

PERSPEKTYWY ROZWOJU GÓRNEGO ŚLĄSKA

Analiza ekonometryczno-statystyczna

Studia Ekonomiczne

ZESZYTY NAUKOWE

WYDZIAŁOWE

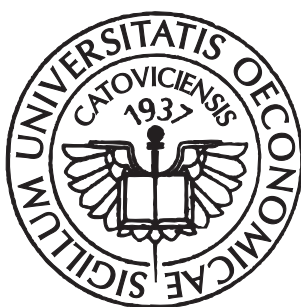
UNIWERSYTETU EKONOMICZNEGO

W KATOWICACH

PERSPEKTYWY ROZWOJU GÓRNEGO ŚLĄSKA

Analiza ekonometryczno-statystyczna

**Redaktor naukowy
Andrzej S. Barczak**



Katowice 2013

Komitet Redakcyjny

Krystyna Lisiecka (przewodnicząca), Anna Lebda-Wyborna (sekretarz),
Florian Kuźnik, Maria Michałowska, Antoni Niederliński, Irena Pyka,
Stanisław Swadźba, Tadeusz Trzaskalik, Janusz Wywiół, Teresa Żabińska

Komitet Redakcyjny Wydziału Zarządzania

Janusz Wywiół (redaktor naczelny), Tomasz Żądło (sekretarz),
Alojzy Czech, Jacek Szoltysek, Teresa Żabińska

Rada Programowa

Lorenzo Fattorini, Mario Glowik, Gwo-Hsiung Tzenga,
Zdeněk Mikoláš, Marian Noga, Bronisław Micherda, Miloš Král

Redaktor

Patrycja Keller

© Copyright by Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego
w Katowicach 2013

ISSN 2083-8611

Wersją pierwotną „Studiów Ekonomicznych” jest wersja papierowa

Wszelkie prawa zastrzeżone. Każda reprodukcja lub adaptacja całości
bądź części niniejszej publikacji, niezależnie od zastosowanej
techniki reprodukcji, wymaga pisemnej zgody Wydawcy

WYDAWNICTWO UNIwersYTETU EKONOMICZNEGO W KATOWICACH

ul. 1 Maja 50, 40-287 Katowice, tel.: +48 32 257-76-35, faks: +48 32 257-76-43
www.wydawnictwo.ue.katowice.pl e-mail: wydawnictwo@ue.katowice.pl

SPIS TREŚCI

Józef Biolik

ZASTOSOWANIE DYNAMICZNEGO MODELU ZGODNEGO W ANALIZIE GOSPODARKI GÓRNEGO ŚLĄSKA	7
Summary	23

Zofia Mielecka-Kubień

MIGRACJE WOJEWÓDZKIE NA POBYT STAŁY W WOJEWÓDZTWIE ŚLĄSKIM W 2010 ROKU W ŚWIECIE PRAW MIGRACJI E.G. RAVENSTEINA	24
Summary	40

Katarzyna Warzecha

ROZWÓJ SPOŁECZNO-GOSPODARCZY POLSKICH REGIONÓW A PROCESY MIGRACJI	41
Summary	55

Maria Jadamus-Hacura, Krystyna Melich-Iwanek

STRUKTURA RYNKU PRACY – ZAGROŻENIA I PERSPEKTYWY ROZWOJOWE	56
Summary	82

Tomasz Szkutnik, Mirosław Wójciak

NIEKLASYCZNE METODY BUDOWY PROGNOZ ZATRUDNIENIA W GOSPODARCE WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO	83
Summary	104

Andrzej Wójcik

ROZWÓJ PODREGIONÓW WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO	105
Summary	127

Józef Biolik

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

ZASTOSOWANIE DYNAMICZNEGO MODELU ZGODNEGO W ANALIZIE GOSPODARKI GÓRNEGO ŚLĄSKA

Wprowadzenie

W opracowaniu podjęto próbę porównania jakości modelu ekonometrycznego gospodarki województwa śląskiego z modelem zbudowanym według koncepcji dynamicznego modelu zgodnego. Do oceny jakości poszczególnych równań wykorzystano skorygowany współczynnik determinacji. Do estymacji poszczególnych równań wykorzystano dane roczne z okresu 1999-2010, zamieszczone w „Biuletynach Statystycznych Województwa Śląskiego” [2000-2010].

Oznaczenia zmiennych:

- PZO_t – przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw ogółem w tys. osób,
- PZSPU_t – przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw sektor publiczny w tys. osób,
- PZSPR_t – przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw sektor prywatny w tys. osób,
- PWBO_t – przeciętne wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw ogółem w zł,
- PWBPU_t – przeciętne wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw publicznych w zł,
- PWBPR_t – przeciętne wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw prywatnych w zł,
- PSPO_t – produkcja sprzedana przemysłu ogółem w mln zł,
- PSPPU_t – produkcja sprzedana przemysłu sektor publiczny w mln zł,
- PSPPR_t – produkcja sprzedana przemysłu sektor prywatny w mln zł,
- PCDO_t – przychody z całokształtu działalności przedsiębiorstw ogółem w mln zł,

- PCDPU_t – przychody z całokształtu działalności przedsiębiorstw sektor publiczny w mln zł,
 PC DPR_t – przychody z całokształtu działalności przedsiębiorstw sektor prywatny w mln zł,
 KUPO_t – koszty uzyskania przychodów w sektorze przedsiębiorstw ogółem w mln zł,
 KUPPU_t – koszty uzyskania przychodów w sektorze przedsiębiorstw sektor publiczny w mln zł,
 KUPPR_t – koszty uzyskania przychodów w sektorze przedsiębiorstw prywatnych w mln zł,
 WFNO_t – wynik finansowy netto ogółem w sektorze przedsiębiorstw w mln zł,
 WFNPU_t – wynik finansowy netto w sektorze przedsiębiorstw publicznych w mln zł,
 WFNPR_t – wynik finansowy netto w sektorze przedsiębiorstw prywatnych w mln zł,
 NIO_t – nakłady inwestycyjne ogółem w mln zł,
 NISPU_t – nakłady inwestycyjne sektor publiczny w mln zł,
 NISPR_t – nakłady inwestycyjne sektor prywatny w mln zł,
 t – zmienna czasowa.

Do analizy wyspecyfikowano i oszacowano trzy typy modeli:

- model powiązań między zmiennymi charakteryzującymi gospodarkę województwa śląskiego w sektorze przedsiębiorstw ogółem,
- model powiązań między zmiennymi charakteryzującymi gospodarkę województwa śląskiego w sektorze przedsiębiorstw publicznych,
- model powiązań między zmiennymi charakteryzującymi gospodarkę województwa śląskiego w sektorze przedsiębiorstw prywatnych.

1. Wyniki estymacji modelu powiązań między zmiennymi charakteryzującymi gospodarkę województwa według sektorów własności

Sektor przedsiębiorstw ogółem:

- równanie produkcji sprzedanej przemysłu ogółem:

$$\begin{aligned}
 \text{PSPO}_t = & 0,121383 \text{ PSPO}_{t-1} - 102,516 \text{ PZO}_t + 52,4162 \text{ PWBO}_t + 38268,8 \\
 (t) \quad & (0,3533) \qquad \qquad (-1,94) \qquad \qquad (2,436) \qquad \qquad (0,8033) \\
 & R_w^2 = 0,9648 \qquad \qquad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9497
 \end{aligned}$$

- równanie przychodów całokształtu działalności ogółem:

$$PCDO_t = 1,39014 PSPO_t + 97,098 PZO_t - 58486,5$$

$$(t) \quad (35,06) \quad (5,354) \quad (-3,430)$$

$$R_w^2 = 0,9946 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9934$$

- równanie kosztów uzyskania przychodów:

$$KUPO_t = 1,29185 PSPO_t + 133,834 PZO_t - 80762,9$$

$$(t) \quad (26,82) \quad (6,076) \quad (-3,899)$$

$$R_w^2 = 0,99007 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,98787$$

- równanie wyniku finansowego netto ogółem:

$$WFNO_t = 0,88672 PCDO_t - 0,883973 KUPO_t - 1222,15$$

$$(t) \quad (56,31) \quad (-50,26) \quad (-3,505)$$

$$R_w^2 = 0,9988 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9985$$

- równanie nakładów inwestycyjnych ogółem:

$$NIO_t = 1,46269 NIO_{t-1} - 0,760238 NIO_{t-2} + 2668,25$$

$$(t) \quad (5,980) \quad (-2,978) \quad (2,353)$$

$$R_w^2 = 0,8898 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,8584$$

Sektor przedsiębiorstw publicznych:

- równanie produkcji sprzedanej przemysłu ogółem:

$$PSPPU_t = 0,450263 PSPPU_{t-1} + 101,002 PZPU_t + 4,99604 PWBPU_t - 22566,3$$

$$(t) \quad (2,483) \quad (6,102) \quad (4,325) \quad (-1,970)$$

$$R_w^2 = 0,71969 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,5996$$

- równanie przychodów całokształtu działalności ogółem:

$$PCDPU_t = 1,21082 PSPPU_t + 51,6850 PZPU_t - 462,107$$

$$(t) \quad (6,517) \quad (6,023) \quad (-0,073)$$

$$R_w^2 = 0,915746 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,89702$$

- równanie kosztów uzyskania przychodów:

$$KUPPU_t = 0,951008 PSPPU_t + 89,0629 PZPU_t - 1157,90$$

$$(t) \quad (3,430) \quad (6,955) \quad (-0,1227)$$

$$R_w^2 = 0,88917 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,8645$$

- równanie wyniku finansowego netto ogółem:

$$WFNPU_t = 0,872126 PCDPU_t - 0,878649 KUPPU_t + 60,6683$$

$$(t) \quad (25,22) \quad (-33,06) \quad (0,0807)$$

$$R_w^2 = 0,9932 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9917$$

- równanie nakładów inwestycyjnych ogółem:

$$NIPU_t = 1,51043 NIPU_{t-1} - 0,797588 NIPU_{t-2} + 961,163$$

$$(t) \quad (7,074) \quad (-3,344) \quad (2,520)$$

$$R_w^2 = 0,92099 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,8984$$

Sektor przedsiębiorstw prywatnych:

- równanie produkcji sprzedanej przemysłu w sektorze przedsiębiorstw prywatnych:

$$PSPPR_t = 0,4461 PSPPR_{t-1} - 184,702 PZSPR_t + 47,7992 PWBPR_t + 32736,8$$

$$(t) \quad (1,445) \quad (-2,264) \quad (2,169) \quad (0,8013)$$

$$R_w^2 = 0,9658 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9511$$

- równanie przychodów całokształtu działalności w sektorze przedsiębiorstw prywatnych:

$$PCDPR_t = 1,31468 PSPPR_t + 98,9143 PZSPR_t - 35319,0$$

$$(t) \quad (44,82) \quad (4,059) \quad (-2,846)$$

$$R_w^2 = 0,9958 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9948$$

- równanie kosztów uzyskania przychodów w sektorze przedsiębiorstw prywatnych:

$$KUPPR_t = 1,2122 PSPPR_t + 117,329 PZSPR_t - 41645,8$$

$$(t) \quad (32,03) \quad (4,077) \quad (-2,874)$$

$$R_w^2 = 0,9936 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9923$$

- równanie wyniku finansowego netto w sektorze przedsiębiorstw prywatnych:

$$WFNPR_t = 0,88602 PCDPR_t - 0,883988 KUPPR_t - 701,336$$

$$(t) \quad (27,35) \quad (-25,35) \quad (-3,137)$$

$$R_w^2 = 0,99697 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9963$$

- równanie nakładów inwestycyjnych w sektorze przedsiębiorstw prywatnych:

$$NIPR_t = 1,35898 NIPR_{t-1} - 0,668017 NIPR_{t-2} + 1760,82$$

$$(t) \quad (4,866) \quad (-2,363) \quad (2,043)$$

$$R_w^2 = 0,83749 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,7911$$

Wyniki estymacji zbudowanego modelu ogółem oraz w sektorach własności świadczą o wysokiej zgodności modeli. We wszystkich równaniach współczynniki determinacji przekraczają wartość 0,90, z wyjątkiem równań opisujących: produkcję sprzedaną przemysłu w sektorze przedsiębiorstw publicznych ($R_w^2 = 0,71969$, skorygowany $R_w^2 = 0,5996$), koszty uzyskania przychodów

w sektorze przedsiębiorstw publicznych ($R_w^2 = 0,889$, skorygowany $R_w^2 = 0,8645$) oraz nakłady inwestycyjne w sektorze przedsiębiorstw prywatnych oraz przedsiębiorstw ogółem (R_w^2 powyżej 0,83).

2. Dynamiczny model zgodny

Autorem koncepcji dynamicznego modelowania zgodnego jest Profesor Zygmunt Zieliński. „Modelem zgodnym nazywa się taki model, w którym proces endogeniczny Y_t jest wyjaśniany przez procesy egzogeniczne wraz z ich całą strukturą dynamiczną, przy czym proces resztowy pozostaje białym szumem” [Osińska, 2007, s. 325].

Przez wewnętrzną strukturę dynamiczną rozumie się zarówno składowe stacjonarne, jak i niestacjonarne występujące z różnym nasileniem w każdym z analizowanych procesów, natomiast przez zgodność modelu rozumie się zgodność harmonicznej struktury procesu objaśnianego z łączną harmoniczną strukturą procesów objaśniających oraz procesu resztowego, który jest niezależny od procesów objaśniających.

Specyfikacja dynamicznego liniowego modelu zgodnego dla procesów niestacjonarnych obejmuje badanie wewnętrznej struktury analizowanych procesów poprzez wyodrębnienie trendu (ustalenie stopnia wielomianu trendu), ewentualnych wahań sezonowych oraz ustalenie rzędu autoregresji (ustalenie rzędów opóźnień poszczególnych procesów).

Ustalenie rzędu autoregresji dotyczy szeregów pozbawionych trendu i ewentualnych wahań sezonowych (jeżeli takie występują). Badanie rzędu autoregresji można wykonać na podstawie funkcji autokorelacji oraz funkcji autokorelacji cząstkowej.

Funkcja autokorelacji (*autocorrelations function* – *ACF*) dana jest wzorem:

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^T (x_t - \bar{x})(x_{t-k} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2} \quad (1)$$

W przypadku, gdy badany proces jest stacjonarny, kolejne wartości r_k powinny być bliskie zeru. Do badania istotności kolejnych współczynników korelacji wykorzystuje się statystykę Ljunga–Boxa postaci:

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{i=1}^k (T-i)^{-1} r_i^2 \quad (2)$$

Statystyka (2) ma rozkład χ^2 z k stopniami swobody. Wartości sprawdzianu większe od wartości krytycznych pozwalają na odrzucenie hipotezy zerowej głoszącej nieistotność autokorelacji rzędu k .

Funkcja autokorelacji cząstkowej (*partial autocorrelations function* – PACF) pozwala ocenić rząd opóźnienia badanego procesu dla modelu autoregresji $AR(k)$ na podstawie statystyki Quenouilla postaci:

$$Q = \frac{1,96}{\sqrt{n}} \quad (3)$$

Jeżeli współczynnik autokorelacji cząstkowej jest mniejszy od statystyki Q , to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o braku związku pomiędzy procesami o odstępie równym k . W przypadku, gdy wszystkie wartości funkcji autokorelacji cząstkowej są mniejsze od Q , należy wnioskować, że badany proces jest stacjonarny, co więcej, losowy.

Testowanie stopnia integracji. Testy Dickeya–Fullera na pierwiastki jednostkowe. Test Dickeya–Fullera (test DF) zwany jest również *testem pierwiastków jednostkowych*. Sprawdza on istnienie pierwiastka jednostkowego, tzn. hipotezę, że $\rho = 1$ w równaniu:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \xi_t \quad (4)$$

gdzie ξ_t jest procesem białego szumu, który z założenia ma średnią równą zero, stałą wariancję i zerową autokowariancję, jest więc stacjonarny.

Idea zastosowania relacji (4) do badania stacjonarności wywodzi się z faktu, że jeśli $|\rho| < 1$, to szereg y_t jest stacjonarny (ma zerową średnią i stałą wariancję). W przeciwnym wypadku, średnia procesu jest również stała, lecz wariancja rośnie wraz ze wzrostem t , czyli y_t jest niestacjonarny.

W praktyce testowanie parametru przy opóźnionej zmiennej y_{t-1} odbywa się na podstawie relacji:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \xi_t \quad (5)$$

Odrzucenie hipotezy zerowej zakładającej istnienie pierwiastka jednostkowego $H_0: \rho = 0$, na rzecz hipotezy alternatywnej zakładającej stacjonarność procesu y_t ; $H_1: \rho < 0$, pozwala na stwierdzenie, że zmienna y_t jest zintegrowana rzędu 0, czyli jest stacjonarna*.

* Szerzej na temat testów Dickeya–Fullera oraz tablice z wartościami krytycznymi można znaleźć w pracy [Haremza, Deadman, 1997].

Tabela 1

Struktura wewnętrznych składników procesów w sektorze przedsiębiorstw ogółem

Zmienne	Stopień wielomianu zmiennej czasowej	Rząd integracji	Rząd autoregresji
PSPO – produkcja sprzedana przemysłu ogółem	1	0	0
PCDO – przychody z całokształtu działalności ogółem	2	0	0
KUPO – koszty uzyskania przychodów ogółem	2	0	0
WFNO – wynik finansowy netto ogółem	2	0	0
NIO – nakłady inwestycyjne ogółem	3	0	2
PZO – przeciętne zatrudnienie ogółem	2	0	0
PWBO – przeciętne wynagrodzenia brutto ogółem	2	0	0

Źródło: Obliczenia przeprowadzone z wykorzystaniem programu Gretl [Kufel, 2007].

Tabela 2

Struktura wewnętrznych składników procesów w sektorze przedsiębiorstw publicznych

Zmienne	Stopień wielomianu zmiennej czasowej	Rząd integracji	Rząd autoregresji
PSPPU – produkcja sprzedana przemysłu publicznego	0	0	0
PCDPU – przychody z całokształtu działalności sektora publicznego	1	0	4
KUPPU – koszty uzyskania przychodów sektora publicznego	1	0	4
WFNPU – wynik finansowy netto sektora publicznego	1	0	0
NIPU – nakłady inwestycyjne sektora publicznego	3	0	2
PZPU – przeciętne zatrudnienie w sektorze publicznym	3	0	3
PWBPU – przeciętne wynagrodzenia brutto w sektorze publicznym	3	0	0

Tabela 3

Struktura wewnętrznych składników procesów w sektorze przedsiębiorstw prywatnych

Zmienne	Stopień wielomianu zmiennej czasowej	Rząd integracji	Rząd autoregresji
PSPR – produkcja sprzedana przemysłu sektora prywatnego	1	0	0
PCDPR – przychody z całokształtu działalności sektora prywatnego	1	0	0
KUPPR – koszty uzyskania przychodów sektora prywatnego	1	0	0
WFNPR – wynik finansowy netto sektora prywatnego	1	0	0
NIPR – nakłady inwestycyjne sektora prywatnego	2	0	2
PZPPR – przeciętne zatrudnienie w sektorze prywatnym	2	0	2
PWBPR – przeciętne wynagrodzenia brutto w sektorze prywatnym	2	0	0

2.1. Wyniki estymacji modelu zgodnego

Wykorzystując wyniki analizy zamieszczone w tabelach 1.1-1.3 dokonano specyfikacji oraz estymacji poszczególnych równań modelu według sektorów własności.

Sektor przedsiębiorstw ogółem:

$$\text{PSPO}_t = 10632,0 + 25,2729 \text{ PZO}_t - 0,778179 \text{ PWBO}_t + 34002,2$$

$$(t) \quad (1,502) \quad (0,4700) \quad (-0,01916) \quad (0,6365)$$

$$R_w^2 = 0,9629 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9490 \quad D - W = 1,8659$$

$$\text{PCDO}_t = 112,398 t^2 - 2547,08 t + 1,46201 \text{ PSPO}_t + 75,1910 \text{ PZO}_t - 40144,0$$

$$(t) \quad (0,3850) \quad (-0,5447) \quad (8,094) \quad (1,441) \quad (-0,7424)$$

$$R_w^2 = 0,9948 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9919 \quad D - W = 2,79068$$

$$\text{KUPO}_t = 156,131 t^2 - 1070,46 t + 1,1707 \text{ PSPO}_t + 113,175 \text{ PZO}_t - 52163,6$$

(t) (0,4431) (-0,1897) (5,371) (1,797) (-0,7993)

$$R_w^2 = 0,99069 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9854 \quad D - W = 2,4094$$

$$\text{WFNO}_t = 1,378979 t^2 + 102,393 t + 0,869706 \text{ PCDO}_t - 0,87478 \text{ KUPO}_t - 484,387$$

(t) (0,1265) (0,8298) (35,84) (-31,37) (-0,4615)

$$R_w^2 = 0,99918 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9987 \quad D - W = 3,0603$$

$$\text{NIO}_t = -55,9339 t^3 + 1318,40 t^2 - 8469,95 t + 0,616875 \text{ NIO}_{t-1}$$

(t) (-2,953) (2,99) (-2,808) (2,055)

$$-0,982166 \text{ NIO}_{t-2} + 24348,8$$

(-2,533) (3,088)

$$R_w^2 = 0,976139 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9463 \quad \text{Durbina } h = 3,505$$

Sektor przedsiębiorstw publicznych:

$$\text{PSPPU}_t = -3903,39 t - 38,5418 \text{ PZPU}_t + 12,8501 \text{ PWBPU}_t + 21791,2$$

(t) (1,002) (-0,5064) (1,107) (1,286)

$$R_w^2 = 0,179293 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = -0,1285 \quad D - W = 0,899072$$

$$\text{PCDPU}_t = 6333,12 t + 160,436 \text{ PZPU}_t + 525,004 \text{ PZPU}_{t-1} - 100,95 \text{ PZPU}_{t-2} -$$

(t) (3,773) (3,122) (3,228) (-1,890)

$$-0,57868 \text{ PSPPU}_t - 0,70393 \text{ PCDPU}_{t-1} + 0,252659 \text{ PCDPU}_{t-2} - 82890,0$$

(-1,024) (-3,870) (1,90) (-3,484)

$$R_w^2 = 0,9926 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9668 \quad \text{Durbina } h = -1,30268$$

$$\text{KUPU}_t = 2396,22 t + 330,724 \text{ PZPU}_t + 0,5074 \text{ PSPPU}_t - 0,18402 \text{ KUPU}_{t-1} -$$

(t) (1,737) (3,375) (0,9318) (-0,7314)

$$-0,2065 \text{ KUPU}_{t-2} + 36046,4$$

(-0,7742) (-1,511)

$$R_w^2 = 0,95574 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9004 \quad \text{Durbina } h = -0,977173$$

$$\begin{aligned}
 \text{WFNPU}_t &= 93,6328 t + 0,7798 \text{PCDPU}_t - 0,11040 \text{PCDPU}_{t-1} - 0,004302 \text{PCDPU}_{t-2} - \\
 (t) \quad & (1,050) \quad (10,17) \quad (-1,110) \quad (-0,04556) \\
 & -0,84334 \text{KUPU}_t + 0,126004 \text{KUPU}_{t-1} + 0,03807 \text{KUPU}_{t-2} - 58,256 \\
 & (-14,17) \quad (1,274) \quad (0,3042) \quad (-0,0203) \\
 R_w^2 &= 0,995557 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9800 \quad D - W = 1,6902
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{NIPU}_t &= -18,0427 t^3 + 423,179 t^2 - 2837,92 t + 0,607182 \text{NIPU}_{t-1} - 0,5342 \text{NIPU}_{t-2} + \\
 (t) \quad & (-5,25) \quad (5,156) \quad (-4,717) \quad (2,794) \quad (-1,753) \\
 & + 7993,06 \\
 & (4,148) \\
 R_w^2 &= 0,990468 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9786 \quad \text{Durbina } h = -1,93195
 \end{aligned}$$

Sektor przedsiębiorstw prywatnych:

$$\begin{aligned}
 \text{PSPPR}_t &= 740,832 t - 92,0688 \text{PZSPR}_t - 235,791 \text{PZSPR}_{t-1} - 0,1636 \text{PZSPR}_{t-2} + \\
 (t) \quad & (0,1167) \quad (-1,234) \quad (-3,435) \quad (-0,0027) \\
 & + 73,2674 \text{PWBPR}_t + 57273,7 \\
 & (1,895) \quad (2,222) \\
 R_w^2 &= 0,9906 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9789 \quad D - W = 1,991597
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{PCDPR}_t &= -4073,38 t + 44,8204 \text{PZSPR}_t + 101,084 \text{PZSPR}_{t-1} - 2,69133 \text{PZSPR}_{t-2} + \\
 (t) \quad & (-1,371) \quad (1,129) \quad (1,633) \quad (-0,07697) \\
 & + 1,69068 \text{PSPPR}_t - 62704,3 \\
 & (7,325) \quad (-2,548) \\
 R_w^2 &= 0,998087 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9957 \quad D - W = 2,24495
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{KUPR}_t &= 676,550 t + 1,26228 \text{PSPPR}_t + 45,3261 \text{PZSPR}_t + 76,7395 \text{PZSPR}_{t-1} + \\
 (t) \quad & (0,1916) \quad (4,784) \quad (1,045) \quad (1,135) \\
 & + 47,9299 \text{PZSPR}_{t-2} - 77057,6 \\
 & (1,103) \quad (-2,851) \\
 R_w^2 &= 0,997616 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9936 \quad D - W = 2,840779
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{WFNPR}_t &= 141,369 t - 0,890195 \text{ KUPR}_t + 0,882168 \text{ PCDPR}_t - 366,853 \\ (t) \quad & (2,737) \quad (-33,37) \quad (35,67) \quad (-1,749) \\ R_w^2 &= 0,998437 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9979 \quad D - W = 2,7008 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{NIPR}_t &= -7,06376 t^2 + 538,691 t + 1,01504 \text{ NIPR}_{t-1} - 0,873078 \text{ NIPR}_{t-2} + 1137,86 \\ (t) \quad & (-0,0935) \quad (0,5627) \quad (2,895) \quad (-1,532) \quad (0,2984) \\ R_w^2 &= 0,903295 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,8259 \quad D - W = 1,8386 \end{aligned}$$

Wyniki estymacji dynamicznego modelu zgodnego świadczą o wysokiej zgodności tego modelu. We wszystkich równaniach współczynnik R_w^2 przekracza poziom 0,90 z wyjątkiem równania opisującego produkcję sprzedaną przemysłu w sektorze przedsiębiorstw publicznych $R_w^2 = 0,1792$ oraz nakładów inwestycyjnych w sektorze przedsiębiorstw prywatnych $R_w^2 = 0,8259$.

W tablicach 4-6 zestawiono zmienne objaśniające oraz skorygowane współczynniki determinacji.

Tabela 4

Porównanie modeli w sektorze przedsiębiorstw ogółem

Zmienna endogeniczna	Model tradycyjny		Model zgodny – wersja przed badaniem istotności	
	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2
PSPO_t	PSPO_{t-1} , PZO_t , PWBO_t	0,9497	t , PZO_t , PWBO_t	0,9490
PCDO_t	PSPO_t , PZO_t	0,9934	t^2 , t , PSPO_t , PZO_t	0,9919
KUPO_t	PSPO_t , PZO_t	0,9879	t^2 , t , PSPO_t , PZO_t	0,9854
WFNO_t	PCDO_t , KUPO_t	0,9985	t^2 , t , PCDO_t , KUPO_t	0,9987
NIO_t	NIO_{t-1} , NIO_{t-2}	0,8584	t^3 , t^2 , t , NIO_{t-1} , NIO_{t-2}	0,9463

* Istotne zmienne objaśniające oznaczono pogrubioną czcionką.

Tabela 5

Porównanie modeli w sektorze przedsiębiorstw publicznych

Zmienna endogeniczna	Model tradycyjny		Model zgodny – wersja przed badaniem istotności	
	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2
PSPPU _t	PSPPU_{t-1}, PZPU_t, PWBPU_t	0,5995	t, PZPU _t , PWBPU _t	-0,1285
PCDPU _t	PSPPU_t, PZPU_t	0,8970	t, PSPPU _t , PZPU_t, PZPU_{t-1}, PZPU_{t-2}, PCDPU_{t-1}, PCDPU_{t-2}	0,9668
KUPPU _t	PSPPU_t, PZPU_t	0,8645	t, PSPPU _t , PZPU_t, KUPPU_{t-1}, KUPPU_{t-2}	0,9004
WFNPU _t	PCDPU_t, KUPPU_t	0,9917	t, PCDPU_t, PCDPU_{t-1}, PCDPU_{t-2}, KUPPU_t, KUPPU_{t-1}, KUPPU_{t-2}	0,9800
NIPU _t	NIPU_{t-1}, NIPU_{t-2}	0,8984	t³, t², t, NIPU_{t-1}, NIPU_{t-2}	0,9786

* Istotne zmienne objaśniające oznaczono pogrubioną czcionką.

Tabela 6

Porównanie modeli w sektorze przedsiębiorstw prywatnych

Zmienna endogeniczna	Model tradycyjny		Model zgodny – wersja przed badaniem istotności	
	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2
PSPPR _t	PSPPR _{t-1} , PZ-SPR_t, PWBPR_t	0,9511	t, PZSPR _t , PZSPR_{t-1}, PZSPR_{t-2}, PWBPR_t	0,9789
PCDPR _t	PSPPR_t, PZSPR_t	0,9948	t, PSPPR_t, PZSPR_t, PZSPR_{t-1}, PZSPR_{t-2}	0,9957
KUPPR _t	PSPPR_t, PZSPR_t	0,9923	t, PSPPR_t, PZSPR_t, PZSPR_{t-1}, PZSPR_{t-2}	0,9936
WFNPR _t	PCDPR_t, KUPPR_t	0,9963	t, PCDPR_t, KUPPR_t	0,9979
NIPR _t	NIPR_{t-1}, NIPR_{t-2}	0,7911	t ² , t, NIPR_{t-1}, NIPR_{t-2}	0,8259

* Istotne zmienne objaśniające oznaczono pogrubioną czcionką.

Z oszacowanych równań (zamieszczona pod ocenami parametrów statystyka t) oraz zestawień w tablicach 4-6 wynika, że w dynamicznym modelu zgodnym występują nieistotne zmienne objaśniające. Po kolejnym usunięciu nieistotnych zmiennych objaśniających, poczynając od najmniejszych wartości statystyki t-studenta, oszacowany dynamiczny model zgodny będzie miał postać*:

$$\text{PSPO}_t = 10130,0 t + 54172,5$$

$$(t) \quad (15,76) \quad (11,45)$$

$$R_w^2 = 0,9613 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9574$$

$$\text{PCDO}_t = 1,39014 \text{ PSPO}_t + 97,098 \text{ PZO}_t - 58486,5$$

$$(35,06) \quad (5,354) \quad (-3,430)$$

$$R_w^2 = 0,9946 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9934$$

$$\text{WFNO}_t = 0,8867 \text{ PCDO}_t - 0,88397 \text{ KUPO}_t - 1222,15$$

$$(t) \quad (56,31) \quad (50,26) \quad (-3,505)$$

$$R_w^2 = 0,9988 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9985$$

$$\text{NIO}_t = -47,1136 t^3 + 934,995 t^2 - 4546,19 t + 11485,0$$

$$(t) \quad (-5,076) \quad (5,108) \quad (-4,350) \quad (7,028)$$

$$R_w^2 = 0,9131 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,88055$$

Sektor przedsiębiorstw publicznych:

$$\text{PCDPU}_t = 62,6096 \text{ PZSPU}_t + 38487,9$$

$$(t) \quad (3,279) \quad (8,227)$$

$$R_w^2 = 0,51817 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,46999$$

$$\text{KUPPU}_t = 97,6433 \text{ PZSPU}_t + 29434,3$$

$$(t) \quad (5,396) \quad (6,638)$$

$$R_w^2 = 0,7443 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,7187$$

$$\text{WFNPU}_t = 0,872126 \text{ PCDPU}_t - 0,878649 \text{ KUPPU}_t + 60,6683$$

$$(t) \quad (25,22) \quad (-33,06) \quad (0,0807)$$

$$R_w^2 = 0,9932 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9917$$

* Pominięto równanie, w którym wszystkie zmienne objaśniające były nieistotne.

$$\text{NIPU}_t = -4,67817 t^3 + 58,1346 t^2 + 0,968297 \text{NIPU}_{t-1} - 683,298$$

$$(t) \quad (-3,950) \quad (4,497) \quad (4,640) \quad (-1,094)$$

$$R_w^2 = 0,9388 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9127$$

Sektor przedsiębiorstw prywatnych:

$$\text{PSPPR}_t = 70,1441 \text{PWBPR}_t - 151,865 \text{PZSPR}_{t-1} - 841668$$

$$(t) \quad (14,28) \quad (-2,722) \quad (-0,02816)$$

$$R_w^2 = 0,9626 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,95329$$

$$\text{PCDPR}_t = -9226,15 t + 1,51962 \text{PSPPR}_t + 47,8652 \text{PWBPR}_t - 53382,1$$

$$(t) \quad (44,467) \quad (12,38) \quad (4,010) \quad (-3,316)$$

$$R_w^2 = 0,99667 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9954$$

$$\text{KUPPR}_t = 1,28437 \text{PSPPR}_t + 103,833 \text{PZSPR}_{t-1} - 41604,4$$

$$(t) \quad (40,10) \quad (3,986) \quad (-2,994)$$

$$R_w^2 = 0,99505 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9938$$

$$\text{WFNPR}_t = 141,369 t + 0,882168 \text{PCDPR}_t - 0,890195 \text{KUPPR}_t - 366,853$$

$$(t) \quad (2,737) \quad (35,67) \quad (-33,37) \quad (-1,749)$$

$$R_w^2 = 0,9984 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,9978$$

$$\text{NIPR}_t = 452,168 t + 1,03013 \text{NIPR}_{t-1} - 0,918867 \text{NIPR}_{t-2} + 1486,41$$

$$(t) \quad (2,016) \quad (3,623) \quad (-3,447) \quad (2,032)$$

$$R_w^2 = 0,9031 \quad \text{skorygowany } R_w^2 = 0,8546$$

Po powtórnej estymacji dynamicznego modelu zgodnego w 11 równaniach współczynniki determinacji przekraczają wartość 0,90, podobnie w modelu „tradycyjnym” współczynniki determinacji przekraczają wartość 0,9 w 11 równaniach. W postępowaniu zgodnie z zasadami dynamicznego modelu zgodnego w równaniu opisującym produkcję sprzedaną przemysłu publicznego wszystkie zmienne objaśniające okazały się nieistotne.

Tabela 7

Porównanie modeli w sektorze przedsiębiorstw ogółem

Zmienna endogeniczna	Model tradycyjny		Model zgodny – wersja po usunięciu nieistotnych zmiennych objaśniających	
	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2
PSPO _t	PSPO _{t-1} , PZO _t , PWBO _t	0,9497	t,	0,9574
PCDO _t	PSPO _t , PZO _t	0,9934	PSPO _t , PZO _t	0,9934
KUPO _t	PSPO _t , PZO _t	0,9879	PSPO _t , PZO _t	0,9879
WFNO _t	PCDO _t , KUPO _t	0,9985	PCDO _t , KUPO _t	0,9985
NIO _t	NIO _{t-1} , NIO _{t-2}	0,8584	t ³ , t ² , t, NIO _{t-1} , NIO _{t-2}	0,9463

Tabela 8

Porównanie modeli w sektorze przedsiębiorstw publicznych

Zmienna endogeniczna	Model tradycyjny		Model zgodny – wersja po usunięciu nieistotnych zmiennych objaśniających	
	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2
PSPPU _t	PSPPU _{t-1} , PZPU _t , PWB-PU _t	0,5995		0
PCDPU _t	PSPPU _t , PZPU _t	0,8970	PZPU _t	0,4699
KUPPU _t	PSPPU _t , PZPU _t	0,8645	PZPU _t	0,7187
WFNPU _t	PCDPU _t , KUPPU _t	0,9917	PCDPU _t , KUPPU _t	0,9917
NIPU _t	NIPU _{t-1} , NIPU _{t-2}	0,8984	t ³ , t ² , NIPU _{t-1}	0,9126

Tabela 9

Porównanie modeli w sektorze przedsiębiorstw prywatnych

Zmienna endogeniczna	Model tradycyjny		Model zgodny – wersja po usunięciu nieistotnych zmiennych objaśniających	
	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2	zmienne objaśniające	skorygowane R_w^2
PSPPR _t	PSPPR _{t-1} , PZSPR _t , PWBPR _t	0,9511	PZSPR _{t-1} , PWBPR _t	0,9532
PCDPR _t	PSPPR _t , PZSPR _t	0,9948	t, PSPPR _t , PWBPR _t	0,9954
KUPPR _t	PSPPR _t , PZSPR _t	0,9923	PSPPR _t , PZSPR _{t-1}	0,9938
WFNPR _t	PCDPR _t , KUPPR _t	0,9963	t, PCDPR _t , KUPPR _t	0,9979
NIPR _t	NIPR _{t-1} , NIPR _{t-2}	0,7911	t, NIPR _{t-1} , NIPR _{t-2}	0,8847

Porównując wyniki zestawione w 7-9 można stwierdzić, duże podobieństwo zarówno w zestawie zmiennych objaśniających jak i stopniu zgodności. W dynamicznych modelach zgodnych dodatkowo występuje zmienna czasowa t lub t^2 . Niektóre równania są identyczne.

Literatura

- Biuletyny Statystyczne Województwa Śląskiego 2000-2010.
Haremza W.W., Deadman D.F. (1997): *Nowa ekonometria*. PWE, Warszawa.
Kufel T. (2007): *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
Osińska M., red. (2007): *Ekonometria współczesna*. Dom Organizatora, Toruń.

APPLICATION OF DYNAMIC CONCORDANT MODEL FOR THE ANALYSIS OF THE ECONOMY OF UPPER SILESIA

Summary

The article is an attempt to compare the quality of the Silesian economy econometrics model with the model built according to the concept of the dynamic concordant model. The analysis covers the total sector of enterprises and sectors of public and private companies. To assess the quality of individual equations adjusted coefficient of determination was used.

Zofia Mielecka-Kubień

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

MIGRACJE WOJEWÓDZKIE NA POBYT STAŁY W WOJEWÓDZTWIE ŚLĄSKIM W 2010 ROKU W ŚWIETLE PRAW MIGRACJI E.G. RAVENSTEINA

Wprowadzenie

Migracje ludności to przemieszczenia ludności związane ze zmianą miejsca zamieszkania (stałego lub czasowego) połączone z przekroczeniem granicy administracyjnej podstawowej jednostki terytorialnej, z wyłączeniem wyjazdów turystycznych i służbowych. Gotowość ludności do przemieszczania się to mobilność lub ruchliwość. Przez obszar pochodzenia migranta rozumie się miejsce emigracji (wyjazdy), natomiast nowe miejsce zamieszkania to miejsce imigracji (przyjazdy).

W szczególności wyróżnia się migrację netto i migrację brutto. Przez migrację netto (inaczej: saldo migracji, saldo ruchu wędrownego) należy rozumieć różnicę między liczbą osób przybyłych na dany teren i liczbą osób, które go opuściły; natomiast migracja brutto obejmuje łączną liczbę migrantów, którzy w określonym czasie opuszczają dany teren lub na ten teren przybywają, co można opisać za pomocą następujących mierników [Cieślak, 1984, s. 193-204]:

Mierniki bezwzględne:

1. Miernik migracji brutto (M_{bt}):

$$M_{bt} = N_t + O_t \quad (1)$$

gdzie:

N_t – liczba imigrantów,

O_t – liczba emigrantów.

2. Saldo migracji (Δ_{bt}):

$$\Delta_{bt} = N_t - O_t \quad (2)$$

Mierniki względne:

1. Współczynnik imigracji (napływu wędrownego):

$$W_{nt} = \frac{N_t}{\bar{L}_t} \cdot C \quad (3)$$

gdzie:

$\bar{L}_t$ – przeciętna liczba ludności,

C – stała.

2. Współczynnik emigracji (odpływu wędrownego):

$$W_{ot} = \frac{O_t}{\bar{L}_t} \cdot C \quad (4)$$

3. Współczynnik przyrostu wędrownego (różnica współczynników napływu i odpływu):

$$W_{nt} - W_{ot} = W_{pt} = \frac{N_t - O_t}{\bar{L}_t} \cdot C \quad (5)$$

4. Współczynnik ruchliwości (suma współczynników napływu i odpływu):

$$W_{nt} + W_{ot} = W_{rt} = \frac{N_t + O_t}{\bar{L}_t} \cdot C \quad (6)$$

5. Współczynnik efektywności migracji:

$$\frac{W_{pt}}{W_{rt}} = W_{pt} = \frac{N_t - O_t}{N_t + O_t} \cdot C \quad (7)$$

Współczynnik efektywności migracji (bez uwzględnienia stałej C) zawiera się w przedziale $[-1,1]$. Niska wartość współczynnika efektywności migracji świadczy o tym, że mimo silnego ruchu migracyjnego niewielka część migrantów znajduje odpowiednie warunki w nowym miejscu zamieszkania.

Można rozważać także przepływy między dwoma lub więcej regionami. W przypadku badania przepływów między pomiędzy regionem i oraz dwoma innymi regionami (j oraz k) i przyjęciu następujących oznaczeń:

1. O_{ij} – odpływ z regionu i do regionu j ,
2. N_{ji} – napływ z regionu j do regionu i ,
3. O_{ik} – odpływ z regionu i do regionu k ,
4. N_{ki} – napływ z regionu k do regionu i .

Odpowiednie mierniki mają postać [wartości współczynników (8), (9), (10) bez uwzględnienia stałej C zawierają się w przedziale od -1 do 1]:

- związek regionu i z regionem j :

$$W_{ij} = \frac{N_{ji} - O_{ij}}{N_{ji} + O_{ij}} \cdot C \quad (8)$$

- związek regionu i z regionem k :

$$W_{ik} = \frac{N_{ki} - O_{ik}}{N_{ki} + O_{ik}} \cdot C \quad (9)$$

- związek regionu i z obydwoma regionami (j, k):

$$W_i = \frac{N_{ji} + N_{ki} - O_{ij} - O_{ik}}{N_{ji} + N_{ki} + O_{ij} + O_{ik}} \cdot C \quad (10)$$

Zjawisko migracji jest badane od dawna, a jedne z najbardziej znanych praw migracji zostały sformułowane przez E.G. Ravensteina w XIX wieku [Ravenstein, 1985 i 1989]*:

1. Większość migracji odbywa się na krótkie odległości. Wynika stąd, że istnieje zależność między migracją a odległością – wielkość strumienia migracji maleje ze wzrostem odległości.
2. Migracja przebiega etapami w stronę dużych ośrodków handlu i przemysłu (ze wsi do małych miast, z małych do większych itd.).
3. Migracje na duże odległości to migracje do miast.

* Por. <http://www.answers.com/topic/ravenstein-s-laws-of-migration>.

4. Każdy strumień migracji wytwarza równoważny przeciwstrumień (przepływy odwrotne), choć niekoniecznie o tej samej wielkości.
5. Skłonność do migracji mieszkańców wsi jest większa niż miast.
6. W migracjach wewnątrz kraju występuje przewaga kobiet.
7. Większość migrantów to dorośli.
8. Duże miasta powiększają się na skutek migracji bardziej niż na skutek przyrostu naturalnego.
9. Migracja wzrasta wraz z poziomem rozwoju gospodarczego.
10. Najważniejszym motywem migracji jest motyw ekonomiczny.

Dla celu weryfikacji prawa pierwszego można posłużyć się modelami odległości, w których często wykorzystuje się funkcję Pareto o postaci:

$$y = \alpha d^{-\beta} \quad (11)$$

gdzie:

y – napływ lub odpływ ludności (na 1000 mieszkańców),

d – odległość komunikacyjna między regionami (w km).

Inne wykorzystywane w tego rodzaju modelach rozkłady teoretyczne to: normalny, logarytmiczno-normalny, wykładniczy, gamma i hiperboliczny.

Celem niniejszej pracy jest charakterystyka migracji wojewódzkich na pobyt stały w woj. śląskim w 2010 roku oraz weryfikacja aktualności niektórych z wyżej wymienionych praw Ravensteina w odniesieniu do migracji w województwie śląskim.

1. Wyniki badania empirycznego

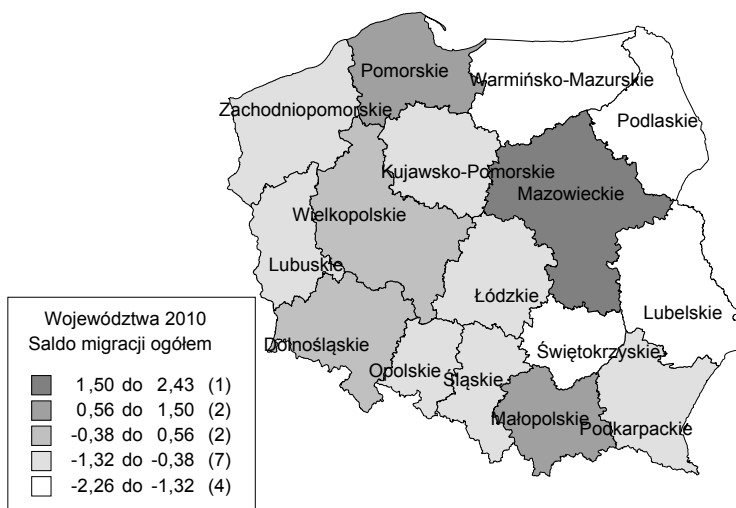
W roku 2010 województwo śląskie charakteryzowało się, podobnie jak większość województw w kraju, ujemnym saldem migracji międzywojewódzkich (tabela 1, rys. 1), co wynikało z ujemnego salda migracji w miastach. Sytuacja taka jest w ostatnich latach charakterystyczna dla większości województw – we wszystkich województwach z wyjątkiem mazowieckiego saldo migracji w miastach było ujemne i w prawie wszystkich (wyjątkiem jest tu województwo warmińsko-mazurskie) saldo migracji na wsi okazało się dodatnie. Można od razu dodać, iż zjawisko to stoi w sprzeczności z piątym prawem migracji Ravensteina. Przestrzenne zróżnicowanie wartości współczynnika salda migracji ogółem w przeliczeniu na 1000 ludności przedstawiono na rysunku 1.

Tabela 1

Saldo migracji (w osobach) według województw w 2010 roku

Saldo migracji			
Województwa	Ogółem	W miastach	Na wsi
Ogółem	0	-45951	45951
Dolnośląskie	1579	-3719	5298
Kujawsko-pomorskie	-1443	-3663	2220
Lubelskie	-4867	-4938	71
Lubuskie	-474	-1537	1063
Łódzkie	-1757	-4971	3214
Małopolskie	3673	-2061	5734
Mazowieckie	12687	4502	8185
Opolskie	-671	-1338	667
Podkarpackie	-1973	-2697	724
Podlaskie	-1616	-1746	130
Pomorskie	2749	-1597	4346
Śląskie	-3194	-8494	5300
Świętokrzyskie	-2567	-3094	527
Warmińsko-mazurskie	-2721	-2708	-13
Wielkopolskie	1706	-5474	7180
Zachodniopomorskie	-1111	-2416	1305

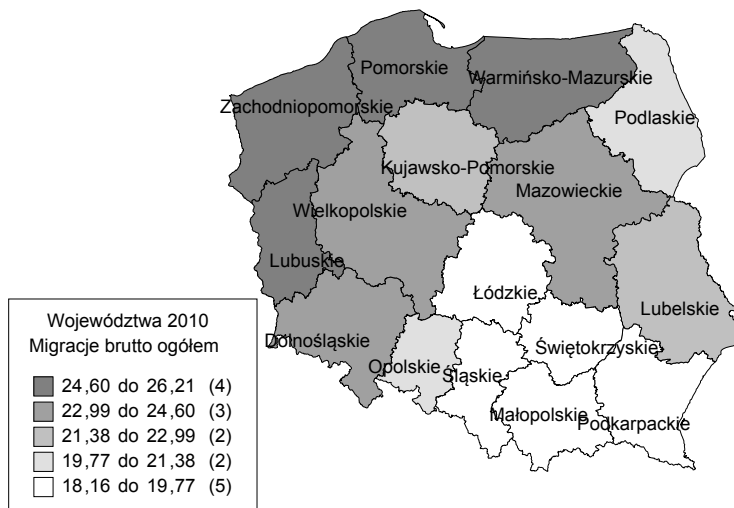
Źródło: Dane GUS w Warszawie.



Rys. 1. Współczynnik salda migracji ogółem według województw w roku 2010

Źródło: Na podstawie danych GUS w Warszawie.

W tabeli 2 przedstawiono współczynniki: imigracji, czyli napływu wędrownego (3), emigracji tj. odpływu wędrownego (4), salda, czyli przyrostu wędrownego (5) i migracji brutto, tj. współczynnik ruchliwości (6) w przeliczeniu na 1000 ludności danego obszaru w roku 2010; można spostrzec, iż poziom tych współczynników w miastach województwa śląskiego kształtuje się na średnim poziomie krajowym. Najwyższym współczynnikiem napływu wędrownego do miast (7,99 na 1000 ludności) charakteryzuje się ze względu na stolicę kraju, województwo mazowieckie; w województwie śląskim poziom tego współczynnika jest niższy (6,55), przewyższa jednak jego wartość dla kraju (5,77). Z kolei współczynnik napływu wędrownego na wieś przybierał w woj. śląskim wartość najniższą w całym kraju (2,97 w porównaniu do 5,30). W odmienny sposób kształtowały się wartości współczynników odpływu – woj. śląskie cechowało się (obok województwa pomorskiego) najwyższą wartością współczynnika odpływu wędrownego z miast (8,38 w porównaniu do 6,97 w kraju) i podobnie jak w przypadku napływu, także najniższą wartością współczynnika odpływu wędrownego ze wsi (1,82, w kraju średnio 4,09). Można jeszcze dodać, iż w przeliczeniu na 1000 ludności najczęściej migrowali mieszkańcy woj. pomorskiego (współczynnik migracji brutto wyniósł dla tego województwa 26,20 przy średniej w kraju 22,14) a najrzadziej mieszkańcy woj. małopolskiego (18,16). Najniższą skłonnością do migracji cechowali się w roku 2010 mieszkańcy wsi woj. śląskiego (4,80 na 1000 ludności w porównaniu do 9,39 średnio w kraju)*. Przestrzenne zróżnicowanie wartości współczynnika migracji brutto przedstawiono na rysunku 2.



Rys. 2. Współczynnik migracji brutto ogółem według województw w roku 2010

Źródło: Na podstawie danych GUS w Warszawie.

* Podobne obserwacje poczyniła E. Sojka [Sojka, 2007] dla lat 1990-2001.

Tabela 2

Napływ, odpływ, saldo oraz migracje brutto na 1000 ludności
według województw w roku 2010

Wyszczególnienie	Napływ		Odpływ		Saldo			Migracje brutto		
	Miasto	Wieś	Miasto	Wieś	Ogółem	Miasto	Wieś	Ogółem	Miasto	Wieś
Polska	5,77	5,30	6,97	4,09	0	-1,20	1,20	22,14	12,74	9,39
Dolnośląskie	6,94	5,52	8,23	3,68	0,55	-1,29	1,84	24,37	15,17	9,20
Kujawsko-pomorskie	5,03	6,05	6,80	4,98	-0,70	-1,77	1,07	22,86	11,83	11,03
Lubelskie	3,73	5,85	6,02	5,82	-2,26	-2,29	0,03	21,43	9,76	11,67
Lubuskie	6,55	6,09	8,08	5,04	-0,47	-1,52	1,05	25,77	14,63	11,14
Łódzkie	4,21	4,69	6,16	3,42	-0,69	-1,96	1,27	18,48	10,37	8,11
Małopolskie	4,31	5,33	4,93	3,59	1,11	-0,62	1,74	18,16	9,24	8,92
Mazowieckie	7,99	5,31	7,13	3,75	2,42	0,86	1,56	24,18	15,13	9,06
Opolskie	4,63	5,49	5,93	4,85	-0,65	-1,30	0,65	20,90	10,56	10,34
Podkarpackie	3,53	5,30	4,81	4,96	-0,94	-1,28	0,34	18,61	8,35	10,27
Podlaskie	5,14	4,73	6,61	4,62	-1,36	-1,47	0,11	21,09	11,74	9,35
Pomorskie	7,67	6,05	8,38	4,10	1,23	-0,71	1,94	26,20	16,05	10,15
Śląskie	6,55	2,97	8,38	1,83	-0,69	-1,83	1,14	19,74	14,94	4,80
Świętokrzyskie	3,32	5,38	5,76	4,97	-2,02	-2,44	0,42	19,44	9,09	10,35
Warmińsko-mazurskie	5,91	5,84	7,81	5,85	-1,91	-1,90	-0,01	25,41	13,71	11,70
Wielkopolskie	5,48	6,93	7,08	4,83	0,50	-1,60	2,10	24,32	12,56	11,76
Zachodniopomorskie	6,71	5,47	8,14	4,70	-0,66	-1,43	0,77	25,02	14,85	10,16

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS w Warszawie.

Porównanie liczb zawartych w tabeli 2 wskazuje na istnienie związku korelacyjnego pomiędzy wielkością napływu i odpływu wędrownego z danego obszaru (czwarte prawo migracji Ravensteina). Spostrzeżenie to potwierdzają wartości współczynnika korelacji liniowej Pearsona pomiędzy wielkościami współczynników napływu i odpływu wędrownego ludności z danego obszaru. Wyniósł on $r_{xy} = 0,852$ dla miast oraz $r_{xy} = 0,725$ dla wsi; tak więc można stwierdzić, że zgodnie z wspomnianym prawem Ravensteina, w Polsce w roku 2010 w przekroju województw występowały odwrotne przepływy migracyjne a ich nasilenie było większe w mieście, niż na wsi. Zjawisko takie można zaobserwować także w przypadku korelacji bezwzględnych wielkości napływu i odpływu ludności; jak się okazuje (tabela 3) wartości współczynników korelacji są w tym przypadku wyższe. Nie potwierdziło się natomiast piąte z wymienionych wyżej praw Ravensteina – skłonność do migracji mieszkańców miast, mierzona współczynnikiem migracji brutto, była wyższa, niż mieszkańców wsi (tabela 2).

Tabela 3

Współczynniki korelacji liniowej międzywojewódzkiego napływu i odpływu wędrownego ludności z uwzględnieniem podziału miasto-wieś w roku 2010

Wyszczególnienie	Napływ	Napływ miasto	Napływ wieś	Odpływ	Odpływ miasto	Odpływ wieś
Napływ	1					
Napływ miasto	0,973	1				
Napływ wieś	0,929	0,819	1			
Odpływ	0,979	0,960	0,897	1		
Odpływ miasto	0,935	0,964	0,781	0,972	1	
Odpływ wieś	0,836	0,703	0,955	0,811	0,651	1

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS w Warszawie.

W tabeli 4 przedstawiono wartości współczynników efektywności migracji w roku 2010 w Polsce z uwzględnieniem podziału na województwa i miasto-wieś. Współczynniki te informują, jaką część ludności osiedla się na danym terenie, a dokładniej – jaką część obrotu wędrownego stanowi nadwyżka napływu nad odpływem (wartość dodatnia współczynnika) lub odpływu nad napływem (wartość ujemna).

Tabela 4

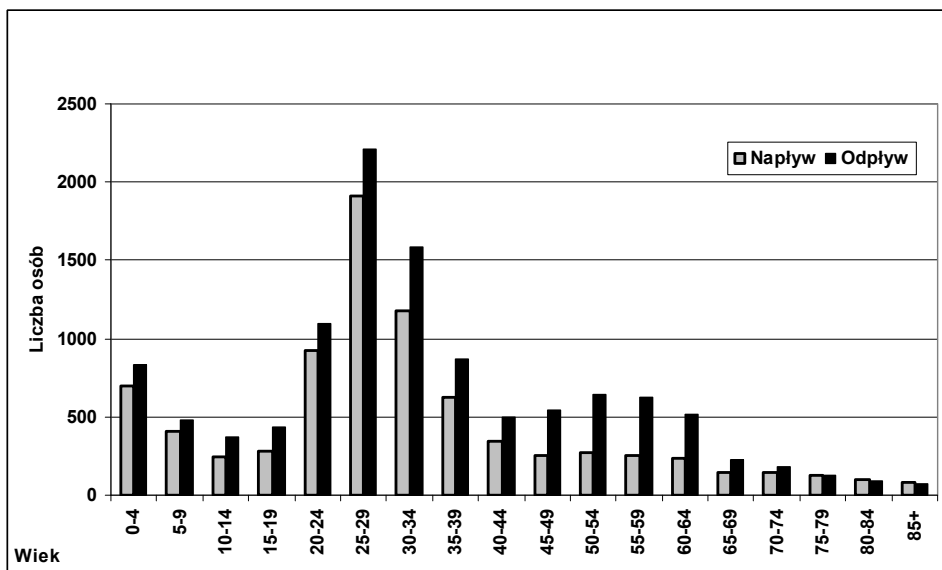
Współczynniki efektywności migracji z uwzględnieniem województw oraz podziału miasto-wieś w roku 2010

Wyszczególnienie	Efektywność migracji		
	Ogółem	Miasto	Wieś
Polska	x	-0,094	0,128
Dolnośląskie	0,023	-0,085	0,200
Kujawsko-pomorskie	-0,031	-0,150	0,097
Lubelskie	-0,105	-0,235	0,003
Lubuskie	-0,018	-0,104	0,094
Łódzkie	-0,037	-0,189	0,156
Małopolskie	0,061	-0,068	0,194
Mazowieckie	0,100	0,057	0,173
Opolskie	-0,031	-0,123	0,063
Podkarpackie	-0,050	-0,154	0,034
Podlaskie	-0,064	-0,125	0,012
Pomorskie	0,047	-0,045	0,191
Śląskie	-0,035	-0,123	0,238
Świętokrzyskie	-0,104	-0,268	0,040
Warmińsko-mazurskie	-0,075	-0,138	-0,001
Wielkopolskie	0,021	-0,128	0,179
Zachodniopomorskie	-0,026	-0,096	0,076

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS w Warszawie.

Wyniki przedstawione w tabeli 4 potwierdzają wcześniejsze obserwacje dotyczące migracji w mieście i na wsi w województwie śląskim – w miastach nadwyżka odpływu wędrownego ludności nad napływem stanowi ponad 12% (12,3) obrotu migracyjnego w miastach województwa śląskiego, na wsi natomiast nadwyżka napływu nad odpływem – blisko 24% (23,8) obrotu migracyjnego na wsi województwa.

W roku 2010 kobiety stanowiły 53,9% osób napływających do województwa śląskiego oraz 52,2% osób wyjeżdżających z tego województwa do innych województw na pobyt stały w tym roku; w województwie śląskim występowała więc w tym czasie niewielka przewaga kobiet wśród migrantów, co może wskazywać na aktualność szóstego prawa migracji Ravensteina, głoszącego, iż wewnątrz kraju przeważają migrujące kobiety. Strukturę liczby migrantów według wieku w województwie śląskim w roku 2010 przedstawia rysunek 3.



Rys. 3. Napływ i odpływ wędrowny w woj. śląskim według wieku w roku 2010

Źródło: Na podstawie danych GUS w Warszawie.

Okazuje się, że struktura liczby migrantów według wieku w województwie śląskim w roku 2010 była korzystna z punktu widzenia możliwości rozwoju społeczno-gospodarczego tego województwa – wśród osób napływających do województwa przeważały osoby młode, podczas gdy wśród osób wyjeżdżających z województwa śląskiego sporo było osób starszych. Strukturę liczby migrantów

według wieku z uwzględnieniem płci cechowały jednak pewne różnice, które przedstawiono w tabeli 5. Jak wspomniano, przeciętny wiek imigrantów był w roku 2010 w województwie śląskim niższy niż przeciętny wiek emigrantów. Rozkład wieku imigrantek cechował się nieco wyższą zmiennością niż imigrantów; w przypadku emigracji z województwa śląskiego różnice w tym względzie są niewielkie. Spore różnice wystąpiły natomiast w wartościach współczynnika asymetrii*. Znacznie wyższa jego wartość w rozkładzie według wieku imigrantek niż imigrantów oznacza, że więcej imigrantek niż imigrantów jest w młodszym wieku; niższe natomiast wartości tego współczynnika dla emigrantów oznaczają, że emigruje z województwa śląskiego więcej kobiet i mężczyzn w starszym wieku, niż napływa do tego województwa.

Tabela 5

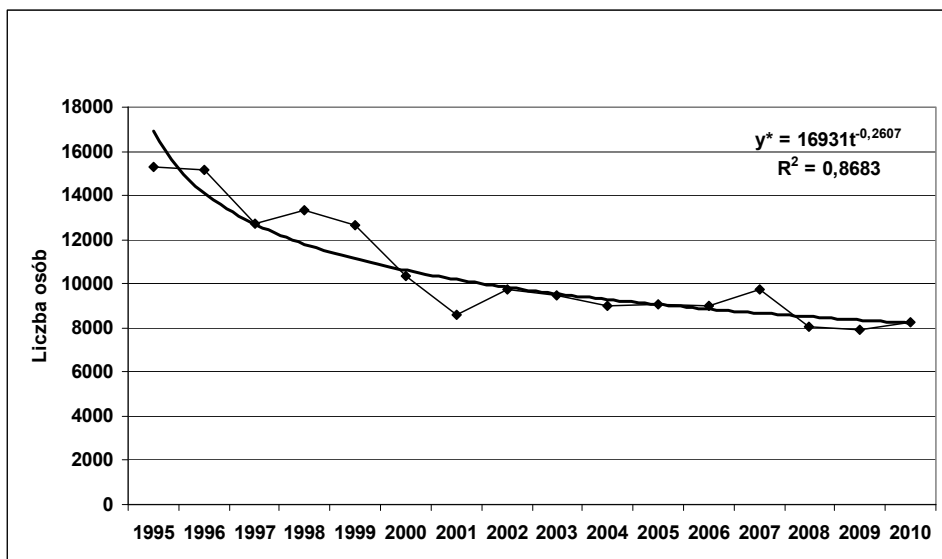
Statystyki opisowe rozkładu liczby migrantów w woj. śląskim według wieku w roku 2010

Napływ				
Wyszczególnienie	Średnia	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności	Współczynnik asymetrii
Ogółem	31,9	18,7	58,4	0,718
Mężczyźni	31,7	17,8	56,3	0,497
Kobiety	32,2	19,3	60,1	0,858
Odływ				
Wyszczególnienie	Średnia	Odchylenie standardowe	Współczynnik zmienności	Współczynnik asymetrii
Ogółem	34,0	18,6	54,7	0,404
Mężczyźni	34,4	18,7	54,4	0,219
Kobiety	33,6	18,4	54,9	0,580

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS w Warszawie.

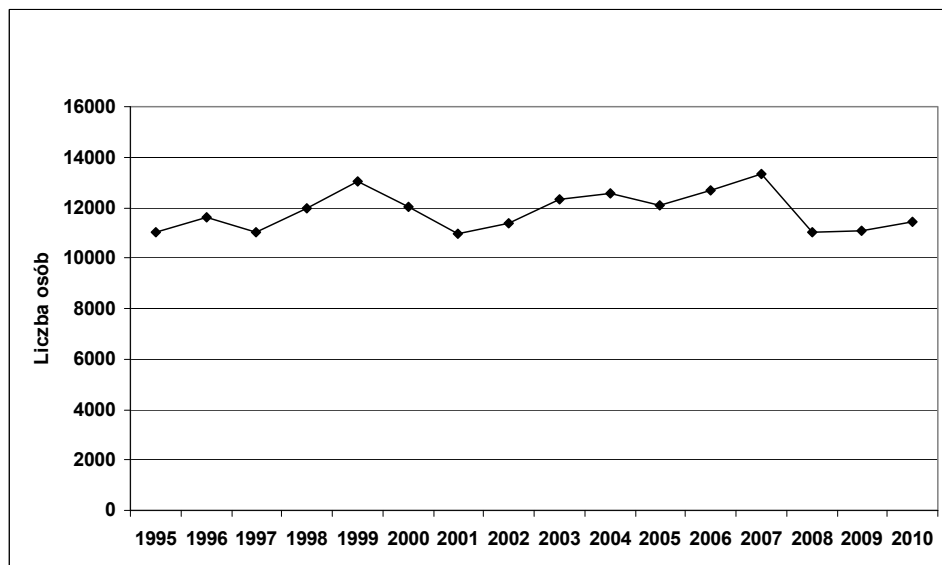
Ujemne saldo migracji w woj. śląskim można zaobserwować w ostatnich kilkunastu latach, począwszy od roku 1999 (rysunek 6). W latach 1999-2003 występował wzrost bezwzględnych wartości salda migracji; od roku 2004 wielkość ta utrzymuje się, podobnie jak wielkość odpływu ludności z województwa śląskiego, na podobnym poziomie; tendencję malejącą wykazuje natomiast w ostatnim okresie napływ wędrowników ludności do województwa śląskiego, wielkość migracji brutto i wartości odpowiadających im współczynników. W ostatnim okresie ujemne saldo migracji w województwie śląskim powstało na skutek zmniejszonego napływu ludności do tego województwa, przy relatywnie ustabilizowanym poziomie odpływu ludności z województwa śląskiego (rysunek 4 i 5).

* Współczynnik asymetrii $A_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3}$, gdzie $\mu_3 = E[X - E(X)]^3$, $\sigma^2 = E[X - E(X)]^2$.



Rys. 4. Napływ wędrowników do woj. śląskiego w latach 1995-2010

Źródło: Na podstawie danych GUS w Warszawie.



Rys. 5. Odpływ wędrowników z woj. śląskiego w latach 1995-2010

Źródło: Na podstawie danych GUS w Warszawie.

Powyższą obserwację potwierdzają przedstawione na rysunkach 4-5 tendencje rozwojowe napływu i odpływu wędrownego oraz salda migracji w województwie śląskim w latach 1995-2010. Tendencję rozwojową napływu wędrownego dobrze opisuje model ekonometryczny o postaci funkcji potęgowej (rysunek 4):

$$\hat{y}_1 = 16931 \cdot t^{-0,261} \quad R^2 = 0,868 \quad (12)$$

(-9,61)

gdzie:

$\hat{y}_1$ – wielkość napływu wędrownego do woj. śląskiego,
 t – zmienna czasowa przybierająca wartości ($t = 1, 2, \dots, 16$) w latach 1995-2010,
 R^2 – współczynnik determinacji modelu,
 a liczba w nawiasie oznacza wartość statystyki t-Studenta testu dla weryfikacji hipotezy o istotności parametru strukturalnego modelu.

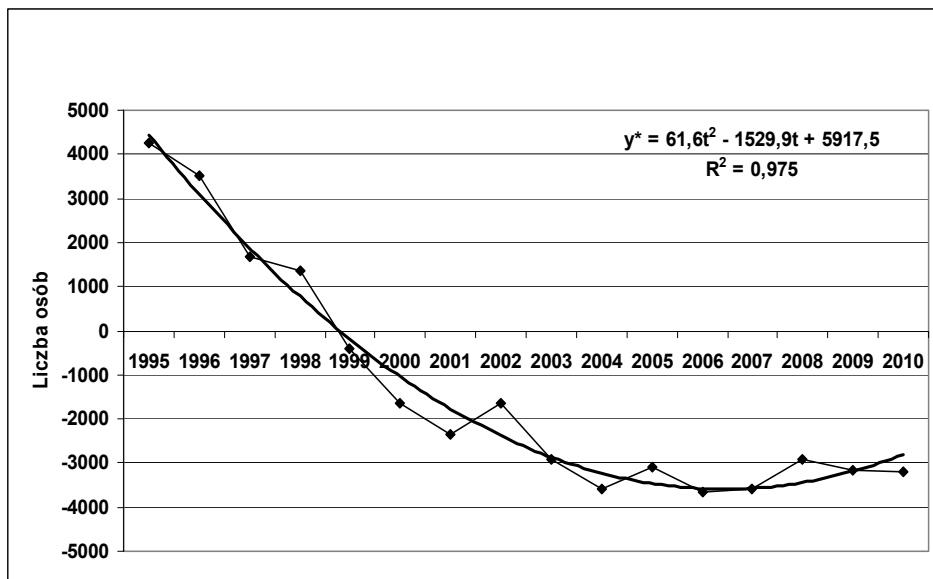
W przypadku odpływu wędrownego (rysunek 5) można w badanym okresie zaobserwować losowe wahania wokół średniej ($\bar{x} = 11849,5$ osoby). Tendencję rozwojową salda migracji, będącą wypadkową tendencji rozwojowych napływu i odpływu wędrownego ludności można natomiast opisać za pomocą modelu (rysunek 6):

$$\hat{y}_2 = 5917,49 - 1529,89t + 61,56t^2 \quad R^2 = 0,951 \quad (13)$$

(-14,80) (10,41)

gdzie $\hat{y}_2$ oznacza wielkość salda migracji w województwie śląskim, pozostałe oznaczenia jak w modelu (12).

W przypadku szeregów czasowych nie zaobserwowano w latach 1995-2010 istnienia korelacji liniowej pomiędzy napływem i odpływem wędrownym ludności w województwie śląskim ($r_{xy} = -0,048$).



Rys. 6. Saldo migracji w woj. śląskim w latach 1995-2010

Źródło: Na podstawie danych GUS w Warszawie.

W tabeli 6 przedstawiono wielkości napływu wędrownego do województwa śląskiego, odpływu wędrownego z tego województwa oraz wielkość migracji netto (saldo) i brutto. Można spostrzec, iż wyżej wymienione mierniki przyjmują najwyższe wartości w województwie małopolskim i mazowieckim. Dla tych dwóch województw obliczono mierniki przepływów międzyregionalnych wykorzystując wzory (8), (9) i (10). Współczynnik przepływu między województwem śląskim a województwem małopolskim przybrał wartość $W_{ij} = -0,195$, natomiast między województwem śląskim a województwem mazowieckim $W_{ik} = -0,431$; w obu przypadkach była to więc wartość ujemna, co oznacza, że więcej ludności odpływa z województwa śląskiego do małopolskiego, a w szczególności do mazowieckiego, niż napływa z tych województw do śląskiego. Współczynnik przepływu z województwa śląskiego do obu rozpatrywanych województw wyniósł $W_i - 0,265$; można więc stwierdzić, iż odpływ z województwa śląskiego do małopolskiego i mazowieckiego stanowi 26,5% obrotu migracyjnego województwa śląskiego z tymi dwoma województwami.

Można dodać, że zgodnie z omawianym wyżej (czwartym) prawem Ravensteina, w roku 2010 w województwie śląskim występowały odwrotne przepływy migracyjne – współczynnik korelacji liniowej pomiędzy wielkością napływu do województwa z innych województw i odpływem z niego do innych województw wyniósł $r_{xy} = 0,937$.

Tabela 6

Napływ, odpływ, saldo oraz migracje brutto w woj. śląskim w roku 2010

Województwa	Napływ	Odpływ	Saldo	Brutto
Dolnośląskie	670	1179	-509	1849
Kujawsko-pomorskie	248	341	-93	589
Lubelskie	399	394	5	793
Lubuskie	186	204	-18	390
Łódzkie	767	751	16	1518
Małopolskie	2023	3002	-979	5025
Mazowieckie	610	1534	-924	2144
Opolskie	919	978	-59	1897
Podkarpackie	508	574	-66	1082
Podlaskie	122	127	-5	249
Pomorskie	249	442	-193	691
Świętokrzyskie	664	646	18	1310
Warmińsko-mazurskie	234	321	-87	555
Wielkopolskie	334	581	-247	915
Zachodniopomorskie	291	344	-53	635

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych GUS w Warszawie.

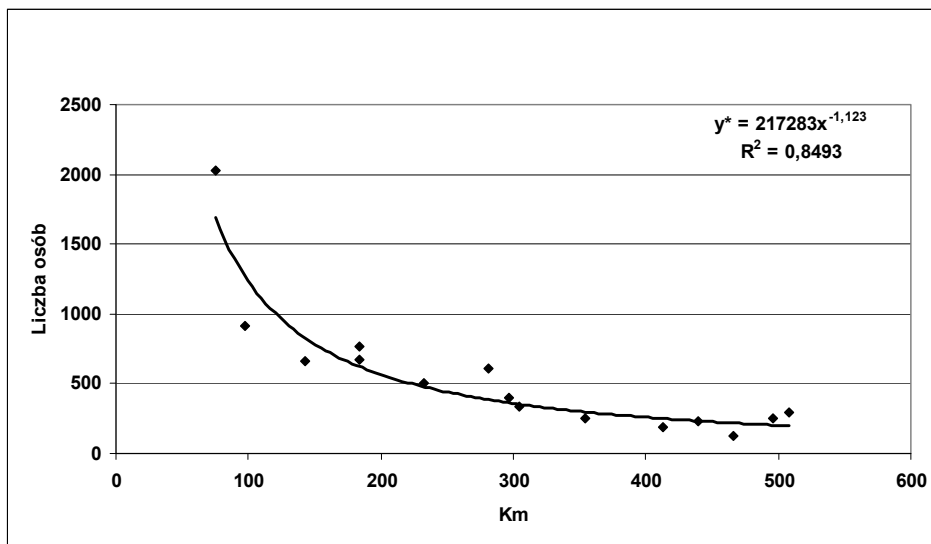
W celu stwierdzenia, jakie znaczenia ma odległość w przypadku migracji w województwie śląskim oszacowano, wykorzystując funkcję (11) model odległości napływu z innych województw (rysunek 7) i odpływu z niego do innych województw (rysunek 6).

Model napływu przybrał postać:

$$\hat{y}_3 = 217283 \cdot x^{-1,12} \quad R^2 = 0,849 \quad (14)$$

(-8,56)

gdzie: $\hat{y}_3$ oznacza wielkość napływu wędrownego do województwa śląskiego, a x – odległość (w km) między stolicą województwa śląskiego a stolicami innych województw, inne oznaczenia jak w (12).



Rys. 7. Napływ wędrowski do województwa śląskiego z innych województw w roku 2010

Źródło: Na podstawie danych GUS w Warszawie.

Model odpływu wędrowskiego oszacowano jako:

$$\hat{y}_4 = 215112 \cdot x^{-1,072} \quad R^2 = 0,630 \quad (14)$$

(-4,71)

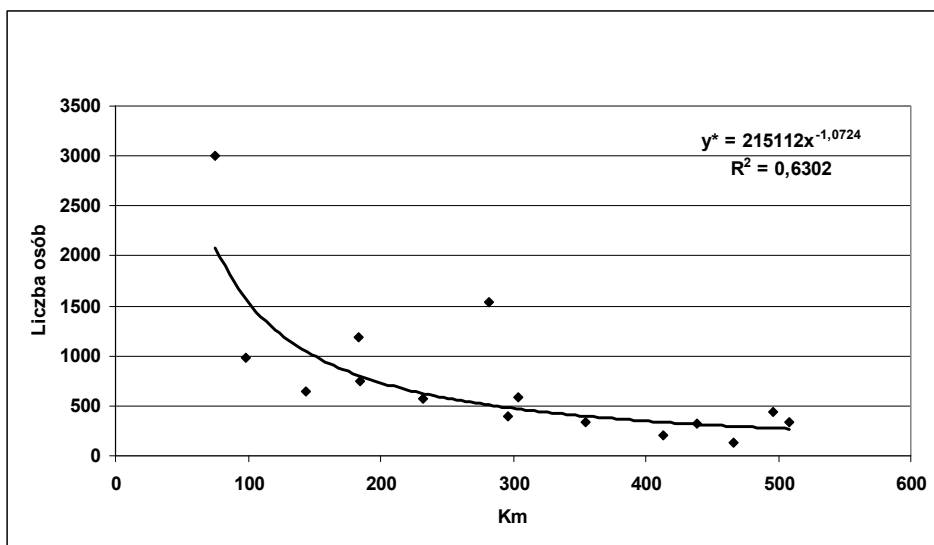
W tym przypadku określono jedną obserwację odstającą (rysunek 8) pochodzącą z województwa mazowieckiego. Po pominięciu tej obserwacji model odpływu wędrowskiego miał postać (oznaczenia jak wyżej):

$$\hat{y}_5 = 222206,6 \cdot x^{-1,09} \quad R^2 = 0,745 \quad (15)$$

(-5,92)

wyeliminowanie obserwacji z województwa mazowieckiego poprawiło więc stopień dobroci dopasowania modelu do danych empirycznych.

Dobre dopasowanie modeli odległości napływu i odpływu wędrowskiego do województwa śląskiego potwierdza aktualność pierwszego z wymienionych na wstępie praw migracji Ravensteina.



Uwaga: Okręgiem zaznaczono województwo mazowieckie.

Rys. 8. Odływ wędrowski z województwa śląskiego do innych województw w roku 2010

Źródło: Na podstawie danych GUS w Warszawie.

Podsumowanie

1. W województwie śląskim w badanym okresie można zaobserwować ujemne saldo migracji międzywojewódzkich na pobyt stały, spowodowane zmniejszającym się napływem ludności przy podobnej skali odpływu z województwa.
2. Różnice w strukturze wieku imigrantów i emigrantów są korzystne dla województwa śląskiego z punktu widzenia jego możliwości rozwoju społeczno-gospodarczego – imigranci są, średnio rzecz biorąc, młodszy niż emigranci.
3. Niektóre z praw migracji Ravensteina zachowały aktualność, a w szczególności: prawo o zależności między migracją a odległością, prawo o występowaniu przepływów odwrotnych, w prawo o przewadze kobiet w migracjach wewnątrz kraju.
4. Straciło aktualność prawo o niższej skłonności mieszkańców miast do migracji – okazała się ona wyższa niż mieszkańców wsi.

Literatura

- Cieślak M. (1984): *Demografia*. PWN, Warszawa.
- Ravenstein E.G. (1885): *The Laws of Migration*. „Journal of the Statistical Society of London”, Vol. 48, No. 2, s. 167-235.
- Ravenstein E.G. (1889): *The Laws of Migration*. „Journal of the Royal Statistical Society”, Vol. 52, No. 2. s. 241-305.
- Sojka E. (2007): *Migracje ludności i rozwój demograficzny Śląska w okresie transformacji*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Katowice.
- <http://www.answers.com/topic/ravenstein-s-laws-of-migration>.

PERMANENT RESIDENCE MIGRATION IN SILESIA PROVINCE (POLAND) IN 2010 IN THE LIGHT OF E.G. RAVENSTEIN'S LAWS OF MIGRATION

Summary

In view of globalization process analysis of migration forms important and actual problem. The paper presents the results of statistic, econometric and demographic analysis of migration processes in Silesia province in Poland in 2010. Especially taken into account was problem of negative migration balance in the province, caused, as stated, by decreasing influx to the Silesia province from the others. There were estimated migration models of influx and outflow of the migrants. Finally, it has been stated that some of the migration laws formed in XIX century by E.G. Ravenstein are still actual in Poland, among others the law of relation between the level of migration and its distance, and the law of opposite flows of migration, while the law of higher migration of urban (vs. rural) inhabitants was no longer valid.

Katarzyna Warzecha

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

ROZWÓJ SPOŁECZNO-GOSPODARCZY POLSKICH REGIONÓW A PROCESY MIGRACJI

Wprowadzenie

Poziom rozwoju społeczno-gospodarczego, procesy demograficzne i procesy migracji są zjawiskami wzajemnie od siebie zależnymi. Procesy demograficzne i procesy migracji zależą od kształtowania się czynników społecznych i ekonomicznych danego regionu, dlatego też głównym celem dalszych badań jest dokonanie oceny rozwoju społeczno-gospodarczego polskich województw z wykorzystaniem miar syntetycznych umożliwiających uszeregowanie i pogrupowanie badanych regionów z punktu widzenia rozwoju społeczno-ekonomicznego, a także zbadanie, czy istnieją związki między rozwojem społeczno-gospodarczym a procesami migracji.

1. Rozwój społeczno-gospodarczy województw Polski

Okresem badawczym jest rok 2010. Dane pochodzą z GUS i z Banku Danych Regionalnych. Przedmiotem badań są województwa Polski.

W badaniach rozwoju społeczno-gospodarczego województw pomocne są metody statystyki wielowymiarowej, pozwalające na wyznaczenie miary syntetycznej. Miara ta zastępuje zbiór cech badanego obiektu (zmienne opisujące sytuację społeczno-ekonomiczną) jedną zmienną zagregowaną. Takie podejście umożliwia ocenę obiektu (tutaj województwa) za pomocą jednej wielkości oraz pozwala na porządkowanie badanych województw pod względem miary syntetycznej rozpatrywanego zjawiska.

Do konstrukcji syntetycznej miary rozwoju społeczno-gospodarczego zaproponowano zbiór 63 potencjalnych zmiennych charakteryzujących różne dziedziny życia społecznego i ekonomicznego (tabela 1). W dalszej części badań ze zbioru potencjalnych zmiennych usunięto te zmienne, które nie spełniały określonych kryteriów formalnych i merytorycznych*.

Tabela 1

Zbiór potencjalnych cech diagnostycznych opisujących sytuację społeczno-gospodarczą na poziomie województw

Nazwa grupy	Nazwa zmiennej
1	2
Demografia i bezpieczeństwo ludności	gęstość zaludnienia
	przyrost naturalny na 1000 ludności
	małżeństwa na 1000 ludności
	urodzenia żywe na 1000 ludności
	kobiety na 100 mężczyzn
	zgony na 1000 ludności
	udział ludności w wieku przedprodukcyjnym w populacji (%)
	udział ludności w wieku produkcyjnym w populacji (%)
	udział ludności w wieku poprodukcyjnym w populacji (%)
	przestępstwa stwierdzone o charakterze kryminalnym w zakończonych postępowaniach przygotowawczych na 1000 ludności
	przestępstwa stwierdzone o charakterze gospodarczym w zakończonych postępowaniach przygotowawczych na 1000 ludności
	przestępstwa drogowe stwierdzone w zakończonych postępowaniach przygotowawczych na 1000 ludności
Rynek pracy i potencjał ekonomiczny	dochody ogółem na 1 mieszkańca w zł
	wydatki ogółem na 1 mieszkańca w zł
	nakłady inwestycyjne na 1 mieszkańca
	przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto
	udział pracujących w przemyśle w % ogółem
	udział pracujących w usługach w % ogółem
	liczba bezrobotnych na 1000 pracujących
	bezrobotni zarejestrowani pozostający bez pracy dłużej niż 1 rok w % bezrobotnych ogółem
	stopa bezrobocia rejestrowanego w %
	odsetek bezrobotnych z wykształceniem wyższym
	udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym
	podmioty zarejestrowane w rejestrze Regon na 10 tys. ludności

* Ze zbioru usunięto zmienne, dla których współczynnik zmienności był nie większy od 10%, gdyż zmienne te uznano za quasi-stałe, niewnoszące ważnych informacji o badanym zjawisku i nie mające własności dyskryminacyjnych. Ze zbioru usunięto również zmienne, które były silnie skorelowane z pozostałymi cechami reprezentującymi wyodrębnioną grupę.

cd. tabeli 1

1	2
Ochrona środowiska	emisja zanieczyszczeń pyłowych w t/km ²
	emisja zanieczyszczeń gazowych w t/km ²
	odpady komunalne zebrane w ciągu roku w tonach na 1 mieszkańca
	procent wydatków budżetów województw na gospodarkę komunalną i ochronę środowiska na 1 mieszkańca
	nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska w zł na 1 mieszkańca
	ścieki przemysłowe i komunalne oczyszczane w % ścieków wymagających oczyszczania
Warunki mieszkaniowe	zużycie wody w gospodarstwach domowych na 1 mieszkańca w m ³
	zużycie gazu w gospodarstwach domowych na 1 mieszkańca w m ³
	korzystający z instalacji kanalizacyjnej w % ogółu ludności
	korzystający z instalacji gazowej w % ogółu ludności
	korzystający z instalacji wodociągowej w % ogółu ludności
	mieszkania oddane do użytku na 1000 ludności
	przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania w m ²
	izby w mieszkaniach na 1000 ludności
	procent wydatków budżetów województw na gospodarkę mieszkaniową na 1 mieszkańca
Ochrona zdrowia	liczba ludności na 1 lekarza
	liczba ludności na 1 dentystę
	liczba ludności na 1 pielęgniarkę
	liczba ludności na 1 aptekę
	liczba ludności na 1 łóżko w szpitalach ogólnych
	liczba zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych
	procent wydatków budżetów województw na ochronę zdrowia na 1 mieszkańca
	osoby korzystające ze świadczeń pomocy społecznej na 1000 ludności
Oświata i kultura	liczba ludności na 1 placówkę biblioteczną
	księgozbiór na 1000 ludności w woluminach
	liczba czytelników na 1000 ludności
	widzowie w kinach na 1000 ludności
	liczba uczniów szkół podstawowych przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu
	liczba uczniów gimnazjum przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu
	studenci szkół wyższych na 10 tys. ludności
	procent wydatków budżetów województw na ochronę oświaty i wychowanie na 1 mieszkańca
	procent wydatków budżetów województw na kulturę i ochronę dziedzictwa narodowego na 1 mieszkańca
Transport i łączność	liczba samochodów osobowych na 1000 ludności
	drogi publiczne o twardej nawierzchni (na 100 km ²) w km (S)
	ludność na 1 placówkę pocztową
	telefoniczne łącza główne na 1000 ludności
	procent wydatków budżetów województw na transport i łączność na 1 mieszkańca
	wypadki drogowe ogółem na 1000 ludności

Ostateczny zbiór zmiennych diagnostycznych wziętych do badania oraz niektóre ich parametry opisowe zawiera tabela 2. Na podstawie w niej danych zawartych można stwierdzić, że badane obiekty najbardziej były zróżnicowane pod względem następujących cech: przyrost naturalny na 1000 ludności; emisja zanieczyszczeń pyłowych i gazowych; procent wydatków budżetów województw na gospodarkę mieszkaniową i ochronę zdrowia na 1 mieszkańca oraz procent wydatków budżetów województw na gospodarkę komunalną i ochronę środowiska na 1 mieszkańca.

Tabela 2

Symbole i parametry opisowe cech diagnostycznych opisujących sytuację społeczno-gospodarczą województw w 2010 roku

Nazwa grupy	Nazwa zmiennej	Sym-bol	Średnia	Współ-czynnik zmienno-ści w %
1	2	3	4	5
Demografia i bezpieczeństwo ludności	gęstość zaludnienia (D)	X ₁	128,81	57,87
	przyrost naturalny na 1000 ludności (S)	X ₂	0,78	190,54
	przestępstwa stwierdzone o charakterze kryminalnym w zakończonych postępowaniach przygotowawczych na 1000 ludności (D)	X ₃	19,63	24,41
	przestępstwa stwierdzone o charakterze gospodarczym w zakończonych postępowaniach przygotowawczych na 1000 ludności (D)	X ₄	4,07	39,28
	przestępstwa drogowe stwierdzone w zakończonych postępowaniach przygotowawczych na 1000 ludności (D)	X ₄	4,38	20,55
Rynek pracy i potencjał ekonomiczny	nakłady inwestycyjne na 1 mieszkańca (S)	X ₆	5263,56	26,33
	dochody ogółem na 1 mieszkańca w zł (S)	X ₇	379,94	15,83
	wydatki ogółem na 1 mieszkańca w zł (S)	X ₈	410,62	16,47
	przeciętne miesięczne wynagrodzenia brutto (S)	X ₉	3181,44	10,67
	udział pracujących w przemyśle w % ogółem (S)	X ₁₀	30,47	15,00
	bezrobotni zarejestrowani pozostający bez pracy dłużej niż 1 rok w % bezrobotnych ogółem (D)	X ₁₁	28,67	14,72
	udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym (D)	X ₁₂	8,44	19,24
	stopa bezrobocia rejestrowanego w % (D)	X ₁₃	13,64	21,80
	odsetek bezrobotnych z wykształceniem wyższym (D)	X ₁₄	10,31	20,09
	podmioty zarejestrowane w rejestrze Regon na 10 tys. ludności (S)	X ₁₅	985,25	17,74

cd. tabeli 2

1	2	3	4	5
Ochrona środowiska	odpady komunalne zebrane w ciągu roku w tonach na 1 mieszkańca (D)	X ₁₆	0,25	21,94
	emisja zanieczyszczeń pyłowych w t/km ² (D)	X ₁₇	0,23	100,60
	emisja zanieczyszczeń gazowych w t/km ² (D)	X ₁₈	802,11	108,25
	procent wydatków budżetów województw na gospodarkę komunalną i ochronę środowiska na 1 mieszkańca (S)	X ₁₉	0,58	132,25
	nakłady na środki trwałe służące ochronie środowiska w zł na 1 mieszkańca (S)	X ₂₀	0,30	35,82
Warunki mieszkaniowe	mieszkania oddane do użytku na 1000 ludności (S)	X ₂₁	3,33	31,55
	zużycie wody w gospodarstwach domowych na 1 mieszkańca w m ³ (S)	X ₂₂	30,71	12,43
	zużycie gazu w gospodarstwach domowych na 1 mieszkańca w m ³ (S)	X ₂₃	101,87	36,93
	korzystający z instalacji kanalizacyjnej w % ogółu ludności (S)	X ₂₄	61,68	12,92
	korzystający z instalacji gazowej w % ogółu ludności (S)	X ₂₅	50,01	23,34
	procent wydatków budżetów województw na gospodarkę mieszkaniową na 1 mieszkańca (S)	X ₂₆	0,62	164,79
	izby w mieszkaniach na 1000 ludności (S)	X ₂₇	14,41	25,74
Ochrona zdrowia	liczba ludności na 1 lekarza (D)	X ₂₈	498,86	14,57
	liczba ludności na 1 dentystę (D)	X ₂₉	3195,37	37,41
	liczba ludności na 1 pielęgniarkę (D)	X ₃₀	210,46	10,16
	liczba zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych (D)	X ₃₁	5,06	12,90
	procent wydatków budżetów województw na ochronę zdrowia na 1 mieszkańca	X ₃₂	6,08	52,10
	osoby korzystające ze świadczeń pomocy społecznej na 1000 ludności	X ₃₃	58,93	23,44
Oświata i kultura	liczba czytelników na 1000 ludności (S)	X ₃₄	164,50	11,45
	widzowie w kinach na 1000 ludności (S)	X ₃₅	867,31	35,11
	liczba uczniów szkół podstawowych przypadających na 1 komputer z dostępem do Internetu (D)	X ₃₆	11,01	13,74
	studenci szkół wyższych na 10 tys. ludności (S)	X ₃₇	444,13	22,33
	procent wydatków budżetów województw na ochronę oświatę i wychowanie na 1 mieszkańca (S)	X ₃₈	5,17	26,32
	procent wydatków budżetów województw na kulturę i ochronę dziedzictwa narodowego na 1 mieszkańca (S)	X ₃₉	9,10	41,71
Transport i łączność	ludność na 1 placówkę pocztową (S)	X ₄₀	4393,88	18,33
	telefoniczne łącza główne na 1000 ludności (S)	X ₄₁	204,59	16,43
	drogi publiczne o twardej nawierzchni (na 100 km ²) w km (S)	X ₄₂	91,18	35,46
	procent wydatków budżetów województw na transport i łączność na 1 mieszkańca (S)	X ₄₃	40,53	18,73

Dalsze badanie prowadzące do wyznaczenia syntetycznego miernika rozwoju Hellwiga* przebiegało według następujących etapów:

1. Zbiór zmiennych diagnostycznych podzielony został na stymulanty i destymulanty**. Destymulanty zamieniono na stymulanty według formuły:

$$D \rightarrow S = X_{\max} - X_i \quad (1)$$

2. W celu doprowadzenia danych do porównywalności zastosowano metodę standaryzacji zmiennych według wzoru:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_i}{s}, (i = 1, \dots, m) (j = 1, \dots, k) \quad (2)$$

gdzie:

$\bar{x}$ – średnia arytmetyczna zmiennej x_i ,

S – odchylenie standardowe zmiennej x_i .

3. Wyznaczono wzorzec rozwoju jako abstrakcyjny punkt P_0 o współrzędnych zestandaryzowanych:

$$P_0 = [z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0k}] \quad (3)$$

Współrzędne punktu określono jako:

$$z_{0j} = \max_i(z_{ij}) \quad \text{dla } j \in S \quad (4)$$

gdzie:

S – zbiór stymulant.

4. Odległość między poszczególnymi obiektami od przyjętego wzorca rozwoju P_0 obliczono wykorzystując odległość euklidesową:

$$d_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^k (z_{ij} - z_{0j})^2} \quad (i = 1, 2, \dots, m) \quad (5)$$

$$(j = 1, 2, \dots, k)$$

* Więcej informacji na temat syntetycznych mierników czytelnik może znaleźć m.in. w pracach: [Heffner, Gibas 2007; Zeliaś, red., 2000].

** Dana zmienna jest stymulantą, jeśli im wyższa jest wartość tej zmiennej, tym lepsza jest sytuacja demograficzna, społeczna lub ekonomiczna danego województwa; natomiast destymulantą – wzrost wartości zmiennej świadczy o spadku poziomu badanego zjawiska, czyli świadczy o pogorszeniu się sytuacji demograficznej, społecznej lub ekonomicznej w województwach.

gdzie:

k, m – odpowiednio liczba zmiennych, liczba obiektów,

z_{ij} – znormalizowana wartość j -tej zmiennej dla i -tego obiektu,

z_{0j} – znormalizowana wartość wzorca dla j -tej zmiennej.

5. Dla unormowania wartości wskaźnika d_{i0} zbudowano względny miernik rozwoju z_{i0} , którego wartości zawarte są w przedziale $[0, 1]$

$$z_{ij} = 1 - \frac{d_{i0}}{d_0} \quad (6)$$

gdzie:

$$d_0 = \bar{d}_0 + 2S_0 \quad (7)$$

$$\bar{d}_0 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m d_{i0} \quad (8)$$

$$S_0 = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (d_{i0} - \bar{d}_0)^2} \quad (9)$$

Wyższa wartość miernika z_{ij} oznacza, że badany obiekt znajduje się bliżej wzorca. Można badane obiekty uporządkować według kryterium rosnącej wartości tego miernika. Syntetyczne mierniki poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego zastępują opis obiektów (województw) przy użyciu zbioru cech diagnostycznych opisanych za pomocą jednej zagregowanej wielkości. Umożliwiają zatem numeryczny opis złożonych zjawisk, których nie można bezpośrednio mierzyć [Berbeka, 2006, s. 45].

Obliczone wartości zmiennych syntetycznych rozwoju społeczno-gospodarczego zawiera tabela 3. Przeprowadzone badania świadczą o dysproporcjach w poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego województw. Pomiędzy poszczególnymi województwami Polski występują znaczne nierówności w zakresie poziomu rozwoju w ogóle i w poszczególnych grupach opisujących ten poziom. Różnice te są bardzo często konsekwencją różnic ekonomicznych, przestrzennych oraz społecznych związanych ze specyfiką poszczególnych regionów. Na podstawie analizy wyników zawartych w tabelach 3 i 4 oraz na rysunku 1 widać, że w czołówce województw, których poziom rozwoju społeczno-gospodarczego wykazywał najmniejsze odchylenie od wzorca rozwoju, były województwa: mazowieckie, dolnośląskie, pomorskie i małopolskie. Najmniej ko-

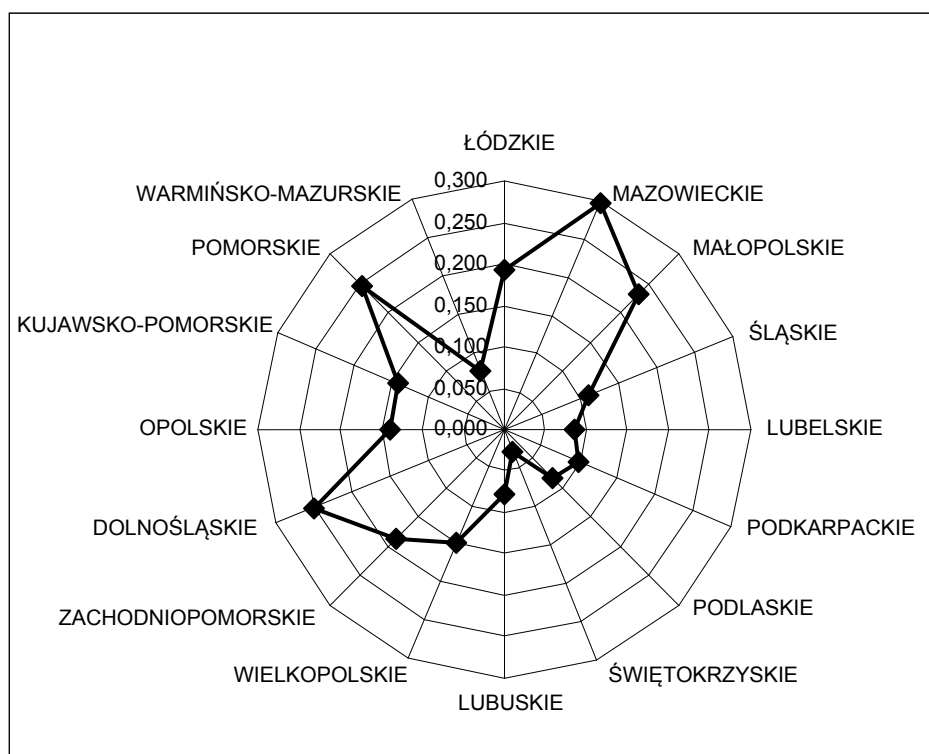
rzystną sytuację odnotowano w przypadku województw: świętokrzyskiego, warmińsko-mazurskiego i lubuskiego (tabela 4). Województwo śląskie zajmowało 10 pozycję w rankingu. Różnica pomiędzy województwem o najwyższej wartości miernika syntetycznego (województwem mazowieckim) a województwem o najniższej wartości miernika (województwem świętokrzyskim) wyniosła w 2010 r. aż 0,268. Jest to stosunkowo duża rozpiętość, która świadczy między innymi o różnicach w poziomie rozwoju społeczno-ekonomicznego poszczególnych województw Polski.

Tabela 3

Wartości zmiennych syntetycznych rozwoju społeczno-gospodarczego
w 2010 roku dla poszczególnych grup zmiennych

Województwa	Rozwój ogółem	Demografia	Ochrona zdrowia	Oświata i kultura	Warunki mieszkaniowe	Rynek pracy	Transport i łączność	Ochrona środowiska
dolnośląskie	0,252	0,097	0,564	0,372	0,486	0,508	0,426	0,107
kujawsko-pomorskie	0,142	0,346	0,290	0,227	0,271	0,246	0,220	0,366
lubelskie	0,084	0,501	0,500	0,232	0,137	0,051	0,151	0,367
lubuskie	0,079	0,128	0,196	0,027	0,380	0,359	0,181	0,177
łódzkie	0,193	0,325	0,434	0,332	0,300	0,261	0,409	0,233
małopolskie	0,232	0,488	0,336	0,395	0,369	0,271	0,503	0,161
mazowieckie	0,297	0,535	0,425	0,302	0,512	0,468	0,375	0,166
opolskie	0,140	0,375	0,361	0,134	0,166	0,435	0,250	0,220
podkarpackie	0,097	0,602	0,318	0,162	0,206	0,093	0,212	0,329
podlaskie	0,084	0,588	0,409	0,259	0,198	0,099	0,030	0,222
pomorskie	0,247	0,263	0,427	0,097	0,728	0,484	0,298	0,249
śląskie	0,111	0,030	0,485	0,239	0,317	0,343	0,425	0,068
świętokrzyskie	0,029	0,200	0,438	0,061	0,021	0,191	0,209	0,393
warmińsko-mazurskie	0,075	0,571	0,044	0,194	0,375	0,105	0,040	0,294
wielkopolskie	0,150	0,535	-0,129	0,252	0,447	0,336	0,293	0,196
zachodniopomorskie	0,184	0,254	0,375	0,098	0,480	0,349	0,210	0,418

Źródło: Obliczenia własne.



Rys. 1. Odległość województw od wzorca rozwoju według metody Hellwiga w 2010 r.

Pozycje województw ze względu na wartość syntetycznej miary w poszczególnych grupach zmiennych prezentuje tabela 4. Z danych w niej zawartych wynika, że wystąpiły znaczne dysproporcje w poziomie rozwoju demograficznego, społecznego i ekonomicznego badanych obiektów. Nie ma zdecydowanego lidera we wszystkich badanych grupach, chociaż można stwierdzić, że najlepszą sytuację obserwuje się w województwie dolnośląskim (większość, bo 5 na 7 mierników syntetycznych badanych grup zmiennych, zajmuje czołowe pozycje). Wyjątek dla tego województwa stanowią mierniki syntetyczne grupy zmiennych opisujących sytuację demograficzną i ochronę środowiska (pozycja przedostatnia – 15).

Najgorszą sytuację i pozycję w poszczególnych grupach zmiennych otrzymywało województwo lubuskie i świętokrzyskie. Województwo śląskie zajęło ostatnią lokatę w rankingu pod względem sytuacji demograficznej i ochrony środowiska.

Tabela 4

Pozycje regionów uzyskane przy użyciu taksonomicznej miary rozwoju Hellwiga w 2010 roku dla poszczególnych grup zmiennych

Województwo	Rozwój ogółem	Demografia	Ochrona zdrowia	Oświata i kultura	Warunki mieszkaniowe	Rynek pracy	Transport i łączność	Ochrona środowiska
dolnośląskie	2	15	1	2	3	1	2	15
kujawsko-pomorskie	8	9	13	9	11	11	9	4
lubelskie	12	6	2	8	15	16	14	3
lubuskie	14	14	14	16	6	5	13	12
łódzkie	5	10	5	3	10	10	4	8
małopolskie	4	7	11	1	8	9	1	14
mazowieckie	1	5	7	4	2	3	5	13
opolskie	9	8	10	12	14	4	8	10
podkarpackie	11	1	12	11	12	15	10	5
podlaskie	13	2	8	5	13	14	16	9
pomorskie	3	11	6	14	1	2	6	7
śląskie	10	16	3	7	9	7	3	16
świętokrzyskie	16	13	4	15	16	12	12	2
warmińsko-mazurskie	15	3	15	10	7	13	15	6
wielkopolskie	7	4	16	6	5	8	7	11
zachodniopomorskie	6	12	9	13	4	6	11	1

Źródło: Na podstawie danych zawartych w tabeli 3.

Obliczone wielkości syntetycznych mierników rozwoju pozwoliły dokonać podziału zbioru badanych województw na grupy, które zawierają województwa o podobnym poziomie rozwoju społeczno-gospodarczego ogółem i w podziale na grupy. Wyniki klasyfikacji zawiera tabela 5. Wyniki klasyfikacji uzyskano na podstawie średniej arytmetycznej ($\bar{d}_i$ i odchylenie standardowego (S_{di}) miernika syntetycznego) [Sojka, 2007, s. 60]. Wyodrębniono 4 klasy obiektów:

- pierwszą klasę stanowiły województwa, których mierniki syntetyczne miały wartości wysokie i mieściły się w przedziale: $[\bar{d}_i + S_{di}; \max \{d_i\}]$,
- drugą klasę stanowiły województwa, których mierniki syntetyczne miały wartości umiarkowane i mieściły się w przedziale: $[\bar{d}_i; \bar{d}_i + S_{di}]$,

- trzecią klasę stanowiły województwa, których mierniki syntetyczne miały wartości niskie i mieściły się w przedziale: $[\bar{d}_i - S_{di}; \bar{d}_i]$,
- czwartą grupę stanowiły województwa, których mierniki syntetyczne miały wartości bardzo niskie i mieściły się w przedziale: $[\min \{d_i\}; \bar{d}_i - S_{di}]$.

Tabela 5

Klasyfikacja województw według syntetycznych mierników rozwoju społeczno-gospodarczego oraz w podziale na grupy

Wyszczególnienie	Klasa I	Klasa II	Klasa III	Klasa IV
Rozwój ogółem	dolnośląskie; małopolskie; mazowieckie; pomorskie	zachodniopomorskie, łódzkie	wielkopolskie, śląskie, podlaskie, podkarpackie, opolskie, lubuskie, lubelskie, kujawsko-pomorskie	warmińsko-mazurskie, świętokrzyskie
Demografia i bezpieczeństwo ludności	podkarpackie, podlaskie, warmińsko-mazurskie	wielkopolskie, opolskie, mazowieckie, małopolskie, lubelskie	pomorskie, zachodniopomorskie, łódzkie, kujawsko-pomorskie	dolnośląskie, śląskie, świętokrzyskie, lubuskie
Rynek pracy i potencjał ekonomiczny	dolnośląskie, mazowieckie, opolskie, pomorskie	lubuskie, śląskie, wielkopolskie, zachodniopomorskie	kujawsko-pomorskie, łódzkie, małopolskie, świętokrzyskie	lubelskie, podkarpackie, podlaskie, warmińsko-mazurskie
Ochrona środowiska	kujawsko-pomorskie, świętokrzyskie, lubelskie, zachodniopomorskie	podkarpackie, pomorskie	lubuskie, łódzkie, małopolskie, mazowieckie, opolskie, podlaskie, warmińsko-mazurskie, wielkopolskie	dolnośląskie, śląskie
Warunki mieszkaniowe	mazowieckie, pomorskie	dolnośląskie, lubuskie, małopolskie, warmińsko-mazurskie, wielkopolskie, zachodniopomorskie	kujawsko-pomorskie, łódzkie, opolskie, podkarpackie, podlaskie, śląskie	lubelskie, świętokrzyskie
Ochrona zdrowia	dolnośląskie	lubelskie, łódzkie, mazowieckie, opolskie, podlaskie, pomorskie, śląskie, świętokrzyskie, zachodniopomorskie	kujawsko-pomorskie, lubuskie, małopolskie, podkarpackie	warmińsko-mazurskie, wielkopolskie
Oświata i kultura	dolnośląskie, łódzkie, małopolskie	kujawsko-pomorskie, lubelskie, mazowieckie, podlaskie, śląskie, wielkopolskie	opolskie, podkarpackie, warmińsko-mazurskie	lubuskie, pomorskie, świętokrzyskie, zachodniopomorskie
Transport i łączność	dolnośląskie, łódzkie, małopolskie, śląskie	mazowieckie, pomorskie	kujawsko-pomorskie, lubelskie, lubuskie, opolskie, podkarpackie, świętokrzyskie, wielkopolskie, zachodniopomorskie	podlaskie, warmińsko-mazurskie

Źródło: Na podstawie danych zawartych w tabeli 3.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 5 można powiedzieć, że:

- najwyższy poziom rozwoju społeczno-gospodarczego mają województwa: dolnośląskie, małopolskie, mazowieckie i pomorskie,
- województwo dolnośląskie cechuje się bardzo dobrą sytuacją w grupach: rynek pracy i potencjał ekonomiczny, ochrona zdrowia, oświata i kultura, transport i łączność oraz złą w grupie – demografia i ochrona środowiska,
- województwo mazowieckie cechuje się bardzo dobrą sytuacją w grupach: rynek pracy i potencjał ekonomiczny, warunki mieszkaniowe oraz złą w grupie – ochrona środowiska,
- województwo małopolskie cechuje się bardzo dobrą sytuacją w grupach: oświata i kultura, transport i łączność oraz złą w grupie – ochrona środowiska, ochrona zdrowia i rynek pracy,
- województwo pomorskie cechuje się bardzo dobrą sytuacją w grupach: rynek pracy; warunki mieszkaniowe, ochrona środowiska oraz złą w grupie – demografia, transport i łączność, a bardzo złą w grupie – oświata i kultura.

2. Związki między rozwojem społeczno-gospodarczym a procesami migracji

Do badania zależności pomiędzy rozwojem społeczno-gospodarczym a procesami migracji wykorzystano współczynniki korelacji liniowej odpowiednich grup mierników syntetycznych (współczynniki korelacji między poszczególnymi grupowymi miernikami a zmiennymi migracji zawiera tabela 7).

Zbiór, wziętych do obliczenia współczynników korelacji, cech opisujących rozwój społeczno-ekonomiczny w podziale na poszczególne grupy zawiera tabela 1, natomiast zbiór cech opisujących poziom migracji zawiera tabela 6.

Tabela 6

Zmienne diagnostyczne opisujące poziom migracji

Nazwa zmiennej	Symbol	Nazwa zmiennej	Symbol
napływ ogółem	Y ₁	odpływ na wieś	Y ₈
napływ z zagranicy	Y ₂	efektywność migracji ogółem	Y ₉
napływ z miast	Y ₃	efektywność migracji miasto	Y ₁₀
napływ ze wsi	Y ₄	efektywność migracji wieś	Y ₁₁
odpływ ogółem	Y ₄	migracje brutto ogółem	Y ₁₂
odpływ za granicę	Y ₆	migracje brutto miasto	Y ₁₃
odpływ do miast	Y ₇	migracje brutto wieś	Y ₁₄

Źródło: Na podanie danych GUS.

Tabela 7

Macierz współczynników korelacji liniowej mierników poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego i mierników migracji

Nazwa zmiennej/mienniki grupowe	Rozwój ogółem	Demografia i bezpieczeństwo	Ochrona zdrowia	Oświata i kultura	Warunki mieszkaniowe	Rynek pracy	Transport i łączność	Ochrona środowiska
napływ ogółem	-0,210	0,183	-0,405	-0,183	0,142	-0,218	-0,299	0,114
napływ z zagranicy	-0,285	-0,158	-0,047	-0,403	-0,132	-0,107	0,070	0,079
napływ z miast	0,574	-0,326	0,017	-0,018	0,842	0,714	0,190	-0,428
napływ ze wsi	0,059	0,323	-0,572	-0,230	0,233	0,051	-0,293	0,517
odpływ ogółem	0,052	0,111	-0,283	-0,303	0,336	0,058	-0,137	0,120
odpływ za granicę	-0,525	-0,307	-0,048	-0,521	-0,384	-0,155	-0,114	0,150
odpływ do miast	0,205	-0,550	-0,038	-0,200	0,652	0,521	-0,022	-0,334
odpływ na wieś	-0,483	0,482	-0,431	-0,448	-0,298	-0,498	-0,791	0,778
efektywność migracji	-0,351	0,129	-0,201	0,051	-0,166	-0,393	-0,289	0,071
efektywność miasto	0,773	0,056	-0,005	0,242	0,767	0,664	0,368	-0,441
efektywność wieś	0,698	-0,453	0,129	0,440	0,612	0,732	0,886	-0,715
migracje brutto	-0,102	0,168	-0,385	-0,256	0,249	-0,106	-0,249	0,129
migracje brutto miasto	0,424	-0,444	-0,007	-0,104	0,786	0,652	0,099	-0,401
migracje brutto wieś	-0,253	0,441	-0,535	-0,375	-0,059	-0,266	-0,606	0,708
ilość istotnych współczynników	4	1	2	1	5	5	3	4

Nota:

Pogrubionym drukiem i zacieniowanym polem zaznaczono współczynniki korelacji statystycznie istotne.

Źródło: Obliczenia własne.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 7 można wyciągnąć następujące wnioski:

- wraz ze wzrostem poziomu rozwoju społeczno-gospodarczego wzrasta napływ ludności z miast oraz spada odpływ ludności za granicę; siła tych zależności wynosiła około 33%, co oznacza, że około 33% zmian opisanych współczynnikami migracji można było wyjaśnić zmianami syntetycznego miernika rozwoju,

- spośród mierników grupowych najważniejsze dla migracji ludności były mierniki charakteryzujące warunki mieszkaniowe oraz rynek pracy i potencjał ekonomiczny (dla tych grup mierników otrzymano po 5 istotnych statystycznie współczynników korelacji),
- poprawa warunków mieszkaniowych oddziaływała na napływ ludności z miast oraz odpływ ludności do miast,
- wraz z poprawą warunków na rynku pracy i poprawą potencjału ekonomicznego województw zwiększa się ruchliwość mieszkańców miast, wzrasta napływ ludności z miast i odpływ ludności do miast,
- poprawa warunków transportowych i łączności powodowała spadek odpływu ludności na wieś oraz spadek ruchliwości mieszkańców wsi,
- lepsze warunki i jakość środowiska naturalnego wpływała na wzrost napływu ludności ze wsi oraz odpływu ludności na wieś,
- sytuacja demograficzna wpływała na spadek odpływu ludności do miast.

Wnioski

1. Najlepsze województwa, których poziom rozwoju społeczno-gospodarczego wykazywał najmniejsze odchylenie od wzorca rozwoju, to: mazowieckie, dolnośląskie, pomorskie i małopolskie. Najgorszą sytuację obserwowano w województwach: świętokrzyskim, warmińsko-mazurskim i lubuskim.
2. Najważniejszymi czynnikami determinującymi procesy migracji na poziomie województw okazały się: warunki mieszkaniowe oraz rynek pracy i potencjał ekonomiczny.

Literatura

- Berbeka J. (2006): *Poziom życia ludności a wzrost gospodarczy w krajach Unii Europejskiej*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Kraków.
- Heffner K., Gibas P. (2007): *Analiza ekonomiczno-przestrzenna*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Katowice.
- Sojka E. (2007): *Migracje ludności i rozwój demograficzny Śląska w okresie transformacji*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Katowice.
- www.stat.gov.pl
- Zeliaś A., red. (2000): *Taksonomiczna analiza przestrzennego zróżnicowania poziomu życia w Polsce w ujęciu dynamicznym*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Kraków.

SOCIO-ECONOMIC DEVELOPMENT OF POLISH REGIONS AND PROCESSES OF MIGRATION

Summary

The level of socio-economic, demographic processes and phenomena of migration processes are from each other dependent. Demographic processes and migration processes depend on the evolution of social and economic factors of the region, and therefore the main objective of the research was to assess the socio-economic development of Polish regions (provinces) with the use of synthetic measures to enable ranking and grouping investigated regions from the point of view of socio-economic, as well as to investigate whether there are significant links between socio-economic development and migration processes. The period of research was the year 2010. The data came from the Central Statistical Office, the Regional Data Bank.

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 zawężać 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 wojewódzkie 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:

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

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.

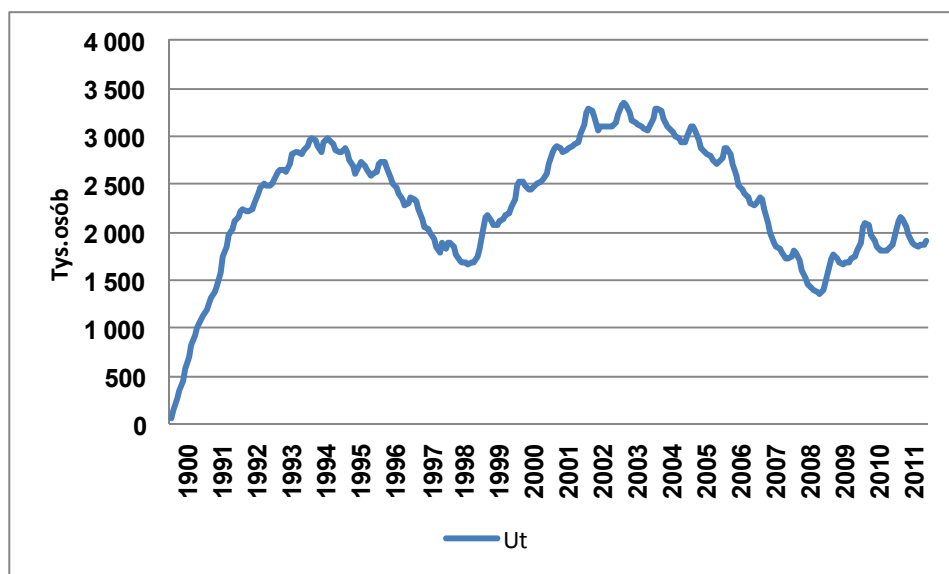
* Te i inne definicje struktury można znaleźć w pracy K. Melich-Iwanek [2010].

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 pełzającego (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:

$$F = \frac{\frac{(RSK_T - RSK_1 - RSK_2)}{k}}{\frac{(RSK_1 + RSK_2)}{[n_1 + n_2 - 2(k-1) - 2]}} \quad (5)$$

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 podzbiorach 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 $f^J \neq f^I$,
- albo zestawami zmiennych objaśniających $X^J \neq X^I$;
- albo wartościami parametrów $b^J \neq b^I$.

Modele segmentowe są stosowane wtedy, kiedy powiązanie między zmien-
ną 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 ozna-
czać: zmianę postaci analitycznej albo zmianę zmiennych objaśniających, lub
zmianę parametrów.

Wśród modeli i metod weryfikacji zmian struktury znajduje się szereg pro-
cedur wykorzystujących zmienne zero-jedynkowe w celu reprezentowania punk-
tów 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 możli-
wych zdarzeń:

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

Jeśli w dowolnym szeregu czasowym może wystąpić m punktów zwrot-
nych, 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 zwrotne-
mu 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 do niego 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),

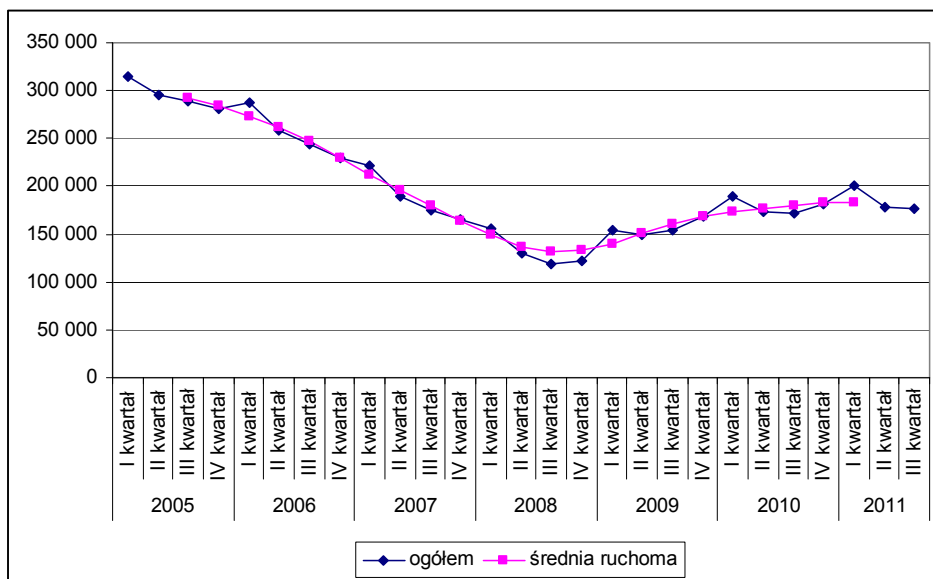
ws_T – wartość odpowiedniego wskaźnika sezonowości.

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.

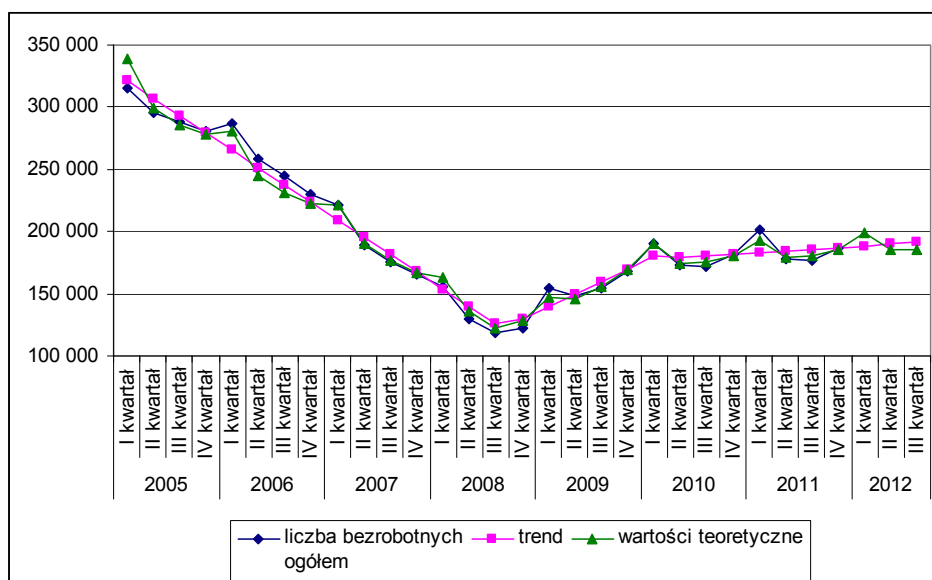
Tabela 2

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.

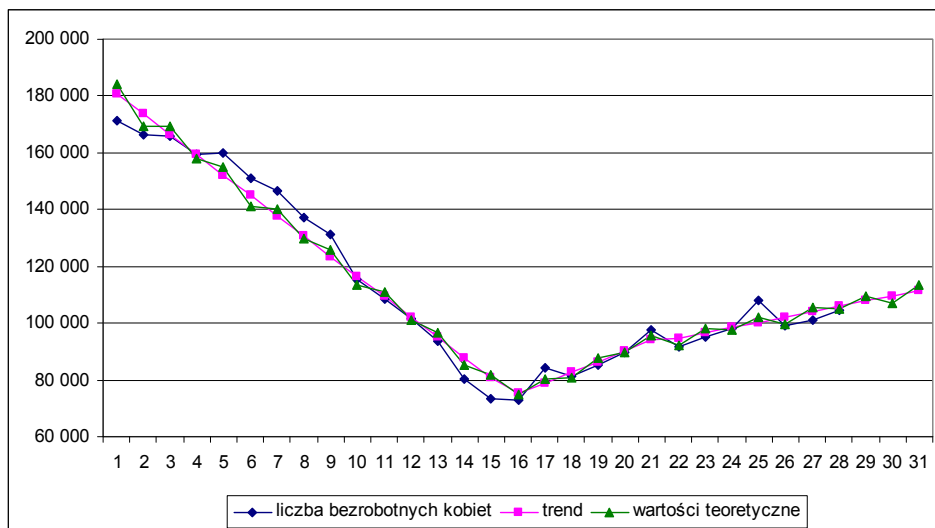
Tabela 3

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.

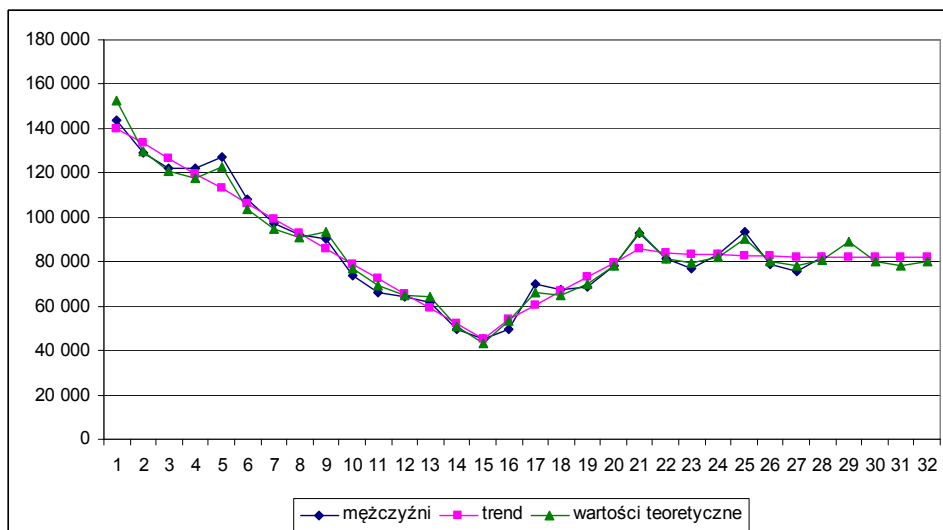
Tabela 4

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

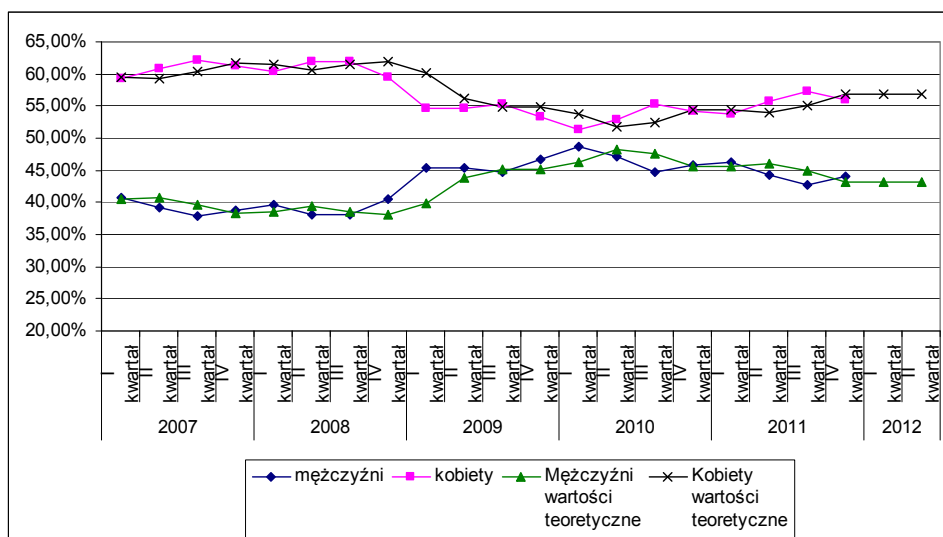
Prognozy wskaźników struktury dla mężczyzn i kobiet

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

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).

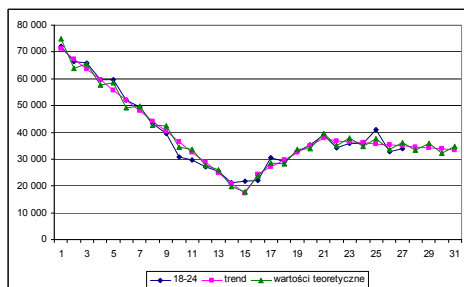
Tabela 8

Prognozy liczby bezrobotnych według grup wiekowych

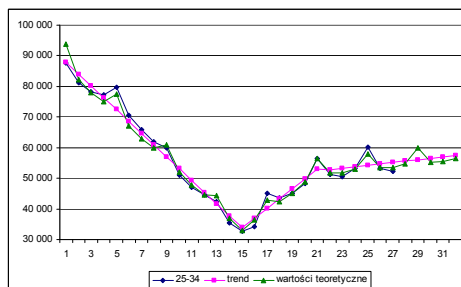
t	Okres	Prognozy				
		18-24 lat	25-34 lat	35-44 lat	45-54 lat	55 i więcej lat
28	IV kw. 2011	33423	54709	35497	38913	23248
29	I kw. 2012	35934	59895	38320	40319	24342
30	II kw. 2012	32104	55257	35987	37778	23862
31	III kw. 2012	34645	55372	35865	36540	23865
	MAE	1696,368	1414,837	941,2363	1838,048	730,641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

Źródło: Obliczenia własne.

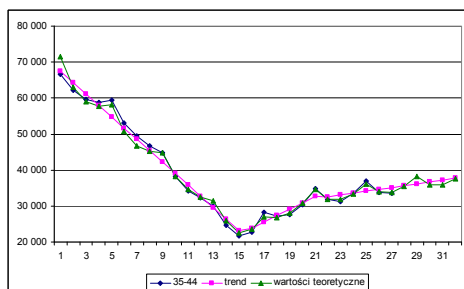
Sumując prognozy dla IV kwartału 2011 roku otrzymano prognozę dla liczby bezrobotnych ogółem równą 186 287. Porównanie z wartością rzeczywistą wynoszącą 186 187 pozwala na oszacowanie błędu ex post równego zaledwie -100 (błąd procentowy wynosi $-0,05\%$). Wszystkie prognozy wyznaczone na podstawie oszacowanych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



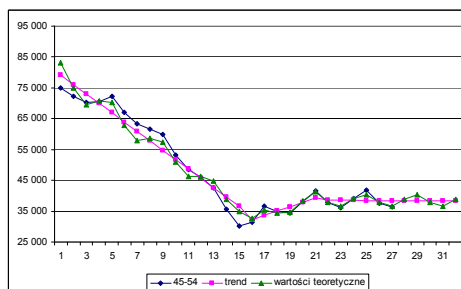
a) prognozy liczby bezrobotnych w grupie wiekowej 18-24



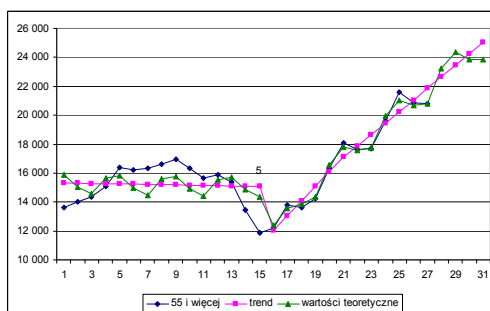
b) prognozy liczby bezrobotnych w grupie wiekowej 25-34



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%

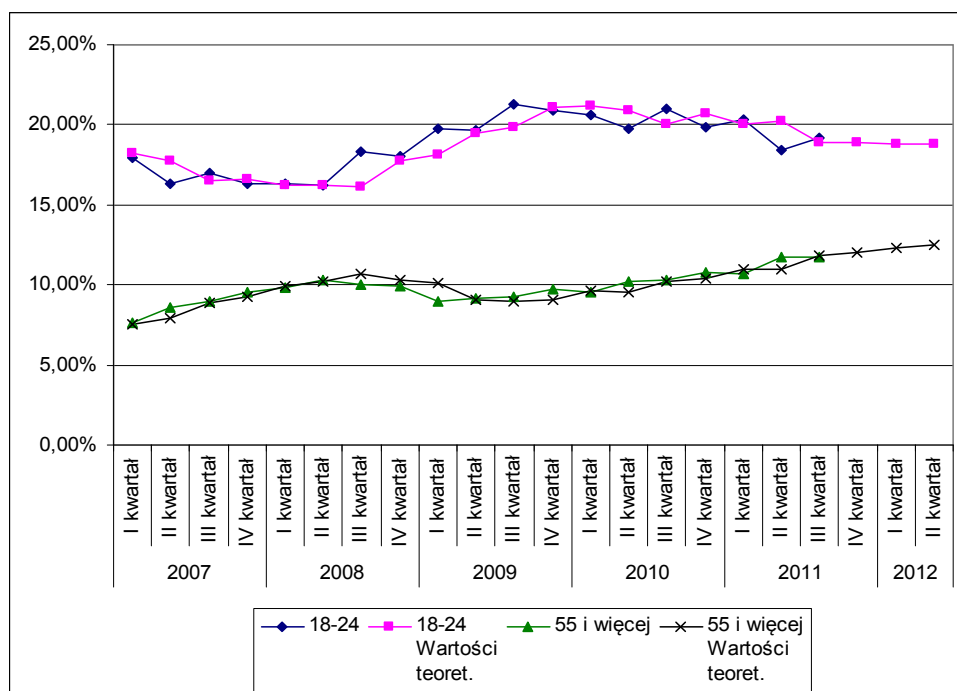
Źródło: Obliczenia własne.

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 długotrwale 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:

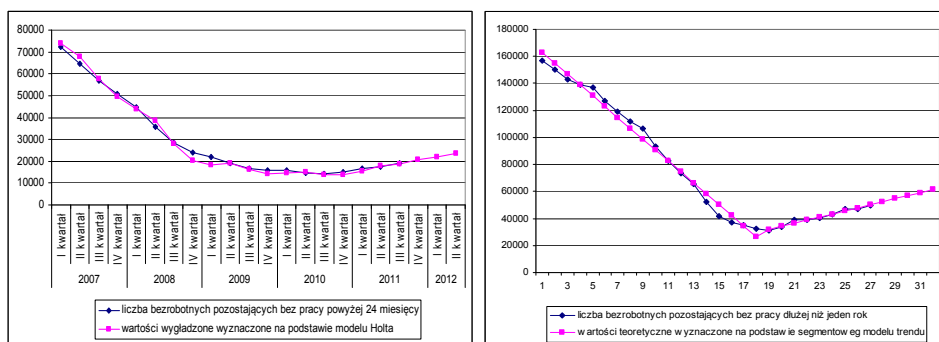
$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= 171164 - 8056 t & \text{dla } t \leq 18 \\ \hat{y}_t &= -11093 + 2267,8 t & \text{dla } t > 18 \end{aligned}$$

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

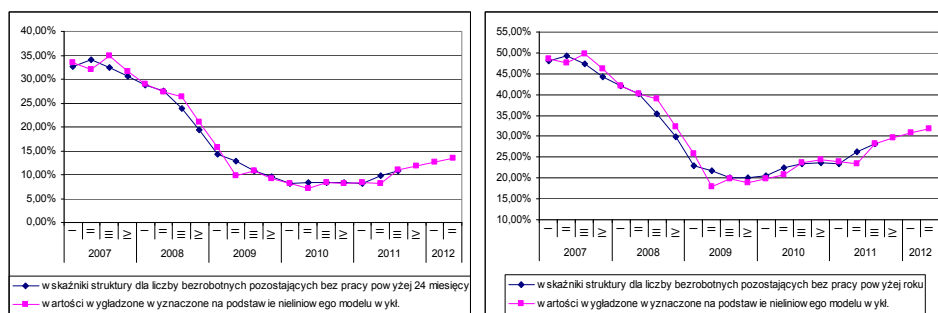
Rys. 9. Prognozy liczby bezrobotnych według czasu pozostawania bez pracy

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 pozostawiania 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.

Tomasz Szkutnik
Mirosław Wójciak

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

NIEKLASYCZNE METODY BUDOWY PROGNOZ ZATRUDNIENIA W GOSPODARCE WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO

Wprowadzenie

Dwa zasadnicze nurty, tj. związany z neoklasyczną teorią ekonomii oraz keynesowską teorią ekonomii, dają podstawę rozważań w odniesieniu do wzajemnych relacji wiążących pewne wskaźniki ekonomiczne, np. poziom zatrudnienia, przychody ze sprzedaży czy wynagrodzenia. W przypadku konstrukcji prognoz krótko- oraz średnioterminowych można posłużyć się modelami ekonometrycznymi, np. dynamicznym modelem zgodnym lub modelami wektorowo autoregresyjnymi. W przypadku prognoz długoterminowych, o horyzoncie paroletnim, należy dodatkowo uwzględnić takie mechanizmy społeczno-ekonomiczne, jak struktura i charakter zatrudnienia czy zmieniające się procesy ekonomiczne w skali województwa bądź kraju. Wymuszają one uwzględnienie nie tylko mechanizmów rynkowych regulujących wysokość popytu na pracę, wynagrodzenia za pracę, ale także szeregu innych czynników umożliwiających przedstawienie problemu w sposób bardziej wiarygodny. Uwzględnienie tych czynników w klasycznym modelu ekonometrycznym często jest niemożliwe lub nie jest zachowana stabilność relacji pomiędzy poszczególnymi czynnikami a wielkością zatrudnienia.

W związku z tym autorzy proponują zastosowanie alternatywnego podejścia do tego problemu, polegającego na zbudowaniu tzw. *modelu formalnego II rodzaju* [Dittmann, 2003, 2004], którego parametry nie są szacowane metodami statystycznymi, lecz określane na podstawie opinii ekspertów [zob. Shim, 2000; Poradowska, 2007]. Jest to jedna z procedur integracji ilościowych metod prognozowania z ocenami ekspertów [zob. Dittmann, 2004]. W przypadku progno-

zowania wielkości zatrudnienia, jako modele prognostyczne można wykorzystać modele tendencji rozwojowej (np. liniowy, wykładniczy, wykładniczy odwrotnościowy, logistyczny), odzwierciedlające spodziewany kształt rozwoju badanego zjawiska. Tak zbudowane prognozy mogą stanowić wariant bazowy scenariusza rozwoju zatrudnienia. W przypadku prognoz długoterminowych, konieczne jest uwzględnienie zmiennych warunków otoczenia, np. sytuacji ekonomicznej, politycznej, prawnej czy społecznej. Problem ten można rozwiązać poprzez budowę prognoz wariantowych, uwzględniających przyjęte scenariusze rozwoju otoczenia. Podejście to nie uwzględnia jednak wpływu zdarzeń kluczowych* na poziom zatrudnienia, których wystąpienie w długim horyzoncie czasowym jest wielce prawdopodobne. W celu uwzględnienia tych zdarzeń można zastosować analizę trendów zmiennych (*trend impacts analysis*). Na podstawie danych pozyskanych od ekspertów, dotyczących m.in. prawdopodobieństwa zajścia, siły oddziaływania danego zdarzenia na technologię czy czasu trwania wpływu, możliwa jest korekta prognoz dla bazowego scenariusza rozwoju. Analiza ta może zostać wzbogacona o związki zachodzące pomiędzy zdarzeniami kluczowymi, uwzględniającymi zarówno zależność zdarzeń, jak ich łączny wpływ na rozwój technologii (*cross impact analysis*).

Opracowana na potrzeby niniejszego badania metodyka obejmuje trzy główne etapy:

1. Konstrukcja prognoz z oceną stopnia ich niepewności dla liczby zatrudnionych w gospodarce województwa śląskiego.
2. Uwzględnienie zmian czynników kluczowych w prognozach.
3. Korekta prognoz ze względu na wystąpienie zdarzeń kluczowych.

1. Konstrukcja prognoz wraz z oceną stopnia ich niepewności

Prognosta przyjmuje założenie o postaci funkcyjnej modelu na podstawie spodziewanej postaci krzywej rozwoju rozpatrywanego zjawiska. Wykorzystywane są w tym celu następujące funkcje [Dittmann, 2004]:

1. liniowa:

$$Y_t = \alpha + \beta t \quad (1)$$

* Zdarzenie kluczowe można zdefiniować jako zdarzenie o niskim/umiarkowanym prawdopodobieństwie zajścia aczkolwiek o silnym wpływie na liczbę zatrudnionych.

2. wykładnicza:

$$Y_t = \alpha(1 + g)^t \quad (2)$$

3. wykładnicza odwrotnościowa (z asymptotą poziomą):

$$Y_t = \alpha - \beta g^t, \quad g < 1 \quad (3)$$

4. logistyczna:

$$Y_t = \frac{1}{\alpha - \beta g^t} \quad (4)$$

gdzie:

t – zmienna czasowa,

α, β, g – parametry modelu.

Prognozę y_T^* na dowolny okres $T > 1$ wyznacza się poprzez ekstrapolację zbudowanego modelu, a oceny parametrów modeli wyznacza się na podstawie sądów eksperta lub grupy ekspertów.

Do długoterminowych prognoz zatrudnienia jako model rozwoju eksperci wskazali na trend logistyczny (model 4). W celu wyznaczenia jego parametrów eksperci muszą podać wartości trzech zmiennych losowych: poziomu zatrudnienia w pierwszym okresie (Y_0), poziomu zatrudnienia w jednym z późniejszych okresów (Y_n) oraz maksymalny poziom zatrudnienia (Y_∞). Parametr α, β, g wyznacza się według następujących formuł [Poradowska, 2007]:

$$\hat{\alpha} = \hat{y}_\infty^{-1}, \quad \hat{\beta} = \sqrt[n-1]{\frac{(\hat{y}_\infty^{-1} - \hat{y}_1^{-1})^n}{\hat{y}_\infty^{-1} - \hat{y}_n^{-1}}}, \quad \hat{g} = \sqrt[n-1]{\frac{\hat{y}_\infty^{-1} - \hat{y}_n^{-1}}{\hat{y}_\infty^{-1} - \hat{y}_1^{-1}}} \quad (5)$$

Prognozy wyznaczone na podstawie oszacowanej funkcji trendu w dalszej części pracy będą nazywane prognozami bazowymi, a wyznaczona funkcja trendu – krzywą bazową. Dla zbudowanych prognoz można wyznaczyć miernik dopuszczalności analogiczny do znanego błędu prognozy *ex ante* – estymator odchylenia standardowego błędu prognozy nazywany standardową niepewnością prognozy oznaczymy przez $u(y_T)$ [por. Gogolewska, 2006]. W przypadku, gdy zmienne Y_1, Y_n, Y_∞ to niezależne zmienne losowe, standardową niepewność prognoz wyznacza się z formuły [Poradowska, 2007, 2009]:

$$u(y_T) = \left\{ \left[\frac{\partial f}{\partial y_1} u(y_1) \right]^2 + \left[\frac{\partial f}{\partial y_n} u(y_n) \right]^2 + \left[\frac{\partial f}{\partial y_\infty} u(y_\infty) \right]^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (6)$$

gdzie:

$u(y_1), u(y_n), u(y_\infty)$ – oceny odchyłeń standardowych zmiennych Y_1, Y_n, Y_∞ ,

$\frac{\partial f}{\partial y_1}, \frac{\partial f}{\partial y_n}, \frac{\partial f}{\partial y_\infty}$ – pochodne cząstkowe (współczynniki wrażliwości) funkcji f względem zmiennych odpowiednio Y_1, Y_n, Y_∞ liczone w punkcie $t = T, Y_1 = y_1, Y_n = y_n, Y_\infty = y_\infty$.

Pochodne cząstkowe oblicza się z formuł*:

$$\frac{\partial f}{\partial y_1} = \left(\frac{y_T^*}{\hat{y}_1} \right)^2 \cdot \varepsilon_1, \quad \frac{\partial f}{\partial y_n} = \left(\frac{y_T^*}{\hat{y}_n} \right)^2 \cdot \varepsilon_n, \quad \frac{\partial f}{\partial y_\infty} = \left(\frac{y_T^*}{\hat{y}_\infty} \right)^2 \cdot (1 - \varepsilon_1 - \varepsilon_n) \quad (7)$$

gdzie:

$$\varepsilon_1 = \frac{n-T}{n-1} \left(\frac{\hat{y}_n^{-1} - \hat{y}_\infty^{-1}}{\hat{y}_1^{-1} - \hat{y}_\infty^{-1}} \right)^{\frac{T-1}{n-1}},$$

$$\varepsilon_n = \frac{T-1}{n-1} \left(\frac{\hat{y}_1^{-1} - \hat{y}_\infty^{-1}}{\hat{y}_n^{-1} - \hat{y}_\infty^{-1}} \right)^{\frac{n-T}{n-1}}.$$

W badaniu dla bazowych poziomów czynników kluczowych**, eksperci określili (por. tabela 1):

- poziom zatrudnienia w 2011 roku,
- minimalny (a), maksymalny (b) i najbardziej prawdopodobny (w) poziom zatrudnienia w 2020 roku.

* Pochodne cząstkowe dla pozostałych funkcji można znaleźć w pracy [Poradowska, 2007].

** Opis pomiaru i wyboru wartości bazowych czynników kluczowych opisane zostały w dalszej części rozdziału.

Tabela 1

Określenie poziomu zatrudnienia przy zadanych poziomach czynników kluczowych
w tys. osób

Nazwa czynnika	Model tendencji rozwojowej	2011		2020			
		poziom czynnika	wartość	poziom czynnika	prawdopodobieństwo	max	min
Wynagrodzenie realne zmieni się w stosunku do roku 2011 (3 – nie zmieni się)	4 (logistyczna)	3	765,4	4	820	840	760
Przychody ze sprzedaży zmienią się w stosunku do roku 2011		4		4			
Poziom inwestycji zmieni się w stosunku do roku 2011		3		4			

W procedurze wyznaczenia prognoz na lata 2011-2020 oraz oceny stopnia ich niepewności wyróżniono następujące etapy:

1. Ustalenie wartości y_1, y_n, y_∞ , niezbędnych do oceny parametrów α, β, g .

Poziom zatrudnienia w 2011 roku uznano za deterministyczną zmienną Y_1 . Za ewentualny potencjał rynkowy w okresie prognozy przyjęto maksymalną wartość, określoną przez ekspertów dla 2020 roku.

2. Ocena odchyłeń standardowych $u(y_1), u(y_n), u(y_\infty)$.

Dla deterministycznie określonej wielkości dla 2011 roku przyjęto $u(y_1) = 0$. Standardowe niepewności prognoz dla 2020 wyznaczono jako odchylenia standardowe odpowiedniego rozkładu trójkątnego* [Paradowska, Wójcik, 2009].

2. Uwzględnienie zmian czynników kluczowych w prognozach

Horyzont prognozy powinien uwzględniać zmiany otoczenia rozpatrywanego zjawiska, np. sytuacji: ekonomicznej, demograficznej, politycznej, prawnej, społecznej.

* Skorzystano ze wzoru: $s = \sqrt{\frac{(b-w)^2 + (b-a)(w-a)}{18}}$.

W przypadku, gdy zakłada się, że zmiany te są systematyczne (o stałej tendencji), można je uwzględnić poprzez budowę prognoz wariantowych. W pozyskiwaniu danych od ekspertów najwygodniejszy jest pomiar zmiennych na skali porządkowej [Gatnar, Walesiak, 2004]. W rozważanym badaniu zastosowano pięciostopniową skalę semantyczną, zaproponowaną przez Osgooda, Suciego i Tannenbauma w 1957 roku [Walesiak, 1996]. Dla wyszczególnionych czynników zostały określone końce skal, np. wolny rozwój – szybki rozwój. Następnie każdemu alternatywnemu poziomowi czynnika kluczowego należy przypisać: prawdopodobieństwo (szanse) wystąpienia danego poziomu oraz zmianę poziomu zatrudnienia (por. tabele 2 i 3). Na podstawie zmodyfikowanych wartości można oszacować subiektywne modele tendencji rozwojowej dla różnych kombinacji poziomów czynników, otrzymując w ten sposób prognozy wariantowe.

W tabeli 2 przedstawiono czynniki wraz z prawdopodobieństwami wystąpienia poszczególnych ich poziomów w 2020 roku zaproponowanych przez ekspertów.

Tabela 2

Przykładowe czynniki otoczenia dla liczby zatrudnionych osób w sektorze przedsiębiorstw w województwie śląskim wraz z szansami wystąpienia poszczególnych poziomów dla 2020 roku

Lp.	Nazwa czynnika	Prawdopodobieństwa wystąpienia poziomu czynnika w %				
		znacznie zmaleje	zmaleje	nie zmienia się	wzrośnie	znacznie wzrośnie
		1	2	3	4	5
1	Wynagrodzenie realne zmienia się w stosunku do roku 2011	6,3	11,3	24,2	35,4	22,8
2	Przychody ze sprzedaży zmieniają się w stosunku do roku 2011	7,3	10,8	24,4	34,1	23,3
3	Poziom inwestycji zmienia się w stosunku do roku 2011	10,3	15,1	23,6	30,8	20,2

Tabela 3

Wpływ zmian poziomów przykładowych czynników kluczowych na liczbę zatrudnionych osób w sektorze przedsiębiorstw w województwie śląskim w 2020 roku

Lp.	Nazwa czynnika	Zmiana poziomu zatrudnienia dla poszczególnych poziomów czynników %				
		1	2	3	4	5
1	Wynagrodzenie realne zmienia się w stosunku do roku 2011	3	1,5	0	-1,5	-3
2	Przychody ze sprzedaży zmieniają się w stosunku do roku 2011	-2	-1	0	1	2
3	Poziom inwestycji zmienia się w stosunku do roku 2011	-2	-1	0	2	4

Wartości w powyższej tabeli są wyznaczone na podstawie wielkości elastyczności klasycznych dla modeli zatrudnienia zaczerpniętych z wcześniejszego badania autorów pt. „Perspektywy wzrostu zatrudnienia w województwie śląskim 2010” [Barczak, red., 2011].

Ze względu na ilość rozpatrywanych czynników kluczowych oraz możliwych wartości alternatywnych w stosunku do wartości bazowej czynnika, nie jest możliwe rozpatrzenie wszystkich wariantów prognoz. Wynika to z faktu, że wraz ze wzrostem liczby poziomów alternatywnych oraz liczby rozpatrywanych czynników liczba kombinacji rośnie wykładniczo. Liczba możliwych różnych kombinacji czynników kluczowych wynosi:

$$L = (k + 1)^{n \cdot t} \quad (5.8)$$

gdzie:

k – oznacza liczbę możliwych do przyjęcia alternatywnych wartości w stosunku do wartości bazowej,

n – oznacza liczbę wyszczególnionych czynników kluczowych.

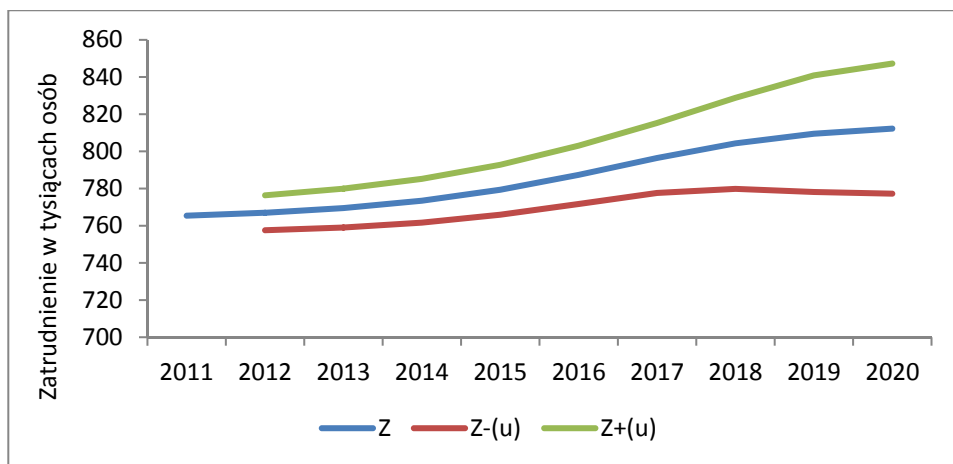
t – liczba okresów, dla których wyznacza się zmiany.

W celu otrzymania przedziałów prognoz, zamiast rozpatrywania wszystkich możliwości kombinatorycznych, można zastosować następujące podejście:

- budowa przedziału prognoz na podstawie standardowej niepewności prognozy,
- symulacyjne wyznaczenie przedziału prognoz na podstawie prawdopodobieństw wystąpienia poziomów czynników kluczowych podanych przez ekspertów.

Pierwsza metoda polega na wyznaczeniu symetrycznego względem prognozy przedziału na podstawie standardowej niepewności prognozy omówionej w poprzednim podrozdziale. W tym podejściu należy założyć, że podane przez ekspertów minimalne i maksymalne wartości poziomu zatrudnienia w pełni uwzględniają zmiany poziomów czynników kluczowych.

Kolejna metoda opiera się na symulacyjnym wyznaczeniu przedziałów prognoz. Polega ona na losowaniu poziomów czynników kluczowych dla wszystkich paneli tematycznych, na podstawie określonych przez ekspertów prawdopodobieństw ich wystąpienia*. Po wylosowaniu poziomów dla wszystkich czynników koryguje się krzywą bazową o przypisaną zmianę dla danych ich poziomów. Błąd wynikający z faktu nieuwzględniania wszystkich możliwych kombinacji będzie mniejszy niż w przypadkach budowania przedziałów prognoz na podstawie standardowej niepewności prognozy** (por. rysunki 1 i 2). Na rysunkach 1 i 2 przedstawiono przedziały prognoz zbudowane na podstawie standardowej niepewności prognoz przy współczynniku $k_p = 3,16$ (wartość ta wynika z nierówności Czebyszewa dla $p = 0,90$) oraz na podstawie symulacji (przyjęto kwantyle 0,05 i 0,95).



Nota:

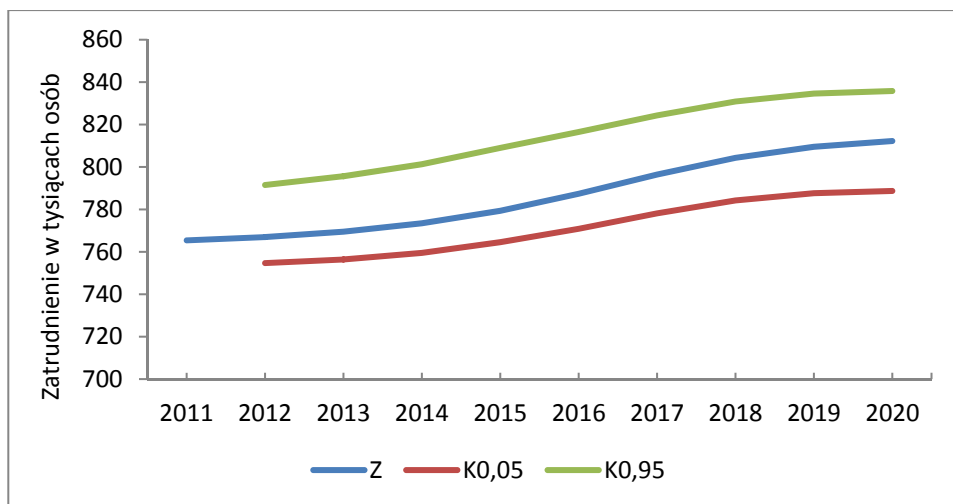
Z – bazowe prognozy zatrudnienia,

Z +/- (u) – przedziały prognoz zbudowane na podstawie standardowej niepewności prognoz.

Rys. 1. Prognozy bazowe wraz z przedziałami prognoz wyznaczonymi na podstawie standardowej niepewności prognoz dla liczby zatrudnionych osób w sektorze przedsiębiorstw w województwie śląskim w tysiącach osób

* W losowaniu użyto dystrybucyj wyznaczonego wcześniej pięciopunktowego rozkładu prawdopodobieństwa.

** W realizowanym badaniu przeprowadzono 5000 replikacji. Sprawdzone ponadto, że względne różnice pomiędzy wynikami otrzymanymi z 500, 1000, 5000 oraz 1000 replikacji nie przekraczały 6%.



Nota:

Z – bazowe prognozy zatrudnienia,

K0,05; K0,95 – przedziały prognoz zbudowane za pomocą symulacji, wyznaczone na podstawie 5000 replikacji.

Rys. 2. Prognozy bazowe wraz z przedziałami prognoz wyznaczonymi na podstawie kwantyla 0,05 i 0,95 dla liczby zatrudnionych osób w sektorze przedsiębiorstw województwie śląskim w tysiącach osób

3. Korekta prognoz ze względu na wystąpienie zdarzeń kluczowych

Podejście przedstawione w poprzednim punkcie nie uwzględnia zdarzeń kluczowych mających wpływ na poziom zatrudnienia. Zdarzenia kluczowe zostały zdefiniowane jako zdarzenia rzadkie, których wpływ na wielkość bazową w przypadku ich wystąpienia może być znaczący. Same zdarzenia mogą być efektem zmian politycznych, technologicznych, jak również należeć do zdarzeń losowych, niezależnych od wpływu ludzi. Wymienione zdarzenia powinny być prawdopodobne oraz weryfikowalne z perspektywy czasu [Gordon, 1994]. W długim horyzoncie czasowym (rok 2020) ich wystąpienie jest wielce prawdopodobne. W związku z tym konieczne jest wzbogacenie analizy o trendy zmienne (*trend impacts*). Eksperti definiujący zdarzenia kluczowe na podstawie swojego doświadczenia wiedzą jak długo może określone zdarzenie trwać, jaka będzie siła i charakter oddziaływania w różnych podokresach.

W celu zastosowania trendów zmiennych należy wyznaczyć prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzenia kluczowego jako funkcję czasu oraz określić wpływ zdarzenia na trend bazowy. Jedną z metod określania wpływu zdarzenia na trend podstawowy polega na wyznaczeniu maksymalnego i docelowego wpływu zdarzenia na trend podstawowy. Określając prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzeń kluczowych oraz ich wpływu na trend podstawowy przyjmuje się na tym etapie, że są to zdarzenia niezależne.

Opis parametryczny można podzielić na 3 etapy zależne od ekspertów:

- określenie szans zajścia zdarzenia w wyróżnionych podokresach,
- określenie czasu trwania zdarzenia i siły jego oddziaływania,
- określenie charakteru oddziaływania w podokresach oraz powtarzalności zdarzeń w latach 2011-2020.

Pierwszy etap to określenie szans zajścia danego zdarzenia kluczowego w rozpatrywanym okresie prognozy. Dla każdego z poszczególnych lat obejmujących horyzont prognozy, tj. lata 2011-2020, należy określić prawdopodobieństwo zajścia na podstawie przyjętego rozkładu prawdopodobieństwa, którego parametry są ustalane przez ekspertów. Metoda określania prawdopodobieństw zajścia zdarzenia w tym przypadku będzie się opierać na rozkładzie trójkątnym. Subiektywne przewidywania ekspertów co do nieznanych wielkości, w sytuacji gdy nie istnieją żadne wiążące historyczne informacje, muszą mieścić się w zadanym horyzoncie prognozy oraz dotyczyć najbardziej prawdopodobnej wielkości według ich sądów. Wymogi takie spełniają parametry rozkładu trójkątnego. Wyznaczone na podstawie tego rozkładu prawdopodobieństwa odnoszą się do przedziałów czasu, jakimi są poszczególne lata.

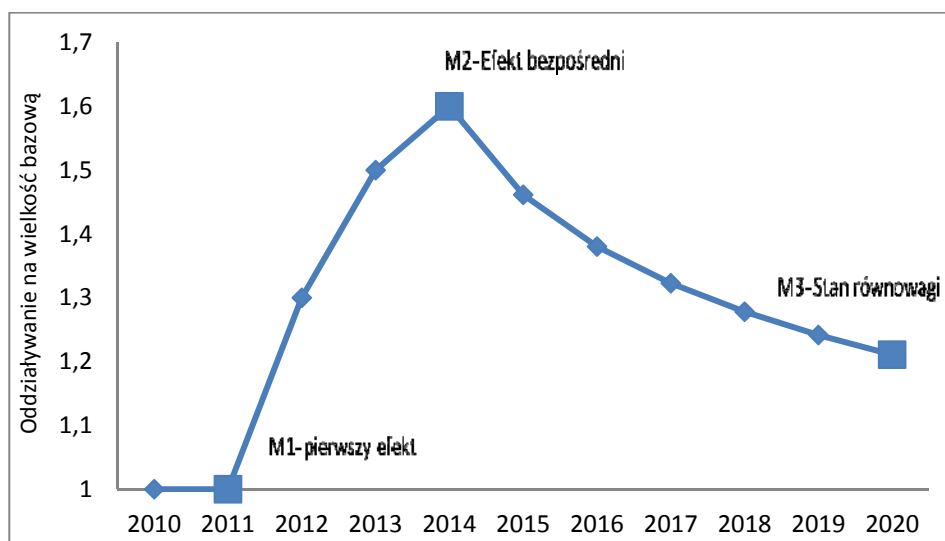
W części drugiej eksperci określają czas trwania oraz siłę wpływu danego zdarzenia kluczowego w wyróżnionych podokresach. Momentem wyjściowym w tym przypadku jest hipotetyczny moment zajścia, niezwiązany na tym etapie w żaden sposób z poszczególnymi latami z okresu 2011-2020. Czas w poszczególnych podokresach jest liczony od momentu zajścia, czyli chwili zdefiniowanej jako M_0 . Wielkości te są podawane przez ekspertów w latach. Z uwagi na możliwy różny charakter rozwoju danego zjawiska, jakim jest zdarzenie kluczowe, zostały określone trzy momenty następujące po okresie M_0 .

Wyróżnia się tu:

- moment M_1 – czas do wystąpienia pierwszego efektu,
- moment M_2 – czas do końca oddziaływania efektu bezpośredniego,
- moment M_3 – czas do osiągnięcia poziomu docelowego.

Każdy z momentów jest związany z procentowym wpływem oddziaływania, za wyjątkiem momentu M_1 , dla którego wielkość oddziaływania jest określona jako zero – czyli pozostaje przyjęta wielkość bazowa. Sama wielkość

wpływu może być określona przez wielkości dodatnie lub ujemne. Nie ma także żadnego ograniczenia co do wzajemnego kierunku zmian dla okresów M_2 i M_3 , to znaczy, że po ujemnym wpływie (czyli możliwym zmniejszeniu wielkości bazowej w wyniku zajścia zdarzenia) może być wpływ dodatni (możliwe zwiększenie wielkości bazowej), lub odwrotnie. Przykładowy efekt oddziaływania przedstawia rysunek 3, gdzie OX to oś czasu, a OY – oś oddziaływania procentowego danego zdarzenia na wielkość bazową. Skala osi OY na rysunku 3 jest od wartości 1, przy czym wszystkie wielkości podawane przez ekspertów to odchylenia od wielkości bazowej i tak np. moment M_2 , określony w badaniu jako + 60%, na osi OY jest równy 1,6, a moment M_1 równy zero nie wpływa na wielkość bazową, stąd wartość 1.



Rys. 3. Schemat oddziaływania zdarzenia kluczowego na rozpatrywane zjawisko

Moment M_1 określa czas, jaki mija od zajścia zdarzenia do wystąpienia pierwszych efektów, okres $M_0 - M_1$. Rozdzielenie momentu zajścia zdarzenia od obserwowanych pierwszych efektów daje możliwość uwzględnienia zjawisk o opóźnionym oddziaływaniu. W przypadku gdy dane zdarzenie nie wykazuje opóźnionego charakteru oddziaływania, ekspert ma możliwość uwzględnienia tego zjawiska przez podanie wartości zero dla okresu M_1 . Moment M_2 określa czas, jaki mija od zajścia zdarzenia do końca, tzw. efektu bezpośredniego, okres $M_0 - M_2$. Efekt bezpośredni to efekt, jaki zdarzenie kluczowe wywiera na wiel-

kość bazową bezpośrednio po jego wystąpieniu, przy wyłączeniu ewentualnego okresu opóźnienia, okres $M_1 - M_2$. Efekt bezpośredni to czas, w którym zdarzenie powinno mieć najbardziej znaczący i intensywny wpływ na określoną wielkość bazową. Dla zdarzeń mogących zachodzić wielokrotnie w zadanym horyzoncie czasu, tj. latach 2011-2020, eksperci określają, czy to samo zdarzenie może zajść w czasie trwania efektu bezpośredniego, tj. w okresie $M_0 - M_2$ (ewentualna długość przedziału pomiędzy okresami M_0 oraz M_2 , w którym zdarzenie nie może zajść powtórnie, jest nazywane progiem odrzucenia). W przypadku zablokowania przez ekspertów możliwości ponownego zajścia zdarzenia kluczowego w okresie bezpośredniego oddziaływania zdarzenie może się pojawić jedynie w okresach po chwili M_2 .

Moment M_3 określa czas, jaki mija od zajścia zdarzenia do osiągnięcia stanu równowagi lub inaczej osiągnięcia docelowego poziomu, okres $M_0 - M_3$. Poziom docelowy jako następstwo zajścia zdarzenia kluczowego wyznacza wielkość, jaka będzie wpływała na wielkość bazową po wygaśnięciu już wszystkich bezpośrednich czynników oddziaływania i ustabilizowaniu sytuacji. Wygaśnięcie czynników oddziaływania nie jest tożsame z całkowitym zanikiem wpływu. Ekspert określa docelowy poziom oddziaływania na wielkość bazową i uwzględnia tym samym sytuację, w której konsekwencje zajścia zdarzenia kluczowego mogą implikować trwale zmiany strukturalne w kształtowaniu się danego zjawiska, a tym samym na trwale zmienić postać krzywej bazowej. W przypadku, gdy zjawisko całkowicie zanika, a wpływ jego oddziaływania gaśnie, wystarczy, że za wielkość M_3 przyjmie się wartość zero. W przypadku podokresu $M_2 - M_3$ nie ma żadnych ograniczeń co do ponownego zajścia zdarzenia, w przeciwieństwie do podokresu $M_0 - M_2$, gdzie to ekspert określał możliwość wielokrotnego zajścia w poprzedzającym przedziale.

Podział na poszczególne podokresy z określonymi wielkościami w punktach charakterystycznych, tj. M_0, M_1, M_2, M_3 , pozostawia pytanie co do charakteru kształtowania się zjawiska będącego wynikiem zajścia zdarzenia kluczowego wewnątrz tych podokresów. Oczywiście najmniejszą jednostką podziału, jaką wyróżnia się w tym badaniu, jest jeden rok pomiędzy latami od M_0 do M_3 . Przy czym podokresy niezdegenerowane, czyli takie, dla których wpływ procentowy jest różny od zera, to okresy od M_1 do M_2 oraz od M_2 do M_3 .

Charakter tego wpływu, podobnie jak powyższe wielkości, jest definiowany przez ekspertów. Mając do wyboru jedną z 3 postaci analitycznych krzywych mogą wybrać charakter wpływu:

- wpływ liniowy,
- wpływ logarytmiczny,
- wpływ wykładniczy.

Eksperci nie podają żadnych wielkości, które dodatkowo mogłyby pomóc w określeniu parametrycznym rozważanych funkcji, a samo zadanie leżące po ich stronie to wybór spośród wykresów przykładowych krzywych tej postaci, która w najbardziej zbliżony sposób będzie oddawała charakter zjawiska z rozważanego podokresu. Postępowanie takie ma charakter przybliżony i choć w skrajnych przypadkach eksperci byliby w stanie podać bardziej dokładną funkcję określoną w sposób parametryczny, to jednak w przyjętej metodologii zrezygnowano z tej możliwości. Estymowanie parametrów (na podstawie wzorów zawartych w tabeli 1) wybranych funkcji opiera się jedynie na podstawie długości rozpatrywanego podokresu oraz różnicy pomiędzy wpływami procentowymi dla skrajnych momentów z wyżej wspomnianego podokresu, tj. dla wielkości M_1 i M_2 , lub w drugim przypadku M_2 i M_3 .

Eksperci w kolejnym etapie opisu przybliżającego kompleksowy charakter oddziaływania zdarzenia kluczowego zaznaczają ile razy dane zdarzenie może wystąpić w odniesieniu do całego okresu 2011-2020. Przy czym w tym przypadku graniczną wielkością jest liczba maksymalnie 3 zajść. Wynika to z przyjętej definicji zdarzenia kluczowego jako zdarzenia rzadkiego. Ponadto, jak było wspomniane wcześniej, eksperci definiują, czy zdarzenie może zachodzić w podokresie M_0-M_2 , przy jednoczesnym braku ograniczeń co do wielokrotnego zajścia w okresie M_2-M_3 .

Rola ekspertów kończy się wraz z określeniem parametrycznym zdarzeń kluczowych, dalsze postępowanie i wyniki uwzględniające powyższe ustalenia co do kształtowania się zdarzeń kluczowych zależą od przyjętych algorytmów symulacyjnych uwzględniających pierwotne założenia badania jako całości analizy. W tabeli 4 przedstawiono parametryczny opis zdarzeń kluczowych, zdefiniowany przez ekspertów, jakie mogą mieć wpływ na rozpatrywaną wielkość bazową, tj. wielkość zatrudnienia.

Wyróżnione zdarzenia kluczowe to:

- Zdarzenie 1. Załamanie strefy euro. Pogłębiający się kryzys na rynku pracy.
- Zdarzenie 2. Wprowadzenie w UE rozwiązań zabezpieczających miejsca pracy i dofinansowanie kluczowych sektorów gospodarki.
- Zdarzenie 3. Spadek PKB i wzrost inflacji blokujące powstawanie nowych miejsc pracy i konkurencyjność Polski na rynkach Unii Europejskiej.

Tabela 4

Lista zdarzeń kluczowych wraz z ich wpływem na wielkość bazową, tj. wielkość prognozowanego zatrudnienia w latach 2011-2020

Numer zdarzenia	Krotność zdarzenia	Prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia kluczowego w %									Liczba lat:			Wpływ procentowy w stosunku do wartości bazowych		Numer krzywej wpływu do końca oddziaływania bezpośredniego efektu	Czy zdarzenie może wystąpić powtórnie w czasie trwania bezpośredniego efektu?	Numer krzywej od oddziaływania bezpośredniego do osiągnięcia docelowego poziomu	
		2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	do wystąpienia pierwszego efektu	do końca oddziaływania bezpośredniego efektu	do osiągnięcia docelowego poziomu oddziaływania zdarzenia	do chwili końcowego oddziaływania bezpośredniego efektu				do chwili osiągnięcia docelowego poziomu
1	1	1,7	5	8,3	11,7	15	18,3	17,5	12,5	7,5	2,5	0	4	10	-10%	-10%	2	0	1
2	2	1,4	4,3	7,1	10	12,9	15,7	18,6	16,7	10	3,3	0	6	15	15%	20%	3	0	3
3	2	2,5	7,5	12,5	17,5	18,3	15	11,7	8,3	5	1,7	0	7	15	-10%	-15%	3	0	3

3.1. Symulacja jako narzędzie prognostyczne

W tym punkcie zostaną przybliżone metody i mechanizmy symulacyjne służące do wyznaczenia wielkości prognoz przy uwzględnieniu zdarzeń kluczowych. Wyznaczenie wielkości docelowych prognoz uwzględniających wpływ zdarzeń kluczowych zostanie opisany zgodnie z poniższym schematem symulacyjnym dla pojedynczej iteracji oraz określonej liczby l rozważanych zdarzeń:

Warunkowo dla wybranego m -tego zdarzenia, gdzie $m \in \{1, \dots, l\}$, są kroki 1-5:

1. W pierwszej kolejności należy wyznaczyć liczbę zajęć określonego zdarzenia, zgodnie z przyjętym rozkładem prawdopodobieństwa wyznaczonym dla konkretnego przypadku.
2. Warunkowo dla liczby k zajęć zdarzenia kluczowego określonej w kroku 1 wyznaczane są lata, w których zdarzenie zajdzie. Lata te są wyznaczane zgodnie z przyjętym rozkładem.
3. Dla wyznaczonych k lat, w których zdarzenie może zajść, określa się sekwencyjnie, począwszy od roku najmniejszego, wpływ określonego zdarzenia. Postępowanie sekwencyjne w przypadku zdarzeń zachodzących więcej niż raz, ma na celu uwzględnienie ewentualnego wpływu z wcześniejszych okresów. Wyznacza się tym samym łączny wpływ dla i -tej iteracji i m -tego zdarzenia.
4. Kroki 1-3 powtarza się dla każdego ze zdarzeń. Otrzymuje się w ten sposób l ciągów 10 elementowych, opisujących hipotetyczny wpływ każdego z l zdarzeń oddzielnie dla jednej iteracji na przestrzeni lat 2011-2020.
5. Mając l niezależnych wpływów dla pojedynczych iteracji, należy wyznaczyć zagregowany wpływ w pojedynczej iteracji dla wszystkich zdarzeń łącznie. Jeden krok symulacyjny wyznacza w ten sposób jeden zagregowany hipotetyczny wpływ l zdarzeń kluczowych razem, które zaszły na przestrzeni 10 lat począwszy od roku 2011 do 2020.

Postępowanie w powyższych krokach 1-5 należy powtórzyć n -krotnie. Po n -krotnym eksperymencie dostaje się macierz zagregowanych wpływów o wymiarach $n \times 10$, wyrażającą procentowe zmiany wielkości bazowej. Otrzymane wielkości wyznaczają n możliwych scenariuszy rozwoju wielkości bazowej w latach 2011-2020. Tworząc tym samym macierz scenariuszy rozwoju wielkości bazowych o wymiarach identycznych z macierzą zagregowanych wpływów. Wielkości w macierzy scenariuszy rozwoju są wyrażone w jednostkach odpowiednich dla wielkości bazowych, tj. wielkości zatrudnienia. Dla tak określonej macierzy hipotetycznych scenariuszy rozwoju wielkości bazowych można wyznaczyć podstawowe miary statystyczne opisujące charakter przyszłych zmian na przestrzeni zadanego horyzontu czasowego, tj. 2011-2020.

3.2. Przyjęte rozkłady prawdopodobieństwa

W pierwszym kroku zadania symulacyjnego wyznacza się liczbę k zajęć m -tego zdarzenia kluczowego, co wiąże się z wcześniejszym określeniem rozkładu prawdopodobieństwa, z którego będzie się losować odpowiednią wartość. Należy oznaczyć prawdopodobieństwo zajścia k razy jako $P(Z_{mk})$, gdzie $k \in \{0, \dots, k_{max}\}$.

Liczba zajęć k ograniczona jest maksymalnie do 3. W przypadku, gdy eksperci określą maksymalną liczbę zajęć jako $k_{max} = 1$ w okresie 2011-2020, to prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia zdefiniowane jest jako:

$$P(Z_{m1}) = 1 - \prod_{j=1}^{10} (1 - P(D_{mj})) \quad (9)$$

gdzie:

$P(Z_{m1})$ – to prawdopodobieństwo zajścia m -tego zdarzenia,

$P(D_{mj})$ – to prawdopodobieństwo zajścia zdarzenia w j -tym roku,

$P(D_{mj}) = S_{mj} / \sum_{j=1}^{10} S_{mj}$, gdzie S_{mj} to szanse zajścia m -tego zdarzenia okre-

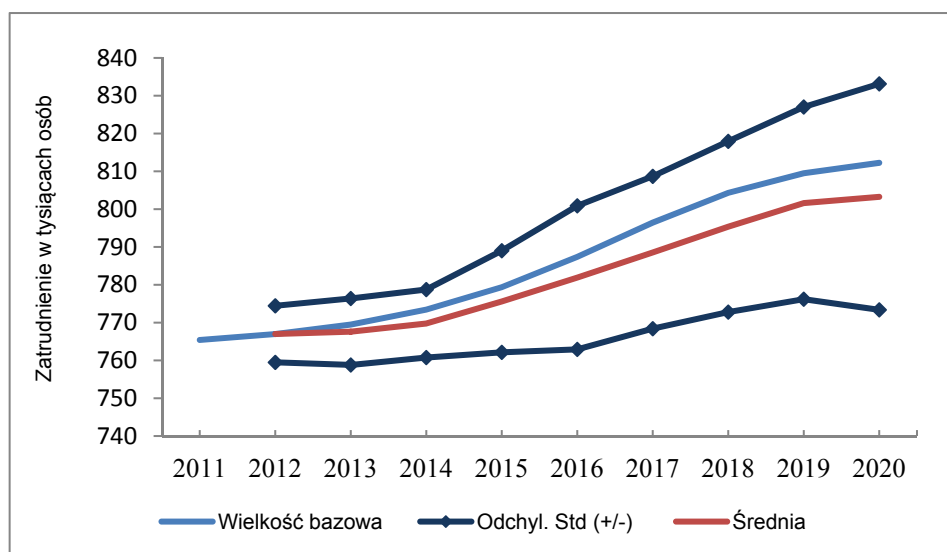
ślone przez ekspertów, wyrażone w postaci ułamka dziesiętnego.

W przypadku, gdy eksperci określą, że zdarzenie może zajść wielokrotnie, tzn. $k_{max} \in \{2, 3\}$ w okresie 2011-2020, to wielkość dana wzorem (9) wyznacza częstość zdarzeń w rozkładzie Poissona. Wstępnie dla liczby zdarzeń $k = \{0, 1, \dots, k_{max}\}$ wyznaczane są prawdopodobieństwa na podstawie rozkładu Poissona. Wielkości $P(Z_{mk})$, by tworzyły rozkład prawdopodobieństwa, muszą sumować się do jedności, natomiast wstępne wielkości wyznaczone na podstawie rozkładu Poissona dla $k = \{0, 1, \dots, k_{max}\}$, gdy $k_{max} \leq 3$, nie będą dawać łącznie wartości jeden. Różnicę pomiędzy jednością a sumą wielkości początkowo wyznaczonych z rozkładu Poissona należy odpowiednio rozdzielić, tak by wielkości $P(Z_{mk})$ tworzyły rozkład prawdopodobieństwa. Podziału można dokonać pomiędzy $k_{max} + 1$ wielkości, równomiernie lub proporcjonalnie do wielkości początkowych. Tu podział miał charakter proporcjonalny do wstępnych wielkości prawdopodobieństw.

Jeśli zdarzenie zachodzi wielokrotnie to trzeba rozważyć wieloetapowość doświadczenia. W ogólnym przypadku, dla określonej liczby k wystąpień zdarzenia, wszystkich możliwych kombinacji jest 10^k .

4. Wyznaczanie przyszłych kierunków zmian

Zadanie symulacyjne, na podstawie którego została wyznaczona macierz scenariuszy rozwoju wielkości bazowych, pozwala na zidentyfikowanie, jak prognozy wielkości zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw będą się zachowywać w przyszłości przy uwzględnieniu rozpatrywanych zdarzeń kluczowych. Podstawowe miary statystyczne, wyznaczone po kolumnach macierzy zagregowanych wpływów, będą informowały o przeciętnych kierunkach zmian i odchyleniach od wielkości przeciętnych, jakie mogą następować w kolejnych latach prognozowanego okresu. Poniższe rysunki (4-6) przedstawiają efekty oddziaływania zagregowanego wpływu zdarzeń kluczowych na wielkość bazową wyrażone w kategoriach miar klasycznych i pozycyjnych. Rysunek 4 przedstawia efekty oddziaływania na podstawie wielkości miar klasycznych, takich jak średnia i odchylenie standardowe.

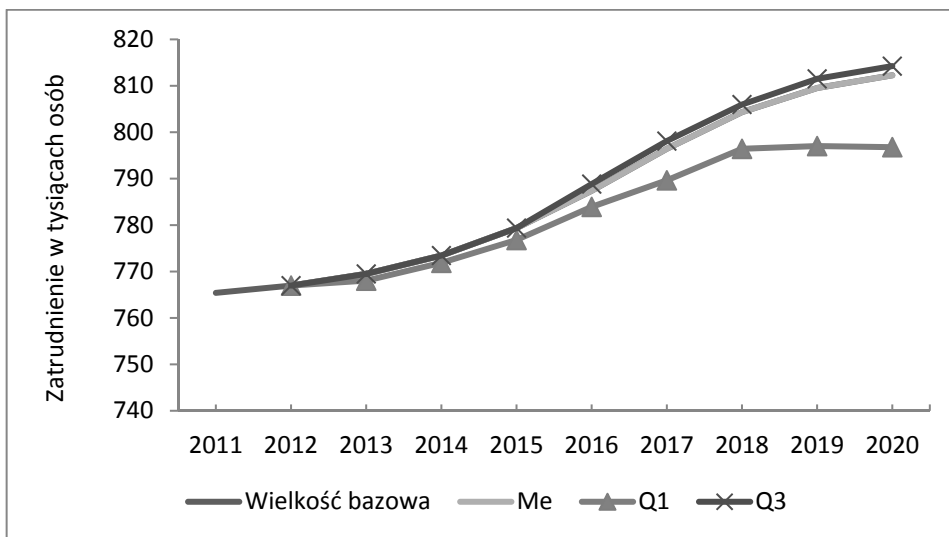


Rys. 4. Korekta prognoz bazowych w ujęciu miar klasycznych

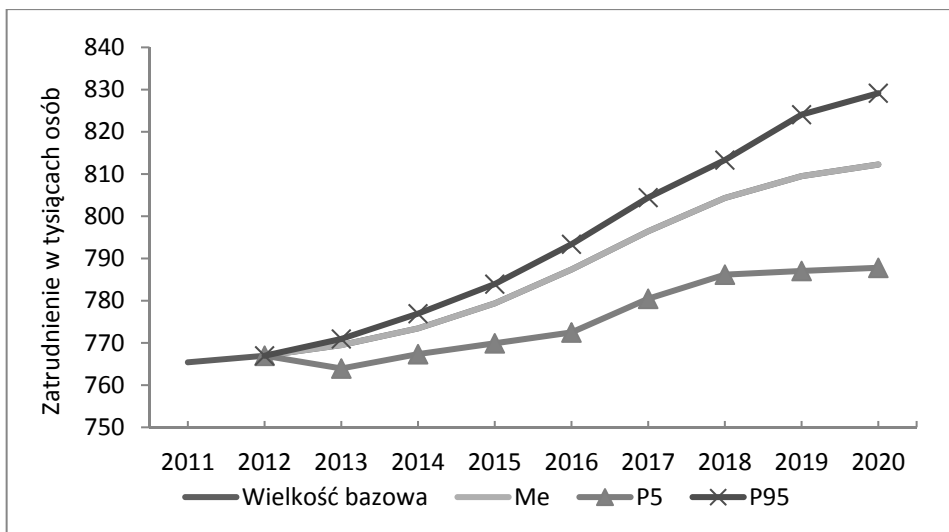
Linia oznaczająca wielkość bazową to prognozy zatrudnienia otrzymane w pierwszym etapie badania, a wielkość średnia wyznacza korektę prognoz po uwzględnienia zagregowanego wpływu zdarzeń kluczowych, otrzymanego na drodze symulacji. Zakresy zmian, określone jako odchylenia standardowe w górę i w dół od wartości uśrednionych w poszczególnych latach, są wyznaczone przez odpowiednie linie stanowiące na rysunku 4 górne i dolne ograniczenie.

Widać z powyższego przykładu, że zdarzenia kluczowe mogą mieć w przyszłości negatywny wpływ na wielkość bazową, jednak opierają się na wartości średniej jako poprawce prognoz bazowych, zmiany te nie będą bardzo intensywne.

Rysunki 5 i 6 przedstawiają efekty oddziaływania interpretowane w kategoriach miar pozycyjnych, takich jak mediana (Me), kwartyle (pierwszy – Q_1 , trzeci – Q_3) oraz percentyle (P_5 i P_{95}).



Rys. 5. Korekta prognoz bazowych w ujęciu miar pozycyjnym. Mediana i kwartyle



Rys. 6. Korekta prognoz bazowych w ujęciu miar pozycyjnym. Mediana i percentyle

W przypadku mediany, określającej wartość, powyżej i poniżej której znajduje się 50% obserwacji, praktycznie pokrywa się z wielkością bazową, dając informację, że przyszłe zmiany wynikające ze zdarzeń kluczowych mogą wzajemnie się zmieścić. Niemniej jednak analizując wielkości kwartyli widać, że przyszłe zdarzenia kluczowe mają tendencję do obniżania wielkości bazowych wpływając tym samym niekorzystnie na prognozowaną wielkość zatrudnienia. Dodatkowo proces ten może mieć tendencję do nasilania się w końcowych latach prognozy. Wskazuje to na możliwe kierunki zmian przy zajściu zdarzeń kluczowych, gdzie warianty pesymistyczne przeważają nad optymistycznymi – dzięki tym informacjom można z wyprzedzeniem wprowadzać rozwiązania mające na celu zabezpieczenie się przed efektami niekorzystnych zdarzeń kluczowych na szczeblu regionalnym. W przypadku percentyli zakres zmienności jest tak duży, że praktycznie można wyznaczyć jedynie granice zmienności dla ekstremalnych scenariuszy, co w przypadku określania przyszłych kierunków rozwoju i zidentyfikowania scenariuszy optymistycznych czy pesymistycznych może być w zupełności wystarczające na etapie planowania działań w celu uniknięcia następstw niekorzystnych zdarzeń kluczowych i promowaniu dodatnich efektów.

Powyższą analizę trendów zmiennych należy uzupełnić o analizę wpływów krzyżowych, czyli związki zachodzące pomiędzy poszczególnymi zdarzeniami wymienionymi w tabeli 4. Analiza ta jest uzupełnieniem metody trendów zmiennych. Uwzględnia ona zależność pomiędzy zdarzeniami kluczowymi.

W celu zastosowania analizy wpływów krzyżowych należy dysponować:

- prawdopodobieństwami początkowymi zajścia poszczególnych zdarzeń kluczowych,
 - prawdopodobieństwami warunkowymi zajścia zdarzenia j pod warunkiem, że zaszło zdarzenie i
- oraz
- czas pomiędzy zajściem zdarzenia j i i ,
 - łączna ocena wpływu zdarzenia j i i na analizowane zjawisko.

Ekspertci podają „surowe” oceny prawdopodobieństwa, które należy skorygować, aby spełniały następujące warunki:

1. $0 \leq P(i) \leq 1$.
2. $P(i | j) \cdot P(j) = P(j | i) \cdot P(i) = P(i \cap j)$.
3. $P(i | j) \cdot P(j) + P(i | \bar{j}) \cdot P(\bar{j}) = P(i)$.

W celu otrzymania „prawdziwych” prawdopodobieństw należy zminimalizować następującą funkcję celu:

$$\text{Min} \sum_i \left[\left(P(i) - P^*(i) \right)^2 + \left(P(i | j) - P^*(i | j) \right)^2 \right] \quad (10)$$

Przy spełnieniu powyższych warunków.

W przypadku dużych różnic pomiędzy empirycznymi i teoretycznymi wartościami prawdopodobieństw należy zwrócić się do ekspertów w celu skorygowania podanych prawdopodobieństw.

Do zalet analizy wpływów krzyżowych można zaliczyć:

1. Możliwość budowy scenariuszy uwzględniających zależność łańcuchową (i zachodzi pod warunkiem j , a j zachodzi pod warunkiem zajścia zdarzenia m).
2. Możliwość wyznaczenia prawdopodobieństw zajścia konkretnych scenariuszy.

Wadę analizy wpływów krzyżowych jest konieczność wyznaczenia znacznej liczby koniecznych do określenia prawdopodobieństw warunkowych.

Wnioski końcowe

Budowa długoterminowych prognoz powinna uwzględniać zmienność otoczenia we wskazanym w badaniu horyzoncie. Prognozy wariantowe można zastosować, gdy zmiany otoczenia są systematyczne i powolne. Wadą tego podejścia jest gwałtownie rosnąca liczba prognoz wraz ze wzrostem liczby zmiennych opisujących otoczenie lub rozpatrywanych alternatywnych ich poziomów. W związku z tym w badaniach powinno się ograniczać ilość cech opisujących otoczenie lub agregować je w ramach przygotowywanych scenariuszy. W przypadku występują zdarzenia, które charakteryzują się gwałtownymi zmianami, w każdym okresie prognozy można zastosować analizę trendów zmiennych oraz jej uzupełnienie – analizę wpływów krzyżowych. Pozwalają one na budowę pełnych scenariuszy uwzględniających m.in. chronologię występowania zdarzeń. Jednak metody te są bardzo wrażliwe na dokładność danych pozyskanych od ekspertów. Ich zastosowanie wymaga ścisłej współpracy pomiędzy ekspertami a osobami sporządzającymi prognozy. Dodatkowe uwzględnienie zdarzeń kluczowych w procesie prognozowania zwiększa możliwości modelu. Zastosowanie metod symulacyjnych pozwala na przeprowadzanie szeregu badań dodatkowych. Możliwa do zastosowania w tym przypadku analiza wrażliwości rozwiązania ze względu na przyjęte podzbiory zdarzeń kluczowych pozwala określić zdarzenia o największym oddziaływaniu.

Prognozowanie długookresowe zjawisk społeczno-gospodarczych oraz badanie ich wzajemnych relacji nabiera szczególnego znaczenia w ostatnich latach. Niemniej jednak okresy prognoz kilkunasto- oraz kilkudziesięcioletnie mogą stanowić duże wyzwanie. Opieranie się tylko na historycznych wielkościach

i szukanie tam prawidłowości nie będzie uzasadnione w przypadku gospodarek będących podmiotem globalnego systemu, jakim jest gospodarka Górnego Śląska. Dynamika rozwoju wschodzących gospodarek krajów Unii Europejskiej wymaga uwzględniania szeregu czynników politycznych, społecznych, gospodarczych, co zostało podkreślone w pracy. Przyjęta metodologia badawcza wypełnia w dużym stopniu potrzebę uwzględniania opinii ekspertów w modelowaniu i prognozowaniu wielkości makroekonomicznych.

Literatura

- Dittmann P. (2003): *Integracja ilościowych i jakościowych metod prognozowania*. Materiały z konferencji nt. „Prognozowanie w zarządzaniu firmą”. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Dittmann P. (2004): *Prognozowanie w przedsiębiorstwie. Metody i ich zastosowanie*. Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Gogolewska K. (2006): *Ocena dopuszczalności prognoz gospodarczych*. Praca doktorska. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Gordon T.J. (1994): *Trend Impacts Analysis*. W: *Future Research Methodology*. Ed. by J. Glen, Th. Gordon. American Council for the United Nations University, Washington, D.C.
- Gatnar E., Walesiak M., red. (2004). *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- Barczak A.S., red. (2011). *Perspektywy rozwoju gospodarki Górnego Śląska – etap II*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Katowice
- Poradowska K. (2007): *Wybrane aspekty prognozowania wielkości sprzedaży nowych produktów*. W: *Modelowanie i prognozowanie gospodarki narodowej*. Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, Sopot.
- Poradowska K. (2009): *Prawo propagacji niepewności w ocenie dopuszczalności prognoz*. *Ekonometria* 24, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Wrocław.
- Poradowska K., Wójciak M. (2009): *Uogólniony rozkład trójkątny w analizie wyników badania foresight*. W: *Dynamiczne modele ekonometryczne*. *Ekonomia* XXXIX, *Acta Universitatis Nicolai Copernici*, zeszyt specjalny, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
- Shim J.K. (2000): *Strategic Bussines Forecasting*. St. Lucie Press, New York.
- Walesiak M. (1996): *Metody analizy danych marketingowych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

NON-CLASSICAL METHODS OF CONSTRUCTING EMPLOYMENT FORECAST IN THE ECONOMY OF THE SILESIA PROVINCE

Summary

The article presents the method of constructing an econometric model of employment on the basis of expert research, for the need of determining long-term forecasts. In classical models, based merely on the historical data, it is often impossible to consider non-standard factors that may influence the forecasts of values. The lack of historical information regarding events that may occur in the future with a specified probability extorts the application of non-classical methods of estimation of model parameters as well as the correction of forecast values. The methodology adopted in the research included the analysis based on type II formal models and the correction of base forecasts obtained from the initial model with the application of cross effect method as well as the variable trend method in connection with simulation research.

Andrzej Wójcik

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

ROZWÓJ PODREGIONÓW WOJEWÓDZTWA ŚLĄSKIEGO

Wprowadzenie

W województwie śląskim jest 8 podregionów (rysunek 1): bielski, bytomski, częstochowski, gliwicki, katowicki, rybnicki, sosnowiecki oraz tyski. Podregiony te różnią się między sobą zarówno wielkością, jak i zurbanizowaniem.

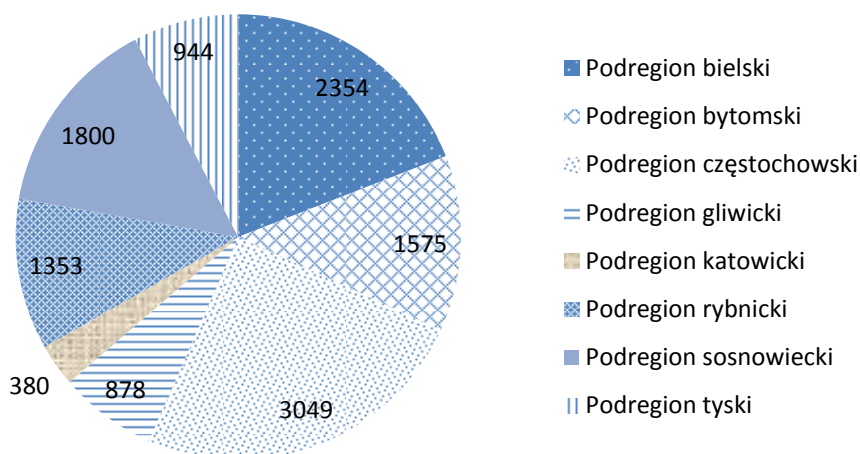


Rys. 1. Podregiony województwa śląskiego

Źródło: [GUS, 2010].

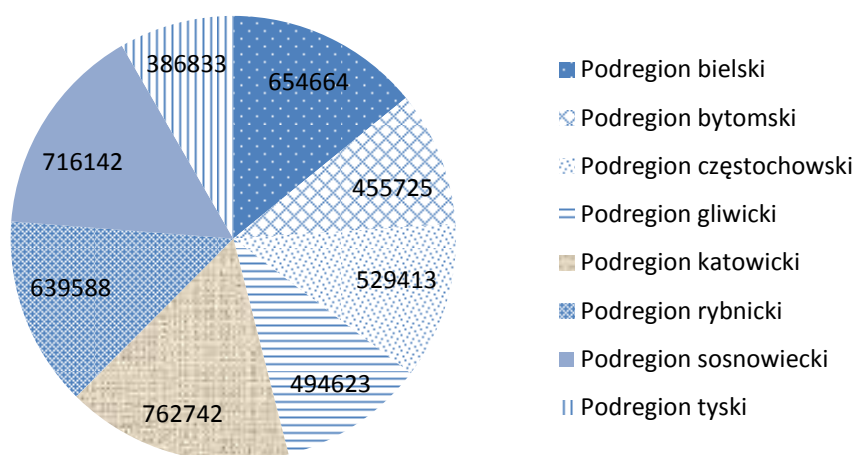
Najbardziej wysunięty na północ podregion województwa śląskiego (częstochowski) jest największym podregionem w tymże województwie. W jego skład wchodzi 31 gmin, z czego 2 są to gminy miejskie, 23 wiejskie oraz 6 gmin jest miejsko-wiejskich. Podobną strukturę gmin wchodzących w skład podregionu ma najbardziej wysunięty na południe podregion bielski (38 gmin: 6 miejskich, 28 wiejskich i 4 miejsko-wiejskie). Przewaga gmin wiejskich, ale już nie tak znacząca, występuje również w podregionach: rybnickim (25 gmin: 8 miejskich, 14 wiejskich i 3 miejsko-wiejskie), bytomskim (19 gmin: 7 miejskich, 11 wiejskich oraz 1 miejsko-wiejska) oraz tyskim (17 gmin: 7 miejskich, 9 wiejskich oraz 1 miejsko-wiejska). W podregionie gliwickim są po 4 gminy miejskie oraz wiejskie i 2 gminy miejsko-wiejskie). Z kolei w podregionie sosnowieckim na 21 gmin jest 9 miejskich, 7 wiejskich i 5 miejsko-wiejskich. Podregion katowicki jest podregionem miejskim, znajduje się w nim jedynie 6 gmin i wszystkie one są gminami miejskimi.

Już z samej struktury gmin wchodzących w skład poszczególnych podregionów muszą wynikać różnice pomiędzy nimi. Dodatkowymi cechami różnicującymi są powierzchnia oraz liczba mieszkańców. Jak już wcześniej było powiedziane największym podregionem województwa śląskiego jest podregion częstochowski (3049 km² powierzchni), z kolei najmniejszym podregionem jest podregion katowicki (380 km² powierzchni). Powierzchnia wszystkich podregionów została przedstawiona na rysunku 2.



Rys. 2. Powierzchnia podregionów województwa śląskiego w km²

Liczba ludności poszczególnych podregionów nie ma odzwierciedlenia w ich powierzchni. Podregionem województwa śląskiego największej liczbie mieszkańców jest najmniejszy podregion – katowicki. Dane o liczbie ludności zameldowanej w poszczególnych podregionach województwa śląskiego w dniu 30 czerwca 2010 roku zawiera rysunek 3.



Rys. 3. Liczba ludności podregionów województwa śląskiego – stan na 30 czerwca 2010 roku

Zarówno powierzchnia, jak i liczba mieszkańców wpływają na gęstość zaludnienia, które jest zdecydowanie największe w podregionie katowickim – ponad 2000 os./km². W pozostałych podregionach gęstość zaludnienia nie przekracza 574 os./km², a najmniejsza jest w podregionie częstochowskim – ok. 174 os./km².

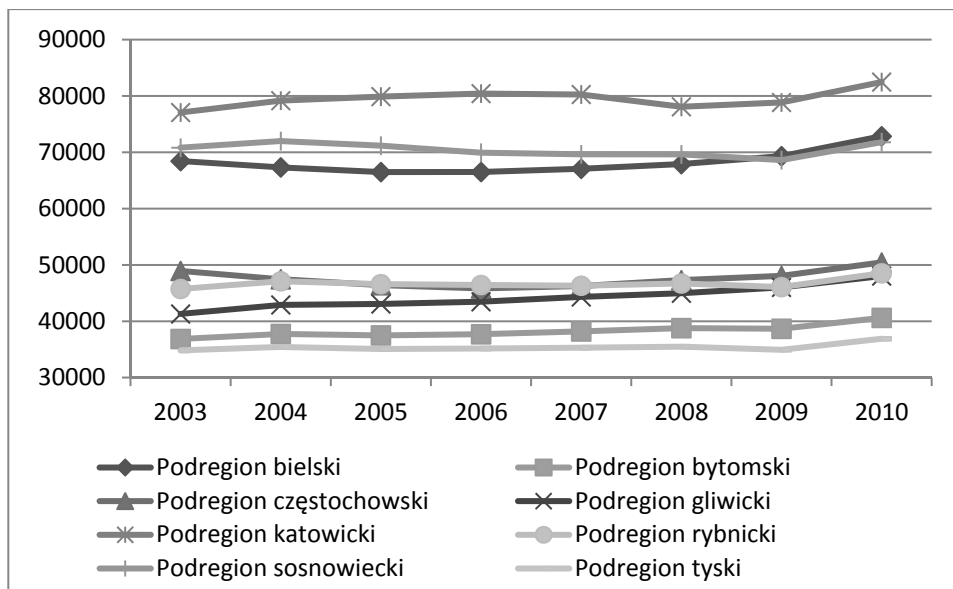
Wszystkie przytoczone dane wpływają na różny charakter poszczególnych podregionów. W kolejnych rozdziałach podregiony województwa śląskiego zostały porównane ze względu na 4 kategorie: podmioty gospodarcze, rynek pracy, turystyka oraz kultura i sztuka.

Wszystkie dane służące do porównań podregionów pochodzą z Banku Danych Lokalnych, znajdującego się na stronie internetowej Głównego Urzędu Statystycznego [GUS, 2012].

1. Podmioty gospodarcze w podregionach województwa śląskiego

Z kategorii podmioty gospodarcze do badania wybrano dwie grupy: podmioty gospodarki narodowej wpisane do rejestru REGON oraz nowo zarejestrowane w rejestrze REGON podmioty gospodarki narodowej.

Liczba podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do rejestru REGON w podregionach województwa śląskiego została przedstawiona na rysunku 4. Widać z niego, że w badanym okresie liczba podmiotów gospodarczych w podregionach: bielskim, katowickim oraz sosnowieckim była znacznie większa niż w pozostałych podregionach.



Rys. 4. Liczba podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do rejestru REGON

Na przestrzeni 8 lat (2003-2010) we wszystkich podregionach województwa śląskiego wzrosła liczba podmiotów gospodarki narodowej. Wzrost ten był różny w poszczególnych podregionach, od 16,3% w podregionie gliwickim do 1,4% w podregionie sosnowieckim. Dokładne zmiany liczby podmiotów gospodarczych w poszczególnych podregionach zawiera tabela 1.

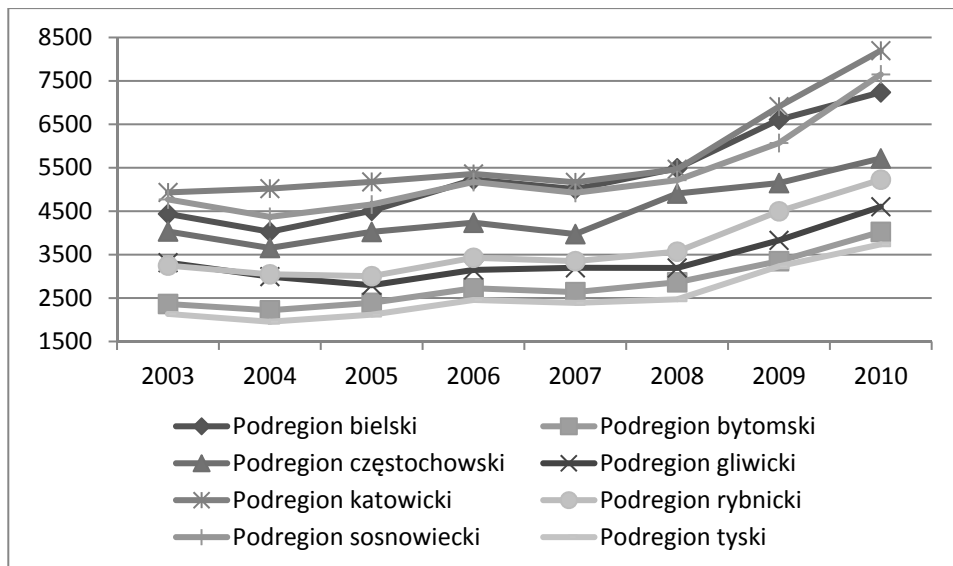
Tabela 1

Zmiana liczby podmiotów gospodarczych w podregionach województwa śląskiego
w roku 2010 w porównaniu z rokiem 2003

Podregion	Zmiana względna *	Zmiana bezwzględna
bielski	1,064	4408
bytomski	1,102	3746
częstochowski	1,031	1511
gliwicki	1,163	6729
katowicki	1,070	5402
rybnicki	1,061	2783
sosnowiecki	1,014	964
tyski	1,059	2061

* Wartości powyżej 1 w kolumnie Zmiana względna oznaczają wzrost o (wartość komórki – 1) · 100%, natomiast wartości poniżej 1 oznaczają spadek o (1 – wartość komórki) · 100%.

Oprócz liczby podmiotów gospodarczych istotną rzeczą jest powstawanie nowych firm tworzących dodatkowe miejsca pracy. Na rysunku 5 przedstawiono nowo zarejestrowane w rejestrze REGON podmioty gospodarki narodowej ogółem. Jak wynika z rysunku 5 we wszystkich podregionach województwa śląskiego w 2010 roku w porównaniu z rokiem 2003, (podobnie jak liczba podmiotów gospodarczych ogółem) wzrosła liczba nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych. W tabeli 2 pokazano zmianę liczby nowo zarejestrowanych w rejestrze REGON podmiotów gospodarki narodowej ogółem zarówno w liczbach względnych, jak i bezwzględnych.



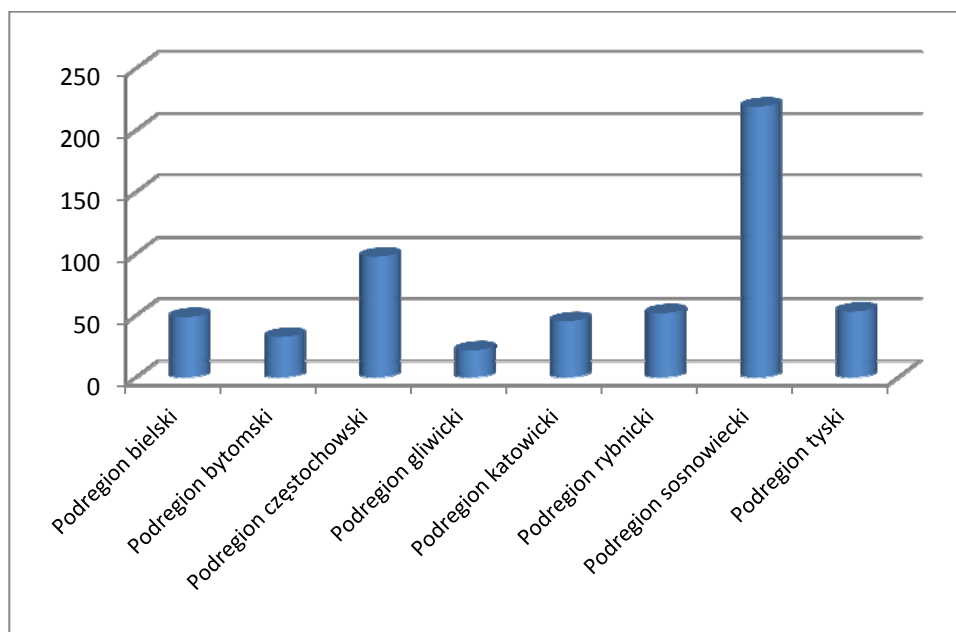
Rys. 5. Nowo zarejestrowane w rejestrze REGON podmioty gospodarki narodowej ogółem

Tabela 2

Zmiana liczby nowo zarejestrowanych w rejestrze REGON podmiotów gospodarki narodowej ogółem oraz ogólna liczba nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych w latach 2003-2010

Podregion	Zmiana względna	Zmiana bezwzględna	Liczba nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych w latach 2003-2010
bielski	1,630	2798	42545
bytomski	1,701	1659	22578
częstochowski	1,417	1682	35694
gliwicki	1,388	1288	27079
katowicki	1,662	3264	46224
rybnicki	1,609	1978	29373
sosnowiecki	1,603	2878	42825
tyski	1,750	1602	20498

Z porównania tabeli 1 i 2 widać, że w badanym okresie we wszystkich podregionach znacząco wzrosła liczba nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarki narodowej, ale nie miało to dużego wpływu na ogólną liczbę podmiotów gospodarczych. Można przypuszczać, że tak duży wzrost liczby nowo zarejestrowanych podmiotów gospodarczych jest związany z działaniami urzędów pracy oraz z dotacjami z Unii Europejskiej dla przedsiębiorców zakładających nową firmę. Jednak po upływie roku (minimalny okres działalności firmy, aby nie trzeba było zwracać otrzymanej dotacji) wiele z tych firm jest likwidowanych. Stosunkowo najwięcej nowo powstałych podmiotów gospodarczych utrzymuje się na rynku w podregionie gliwickim (na rysunku 6 przedstawiono stosunek sumy nowo powstałych podmiotów gospodarczych w latach 2003-2010 do różnicy liczby podmiotów gospodarczych w roku 2010 a liczbą podmiotów gospodarczych w roku 2003).

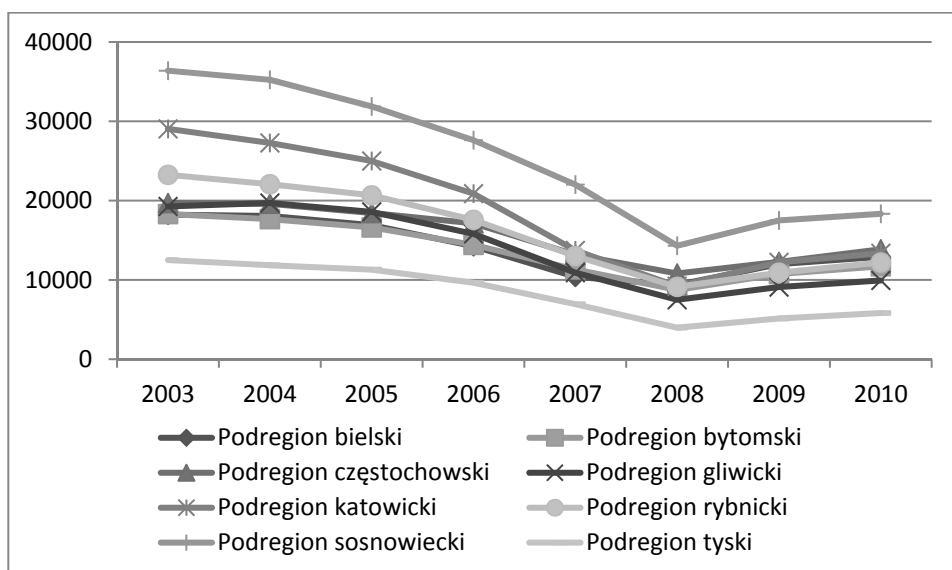


Rys. 6. Stosunek sumy nowo powstałych podmiotów gospodarczych w latach 2003-2010 do różnicy między liczbą podmiotów gospodarczych w roku 2010 a liczbą podmiotów gospodarczych w roku 2003

2. Analiza bezrobocia w podregionach województwa śląskiego

W niniejszym punkcie zostanie przeanalizowana liczba bezrobotnych oraz udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym w poszczególnych podregionach województwa śląskiego.

Na rysunku 7 zaprezentowano kształtowanie się liczby bezrobotnych w poszczególnych podregionach.

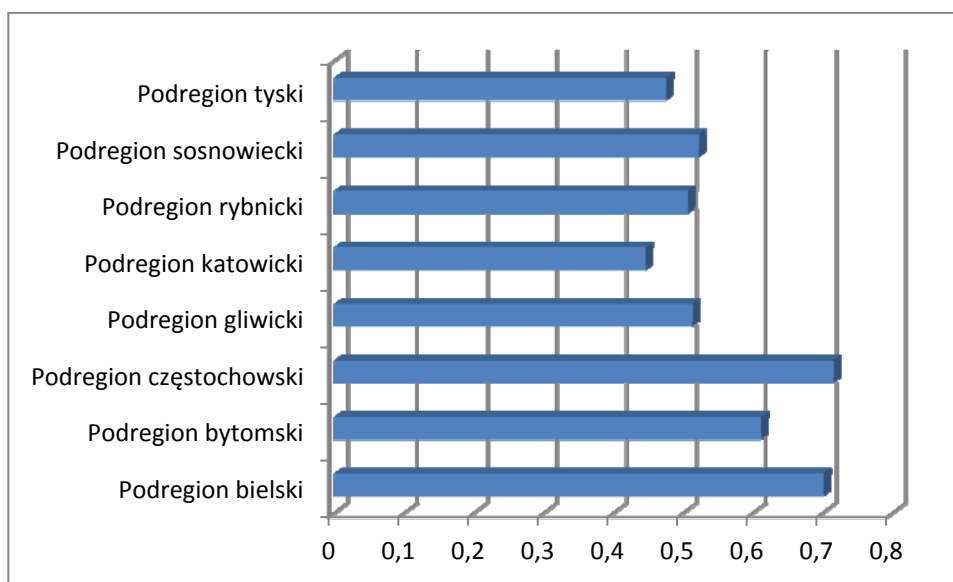


Rys. 7. Liczba bezrobotnych w poszczególnych podregionach województwa śląskiego

Z rysunku 7 wynika, że liczba bezrobotnych we wszystkich podregionach województwa śląskiego w latach 2003-2008 zmniejszała się z roku na rok. Największy spadek liczby bezrobotnych w tym okresie był w podregionach katowickim (spadek o 72%) i tyskim (spadek o 71,3%). W pozostałych podregionach spadek liczby bezrobotnych również był bardzo duży. W podregionie rybnickim wyniósł on 66,7%, gliwickim – 65,5%, sosnowieckim – 61,9%, bytomskim – 59%, bielskim – 52,2%. Jedynym podregionem województwa śląskiego, w którym spadek liczby bezrobotnych w roku 2008 w porównaniu z rokiem 2003 był mniejszy niż 50%, jest podregion częstochowski – spadek o 49,8%. Po roku 2008 liczba bezrobotnych znów zaczęła rosnąć we wszystkich podregionach,

a największy wzrost był w tych podregionach, w których wcześniej były największe spadki liczby bezrobotnych. W podregionie tyskim w 2010 roku było o 65,9% więcej bezrobotnych niż w roku 2008, a w podregionie katowickim – o 59,2%. Najmniej wzrosła liczba bezrobotnych w roku 2010 w porównaniu z rokiem 2008 w podregionie sosnowieckim – o 36,9%.

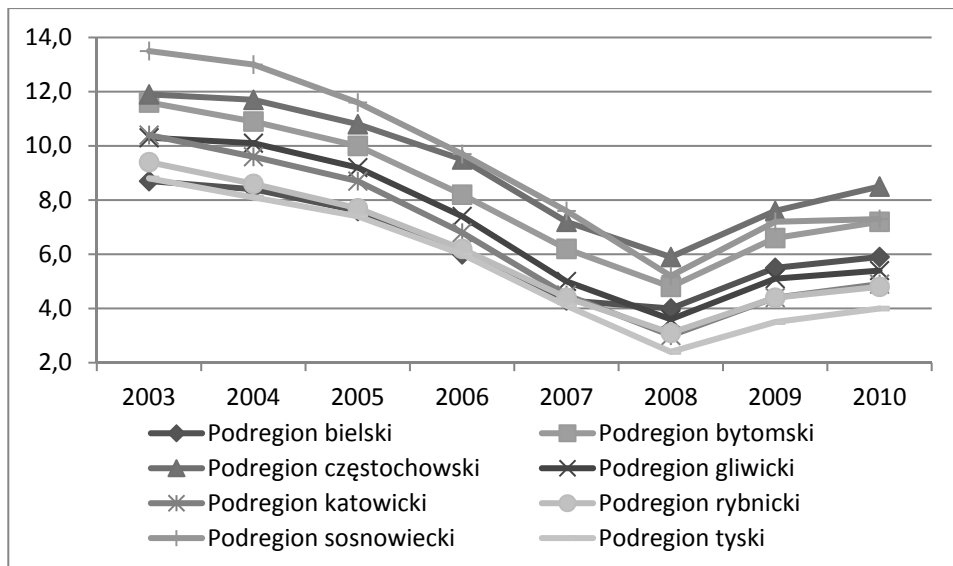
Ogółem w latach 2003-2010 nastąpił spadek liczby osób zarejestrowanych jako bezrobotne we wszystkich podregionach województwa śląskiego. Rysunek 8 przedstawia stosunek liczby bezrobotnych w 2010 roku do liczby bezrobotnych w 2003 roku.



Rys. 8. Stosunek liczby bezrobotnych w 2010 roku do liczby bezrobotnych w 2003 roku

W latach 2003-2010 największy spadek liczby bezrobotnych był w podregionie katowickim (o 55,4%), natomiast najmniejszy w podregionach częstochowskim oraz bielskim, a więc w podregionach o największym udziale gmin wiejskich.

Obserwacja udziału bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym w poszczególnych podregionach województwa śląskiego latami 2003-2010 (rysunek 9) dostarcza dodatkowych informacji.



Rys. 9. Udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym w poszczególnych podregionach województwa śląskiego latach 2003-2010

Podobnie jak w przypadku liczby osób bezrobotnych we wszystkich podregionach województwa śląskiego udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym spadał od 2003 roku do 2008 roku, a następnie rósł aż do 2010 roku. Zwrócić należy uwagę na to, że w 2003 roku najmniejszy udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym był w podregionie bielskim, podczas gdy w 2010 roku podregion ten ma większy udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym niż w 4 innych podregionach. Bardzo duży spadek tego udziału w badanym okresie zanotowano w podregionie sosnowieckim (o 6,2 punktu procentowego) oraz w podregionie katowickim (o 5,5 p.p.). Najmniejsze spadki zanotowały z kolei podregiony bielski (o 2,8 p.p.) oraz częstochowski (o 3,4 p.p.). Reasumując, największe spadki udziału bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym w województwie śląskim były w podregionach najbardziej zurbanizowanych, a najmniejsze w podregionach najmniej zurbanizowanych.

3. Analiza bazy noclegowej w podregionach województwa śląskiego

Badając rozwój turystyki w poszczególnych podregionach można posłużyć się danymi o istniejących hotelach. W podregionach stawiających na turystykę hoteli jest najwięcej (bez podziału na turystykę biznesową czy też wypoczynkową). W tabeli 3 przedstawiono liczbę hoteli, bez podziału na kategorie, w poszczególnych podregionach województwa śląskiego.

Tabela 3

Hotele w podregionach województwa śląskiego w latach 2003-2010

Podregion	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
bielski	34	34	32	32	28	36	43	45
bytomski	6	5	6	6	5	5	7	10
częstochowski	8	7	13	12	10	11	13	13
gliwicki	13	13	13	12	12	14	14	15
katowicki	17	17	16	15	15	15	17	20
rybnicki	14	12	12	13	10	11	14	14
sosnowiecki	5	9	10	11	11	11	18	18
tyski	6	10	10	11	10	14	20	21

Przez cały badany okres zdecydowanie najwięcej hoteli było w podregionie bielskim, w którym na dużej jego powierzchni, znajdują się góry i przyjeżdżają tu raczej turyści nastawieni na wypoczynek. Dużo hoteli w badanym okresie było również w podregionie katowickim, a więc w stolicy województwa i miastach ościennych. W tym przypadku dominuje turystyka biznesowa. Na szczególną uwagę zasługuje bardzo duży rozwój przemysłu hotelarskiego w podregionie tyskim. W 2003 roku było tu 6 hoteli, natomiast w 2010 aż 21, co daje temu podregionowi drugie miejsce w województwie. W podregionie bytomskim znajdowało się najmniej hoteli ze wszystkich podregionów w latach 2004-2010, tylko w 2003 roku w podregionie sosnowieckim było mniej hoteli. Jedynym podregionem w którym nie zwiększyła się ilość hoteli w 2010 roku w porównaniu z 2003 rokiem jest podregion rybnicki.

W województwie śląskim w 2010 roku znajdowało się 156 hoteli, z czego:

- 3 pięciogwiazdkowe,
- 18 czterogwiazdkowych,
- 68 trzygwiazdkowych,
- 40 dwugwiazdkowych,
- 13 jednogwiazdkowych,
- 14 w trakcie kategoryzacji.

Dokładny podział hoteli z uwzględnieniem kategoryzacji pokazany jest w tabeli 4.

Tabela 4

Hotele w podregionach województwa śląskiego w 2010 roku z podziałem na kategorie

Podregion	*****	****	***	**	*	W trakcie kategoryzacji
bielski	1	8	17	10	4	5
bytomski	0	2	4	2	1	1
częstochowski	0	0	7	2	1	3
gliwicki	0	0	9	4	1	1
katowicki	1	4	5	6	2	2
rybnicki	0	1	5	6	0	2
sosnowiecki	0	2	7	8	1	0
tyski	1	1	14	2	3	0

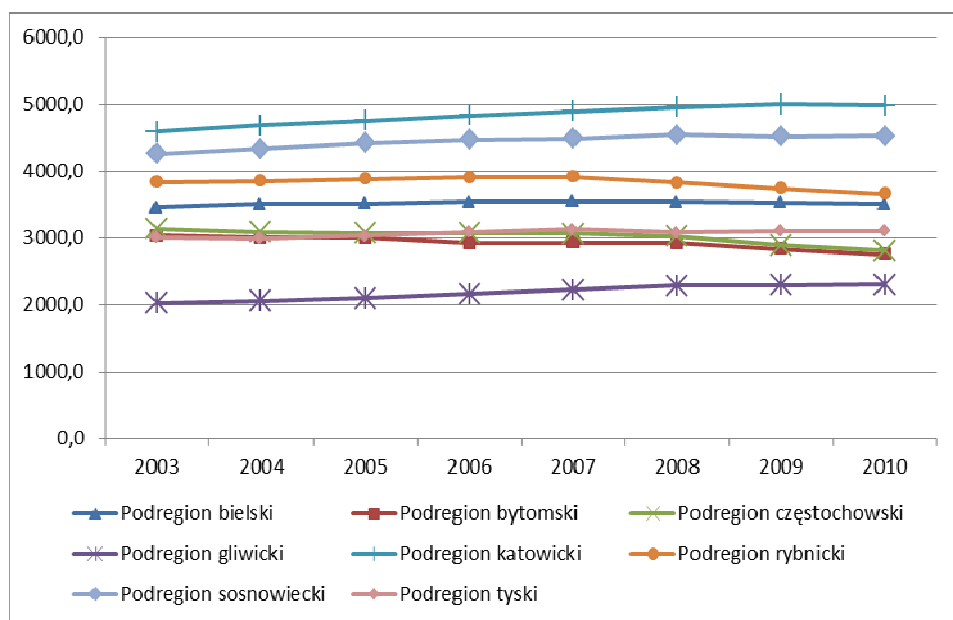
We wszystkich podregionach oprócz rybnickiego i sosnowieckiego dominują hotele trzygwiazdkowe, jedynie w tych dwóch dominują hotele dwugwiazdkowe. Z kolei w podregionach częstochowskim i gliwickim nie ma ani jednego hotelu czterogwiazdkowego lub pięciogwiazdkowego.

Z analizy tabel 3 oraz 4 można zaobserwować zaskakująco małą ilość hoteli w podregionie częstochowskim. W dodatku nie ma tam hoteli o wyższym standardzie niż hotel trzygwiazdkowy. Dane te są o tyle zaskakujące, że Częstochowa jest znanym na całym świecie Sanktuarium Maryjnym.

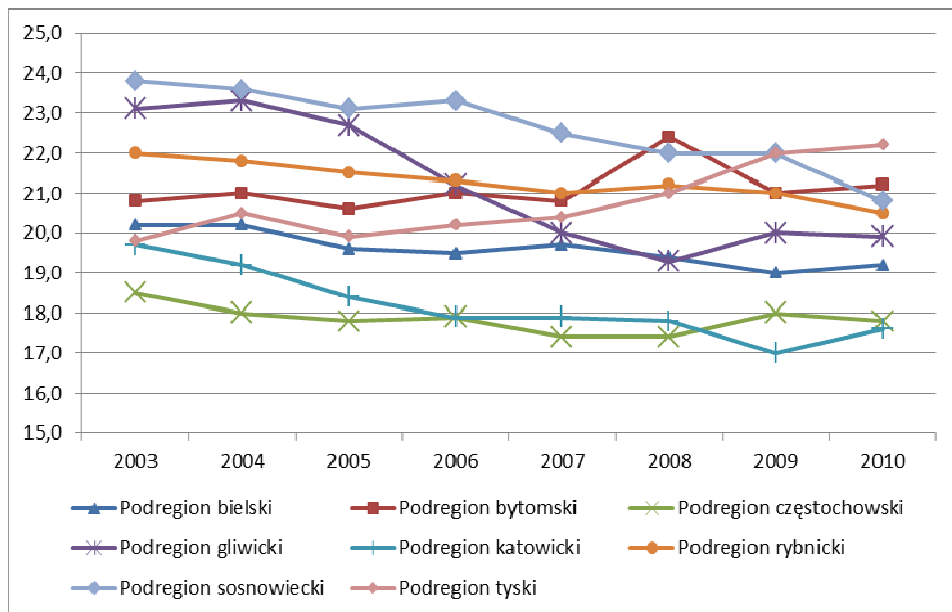
4. Rozwój kulturalny w podregionach województwa śląskiego

Rozwój kulturalny w podregionach województwa śląskiego zbadano na podstawie dwóch grup: biblioteki oraz kina. W pierwszej grupie zbadano trzy wskaźniki: księgozbiór bibliotek na 1000 ludności, wypożyczenia księgozbioru na 1 czytelnika w woluminach oraz czytelnicy bibliotek publicznych na 1000 ludności. Pierwszy wskaźnik mówi nam o działaniach samorządów terytorialnych w celu umożliwienia dostępu do księgozbiorów, natomiast pozostałe mówią o chęci korzystania z tej możliwości przez mieszkańców. Z grupy: kina, zbadano dwa wskaźniki: miejsca na widowni oraz seanse ogółem.

Księgozbiór bibliotek na 1000 ludności w poszczególnych podregionach zaprezentowany został na rysunku 10, natomiast wypożyczenia księgozbioru na 1 czytelnika w woluminach są przedstawione na rysunku 11.



Rys. 10. Księgozbiór bibliotek na 1000 ludności w poszczególnych podregionach województwa śląskiego



Rys. 11. Wypożyczenia księgozbioru na 1 czytelnika w woluminach w poszczególnych podregionach województwa śląskiego

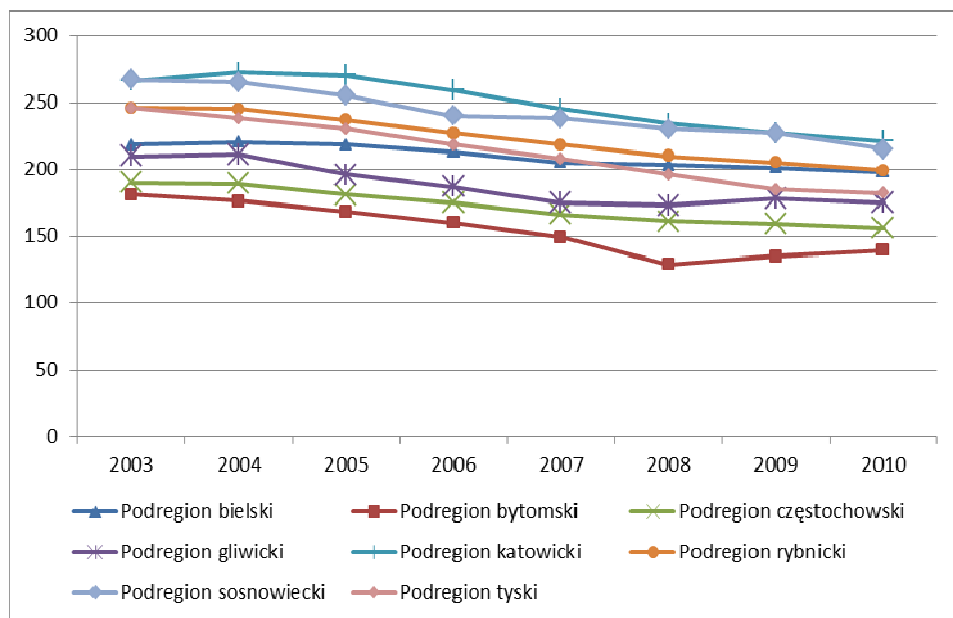
Z analizy rysunków 10 oraz 11 można wyciągnąć kilka wniosków. Zdecydowanie największy księgozbiór na 1000 mieszkańców w badanym okresie był w podregionie katowickim. Sytuację tę można tłumaczyć tym, że znajduje się tu Biblioteka Śląska oraz kilka bibliotek wyższych uczelni. Interesujący jest fakt, że przy największych zbiorach (a więc również największej różnorodności księgozbiorów) czytelnicy podregionu katowickiego wypożyczają bardzo mało. W ostatnich dwóch latach badanego okresu średnia wypożyczonych woluminów na 1 czytelnika była najniższa w województwie i wyniosła poniżej 18 woluminów.

W podregionie gliwickim nastąpił największy względny wzrost księgozbiorów w bibliotekach przypadający na 1000 ludności (o 13,5%), ale mimo to i tak jest on najmniejszy w całym województwie. Fakt ten może być o tyle zaskakujący, że w Gliwicach znajduje się Politechnika Śląska. Być może skutkiem tak małego księgozbioru jest również największy w województwie spadek wypożyczanych woluminów przez 1 czytelnika (o 14%).

W roku 2010 w porównaniu z rokiem 2003 nastąpił wzrost liczby książek w bibliotekach na 1000 ludności w pięciu podregionach (podregion katowicki – wzrost o 397,7 woluminów na 1000 mieszkańców, podregion gliwicki – 273,9, podregion sosnowiecki – 260,1, podregion tyski – 99,9, podregion bielski – 46,9),

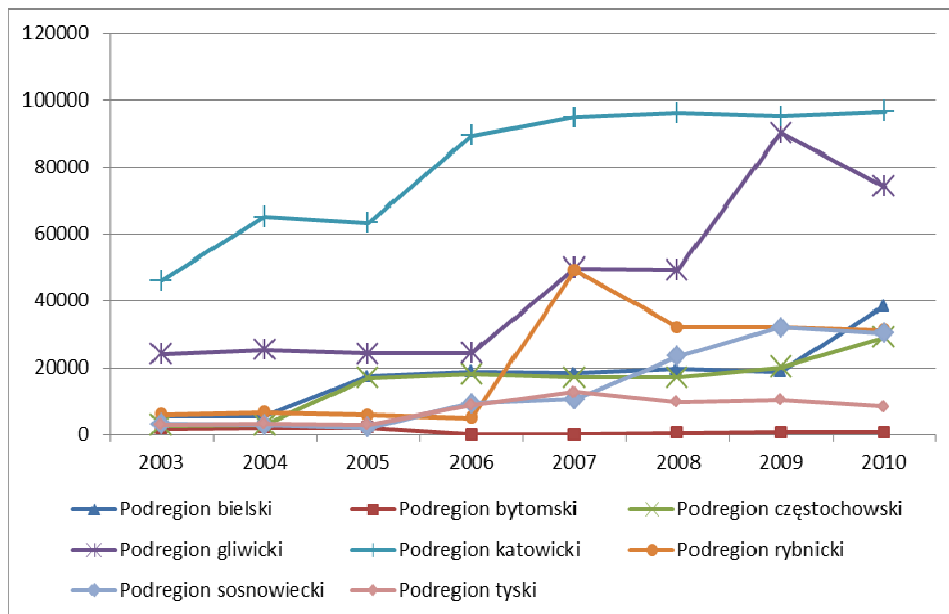
a spadek w trzech (podregion częstochowski spadek o 326,9 woluminów na 1000 mieszkańców, podregion bytomski – 272,5, podregion rybnicki – 177,4). Ogólnie w województwie śląskim wzrosła liczba woluminów w bibliotekach przypadająca na 1000 ludności o 301,7 sztuk.

Wraz z ogólnym wzrostem księgozbiorów bibliotek województwa śląskiego na 1000 ludności widać spadek czytelnictwa, na co wskazuje zmniejszenie się liczby wypożyczanych książek przez czytelników oraz spadek liczby czytelników przypadających na 1000 ludności (rysunek 12). Ogólnie w województwie śląskim spadły wypożyczenia księgozbioru na 1 czytelnika średnio o 8,7 woluminów. Jedynie w podregionach tyskim oraz bytomskim nastąpił wzrost wypożyczonych książek. W pierwszym przypadku wzrost ten wyniósł średnio 2,4 wolumina na czytelnika natomiast w drugim przypadku – 0,4.

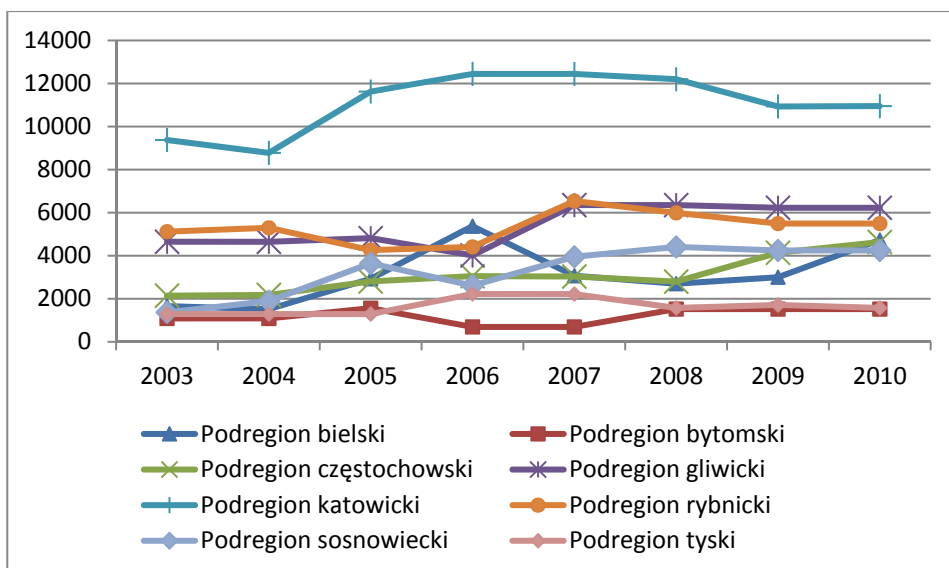


Rys. 12. Czytelnicy bibliotek publicznych na 1000 ludności w poszczególnych podregionach województwa śląskiego

We wszystkich podregionach województwa śląskiego spadła liczba czytelników. Najbardziej (o 16%) w podregionie tyskim, a najmniej w podregionie bielskim (o 9,2%). Być może ludzie zamiast czytać książki częściej chodzą do kina i aby zweryfikować tak postawioną hipotezę na rysunkach 13 oraz 14 przedstawiono odpowiednio: seanse ogółem oraz miejsca na widowni.



Rys. 13. Seanse ogółem w kinach w poszczególnych podregionach województwa śląskiego



Rys. 14. Miejsca na widowni w kinach w poszczególnych podregionach województwa śląskiego

Zdecydowanie najwięcej miejsc na widowni w całym badanym okresie było w podregionie katowickim, tam również wyświetlano najwięcej seansów. Należy zwrócić uwagę na liczbę seansów w podregionie gliwickim, zwłaszcza w 2009 oraz 2010 roku. Porównując dane dotyczące liczby miejsc na widowni oraz liczby seansów należy mieć świadomość różnej liczby ludności w poszczególnych podregionach oraz stopnia zurbanizowania poszczególnych podregionów. Biorąc pod uwagę wszystkie te aspekty, zaskakująca jest liczba seansów wyświetlanych w podregionie bytomskim. O ile we wszystkich podregionach liczba wyświetlanych seansów zwiększyła się kilkukrotnie (tabela 5) w badanym okresie, to w podregionie bytomskim spadła o 62,2%.

Tabela 5

Seanse ogółem w kinach w poszczególnych podregionach województwa śląskiego

Podregion	2003	2010	Zmiana względna
bielski	5420	38443	7,093
bytomski	1775	671	0,378
częstochowski	2617	28986	11,076
gliwicki	23990	74022	3,086
katowicki	45939	96659	2,104
rybnicki	5814	31315	5,386
sosnowiecki	3083	30274	9,820
tyski	3034	8199	2,702

Liczba miejsc na widowni we wszystkich podregionach w badanym okresie wzrosła, również liczba wyświetlanych seansów w prawie wszystkich podregionach wzrosła. Chcąc odpowiedzieć na postawioną wcześniej hipotezę, policzono współczynniki korelacji pomiędzy liczbą wyświetlanych seansów a liczbą czytelników przemnożoną przez wypożyczenia księgozbioru na 1 czytelnika w woluminach. Tabela 6 przedstawia współczynniki korelacji dla poszczególnych podregionów województwa śląskiego.

Tabela 6

Współczynniki korelacji pomiędzy liczbą wyświetlanych seansów a liczbą czytelników przemnożoną przez wypożyczenia księgozbioru na 1 czytelnika w woluminach

Podregion bielski	−0,82176
Podregion bytomski	0,705965
Podregion częstochowski	−0,86276
Podregion gliwicki	−0,72963
Podregion katowicki	−0,90148
Podregion rybnicki	−0,76723
Podregion sosnowiecki	−0,91287
Podregion tyski	−0,83250

Wszystkie współczynniki korelacji liniowej Pearsona są bardzo wysokie (co do modułu), ale tylko w przypadku podregionu bytomskiego ma on wartość dodatnią, a więc wraz ze spadkiem czytelnictwa maleje również liczba seansów kinowych wyświetlanych w podregionie.

5. Badanie podobieństwa podregionów województwa śląskiego

Do zbadania podobieństwa pomiędzy obiektami służą metody taksonomiczne. Metody te były stosowane pierwotnie przez biologów w celu klasyfikacji roślin i zwierząt dla potrzeb systematyki [Gatnar, 1998]. Pierwszym badaczem który wprowadził do taksonomii metody ilościowe był Jan Czekanowski [Pociecha, 2008]. Był on twórcą metody pozwalającej na wyznaczenie klas obiektów podobnych [Czekanowski, 1910, 1913]. W niniejszym opracowaniu obiektami są poszczególne podregiony województwa śląskiego. Podobieństwo badanych obiektów ma charakter wielowymiarowy, a więc bada się je ze względu na wiele zmiennych. Do badania podobieństwa podregionów wykorzystano cztery zmienne (z każdej kategorii wybrano 1 zmienną, aby żadnej kategorii nie faworyzować):

- podmioty gospodarki narodowej wpisane do rejestru REGON przypadające na 1000 ludności,
- udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym,
- liczba hoteli bez podziału na kategorie,
- miejsca na widowni w kinach na 1000 ludności.

W pierwszej kategorii – podmioty gospodarcze, policzono dodatkową zmienną, a mianowicie podzielono liczbę podmiotów gospodarki narodowej wpisanych do rejestru REGON przez liczbę ludności danego podregionu, a następnie wynik pomnożono przez 1000. Oczywiście im więcej ludzi w danym podregionie tym większa powinna być liczba przedsiębiorstw wpisanych do rejestru REGON. Zabieg ten pozwolił na porównywalność danych w poszczególnych podregionach. W podobny sposób policzono miejsca na widowni na 1000 ludności.

W związku z tym, że wśród zmiennych są trzy stymulanty S (podmioty gospodarki narodowej wpisane do rejestru REGON przypadające na 1000 ludności, liczba hoteli bez podziału na kategorie, miejsca na widowni w kinach na 1000 ludności) i jedna destymulanta D (udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym), zamieniono ją na stymulantę zgodnie ze wzorem (1) [Gatnar, Walesiak, 2004].

$$S_i = \max_i\{D\} - D \quad (1)$$

Po zamianie destymulanty na stymulantę, zestandaryzowano wszystkie zmienne według wzoru (2) [Pociecha, 1996].

$$\dot{x}_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s} \quad (2)$$

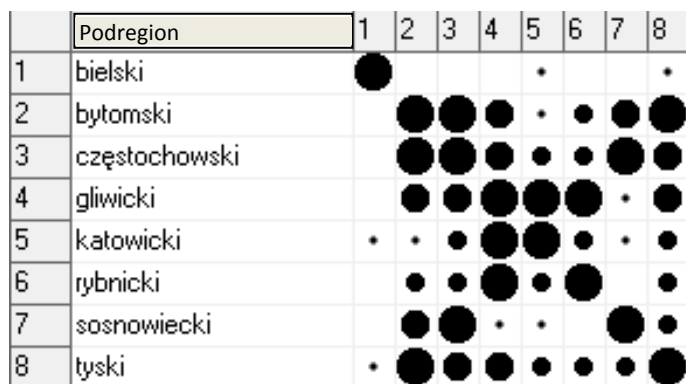
gdzie:

$\bar{x}$ – średnia dla danej zmiennej badanego roku dla wszystkich obiektów,

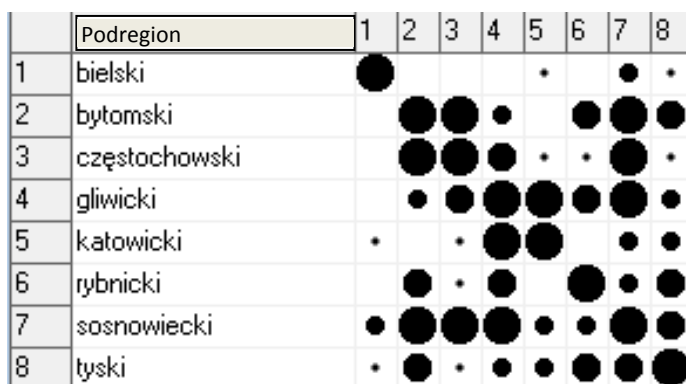
s – odchylenie standardowe dla danej zmiennej badanego roku dla wszystkich obiektów.

Dla tak przygotowanych danych można sporządzić diagram, który jest graficznym obrazem metody Czekanowskiego. Diagram Czekanowskiego został sporządzony za pomocą programu MaCzek [2010], który do pomiaru odległości pomiędzy obiektami wykorzystuje Euklidesową miarę odległości. Szerzej, metoda Czekanowskiego jest omówiona np. w pracy J. Pocięchy, B. Podolec, A. Sokołowskiego oraz K. Zająca [1988].

Na rysunkach 15 i 16 przedstawiono diagramy Czekanowskiego odpowiednio dla roku 2003 i 2010. Przedstawiono właśnie te lata, aby możliwe było zaważenie, czy w badanym okresie zaszły zmiany w podobieństwie podregionów województwa śląskiego.



Rys. 15. Diagram Czekanowskiego dla roku 2003



Rys. 16. Diagram Czekanowskiego dla roku 2010

Zarówno na rysunku 15, jak i 16 można wyznaczyć dwie grupy. Pierwsza grupa składa się z dwóch podregionów – bytomskiego i częstochowskiego, natomiast w skład drugiej grupy wchodzi podregiony gliwicki i katowicki. Pozostałe podregiony różnią się od siebie na tyle znacząco, że nie tworzą żadnych grup, a więc nie są do siebie podobne pod względem badanych cech.

Na diagramie Czekanowskiego wyznaczonego na rok 2003 widać, że podregion gliwicki jest w miarę podobny* do podregionów bytomskiego oraz częstochowskiego, ale jego podobieństwo z podregionem katowickim jest większe i dlatego stworzono właśnie takie grupy. Tak samo można się zastanowić, czy nie dołączyć podregionu rybnickiego do grupy, w której znajdują się podregiony gliwicki i katowicki, ale tu z kolei podobieństwo podregionów katowickiego i rybnickiego jest zbyt małe.

Podsumowanie

W latach 2003-2010 podregiony województwa śląskiego ulegały ciągłym zmianom. Mimo kryzysu gospodarczego rosła w nich liczba przedsiębiorstw, zarówno już istniejących, jak i nowo powstałych. Zwłaszcza wzrost liczby nowo powstałych podmiotów gospodarczych w latach 2009 oraz 2010 dowodzą aktywnej polityki społeczno-gospodarczej samorządów lokalnych oraz popularności programów pomocowych urzędów pracy i Unii Europejskiej przy tworzeniu nowych firm. Jednak tak duży przyrost nowo powstałych przedsiębiorstw nie ma przełożenia na ich ogólną liczbę. Właśnie w dwóch ostatnich latach nastąpił również wzrost bezrobocia we wszystkich podregionach województwa śląskiego. W latach 2003-2008 zarówno liczba bezrobotnych, jak i udział bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym malał. Spadek ten był na tyle duży, że wzrost bezrobocia, który nastąpił w latach 2009 i 2010 stanowił niewielką część tego spadku.

Pod względem udziału bezrobotnych zarejestrowanych w liczbie ludności w wieku produkcyjnym najgorsza sytuacja w badanym okresie była w podregionach częstochowskim, bytomskim oraz sosnowieckim.

Baza hotelowa w poszczególnych podregionach województwa śląskiego jest bardzo zróżnicowana. Jest to spowodowane przede wszystkim warunkami geograficznymi. Najbardziej wysunięty na południe podregion bielski jest położony w dużej części w górach i jest to obszar bardzo atrakcyjny pod względem turystycznym, dlatego w tym regionie w całym badanym okresie było zdecydowanie najwięcej hoteli.

Pod względem zmiany liczby hoteli w latach 2003-2010 na uwagę zasługują dwa podregiony. W podregionie tyskim nastąpił tak duży wzrost liczby hoteli, że w 2010 roku ich liczba przewyższyła liczbę hoteli w pozostałych podregiono-

* Im większe koło na przecięciu wiersza oraz kolumny dwóch obiektów, tym te obiekty są bardziej do siebie podobne.

nach (oprócz bielskiego), natomiast w podregionie rybnickim w roku 2010 w stosunku do roku 2003 nie przybył ani jeden hotel.

W przypadku rozwoju kulturalnego mieszkańców województwa śląskiego należy zwrócić uwagę, że we wszystkich podregionach nastąpił spadek liczby czytelników bibliotek publicznych na 1000 ludności. Jednocześnie we wszystkich podregionach oprócz podregionu bytomskiego nastąpił wzrost miejsc na widowni w kinach oraz liczba wyświetlanych seansów. W przypadku podregionu bytomskiego dane pochodzące z Banku Danych Regionalnych Głównego Urzędu Statystycznego wydają się mało realne – w roku 2006 wyświetlono tam 29 seansów, a w roku 2007 – 21, podczas gdy w podregionie sosnowieckim było ich około 10 000 (najmniej z pozostałych).

Badanie podobieństwa podregionów wskazało na to, że istnieją dwie grupy podobnych podregionów – podregiony bytomski i częstochowski oraz gliwicki i katowicki. Podobieństwa podregionów względem siebie w badanym okresie zmieniały się, ale nie na tyle, aby zmieniły się grupy podregionów podobnych. Pozostałe podregiony województwa śląskiego nie są podobne do siebie nawzajem (pod względem badanych cech) i nie tworzą żadnych grup.

Literatura

- Czekanowski J. (1910): *Zur Differenzialdiagnose der Neandertallgruppe, Korespondenz-Blatt der Deutsche Gesellschaft für Anthropologie und Urgeschichte*. „Braunschweig”, Nr. 9-12.
- Czekanowski J. (1913): *Zarys metod statystycznych w zastosowaniu do antropologii*. „Prace Naukowe Towarzystwa Warszawskiego”, nr 5.
- Gatnar E. (1998): *Symboliczne metody klasyfikacji danych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Gatnar E., Walesiak M. (2004): *Metody statystycznej analizy wielowymiarowej w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Wrocław.
- GUS (2010), http://www.stat.gov.pl/gus/5840_6038_PLK_HTML.htm.
- GUS (2012), http://www.stat.gov.pl/bdl/app/strona.html?p_name=indeks.
- MaCzek (2010), <http://eskimo73.republika.pl/maczek.html>.
- Pociecha J. (2008): *Rozwój metod taksonomicznych i ich zastosowań w badaniach społeczno-ekonomicznych*. Publikacja z konferencji naukowej z okazji obchodów jubileuszu 90-lecia GUS w 2008 roku. „Statystyka społeczna. Dokonania – szanse – perspektywy”, http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/POZ_Rozwoj_metod_taksonomicznych.pdf (13.08.2012).
- Pociecha J. (1996): *Metody statystyczne w badaniach marketingowych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Pociecha J., Podolec B., Sokołowski A., Zając K. (1988): *Metody taksonomiczne w badaniach społeczno-ekonomicznych*. PWN, Warszawa.

DEVELOPMENT OF SUBREGIONS OF THE SILESIAN PROVINCE

Summary

Author in the study made statistical-econometric analysis of the development of subregions of the Silesian province was conducted in 2005-2010 years. In the Silesian province are 8 subregions: Bielsko-Biała, Bytom, Częstochowa, Gliwice, Katowice, Rybnik, Sosnowiec and Tychy. These subregions differ between themselves – subregions from the north and south part of provinces are much less urbanised than subregions from the central part of the Silesian province. The author wants to show happening changes in these subregions in examined years and to show differences and resemblances between subregions.