

Maria Jadamus-Hacura
Krystyna Melich-Iwanek

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

STRUKTURA RYNKU PRACY – ZAGROŻENIA I PERSPEKTYWY ROZWOJOWE

Wprowadzenie

Rozważania dotyczące perspektyw rozwojowych rynku pracy i jego prognozowania należy prowadzić mając świadomość, że dominującą rolę będą na nim odgrywać samodzielni specjaliści. Struktura uczestników rynku pracy determinuje metody badania i procesy regulacji jego funkcjonowania. W XX wieku, kiedy większość bezpośrednich uczestników rynku pracy należała do grupy pracowników wykonawców, skuteczne były stosunkowo proste narzędzia aktywnej polityki rynku pracy, np. prace interwencyjne czy standardowe szkolenia, współcześnie jednak większy nacisk powinien być położony na działania zorientowane na zwiększanie aktywności gospodarczej potencjalnych pracowników, np. subsydiowanie miejsc w pracy w sektorze prywatnym, profesjonalne poradnictwo pracy czy szkolenia organizowane dla osób starszych. Nie ulega wątpliwości, że udział pasywnych narzędzi polityki rynku pracy powinien się zmniejszać do poziomu koniecznego, w danych warunkach społecznych i gospodarczych, minimum.

Należy również pamiętać, że analiz rynku pracy nie można zawęzić jedynie do relacji pomiędzy dwoma podstawowymi grupami jego uczestników, czyli do pracodawców i pracobiorców. Podmiotami aktywnymi na rynku pracy są również wszystkie instytucje działające w tym obszarze, świadczące usługi na rzecz beneficjentów reprezentujących zarówno stronę podażową i popytową rynku pracy, czyli: publiczne służby zatrudnienia (urzędy pracy wojewódzki i powiatowe), ośrodki pomocy społecznej, ochotnicze hufce pracy, agencje zatrudnienia, instytucje szkoleniowe, instytucje dialogu społecznego, w tym związki zawodowe i organizacje pracodawców, instytucje rozwoju regionalnego i lokalnego, ośrodki kariery, instytucje edukacyjne.

Współczesne badania rynku pracy muszą obejmować również wnikliwą analizę strukturalną. Jądro problemów rynku pracy nie tkwi w poziomie bezrobocia, lecz w jego strukturach, np. kwalifikacyjnych. Dziś już nie chodzi o znalezienie jakiegokolwiek miejsca pracy, ale opowiadającego z jednej strony kwalifikacjom pracownika, a z drugiej strony również pracodawca, nie zawsze jest zainteresowany przyjęciem dowolnego bezrobotnego. Równie ważne z punktu widzenia społecznego są struktury wiekowe bezrobotnych. Z jednej strony chodzi o redukcję bezrobocia wśród młodzieży, ale powstaje również problem zatrudniania ludzi w wieku przedemerytalnym, szczególnie w warunkach koniecznego i powszechnego w Europie podwyższania wieku emerytalnego.

Niezmiernie ważnym z punktu widzenia ekonomicznego, a przede wszystkim społecznego jest problem trwania bezrobocia, szczególnie długotrwałego, ze względu na jego patogenny charakter i deprecjonowanie kapitału ludzkiego.

Podjęte badania były skoncentrowane wyłącznie na strukturach bezrobocia w województwie śląskim. Przedmiotem specjalnego zainteresowania były dociekania w zakresie identyfikacji zaistniałych w przeszłości punktów zwrotnych badanych struktur oraz próba ich prognozowania w przyszłości.

Badaniem objęto okres od I kwartału 2005 roku do III kwartału 2011 roku. Wykorzystano w tym celu dane na temat bezrobocia rejestrowanego, publikowane przez GUS w kwartalnikach „Bezrobocie rejestrowane”, w serii Informacje i opracowania statystyczne oraz na stronie internetowej GUS (www.stat.gov.pl).

1. Cel i przedmiot badania analizy

Głównym zagadnieniem badawczym było poznanie podstawowych, z perspektywy rynku pracy, a tym samym i poziomu życia mieszkańców Śląska, struktur bezrobocia. Szczególną uwagę zwrócono na problemy wynikające z niekorzystnej sytuacji na rynku pracy kobiet, ludzi młodych i w wieku powyżej 50 lat oraz osób długotrwale bezrobotnych. Istotnym zagadnieniem są również możliwości prognozowania wyróżnionych struktur.

Powszechnie struktura jest rozumiana jako układ i wzajemne relacje elementów stanowiących całość, bądź jako całość zbudowaną w pewien sposób z poszczególnych elementów [*Słownik języka polskiego*, 1981, s. 352].

W badaniach statycznych struktura jest rozumiana jako zbiór elementów badanego procesu oraz odpowiadających im relacji, które są odwzorowywane przez zależności między liczbami odpowiadającymi owym elementom, łącznie tworzących całość [Kukuła, 1989, s. 26].

Tak rozumiana struktura może być zapisana w następujący sposób:

$$S = f(x_1, x_2, \dots, x_i, \dots, x_k), \quad (1)$$

gdzie x_i oznacza i -ty ($i = 1, 2, \dots, k$) element tworzący daną strukturę, a w szczególności struktura może przyjąć jedną z dwóch postaci:

$$S_x = [x_1, x_2, \dots, x_k]^T, \quad S_p = [p_1, p_2, \dots, p_k]^T, \quad (2)$$

gdzie wszystkie x_i , czyli elementy składowe wektora S_x , spełniają warunek $\sum_{i=1}^k x_i = X$, tzn. że suma składowych wektora tworzy całość badanego zjawiska (procesu) czy też wartość odpowiedniej zmiennej w całej zbiorowości.

Wektor S_p reprezentuje strukturę klasycznie zapisaną poprzez układ wskaźników struktury $p_i = \frac{x_i}{X}$, przy czym oczywiście $\sum_{i=1}^k p_i = 1$.

W badaniach ekonometrycznych struktura jest utożsamiana z postacią strukturalną modelu ekonometrycznego [Pawłowski, 1981, s. 22-23]. Oznacza to, że model, a więc układ równań:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= f_1(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{it}, y_{2t}, y_{3t}, \dots, y_{Gt}, x_{1t}), \\ y_{2t} &= f_2(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{it}, y_{1t}, y_{3t}, \dots, y_{Gt}, x_{2t}), \\ &\vdots \\ y_{Gt} &= f_G(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{it}, y_{1t}, y_{3t}, \dots, y_{G-1,t}, x_{Gt}), \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie:

wyznacza pewien system powiązań zmiennych endogenicznych zwany strukturą,

y_{jt} – to zmienne endogeniczne modelu, $j = 1, 2, \dots, G$, $t = 1, 2, \dots, n$,

x_{it} – zmienne z góry ustalone, $i = 1, 2, \dots, k^*$.

Parametry występujące w poszczególnych równaniach modelu (3) określają strukturę ekonomiczną opisywaną przez model i dlatego zwane są parametrami strukturalnymi. Stąd też w ujęciu ekonometrycznym zmiany struktury utożsamiane są ze zmianami owych parametrów. W dalszej części rozważań zmiany struktury będą rozumiane w ten właśnie sposób.

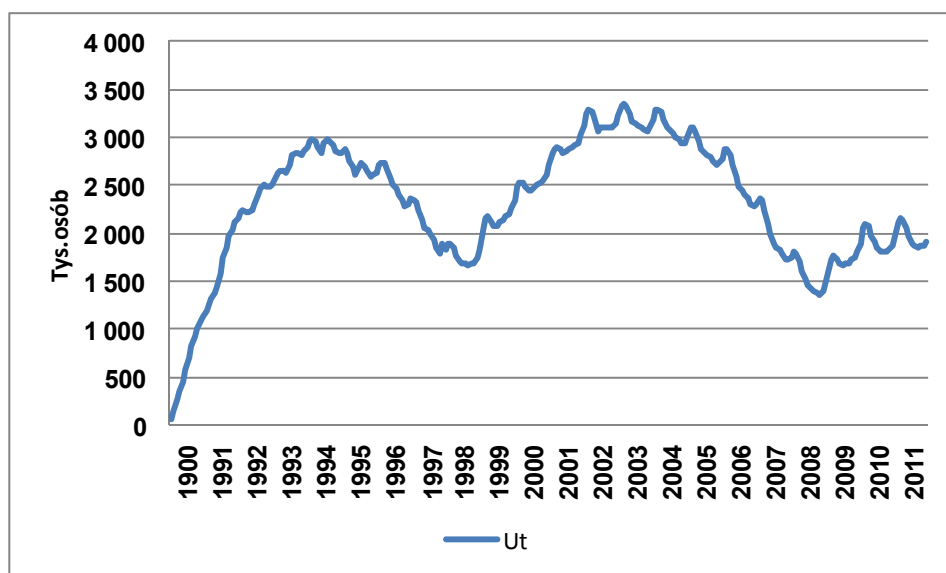
* Te i inne definicje struktury można znaleźć w pracy K. Melich-Iwanek [2010].

Dynamikę struktur można badać za pomocą modeli tendencji rozwojowych elementów struktury s_x lub wskaźników struktury s_p (2).

Badania struktur bezrobocia w województwie śląskim przeprowadzone zostały z wykorzystaniem modeli trendu.

2. Pojęcie i metody badania punktów zwrotnych

Wieloletnie obserwacje zjawiska bezrobocia w Polsce prowadzą do wniosku, że ma ono charakter cykliczny. Wyraźnie widać to na rysunku 1. Podobnie kształtowała się stopa bezrobocia, można więc oczekiwać, że w analogiczny sposób rozwijało się bezrobocie w województwie śląskim. Jeśli tak, to powstaje pytanie, czy szeregi czasowe elementów wyróżnionych struktur miały podobny kształt. W przypadku niektórych składowych ogólnego bezrobocia cykliczność zmian powinna zostać potwierdzona.



Rys. 1. Bezrobocie w Polsce w latach 1990-2011

Z punktu widzenia modelowania szeregów czasowych pojawiają się szeregi o zmiennej strukturze albo szeregi wykazujące punkty zwrotne.

Powszechnie punkty te są rozumiane jako ekstrema lokalne (minimum lub maksimum) szeregu czasowego. Według Z. Pawłowskiego, są to momenty lub okresy czasu, „[...] po których następuje załamanie dotychczasowego monotonicznego wzrostu (lub spadku) wartości zmiennej prognozowanej w czasie” [Pawłowski, 1968, s. 147].

Zakres pojęcia punktu zwrotnego jest jednak szerszy i obejmuje wszystkie te sytuacje, kiedy w punkcie czasowym t_0 następuje zmiana dotychczasowej prawidłowości kształtowania się zmiennej Y_t , co można nazwać inaczej zmianą struktury dynamicznej tej zmiennej [Melich-Iwanek, 2010, s. 24].

W odniesieniu do klasycznego modelu opisowego, w którym zmienna endogeniczna Y_t jest funkcją k zmiennych objaśniających X_{it} ($i = 1, 2, \dots, k$), B. Guzik przez punkt zwrotny rozumie „[...] moment, w którym następuje wyraźna zmiana powiązania zmiennej objaśnianej ze zmiennymi objaśniającymi” [Guzik, Appenzeller, Jurek, 2004, s. 102]. Zmiany powiązania zmiennych to zmiany postaci analitycznej, listy zmiennych objaśniających bądź wartości parametrów modelu. Inaczej mówiąc punkt zwrotny jest przejawem niestabilności struktury ekonomicznej lub dynamicznej, jeżeli rozważany jest model tendencji rozwojowej.

Z kolei U. Siedlecka ekstrema lokalne i punkty przegięcia funkcji trendu, będące punktami zwrotnymi, nazywa punktami charakterystycznymi [1996, s. 72].

W celu wyznaczenia punktu zwrotnego można wykorzystać pewne elementy analizy stosowanej w trakcie konstruowania prognoz ostrzegawczych, a szczególnie czynności nawiązujące do metod badania zmienności funkcji, w części poświęconej identyfikacji ekstremów lokalnych i punktów przegięcia. Podobnie jak w przypadku poszukiwania sygnałów ostrzegawczych [Siedlecka, 1996, s. 35], tak i w analizie punktów charakterystycznych szeregu czasowego pierwszym zadaniem jest wyeliminowanie zeń zakłóceń przypadkowych*. Następnie szereg wyrównany poddaje się analizie zbliżonej do badania zmienności funkcji, w części dotyczącej punktów charakterystycznych, wykorzystując w tym celu pierwsze, drugie, a czasem i trzecie różnice wartości funkcji trendu $f(t)$. Różnice szeregu wygładzonego stosuje się wtedy, gdy nie jest znana postać analityczna funkcji trendu, a więc gdy nie można posługiwać się rachunkiem różniczkowym (różnice zastępują pochodne).

* Zadanie to na ogół wykonuje się stosując krótkookresowe średnie ruchome (podejście mechaniczne) albo wygładzając szereg za pomocą trendu pelzającego (podejście analityczno-adaptacyjne).

Jeśli punkty charakterystyczne, maksimum, minimum i punkt przegięcia, są znaczone przez t_M , t_m i t_p , to znaki pierwszych i drugich różnic powinny spełniać następujące warunki:

Punkt charakterystyczny	$\Delta f(t)$	$\Delta^2 f(t)$	
Maksimum lokalne t_M			
dla $t \leq t_M$	+	+ lub –	
dla $t > t_M$	–	+ lub –	
Minimum lokalne t_m			
dla $t \leq t_m$	–	+ lub –	(4)
dla $t > t_m$	+	+ lub –	
Punkt przegięcia t_p			
$t \leq t_p$	+ lub –	–	
$t > t_p$	+ lub –	+	
lub			
$t \leq t_p$	+ lub –	+	
$t > t_p$	+ lub –	–	

Punkt t_p jest traktowany jako potencjalny moment zmiany struktury tylko wtedy, gdy zmiana znaku drugich różnic nie jest zdarzeniem jednorazowym i występuje np. przez co najmniej trzy okresy.

Istnieje wiele metod statycznych pozwalających identyfikować punkty zwrotne. Na ogół są to procedury dwuetapowe, polegające na wstępnej identyfikacji punktu zwrotnego, a następnie na weryfikacji jego istotności.

Jeśli potencjalny punkt zwrotny został zidentyfikowany, to kolejnym etapem analizy jest weryfikacja jego istotności. W tym celu wykorzystuje się testy statystyczne, zwane testami stabilności parametrów. Najpopularniejszym, znanym od lat 60. ubiegłego stulecia, testem stabilności parametrów jest test Chowa, [1995, s. 84-86], w którym hipoteza sprawdzana głosi, że dwa zbiory parametrów strukturalnych, odpowiadających dwóm modelom oszacowanym na podstawie danych pochodzących z różnych prób, są równe, wobec hipotezy alternatywnej, że oba zbiory różnią się między sobą w sposób istotny*. W tym przypadku punkt t^* dzieli cały zbiór informacji na dwa porównywane podzbiory, dolny i górny.

* Test ten jest omawiany w większości podręczników ekonometrii, m.in. [Studenmund, 2001, s. 242-243].

Hipotezy te można zapisać następująco:

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2$, czyli że wektory parametrów w obu próbach są równe,

$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2$, oba wektory różnią się istotnie.

Sprawdzianem hipotezy H_0 jest zmienna o rozkładzie F , o (k) i $[n_1+n_2-2k]$ stopniach swobody, zdefiniowana:

$$F = \frac{(RSK_T - RSK_1 - RSK_2)}{\frac{k}{(RSK_1 + RSK_2)}} \quad (5)$$

$$[n_1 + n_2 - 2(k - 1) - 2]$$

gdzie:

RSK_T, RSK_1, RSK_2 – resztowe sumy kwadratów uzyskane z modeli, oszacowanych odpowiednio; na podstawie danych połączonych, oraz ze zbiorów dolnego i górnego,

n_1 i n_2 – liczebności odpowiednich zbiorów dolnego i górnego,

k – liczba szacowanych każdorazowo parametrów.

Hipotezę H_0 należy odrzucić, gdy dla przyjętego poziomu istotności α zachodzi nierówność $F \geq F_\alpha$.

Jeśli dokładna data wystąpienia punktu zwrotnego nie jest znana lub kiedy znany jest jedynie przedział czasowy, w którym powinien się on znaleźć to można zastosować test ilorazu wiarygodności Quandta – *QLR (Quandt Likelihood Ratio)* [Stock, Watson, 2003, s. 472; Kufel, 2007, s.111-112]. Test ten, nawiązując do testu Chowa, pozwala zidentyfikować moment t^* , w którym wystąpiła zmiana struktury. Jest nim punkt lub moment t^* (spośród wszystkich punktów potencjalnych), dla którego wartość statystyki F jest maksymalna. Podstawowy model ma postać:

$$Y_t = \sum_{i=0}^k \alpha_{it} X_{it} + \xi_t \quad (6)$$

gdzie:

$X_{0t} \equiv 1$, a parametry α_{it} są zmienne w czasie według formuły:

$$\alpha_{it} = \begin{cases} \alpha_{it}, & t \leq t^* \\ \alpha_{it} + \delta_i, & t > t^* \end{cases} \quad (7)$$

Punkt t^* nie jest znany. Zmienność parametrów wprowadza się do modelu za pomocą zmiennej zero-jedynkowej zdefiniowanej według wzoru (7).

Model ma wtedy postać:

$$Y_t = \sum_{i=0}^k \alpha_{it} X_{it} + \sum_{i=0}^k \delta_{it} X_{it} D_t(t^*) + \xi_t \quad (8)$$

Problem weryfikacji punktu zmiany struktury sprowadza się do sprawdzania hipotez:

H_0 : $\delta_{it} = 0$, czyli punkt t^* nie jest punktem zmiany struktury,

H_1 : $\delta_{it} \neq 0$, punkt t^* jest punktem zmiany struktury w modelu.

Statystyka testu F , porównująca sumy kwadratów reszt modeli: podstawowego i ze zmienną zero-jedynkową $D(t^*)$ jest wyznaczana z 70% środkowych obserwacji. Wartości krytyczne testu dla $s_1 = k + 1$ i $s_2 = n - 2k - 2$ stopni swobody, odczytuje się z niestandardowego rozkładu F [Stock, Watson, 2003, s. 471].

Test QLR^* wydaje się być najwygodniejszym narzędziem analizowania punktów zmiany struktury, ponieważ nie wymaga wstępnych analiz identyfikacyjnych, ale w warunkach długich szeregów o wielu punktach zwrotnych konieczne jest postępowanie sekwencyjne w podziorach wyznaczanych przez kolejne punkty zwrotne.

3. Modelowanie procesów o zmiennej strukturze

W sytuacji modelowania szeregów wykazujących zmiany struktury wykorzystuje się koncepcję tzw. modelu segmentowego proponowanego przez B. Guzika [Guzik, Appenzeller, Jurek, 2004, s. 269].

Model jest nazywany segmentowym, jeśli w zbiorze możliwych wyników obserwacji wyodrębniają się niepuste i rozłączne podzbiory, takie że:

- a) dla danego podzbioru powiązanie jest klasyczne, co oznacza stabilność,
 - $f_t = f^j$ – postaci analitycznej,
 - $X_t = X^j$ – zestawu zmiennych objaśniających,
 - $b_t = b^j$ – wartości parametrów.
- b) jednocześnie istnieją przynajmniej dwa – J oraz I – podzbiory obserwacji niepuste i rozłączne, które różnią się:

* Test QLR jest zawarty w programie Gretl.

- albo postacią analityczną $f^d \neq f^d$,
- albo zestawami zmiennych objaśniających $X^d \neq X^d$;
- albo wartościami parametrów $b^d \neq b^d$.

Modele segmentowe są stosowane wtedy, kiedy powiązanie między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi jest częściowo stabilne, co oznacza, że jest stabilne na wyróżnionych podzbiorach wyników obserwacji i pomiędzy tymi zbiorami się zmienia [Deręgowska, 2011]. Zmiana powiązania może oznaczać: zmianę postaci analitycznej albo zmianę zmiennych objaśniających, lub zmianę parametrów.

Wśród modeli i metod weryfikacji zmian struktury znajduje się szereg procedur wykorzystujących zmienne zero-jedynkowe w celu reprezentowania punktów charakterystycznych szeregu czasowego [Welfe, 2009, s.174-177; Melich-Iwanek 2010].

Jeżeli zakłada się, że podstawą rozważań jest liniowa funkcja trendu:

$$y_t = \alpha_1 \cdot t + \alpha_0 + \xi_t \quad (9)$$

to należy pamiętać, że punkt zwrotny może spowodować jedno z trzech możliwych zdarzeń:

- zmianę wyrazu wolnego,
- zmianę współczynnika kierunkowego,
- zmianę obu parametrów.

Jeśli w dowolnym szeregu czasowym może wystąpić m punktów zwrotnych, to ogólna postać modelu jest następująca:

$$y_t = \alpha_1 \cdot t + \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_1^{(i)} \cdot D_{it} \cdot t + \sum_{i=1}^m \alpha_0^{(i)} \cdot D_{it} + \xi_t \quad (10)$$

gdzie:

t – zmienna czasowa przyjmująca wartości $1, 2, \dots, n$,

D_{it} – i -ta zmienna zerojedynkowa przyporządkowana i -temu punktowi zwrotnemu t_i^* , $i = 1, 2, \dots, m$.

Zmiennym zero-jedynkowym nadaje się wartości:

$$D_{it} = \begin{cases} 0 & \text{dla } t \leq t_i^* \\ 1 & \text{dla } t > t_i^* \end{cases} \quad (11)$$

gdzie:

t_i^* – oznacza i -ty punkt zwrotny, $i=1, 2, \dots, m$.

W praktyce na ogół nie wszystkie parametry $\alpha_o^{(i)}$ oraz $\alpha_l^{(i)}$ są różne od zera, ponieważ jak wcześniej założono, rzeczywiste punkty zwrotne mogą przejawiać się jako zmiany jednego lub obu parametrów poszczególnych odcinkowych funkcji trendów łącznie tworzących model (10).

W celu dokładniejszego poznania zmian struktury dynamicznej modelu, szczególnie wtedy gdy punktów zwrotnych jest wiele, można oszacować parametry modelu (10) i oceniać istotność poszczególnych parametrów. Pozwala to ustalić charakter zmian, czyli stwierdzić, czy zmiany dotyczą poziomu, czy trendu zmiennej, czy też obu tych elementów łącznie. Model ten jest również narzędziem weryfikacji występowania punktów zwrotnych.

Jeśli zmienność trendu badanego szeregu jest tak znaczna, że nie można go dopasować żadnego modelu, to należy go analizować za pomocą modeli wyrównywania wykładniczego.

4. Wyniki badań empirycznych

Przedmiotem badania były następujące zmienne:

- liczba bezrobotnych ogółem w województwie śląskim,
- liczba bezrobotnych kobiet i mężczyzn w całym województwie,
- liczba bezrobotnych w poszczególnych grupach wiekowych,
- liczba bezrobotnych zarejestrowanych według czasu pozostawania bez pracy.

Dla wymienionych zmiennych oszacowano modele trendu, najczęściej były to segmentowe modele trendu liniowego. Trendy te były następnie podstawą do oszacowania kwartalnych wskaźników sezonowości. Prognozy na następne cztery kwartały wyznaczono na podstawie multiplikatywnego modelu wskaźnikowego wahań sezonowych, czyli obliczano je ze wzoru:

$$\hat{y}_T = f(T) * ws_T$$

gdzie:

$f(T)$ – wartość funkcji trendu (T),

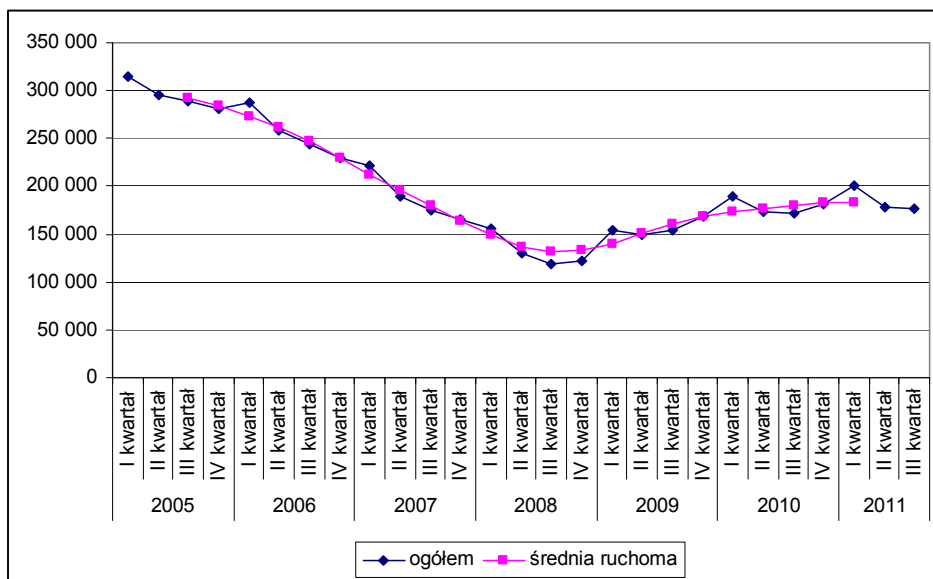
ws_T – wartość odpowiedniego wskaźnika sezonowości.

Okresem weryfikacji prognoz był czwarty kwartał 2011 roku.

Celem pracy była także analiza zmian strukturalnych liczby bezrobotnych według płci, wieku i czasu pozostawania bez pracy.

4.1. Model liczby bezrobotnych ogółem w województwie śląskim

Na rysunku 2 przedstawiono wykres danych i średniej ruchomej analizowanej zmiennej.



Rys. 2. Kształtowanie się liczby bezrobotnych w okresie od I kwartału 2005 do III kwartału 2011

Przebieg wykresu sugeruje, że tendencja rozwojowa zjawiska może mieć postać liniowego trendu segmentowego z następującymi punktami zwrotnymi: III kwartał roku 2008 ($t = 15$), oraz I kwartał roku 2010 ($t = 21$).

Wyróżniono następujące etapy budowy modelu trendu segmentowego:

- na podstawie średniej ruchomej oszacowano czyste wskaźniki kwartalnych wahań sezonowych,
- za ich pomocą wyeliminowano wahania sezonowe z analizowanego szeregu czasowego,
- dla danych oczyszczonych z efektów sezonowych oszacowano KMNK parametry segmentowego modelu trendu liniowego.

Przyjęto następującą postać modelu:

$$\hat{y}_t = a_0 + a_1 I_1 + a_2 I_2 + a_3 tI_1 + a_4 tI_2 + a_5 tI_3$$

gdzie:

$$I_k = \begin{cases} 1 & \text{dla } t \text{ należących do } k - \text{tego segmentu} \\ 0 & \text{dla pozostałych } t \end{cases},$$

dla $k = 1, 2, 3$.

Model ten można również zapisać w postaci:

$$\hat{y}_t = \begin{cases} a_0 + a_1 + a_3 t & \text{dla } t \text{ należących do 1 segmentu, czyli dla } t \leq t_1 \\ a_0 + a_2 + a_4 t & \text{dla } t \text{ należących do 2 segmentu, czyli dla } t_1 < t \leq t_2, \\ a_0 + a_5 t & \text{dla } t \text{ należących do 3 segmentu, czyli dla } t > t_2 \end{cases}$$

gdzie t_1 i t_2 są punktami zwrotnymi.

Wyniki oszacowania modelu przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1

Wyniki oszacowania modelu segmentowego trendu liniowego

Statystyki regresji	
R kwadrat	0,9798
Błąd standardowy	8795,07
Obserwacje	27

	Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p
Przecięcie	147891,1	51634,37	2,8642	0,009287
I_1	186990,28	51855,05	3,6060	0,00166
I_2	-179625,65	64744,18	-2,7744	0,011363
$t I_1$	-13931,59	525,61	-26,5058	1,26E-17
$t I_2$	10074,62	2102,42	4,7919	9,81E-05
$t I_3$	1395,64	2102,42	0,6638	0,514025

Źródło: Obliczenia własne z wykorzystaniem opcji Excela.

Segmentowy model trendu jest więc następujący:

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= 334881,4 - 13\,932t && \text{dla } t \leq 15 \\ \hat{y}_t &= -31734,6 + 10\,075t && \text{dla } 15 < t \leq 21 \\ \hat{y}_t &= 147891 + 1396t && \text{dla } t > 21 \end{aligned}$$

Wszystkie wartości p są zadowalające, wobec czego uzyskany model trendu można uznać za ostateczny. Jak widać w okresie od I kwartału 2005 roku do III kwartału 2008 roku liczba bezrobotnych w województwie śląskim średnio malała co kwartał o 13 932 osób, w następnym okresie od III kwartału 2008 roku do I kwartału 2010 roku wzrastała średnio o 10 075 osób, a w ostatnim okresie średni wzrost z kwartału na kwartał był dużo mniejszy i wynosił średnio 1396 osób.

Prognozę zbudowano na podstawie wskaźnikowego modelu multiplikatywnego na podstawie oszacowanego modelu trendu segmentowego. Otrzymane wyniki przedstawiono w tabeli 2 i graficzne na rysunku 3.

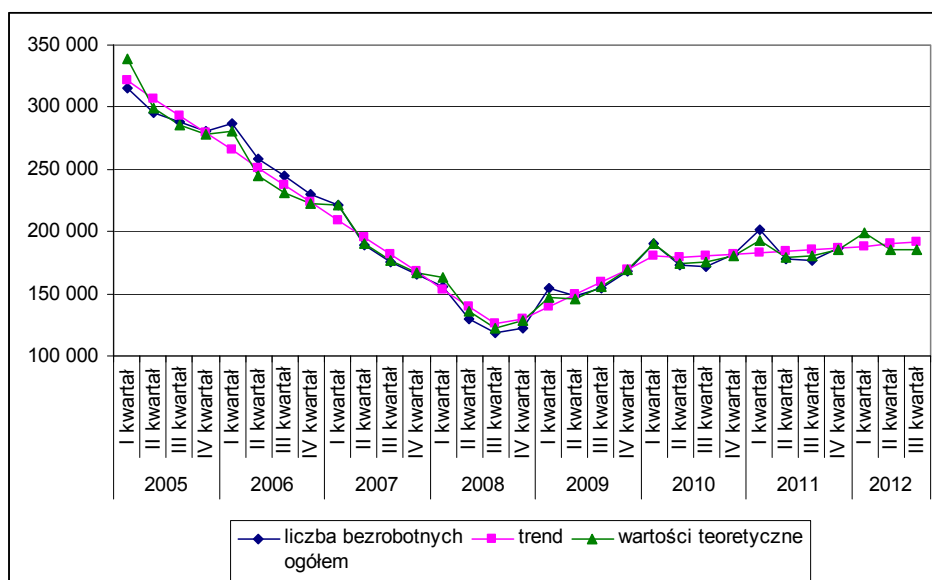
Tabela 2

Prognozy liczby bezrobotnych (ogółem)

t	Okres	Prognoza	Wartość rzeczywista	Błąd ex post	Błąd procentowy
28	IV kw. 2011	185 969	186 187	218	0,12
29	I kw. 2012	199 158			
30	II kw. 2012	185 035			
31	III kw. 2012	185 985			

Źródło: Obliczenia własne.

Błędy ex post wyznaczonych prognoz wynoszą: MAE = 4941, MAPE 2,41%, a czyste wskaźniki sezonowości kształtowały się w poszczególnych kwartałach badanego okresu następująco: 1,05; 0,98; 0,97; 0,99. Największy wzrost w stosunku do funkcji trendu zaobserwowano w kwartale I (o 5%), a spadek w kwartale III (o 3%).



Rys. 3. Prognozy liczby bezrobotnych (ogółem)

4.2. Model liczby bezrobotnych kobiet w województwie śląskim

Prognozy zbudowano na podstawie modelu identycznego z tym jaki wykorzystano do budowy prognoz dla zmiennej: liczba bezrobotnych ogółem. Oszacowano następujący model trendu segmentowego:

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= 188054 - 7\,165 t && \text{dla } t \leq 15 \\ \hat{y}_t &= -15162 + 3753 t && \text{dla } 15 < t \leq 21 \\ \hat{y}_t &= 53867 + 1858 t && \text{dla } t > 21 \end{aligned}$$

dla którego $R^2 = 0,9732$, a $S_u = 5764,7$.

Podobnie jak w poprzednim modelu dla liczby bezrobotnych ogółem, przyrosty kwartalne liczby bezrobotnych kobiet w ostatnim segmencie są mniejsze niż w poprzednim. Prognozy przedstawiono w tabeli 3 i graficznie na rysunku 4.

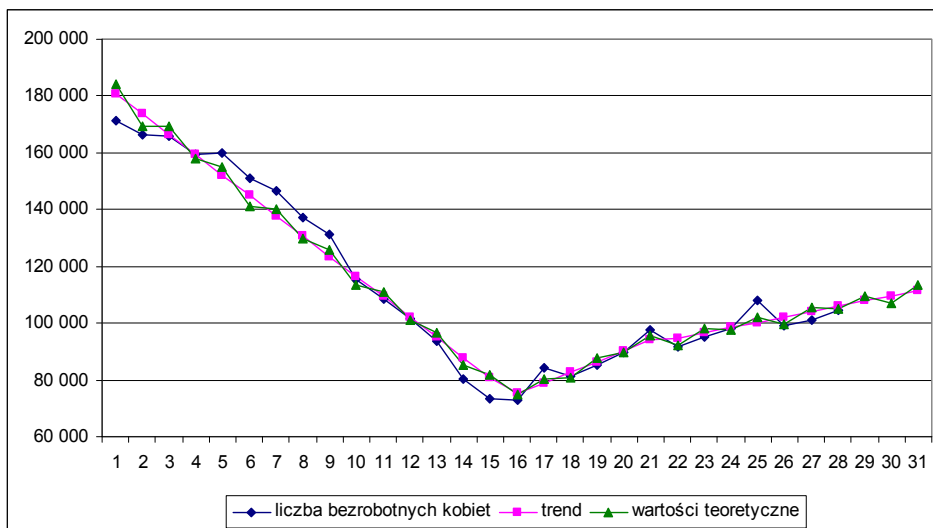
Tabela 3

Prognozy liczby bezrobotnych kobiet

t	Okres	Prognoza	Wartość rzeczywista	Błąd ex post	Błąd procentowy
28	IV kw. 2011	105094	104370	-724	0,69%
29	I kw. 2012	109618			
30	II kw. 2012	106754			
31	III kw. 2012	113266			

Źródło: Obliczenia własne.

Błędy ex post wyznaczonych prognoz wynoszą: MAE = 3766, a MAPE 3,29%.



Rys. 4. Prognozy liczby bezrobotnych kobiet

4.3. Model liczby bezrobotnych mężczyzn w województwie śląskim

Oszacowano następujący model trendu segmentowego:

$$\begin{aligned}
 \hat{y}_t &= 146810 - 6765 t && \text{dla } t \leq 15 \\
 \hat{y}_t &= -46138 + 6278 t && \text{dla } 15 < t \leq 21 \\
 \hat{y}_t &= 89690 - 273 t && \text{dla } t > 21
 \end{aligned}$$

dla którego $R^2 = 0,9818$, a $S_u = 3819,01$.

Jak widać w ostatnim segmencie można zaobserwować kwartalne nieznaczne spadki liczby bezrobotnych mężczyzn, które średnio wynoszą 273 osoby.

Prognozy przedstawiono w tabeli 4 i graficzne na rysunku 5.

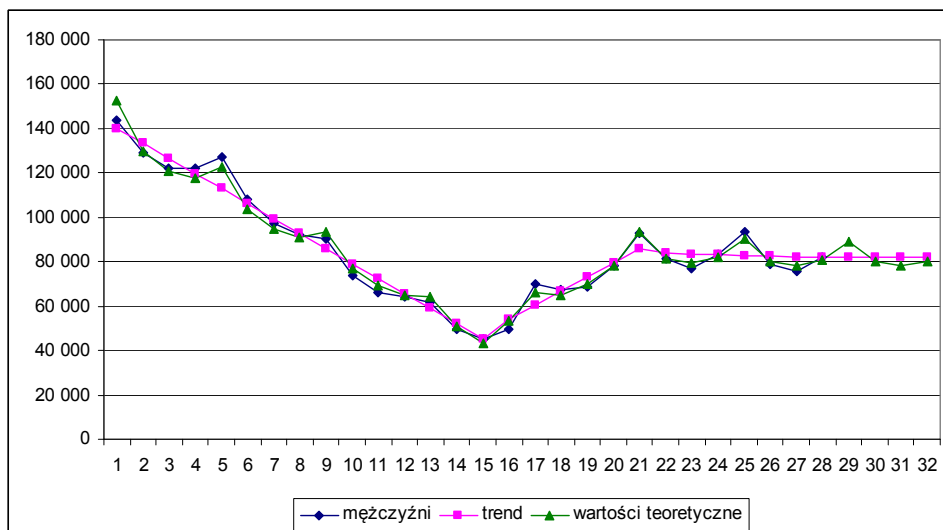
Tabela 4

Prognozy liczby bezrobotnych mężczyzn

t	Okres	Prognoza	Wartość rzeczywista	Błąd ex post	Błąd procentowy
28	IV kw. 2011	80711	81817	-1106	1,35
29	I kw. 2012	89029			
30	II kw. 2012	80184			
31	III kw. 2012	78238			

Źródło: Obliczenia własne.

Błędy ex post wyznaczonych prognoz wynoszą: MAE = 2419, a MAPE 2,88%.



Rys. 5. Prognozy liczby bezrobotnych mężczyzn

W dalszej części badania przeprowadzono analizę struktury liczby bezrobotnych kobiet i mężczyzn. Jak można zauważyć (tabela 5) wskaźniki struktury zarówno dla kobiet, jak i mężczyzn charakteryzują się niewielką zmiennością, a w całym badanym okresie udział bezrobotnych kobiet w ogólnej liczbie bezrobotnych jest znacznie wyższy niż mężczyzn.

Tabela 5

Statystyki opisowe struktury liczby i mężczyzn

Parametry	Mężczyźni	Kobiety
Średnia	43,04%	56,96%
Odchylenie standardowe	3,11%	3,11%
Współczynnik zmienności	7,22%	5,46%

Źródło: Obliczenia własne.

Prognozy dla obu zmiennych wyznaczono na podstawie nieliniowego modelu wyrównywania wykładniczego z tymi samymi parametrami wygładzania (według kryterium minimalizacji MAE model ten był lepszy od modeli Browna i Holta) oraz przedstawiono w tabeli 6 i graficznie na rysunku 6. Prognozy sumują się do 100%, bo wyznaczono je na podstawie identycznych modeli wyrównywania.

Tabela 6

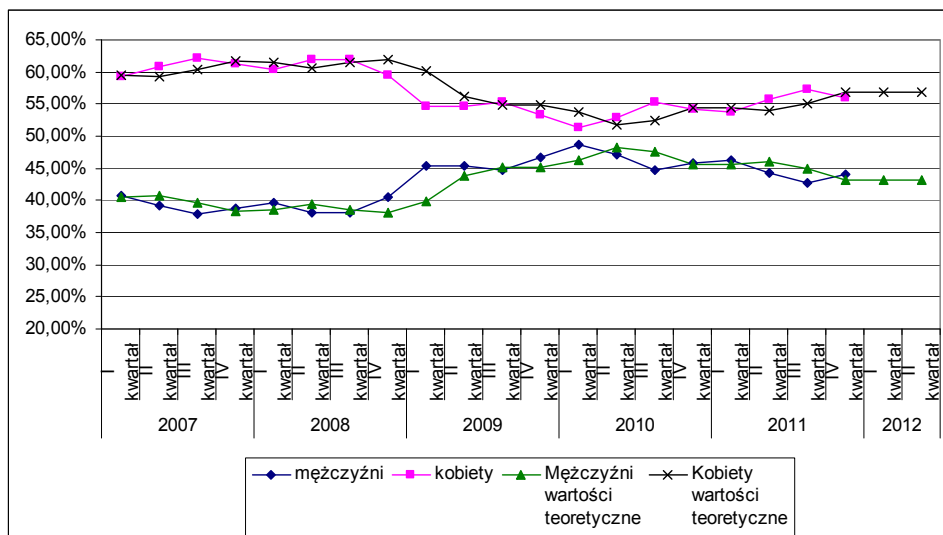
Prognozy wskaźników struktury dla mężczyzn i kobiet

t	Okres	Prognozy		Wartości rzeczywiste		Błędy ex post	
		mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety	mężczyźni	kobiety
28	IV kw. 2011						
29	I kw. 2012	43,26%	56,74%	43,94%	56,06%	0,68%	-0,68%
30	II kw. 2012	43,15%	56,85%			Błędy ex post w %	
31	III kw. 2012	43,09%	56,91%			1,55	-1,21

Źródło: Obliczenia własne.

Błędy ex post wyznaczonych prognoz wynoszą:

- dla mężczyzn MAE = 1,56, a MAPE 3,61%,
- dla kobiet MAE = 1,56, a MAPE 2,78%.



Rys. 6. Prognozy wskaźników struktury liczby bezrobotnych mężczyzn i kobiet

4.4. Modele kształtowania się liczby bezrobotnych według wieku

Oszacowano następujące modele segmentowe.

Tabela 7

Modele segmentowe trendu liniowego w poszczególnych grupach wiekowych

Grupa wiekowa	Modele segmentowe trendu liniowego	
1	2	
18-24	$\hat{y}_t = 75080 - 3864 t$ $\hat{y}_t = -18336 + 2673 t$ $\hat{y}_t = 45067 - 374 t$ $R^2 = 0,9761; S_u = 2443,5$	dla $t \leq 15$ dla $15 < t \leq 21$ dla $t > 21$
25-34	$\hat{y}_t = 91737 - 3857 t$ $\hat{y}_t = -13879 + 3179 t$ $\hat{y}_t = 42701 + 462 t$ $R^2 = 0,97962; S_u = 2325,7$	dla $t \leq 15$ dla $15 < t \leq 21$ dla $t > 21$
35-44	$\hat{y}_t = 70617 - 3156 t$ $\hat{y}_t = -4827 + 1786 t$ $\hat{y}_t = 21257 + 514 t$ $R^2 = 0,9860 S_u = 1707,1$	dla $t \leq 15$ dla $15 < t \leq 21$ dla $t > 21$

cd. tabela 7

1	2	
45-54	$\hat{y}_t = 82111 - 3037 t$	dla $t \leq 15$
	$\hat{y}_t = 9675,4 + 11411 t$	dla $15 < t \leq 21$
	$\hat{y}_t = 38919 - 18 t$	dla $t > 21$
	$R^2 = 0,96402; S_u = 3124,66$	
55 i więcej	$\hat{y}_t = 15337 - 17 t$	dla $t \leq 15$
	$\hat{y}_t = -4323 + 1022 t$	dla $15 < t \leq 21$
	$\hat{y}_t = 187,6 + 802 t$	dla $t > 21$
	$R^2 = 0,8287; S_u = 1172,6$	

Źródło: Obliczenia własne.

Modele te charakteryzują się dobrym dopasowaniem do danych empirycznych, z których wyeliminowano efekty sezonowe. W grupach wiekowych 18-24 i 45-54 za obserwowano niewielki spadek kwartalnych wartości trendu w ostatnim segmencie, natomiast w grupie wiekowej „55 i więcej” – największe przyrosty liczby bezrobotnych w ostatnim okresie (wynosi on średnio 802 osoby). Jest to szczególnie niepokojący sygnał w świetle propozycji wydłużenia wieku emerytalnego. Na podstawie wyznaczonych modeli trendów oszacowano czyste wskaźniki sezonowości i wyznaczono prognozy na następne cztery kwartały dla wszystkich grup wiekowych. Przedstawiono je w tabeli 8 i graficzne na rysunku 7 (a-e).

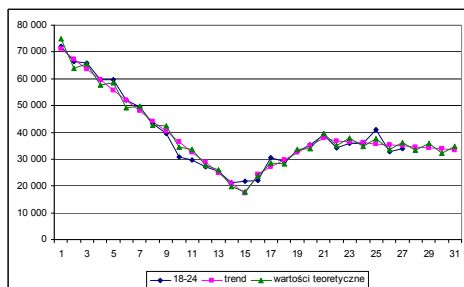
Tabela 8

Prognozy liczby bezrobotnych według grup wiekowych

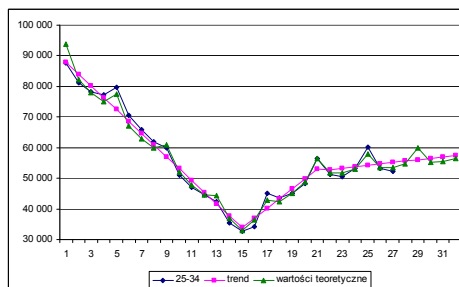
t	Okres	Prognozy				
		18-24 lat	25-34 lat	35-44 lat	45-54 lat	55 i więcej lat
28	IV kw. 2011	33423	54709	35497	38913	23248
29	I kw. 2012	35934	59895	38320	40319	24342
30	II kw. 2012	32104	55257	35987	37778	23862
31	III kw. 2012	34645	55372	35865	36540	23865
	MAE	1696,368	1414,837	941,2363	1838,048	730,641
	MAPE	4,90%	2,47%	2,32%	3,63%	4,90%

Źródło: Obliczenia własne.

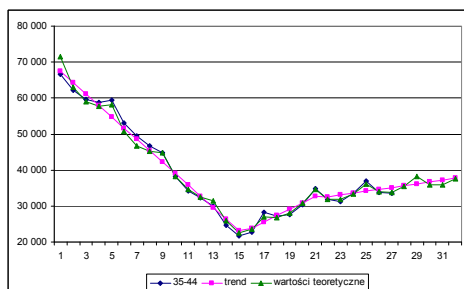
Sumując prognozy dla IV kwartału 2011 roku otrzymano prognozę dla liczby bezrobotnych ogółem równą 186 287. Porównanie z wartością rzeczywistą wynoszącą 186 187 pozwala na oszacowanie błędu ex post równego zaledwie -100 (błąd procentowy wynosi $-0,05\%$). Wszystkie prognozy wyznaczone na podstawie oszacowanych modeli są więc dopuszczalne nawet przy założeniu dla maksymalnego błędu równego 5%.



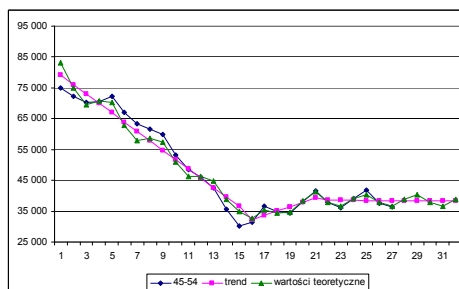
a) prognozy liczby bezrobotnych w grupie wiekowej 18-24



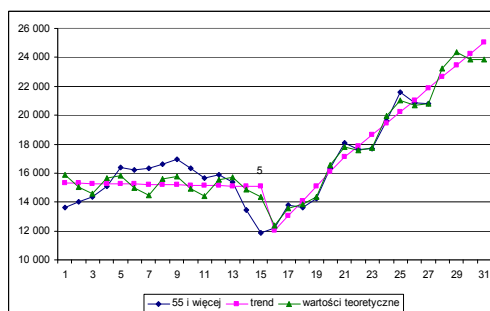
b) prognozy liczby bezrobotnych w grupie wiekowej 25-34



c) prognozy liczby bezrobotnych w grupie wiekowej 35-44



d) prognozy liczby bezrobotnych w grupie wiekowej 45-54



e) prognozy liczby bezrobotnych w grupie wiekowej 55 i więcej

Rys. 7. Prognozy liczby bezrobotnych według grup wiekowych

4.5. Analiza struktury liczby bezrobotnych według grup wiekowych

Analizę struktury liczby bezrobotnych według grup wiekowych rozpoczęto od wyznaczenia podstawowych statystyk opisowych, które przedstawiono w tabeli 9.

Tabela 9

Podstawowe statystyki opisowe dla wskaźników struktury liczby bezrobotnych w poszczególnych grupach wiekowych

Grupy wiekowe	18-24	25-34	35-44	45-54	55 i więcej
Średnia	0,195	0,281	0,194	0,245	0,085
Odchylenie standardowe	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02
Współczynnik zmienności	10,10%	3,94%	5,44%	9,41%	24,66%

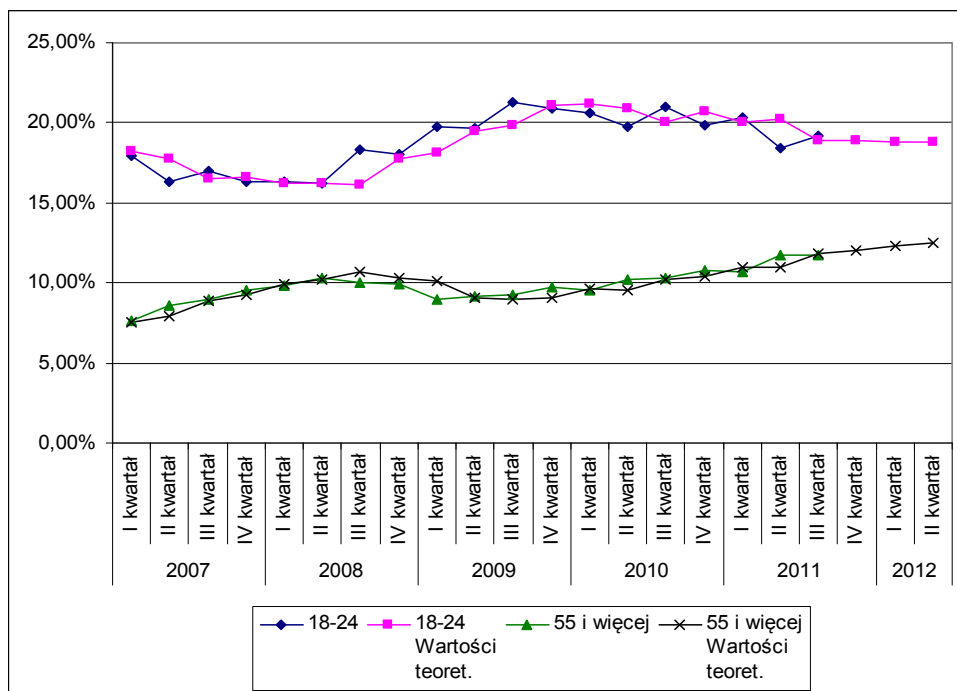
Źródło: Obliczenia własne.

Największą zmiennością charakteryzują się dane w pierwszej i ostatniej grupie wiekowej. Prognozy wskaźników struktury dla tych zmiennych wyznaczono na podstawie nieliniowego modelu wyrównywania wykładniczego i zamieszczono w tabeli 10 (graficzna prezentacja na rysunku 8).

Tabela 10

Prognozy wskaźników struktury liczby bezrobotnych w wybranych grupach wiekowych

t	Okres	Grupy wiekowe	
		18-24	55 i więcej
28	IV kw. 2011	18,92%	12,05%
29	I kw. 2012	18,84%	12,29%
30	II kw. 2012	18,79%	12,51%
	MAE	0,75%	0,35%



Rys. 8. Prognozy wskaźników struktury liczby bezrobotnych w wybranych grupach wiekowych

4.6. Analiza liczby i struktury bezrobotnych według czasu pozostawania bez pracy

Podstawowe statystyki opisowe dla liczby bezrobotnych i wskaźników struktury bezrobotnych pogrupowanych według czasu pozostawania bez pracy przedstawiono w tabelach 11 i 12. Jak łatwo zauważyć największą zmiennością charakteryzują się dwie ostatnie grupy reprezentujące długotrwałe bezrobocie. Liczba bezrobotnych w tych grupach to odpowiednio 22,9% i 36,7% ogólnej liczby bezrobotnych. Niestety w obu tych grupach zaobserwowano w ostatnim okresie rosnące trendy kształtowania się zmiennych.

Tabela 11

Podstawowe statystyki opisowe dla liczby bezrobotnych pogrupowanych według czasu pozostawania bez pracy

Czas pozostawania bez pracy	Poniżej 1 miesiąca	1-3 miesięcy	3-6 miesięcy	6-12 miesięcy	12-24 miesięcy	Powyżej 24 miesięcy	Powyżej jednego roku
Średnia	21199	33529,4	32224,9	35422,7	28775,0	47999,7	76774,8
Odchylenie standardowe	3972,43	7741,92	8153,90	9866,63	11838,2	32447,33	42777,63
Współczynnik zmienności	18,74%	23,09%	25,30%	27,85%	41,14%	67,60%	55,72%

Tabela 12

Podstawowe statystyki opisowe dla wskaźników struktury liczby bezrobotnych pogrupowanych według czasu pozostawania bez pracy

Czas pozostawania bez pracy	Poniżej 1 miesiąca	1-3 miesięcy	3-6 miesięcy	6-12 miesięcy	12-24 miesięcy	Powyżej 24 miesięcy	Powyżej jednego roku
Średnia	11,27%	17,65%	16,69%	17,68%	13,84%	22,87%	36,71%
Odchylenie standardowe	3,50%	4,92%	4,01%	3,08%	2,49%	10,82%	12,19%
Współczynnik zmienności	31,02%	27,88%	24,04%	17,41%	17,95%	47,29%	33,20%

Prognozy liczby bezrobotnych pozostających bez pracy powyżej 24 miesięcy wyznaczono na podstawie modelu wyrównywania wykładniczego Holta, natomiast dla drugiej zmiennej na podstawie analizy wykresu danych wybrano trend segmentowy z jednym punktem zmiany struktury w drugim kwartale 2009 roku ($t = 18$). Wyniki oszacowania modelu segmentowego trendu liniowego przedstawiono w tabeli 13, a prognozy zawiera tabeli 14 (graficzną prezentację prognoz zaprezentowano na rysunku 9 (a i b)).

Tabela 13

Wyniki oszacowania modelu segmentowego trendu liniowego liczby bezrobotnych pozostających bez pracy powyżej jednego roku

	Współczynniki	Błąd standardowy	t Stat	Wartość-p
Przecięcie	-11093,5	13058,37	-0,84953	0,404341
Zmienna X 1	182257,5	13234,04	13,77187	1,35E-12
Zmienna X 2	2267,8	564,211	4,019418	0,000536
Zmienna X 3	-10324,1	598,1273	-17,2607	1,17E-14

Nota:

$R^2 = 0,991109$; $S_u = 4370,36$.

Źródło: Obliczenia własne z wykorzystaniem opcji Excela.

Segmentowy model trendu jest więc następujący:

$$\hat{y}_t = 171164 - 8056 t \quad \text{dla } t \leq 18$$

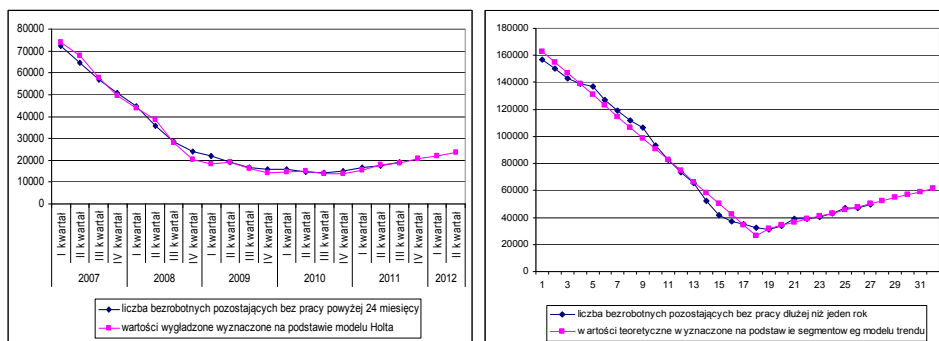
$$\hat{y}_t = -11093 + 2267,8 t \quad \text{dla } t > 18$$

Tabela 14

Prognozy liczby bezrobotnych w wybranych grupach według czasu pozostawiania bez pracy

t	Okres	Grupy według czasu pozostawiania bez pracy	
		powyżej 24 miesięcy	powyżej jednego roku
28	IV kw. 2011	20530,84	52404,89
29	I kw. 2012	21974,55	54672,69
30	II kw. 2012	23418,25	56940,49
MAE		1361	3097
MAPE		6,03%	4,76%

Źródło: Obliczenia własne.



- a) prognozy liczby bezrobotnych pozostających bez pracy powyżej 24 miesięcy b) prognozy liczby bezrobotnych pozostających bez pracy powyżej jednego roku

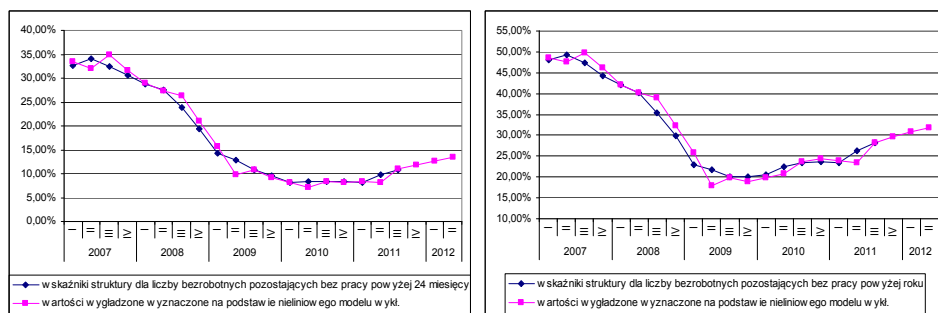
Rys. 9. Prognozy liczby bezrobotnych według czasu pozostawania bez pracy

Prognozy wskaźników struktury dla liczby bezrobotnych pozostających bez pracy powyżej 24 miesięcy i powyżej jednego roku wyznaczono na podstawie nieliniowego modelu wyrównywania wykładniczego (większość parametrów odpowiednich modeli segmentowych okazała się nieistotnie różna od zera) i zamieszczono w tabeli 15 (graficzna prezentacja na rysunku 10 a i b).

Tabela 15

Prognozy wskaźników struktury liczby bezrobotnych w wybranych grupach według czasu pozostawania bez pracy

t	Okres	Grupy według czasu pozostawania bez pracy	
		powyżej 24 miesięcy	powyżej 24 miesięcy
28	IV kw. 2011	11,77%	29,67%
29	I kw. 2012	12,61%	30,85%
30	II kw. 2012	13,37%	31,80%
	MAE	1,00%	1,37%
	MAPE	6,77%	5,00%



a) prognozy wskaźników struktury dla bezrobotnych pozostających bez pracy powyżej 24 miesięcy

b) prognozy wskaźników struktury dla bezrobotnych pozostających bez pracy powyżej jednego roku

Rys. 10. Prognozy wskaźników struktury liczby bezrobotnych według czasu pozostawania bez pracy

Jak widać na rysunkach 9 i 10 w ostatnich kwartałach zaobserwowano niepokojącą tendencję wzrostową dla wszystkich analizowanych zmiennych.

Uwagi końcowe

Na podstawie przeprowadzonych badań i uzyskanych wyników można stwierdzić, że modele trendu segmentowego są przydatnym narzędziem służącym zarówno opisywaniu, jak i prognozowaniu struktury bezrobocia w województwie śląskim.

Wśród wyników szczegółowych na uwagę zasługują następujące prognozy:

1. Wzrostu liczby bezrobotnych kobiet, choć w ostatnich okresach tempo zmian zaczyna maleć.
2. Spadku liczby bezrobotnych mężczyzn.
3. Wzrostu liczby bezrobotnych w grupie wiekowej „55 i więcej”, co jest zjawiskiem niepokojącym w odniesieniu do wydłużenia wieku emerytalnego.
4. Wzrostu liczby bezrobotnych w grupach reprezentujących bezrobocie długotrwałe.

Podsumowując wyniki przeprowadzonych badań należy podkreślić, że mimo relatywnie lepszej sytuacji na rynku pracy województwa śląskiego względem większości pozostałych województw, sytuacja w wybranych, ze względu na ich znaczenie społeczne, segmentach nie jest dobra i powinna być przedmiotem dalszej obserwacji.

Literatura

- Chow G.C. (1995): *Ekonometria*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Deregowska M. (2011): *Prognozowanie bezrobocia kobiet w województwie śląskim*. Praca magisterska. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Katowice.
- Guzik B., Appenzeller D., Jurek W. (2004): *Prognozowanie i symulacje*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Poznań.
- Kufel T. (2007): *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kukuła K. (1989): *Statystyczna analiza strukturalna i jej zastosowanie w sferze usług produkcyjnych dla rolnictwa*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Kraków.
- Melich-Iwanek K. (2010): *Gospodarka zasobami ludzkimi w górnictwie węgla kamiennego. Studium statystyczno-ekonometryczne*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Katowice.
- Pawłowski Z. (1967): *Teoria prognozy ekonometrycznej w gospodarce socjalistycznej*. PWN, Warszawa.
- Siedlecka U. (1996): *Prognozowanie ostrzegawcze*. PWE, Warszawa.
- Słownik języka polskiego* (1981). PWN, Warszawa.
- Stock J.H., Watson M.W. (2003): *Introduction to Econometrics*. Addison Wesley, Boston.
- Studenmund A.H. (2001): *Using Econometrics. A Practical Guide*. Addison Wesley, 4th ed. Boston.
- Welfe A. (2009): *Ekonometria*. PWE, Warszawa.

LABOUR MARKET STRUCTURE – THREATS AND DEVELOPMENT PERSPECTIVES

Summary

In this paper we approach the problem of forecasting the key variables in labour market: registered unemployed persons in the Silesian Voivodeship, structure of registered unemployed persons by sex, age and by duration of unemployment. We analyse stability of unemployment trends models and apply the change point detection procedure. Results indicate increasing trends of number of unemployment in some analysed groups in the recent years. This is crucially important from the point of view of regional social and economic development. In the paper we also argue that the segmented trend models are very useful for forecasting and modeling the unemployment structure in the Silesian Voivodeship.

As a result of the research conducted a growing tendency in the number of unemployed in the selected market segments has been observed. This is a disturbing phenomenon from the point of view of social and economic development of the Silesian Voivodeship. Furthermore significant usefulness of segment trend models for modeling and forecasting unemployment structures in the Silesian Voivodeship has been demonstrated.