

Maria KLONOWSKA-MATYNIA
Kamila RADLIŃSKA

Ocena wahań sezonowych bezrobocia w nadmorskich regionach turystycznych Polski i Hiszpanii¹

Streszczenie. *Celem badania jest porównanie i ocena zróżnicowania wahań sezonowych bezrobocia na nadmorskich rynkach pracy w turystycznych regionach Polski i Hiszpanii. Przedmiotem szczegółowych analiz jest poziom i rozkład miesięcznych wahań sezonowych bezrobocia na nadmorskich oraz peryferyjnych względem nich rynkach pracy. Do wyodrębnienia składnika sezonowego zastosowano procedurę Census X-12 ARIMA. W analizie wykorzystano dane o miesięcznej liczbie bezrobotnych od stycznia 2006 r. do grudnia 2015 r. Ich źródłem w przypadku Polski były urzędy pracy w powiatach, a Hiszpanii — Ministerstwo Pracy i Opieki Społecznej (MESS).*

Z międzynarodowych porównań wynika, że wyższymi wahaniami sezonowymi bezrobocia cechują się obszary turystyczne w naszym kraju (zarówno bezpośrednio nadmorskie, jak i peryferyjne względem nich). W ciągu roku na rynkach pracy w Polsce i Hiszpanii stwierdzono podobny rozkład wahań sezonowych bezrobocia.

Słowa kluczowe: bezrobocie, regiony turystyczne, rynek pracy, sezonowość, zróżnicowanie.

JEL: C1, E23, E32, J21

Sezonowość w branży turystycznej jest jednym z lepiej udokumentowanych zjawisk w literaturze światowej, zwłaszcza w odniesieniu do peryferyjnych regionów północnej Europy i północnej Ameryki. Najbardziej powszechne definicje opisują sezonowość jako regularne i powtarzające się (najczęściej w ciągu roku) zmiany naturalnych zjawisk w danym miejscu, zwykle związanych z klimatem i porami roku (Allcock, 1989). Informacje zawarte w pracy Butler i Mao (1997), a także inne ba-

¹ Artykuł napisany w ramach grantu sfinansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki na podstawie decyzji DEC-2013/09/B/HS4/00488.

dania pozwalają podzielić czynniki powodujące sezonowość w turystyce na dwie grupy — czynniki o charakterze naturalnym (fizycznym) oraz instytucjonalnym (społecznym i kulturowym) (Bar-On, 1975; Commons i Page, 2001; Goulding, Baum i Morrison, 2004). Ekonomiści próbują szacować również skutki sezonowości dla branży turystycznej, wyrażając je zazwyczaj w kategoriach finansowych, głównie kosztach społecznych, kapitale i liczbie klientów (Jang, 2004).

Badanie sezonowości nie ogranicza się jedynie do ustalenia przyczyn i skutków jej występowania. Ważniejszą kwestią są działania skutecznie ją ograniczające. Przegląd polityki rozwoju wielu peryferyjnych regionów turystycznych na Wyspach Brytyjskich, w Skandynawii czy Kanadzie ukazuje dążenia do wydłużenia głównego sezonu turystycznego (rozwój produktów turystycznych) lub zredukowania wpływu sezonowości jako głównego celu (Baum i Hagen, 1999). Wśród działań ograniczających sezonowość w turystyce wymienia się także różnicowanie cen w sezonie i poza nim (Bar-On, 1975) oraz promowanie podróży służbowych z natury niepodlegających zjawisku sezonowości (Lundtorp, Rassing i Wanhill, 1999). Inni autorzy kluczową rolę w ograniczaniu sezonowości przypisują odpowiednim działaniom pozasezonowym (np. turystyka biznesowa czy oferty dla odbiorców samotnych nieobejmujące rodzin), współpracy pomiędzy dostawcami usług turystycznych (m.in. w zakresie godzin otwarcia obiektów), zachęcaniu pracodawców do umożliwiania elastycznego korzystania z urlopów oraz dywersyfikacji rynków (Borzyszkowski, 2014). W tej kwestii szczególnie przydatny wydaje się jednak dokładny pomiar wahań sezonowych (Fernández-Morales, 2003).

Regiony turystyczne w większym stopniu niż pozostałe są narażone na wahania aktywności gospodarczej. Problem ten udokumentowano dla wielu krajów o znaczącym udziale turystyki w gospodarce narodowej, m.in. takich jak: Grecja (Drakatos, 1987; Tsitouras, 1998), Norwegia (Flognfeldt, 2001), Turcja (Sezer i Harrison, 1994), Hiszpania (Pearce, 1989; Nadal, Font i Rossello, 2004), Kanada (Sharpe i Smith, 2005), Stany Zjednoczone (Guillemette, L'Italien i Grey, 2000), Wielka Brytania (Ball, 1989; Koenig i Bischoff, 2004), Dania (Getz i Nilsson, 2004) i Australia (Lee, Bergin-Seers, Galloway i McMurray, 2008). Należy zgodzić się zatem z tezą, że sezonowość jest zjawiskiem charakterystycznym dla większości kierunków turystycznych, ale przybiera ona rozmaite formy (Borzyszkowski, 2014). Autor wyróżnia trzy typy rynków o różnym natężeniu sezonowości, tj. dla regionów: o wyraźnym zjawisku sezonowości (głównie typowo turystyczne), z umiarkowaną sezonowością (w pobliżu ośrodków miejskich) oraz z niską sezonowością (przede wszystkim miasta).

Ze względu na funkcjonowanie rynków pracy sezonowość uznać należy za zjawisko negatywnie wpływające na gospodarkę (głównie na zatrudnienie). Wyniki badań nad zmiennością rynków pracy w krajach europejskich potwierdzają, że cechują się one zróżnicowanym rozkładem wahań sezonowych bezrobocia w roku i odmienną wielkością odchyłań miesięcznych (Grady i Kapsalis, 2002, s. 20—45; Rydzewski, Deming i Ronnes, 1993, s. 2—14; Rembeza, Klonowska-Matynia i Radlińska, 2015). W równoległe podjętych badaniach autorki zwróciły uwagę, że problem sezonowości dotyczy zarówno metropolitalnych, jak i peryferyjnych rynków pracy (Klonowska-Matynia i Radlińska, 2016).

Badania nad sezonowością rynków pracy mają aplikacyjny charakter. Pozwalają określić konsekwencje jej występowania oraz implementować strategię przygotowującą daną gospodarkę do negatywnych skutków tego zjawiska (Getz i Nilsson, 2004; Hartmann, 1986; Phelps, 1988). Podkreślając szczególnie przy-

datną rolę dokładnych pomiarów wahań sezonowych w ograniczaniu sezonowości, autorki oczekują, że artykuł będzie stanowić przyczynek do dyskusji na temat sezonowości bezrobocia w regionach turystycznych, szczególnie narażonych na zmienność. W opracowaniu przeprowadzono analizę wahań sezonowych bezrobocia na wybranych rynkach nadmorskich oraz względem nich peryferyjnych w nadmorskich regionach turystycznych Polski i Hiszpanii. Starano się określić wielkość i tendencje zmian wahań sezonowych bezrobocia oraz ich rozkład w ciągu roku w układzie — rynki bezpośrednio nadmorskie i peryferyjne względem morza. Zastosowana procedura pozwoliła udzielić odpowiedzi na pytanie, jak zróżnicowane są rynki pracy w nadmorskich regionach turystycznych w Polsce i Hiszpanii oraz określić, czy tendencje zmian sezonowości bezrobocia w obu krajach były podobne. W analizie wykorzystano dane o miesięcznej liczbie zarejestrowanych bezrobotnych w Polsce, uzyskane z 30 urzędów pracy w powiatach, oraz w 40 jednostkach administracyjnych w Hiszpanii, udostępnione przez MESS. Podstawą analizy były dane z okresu styczeń 2006—grudzień 2015 r.

Rynki pracy w Polsce i Hiszpanii wydawały się szczególnie interesujące do porównania sezonowości bezrobocia. Na tle innych krajów europejskich Polska i Hiszpania charakteryzują się dużym regionalnym zróżnicowaniem oraz odmienną tendencją do zmiany liczby bezrobotnych w latach 2006—2015. Hiszpania, ze względu na walory klimatyczne, jest krajem typowo turystycznym o wysokim i stale rosnącym udziale turystyki w gospodarce narodowej (w 2016 r. 12% PKB). W Polsce ten udział jest niższy (w 2016 r. 6% PKB), ale turystyka stanowi jedną z najszybciej rozwijających się gałęzi gospodarki (GUS, 2016).

METODA ANALIZY SEZONOWOŚCI W BEZROBOCIU I ZAKRES DANYCH

Przedmiotem analizy są wartości odchyłeń sezonowych bezrobocia w nadmorskich rynkach pracy w regionach turystycznych Polski i Hiszpanii. Lokalizacja jednostek terytorialnych w bezpośrednim lub relatywnie bliskim sąsiedztwie morza określiła turystyczny charakter danego rynku. Realizacja celu badania wymagała zdefiniowania poszczególnych typów rynków pracy. Nadmorskie rynki pracy stanowiły jednostki administracyjnie zlokalizowane w bezpośrednim sąsiedztwie morza. W analizie nadano im symbol *M*. Rynki pracy jednostek administracyjnych oddalonych od linii brzegowej morza, peryferyjnych względem jednostek zlokalizowanych w bezpośrednim sąsiedztwie morza, oznaczono jako *P*. Głównym kryterium doboru jednostek terytorialnych do badania była lokalizacja geograficzna danej jednostki w regionie nadmorskim danego kraju².

Ograniczeniem w analizie była dostępność danych. Dane dla gmin w Banku Danych Lokalnych prezentowane są z roczną częstotliwością, więc konieczne stało się korzystanie z informacji powiatowych urzędów pracy. W postępowaniu przygotowawczym okazało się, że uzyskanie pełnych danych o miesięcznej liczbie bezrobotnych dla wszystkich jednostek administracyjnych jest utrudnione i tylko niektóre urzędy udostępniły kompletne dane w wybranym do analiz okresie. Ostatecznie badaniu w Polsce poddano 16 jednostek przybrzeżnych i 14 względem nich peryferyjnych (bez dostępu do morza), a w Hiszpanii 40 jednostek z dziewięciu regionów: 18 nadmorskich i 22 peryferyjnych (zestawienie).

² Rynek peryferyjny — nie dalej niż 70 km od linii brzegowej morza.

**ZESTAWIENIE JEDNOSTEK ADMINISTRACYJNYCH PRZYJĘTYCH DO BADANIA
W PODZIALE NA GMINY NADMORSKIE I PERYFERYJNE**

Kraje	<i>M</i>	<i>P</i>
Polska	Ustka — miasto Ustka, gminy: Ustka, Smoldzino Łeba — miasto Łeba, gmina Wicko Międzyzdroje — miasto Międzyzdroje, gmina Międzyzdroje, miasto i gmina: Kamień Pomorski, Wolin, Dziwnów Rewal — gmina Rewal Kołobrzeg — miasto i gmina Kołobrzeg, gmina Ustronie Morskie Mielno — gminy: Mielno ^a , Będzino Darłowo — miasto i gmina Darłowo, gmina Postomino	Ustka — gminy: Kępnice, Dębica Kaszubska Łeba — gminy: Czarna Dąbrówka, Cewice Międzyzdroje — gmina Przybiernów, miasto i gmina Sępólnica Rewal — miasto i gmina: Płoty, Resko Kołobrzeg — gminy: Stawoborze, Rymań Mielno — miasto i gmina Bobolice, gmina Tychowo Darłowo — miasto i gmina Polanów, gmina Kępnice
Hiszpania	Grenada — Almunecar, Nerja Malaga — Marbella, Estapone Murcja — Aguilas, Garrucha Walencja — Torrevieja, Benidorm Castellon de la Plana — Peniscola, Castellon Barcelona — Pineda de Mar, Castelldefell Girona — Loret de Mar, Lescala, Palmos A Coruna — Fisterra, Malpica San Sebastian/Bilbao — Zaroutz, Castro Urdales	Grenada — Loja, Huetor Tajar, Alhama de Grenada Malaga — Ubrique, Cortes de la Frontiera, Coin Murcja — Lorca, Huerca Over Walencja — Villena, Alcoi Castellon de la Plana — Teruel, Alcaizn Teruel Barcelona — Manressa, Igualade Girona — Banyoles, Vic A Coruna — Santa Comba, Carballo San Sebastian/Bilbao — Laredo, Amurrio, Bergara, Tolasa

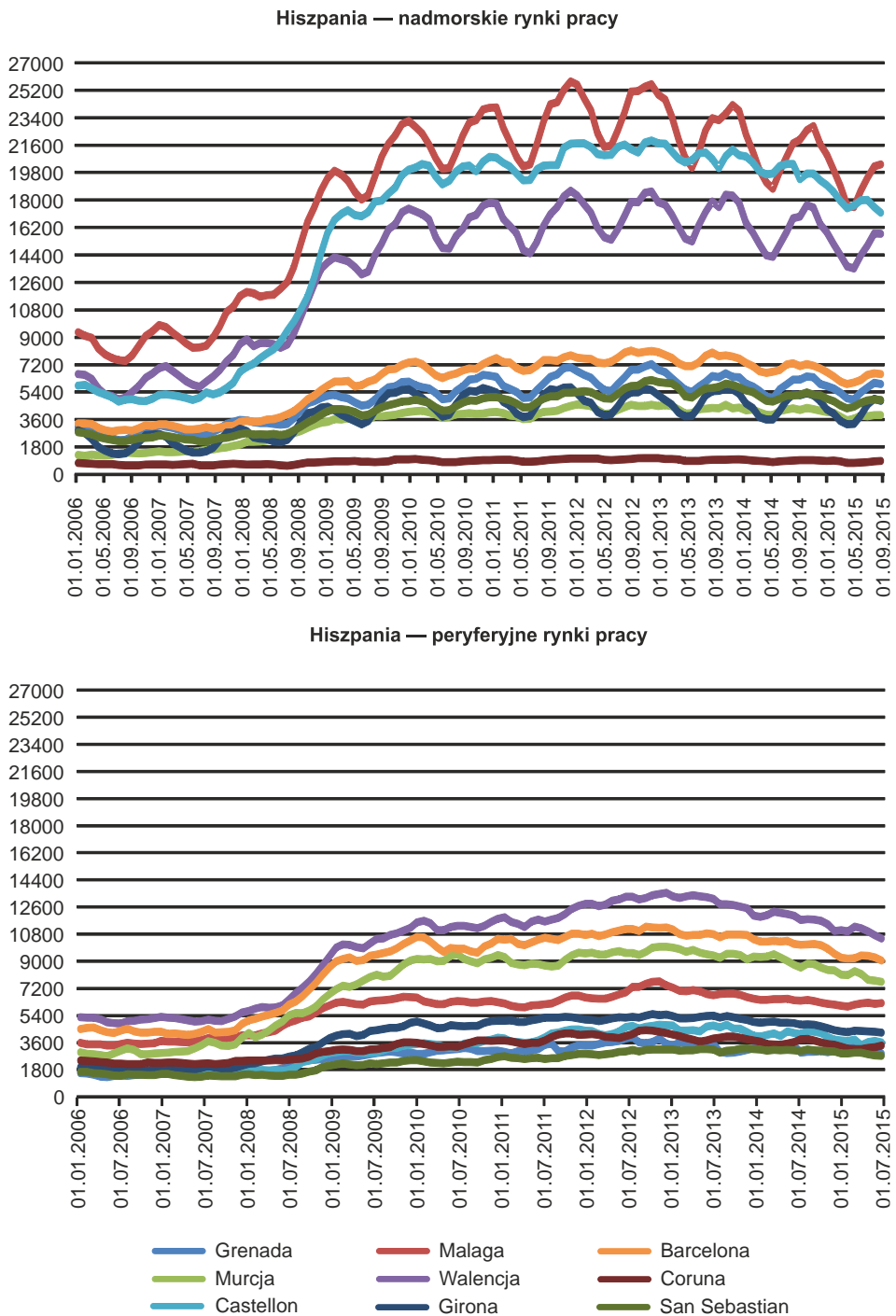
^a W styczniu 2017 r. Mielno wraz z Unieściem otrzymało prawa miejskie. Wykorzystane w badaniu dane dotyczyły gminy Mielno z okresu przed zmianą administracyjną.

Źródło: opracowanie własne.

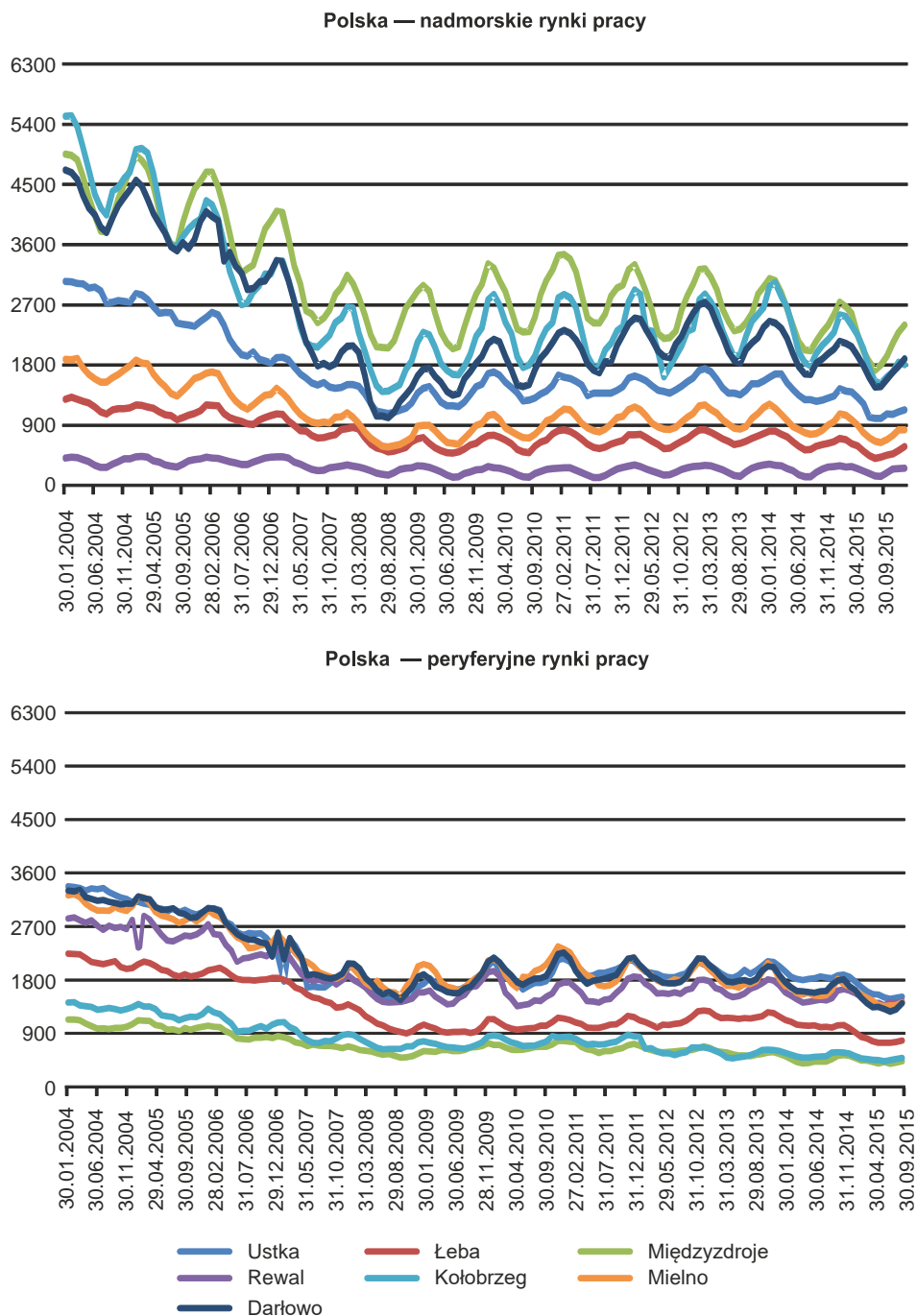
Obiekty do badania dobierano z regionów cechujących się najwyższym w danym kraju ruchem turystycznym i wykorzystaniem bazy noclegowej (GUS, 2016). Gminy zaliczone do poszczególnych grup traktowano łącznie, sumując liczbę bezrobotnych. W analizie wykorzystano dane o liczbie zarejestrowanych bezrobotnych w poszczególnych miesiącach za lata 2006—2015.

Na tle innych krajów europejskich, Polska, a zwłaszcza Hiszpania wyróżniają się szczególnie wysokim poziomem bezrobocia. Badania nad rynkami pracy w krajach europejskich dowodzą, że jednocześnie w obu opisywanych przypadkach występuje wewnętrzne regionalne zróżnicowanie bezrobocia. W Hiszpanii najniższe bezrobocie notuje się w regionach północno-wschodnich (Kraj Basków, La Rioja), najwyższe — w południowo-zachodnich (Andaluzja, Ekstramadura). W Polsce najniższe bezrobocie obserwuje się w środkowych regionach kraju (głównie województwach wielkopolskim i mazowieckim), zaś najwyższe — w północnych i północno-wschodnich (województwa warmińsko-mazurskie i zachodniopomorskie) (Rembeza i in., 2015). Analiza sytuacji na rynkach pracy w okresie od stycznia 2006 do grudnia 2015 r. wskazuje na wyraźnie odmienne kształtowanie się liczby bezrobotnych w obu krajach. W Polsce obserwowano wyraźny spadek liczby bezrobotnych, a w Hiszpanii — jej silny wzrost (wykr. 1). Dalsze obserwacje potwierdzają wewnętrzne zdywersyfikowanie badanych rynków pracy w obu krajach.

WYKR. 1. LICZBA BEZROBOTNYCH W OKRESIE STYCZEŃ 2006—GRUDZIEŃ 2015 R.



WYKR. 1. LICZBA BEZROBOTNYCH W OKRESIE STYCZEŃ 2006—GRUDZIEŃ 2015 R. (dok.)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych MESS i PUP.

Sezonowość utrudnia porównanie i interpretację zjawisk gospodarczych. Prawne określenie rzeczywistego kierunku zmian w długim (ewentualnie średnim) okresie jest możliwe dopiero po wygładzeniu danych sezonowo. Analiza tego zjawiska pozwala również na uwzględnienie specyfiki kraju, którego dane dotyczą. Jednym z czynników przemawiających za dokonywaniem sezonowej korekty danych jest fakt, iż czynnik sezonowy może dominować nad innymi, krótkookresowymi komponentami o większym znaczeniu pod względem ekonomicznym, w wyjaśnieniu kształtowania szeregu (Cabrero, 2000). W rezultacie wyrównane sezonowo dane są bardziej adekwatne do analizy kierunku rozwoju zjawisk ekonomicznych (w tym bezrobocia) niż szeregi surowe.

Wśród wielu metod sezonowego wyrównywania danych najczęściej stosowane są TRAMO/SEATS oraz X-12 ARIMA³ (Fischer, 1995). Do wyodrębnienia składnika sezonowego w przedstawionym tu badaniu zastosowano procedurę Census X-12 ARIMA, otrzymując szeregi czasowe dla poszczególnych rynków, opisujące liczbę bezrobotnych oraz względne odchylenia od trendu. Przed zasadniczą desezonalizacją szereg czasowy poddano wstępnemu oczyszczaniu z takich czynników, jak efekt kalendarza lub obserwacje nietypowe, które mogą powodować błędy w dekompozycji szeregu. Dekompozycja szeregów czasowych polega na wyodrębnieniu z wejściowego szeregu, m.in. składników trend—cykl i losowego, efektu różnej liczby dni roboczych, efektu świąt i składnika sezonowego (Grutkowska i Paśnicka, 2007).

Ze względu na dynamikę wahań okresowych zjawiska ekonomiczne można rozłożyć na czynniki, stosując formułę addytywną lub multiplikatywną. Wahania addytywne mają stałą amplitudę wahań okresowych (cyklicznych i sezonowych), która nie zależy od wielkości zjawiska w czasie. Jest ona wyrażana w ujęciu absolutnym, w tych samych jednostkach, w których mierzona jest cecha X . Nałada się na trend addytywnie, czyli wartość trendu jest regularnie pomniejszana lub powiększana o stałe wartości będące obrazem wahań okresowych. Wszystkie składniki wyrażone są w tych samych jednostkach, co zmienna X . W formule multiplikatywnej składnik obrazujący trendu T_t jest przedstawiany w takich samych jednostkach, co wyrazy szeregu X , a pozostałe składniki mają postać wskaźników. Formułę multiplikatywną stosuje się do zjawisk, w których amplituda zależy od rozwoju zjawiska, a więc wartości trendu są proporcjonalnie powiększane bądź pomniejszane.

W przypadku formuły addytywnej badane zjawisko X_t jest sumą składników:

$$X_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

gdzie:

- T_t — trend,
- C_t — składnik cykliczny,
- S_t — składnik sezonowy,
- I_t — składnik nieregularny.

³ Eurostat i Europejski Bank Centralny stosują oraz rekomendują dwie metody: TRAMO/SEATS (TS) i X-12 ARIMA (X-12).

W przypadku formuły multiplikatywnej badane zjawisko składa się z iloczynu składników:

$$X_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot I_t$$

W badaniu do dekompozycji składnika sezonowego liczby bezrobotnych wykorzystano formułę multiplikatywną.

Następnie obliczono średnie roczne odchylenia liczby bezrobotnych *MSV* (Mean Seasonal Variation) dla poszczególnych lat, posługując się formułą (Sharpe i Smith, 2005, s. 1 i 2):

$$MSV = \sum_{n=1}^{12} \left(\frac{\left| \frac{U_{u,n} - U_{a,n}}{U_{a,n}} \right|}{12} \right) \cdot 100$$

gdzie:

$U_{u,n}$ — nieodsezonowana liczba bezrobotnych w miesiącu n danego roku,

$U_{a,n}$ — odsezonowana liczba bezrobotnych w miesiącu n danego roku.

Dla całego okresu obliczono również średnie odchylenie liczby bezrobotnych w poszczególnych miesiącach od długookresowego trendu *MMV* według formuły:

$$MMV = \sum_{i=1}^j \left(\frac{U_{u,i} - U_{a,i}}{U_{a,i}} - 1 \right) \cdot 100$$

gdzie $U_{u,i}$ oraz $U_{a,i}$ to odpowiednio nieodsezonowana i odsezonowana liczba bezrobotnych w danym miesiącu i -tego roku.

Uzyskane wyniki pozwoliły scharakteryzować wielkość sezonowości bezrobocia na poszczególnych rynkach, tendencje zmian oraz rozkład wahań sezonowych w roku. W tym opracowaniu metodę *MSV* wybrano ze względu na jej wszechstronność, ponieważ w pomiarze sezonowości wykorzystuje dane dla każdego miesiąca w danym roku (Sharpe i Smith, 2005, s. 1 i 2).

Szereg czasowy podlegający sezonowemu dostosowaniu powinien mieć charakter sezonowy. Stabilna sezonowość jest koniecznym warunkiem wstępnym dostosowania sezonowego. Dopasowywanie sezonowych serii czasowych jest prawidłowe w szeregach zawierających sezonowość. W opisywanym badaniu identyfikację sezonowości przeprowadzono za pomocą Stable Seasonality Test (zwanego również testem Friedmana) i testu Kruskala-Wallisa. Zgodnie z testem Friedmana weryfikacji podlega hipoteza zerowa, zakładająca, że w szeregu czasowym sezonowość nie występuje. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza, że badany szereg czasowy nie zawiera komponentu sezonowego. Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza natomiast, że w szeregu czasowym występuje istotny statystycznie komponent sezonowy. W teście Kruskala-

-Wallisa hipoteza zerowa — podobnie jak w teście Friedmana — zakłada, że w szeregu czasowym sezonowość nie występuje.

Na szeregi czasowe, oprócz stabilnej sezonowości, wpływ mogą mieć także inne rodzaje ruchów sezonowych, np. sezonowość ruchoma. Definiuje się ją jako stopniowe zmiany amplitudy składnika sezonowego. Jest ona niepożądaną cechą serii, ponieważ może spowodować słabe prognozy i stosunkowo duże zmiany. Występowanie ruchomej sezonowości w tym badaniu sprawdzono za pomocą tzw. ewolucyjnego testu sezonowości (Evolutive Seasonality Test). Jest on oparty na dwuczynnikowej analizie wariancji komponentu SI (S — składnik sezonowy, I — składnik nieregularny), przedstawianego jako suma trzech składowych: efektu roku, efektu sezonowego oraz składnika resztowego. Hipoteza zerowa zakłada, że w badanym szeregu czasowym nie występują istotne różnice w kształtowaniu wzorca sezonowego w poszczególnych latach. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza zatem, że w badanym szeregu czasowym nie występują istotne różnice w kształtowaniu wzorca sezonowego w poszczególnych latach. Odrzucenie hipotezy zerowej świadczy natomiast o tym, że wzorzec sezonowy istotnie ulega w badanym okresie N -letnim znaczącym statystycznym zmianom. Wyniki testów wskazują na występowanie stabilności sezonowości w szeregach czasowych oraz sezonowości ruchomej.

Szczegółowe obliczenia zawarto w tabl. 1.

TABL. 1. WYNIKI TESTÓW STATYSTYCZNYCH

Gminy M — nadmorskie P — peryferyjne	Friedmana	Kruskala-Wallisa	Sezonowości ruchomej
	<i>F-value</i>		
Polska			
Ustka M	94,677*	125,8432**	10,440**
P	17,160*	105,0716**	8,768**
Łeba M	136,845*	133,8190**	10,557**
P	75,475*	118,4677**	7,105**
Międzyzdroje M	730,752*	139,2510**	4,672**
P	63,700*	120,6120**	10,518**
Rewal M	167,855*	133,9033**	16,043**
P	68,258*	123,1737**	6,235**
Kołobrzeg M	271,566*	137,1291**	5,534**
P	139,917*	129,3355**	6,225**
Mielno M	318,965*	137,1639**	9,719**
P	89,834*	122,4167**	11,576**
Darłowo M	154,335*	133,6511**	13,952**
P	57,748*	112,7180**	10,873**
Hiszpania			
Grenada M	485,759*	114,4688**	3,640**
P	8,768*	54,9820**	2,806**
Malaga M	445,964*	115,3084**	2,718**
P	25,133*	84,8471**	2,924**
Murcja M	23,366*	81,6658**	2,871**
P	9,829*	69,5898**	4,434**
Walencja M	269,985*	113,9714**	4,766**
P	15,637*	72,8136**	5,626**
Castellon M	34,920*	93,2691**	7,318**
P	45,974*	100,7769**	1,241**
Barcelona M	86,058*	105,2288**	0,439***
P	15,741*	74,7258**	4,336**

TABL. 1. WYNIKI TESTÓW STATYSTYCZNYCH (dok.)

Gminy M — nadmorskie P — peryferyjne		Friedmana	Kruskala-Wallisa	Sezonowości ruchomej
		F-value		
Hiszpania (dok.)				
Girona	M	180,769*	112,4638**	16,371**
	P	10,300*	67,9878**	1,984***
Coruna	M	74,737*	95,1099**	1,077***
	P	121,561*	109,0643**	4,626**
San Sebastian	M	313,518*	113,4701**	0,558***
	P	21,653*	85,8969**	5,875***

U w a g a. Istotność statystyczna na poziomie: * — 0,001, ** — 0,01, *** — 0,05.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne wykonane za pomocą programu EViews.

WYNIKI I DYSKUSJA

Analizę rozkładu wahań sezonowych bezrobocia przeprowadzono w układzie porównań międzynarodowych oraz pomiędzy rynkami.

Obserwacje zachowań średniorocznych składników sezonowości bezrobocia w Polsce i Hiszpanii wskazują, że generalnie silniejszymi wahaniami sezonowymi bezrobocia cechują się rynki pracy w Polsce (tabl. 2 i wyk. 2). Prawidłowość tę stwierdzono zarówno na rynkach nadmorskich, jak i względem nich peryferyjnych.

TABL. 2. ŚREDNIOROCZNE ODCHYLENIA SEZONOWEGO BEZROBOCIA (MSV) W %

Gminy M — nadmorskie P — peryferyjne	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Polska										
Ustka	M	6,5	6,6	6,9	7,0	7,2	7,2	7,2	7,4	7,5
	P	5,2	5,3	5,3	5,3	5,1	4,9	4,6	4,3	4,1
Łeba	M	10,4	10,5	10,7	10,9	11,0	11,0	11,0	11,1	11,2
	P	3,4	3,6	3,9	4,4	4,7	4,8	4,7	4,6	4,7
Międzyzdroje	M	11,7	11,7	11,7	11,7	11,6	11,6	11,5	11,4	11,4
	P	4,0	3,9	3,7	3,6	3,8	4,1	4,5	4,9	5,2
Rewal	M	15,8	16,4	17,6	19,1	20,3	20,9	21,1	21,2	21,3
	P	5,0	5,2	5,5	5,7	6,0	6,0	5,8	5,5	5,3
Kołobrzeg	M	13,0	13,1	13,2	13,4	13,5	13,4	13,2	13,0	12,8
	P	7,7	7,7	7,7	7,8	7,9	8,1	8,2	8,2	8,1
Mielno	M	11,3	11,4	11,7	11,9	12,0	12,0	12,0	12,1	12,2
	P	5,6	5,8	6,1	6,4	6,7	6,9	6,9	6,8	6,7
Darłowo	M	11,9	11,9	11,9	11,8	11,5	11,1	10,7	10,4	10,1
	P	6,1	6,2	6,5	6,7	6,9	7,0	6,9	6,9	6,8
Hiszpania										
Grenada	M	7,8	7,7	7,6	7,4	7,3	7,3	7,2	7,1	7,0
	P	3,2	3,1	2,8	2,5	2,2	2,6	3,2	4,1	4,8
Málaga	M	6,5	6,3	6,1	5,9	5,7	5,7	5,8	5,9	6,0
	P	1,3	1,3	1,3	1,3	1,6	1,7	1,7	1,6	1,4
Murcja	M	1,7	1,8	2,0	2,2	2,7	3,1	3,5	3,5	3,5
	P	2,4	2,2	1,9	1,7	1,5	1,4	1,3	1,2	1,2
Walencja	M	7,3	7,1	6,8	6,4	6,1	6,0	6,0	6,1	6,3
	P	2,2	2,2	2,1	2,0	1,7	1,3	0,9	0,9	0,9
Castellon	M	3,3	3,3	3,3	3,1	2,7	2,3	2,0	1,8	1,7
	P	4,5	4,4	4,3	4,1	3,9	3,7	3,6	3,5	3,4

TABL. 2. ŚREDNIOROCZNE ODCHYLENIA SEZONOWEGO BEZROBOCIA (MSV) W % (dok.)

G m i n y M — nadmorskie P — peryferyjne	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hiszpania (dok.)										
Barcelona	M	3,3	3,4	3,5	3,6	3,6	3,7	3,8	4,0	4,2
	P	1,7	1,7	1,8	1,9	1,8	1,7	1,5	1,3	1,2
Girona	M	18,5	17,7	16,3	14,5	13,2	12,5	12,4	12,8	13,3
	P	1,7	1,7	1,8	1,8	1,7	1,5	1,4	1,3	1,3
Coruna	M	4,5	4,6	4,6	4,7	4,8	4,8	4,8	4,8	4,9
	P	2,8	2,9	3,0	3,1	3,3	3,5	3,6	3,7	3,7
San Sebastian	M	4,6	4,6	4,7	4,8	4,8	4,8	4,7	4,7	4,7
	P	3,2	3,2	3,2	3,0	2,6	2,2	1,8	1,5	1,4

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

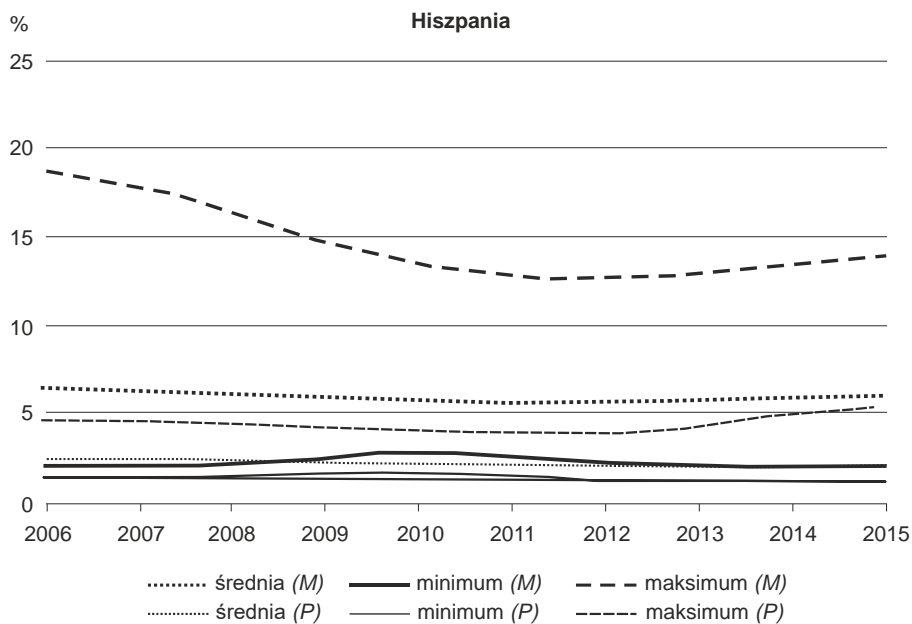
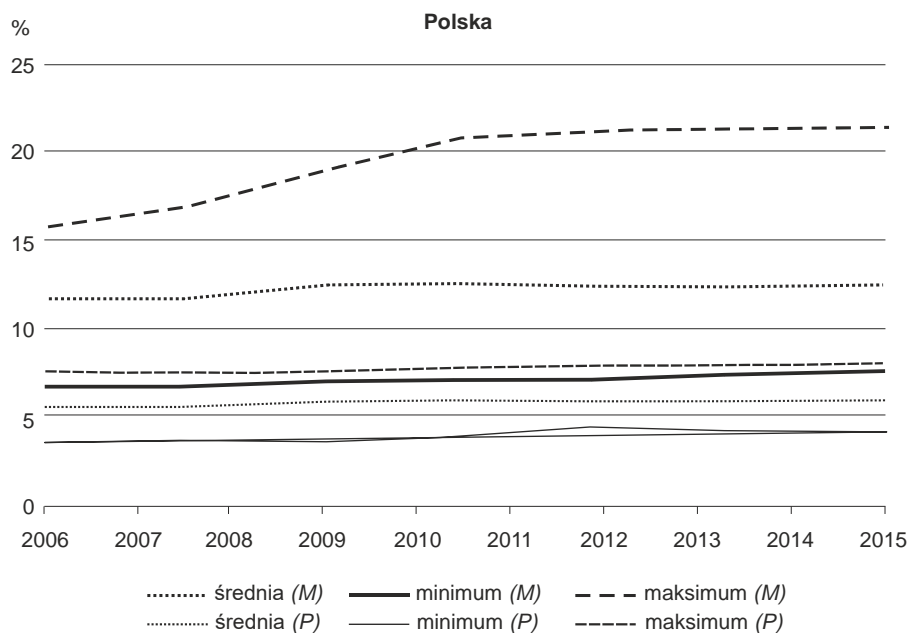
W obu krajach rynki pracy przy linii brzegowej morza cechują się znacznie wyższymi odchyleniami sezonowymi niż rynki względem nich peryferyjne.

W nadmorskich rynkach pracy w Polsce najwyższe średnioroczne wahania występowały w Rewalu, najniższe zaś w Ustce. Rozpiętość wahań w badanym okresie była stosunkowo wysoka i wykazywała tendencję rosnącą (w 2006 r. — 9,3 p.proc., w 2015 r. — 21,3 p.proc.). Na peryferyjnych rynkach pracy obserwowano natomiast niższy poziom odchyżeń i mniejszą rozpiętość wahań. W latach 2006—2011 najniższe wahania na tych rynkach występowały w Łebie, a w latach 2012—2015 — w Ustce, zaś najwyższe w całym okresie notowano w Kołobrzegu. Rozpiętość wahań na rynkach peryferyjnych względem morza była niższa niż na bezpośrednio nadmorskich i względnie stała — jej poziom nie przekroczył 4,3 p.proc.

Na nadmorskich rynkach pracy w Hiszpanii najniższe wahania występowały w rejonie Murcji i Castellon, najwyższe zaś na obszarze Girony. W ciągu badanego okresu rynki nadmorskie w Hiszpanii stały się bardziej jednorodne pod względem średniorocznych wahań sezonowych bezrobocia. W 2006 r. rozpiętość pomiędzy wartościami skrajnymi wynosiła prawie 17 p.proc., a 2015 r. — już tylko 12 p.proc. Peryferyjne rynki pracy w Hiszpanii charakteryzowały się niższymi wahaniami sezonowymi bezrobocia niż nadmorskie. Stosunkowo niewielkie wahania zaobserwowano na rynkach peryferyjnych w rejonach: Malagi, Walencji oraz Murcji, Barcelony i Girony. Relatywnie najwyższymi wahaniami cechowały się Castellon i Grenada. Na hiszpańskich peryferiach zaobserwowano wzrost rozpiętości wahań z 3,1 p.proc. w 2006 r. do 4,2 p.proc. w 2015 r. (wykr. 2).

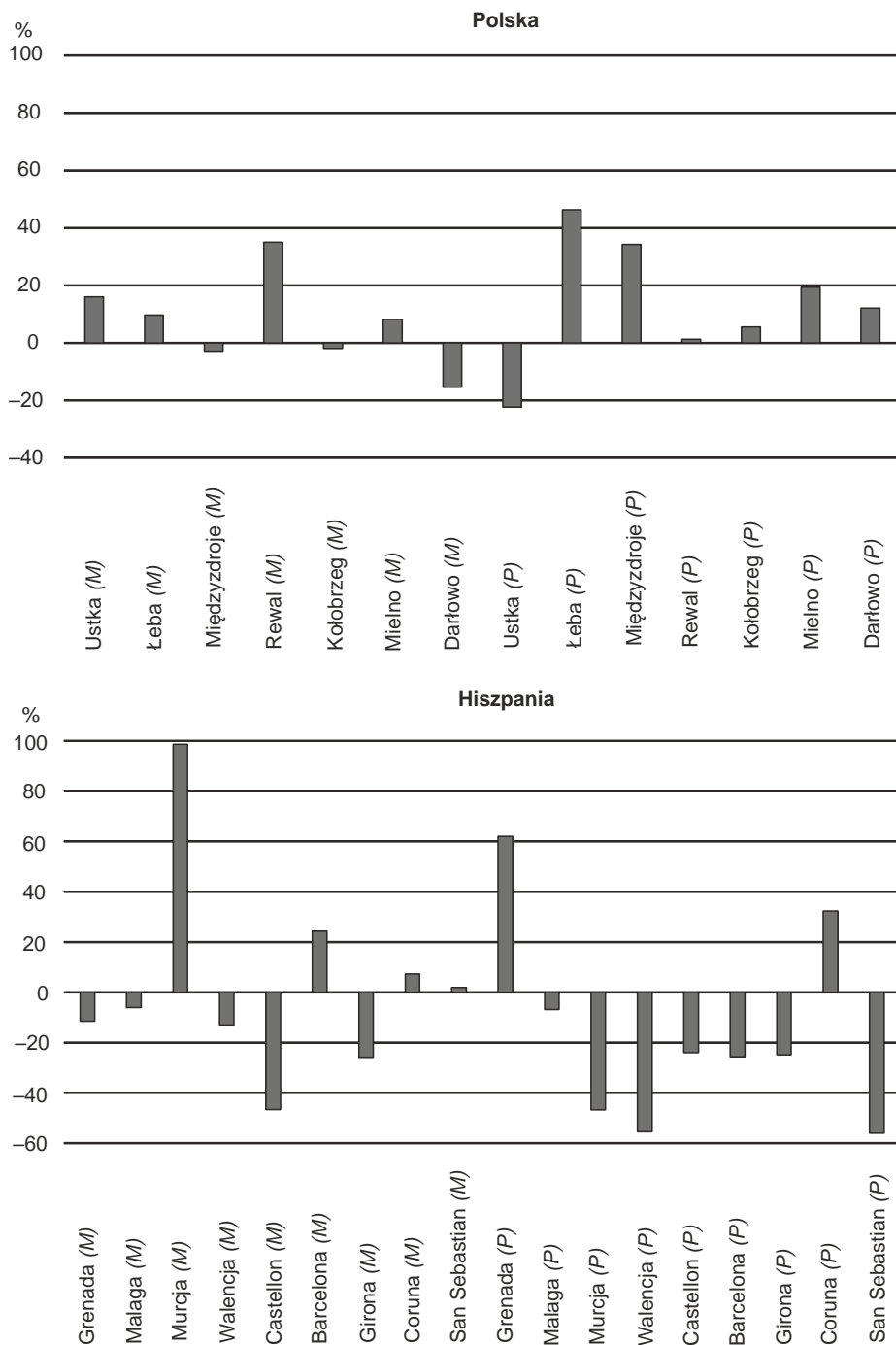
Kolejnym krokiem w analizie była ocena dynamiki średniorocznych odchyżeń sezonowych bezrobocia. Przyjmując do badania indeksy jednopodstawowe (2006 r. jako podstawa) stwierdzono, że średnioroczne wahania sezonowe bezrobocia w Polsce i Hiszpanii wykazywały odmienną dynamikę. W Polsce w badanym okresie nastąpił wzrost wahań zarówno w rejonie bezpośrednio nadmorskim, jak i peryferyjnym. Wyjątek stanowią rynki nadmorskie — Międzyzdroje i Darłowo, gdzie od stycznia 2006 do grudnia 2015 r. obserwowano stopniowy spadek wahań. W Hiszpanii (odmiennie niż w Polsce) zarówno na rynkach peryferyjnych, jak i nadmorskich w 2015 r. wahania sezonowe wykazywały ujemną dynamikę w stosunku do 2006 r. (dynamika spadku odpowiednio 86% i 90,2%). Wyjątek stanowiły nadmorskie rynki pracy — Barcelona i Murcja oraz peryferyjne rynki — Grenada i Coruna, wykazujące dodatnią dynamikę wahań (wykr. 3).

WYKR. 2. WARTOŚCI MINIMALNE I MAKSYMALNE MIESIĘCZNYCH ODCHYLEŃ BEZROBOCIA OD DŁUGOOKRESOWEGO TRENDU W POSZCZEGÓLNYCH LATACH



Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń własnych.

WYKR. 3. DYNAMIKA ŚREDNIOROCZNYCH WAHAŃ (2006=100)



Źródło: jak przy wykr. 2.

ANALIZA WAHAŃ MIESIĘCZNYCH

Wahania sezonowe bezrobocia można analizować w ujęciu miesięcznym, określając tym samym, jaki jest ich rozkład w ciągu roku.

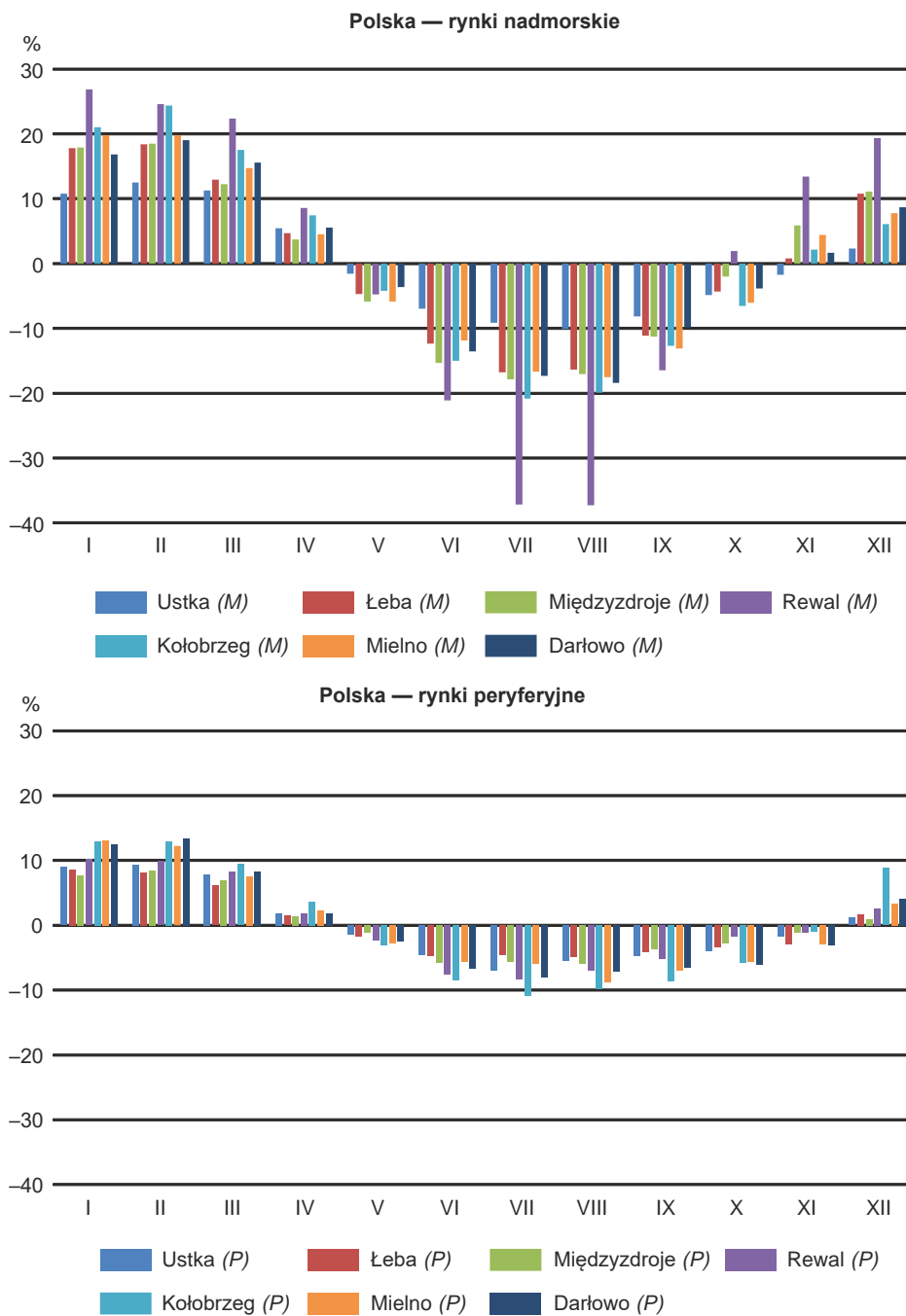
Rynki pracy w Polsce i Hiszpanii cechują się podobnym rozkładem wahań sezonowych bezrobocia w roku. Zasadniczo na wszystkich rynkach występuje jeden cykl roczny ze wzrostem wahań w okresie jesienno-zimowym i spadkiem w miesiącach wiosennych i letnich. Różnice dotyczą amplitudy wahań. Nietypowy rozkład wahań średniomiesięcznych zaobserwowano na niektórych rynkach peryferyjnych w Hiszpanii.

Nadmorskie i peryferyjne rynki pracy w Polsce były zróżnicowane pod względem wysokości miesięcznych odchyień sezonowych bezrobocia. Rynki zlokalizowane bezpośrednio przy linii brzegowej morza cechują się wyższymi wahaniami niż te w dalszej odległości od morza. Maksymalne odchylenia średniomiesięczne na rynkach nadmorskich wynosiły ok. +19% w okresie wzrostu sezonowego bezrobocia i -19,6% w okresie spadku. Wahania na rynkach peryferyjnych były znacznie niższe i nie przekroczyły +11% w okresie wzrostu i -7,5% w okresie spadku. Warto także podkreślić widoczną zgodność odchyień sezonowych bezrobocia na obu typach rynków. Na rynkach pracy w Polsce wahania sezonowe bezrobocia zwiększały się od listopada do kwietnia, natomiast w pozostałych miesiącach (od maja do października) obserwowano ich spadek. Wyjątek stanowił nadmorski rynek pracy Rewala, gdzie wzrost wahań obserwowano już w październiku. Ta zgodność rynków może wskazywać, że rynki peryferyjne mogą stanowić rezerwę zasobów pracy dla nadmorskich.

W Hiszpanii średniomiesięczne wahania sezonowe bezrobocia były relatywnie niższe niż na porównywalnych rynkach w Polsce. Podobnie, jak na polskich rynkach pracy poziom średniomiesięcznych wahań także był zróżnicowany. Nadmorskie rynki pracy charakteryzowały się wyższymi średniomiesięcznymi wahaniami sezonowymi niż peryferyjne. W okresie wzrostu maksymalne odchylenia na rynkach nadmorskich wynosiły średnio ok. +8%, a w okresie spadku ok. -10%. Na rynkach peryferyjnych — analogicznie +2,2% i -2,6% (wykr. 4 i 5).

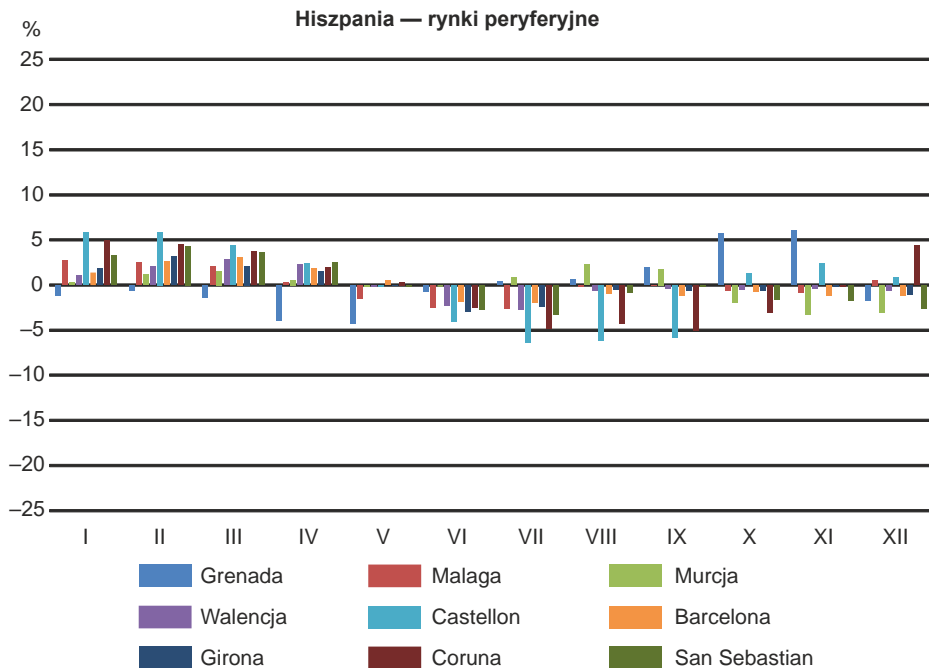
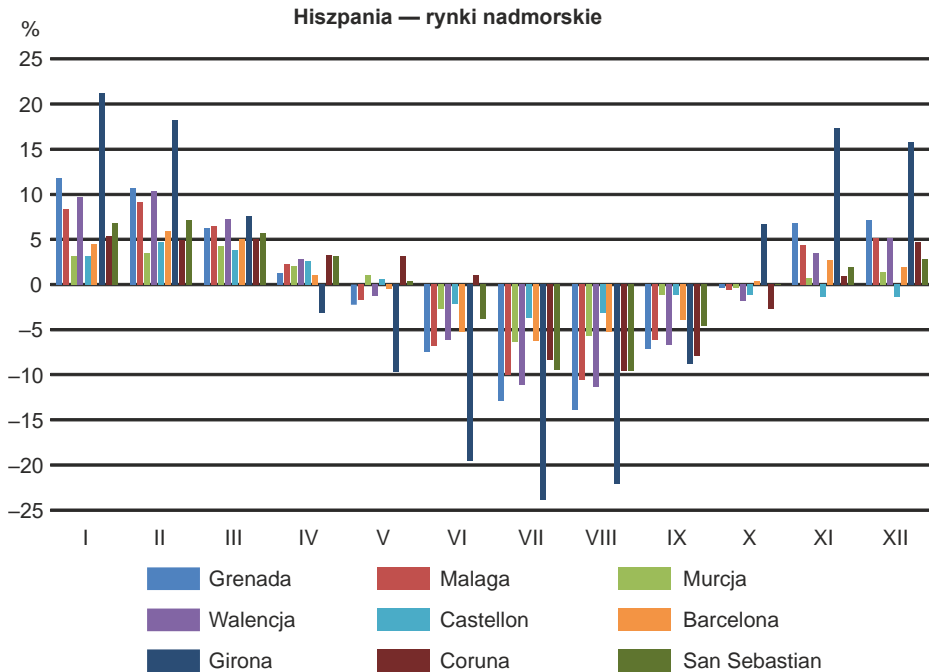
W Hiszpanii, inaczej niż w Polsce, wychwycenie zgodności rozkładu wahań w trakcie roku pomiędzy nadmorskimi i peryferyjnymi rynkami pracy było trudne. Niektóre nadmorskie rynki pracy reagowały z jedno-, a nawet dwumiesięcznym opóźnieniem (np. Murcja, Castellon, San Sebastian, Coruna). Całkowicie odmienny rozkład sezonowych wahań notowano na peryferyjnym względem morza rynku pracy w Grenadzie. Spadek obserwowano tam od grudnia do czerwca, a wzrost — od lipca do listopada (typowy cykl roczny rozpoczynał się wzrostem wahań w okresie październik—listopad i charakteryzował spadkiem wahań w okresie maj—czerwiec). Rozkład wahań sezonowych bezrobocia w tym regionie można powiązać z trwającymi w tym czasie zbiorami truskawek i zwiększonym popytem na pracę w rolnictwie. Nietypowym rozkładem wahań charakteryzował się również peryferyjny rynek pracy w Murcji, regionie z największymi uprawami cytrusów. Spadek wahań sezonowych bezrobocia w okresie wrzesień—grudzień odpowiada zbiorom tych owoców. Wyraźnie turystyczny charakter widoczny jest także na rynkach pracy Girony, zwłaszcza jej nadmorskiej części. Szczególnie wysokie wahania i ich rozkład w roku korespondują tam z natężeniem ruchu turystycznego (zatrudnienie sezonowe w hotelach i gastronomii) (wykr. 4).

WYKR. 4. ODCHYLENIA ŚREDNIOMIESIĘCZNE — RYNKI PRACY NADMORSKIE
I PERYFERYJNE



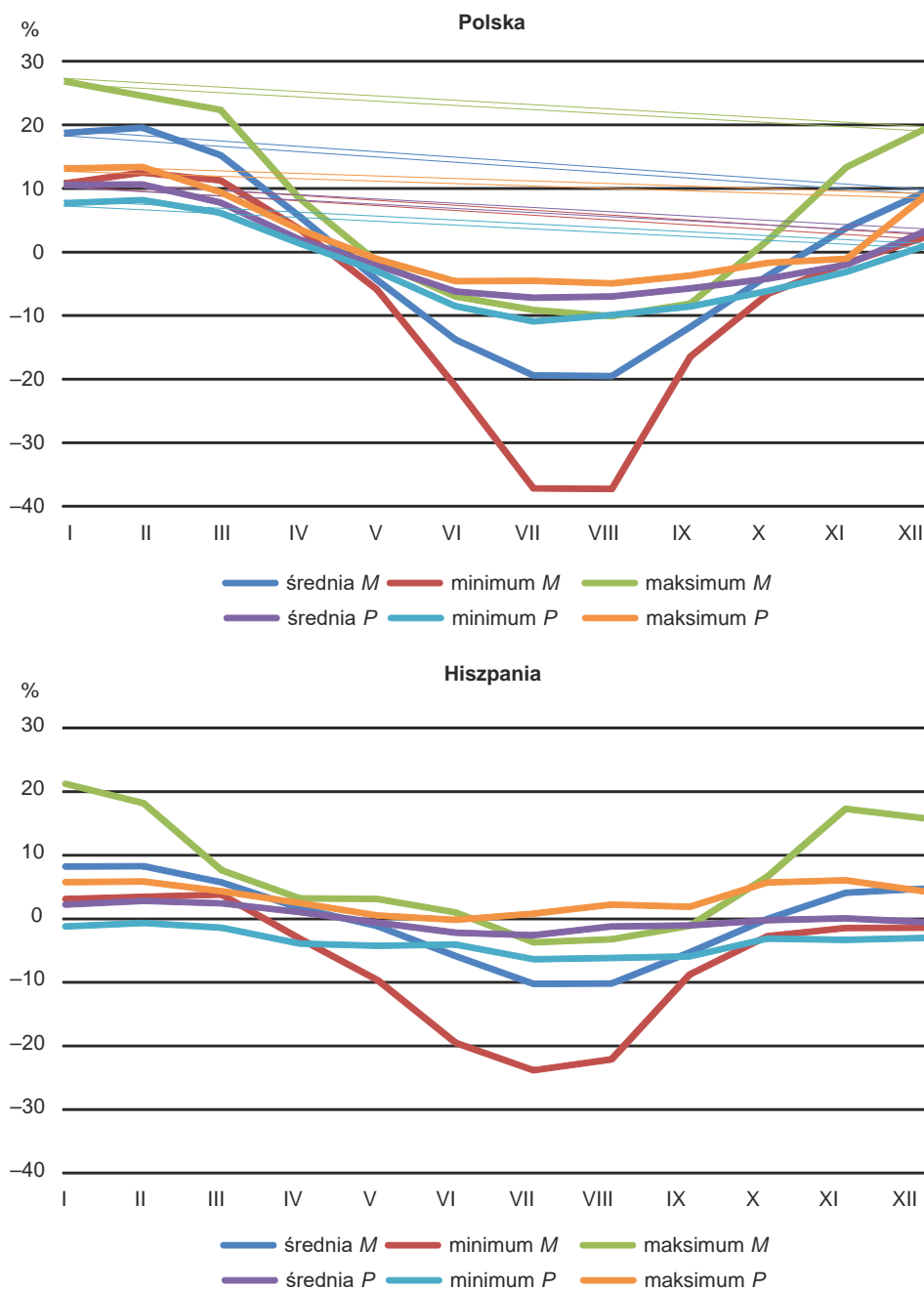
Źródło: jak przy wykr. 2.

WYKR. 4. ODCHYLENIA ŚREDNIOMIESIĘCZNE — RYNKI PRACY NADMORSKIE I PERYFERYJNE (dok.)



Źródło: jak przy wyk. 2.

WYKR. 5. WARTOŚCI ŚREDNIE MINIMALNE I MAKSYMALNE MIESIĘCZNYCH
ODCHYLEŃ SEZONOWEGO BEZROBOCIA OD DŁUGOOKRESOWEGO
TRENDU W POSZCZEGÓLNYCH MIESIĄCACH



Źródło: jak przy wyk. 2.

Podsumowanie

Sezonowość jest istotnym problemem dla regionów o dużym udziale turystyki w gospodarce, w szczególności dla funkcjonowania lokalnych rynków pracy. Powoduje m.in., że w trakcie roku w regionach turystycznych występują okresy wzmożonego popytu na pracowników oraz okresy pozasezonowe, kiedy wzrasta bezrobocie. Wahania aktywności ekonomicznej ludności w regionach turystycznych wymagają stosowania odpowiednich narzędzi pomiarowych. Pomiar sezonowości na rynkach pracy jest konieczny, ponieważ pozwala odpowiednim służbom podejmować właściwe działania.

W artykule dokonano pomiaru wahań sezonowych bezrobocia i ich rozkładu w roku na turystycznych rynkach pracy w Polsce i Hiszpanii. Stwierdzono, że wahania sezonowe bezrobocia w regionach turystycznych są wyższe w Polsce niż w Hiszpanii.

Walory klimatyczne Hiszpanii determinują długość sezonu turystycznego (300 dni w roku) i możliwość zatrudniania w zasadzie przez cały rok, z różnym nasileniem w poszczególnych miesiącach i regionach. Dodatkowym czynnikiem sprzyjającym ograniczeniu sezonowości bezrobocia jest rolnictwo, charakteryzujące się — zwłaszcza w południowej części kraju — niemal całorocznymi zbiorami płodów rolnych. Warunki klimatyczne w Polsce sprawiają, że ruch turystyczny i rolnictwo mają w naszym kraju zdecydowanie sezonowy charakter, a możliwość zatrudniania pracowników w sezonie ogranicza się tylko do kilkunastu tygodni w roku. Na sezonowe wahania bezrobocia w obu krajach wpływ mają także inne czynniki instytucjonalne⁴.

Rynki pracy w obu krajach różnią się, jeśli chodzi o zmiany wahań sezonowych bezrobocia w porównywanych latach. W Hiszpanii, odwrotnie niż w Polsce, wahania sezonowe bezrobocia charakteryzowały się ujemną i silniejszą tendencją do zmian. W efekcie wahania sezonowe bezrobocia w Polsce w ostatnim roku analizy były wyższe niż na początku analizowanego okresu, a w Hiszpanii — niższe.

Analiza rozkładu wahań sezonowych bezrobocia w roku wskazuje na podobieństwo rynku pracy w Polsce i Hiszpanii. Generalnie w obu krajach spadek sezonowego bezrobocia przypada na miesiące wiosenno-letnie, a w miesiącach jesienno-zimowych wahania sezonowe bezrobocia rosną. Na podstawie porównań międzynarodowych stwierdzono również, że mniej regularnym rozkładem wahań sezonowych bezrobocia w roku cechował się rynek pracy w Hiszpanii, zwłaszcza peryferyjny. Nadmorski rynek pracy w obu krajach charakteryzował się większą rozpiętością wahań niż peryferyjny.

Pomiar wahań sezonowych na turystycznych rynkach pracy pozwala lepiej poznać ich specyfikę i efektywniej planować działania ograniczające wahania społecznej aktywności zawodowej.

dr Maria Klonowska-Matynia, dr Kamila Radlińska — *Politechnika Koszalińska*

⁴ Wszelkie regulacje prawne, które określają siłę bodźców skłaniających przedsiębiorców do tworzenia nowych miejsc pracy (m.in. klin podatkowy, stopień prawnej ochrony zatrudnienia, system negocjacji płacowych) oraz osób zdolnych do pracy (głównie dostępność, wysokość i czas pobierania zasiłków dla bezrobotnych lub innych świadczeń socjalnych).

LITERATURA

- Allcock, J. B. (1989). Seasonality. W: S. F. Witt, L. Moutinho (red.), *Tourism Marketing and Management Handbook* (s. 387—392). Londyn: Prentice Hall.
- Ball, R. M. (1989). Some aspects of tourism, seasonality and local labour markets. *Area*, 21(1), 35—45.
- Bar-On, R. R. V. (1975). Seasonality in Tourism: A Guide to Analysis of Seasonality. *Technical Paper*, 2. Londyn: Economist Intelligence Unit.
- Baum, T., Hagen, L. (1999). Responses to seasonality: the experiences of peripheral destinations. *The International Journal of Tourism Research*, 1(5), 299.
- Borzyszkowski, J. (2014). Zjawisko sezonowości w turystyce — istota problemu i działań krajowych podmiotów polityki turystycznej na rzecz jego ograniczania. *Rozprawy Naukowe AWF we Wrocławiu*, 45, 167—176.
- Butler, R., Mao, B. (1997). Seasonality in tourism: Problems and measurement. *Quality management in urban tourism*, 9—24.
- Cabrero, A. (2000). *Seasonal Adjustment in Economic Time Series: The Experience of the Banco de España*.
- Commons, J., Page, S. (2001). Managing Seasonality in Peripheral Tourism Regions: The Case of Northland, New Zealand. W: T. Baum, S. Lundtrop (red.), *Seasonality in Tourism* (s. 153—172). Nowy Jork, Pergamon, Amsterdam.
- Dagum, E. B. (1980). *The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*. Ottawa: Statistics Canada, katalogi 12—564.
- Drakatos, C. (1987). Seasonal Concentration of Tourism in Greece. *Annals of Tourism Research*, 14(4), 582—586.
- Fernández-Morales, A. (2003). Decomposing seasonal concentration. *Annals of Tourism Research*, 30(4), 942—956.
- Fischer, B. (1995). *Decomposition of time series: comparing different methods in theory and practice*. Eurostat.
- Flognfeldt, T. (2001). Long-term positive adjustments to seasonality: consequences of summer tourism in the Jotunheimen area, Norway. W: T. Baum, S. Lundtorp, *Seasonality in tourism* (s. 109—117). Pergamon.
- Getz, D., Nilsson, P. (2004). Responses of Family Businesses to Extreme Seasonality in Demand: The Case of Bornholm, Denmark. *Tourism Management*, 25, 17—30.
- Goulding, P. J., Baum, T. G., Morrison, A. J. (2004). Seasonal Trading and Lifestyle Motivation: Experiences of Small Tourism Businesses in Scotland. *Journal of Quality Assurance in Hospitality & Tourism*, 5(2/3/4), 209—238.
- Grady, P., Kapsalis, C. (2002). *The approach to seasonal employment in the nordic countries: a comparison with Canada, Applied Research Branch Strategic Policy*. Quebec: Human Resources Development Canada.
- Grutkowska, S., Paśnicka, E. (2007). X-12 ARIMA i TRAMO/SEATS — empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby. *Materiał i Studia*, 220, Warszawa: NBP.
- Guillemette, R., L'Italien, F., Grey, A. (2000). *Seasonality of labour markets, Comparison of Canada, the U.S. and the provinces*. Quebec: Human Resources Development Canada, 1 i 2.
- GUS (2016). *Turystyka w 2015*. Warszawa.
- Hartmann, R. (1986). Tourism, Seasonality and Social Change. *Leisure Studies*, 5(1), 25—33.
- Jang, S. S. (2004). Mitigating Tourism Seasonality. *Annals of Tourism Research*, 31(4), 819—836.
- Klonowska-Matynia, M., Radlińska, K. (2016). Sezonowość bezrobocia na metropolitarnych, podmiejskich i peryferyjnych rynkach pracy w Polsce. *Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 292, 100—115.
- Koenig, N., Bischoff, E. E. (2004). Analyzing seasonality in Welsh room occupancy rates. *Annals of Tourism Research*, 31(2), 374—392.
- Lee, C., Bergin-Seers, S., Galloway, G., McMurray, A. (2008). *Seasonality in the tourism industry. Impacts and strategies*. Gold Coast: CRC for Sustainable Tourism Pty Ltd.
- Lundtorp, S., Rassing, C. R., Wanhill, S. (1999). The off-season is „no season”: the case of the Danish island of Bornholm. *Tourism Economics*, 5(1), 49—68.

- Murphy, P. E. (1985). *Tourism: A Community Approach*. Londyn: Methuen.
- Nadal, J. R., Font, A. R., Rossello, A. S. (2004). The economic determinants of seasonal patterns. *Annals of Tourism Research*, 31(3), 697—711.
- Pearce, D. G. (1989). *Tourist Development*. Nowy Jork: Longman.
- Phelps, A. (1988). Seasonality in Tourism and Recreation: The Study of Visitor Patterns, A Comment on Hartman. *Leisure Studies*, 7(1), 33—39.
- Rembeza, J., Klonowska-Matynia, M., Radlińska, K. (2015). Regionalne zróżnicowanie sezonowości bezrobocia w Polsce, Niemczech i Hiszpanii. *Studia Prawno-Ekonomiczne*, 94, 367—379.
- Rydzewski, L. G., Deming, W. G., Rones, P. L. (1993). Seasonal employment falls over past three decades. *Monthly Labor Review*, 116(7), 3—14.
- Sezer, H., Harrison, H. (1994). *Tourism in Greece and Turkey: an economic view for planners*. W: A. Seaton (red.), *Tourism: the State of the Art* (s. 74—84). Wiley.
- Sharpe, A., Smith, J. (2005). *Labour market seasonality in Canada: Trends and policy implications*. Centre for the Study of Living Standards.
- Tsitouras, A. K. (1998). *The Seasonality of Tourism in Greece and the competitive Countries*. Ateny: Research Institute for Tourism.

Summary. *The aim of the research is to compare and assess the diversity of seasonal unemployment fluctuations on the coastal labour markets in tourist regions of Poland and Spain. Detailed analyses concerned the level and distribution of monthly seasonal unemployment fluctuations on the coastal and peripheral labour markets. The Census X-12 ARIMA procedure was used to extract the seasonal component. Data on the monthly number of unemployed persons from January 2006 to December 2015 were used in the analysis. For Poland, data were obtained from labour offices in powiats and for Spain from the Ministry of Labour and Social Welfare (Ministerio de Empleo y Seguridad Social).*

International comparisons show that higher seasonal fluctuations in unemployment are characteristic of tourist areas in Poland (both coastal and peripheral). Throughout the year the similar distribution of seasonal unemployment fluctuations was observed on the labour markets in both countries.

Keywords: unemployment, touristic regions, labour market, seasonality, diversity.