	-				
Francja	<b>Szwecja</b>	0,777	113 382	<b>-9,3</b>	113 382	-9,3	111 772
Grecja	<b>Holandia</b>	0,746	56 047	<b>-2,4</b>	59 738	-9,1	59 433
	Portugalia	0,750	63 410	-15,8			
Hiszpania	Chorwacja	0,750	105 856	-0,5	107 348	-1,9	107 203
	Czechy	0,750	104 871	0,5			
	Węgry	0,999	104 691	0,6			
	Rumunia	0,776	104 973	0,4			
	<b>Belgia</b>	1,000	105 242	<b>0,1</b>			
	Szwecja	0,777	115 815	-9,9			
Holandia	Wielka Brytania	0,999	110 349	-4,7	108 477	<b>0,5</b>	112 189
	Węgry	0,747	106 982	1,9			
	Rumunia	0,994	107 300	1,6			
	Belgia	0,710	107 533	1,4			
	Wielka Brytania	0,710	112 640	-3,3			
Irlandia							
Litwa	Austria	0,748	92 913	8,3	99 268	<b>2,1</b>	98 362
	Szwecja	0,778	105 378	-4,0			
Łotwa	Austria	0,748	94 479	8,5	100 835	<b>2,3</b>	99 929
	Szwecja	0,778	106 945	-3,6			



1	2	3	4	5	6	7	8
Niemcy	<b>Bulgaria</b>	0,992	124 684	<b>0,2</b>	125 233	-0,3	127 800
	Estonia	0,750	126 961	-1,7			
	Węgry	0,715	124 237	0,5			
	Hiszpania	0,778	125 147	-0,2			
Polska	Austria	0,748	48 830	6,3	55 185	<b>-5,9</b>	54 279
	Szwecja	0,778	61 295	-17,6			
Portugalia	Węgry	0,713	96 265	5,1	97 578	3,8	111 200
	Rumunia	0,748	96 179	5,2			
	Belgia	0,714	96 412	5,0			
	<b>Wielka Brytania</b>	0,714	101 520	<b>-0,1</b>			
Rumunia	Chorwacja	0,998	19 280	3,8	21 561	-7,6	21 352
	<b>Czechy</b>	0,749	19 870	<b>0,9</b>			
	Estonia	0,715	22 131	-10,4			
	Łotwa	0,715	23 767	-18,6			
	Litwa	0,715	23 492	-17,2			
	Wielka Brytania	0,998	27 965	-39,5			
	Polska	0,715	20 778	-3,6			
	Austria	0,747	18 348	8,5			
	Belgia	0,998	20 245	-1,0			
	Francja	0,715	18 851	6,0			
Słowacja	Bułgaria	0,749	28 812	-3,8	30 673	-10,5	29 737
	<b>Rumunia</b>	0,712	28 014	<b>-0,9</b>			
	Hiszpania	0,999	30 437	-9,6			
	Szwecja	0,749	35 376	-27,4			
Słowenia							
Szwecja	Austria	0,750	217 818	-0,8	216 025	<b>0,1</b>	223 780
	Finlandia	0,714	215 239	0,4			
	Irlandia	0,714	214 927	0,6			
Węgry	Chorwacja	1,000	35 977	3,3	37 159	<b>0,2</b>	41 526
	Estonia	0,750	37 940	-1,9			
	Łotwa	1,000	38 889	-4,5			
	Litwa	1,000	38 614	-3,7			
	Polska	1,000	35 900	3,6			
	Austria	0,714	33 748	9,3			
	Belgia	0,750	35 367	5,0			
	Francja	0,999	33 973	8,7			
	Szwecja	0,714	38 181	-2,6			
	Wielka Brytania	0,999	42 068	-13,0			

Tabela 1, cd.

1	2	3	4	5	6	7	8
Wielka Brytania	Bułgaria	0,750	122 188	4,6	123 887	3,3	141 282
	Łotwa	1,000	126 279	1,4			
	Litwa	1,000	126 114	1,6			
	Polska	1,000	122 714	4,2			
	Austria	0,748	119 996	6,3			
	Francja	0,992	122 084	4,7			
	Niemcy	0,750	122 395	4,5			
	Szwecja	0,750	128 752	-0,5			
Włochy	<b>Portugalia</b>	0,999	108 808	<b>-8,0</b>	108 808	-8,0	116 399

Czcionką pogrubioną zaznaczono najmniejsze błędy prognoz wygasłych;  $m$  – wartość miary podobieństwa,  $y_{2017}^*(cz)$  – cząstkowa prognoza wygasła na 2017 r.,  $\Psi_{2017}(cz)$  – błąd prognozy cząstkowej na 2017 r.,  $y_{2017}^*(k)$  – wygasła prognoza kombinowana na 2017 r.,  $\Psi_{2017}(k)$  – błąd prognozy kombinowanej na 2017 r.,  $y_{2018}^*$  – prognoza na 2018 r.

Źródło: P. Dittmann, *Sprzedaż odzieży...* oraz obliczenia własne.

W wyniku przeprowadzonego badania stwierdzono także, że mniejsze błędy *ex post* prognoz wygasłych uzyskano dla 11 krajów w przypadku prognoz cząstkowych oraz dla 9 krajów w przypadku prognoz kombinowanych (tab. 2). Dla dwóch krajów: Francji i Włoch (ze względu na jeden rynek/kraj wiodący) prognozy cząstkowe były jednocześnie prognozami kombinowanymi.

Tabela 2. Porównanie prognoz cząstkowych i kombinowanych pod względem dopuszczalności

Prognozy	Cząstkowe	Kombinowane
Liczba lepszych prognoz*	11	9

\* W przypadku Francji i Włoch prognozy cząstkowe były identyczne z prognozami kombinowanymi.

Źródło: obliczenia własne.

Uznano zatem, że można wyznaczyć prognozy sprzedaży odzieży sportowej dla badanych krajów Unii Europejskiej na 2018 r. (por. tab. 1). Biorąc pod uwagę wielkość błędów *ex post* prognoz wcześniejszych, zbudowano je bądź jako prognozy cząstkowe (na podstawie jednego rynku wiodącego), bądź jako prognozy kombinowane. Ze względu na stosunkowo niewielkie błędy prognoz wcześniejszych wydaje się, że skonstruowane prognozy można uznać za dopuszczalne.

Mnożąc prognozowane dla poszczególnych krajów wielkości sprzedaży przez planowane udziały w rynku konkretnych sprzedawców (producentów odzieży sportowej), można wyznaczyć także prognozy sprzedaży dla tych przedsiębiorstw.

## 4. Zakończenie

W pracy zbudowano prognozy sprzedaży odzieży sportowej dla krajów Unii Europejskiej. Zatem sformułowany cel badawczy został osiągnięty. Przeprowadzone badanie wykazało, że możliwa jest budowa dopuszczalnych prognoz sprzedaży odzieży sportowej przy użyciu modeli analogowych (pozytywna odpowiedź na pierwsze pytanie badawcze). Jednocześnie nie uzyskano jednoznacznej odpowiedzi na drugie ze sformułowanych pytań badawczych. W przypadku niektórych krajów lepsze, pod względem dopuszczalności prognoz, były prognozy cząstkowe, zaś w przypadku innych – prognozy kombinowane. Oznacza to, że w konstrukcji prognoz na następne lata z użyciem modeli analogowych należałoby uwzględnić prognozy zarówno cząstkowe, jak i kombinowane, a następnie wybrać lepsze pod względem ich dopuszczalności.

## Literatura

- Barro R.J., Sala-i-Martin X., *Convergence*, Convergence 1992, vol. 100, no. 2, s. 223–251.
- Boyle G.E., McCarthy T.G., *A simple measure of  $\beta$ -convergence*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 1997, vol. 59, no. 2, s. 257–264.
- Chase C.W., *Demand-Driven Forecasting: A Structured Approach to Forecasting*, John Wiley & Sons, Hoboken, NJ, 2013.
- Cieślak M., Jasiński R., *Miara podobieństwa funkcji*, Przegląd Statystyczny 1979.
- Clements M.P., Hendry D.F., *A Companion to Economic Forecasting*, Blackwell Publishers, Oxford 2002.
- Comer J.M., *Sales Management*, Allyn and Bacon, Needham Heights 1991.
- Dittmann I., *Gamma konwergencja cen na lokalnych rynkach mieszkaniowych w Polsce*, Studia Ekonomiczne 2014, nr 181, s. 195–207.
- Dittmann P., *Modele regresji w prognozowaniu w przedsiębiorstwie*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu 2001, nr 919, s. 11–21.
- Dittmann P., *Sprzedaż odzieży sportowej w krajach Unii Europejskiej – ocena podobieństwa poziomu i zmian w czasie*, Studia Ekonomiczne 2018 [w druku].
- Dittmann P., Szabela-Pasierbińska E., Dittmann I., Szpulak A., *Prognozowanie w zarządzaniu przedsiębiorstwem*, Wydawnictwo Nieoczywiste i Wolters Kluwer, Warszawa 2016.
- Gilliland M., *The Business Forecasting Deal*, Wiley Online Books, 2015.
- Gnat S., *Konwergencja cenowa na lokalnych rynkach nieruchomości w aglomeracji szczyecińskiej w latach 2008–2013*, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 2014, nr 36, s. 213–225.
- Hanke J.E., Wichern D.W., *Business Forecasting*, Pearson International Education, Upper Sadle River, NJ, 2009.
- Iancu A., *Economic convergence. Applications – second part*, Romanian Journal of Economic Forecasting 2007, vol. 8, no. 4, s. 24–48.
- Konopczak K., Welfe A., *Convergence-driven inflation and the channels of its absorption*, Journal of Policy Modeling 2017, vol. 39, no. 6, s. 1019–1034.
- Lee H.L., Padmanabhan V., Whang S., *Information distortion in a supply chain: The bullwhip effect*, Management Science 1997, vol. 43, no. 4, s. 546–558.

- Liu N., Ren S., Choi T., Hui C.-L., Ng S., *Sales forecasting for fashion retailing service industry: A review*, *Mathematical Problems in Engineering* 2013, vol. 4, s. 1–9.
- Mallios W.S., *Forecasting in Financial and Sports Gambling Markets: Adaptive Drift Modeling*, John Wiley & Sons, Hoboken, NJ, 2011.
- Nenn M.E., Giustiniano L., Pirolo L., *Demand forecasting in the fashion industry: A review*, *International Journal of Engineering Business Management* 2013, vol. 5, s. 1–6.
- Pittau M.G., Zelli R., Massari R., *Evidence of convergence clubs using mixture models*, *Econometric Reviews* 2016, vol. 35, no. 7, s. 1317–1342.
- Shim J.K., *Strategic Business Forecasting*, St. Lucie Press, New York 2000.
- Shintani M., *A nonparametric measure of convergence towards purchasing power parity*, *Journal of Applied Econometrics* 2006, vol. 21, no. 5, s. 589–604.
- Sporting Goods Market: Global Demand Analysis & Opportunity Outlook 2023*, 2018, [www.researchnester.com/reports/sporting-goods-market-global-demand-analysis-opportunity-outlook-2023/214](http://www.researchnester.com/reports/sporting-goods-market-global-demand-analysis-opportunity-outlook-2023/214).
- Thomassey S., *Sales forecasts in clothing industry: The key success factor of the supply chain management*, *International Journal of Production Economics* 2010, vol. 128, no. 2, s. 470–483.
- Werner T., *Sigma and beta convergence of sportswear markets in European Union countries*, [w:] Szkutnik W., Sączewska-Piotrowska A., Hadaś-Dyduch M., Acedański J. (red.), *10th International Scientific Conference "Analysis of International Relations 2018. Methods and Models of Regional Development. Summer Edition". Conference Proceedings*, Publishing House of the University of Economics in Katowice, Katowice 2018, s. 118–124.