KOLEGIUM REDAKCYJNE:

prof. dr hab. Tadeusz Walczak (redaktor naczelny, tel. 22 608-32-89, t.walczak@stat.gov.pl), dr Stanisław Paradysz (zastępca red. nacz.), prof. dr hab. Józef Zegar (zastępca red. nacz., tel. 22 826-14-28), inż. Alina Świderska (sekretarz redakcji, tel. 22 608-32-25, a.swiderska@stat.gov.pl), mgr Jan Berger (tel. 22 608-32-63), dr Marek Cierpiał-Wolan (tel. 17 853-26-35), mgr inż. Anatol Kula (tel. 0-668 231 489), mgr Wiesław Łagodziński (tel. 22 608-30-57), dr Grażyna Marciniak (tel. 22 608-33-54), prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz (tel. 71 368-03-47), dr hab. Krystyna Pruska (tel. 42 635-51-76), mgr Lucyna Przybylska (tel. 22 461-36-11), prof. dr hab. Bogdan Stefanowicz (tel. 22 849-53-95), mgr Małgorzata Żyra (tel. 22 608-32-40)

REDAKCJA

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, gmach GUS, pok. 353, tel. 22 608-32-25
http://www.stat.gov.pl/pts/16_PLK_HTML.htm

Elżbieta Grabowska (e.grabowska@stat.gov.pl)

Wersja internetowa jest wersją pierwotną czasopisma.

RADA PROGRAMOWA:

dr Halina Dmochowska (przewodnicząca, tel. 22 608-34-25), prof. dr hab. Czesław Domański, mgr Małgorzata Fronk, prof. dr hab. Jan Kordos, dr Tomasz Pawlak, mgr Stanisława Szwałek, dr Teresa Śmiłowska, prof. dr hab. Kazimierz Zając

ZAKŁAD WYDAWNICTW STATYSTYCZNYCH

al. Niepodległości 208, 00-925 Warszawa, tel. 22 608-31-45.
Informacje w sprawach nabywania czasopism tel. 22 608-32-10, 608-38-10.
Zbigniew Karpiński (redaktor techniczny), Ewa Krawczyńska (skład i łamanie),
Wydział Korekty ZWS, mgr Andrzej Kajkowski (wykresy).

Indeks 381306

WARUNKI PRENUMERATY REALIZOWANEJ PRZEZ RUCH S.A.

Prenumerata krajowa:

Wpłaty na prenumeratę przyjmują jednostki kolportażowe „RUCH" S.A. właściwe dla miejsca zamieszkania lub siedziby prenumerującego. Termin przyjmowania wpłat na prenumeratę krajową do 5 każdego miesiąca poprzedzającego okres rozpoczęcia prenumeraty.

W Internecie http://www.prenumerata.ruch.com.pl

Prenumerata opłacana w złotówkach ze zleceniem wysyłki za granicę:

Informacji o warunkach prenumeraty i sposobie zamawiania udziela „RUCH" S.A. Oddział Krajowej Dystrybucji Prasy, 01-248 Warszawa, ul. Jana Kazimierza 31/33.

Telefony: 22 5328-731, 5328-834, 5328-639, fax 22 5328-690.

Infolinia: 0-800-1200-29, wpłaty na konto w banku PEKAO S.A. IV O/Warszawa. Nr 12401053-40060347--2700-401112-005 lub w kasie Oddziału.

Dokonując wpłaty na prenumeratę w banku czy też w urzędzie pocztowym należy podać: nazwę naszej firmy, nazwę banku, numer konta, czytelny pełny adres odbiorcy za granicą, okres prenumeraty, rodzaj wysyłki (pocztą lotniczą czy zwykłą) oraz zamawiany tytuł.

Warunkiem rozpoczęcia wysyłki prenumeraty jest dokonanie wpłaty na nasze konto.

Terminy przyjmowania wpłat na prenumeratę „WIADOMOŚCI STATYSTYCZNYCH":

do 05.12 — na I kwartał roku następnego lub na cały rok następny,
do 05.03 — na II kwartał roku bieżącego,
do 05.06 — na III kwartał roku bieżącego,
do 05.09 — na IV kwartał roku bieżącego.

Zam. 186/2011 — nakład 520 egz.

NR 5 (600)
MAJ 2011

WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

STUDIA METODOLOGICZNE

Aleksandra HAŁKA

Determinanty wydatków gospodarstw domowych na usługi związane z wypoczynkiem[1]

Podstawowym problemem badawczym postawionym w artykule jest określenie, jakie czynniki wpływają na wysokość wydatków gospodarstw domowych na produkty związane z wypoczynkiem. Zgodnie z teorią ekonomii na wydatki danego podmiotu wpływają przede wszystkim dochód oraz ceny[2]. Różne wzorce zachowań konsumentów zależą m.in. od fazy cyklu życia danego gospodarstwa domowego związanego z liczbą członków, wiekiem i wykształceniem rodziny, liczbą dzieci czy ze statusem cywilnym. W badaniach empirycznych wskazuje się dodatkowo inne determinanty wydatków, np.: typ gospodarstwa domowego, miejsce zamieszkania czy inne czynniki socjoekonomiczne.

W badaniu oszacujemy wpływ wymienionych zmiennych na poziom wydatków gospodarstw domowych. Dane zaczerpnięto z badania budżetów gospodarstw domowych GUS z 2008 r.

Warto podkreślić, że znaczna część (ok. 65%) gospodarstw domowych wykazuje zerowe wydatki na wypoczynek, co stwarza klasyczny problem ocenzuro-

[1] Autorka pragnie podziękować Jarosławowi Jakubikowi za wskazówki przekazane podczas pisania artykułu oraz Danucie Kołodziejczyk za pomoc w napisaniu kodów SAS wykorzystanych do stworzenia bazy danych na potrzeby badania. Szczególne podziękowania autorka chciałaby przekazać drowi Pawłowi Baranowskiemu za cenne uwagi i wskazówki, które zostały wykorzystane w trakcie prowadzonego badania.

[2] Wykorzystanie tej zmiennej nie było możliwe z uwagi na charakter próby (przekrojowa). Pominięcie cen w analizie oznacza de facto, że przyjęto, iż w badanym okresie (2008 r.) terytorialne różnice cen były pomijalne.

wania zmiennej objaśnianej. Najczęściej proponowanym rozwiązaniem tego problemu jest zastosowanie modelu Tobina (tobitowego). Alternatywę stanowi tutaj zastosowanie metody najmniejszych kwadratów (MNK) na próbie, z której wyłączono obserwacje zerowe. W artykule zostaną porównane wyniki analiz otrzymane na podstawie tych metod.

WYKORZYSTANE METODY ESTYMACJI

W badaniach wydatków gospodarstw domowych, szczególnie na dobra wyższego rzędu, badacze spotykają się z problemem tzw. „wartości zerowych", czyli braku zarejestrowanych wydatków na dane dobro lub usługę. Takie „wartości zerowe" mogą wynikać z kilku przyczyn. Po pierwsze, może to być dobro rzadko kupowane i gospodarstwo poniosło nań wydatki przed lub po badaniu. Drugim powodem może być fakt, że dany podmiot nie może sobie pozwolić na zakup danego dobra lub też nie kupuje go, ponieważ nie należy ono do jego koszyka dóbr preferowanych.

Modele, które wykorzystują takie dane i nie mają poprawki ze względu na „wartości zerowe" mogą być obciążone (Maddala, 1983). Proste usunięcie obserwacji zerowych sprawia, że próba przestaje być losowa, co zwykle pogarsza własności estymatora (Currgy Raper i in., 2002). Wśród metod używanych w celu rozwiązania tego problemu badacze często wykorzystują metodę zaimplementowaną przez Tobina (Tobin, 1958)[3]. Model ten ma na celu wyjaśnienie relacji pomiędzy obserwowalną zmienną zależną y_i (przyjmującą wartości nieujemne) a wektorem zmiennych wyjaśniających x_i. W modelu tym zakłada się, że istnieje zmienna ukryta (*latent variable*) y_i^*, przyjmująca wartości ze zbioru liczb rzeczywistych[4]. Zmienna ta zależy liniowo od obserwowanych wartości zmiennych niezależnych x_i.

$$y_i^* = \beta x_i + u_i \quad u_i \sim IID(0, \sigma^2) \tag{1}$$

gdzie:

y_i^* — zmienna ukryta (nieobserwowalna),
x_i — k-wymiarowy wektor obserwowanych regresorów,
β — k-wymiarowy wektor parametrów,
u_i — składnik losowy (niezależna zmienna losowa o zerowej wartości oczekiwanej i stałej wariancji).

Z kolei relacja pomiędzy zmienną nieobserwowalną a obserwowalną jest zdefiniowana następująco:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{dla} \quad y_i^* > 0 \\ 0 & \phantom{\text{dla}} \quad y_i^* \le 0 \end{cases}$$

gdzie y_i — obserwowana zmienna zależna.

[3] Cytat za Yen S. T., Jensen H. (1995).
[4] M. Verbeek (2008, s. 231 i 232) podaje, że w przypadku analizy wydatków można interpretować tę zmienną jako pożądaną przez podmiot wielkość wydatków na dane dobro.

W celu oszacowania parametrów β stosuje się metodę największej wiarygodności (w tym celu dodatkowo zakłada się, że składnik losowy ma rozkład normalny). Metoda ta zapewnia asymptotyczną normalność oszacowań parametrów, w przypadku dużych prób do badania modelu można stosować konwencjonalne testy.

Funkcja wiarygodności w modelu Tobina ma następujący wzór (Greene, 2003; Gruszczyński, 2010):

$$L(\theta) = \prod_0 \left[1 - \Phi\left(\frac{X_i \beta}{\sigma} \right) \right] \prod_1 \sigma^{-1} \varphi \left[\frac{(Y_i - X_i \beta)}{\sigma} \right]$$

gdzie:

Π_0 — iloczyn po tych wartościach i, dla których $y_i^* \leq 0$,

Π_1 — iloczyn po tych wartościach i, dla których $y_i^* > 0$,

$\Phi(,)$ oraz $\varphi(,)$ są odpowiednio skumulowaną dystrybuantą i funkcją gęstości prawdopodobieństwa rozkładu normalnego.

Dodajmy, że model tobitowy jest często stosowany do badania wydatków gospodarstw domowych na dobra wyższego rzędu lub dobra trwałe. Takie zastosowanie modelu tobitowego przedstawił już Tobin w swojej pionierskiej pracy. Następnie rozwiązanie to stosowało wielu badaczy (Atkinson i in., 1990; Soberon-Ferrer, Dardis, 1991; Lee, Tan, 2006; Barquet i in., 2010).

W modelu tobitowym najpierw szacujemy prawdopodobieństwo, że zmienna zależna przyjmie wartość równą zero, a następnie determinanty jej wielkości (dla wartości niezerowych) (Gruszczyński, 2010). Standardowo przyjmuje się, że te same zmienne wyjaśniają zarówno sam fakt braku wydatków, jak i ich wielkość — w przypadku gdy są one dodatnie. W ostatnich latach model Tobina został uogólniony, tak aby ominąć to restrykcyjne założenie. Po pierwsze, ujęto możliwość, że zerowa wartość wydatków może wynikać z innych przyczyn (*double-hurdle model*). Po drugie, w modelu rzadkich zakupów (*the infrequency of purchase model*) dopuszcza się zera jako wynik sytuacji, kiedy okres badania jest krótszy niż częstotliwość zakupu danego dobra.

W klasycznym modelu regresji liniowej rozwiązaniem „wartości zerowych" jest wyeliminowanie gospodarstw domowych, które nie notowały wydatków na dane dobro lub usługę. W przypadku gdy występuje problem cenzurowania, zarówno pozostawienie „obserwacji zerowych" jak i ich eliminacja z próby prowadzi do uzyskania obciążonych oszacowań za pomocą klasycznej regresji (Greene, 2003). Wynika z tego, że w przypadku standardowych założeń w warunkach zmiennej ocenzurowanej model tobitowy stanowi lepsze narzędzie badawcze niż regresja klasyczna. Jednakże w szczególnych przypadkach klasyczna regresja, wykorzystująca próbę „obserwacji niezerowych", może być lepszym rozwiązaniem niż model tobitowy.

Po pierwsze — klasyczny model tobitowy zakłada, iż składnik losowy w równaniu (1) ma rozkład normalny. W przypadku niespełnienia tego założenia estymator MNW zaproponowany przez Tobina traci zgodność (Arabmazar, Schmidt, 2003). W przypadku klasycznej regresji uchylenie założenia o normalności nie ma wpływu na oszacowanie parametrów. Po drugie — jeśli próg ocenzurowania nie wynosi zero, wówczas standardowy estymator modelu tobitowego jest również obciążony, a obciążenie to rośnie wraz ze wzrostem wartości progu ocenzurowania (Zuehlke, 2003).

Szczególnie w przypadku naszych analiz możemy oczekiwać, że próg ocenzurowania może być znacząco wyższy od zera, ze względu na fakt, iż w wielu przypadkach nie istnieje możliwość wydania dowolnie niskiej kwoty na rekreację (np. minimalny koszt wycieczki zagranicznej sięga ok. 500 zł).

Ze względu na większą odporność MNK na uchylenie niektórych założeń w badaniu zdecydowano się na zastosowanie modelu Tobina i porównanie otrzymanych rezultatów z wynikami uzyskanymi z prostego modelu klasycznej regresji liniowej. Porównanie to pozwoli ocenić, czy w przypadku analiz wydatków gospodarstw domowych w Polsce zastosowanie różnych narzędzi badawczych różnicuje otrzymywane wyniki.

DANE

Analiza wydatków gospodarstw domowych, jak już wspomniano, została oparta na badaniu budżetów gospodarstw domowych GUS z 2008 r. Badanie to jest prowadzone metodą reprezentacyjną, która daje możliwość uogólnienia wyników na wszystkie gospodarstwa domowe w kraju. Od 1993 r. zastosowano miesięczną rotację gospodarstw domowych (w każdym miesiącu badane są inne podmioty[5]). Każde gospodarstwo domowe prowadzi przez miesiąc zapisy rozchodów i przychodów w specjalnych książeczkach budżetowych. Dodatkowo ankieterzy GUS zbierają, w formie wywiadu, informacje m.in. o członkach gospodarstwa domowego, zajmowanym mieszkaniu czy jego wyposażeniu.

Na potrzeby badania budżetów gospodarstw domowych zastosowano dwustopniowe losowanie warstwowe, z różnymi prawdopodobieństwami wyboru na pierwszym stopniu. Jednostkami pierwszego stopnia były terenowe punkty badań, na drugim stopniu losowane były mieszkania.

Pełna próba[6], wykorzystana w modelu Tobina, liczyła 37155 obserwacji przekrojowych. Dla potrzeb klasycznego modelu regresji liniowej z próby wyeliminowano obserwacje o zerowej wartości zmiennej zależnej, w efekcie otrzymując próbę liczącą 13002 obserwacje.

[5] Każde wylosowane gospodarstwo domowe badane jest w tym samym miesiącu w dwóch kolejnych latach.

[6] W analizie pominięto obserwacje, w których wykazane dochody gospodarstwa domowego były mniejsze od zera.

Zmienna objaśniana

W opracowaniu zmienną poddaną analizie jest suma wydatków gospodarstwa domowego na usługi związane z wypoczynkiem w przeliczeniu na jednego członka gospodarstwa. Do wydatków na te usługi zostały zaliczone, według terminologii GUS, wydatki na turystykę zorganizowaną, restauracje i hotele oraz wydatki w zakresie rekreacji i sportu. Znaczna część badanych gospodarstw domowych (ok. 65%) nie przeznaczała pieniędzy na takie wydatki. Może to oznaczać z jednej strony, że wydatki związane z wypoczynkiem są traktowane przez większość społeczeństwa jako dobro luksusowe, na które mogą sobie pozwolić tylko rodziny zamożne. Z drugiej strony, może istnieć grupa gospodarstw domowych, które mogą nie mieć potrzeby takich wydatków. Inną grupą mogą być takie podmioty, które dysponują odpowiednimi zasobami, mają potrzebę takich wydatków, ale nie podejmują ich ze względu na czynniki obiektywne, np. utrudniony dostęp do infrastruktury.

W dalszej części artykułu ilekroć będzie mowa o wydatkach na usługi związane z wypoczynkiem lub też w skrócie o wydatkach na usługi, będzie to oznaczało wydatki na turystykę zorganizowaną, indywidualną (zawartą w kategorii restauracje i hotele) oraz wydatki w zakresie rekreacji i sportu w przeliczeniu na jednego członka gospodarstwa domowego. W przypadku gdy wyrażenie „usługi" będzie się odnosić do szeroko rozumianego zakresu usług, będzie to wyraźnie zaznaczone.

Zmienne objaśniające

Wybór zmiennych został zdeterminowany dwoma czynnikami. Z jednej strony wzięto pod uwagę czynniki mogące wpływać na decyzje konsumentów, a wynikające z teorii ekonomii. Poziom dochodów wpływa na zmianę relacji w wydatkach i oszczędnościach gospodarstw domowych. Wraz z wyższym dochodem wzrasta ilość i różnorodność konsumowanych dóbr.

Z teorii wynika, że wydatki danego gospodarstwa domowego zależą nie tylko od dochodów, ale również od tego, w której fazie cyklu życia znajduje się dane gospodarstwo domowe. Innego rodzaju wydatki będzie preferowało gospodarstwo składające się z dwojga młodych ludzi, a inne rodzina z dziećmi na utrzymaniu. Nie jest to jedynie kwestia wysokości dochodu, lecz także kwestia preferencji, składu, potrzeb rodziny itp.

Z drugiej strony natomiast, przy wyborze opierano się na dotychczasowych badaniach wydatków gospodarstw domowych. Ze względu na niewielką liczbę dostępnych publikacji na temat wydatków konsumpcyjnych polskich gospodarstw domowych wybór zmiennych objaśniających został oparty na informacjach zawartych w dostępnych badaniach dla innych krajów. Do takich badań można zaliczyć m.in. badanie wydatków na usługi prowadzone przez H. Soberon-Ferrer i F. Dardis (1991), badania wydatków na alkohol (A. B. Atkinson, J. Gomułka, N. H. Stern, 1990; S. Yen, H. Jensen, 1995) czy też badania nad wydatkami na jedzenie poza domem prowadzone przez H. Lee i A. Tan (2006).

Jak wskazują badania, wiek głowy rodziny jest jednym z istotniejszych determinant wydatków gospodarstw domowych. Młode osoby przeważnie są bardziej

aktywne niż osoby starsze. Tak więc należałoby przypuszczać, że wyniki badania wskażą ujemną zależność wydatków i wieku głowy gospodarstwa domowego.

Formalne wykształcenie głowy rodziny zostało włączone do analizy ze względu na możliwy wpływ na styl życia i wiedzę dotyczącą przestrzegania zdrowego trybu życia. Z tego względu należy spodziewać się pozytywnego wpływu wykształcenia na wydatki na usługi związane z wypoczynkiem. Zmienne terytorialne zostały uwzględnione, aby zbadać czy istnieje zróżnicowanie preferencji i nawyków konsumentów ze względu na miejsce zamieszkania. Przykładowo, gospodarstwa domowe zamieszkujące obszary wiejskie mogą mieć utrudniony dostęp do infrastruktury związanej z uprawianiem sportu.

W efekcie zdecydowano się uwzględnić następujące cechy gospodarstwa domowego:

1) wiek głowy rodziny,
2) płeć głowy rodziny,
3) wykształcenie głowy rodziny,
4) skład gospodarstwa domowego: małżeństwo z dziećmi, małżeństwo bez dzieci, samotni rodzice, osoby bez dzieci na utrzymaniu,
5) dochód całkowity gospodarstwa domowego w przeliczeniu na jednego członka gospodarstwa oraz podstawowe źródło tego dochodu,
6) wielkość i region zamieszkania,
7) pora roku, w której przeprowadzano badanie.

ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE

Zmienna oryginalna	Nazwa zmiennej	Opis	Typ zmiennej
Miejsce zamieszkania	*duze_miasto*	1 — gospodarstwo w mieście powyżej 200 tysięcy mieszkańców, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	srednie_miasto	1 — gospodarstwo w mieście poniżej 200 tysięcy mieszkańców, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	wies	1 — gospodarstwo na wsi, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
Wiek	*wiek*	Wiek głowy rodziny w pełnych latach	Zmienna ciągła
Płeć	*plec*	1 — głowa rodziny jest kobietą, 0 — mężczyzną	Zmienna zero-jedynkowa
Poziom wykształcenia	*wyższe*[a]	1 — głowa rodziny posiada wykształcenie wyższe, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	srednie	1 — głowa rodziny posiada średnie wykształcenie, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	podstawowe	1 — głowa rodziny posiada podstawowe wykształcenie, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
Główne źródło utrzymania	*pracownik*[a]	1 — podstawowym źródłem utrzymania są dochody z pracy najemnej, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	rolnik	1 — podstawowym źródłem utrzymania są dochody z gospodarstwa rolnego, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa

a Kategoria odniesienia w modelu.

ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE (dok.)

Zmienna oryginalna	Nazwa zmiennej	Opis	Typ zmiennej
Główne źródło utrzymania (dok.)	*wlfirma*	1 — podstawowym źródłem utrzymania są dochody z pracy na własny rachunek, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	emeryt	1 — podstawowym źródłem utrzymania są dochody z emerytury, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	in_zatr	1 — podstawowym źródłem utrzymania są inne dochody niepieniężne, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
Typ biologiczny (skład osobowy) gospodarstwa domowego	*singiel*[a]	1 — gospodarstwo jednoosobowe, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	malze	1 — gospodarstwo dwuosobowe, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	malze_dz	1 — małżeństwo z dziećmi na wychowaniu, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	sam_dz	1 — samotny rodzic z dzieckiem na wychowaniu, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	in_typr	1 — inny typ rodziny, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
Pora roku badania	*la_zim*[a]	1 — gospodarstwo domowe było badane w miesiącach letnich lub zimowych, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	wio_je	1 — gospodarstwo domowe było badane w miesiącach wiosennych lub jesiennych, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
Region Polski	*pol*	1 — gospodarstwo domowe z południowego regionu Polski, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	centr[a]	1 — gospodarstwo domowe z centralnego regionu Polski, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	wsch	1 — gospodarstwo domowe ze wschodniego regionu Polski, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	plnzach	1 — gospodarstwo domowe z północno-zachodniego regionu Polski, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	polzach	1 — gospodarstwo domowe południowo-zachodniego regionu Polski, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	pln	1 — gospodarstwo domowe z północnego regionu Polski, 0 — w pozostałych przypadkach	Zmienna zero-jedynkowa
	doch_cap	dochody gospodarstwa domowego w przeliczeniu na członka rodziny w zł	Zmienna ciągła

a Kategoria odniesienia w modelu.

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Model klasycznej regresji liniowej

Budowę modelu przeprowadzono dla gospodarstw domowych, w przypadku których zanotowano wydatki na usługi związane z wypoczynkiem. Wszystkie gospodarstwa, w których wydatki były równe zero zostały usunięte z analizy[7].

[7] Analogiczny zabieg zastosowali w swoich badaniach K. Curry Raper, M. W. Namakhoye, R. N. Nayga (2002).

W takim modelu, aby otrzymać zgodne estymatory zmienna zależna musi przyjmować wartości większe od zera.

Budowę modelu oparto na doborze zmiennych „od ogółu do szczegółu”, czyli włączeniu wszystkich zmiennych do modelu, a następnie kolejno usuwaniu zmiennych nieistotnych. W pierwotnej specyfikacji modelu przyjęto nieliniową zależność wydatków na usługi związane z wypoczynkiem od dochodu oraz zmiennej *wiek*. W przypadku tej zmiennej wynikało to z faktu, że osoby młode oraz osoby będące na emeryturze mają więcej wolnego czasu, a zatem mogą w większym stopniu (*ceteris paribus*) korzystać z usług związanych z wypoczynkiem.

Z kolei w przypadku zmiennej *doch_cap* założenie o nieliniowości zależności przyjęto na podstawie teorii Engla (Frank, 2007), zgodnie z którą do pewnego poziomu wzrost dochodu będzie przeznaczany na dobra podstawowe. Po przekroczeniu tej granicy, wraz ze wzrostem dochodu udział dóbr podstawowych w koszyku będzie malał, a rósł będzie udział dóbr luksusowych. Nieliniowość tej zależności może również wynikać z faktu, że młodzi ludzie mają mniejsze dochody, co wpływa na mniejsze wydatki na usługi, a wraz ze wzrostem dochodów będzie rosła kwota wydatków na wypoczynek (do pewnego momentu).

Pierwotna specyfikacja modelu wyglądała następująco:

$$wyd_usl_cap_i = \alpha + \sum_{m=1}^{3} \beta_m \cdot doch_cap_i^m + \sum_{j=1}^{3} \gamma_j \cdot wiek_i^j + \sum_{k=1}^{19} \delta_k \cdot u_{k,i} + \varepsilon_i \qquad (2)$$

gdzie:

wyd_usl_cap — wydatki na usługi związane z wypoczynkiem w przeliczeniu na jednego członka rodziny,
doch_cap — wydatki gospodarstwa domowego w przeliczeniu na jednego członka rodziny,
wiek — wiek głowy rodziny liczony w pełnych latach,
α — stała,
β, γ, δ — oszacowania parametrów zmiennych,
ε — składnik losowy,
u — zmienne zero-jedynkowe zgodnie z zestawieniem zmiennych objaśniających.

W celu uniknięcia problemów ze współliniowością zmiennych w modelu dla każdej zmiennej oryginalnej, dla której utworzono kilka zmiennych zero-jedynkowych, usunięto jedną zmienną jako kategorię odniesienia.

Ze względu na potencjalne problemy z heteroskedastycznością, typowe dla prób przekrojowych, zdecydowano się na oszacowanie błędów standardowych parametrów modelu według estymatora HC (*Heteroskedasticity Consistent*). W przypadku wystąpienia problemu heteroskedastyczności składnika losowego

estymator MNK pozostaje nieobciążony i zgodny, ale nie jest najefektywniejszy. Jednocześnie ocena wariancji estymatora jest obciążona. W takim przypadku stosuje się estymator HC, który koryguje macierz wariancji i kowariancji.

Po szczegółowej analizie zmiennych z modelu usunięto zmienne związane z głównym źródłem utrzymania, które okazały się być nieistotne statystycznie[8]. W efekcie uzyskano następujący model:

TABL. 1. WYNIKI OSZACOWANIA MODELU MNK

Zmienne	Ocena	Odchylenie standardowe	Statystyka *t*-Studenta	Wartość *p*	95% przedział ufności	
					minimum	maksimum
duze_miasto	19,05321	4,48293	4,25	0	10,26601	27,84041
wies	–8,27295	2,975536	–2,78	0,005	–14,10544	–2,440463
wiek	–0,4706842	0,132899	–3,54	0	–0,7311858	–0,2101826
plec	–22,74929	4,03045	–5,64	0	–30,64956	–14,84902
srednie	–18,77559	5,651804	–3,32	0,001	–29,85396	–7,697227
podstawowe	–21,88402	5,634116	–3,88	0	–32,92772	–10,84033
malze	–53,87594	8,38482	–6,43	0	–70,31141	–37,44046
malze_dz	–70,52609	7,298148	–9,66	0	–84,83153	–56,22065
sam_dz	–49,36822	7,890035	–6,26	0	–64,83384	–33,90259
in_typr	–76,52248	6,957328	–11	0	–90,15987	–62,8851
wio_je	–19,429	3,184425	–6,1	0	–25,67094	–13,18706
pol	–3,801611	4,921581	–0,77	0,44	–13,44863	5,845411
wsch	–14,91626	6,213276	–2,4	0,016	–27,09519	–2,737325
plnzach	–14,52878	4,9559	–2,93	0,003	–24,24307	–4,814488
polzach	–8,614296	5,767845	–1,49	0,135	–19,92012	2,691526
pln	–19,28528	5,43464	–3,55	0	–29,93797	–8,632584
doch_cap	0,0683017	0,004678	14,6	0	0,0591322	0,0774712
doch_cap2	–1,02E–06	7,51E–08	–13,52	0	–1,16E–06	–8,69E–07
_cons	128,4493	14,62544	8,78	0	99,78131	157,1173

U w a g a. Jakość dopasowania modelu: statystyka $F(18,12983) = 60,49$; prob > F = 0,0000 (prob > F — empiryczny poziom istotności testu F); $R^2 = 0,1923$; pierwiastek błędu średniokwadratowego = 181,79.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Otrzymane oszacowania parametrów w tym modelu wydają się być zgodne z intuicją ekonomiczną. Zgodnie z oczekiwaniami model wykazał, że gospodarstwa jednoosobowe wydają więcej na usługi związane z wypoczynkiem niż pozostałe typy gospodarstw domowych. Również w tych podmiotach, w których głowa rodziny ma wyższe wykształcenie wydatki są wyższe niż w przypadku, gdy głowa rodziny ma inne wykształcenie. Odnotowano dodatnią zależność w wydatkach na usługi związane z wypoczynkiem w przypadku gospodarstw zlokalizowanych w dużych miastach. Podmioty, które są zlokalizowane w centralnym regionie Polski wydają więcej na usługi niż gospodarstwa z pozostałych

[8] Wszystkie zmienne zero-jedynkowe związane z regionem pozostawiono w modelu ze względu na statystyczną istotność oszacowań parametrów łącznie dla wszystkich zmiennych (takie restrykcje testowano za pomocą klasycznego testu opartego na statystyce F). Usunięcie zmiennych nieistotnych *pol* oraz *polzach* nie zmieniało znacząco oszacowań pozostałych parametrów modelu.

części kraju. W przypadku badania odbywającego się w miesiącach letnich lub zimowych wydatki na usługi były większe niż w przypadku pozostałych miesięcy.

W celu oceny poprawności specyfikacji modelu przeprowadzono test LINK. Test ten pozwala zweryfikować poprawność funkcyjną modelu, czyli potwierdzić, czy zależność między zmiennymi w modelu jest liniowa oraz czy przy budowie modelu nie pominięto istotnych zmiennych objaśniających. Z kolei brak współliniowości zmiennych objaśniających zbadano wyliczając wartość VIF (*variance inflation factor* — ubytek wariancji) dla każdej ze zmiennych. Pierwiastek kwadratowy z wielkości VIF będzie określał, ile razy większy błąd standardowy oceny parametru danej zmiennej niezależnej otrzymaliśmy niż wynosiłby on, gdyby ta zmienna nie była skorelowana z inną zmienną objaśniającą.

Testowanie poprawności specyfikacji modelu oparto na założeniu, że dodanie dodatkowych zmiennych objaśniających nie zwiększy mocy wyjaśniającej modelu, a dodane zmienne będą nieistotne (Cleves i in., 2008). W przypadku testu LINK buduje się regresję wartości teoretycznych i ich kwadratu (równanie (3). W przypadku poprawnej specyfikacji modelu parametr α_1 powinien być bliski jedności, natomiast parametr przy dodatkowej zmiennej (α_2) nie powinien być statystycznie istotny[9]. W przypadku testowanego modelu oszacowanie parametru α_1 było statystycznie istotne (statystyka *t* wyniosła 28,21), natomiast przy kwadracie wartości teoretycznych było nieistotne (α_2 — wartość statystyki 1,85).

$$LRH = \alpha_1(\hat{y}) + \alpha_2(\hat{y})^2 \tag{3}$$

gdzie $\hat{y}$ — wartości teoretyczne.

Jeśli chodzi o analizę wartości VIF, wykazała ona, że dla wszystkich zmiennych wielkość ta znalazła się poniżej wartości przyjmowanej przez badaczy jako wartość progowa (uznaje się, że wartości VIF większe od 10 wskazują na poważne problemy ze współliniowością zmiennych). Największą wartość współczynnika VIF przyjęła zmienna *malze_dz* i wyniosła 2,87.

Model Tobina

Analogicznie jak w przypadku modelu klasycznej regresji liniowej, dobór zmiennych w modelu Tobina został oparty na procedurze „od ogółu do szczegółu” (*general-to-specific*). Jednakże w przypadku modelu tobitowego oszacowań dokonano na całym dostępnym zbiorze danych (37155 obserwacji).

[9] Idea testu jest zbliżona do testu RESET (rzędu drugiego), jednak procedura testowania przebiega nieco inaczej.

Oto wyniki regresji w modelu tobitowym po usunięciu nieistotnych zmiennych[10].

TABL. 2. WYNIKI OSZACOWANIA MODELU TOBITOWEGO

Zmienne	Ocena	Odchylenie standardowe	Statystyka *t*-Studenta	Wartość *p*	95% przedział ufności	
					minimum	maksimum
duze_miasto	35,54	4,208151	8,45	0	27,2919	43,78809
wies	–29,00681	3,360279	–8,63	0	–35,59305	–22,42057
wiek	–4,267327	0,6003876	–7,11	0	–5,444104	–3,090551
wiek2	0,0156279	0,0061419	2,54	0,011	0,0035897	0,0276661
plec	–25,19595	3,607194	–6,98	0	–32,26615	–18,12574
srednie	–59,85944	4,927678	–12,15	0	–69,51782	–50,20105
podstawowe	–91,93531	5,569588	–16,51	0	–102,8519	–81,01876
rolnik	–49,47074	7,749793	–6,38	0	–64,66055	–34,28093
wlfirma	33,64313	6,857921	4,91	0	20,20141	47,08485
emeryt	–40,26001	5,225493	–7,7	0	–50,50213	–30,0179
in_zatr	26,81664	7,486096	3,58	0	12,14368	41,48959
malze	–63,35441	6,702521	–9,45	0	–76,49154	–50,21729
malze_dz	20,58401	6,459611	3,19	0,001	7,922995	33,24503
sam_dz	34,98286	7,354419	4,76	0	20,56799	49,39772
in_typr	–51,37154	6,340097	–8,1	0	–63,79831	–38,94477
wio_je	–8,719418	2,865119	–3,04	0,002	–14,33513	–3,103705
pol	–12,60864	4,464324	–2,82	0,005	–21,35884	–3,858442
wsch	–31,23229	4,915481	–6,35	0	–40,86677	–21,59781
plnzach	–28,81418	4,813746	–5,99	0	–38,24926	–19,37911
polzach	–6,289565	5,282275	–1,19	0,234	–16,64297	4,063841
pln	–32,70908	4,935212	–6,63	0	–42,38223	–23,03593
doch_cap	0,0936238	0,0056577	16,55	0	0,0825345	0,1047131
doch_cap2	–2,43E–06	0,000000471	–5,17	0	–0,00000336	–0,00000151
doch_cap3	1,28E–11	3,2E–12	3,99	0	6,5E–12	1,9E–11

U w a g a. Jakość dopasowania modelu: pseudo R^2 = 0,0411; logarytm funkcji wiarygodności = –98175,857.
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Podobnie jak w przypadku modelu klasycznej regresji liniowej, dokonano oszacowania poprawności specyfikacji wybranego modelu. Analiza testem LINK wykazała, że przedstawiony poniżej model zawiera wszystkie istotne zmienne oraz jego postać funkcyjna jest właściwa. Statystyka testowa *t* dla wartości teoretycznych z modelu wniosła 86,19, natomiast dla kwadratu wartości teoretycznych –1,82, co wskazuje, że na 10% poziomie istotności nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o poprawności specyfikacji.

[10] Podobnie jak w przypadku klasycznego modelu liniowej regresji, błędy standardowe oszacowano przy pomocy estymatora HC. Wszystkie zmienne zero-jedynkowe związane z regionem pozostawiono w modelu ze względu na statystyczną istotność oszacowań parametrów łącznie dla wszystkich zmiennych (takie restrykcje testowano za pomocą klasycznego testu opartego na statystyce *F*). Usunięcie nieistotnej zmiennej *polzach* nie zmieniało znacząco oszacowań parametrów modelu.

MODEL TOBITOWY I MODEL KLASYCZNEJ REGRESJI LINIOWEJ — PORÓWNANIE WYNIKÓW

Wyboru postaci funkcyjnej jednego i drugiego modelu dokonano na drodze weryfikacji statystycznej, kierując się testem RESET, jak również statystyczną istotnością parametrów. Testowano funkcje liniowe, kwadratowe oraz trzeciego stopnia dla zmiennych *wiek* oraz dochody na głowę członka gospodarstwa domowego (*doch_cap*). W porównaniu do klasycznego modelu regresji liniowej, model tobitowy wymagał dołączenia zmiennej *wiek* w drugiej potędze oraz zmiennej dochody na osobę (*doch_cap*) w drugiej i trzeciej potędze. Oznacza to, że włączenie „obserwacji zerowych" wymagało zastosowania innej postaci funkcyjnej modelu.

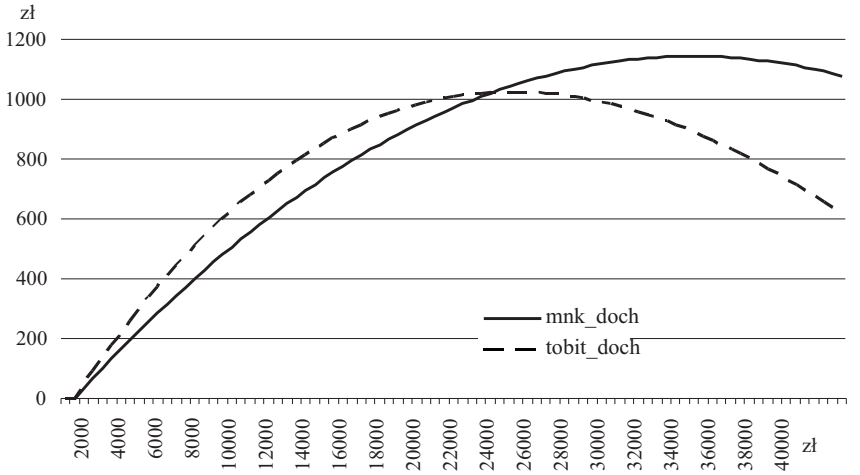
Wyniki otrzymane z regresji tobitowej i modelu klasycznej regresji liniowej są do siebie zbliżone. Modele wskazały, że wydatki gospodarstw domowych na usługi związane z wypoczynkiem były największe w przypadku, gdy: gospodarstwo domowe znajduje się w dużym mieście, głową gospodarstwa domowego jest mężczyzna, głowa rodziny ma wyższe wykształcenie, gospodarstwo domowe jest jednoosobowe, znajduje się w regionie centralnym Polski, a badanie zostało przeprowadzone w miesiącach letnich lub zimowych. Natomiast wraz ze wzrostem wieku głowy gospodarstwa domowego, wydatki na usługi związane z wypoczynkiem w przeliczeniu na członka gospodarstwa maleją.

Znaczącą różnicą jest fakt, że w modelu tobitowym istotne okazały się zmienne zero-jedynkowe, związane z głównym źródłem utrzymania gospodarstwa domowego (w modelu klasycznej regresji liniowej zmienne te nie były statystycznie istotne). Z kolei współczynniki ocen parametrów dla zmiennej określającej małżeństwa z dziećmi na utrzymaniu oraz samotnych rodziców z dziećmi na utrzymaniu miały w nim przeciwne znaki, w porównaniu z modelem klasycznej regresji liniowej.

Podobnie jak w przypadku klasycznej regresji liniowej, zależność pomiędzy wydatkami na usługi a dochodami na głowę członka rodziny nie była liniowa. Dla modelu tobitowego zależność ta przyjmuje formę wielomianu trzeciego stopnia, a w modelu klasycznym jest to zależność kwadratowa. W przypadku modelu tobitowego wysokość wydatków na usługi związane z wypoczynkiem do pewnego momentu rośnie szybciej wraz ze wzrostem dochodów gospodarstw domowych niż w modelu klasycznej regresji liniowej. Gdy roczny dochód na członka rodziny przekroczył kwotę ok. 24 tys. zł, wielkość wydatków związanych z wypoczynkiem zaczynała się zmniejszać. Dla modelu klasycznej regresji liniowej ta granica ujawniła się przy większych dochodach (ok. 33 tys.). Uzasadnieniem takiego zachowania może być obserwowane „nasycenie" usługami związanymi z wypoczynkiem. Wzrost dochodów powyżej pewnej wielkości nie będzie skutkował wzrostem wydatków na te usługi, ze względu na ograniczone zasoby wolnego czasu.

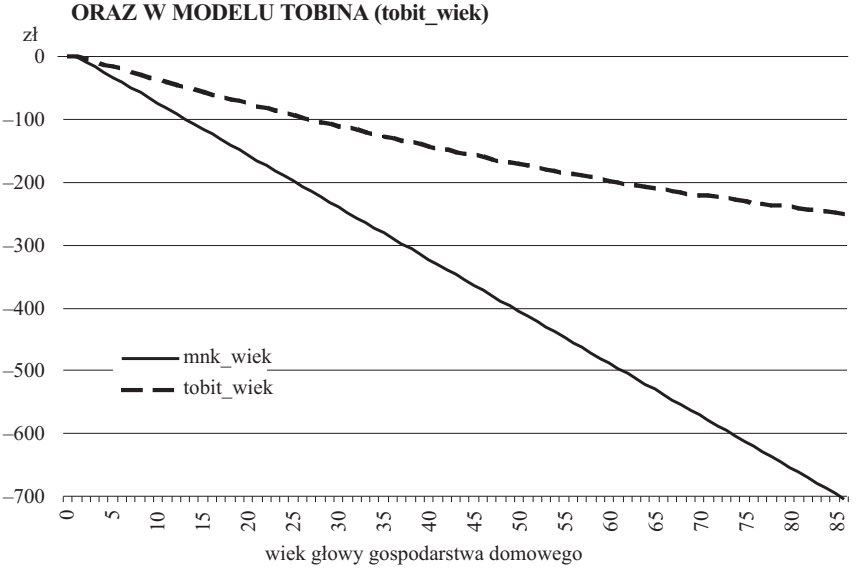
Kolejną różnicą między modelami jest zaobserwowana w modelu tobitowym nieliniowa zależność wydatków na usługi oraz wieku głowy gospodarstwa domowego. Jak wynika z wykr. 2, wysokość wydatków na usługi związane z wypoczynkiem wraz z wiekiem maleje wolniej w modelu tobitowym niż w modelu regresji liniowej.

Wykr. 1. ZALEŻNOŚĆ POMIĘDZY WYSOKOŚCIĄ DOCHODÓW NA GŁOWĘ CZŁONKA GOSPODARSTWA DOMOWEGO A WIELKOŚCIĄ WYDATKÓW NA USŁUGI ZWIĄZANE Z WYPOCZYNKIEM W MODELU KLASYCZNEJ REGRESJI LINIOWEJ (mnk_doch) ORAZ W MODELU TOBINA (tobit_doch)



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 2. ZALEŻNOŚĆ POMIĘDZY WIEKIEM GŁOWY GOSPODARSTWA DOMOWEGO A WIELKOŚCIĄ WYDATKÓW NA USŁUGI ZWIĄZANE Z WYPOCZYNKIEM W MODELU KLASYCZNEJ REGRESJI LINIOWEJ (mnk_wiek) ORAZ W MODELU TOBINA (tobit_wiek)



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Porównania obu modeli można dokonać przy użyciu statystyki R^2 (standardowa miara dopasowania dla modelu klasycznej regresji liniowej). W przypadku modelu tobitowego uznaje się, że standardowo wyliczona statystyka pseudo R^2 McFaddena nie jest najlepszą miarą dopasowania[11]. W tej sytuacji lepszym rozwiązaniem jest oszacowanie wartości R^2 pomiędzy wartościami teoretycznymi a obserwowanymi. W przypadku modelu klasycznej regresji liniowej wielkość R^2 wyniosła 0,19, natomiast dla modelu tobitowego 0,13. Jednakże należy pamiętać, że te dwie wielkości zostały oszacowane na dwóch różnych próbach i dlatego porównania powinny być dokonywane niezwykle ostrożnie.

Porównanie znaków i wartości oszacowań parametrów dla poszczególnych zmiennych, otrzymanych dla modeli regresji liniowej i tobitowego, zawiera tabl. 3.

TABL. 3. UDZIAŁ WARTOŚCI OSZACOWANEGO PARAMETRU Z MODELU REGRESJI LINIOWEJ W OSZACOWANIU PARAMETRU Z MODELU TOBITOWEGO

Zmienna	Znaki ocen parametrów	Iloraz ocen parametrów w %
duze_miasto	jednakowe	0,536
wies	jednakowe	0,285
plec	jednakowe	0,903
srednie	jednakowe	0,314
podstawowe	jednakowe	0,238
malze	jednakowe	0,850
malze_dz	różne	–3,426
sam_dz	różne	–1,411
in_typr	jednakowe	1,490
wio_je	jednakowe	2,228
pol	jednakowe	0,302
wsch	jednakowe	0,478
plnzach	jednakowe	0,504
polzach	jednakowe	1,370
pln	jednakowe	0,590

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Na podstawie tabl. 3 można stwierdzić, że w przypadku większości zmiennych (11 na 13) znaki ocen parametrów były jednakowe. Znaki ocen różniły się w przypadku zmiennych: *malz_dz* i *sam_dz*. Ponadto 8 spośród 13 zmiennych wskazuje na zbliżone[12] oszacowania dla obu modeli. Na tej podstawie można ocenić, że wyniki są dość odporne ze względu na przyjętą metodę estymacji.

Jednocześnie należy podkreślić, że przyjęcie modelu tobitowego pozwoliło na włączenie zmiennych związanych z głównym źródłem utrzymania oraz wymagało określenia innej postaci funkcyjnej modeli.

[11] http://www.ats.ucla.edu/stat/stata/output/Stata_tobit.htm.

[12] Na potrzeby tego porównania przyjęto, że oszacowania parametrów z różnicami w granicach +/–60% są zbliżone.

Podsumowanie

W artykule podjęto próbę odpowiedzi na pytanie, jakie czynniki determinowały wydatki na usługi związane z wypoczynkiem w polskich gospodarstwach domowych. Dla celów badawczych przyjęto jednorównaniowy model ekonometryczny oparty na próbie przekrojowej pochodzącej z badań gospodarstw domowych w 2008 r., w którym parametry zostały oszacowane przy użyciu MNK i modelu Tobina.

Oszacowania parametrów w obu modelach co do kierunku oddziaływania na zmienną zależną były zgodne z wynikami innych badań:

- gospodarstwa domowe zlokalizowane w dużych miastach wydawały więcej na usługi związane z wypoczynkiem, w stosunku do podmiotów z mniejszych miast lub wsi;
- wpływ poziomu wykształcenia był dodatni, tzn. im wyższe wykształcenie głowy gospodarstwa domowego, tym większa skłonność danego podmiotu do korzystania z usług związanych z wypoczynkiem;
- mniejszą skłonność do wydatków na usługi mają gospodarstwa domowe składające się z małżeństw niż jednoosobowe podmioty. Z kolei gospodarstwa, w skład których wchodzą dzieci wskazują na większą skłonność przeznaczania dochodu na wydatki związane z wypoczynkiem.

Wpływ dochodów i wieku okazał się być nieliniowy. Wybór postaci funkcyjnej zależności pomiędzy tymi zmiennymi a wydatkami na usługi związane z wypoczynkiem był zależny od metody estymacji. W przypadku klasycznej regresji liniowej wystarczające było przyjęcie funkcji kwadratowej dla zmiennej związanej z dochodami gospodarstwa na jedną osobę oraz liniowej dla zmiennej *wiek* głowy gospodarstwa domowego. Z kolei model Tobina wymagał zastosowania wielomianu trzeciego stopnia dla zmiennej opisującej dochody oraz funkcji kwadratowej dla zmiennej *wiek*. Zatem na podstawie wyników analizy z modelu Tobina można zakładać, że wzrost wydatków na usługi związane z wypoczynkiem będzie szybciej reagował na wzrost dochodów gospodarstwa domowego niż w przypadku regresji liniowej. Jednak po przekroczeniu pewnego poziomu dochodów w przeliczeniu na członka gospodarstwa domowego wydatki te będą malały szybciej niż w modelu klasycznej regresji liniowej. W przypadku zmiennej *wiek*, model Tobina wskazuje na wolniejszy spadek wydatków na usługi związane z wypoczynkiem wraz ze wzrostem wieku głowy gospodarstwa domowego niż mogłoby to wynikać z modelu regresji liniowej.

Uzyskane wyniki okazały się w znacznym stopniu odporne ze względu na metodę estymacji. Większość oszacowań parametrów jest w obu modelach zbliżona. W przypadku dwóch zmiennych (zmienne zero-jedynkowe oznaczające małżeństwo z dziećmi na utrzymaniu oraz samotni rodzice z dzieckiem na utrzymaniu) oszacowania parametrów miały przeciwne znaki. Jednocześnie model Tobina wskazał na potrzebę dodatkowego uwzględnienia zmiennych związanych z głównym źródłem utrzymania, które w przypadku modelu klasycznej regresji liniowej były w większości statystycznie nieistotne.

Wydaje się, że rozwinięciem przedstawionego badania mogłoby być zastosowanie procedury Heckmana lub uogólnionego modelu Tobina (*double hurdle model*) czy też modelu nieczęstych zakupów (*the infrequency of purchase model*).

---

mgr Aleksandra Hałka — *Instytut Ekonomiczny NBP*

LITERATURA

Arabmazar A., Schmidt P. (1982), *An Investigation of the Robustness of the Tobit Estimator to Non-Normality*, Econometrica, vol. 50, No. 4

Atkinson A. B., Gomułka J., Stern N. H. (1990), *Spending on Alcohol; Evidence from the Family Spending Expenditure Survey 1970—1983*, „Economic Journal", vol. 100, No. 402

Budżety Gospodarstw Domowych w 2008 r. (2009), GUS, Warszawa

Cleves M., Gutierrez R., Gould W., Marchenko Y. (2008), *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*, Stata Press, Texas

Curry Raper K., Namakhoye W. M., Nayga R. N. (2002), *Food expenditures and household demographic composition in the US: a demand systems approach*, „Applied Economics" vol. 34, No. 8

Frank R. H. (2007), *Mikroekonomia jakiej jeszcze nie było*, GWP Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne

Greene W. H. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New Jersey

Gruszczyński M. (2010), *Mikroekonometria*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa

Heckman J. J. (1979), *Sample Selection Bias as a Specification Error*, Econometrica, vol. 47

Lee H., Tan A. (2006), *Determinants of Malaysian Household Expenditures of Food-Away-From--Home*, Contributed paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia

Maddala G. S. (1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge

Tobin J. (1958), *Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables*, Econometrica, vol. 26, No. 1

Verbeek M. (2008), *A Guide to Modern Econometrics*, Jon Wiley & Sons Ltd

Zuehlke T. W. (2003), *Estimation of Tobit model with unknown censoring threshold*, Applied Economics, vol. 35, No. 10

Yen S. T., Jensen H. (1995), *Determinants of Household Expenditures on Alcohol*, Working Paper 95-WP 144

SUMMARY

The question, which factors determine household expenditures for rest services (touristics, sports) is discussed in the article. The classical linear regression as well as the Tobin Model (the right estimation way in case of censored samples according to the econometry theory) are used in the survey. Results of both named methods are in line with economic intuition. The result comparison indicates their good resistance due to the used estimation method but the Tobin model needs more explanatory variables.

РЕЗЮМЕ

В обследовании была предпринята попытка ответа на вопрос, какие факторы детерминируют затраты домашних хозяйств на услуги связанные с отдыхом (туризм и спортивные занятия). Для этой цели использовалась классическая линейная регрессия и модель Тобина, которая согласно теории эконометрии является соответствующим способом оценивания по отношении к попыткам являющимся предметом цензуры. Результаты полученные в обоих методах соответствуют экономической интуиции. Сопоставление этих результатов указывает на их довольно хорошую устойчивость в отношении к принятому методу оценивания, хотя модель Тобина указала на необходимость учтения большего числа объясняющих переменных.

BADANIA I ANALIZY

Marta WIDŁAK, Natalia NEHREBECKA

Wykorzystanie regresji kwantylowej w analizie zróżnicowania cen mieszkań

Hedoniczne modele cen mieszkań oparte są na założeniu, że całkowita cena dobra heterogenicznego jest funkcją ilości cech tego dobra i ich domniemanych (implikowanych) cen. Popyt i podaż na mieszkania są wypadkowymi popytu i podaży na ich poszczególne cechy (Lancaster, 1966; Rosen, 1974). Jednocześnie twórcy podstaw teorii hedonicznej, m.in. Rosen (1974) i Epple (1987), zwracają uwagę na trudność w empirycznym oszacowaniu funkcji popytu i podaży cech dóbr różnorodnych.

W praktyce stosunkowo najłatwiej jest oszacować hedoniczną funkcję ceny dobra heterogenicznego, którą uznaje się za wypadkową działania popytu i podaży cech mieszkaniowych. Do oszacowania tej funkcji wykorzystuje się z reguły metodę regresji wielorakiej z estymatorem MNK (metoda najmniejszych kwadratów). Można stosować także metodę najmniejszych odchyleń bezwzględnych (LAD — *Least Absolute Deviation*; własności tego estymatora szczegółowo opisano np. w Greene, 2000). MNK wyznacza parametry regresji poprzez minimalizację sumy kwadratów reszt. Prowadzi to do zbliżenia się do

średniej funkcji rozkładu warunkowego zmiennej objaśniającej. Metoda LAD minimalizuje natomiast sumę bezwzględnych błędów i zbliża się do warunkowej funkcji mediany. Chociaż średnia i mediana są dwiema ważnymi miarami tendencji centralnej, które reprezentują „średnie" zachowanie zmiennej objaśniającej, to jednak dostarczają niewielu informacji na temat zachowań danej zmiennej w „ogonach" rozkładu.

Przełomem w analizach jest regresja kwantylowa (*quantile regression*) zaproponowana przez Koenkera i Bassetta (1978). Podejście to pozwala na oszacowanie różnych funkcji kwantylowych warunkowej dystrybuanty zmiennej objaśnianej. Szczególny przypadek regresji kwantylowej dla kwantyla rzędu 0,5 (czyli mediany) jest równoważny estymatorowi LAD. Każdy kwantyl regresji charakteryzuje dany punkt (centrum lub „ogon") warunkowej dystrybuanty zmiennej objaśnianej. Wprowadzenie różnych kwantyli regresji przewiduje zatem pełniejszy opis podstawowych rozkładów warunkowych. Ta analiza jest szczególnie przydatna, gdy warunkowa dystrybuanta jest różnorodna i nie ma „standardowego" kształtu, tak jak w przypadku rozkładów asymetrycznych lub uciętych. Regresja kwantylowa zyskała dużo uwagi w literaturze stosunkowo niedawno (Koenker, 2000; Koenker, Hallock, 2001; Powell, 2002; Koenker, 2005).

W odniesieniu do rynków dóbr heterogenicznych zastosowanie estymatora MNK rodzi wiele problemów. Część z nich omawiali Tomczyk i Widłak (2010). Inne ważne kwestie dotyczą wykorzystania obserwacji nietypowych, tak by szacowany model przedstawiał w pełni złożoną rzeczywistość. Kolejną kwestią jest założenie o normalnym charakterze rozkładu zmiennej objaśnianej, czyli ceny mieszkania. Najczęściej przyjmuje się, że zmienna ta ma rozkład log-liniowy i modeluje się logarytm naturalny tej ceny. Jednak formalne testy sprawdzające czy dana zmienna ma rozkład normalny pokazują, że w praktyce założenie to nie zawsze jest spełnione także dla zmiennej zlogarytmowanej.

Niespełnienie założenia o normalności rozkładu zmiennej zależnej nie powoduje obciążenia estymatorów szacowanych za pomocą MNK. Estymatory te nadal są zgodne, jednak nie są efektywne wśród nieobciążonych estymatorów. W przypadku niespełnienia założenia o normalności rozkładu stosuje się odporne metody ekonometryczne, pozwalające na precyzyjniejsze oszacowanie nieznanych parametrów. Metodą pozwalającą na wykorzystanie obserwacji nietypowych jest m.in. regresja kwantylowa, którą tu zastosowano. Jak zauważyli Koenker i Basset (1978), w przypadku występowania heteroskedastyczności estymacja regresji kwantylowej rzędu 0,5 może okazać się bardziej efektywnym sposobem szukania wartości parametrów niż tradycyjna regresja oparta na wartości oczekiwanej zmiennej objaśnianej. Dodatkowo, jako że w metodzie regresji kwantylowej wykorzystuje się całą próbę, nie pojawia się problem obciążenia estymatorów, który zaistniałby gdyby użyto MNK do podprób wyodrębnionych na podstawie cen mieszkań. Mając na uwadze te różnice, w badaniu porównano wyniki oszacowań z wykorzystaniem standardowego podejścia MNK oraz ujęcia regresji kwantylowej.

W analizowanym modelu, w którym zmienną objaśnianą jest logarytm ceny m^2 mieszkania, metoda regresji kwantylowej umożliwia nie tylko rozwiązanie niektórych ze wspomnianych problemów metodycznych, ale także pozwala odpowiedzieć na bardzo ciekawe pytanie ekonomiczne. Czy wyceny poszczególnych cech mieszkania różnią się dla wyodrębnionych segmentów cenowych rynku mieszkaniowego? Różnice te mogą wynikać z odmiennych gustów i preferencji klientów o rozmaitych ograniczeniach budżetowych, wybierających mieszkania z różnych przedziałów cenowych.

Warto przeanalizować dwa skrajne przykłady — tzw. apartamenty oraz mieszkania o najniższym standardzie. Ceny m^2 mieszkań z obydwu grup będą zatem odmienne, co powoduje, że mieszkania te będą nabywane przez osoby różniące się gustami i ograniczeniami budżetowymi. Im mniejszy rozstęp cenowy pomiędzy grupami, tym silniejszy będzie efekt substytucji mieszkań o różnej jakości i cenie. Oznacza to, iż może zdarzyć się, że mieszkania małe o wysokiej cenie za m^2 znajdą także nabywców wśród klientów biedniejszych. Wówczas potrzeby i preferencje klientów mniej zamożnych zdecydują o substytucji wielkości mieszkania jego lokalizacją lub standardem wykończenia. Bardziej dokładna weryfikacja wpływu ograniczenia budżetowego na ceny implikowane cech mieszkania powinna zostać przeprowadzona z wykorzystaniem cen całkowitych mieszkań. Tego typu badania wpisują się w najnowszy nurt analiz związanych z modelowaniem hedonicznym cen mieszkań i wykorzystaniem bardziej zaawansowanej techniki ekonometrycznej (np. Zietz i in., 2008; Bayer i in., 2004; Liao i Wang, 2010).

W pracy dodatkowo poruszono trzecie zagadnienie, dotyczące wykorzystania szacowanych modeli hedonicznych cen mieszkań w procesie wyznaczania miernika ich dynamiki. Hedoniczne modele cen mieszkań wykorzystuje się też do korekty indeksów cenowych o zmiany jakości badanych dóbr (Widłak, 2010). Zastosowanie regresji kwantylowej umożliwi konstrukcję hedonicznych indeksów cen mieszkań odrębnie dla każdego z badanych segmentów cenowych.

Ciekawe badanie przeprowadzili McMillan i Thorsnes (2006), którzy szacowali indeksy powtórnej sprzedaży (Bailey i in., 1963) dla rynku mieszkaniowego w Chicago, wykorzystując metodę regresji kwantylowej. W ten sposób rozwiązują do pewnego stopnia problem obserwacji odstających, które w znacznej mierze odzwierciedlają, zaniedbywane w klasycznym modelu indeksu powtórnej sprzedaży, renowacje i udoskonalenia mieszkań dokonane między okresami sprzedaży.

Obserwacja warszawskiego rynku mieszkań sugeruje występowanie różnic w ocenie dynamiki cen mieszkań w poszczególnych segmentach cenowych. Tendencje te były szczególnie wyraźne wraz z początkiem światowego kryzysu gospodarczego. W 2008 r. na warszawskim rynku wtórnym obserwowaliśmy wzrost popytu na mieszkania drogie, o wyższym standardzie i lepszej lokalizacji oraz spadek zainteresowania mieszkaniami tańszymi wykonanymi w technologii wielkopłytowej. Obecnie, pomimo stabilizacji cen mieszkań, wciąż obserwuje się odmienną dynamikę w poszczególnych segmentach cenowych, np. mieszka-

nia małe, jedno- i dwupokojowe, cieszą się większym zainteresowaniem niż mieszkania duże o niższej cenie za m^2.

METODA REGRESJI KWANTYLOWEJ

Regresja kwantylowa jest metodą estymacji zależności całego rozkładu zmiennej objaśnianej od zmiennych objaśniających. W przypadku klasycznej regresji modelujemy zależność między wartością oczekiwaną zmiennej objaśnianej a zmiennymi objaśniającymi. Hiperpłaszczyzna regresji y na x w tym przypadku jest warunkową wartością oczekiwaną:

$$E(y|x) = \mu(x) \tag{1}$$

gdzie:

x — macierz zmiennych objaśniających,
y — wektor zmiennej zależnej,
$E(y|x)$ — warunkowa wartość oczekiwana zmiennej zależnej y względem zmiennych objaśniających x.

Klasyczna analiza regresji przedstawia niepełny obraz zależności pomiędzy zmiennymi, zwłaszcza w sytuacjach gdy model jest heteroskedastyczny. Regresja kwantylowa pozwala na rozszerzenie liniowej estymacji zmian wartości dystrybuanty zmiennej objaśnianej. Estymacja regresji na kwantylach ma charakter semiparametryczny, co oznacza, że nie przyjmuje się założeń o typie rozkładu dla losowego wektora reszt w modelu. Przyjmowana jest jedynie parametryczna postać modelu w deterministycznej części modelowania.

Według autorów koncepcji regresji kwantylowej, jeżeli postać dystrybuanty jest znana, to kwantyl rzędu τ można policzyć w następujący sposób:

$$\xi_\tau = F_y^{-1}(\tau) \tag{2}$$

gdzie:

ξ_τ — kwantyl rzędu $\tau \in [0,1]$ (np. $\tau = 0{,}5$ jest medianą),
F — dystrybuanta zmiennej y.

Ideą regresji kwantylowej jest badanie związku między wielkością kwantyla wybranego rzędu a zmiennymi objaśniającymi. Wówczas można zdefiniować warunkowy kwantyl postaci:

$$\xi_\tau(x) = F_{y|x}^{-1}(\tau) \tag{3}$$

Warto zwrócić uwagę, że równania regresji mogą się różnić dla poszczególnych kwantyli.

W przypadku regresji dla wartości oczekiwanej standardowo stosuje się MNK. Jako $\mu(x)$ przyjmuje się funkcję parametryczną $\mu(x,\beta)$ o nieznanym wektorze parametrów β. Wektor β można znaleźć minimalizując sumę kwadratów reszt:

$$\min_{\beta \in R^K} \sum_{i=1}^{N} [y_i - \mu(x_i, \beta)]^2 \tag{4}$$

W przypadku regresji na kwantylach estymację można także sprowadzić do rozwiązywania problemu minimalizującego. Najprostszy przypadek dotyczy estymacji parametrów regresji dla kwantyla $\tau = 0{,}5$, czyli mediany. Wówczas parametry β są wynikiem minimalizacji następującej funkcji celu:

$$\min_{\beta \in R^K} \sum_{i=1}^{N} |y_i - \xi_{0,5}(x_i, \beta)| \tag{5}$$

gdzie:

N — liczba obserwacji,
y_i — wartość zmiennej zależnej,
pozostałe oznaczenia jak poprzednio.

Estymator regresji jest tu równoważny estymatorowi LAD, który uzyskuje się za pomocą metody najmniejszych odchyleń bezwzględnych (Narula, Wellington, 1982).

W ogólnym przypadku estymacja parametrów regresji dowolnego kwantyla polega na minimalizacji ważonej sumy wartości bezwzględnych reszt, przypisując im odpowiednie wagi:

$$\min_{\beta \in R^K} \sum_{i=1}^{N} \rho_\tau(|y_i - \xi_\tau(x_i, \beta)|) \tag{6}$$

gdzie:

$$\rho_\tau(z) = \begin{cases} \tau z & \text{dla } z \geq 0 \\ (1-\tau) z & \text{dla } z < 0 \end{cases} \tag{7}$$

Estymacja każdorazowo przebiega na całej próbie, jednak dla każdego kwantyla szacowany jest inny parametr beta. Dzięki temu obserwacje nietypowe otrzymują niższe wagi, co rozwiązuje problem uwzględniania ich w modelu. W zależności od charakteru zjawiska i rozkładu danych w zastosowaniach empirycznych najczęściej estymuje się od trzech do dziewięciu różnych regresji kwantylowych (są to regresje odpowiadające kolejnym kwantylom lub decylom rozkładu). Na podstawie wszystkich otrzymanych modeli analizuje się dane zjawisko. Najczęściej estymatory błędów standardowych współczynników dla regresji kwantylowej uzyskuje się za pomocą metody bootstrap, jak zasugerował to Gould (1992; 1997). Są one mniej wrażliwe na heteroskedastyczność niż estymatory oparte na metodzie zaproponowanej przez Rogera (1993). W opisywanym badaniu replikowano reszty modelu za pomocą metody bootstrap z 500 powtórzeniami. Wartości estymatorów w tej regresji będą takie same, jak dla zwykłej regresji kwantylowej. Różnić się jednak będą wartości błędów standardowych.

W badaniu przeprowadzono również estymację regresji międzykwantylowej. Polega ona na oszacowaniu równania regresji, gdzie za zmienną objaśnianą przyjmuje się różnicę między jej kolejnymi kwantylami, a przy zmiennych objaśniających występują współczynniki zdefiniowane jako różnice wartości parametrów beta w kolejnych kwantylach.

DANE

Do analizy wykorzystano Bazę Rynku Nieruchomości (BaRN) tworzoną w NBP. W modelach wykorzystano dane dla warszawskiego rynku wtórnego mieszkań. Notowania cen prowadzone przez NBP odbywają się kwartalnie (począwszy od III kwartału 2006 r.) i dotyczą mieszkań zlokalizowanych w granicach administracyjnych miasta. Dane wykorzystane w analizie obejmują transakcje zanotowane przez biura pośrednictwa sprzedaży nieruchomości. Informacje dotyczą wyłącznie transakcji zawartych na wolnym rynku.

Poza podstawowymi informacjami o cenie w BaRN gromadzone są informacje o wybranych parametrach charakteryzujących mieszkanie, a także, w ograniczonym zakresie, dane dotyczące oceny jego lokalizacji szczegółowej i ogólnej. Część zmiennych opisujących lokalizację jest typu jakościowego. Wartość tych zmiennych jest nadawana przez ekspertów zajmujących się analizą rynków lokalnych i mają przez to charakter subiektywny. Pełna lista zmiennych zawiera dziewiętnaście atrybutów opisujących fizyczne cechy mieszkania oraz pięć zmiennych lokalizacyjnych. Specyfikację modelu oparto na pracy Tomczyk i Widłak (2010) wykorzystującej ten sam zbiór danych. Znaczna liczba braków danych ograniczyła zbiór zmiennych wykorzystanych w szacowanych modelach zaledwie do dziewięciu, w tym tylko jednej zmiennej lokalizacyjnej określającej dzielnicę. W stosunku do modelu wyjściowego inaczej ujęto kwestię lokalizacji, dołączono także zmienną *liczba kondygnacji*, wykazującą wyraźną zależność nieliniową od ceny m^2 mieszkania.

OPIS ZMIENNYCH

Zmienne	Typ	Definicja
lcena_m2	ilościowa	logarytm ceny mieszkania wyrażonej w zł za metr kwadratowy
ilekondygnacji	ilościowa	liczba kondygnacji nadziemnych budynku
sq_ilekondygnacji	ilościowa	kwadrat liczby kondygnacji nadziemnych budynku
cub_ilekondygnacji	ilościowa	sześcian liczby kondygnacji nadziemnych budynku
ilepokoi_1_2	binarna[a]	1 — mieszkania jedno- lub dwupokojowe,
kuchnia	jakościowa	kuch_1: 1 — mieszkania z oddzielną ciemną kuchnią (zmienna bazowa[b]) kuch_2: 1 — mieszkania z oddzielną widną kuchnią (zmienna bazowa) kuch_3: 1 — mieszkania z aneksem kuchennym połączonym z salonem
rokbudowy	ilościowa (przedstawiona za pomocą 8 zmiennych binarnych — zgodnie z klasyfikacją przyjętą w Narodowym Spisie Powszechnym (2002 r.)	rok_1: 1 — budynki wybudowane przed 1918 r. rok_2: 1 — budynki wybudowane w latach 1918—1944 rok_3: 1 — budynki wybudowane w latach 1945—1970 rok_4: 1 — budynki wybudowane w latach 1971—1978 rok_5: 1 — budynki wybudowane w latach 1979—1988 rok_6: 1 — budynki wybudowane w latach 1989—2001 (zmienna bazowa) rok_7: 1 — budynki wybudowane w latach 2002—2005 rok_8: 1 — budynki wybudowane po 2005
rok_nowe	binarna	1 — mieszkania wybudowane co najwyżej jeden rok przed rokiem notowania. Zmienna wskazuje na mieszkania nowe lub jeszcze niewybudowane przez dewelopera, a sprzedawane już na rynku wtórnym (obrót mieszkaniami i prawami do mieszkań)
spoldzielcze	binarna	1 — transakcje oparte na spółdzielczym własnościowym prawie do lokalu
sq_pow	ilościowa	kwadrat powierzchni użytkowej mieszkania wyrażonej w m^2
standard_wykonczenia[c]	jakościowa	stand_1: 1 — mieszkania o wysokim standardzie wykończenia stand_2: 1 — mieszkania o przeciętnym standardzie wykończenia (zmienna bazowa) stand_3: 1 — mieszkania o niskim standardzie wykończenia stand_4: 1 — mieszkania w tzw. stanie surowym
dzielnica	jakościowa (przedstawiona za pomocą 12 zmiennych binarnych)	gr1: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicach Bemowo, Bielany gr2: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicach Białołęka, Targówek gr3: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicach Praga Północ, Praga Południe gr4: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicach Rembertów, Wesoła, Wawer gr5: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicach Włochy, Ursus

a Dla zmiennych binarnych wyjaśniono, kiedy zmienna przyjmuje wartość 1; w pozostałych przypadkach zmienne binarne przyjmują wartość 0. *b* Zmienna bazowa; zmienne bazowe pominięto w estymacji i dlatego nie ma dla nich wyników w tabl. 2—4. *c* Standard_wykonczenia jest zmienną typu jakościowego i przyjmuje cztery kategorie. Wartości zmiennej odzwierciedlają subiektywną ocenę ekspercką (pośrednika lub analityka rynku lokalnego) o jakości wykończenia mieszkania według instrukcji badania NBP.

OPIS ZMIENNYCH (dok.)

Zmienne	Typ	Definicja
dzielnica (dok.)	jakościowa (przedstawiona za pomocą 12 zmiennych binarnych) (dok.)	mokotow: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicy Mokotów ochota: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicy Ochota wola: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicy Wola ursynow: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicy Ursynów zoliborz: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicy Żoliborz wilanow: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicy Wilanów srodmiescie: 1 — mieszkania zlokalizowane w dzielnicy Śródmieście (zmienna bazowa)

W okresie od III kwartału 2006 r. do II kwartału 2010 r. BaRN zgromadzono 2056 obserwacji dotyczących transakcji na warszawskim rynku wtórnym mieszkań. Metoda regresji kwantylowej umożliwia wykorzystanie pełnego zbioru informacji. Przygotowanie danych ograniczyło się do ich analizy pod kątem błędów we wprowadzaniu danych. Tabl. 1 przedstawia statystykę opisową pełnego zbioru danych oraz w podziale na trzy grupy cenowe wyznaczone przez pierwszy i trzeci kwartyl ceny m^2 mieszkania. Dodatkowo dla każdego kwartyla cen mieszkań można odczytać związaną z nim średnią cenę wraz z 95% przedziałem ufności oraz ceny minimalne i maksymalne. Ponadto można sprawdzić, ile wynosiła średnia wartość zmiennych objaśniających dla mieszkań znajdujących się w przedziałach cenowych wyznaczonych przez kwartyle. W przypadku zmiennych 0—1 wartości w tabl. 1 oznaczają udział obserwacji o wartości 1 w obserwacji ogółem.

TABL. 1. TRANSAKCJE NA WARSZAWSKIM WTÓRNYM RYNKU MIESZKANIOWYM W OKRESIE III KWARTAŁ 2006—II KWARTAŁ 2010 (2056 obserwacji)

Zmienne	Średnia	Odchylenie standardowe	Min	Max	Q0,25	Q0,5	Q0,75
cena_m2 (w zł za m. kw.)	8118	2114	2531	21537	6801	7899	9322
95% przedział ufności	—	—	—	—	6666 6894	7820 8021	9191 9480
cena całkowita w zł	460725	305947	93605	3200000	356207	424924	665981
ilekondygnacji	7,34	3,79	2	31	7,426[a]	7,586	7,156
powierzchnia	56,24	29,71	14	400	59,724	51,238	61,401
ilepokoi_1_2	0,63	—	0	1	0,516	0,663	0,615
kuch_1	0,12	—	0	1	0,096	0,126	0,106
kuch_2	0,67	—	0	1	0,764	0,694	0,593
kuch_3	0,21	—	0	1	0,138	0,180	0,301
rok_1	0,01	—	0	1	0,000	0,002	0,020
rok_2	0,07	—	0	1	0,049	0,041	0,123

a Dla zmiennych objaśniających podano wartości średnie w danej grupie cenowej mieszkań; trzy grupy cenowe wyznaczone są przez wartości pierwszego i trzeciego kwartyla ceny metra kwadratowego mieszkania.

TABL. 1. TRANSAKCJE NA WARSZAWSKIM WTÓRNYM RYNKU MIESZKANIOWYM W OKRESIE III KWARTAŁ 2006 — II KWARTAŁ 2010 (2056 obserwacji) (dok.)

Zmienne	Średnia	Odchylenie standardowe	Min	Max	Q0,25	Q0,5	Q0,75
rok_3	0,32	—	0	1	0,280	0,306	0,290
rok_4	0,11	—	0	1	0,153	0,165	0,029
rok_5	0,10	—	0	1	0,170	0,153	0,006
rok_6	0,18	—	0	1	0,202	0,173	0,159
rok_7	0,11	—	0	1	0,084	0,080	0,184
rok_8	0,11	—	0	1	0,063	0,080	0,190
rok_nowe	0,08	—	0	1	0,068	0,065	0,112
spoldzielcze	0,41	—	0	1	0,519	0,499	0,232
stand_1	0,35	—	0	1	0,263	0,305	0,499
stand_2	0,41	—	0	1	0,466	0,418	0,302
stand_3	0,18	—	0	1	0,241	0,222	0,093
stand_4	0,06	—	0	1	0,030	0,054	0,106
gr1	0,10	—	0	1	0,140	0,117	0,045
gr2	0,08	—	0	1	0,191	0,115	0,000
gr3	0,08	—	0	1	0,134	0,107	0,033
gr4	0,01	—	0	1	0,021	0,012	0,000
gr5	0,03	—	0	1	0,045	0,031	0,002
mokotow	0,20	—	0	1	0,130	0,183	0,284
ochota	0,05	—	0	1	0,043	0,062	0,053
wola	0,08	—	0	1	0,072	0,080	0,066
ursynow	0,15	—	0	1	0,142	0,148	0,154
zoliborz	0,06	—	0	1	0,037	0,060	0,068
wilanow	0,02	—	0	1	0,010	0,021	0,012
srodmiescie	0,14	—	0	1	0,035	0,064	0,284

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W badaniu dokonujemy podziału mieszkań na trzy segmenty cenowe, dla których granicami są wartości pierwszego i trzeciego kwartyla ceny m^2 mieszkania. Porównując wyniki estymacji modeli hedonicznych w segmencie pierwszym (najniższa cena) i trzecim (najwyższa) możemy zakładać, że wynikają one z różnych gustów i preferencji klientów, które w znacznym stopniu zależą od ich ograniczeń budżetowych. Porównanie segmentów pierwszego i drugiego będzie natomiast odzwierciedlało w głównej mierze efekty substytucji cech mieszkaniowych, a więc przede wszystkim różnice w preferencjach nabywców.

WYNIKI ESTYMACJI

Modele hedoniczne

Hedoniczny model ceny mieszkania przyjmuje następującą postać:

$$\ln Y = \beta_0 + \sum_i \beta_i X_i + \varepsilon \tag{8}$$

gdzie:

Y — cena mieszkania wyrażona w złotych za m^2,
β_0 — stała,
β_i — nieznany współczynnik dla *i*-tej charakterystyki mieszkania,
X_i — *i*-tą zmienną objaśniającą,
ε — składnik losowy.

W ramach estymacji hedonicznych modeli cen oszacowano dwa log-liniowe jednorównaniowe modele ekonometryczne. Modele te różnią się zakresem czasowym danych, a model wykorzystujący pełen zakres czasowy próby jest wzbogacony o zmienne 0—1 (zero-jedynkowe) czasu. Taki kształt analizy jest podyktowany realizacją jednego z celów badania, jakim jest wyznaczenie hedonicznego indeksu cen. Model oparty na danych ze wszystkich okresów ze zmiennymi 0—1 czasu oznaczamy jako M1, a model oparty na danych z czterech kwartałów 2008 r. oznaczamy jako M4. Model M1 służy do wyznaczenia indeksu hedonicznego tzw. metodą ze zmiennymi 0—1 czasu, a model M4 jest wykorzystany do wyznaczenia indeksu hedonicznego w formule tzw. metody imputacji bezpośredniej. Szczegółowy opis metod wyznaczania hedonicznych indeksów cen można znaleźć w pracy Widłak (2010).

Ze względu na wielkość dostępnych prób danych, a także mając na uwadze przejrzystość wykonywanej analizy, stosując metodę regresji kwantylowej zdecydowano się na estymację w trzech różnych segmentach cenowych rynku. Segmenty te zostały wyznaczone przez wartości pierwszego, drugiego i trzeciego kwartyla rozkładu empirycznego ceny m^2 mieszkania (regresje na kwantylach rzędu: 0,25; 0,5; 0,75; w dalszej części pracy regresje te oznaczono jako: Q25, Q50 oraz Q75). Wszystkie zaakceptowane modele cechują się poprawną konstrukcją (popartą wynikiem testu RESET lub linktest) oraz brakiem współliniowości — czynniki inflacji wariancji nie przekraczają wartości 10.

W kolejnym etapie estymacji została oszacowana regresja międzykwantylowa z błędami standardowymi wyznaczonymi za pomocą metody *bootstrap*[1] dla czterech wariantów testowanych hipotez: 0,25—0,50; 0,50—0,75; 0,25—0,75 oraz 0,25—0,50—0,75.

Wyniki wskazują, że oszacowane współczynniki różnią się znacznie wśród kwantyli dla dwóch zmiennych objaśniających charakteryzujących mieszkanie — standardu wykończenia i lokalizacji. W modelu M4 w zależności od segmentu cenowego różnie wyceniany jest wysoki standard wykończenia mieszkania (stand_1). Przy zakupie mieszkań o najwyższej cenie za metr kwadra-

[1] Stosując metodę bootstrap z 20, 100, i 500 replikacjami reszt uzyskano bardzo zbliżone wartości błędów standardowych oszacowań parametrów; większa liczba replikacji wzmacnia efekt istotności statystycznej, ale nie zmienia wniosku z zastosowanej estymacji. Wyniki estymacji odnoszą się do 500 replikacji.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MNK I REGRESJI KWANTYLOWEJ Z BŁĘDAMI STANDARDOWYMI WYLICZONYMI PRZY ZASTOSOWANIU REPLIKACJI RESZT METODĄ BOOTSTRAP 500 POWTÓRZEŃ

Zmienne	M1				M4			
	Q_25	Q_50	Q_75	MNK	Q_25	Q_50	Q_75	MNK
ilekondygnacji	0,02[a]	0,02	0,00	0,01	0,07[a]	0,06[c]	0,01	0,05[c]
sq_ilekondygnacji	–0,00[b]	–0,00[a]	–0,00	–0,00[b]	–0,01[a]	–0,01[c]	–0,00	–0,01[c]
cub_ilekondygnacji	0,00[a]	0,00[a]	0,00	0,00[c]	0,00[a]	0,00[b]	0,00	0,00[c]
stand_1	0,07[c]	0,06[c]	0,05[c]	0,07[c]	0,11[c]	0,07[c]	0,06[c]	0,09[c]
stand_3	–0,06[c]	–0,07[c]	–0,04[c]	–0,06[c]	–0,06[c]	–0,07[c]	–0,02	–0,05[c]
stand_4	–0,01	0,02	–0,03	–0,03	0,10[a]	0,05	0,01	0,04
rok_1	–0,02	0,03	0,05	0,06	0,00	0,05	0,06	0,04
rok_2	0,02	0,02	0,04	0,02	–0,07[a]	–0,12[c]	–0,12[c]	–0,10[c]
rok_3	–0,04[a]	–0,07[c]	–0,07[c]	–0,06[c]	–0,12[c]	–0,17[c]	–0,17[c]	–0,14[c]
rok_4	–0,09[c]	–0,14[c]	–0,11[c]	–0,10[c]	–0,10[c]	–0,14[c]	–0,17[c]	–0,13[c]
rok_5	–0,09[c]	–0,15[c]	–0,15[c]	–0,12[c]	0,06[a]	0,08[c]	0,05	0,06[c]
rok_7	0,10[c]	0,09[c]	0,08[c]	0,11[c]	0,10[c]	0,09[b]	0,11[c]	0,09[c]
rok_8	0,12[c]	0,08[c]	0,11[c]	0,11[c]	–0,18[c]	–0,15[c]	–0,14[c]	–0,14[c]
rok_nowe	–0,07[b]	–0,11[c]	–0,08[c]	–0,05	–0,02	–0,01	–0,01	–0,02
spoldzielcze	–0,04[c]	–0,04[c]	–0,03[c]	–0,04[c]	0,06[c]	0,05[c]	0,06[c]	0,05[c]
ilepokoi_1_2	0,07[c]	0,06[c]	0,05[c]	0,05[c]	–0,00	0,00	0,00[b]	0,00
sq_pow	–0,00	–0,00[a]	–0,00	–0,00[b]	0,04[c]	0,01	0,02	0,03[b]
kuch_3	0,02	0,03[c]	0,03[c]	0,03[c]	–0,18[c]	–0,24[c]	–0,27[c]	–0,23[c]
gr1	–0,20[c]	–0,23[c]	–0,28[c]	–0,26[c]	–0,39[c]	–0,50[c]	–0,50[c]	–0,47[c]
gr2	–0,45[c]	–0,50[c]	–0,51[c]	–0,51[c]	–0,27[c]	–0,31[c]	–0,28[c]	–0,29[c]
gr3	–0,28[c]	–0,31[c]	–0,30[c]	–0,31[c]	–0,37[c]	–0,54[c]	–0,60[c]	–0,46[c]
gr4	–0,55[c]	–0,49[c]	–0,44[c]	–0,56[c]	–0,30[c]	–0,43[c]	–0,38[c]	–0,35[c]
gr5	–0,37[c]	–0,42[c]	–0,40[c]	–0,41[c]	–0,07[b]	–0,17[c]	–0,18[c]	–0,13[c]

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI MNK I REGRESJI KWANTYLOWEJ Z BŁĘDAMI STANDARDOWYMI WYLICZONYMI PRZY ZASTOSOWANIU REPLIKACJI RESZT METODĄ BOOTSTRAP 500 POWTÓRZEŃ (dok.)

Zmienne	M1				M4			
	Q_25	Q_50	Q_75	MNK	Q_25	Q_50	Q_75	MNK
mokotow	–0,10[c]	–0,14[c]	–0,18[c]	–0,14[c]	–0,11[b]	–0,16[c]	–0,18[c]	–0,14[c]
ochota	–0,12[c]	–0,14[c]	–0,20[c]	–0,15[c]	–0,14[c]	–0,18[c]	–0,12[c]	–0,15[c]
wola	–0,16[c]	–0,18[c]	–0,21[c]	–0,19[c]	–0,14[c]	–0,20[c]	–0,24[c]	–0,19[c]
ursynow	–0,15[c]	–0,18[c]	–0,23[c]	–0,21[c]	–0,12[c]	–0,17[c]	–0,21[c]	–0,16[c]
zoliborz	–0,11[c]	–0,13[c]	–0,17[c]	–0,14[c]	–0,18[b]	–0,23[a]	–0,18	–0,21[c]
wilanow	–0,21[c]	–0,26[c]	–0,30[c]	–0,28[c]	0,07[a]	0,06[c]	0,01	0,05[c]
t_20063	–0,40[c]	–0,33[c]	–0,34[c]	–0,37[c]				
t_20064	–0,12[c]	–0,14[c]	–0,18[c]	–0,14[c]				
t_20071	–0,06[b]	–0,05[a]	–0,05	–0,06[c]				
t_20072	0,07[c]	0,05[b]	–0,01	0,06[c]				
t_20073	0,12[c]	0,08[c]	0,07[b]	0,10[c]				
t_20074	0,12[c]	0,09[c]	0,07[c]	0,09[c]				
t_20081	0,10[c]	0,08[c]	0,06[b]	0,09[c]				
t_20082	0,11[c]	0,07[c]	0,02	0,07[c]				
t_20083	0,08[c]	0,06[a]	0,03	0,08[c]				
t_20084	0,08[c]	0,06[c]	0,02	0,07[c]				
t_20092	0,06[b]	0,00	–0,05	0,03				
t_20093	0,01	–0,00	–0,02	0,00				
t_20094	0,01	–0,01	–0,04	0,01				
t_20101	0,04	0,02	0,00	0,04[a]				
t_20102	0,06[a]	0,05[a]	0,01	0,04[b]				
Stała	8,97[c]	9,15[c]	9,34[c]	9,16[c]	8,91[c]	9,13[c]	9,34[c]	9,13[c]
R^2				0,65				0,65
$\bar{R}^2$				0,62				0,62
Pseudo-R^2	0,42	0,44	0,47		0,43	0,42	0,41	

U w a g a. Oznaczenia: *a* — na poziomie istotności 10%; Q_25 — regresja na kwantylu rzędu 0,25; Q_50 — regresja na kwantylu rzędu 0,50; Q_75 — regresja na kwantylu rzędu 0,75; R^2 — współczynnik determinacji liniowej (MNK); $\bar{R}^2$ — skorygowany współczynnik determinacji liniowej (MNK); *Pseudo*-R^2— nie jest porównywalny z R^2 obliczonym za pomocą MNK, ponieważ jest to lokalna, a nie globalna miara dopasowania. *b* — na poziomie istotności 5%. *c* — na poziomie istotności 1%.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

towy (kwantyl rzędu 0,75) standard ten jest o 5 p.proc. niżej wyceniany przez klientów niż przy zakupie mieszkań najtańszych (kwantyl rzędu 0,25). Wynik ten potwierdza regresja międzykwantylowa, na podstawie której można zauważyć, że dla tej zmiennej występują istotne statystycznie różnice pomiędzy współczynnikami regresji kwantylowej Q25_Q75, a także Q25_Q50 na poziomie istotności 10%. Oznacza to, że klienci kupujący najtańsze mieszkania bardziej cenią sobie ich dobre wykończenie niż klienci kupujący mieszkania z dwóch pozostałych segmentów cenowych. Wniosek ten wydaje się być w pełni uzasadniony, klienci z większym ograniczeniem budżetowym prawdopodobnie wolą nie poświęcać dodatkowych funduszy na wykończenie mieszkania.

Podobnie, niski standard mieszkania jest mniej istotny dla nabywców płacących najwięcej za mieszkanie w porównaniu do pozostałych nabywców (regresja międzykwantylowa wskazuje istotne statystycznie różnice dla zmiennej stand_3 występujące pomiędzy drugą i trzecią grupą cenową).

Warto zauważyć, że zarówno w modelu M1 jak i M4 współczynnik stojący przy zmiennej reprezentującej stan surowy (stand_4) jest istotny tylko w jednym przypadku — dla mieszkań najtańszych w modelu M4. Na tej podstawie można wnioskować, że bez względu na różnice w gustach, preferencjach i ograniczeniach budżetowych nabywcy podobnie wyceniają mieszkania w stanie surowym i mieszkania o średnim standardzie wykończenia, wcześniej zamieszkane. Wniosek ten nie jest zgodny z powszechną opinią, że mieszkania nowe z rynku pierwotnego są wyżej cenione od mieszkań wcześniej zamieszkanych.

Bez względu na stosowaną metodę — MNK czy regresja kwantylowa — współczynniki przy zmiennych określających dzielnicę, w której zlokalizowane jest mieszkanie, są statystycznie istotne. Wyniki regresji międzykwantylowej dla tej zmiennej wskazują na istotne różnice w ocenie większości dzielnic dokonywanej przez nabywców wybierających mieszkania z różnych segmentów cenowych. Różnice te są najczęstsze, gdy porównujemy mieszkania z pierwszej i ostatniej grupy kwantylowej. Wyjątkiem jest tu ocena takich dzielnic, jak: Praga Północ i Praga Południe (gr3), Włochy i Ursus (gr5) oraz Wilanów. Wyceny tych dzielnic w obydwu modelach M1 i M4 nie są istotnie różne od siebie w poszczególnych segmentach cenowych rynku. Sugeruje to zgodność klientów co do oceny wartości tych dzielnic. Można wnioskować, że dzielnice te mają stałą i dość jednoznaczną ocenę. Wniosek ten może budzić zastrzeżenia niektórych ekspertów, gdyż obiegowe opinie praktyków rynku nieruchomości wskazują, że trudno o prostą i jednoznaczną ocenę dzielnic, takich jak Praga i Wilanów. Wyniki dla dzielnic: Bemowo i Bielany (gr1) oraz Białołęka i Targówek (gr2) są natomiast zbieżne z intuicją badacza rynku nieruchomości. Dzielnice te są istotnie różnie oceniane przez klientów wybierających mieszkania najtańsze i najdroższe. Na tej podstawie można przypuszczać, że klienci z większym ograniczeniem budżetowym chętniej wybierają „tańsze” lokalizacje, oceniając je wyżej niż klienci bardziej zamożni.

TABL. 3. WYNIKI ESTYMACJI REGRESJI MIĘDZYKWANTYLOWEJ Z BŁĘDAMI STANDARDOWYMI WYLICZONYMI PRZY ZASTOSOWANIU REPLIKACJI RESZT METODĄ BOOTSTRAP 500 POWTÓRZEŃ

Zmienne	M1				M4			
	Q25_Q50	Q50_Q75	Q25_Q75	Q25_Q50_Q75	Q25_Q50	Q50_Q75	Q25_Q75	Q25_Q50_Q75
	p-value							
ilekondygnacji	0,6074	0,3411	0,1960	0,4329	0,7904	0,2049	0,2751	0,4897
sq_ilekondygnacji	0,5750	0,4746	0,2614	0,5491	0,7959	0,3509	0,3809	0,6700
cub_ilekondygnacji	0,5746	0,5751	0,3431	0,6502	0,7305	0,5096	0,4536	0,7870
stand_1	0,5111	0,4795	0,2893	0,5715	0,0733	0,8380	0,0939	0,1535
stand_3	0,6739	0,0948	0,2959	0,2426	0,7546	0,0633	0,1908	0,1854
stand_4	0,4190	0,2609	0,7399	0,4989	0,3237	0,3557	0,1378	0,3380
rok_2	0,6286	0,8811	0,6261	0,7414	0,4280	0,9892	0,4948	0,7547
rok_3	0,9099	0,4310	0,6362	0,3265	0,2157	0,8799	0,2956	0,4535
rok_4	0,1587	0,6992	0,3619	0,0188	0,1884	0,9229	0,4049	0,4933
rok_5	0,0075	0,1788	0,3712	0,0087	0,2147	0,5051	0,1590	0,2840
rok_7	0,7138	0,4154	0,3954	0,6505	0,6558	0,4030	0,7750	0,6376
rok_8	0,2019	0,3639	0,9565	0,2977	0,7561	0,6250	0,8542	0,8572
rok_nowe	0,2435	0,4443	0,7388	0,4948	0,6138	0,8726	0,5911	0,8715
spoldzielcze	0,9149	0,4003	0,4618	0,6782	0,6502	0,8787	0,6214	0,8767
ilepokoi_1_2	0,8043	0,2842	0,3058	0,5240	0,7264	0,8152	0,9074	0,9286
sq_pow	0,8092	0,2132	0,5733	0,4556	0,5181	0,2528	0,1895	0,3929
kuch_3	0,2548	0,6995	0,4855	0,5196	0,1775	0,6508	0,4588	0,3827
gr1	0,0901	0,0250	0,0013	0,0067	0,1885	0,5186	0,0973	0,2318
gr2	0,0632	0,5806	0,0524	0,1239	0,0356	0,9852	0,0632	0,0947
gr3	0,2097	0,6234	0,5599	0,4725	0,3318	0,4579	0,8254	0,5514

gr4	0,4646	0,5088	0,2726	0,5637	0,0241	0,5509	0,0503	0,0903
gr5	0,2543	0,6959	0,6906	0,4632	0,0774	0,4738	0,4064	0,2592
mokotow	0,0893	0,0554	0,0020	0,0149	0,0149	0,7581	0,0170	0,0223
ochota	0,4597	0,0215	0,0246	0,0367	0,4827	0,7376	0,4210	0,6666
wola	0,3020	0,2583	0,0772	0,1775	0,4691	0,2652	0,7307	0,5186
ursynow	0,2235	0,0202	0,0024	0,0098	0,1334	0,3489	0,0423	0,1588
zoliborz	0,4507	0,0950	0,0287	0,1055	0,3601	0,3666	0,1118	0,2962
wilanow	0,2550	0,4505	0,1147	0,3182	0,5520	0,6419	0,9436	0,8007
t_20063	0,0605	0,6165	0,2069	0,1650				
t_20064	0,5894	0,1502	0,1071	0,2185				
t_20071	0,6202	0,9449	0,7530	0,8937				
t_20072	0,6325	0,0484	0,0569	0,0968				
t_20073	0,1026	0,7345	0,1385	0,2067				
t_20074	0,2909	0,5476	0,1507	0,3418				
t_20081	0,4816	0,4313	0,2247	0,4360				
t_20082	0,2244	0,0388	0,0075	0,0341				
t_20083	0,3971	0,4628	0,1908	0,4060				
t_20084	0,5939	0,1106	0,0912	0,1795				
t_20092	0,0623	0,1051	0,0078	0,0151				
t_20093	0,6097	0,5416	0,3692	0,6717				
t_20094	0,5160	0,3612	0,1964	0,4088				
t_20101	0,5712	0,5594	0,3603	0,6717				
t_20102	0,7494	0,2410	0,2324	0,4479				
Stała	0,0020	0,0003	0,0000	0,0000	0,0665	0,0795	0,0098	0,0377

U w a g a. Oznaczenia: „Q_25_Q_50” — regresja międzykwantylowa pomiędzy regresjami na kwantylach rzędu 0,25 i 0,50; pozostałe oznaczenia analogicznie.
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wyraźne zróżnicowanie cen implikowanych dzielnic Warszawy wzdłuż rozkładu ceny m^2 mieszkania może częściowo wynikać z dużej porcji informacji, jaką zawierają w sobie te zmienne. Szczegółowe położenie w obrębie dzielnicy może bowiem wiązać się z innymi ważnymi zmiennymi objaśniającymi nieuwzględnionymi w modelu.

Ceny implikowane pozostałych cech mieszkania: liczba kondygnacji budynku, rok budowy, prawo do lokalu, liczba pokoi, powierzchnia i rodzaj kuchni — jak wykazuje test oparty na regresji międzykwantylowej — nie różnią się istotnie w zależności od rozkładu cen metra kwadratowego mieszkania. Warto jednak zwrócić uwagę na interpretację niektórych zmiennych, wskazując jej znaczenie ekonomiczne.

Budynki wybudowane w latach 1945—1988 (zmienne rok_3, rok_4 i rok_5) w stosunku do budynków wybudowanych w latach 1989—2001 (rok_6)[2] są konsekwentnie niżej wyceniane, natomiast najnowsze budownictwo powstające od 2002 r. (rok_7 i rok_8) jest wyżej cenione niż mieszkania z lat 90. ub. wieku. Mieszkania zupełnie nowe, prawdopodobnie będące jeszcze w budowie, co do których odsprzedaje się właściwie prawo do zawarcia umowy ostatecznej z deweloperem (rok_nowe) wyceniane są niżej od mieszkań z lat 90. ub. wieku. Ujemna cena implikowana dla tej cechy mieszkań świadczy o właściwej ocenie ryzyka podejmowanego przy tego typu transakcjach.

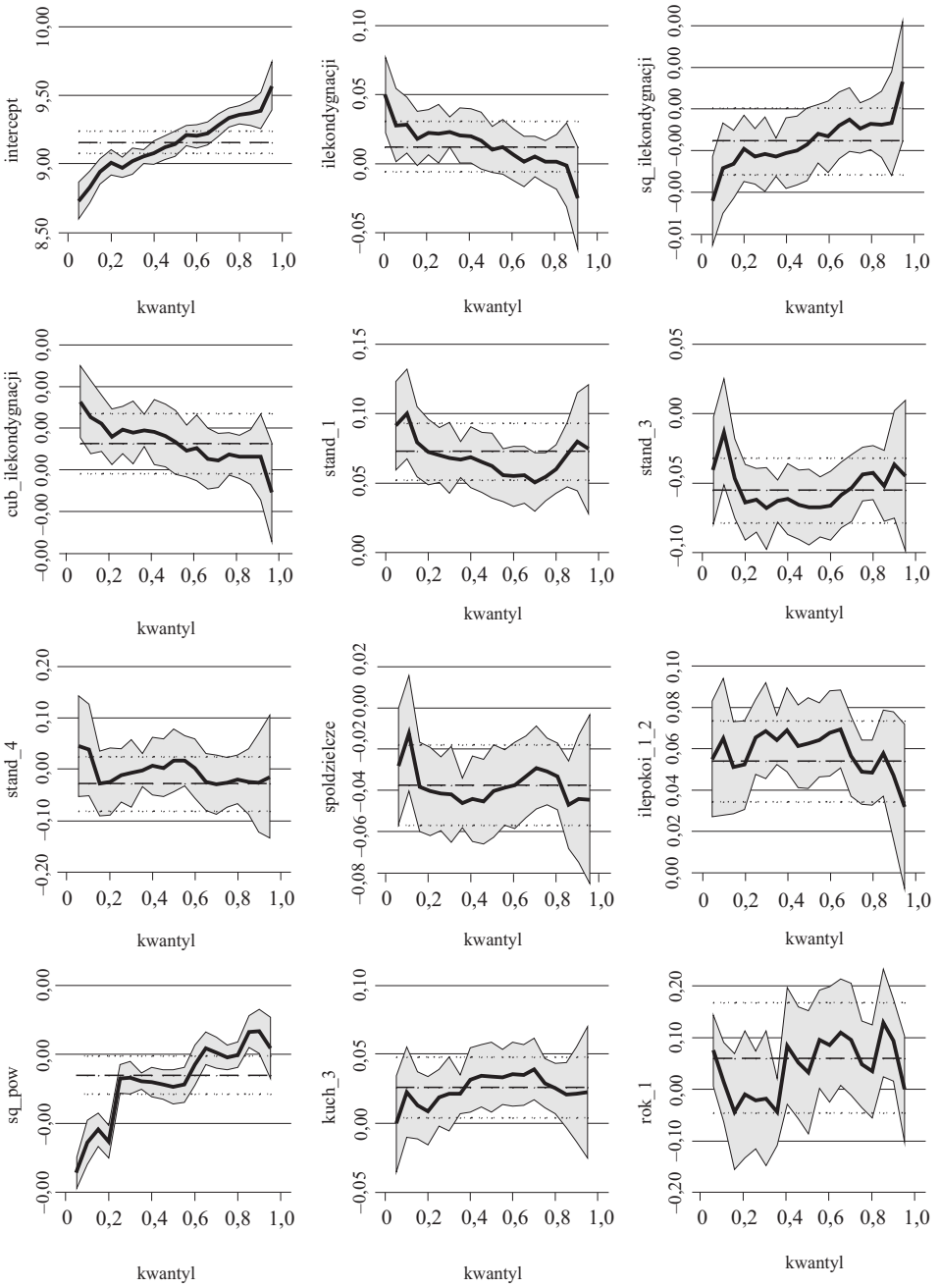
Z oszacowanych modeli wynika także, że mieszkania spółdzielcze są o ok. 4% niżej wyceniane niż mieszkania własnościowe. Cecha ta jest wyraźnie istotna w każdym segmencie cenowym modelu M1. Szacując wpływ wielkości lokalu na cenę jego metra kwadratowego można zauważyć, że istotne znaczenie bez względu na segment cenowy ma liczba pokoi, a dokładniej rozróżnienie mieszkań jedno- i dwupokojowych od pozostałych.

Na wykr. 1 dodatkowo przedstawiono rozkład wartości współczynników regresji (wraz z ich 95% przedziałem ufności oznaczonym kolorem szarym) w poszczególnych decylach rozkładu ceny m^2 mieszkania. Linie przerywane są równoważne wartości współczynników/cen implikowanych oszacowanych za pomocą estymatora MNK wraz z jej 95% przedziałem ufności.

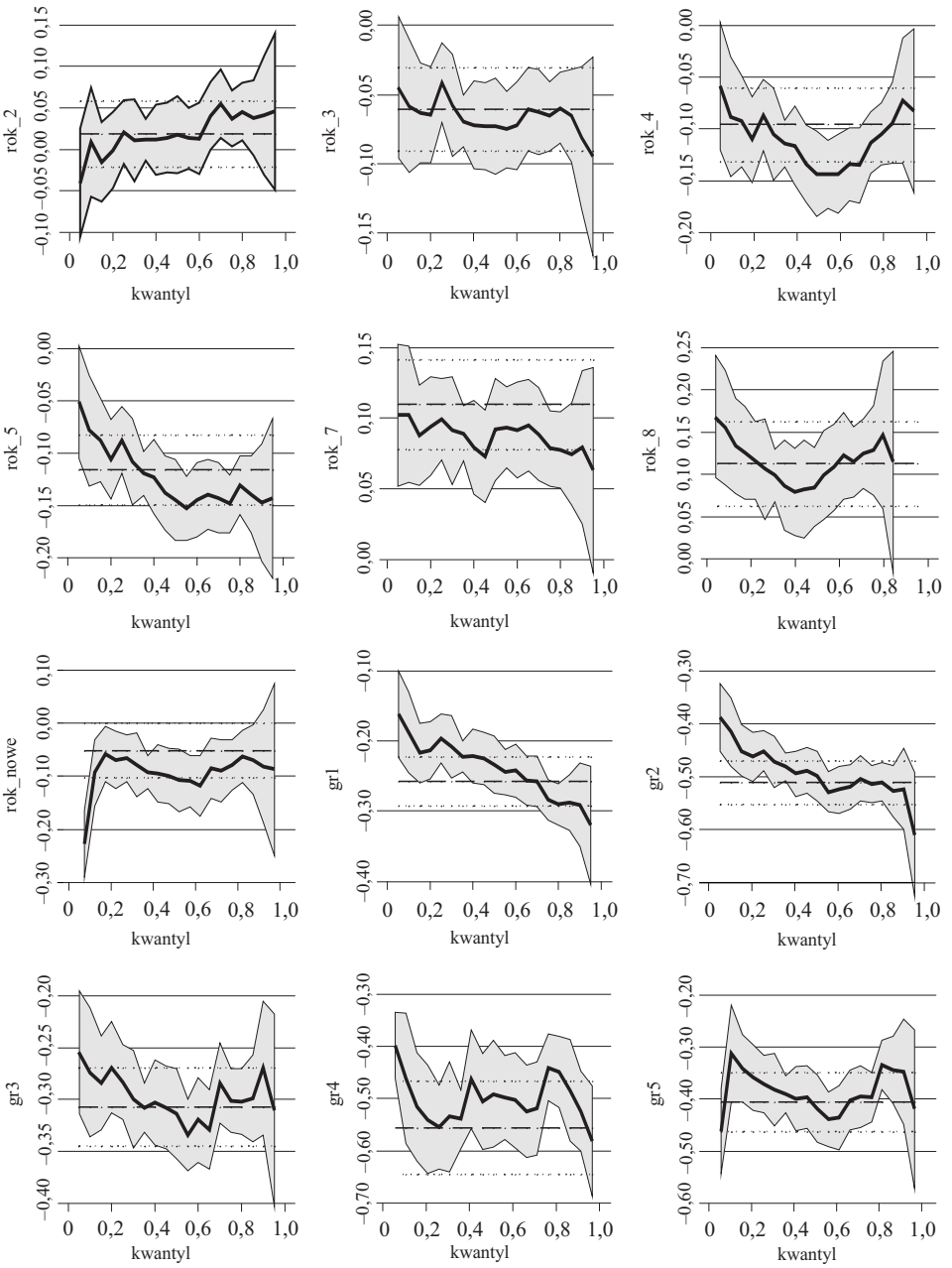
---

[2] Często w badaniach ekonomicznych mamy do czynienia ze zmiennymi jakościowymi, które przyjmują określone stany jakościowe, zwane kategoriami, i których wartości nie mogą być przedstawione za pomocą zbioru liczb rzeczywistych. Aby wprowadzić do modelu zmienną jakościową o *m* kategoriach, tworzy się zestaw zmiennych zero-jedynkowych odpowiedzialnych za wszystkie kategorie zmiennej jakościowej (tworzy się *m* zmiennych zero-jedynkowych). Do modelu dołącza się *m –1* tych zmiennych, zaś ta kategoria wyjściowej zmiennej, dla której zmienna zero-jedynkowa nie została dołączona do modelu, stanowić będzie kategorię referencyjną dla pozostałych. Jeśli jednak zostaną wprowadzone wszystkie zmienne zero-jedynkowe odpowiedzialne za wszystkie kategorie zmiennej jakościowej do modelu, to macierz zmiennych objaśniających **X** miałaby rząd niższy od rzędu kolumnowego. Uniemożliwiłoby to odwrócenie macierzy **X'X** przy wyznaczaniu estymatorów MNK. Interpretacja parametrów dla zmiennych zero-jedynkowych wprowadzonych do modelu jest interpretacją względem kategorii referencyjnej (kategorii niewprowadzonej do modelu w postaci zmiennej zero-jedynkowej).

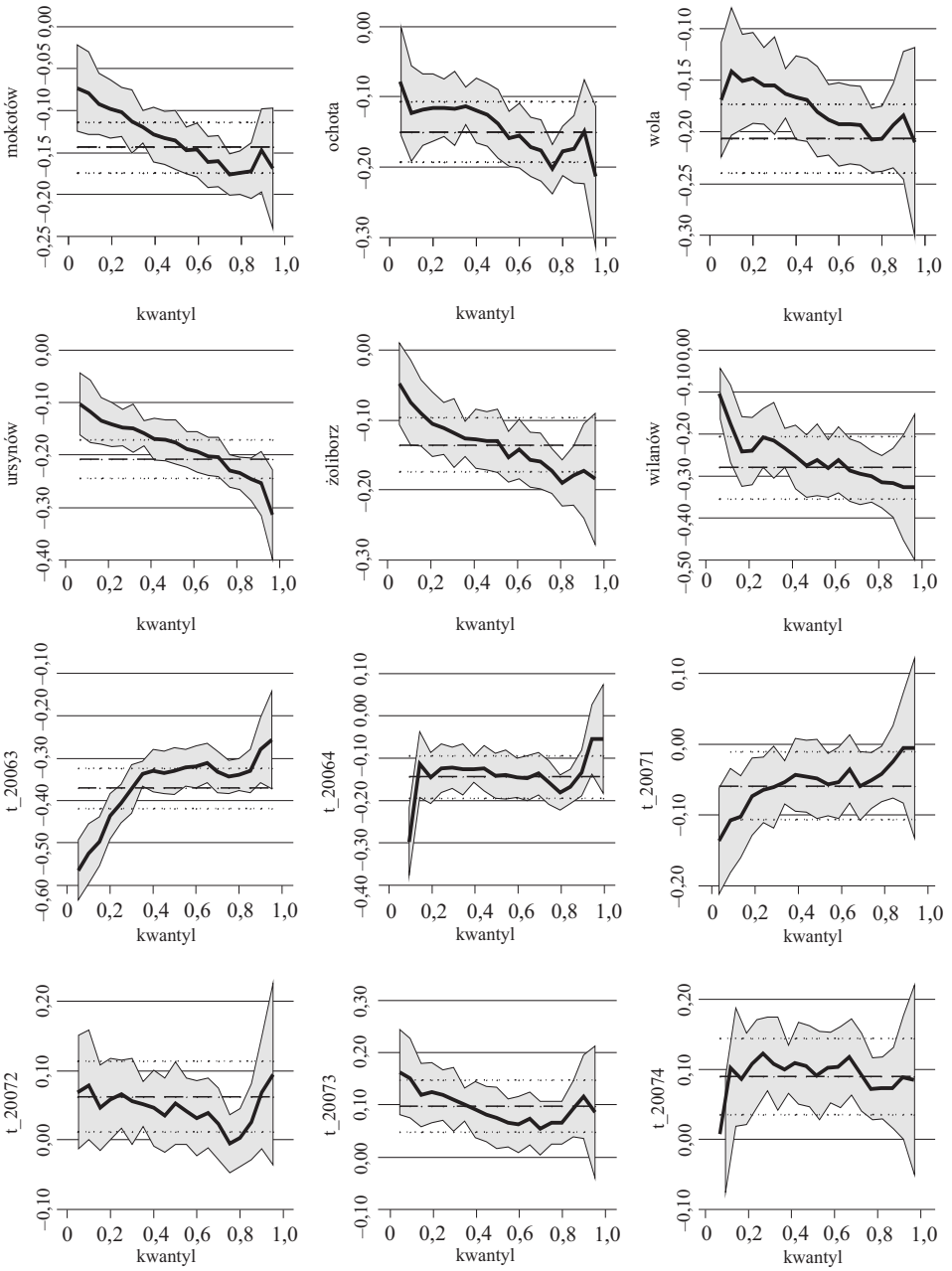
Wykr. 1. OSZACOWANE WIELKOŚCI WSPÓŁCZYNNIKÓW DLA CECH MIESZKANIOWYCH W POSZCZEGÓLNYCH DECYLACH ROZKŁADU CENY METRA KWADRATOWEGO MIESZKANIA (M4) ZA POMOCĄ REGRESJI KWANTYLOWEJ ORAZ MNK WRAZ Z 95% PRZEDZIAŁAMI ICH UFNOŚCI



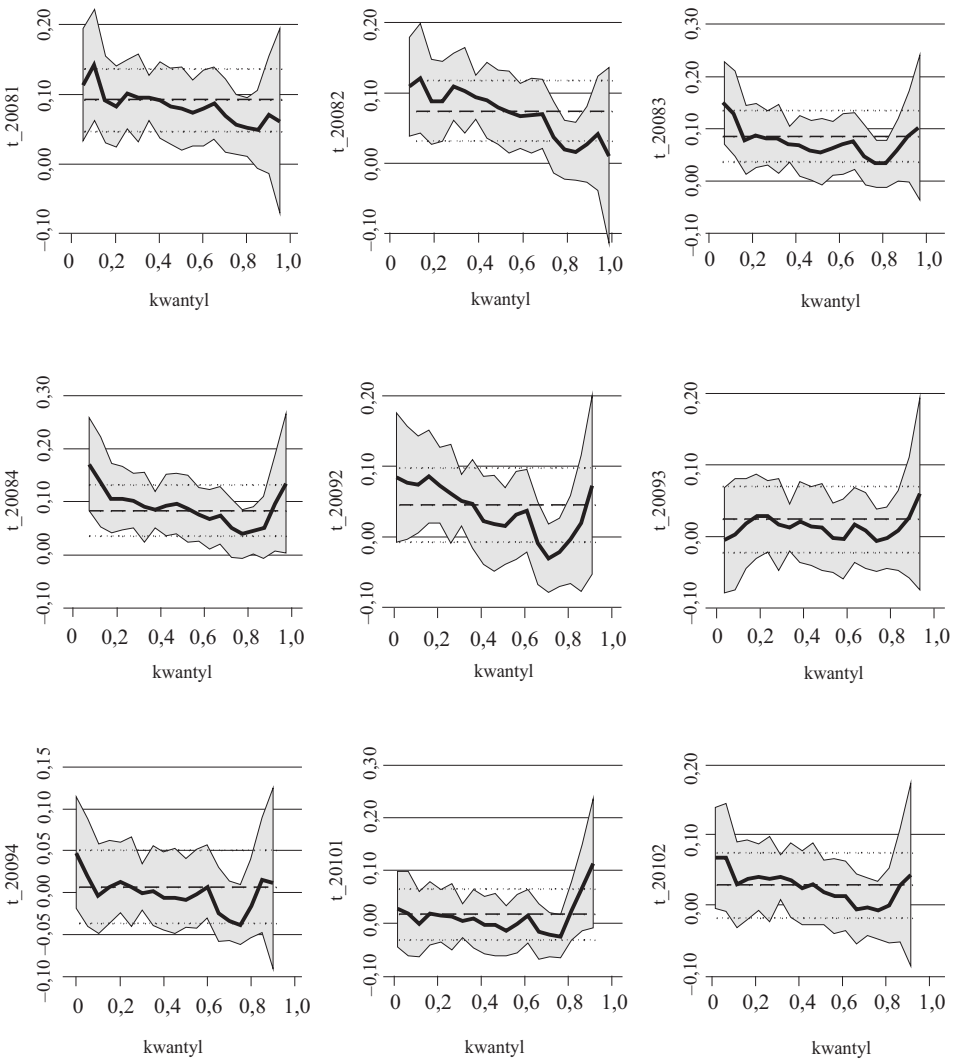
Wykr. 1. OSZACOWANE WIELKOŚCI WSPÓŁCZYNNIKÓW DLA CECH MIESZKANIOWYCH W POSZCZEGÓLNYCH DECYLACH ROZKŁADU CENY METRA KWADRATOWEGO MIESZKANIA (M4) ZA POMOCĄ REGRESJI KWANTYLOWEJ ORAZ MNK WRAZ Z 95% PRZEDZIAŁAMI ICH UFNOŚCI (cd.)



Wykr. 1. OSZACOWANE WIELKOŚCI WSPÓŁCZYNNIKÓW DLA CECH MIESZKANIOWYCH W POSZCZEGÓLNYCH DECYLACH ROZKŁADU CENY METRA KWADRATOWEGO MIESZKANIA (M4) ZA POMOCĄ REGRESJI KWANTYLOWEJ ORAZ MNK WRAZ Z 95% PRZEDZIAŁAMI ICH UFNOŚCI (cd.)



Wykr. 1. OSZACOWANE WIELKOŚCI WSPÓŁCZYNNIKÓW DLA CECH MIESZKANIOWYCH W POSZCZEGÓLNYCH DECYLACH ROZKŁADU CENY METRA KWADRATOWEGO MIESZKANIA (M4) ZA POMOCĄ REGRESJI KWANTYLOWEJ ORAZ MNK WRAZ Z 95% PRZEDZIAŁAMI ICH UFNOŚCI (dok.)



U w a g a. Pogrubiona czarna linia ciągła przedstawia oszacowanie współczynników za pomocą regresji na kwantylach (wraz z ich 95% przedziałem ufności oznaczonym kolorem szarym). Linia przerywana przedstawia oszacowanie za pomocą MNK wraz z jej 95% przedziałem ufności. Dla zmiennych: sq ilekondygnacji, cub ilekondygnacji oraz sq pow — oszacowany zakres wartości przedstawiony na wykresie mieści się w przedziale zbliżonym do zera.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

W zasadzie dla większości zmiennych objaśniających szacunki oparte na metodzie regresji kwantylowej i MNK nie różnią się wzdłuż rozkładu cen m^2 mieszkania. Wyjątki stanowią: stała (można ją interpretować jako oszacowany warunkowy kwantyl rozkładu ceny mieszkania przy zmiennych objaśniających równych zero) oraz sq_pow, gr1, gr2, mokotow, ursynow i t_20063. Biorąc pod uwagę to spostrzeżenie oraz dokładną analizę wyników można uznać, że w badanym przypadku nie ma widocznej różnicy między wartością estymatora MNK i regresji kwantylowej.

Indeksy hedoniczne

Oszacowane metodą regresji kwantylowej modele hedoniczne cen mieszkań wykorzystano do wyznaczenia hedonicznych indeksów cen. Wykresy 2—13 pokazują przebieg dynamiki cen mieszkań sprzedanych na warszawskim rynku wtórnym wyrażonej w ujęciu kwartał do kwartału (Q/Q) oraz ze stałą podstawą (III kwartał 2006 r.=100). Pokazano także indeks hedoniczny wyznaczony MNK oraz wskaźnik zmiany zwykłej średniej ceny mieszkania, który jest powszechnie wykorzystywaną miarą monitorowania tendencji cenowych.

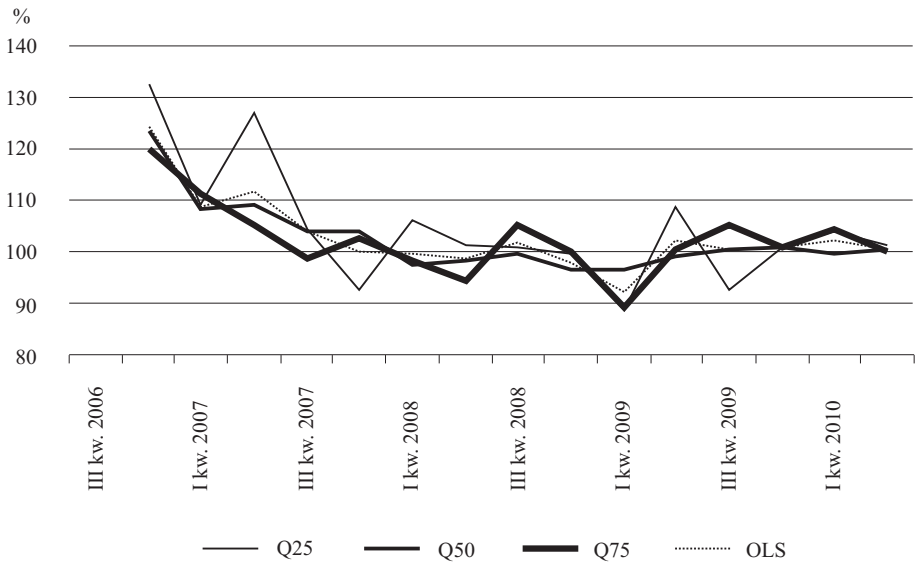
W przypadku indeksu wyznaczonego metodą imputacji (M4) analiza różnic dynamiki cen w zależności od segmentu cenowego może być dokonana wyłącznie na podstawie porównania graficznego. Dla metody ze zmiennymi 0—1 czasu wszystkich okresów (M1) przeprowadzono formalne testy wykorzystując wyniki regresji międzykwantylowej. Formalne wnioskowanie pokazuje, że tylko w 5 na 15 badanych okresów dynamika cen istotnie różniła się między pierwszą i trzecią grupą cenową (przy poziomie istotności 10%). Różnice między pozostałymi segmentami w zdecydowanej większości badanych kwartałów nie są istotne statystycznie. Niemniej jednak warto podkreślić, że wyniki z modelu można uznać za zbieżne z obserwacją rynku. Jak już wspomniano, wraz z pojawiającą się stagnacją w 2008 r. na rynku mieszkań wyraźniej zarysowały się różnice zmian cen w poszczególnych segmentach rynku. Testy formalne potwierdzają w pewnym zakresie tę obserwację, przypisując istotność różnic dynamiki między grupą pierwszą i trzecią w II i IV kw. 2008 r. oraz w II kw. 2009 r.

Graficzna analiza wartości indeksu M4 (wykr. 2 i 4) uwidacznia różnice między dynamiką cen najtańszych i najdroższych mieszkań. Są one szczególnie widoczne, gdy weźmiemy pod uwagę indeks o stałej podstawie, gdzie różnice z poszczególnych kwartałów kumulują się.

Różnice wartości indeksów hedonicznych, zarówno M1 i M4, występują przede wszystkim w pierwszej i trzeciej grupie cenowej (wykresy 11 i 13). Do dokładniejszego zatem badania tendencji cenowych i rozróżnienia zmian cen w poszczególnych segmentach cenowych rynku warto stosować modele hedoniczne, szacowane metodą regresji kwantylowej.

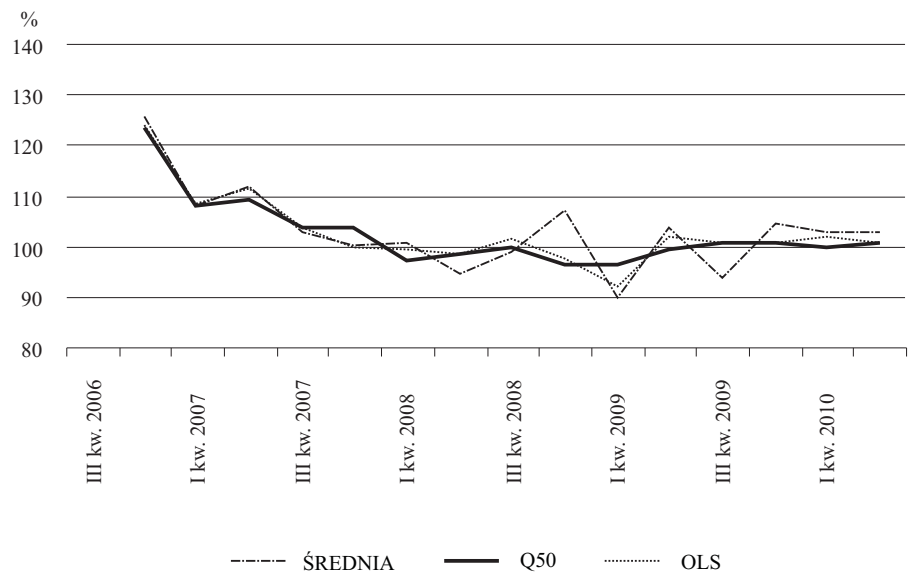
Także porównanie indeksu dla segmentu środkowego ze wskaźnikiem opartym na modelu szacowanym MNK oraz ze wskaźnikiem zwykłej średniej (wykr. 3, 5, 7, 9, 12) daje ciekawe wnioski. Po pierwsze, indeksy hedoniczne są

Wykr. 2. DYNAMIKA Q/Q. HEDONICZNY INDEKS IMPUTACJI (M4)



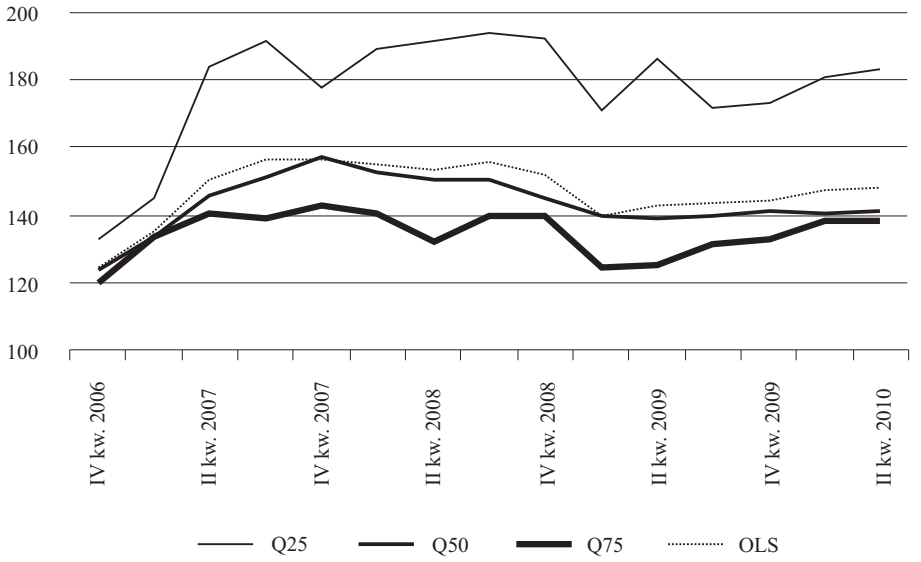
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 3. DYNAMIKA Q/Q. HEDONICZNY INDEKS IMPUTACJI (M4) (versus średnia)



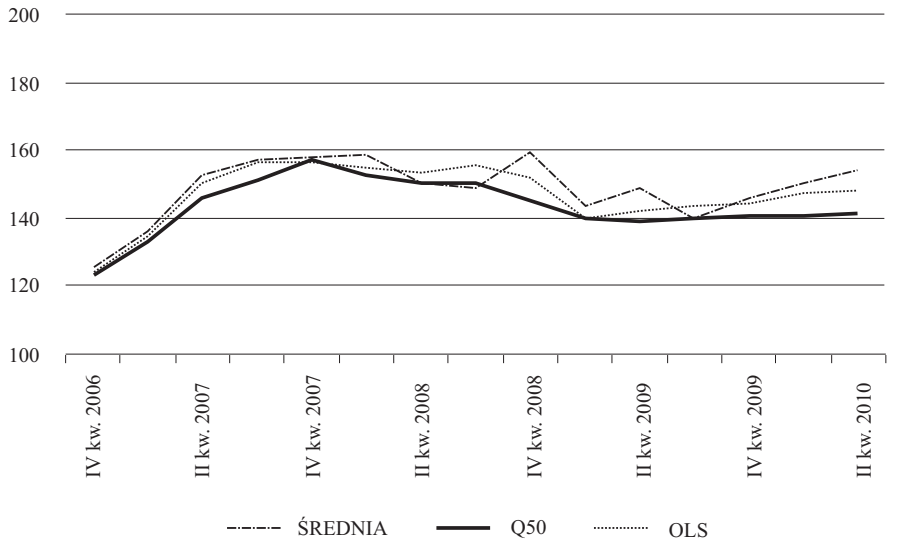
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 4. DYNAMIKA III KW. 2006=100. HEDONICZNY INDEKS IMPUTACJI (M4)



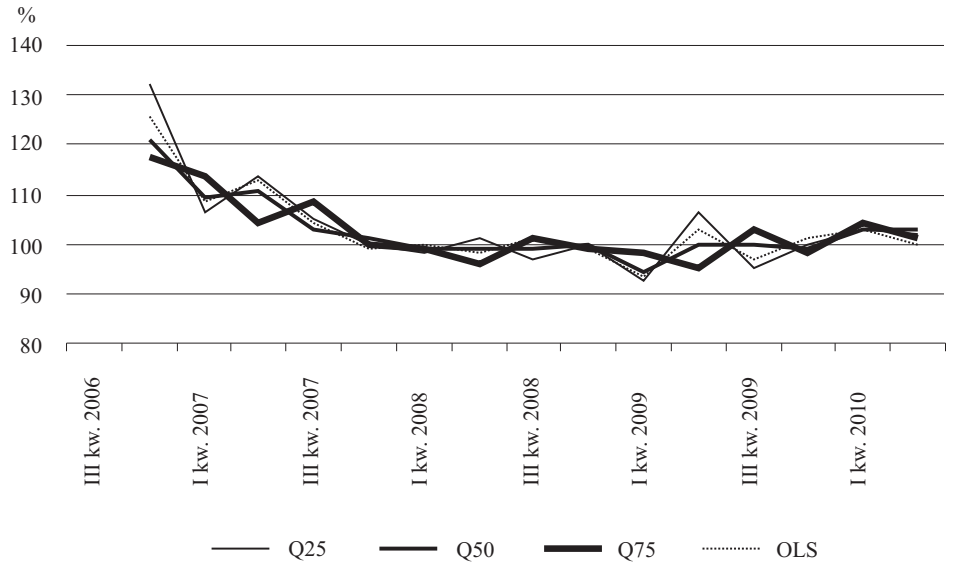
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 5. DYNAMIKA III KW. 2006=100. HEDONICZNY INDEKS IMPUTACJI (M4) (versus średnia)



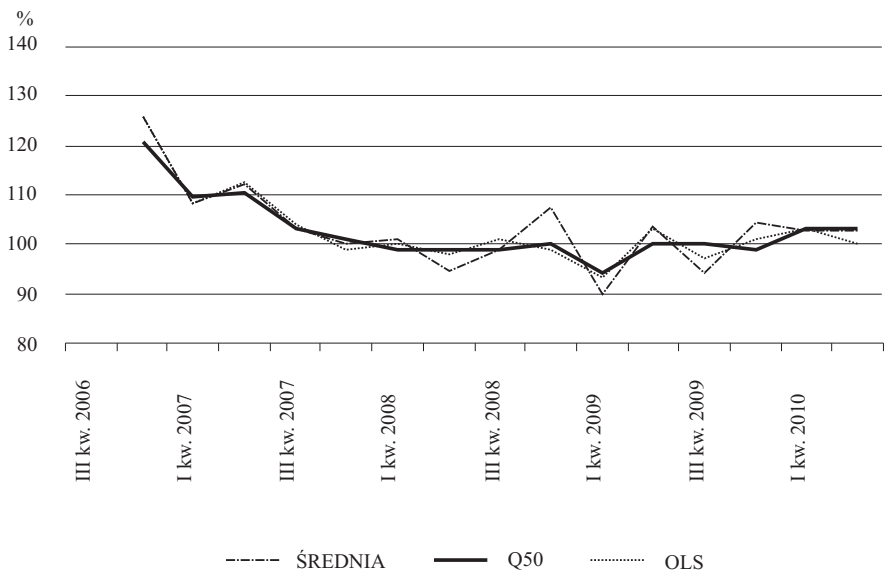
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 6. DYNAMIKA Q/Q. HEDONICZNY INDEKS 0—1 CZASU (M1)



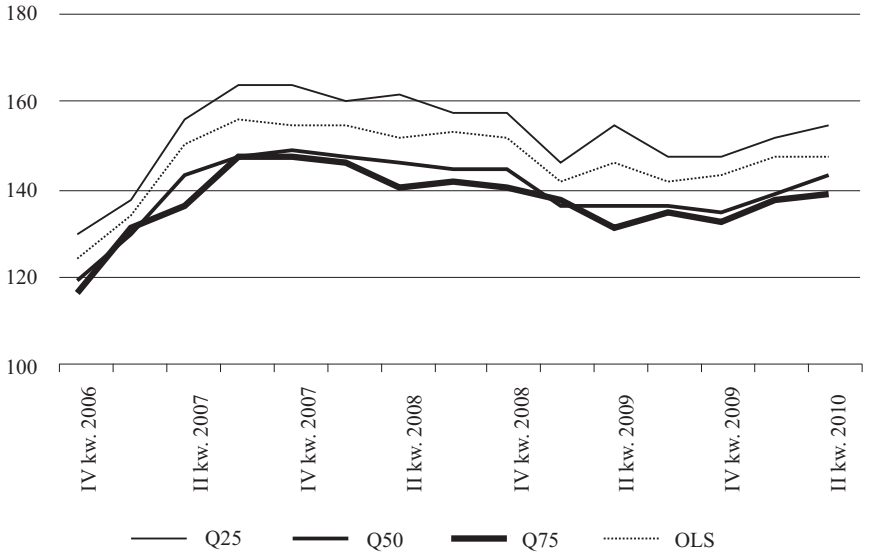
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 7. DYNAMIKA Q/Q. HEDONICZNY INDEKS 0—1 CZASU (M1) (versus średnia)



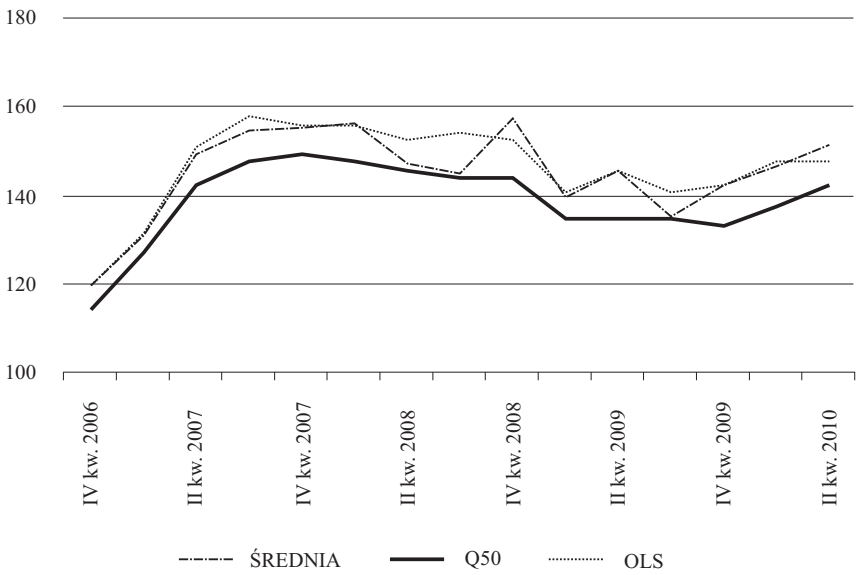
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 8. DYNAMIKA III KW. 2006=100. HEDONICZNY INDEKS 0—1 CZASU (M1)



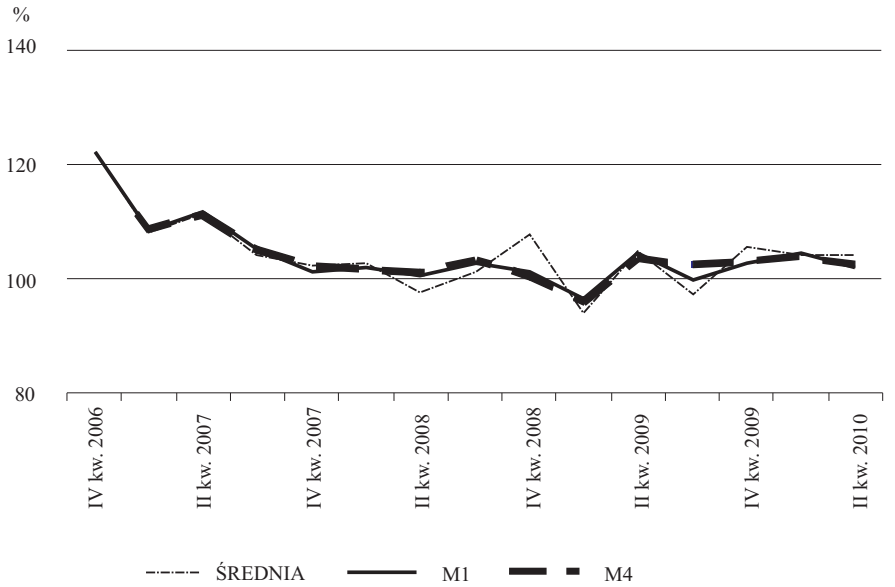
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 9. DYNAMIKA III KW. 2006=100. HEDONICZNY INDEKS 0—1 CZASU (M1) (versus średnia)



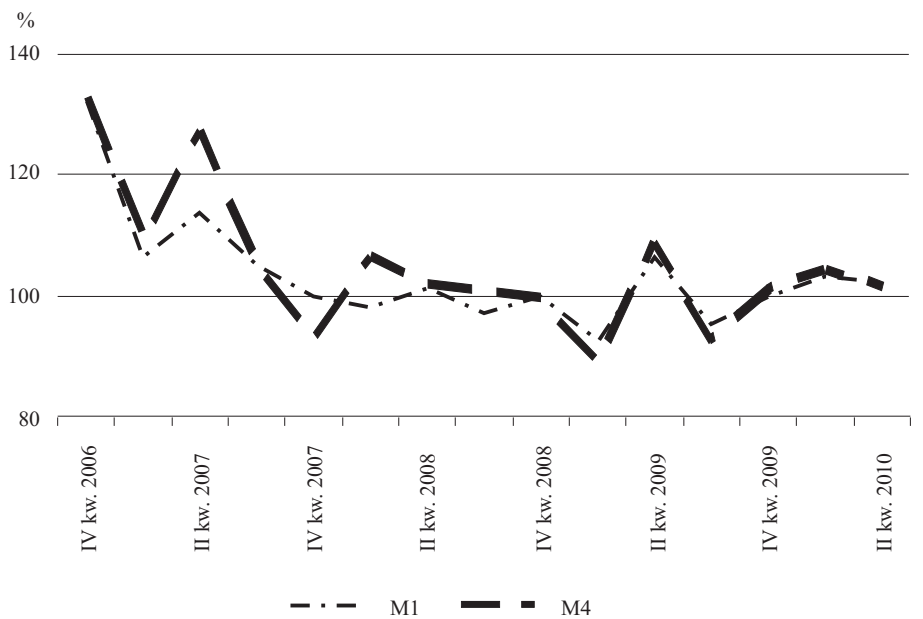
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 10. DYNAMIKA Q/Q. OLS



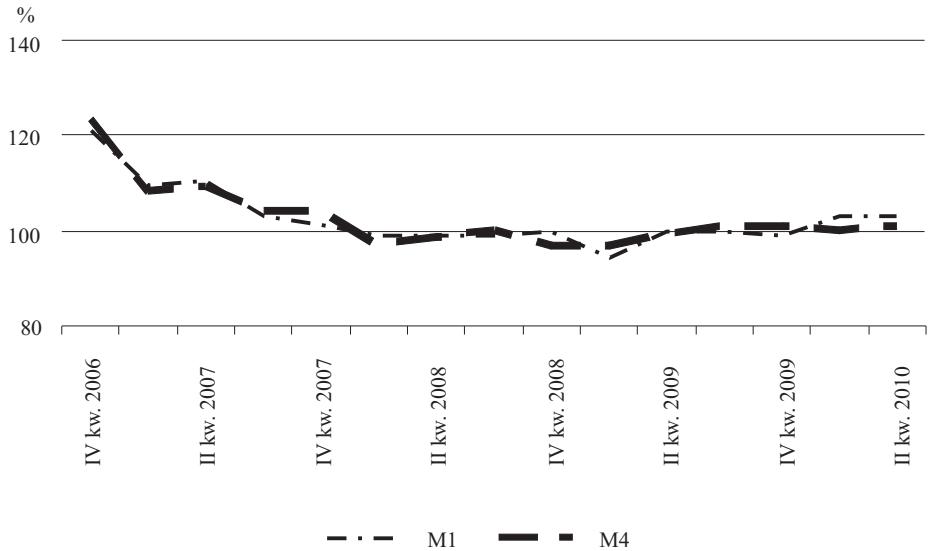
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 11. DYNAMIKA Q/Q. Q25



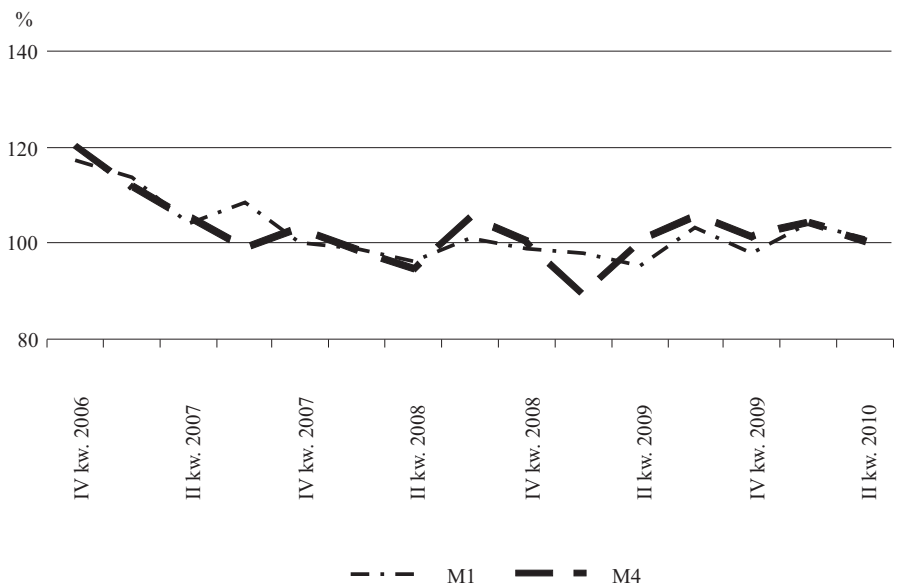
Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 12. DYNAMIKA Q/Q. Q50



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Wykr. 13. DYNAMIKA Q/Q. Q75



Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

mniej zmienne niż wskaźnik dynamiki średniej ceny mieszkania. Sugeruje to, że w rzeczywistości jest to miara uwzględniająca różnice jakości badanych dóbr, dzięki czemu staje się bardziej wiarygodną miarą średniej tendencji cen na rynku. Po drugie, indeks wyznaczony metodą regresji kwantylowej dla środkowego segmentu cen jest mniej zmienny niż indeks oparty na estymatorze MNK. Obserwacja ta potwierdza wcześniej wspomniane wnioski dotyczące metody, wskazującej że w przypadku występowania heteroskedastyczności estymacja regresji kwantylowej rzędu 0,5 może okazać się bardziej efektywnym sposobem szukania wartości parametrów niż tradycyjna regresja oparta na wartości oczekiwanej zmiennej objaśnianej. Po trzecie, indeks środkowego segmentu ma właściwie zbliżoną wartość przy obydwu stosowanych metodach wyznaczania go (M1 czy M4). Te spostrzeżenia prowadzą do wniosku, że indeks środkowego segmentu cenowego spośród trzech porównywanych miar może być najdokładniejszym przybliżeniem średniej tendencji cenowej na rynku. Warto jednocześnie zaznaczyć, że wyznaczenie go z wykorzystaniem metody regresji kwantylowej jest proste i umożliwia wykorzystanie pełnego zbioru obserwacji, także tych odstających.

Podsumowanie

W artykule przedstawiono wyniki estymacji hedonicznych modeli cen nieruchomości mieszkaniowych za pomocą metody opartej na kwantylach oraz wyniki konstrukcji hedonicznych indeksów cen mieszkań. Badanie zostało przeprowadzone dla warszawskiego rynku wtórnego mieszkań na podstawie danych transakcyjnych.

Zastosowanie regresji kwantylowej do szacowania hedonicznych cen mieszkań ma tę przewagę, że pozwala uwzględniać w estymacji obserwacje odstające, ułatwia wykrycie występowania zjawiska heteroskedastyczności składnika losowego oraz nie wymaga spełnienia założenia o charakterze rozkładu zmiennej objaśnianej. Praktyczną zaletą stosowania metody regresji kwantylowej jest to, że pozwala ona oszacować model hedoniczny dla wybranego segmentu cenowego mieszkań wykorzystując jednocześnie pełen zbiór danych. Jest to szczególnie istotne w przypadku wykorzystania tych modeli do wyznaczania hedonicznego indeksu cen. Wówczas nie tracąc informacji płynącej z pełnego zbioru danych w próbie można oszacować indeks dla wybranego segmentu cenowego, np. środkowego, będącego w większości przypadków najlepszą reprezentacją mieszkań popularnych (stanowiących największą część rynku). Jak widać, indeks ten charakteryzuje się mniejszą zmiennością niż indeks z MNK, co może świadczyć o jego większej dokładności przy ocenie przeciętnej tendencji zmiany cen mieszkań reprezentatywnych dla rynku. Obserwacja ta potwierdza, że estymator LAD jest bardziej efektywną i właściwą miarą niż estymator MNK w modelu z heteroskedastyczością.

Regresja kwantylowa, w przeciwieństwie do MNK, wyznaczając oszacowania zmiennych objaśniających dla danej grupy kwantylowej nadaje mniejsze wagi obserwacjom z pozostałych grup — segmentów rynku. Zmienność tego indeksu jest mniejsza w porównaniu do zmienności indeksu wyznaczonego z wykorzystaniem estymatora MNK. Indeks segmentu środkowego liczonego metodą regresji kwantylowej jest zatem lepszą reprezentacją mieszkań przeciętnych, chociaż nie pomija zupełnie segmentów skrajnych.

Analiza pokazuje, że w badanym okresie dla warszawskiego rynku wtórnego mieszkań tylko dwie cechy — standard wykończenia oraz lokalizacja — były istotnie różnie wyceniane w zależności od badanego segmentu cenowego. Pozostałe cechy mieszkań były tak samo wyceniane w różnych segmentach cenowych. Wnioski te nie potwierdzają jednoznacznie hipotezy stawianej przez niektórych ekonomistów, że klienci rozmaicie wyceniają cechy mieszkania, a różnice te zależą od rozkładu cen mieszkań (Zietz i in., 2008; Malpezzi, 2002; Rosen, 1974).

Warto zwrócić uwagę, że transformacyjny wciąż charakter polskiego rynku nieruchomości ma istotny wpływ na wyniki tego typu badań, w szczególności na empiryczną weryfikację modeli teoretycznych, w tym wypadku hedonicznego modelu cen nieruchomości mieszkań.

---

mgr Marta Widlak — *NBP*, **dr Natalia Nehrebecka** — *NBP* i *UW*

LITERATURA

Bailey M., Muth R., Nourse H. (1963), *A Regression Method for Real Estate Price Index Construction*, „Journal of the American Statistical Association", vol. 58, No. 304

Bayer P., McMillan R., Rueben K. (2004), *An equlibrium model of sorting in an urban housing market*, NBER Working Paper, No. 10865

Epple D. (1987), *Hedonic prices and implicit markets: estimating demand and supply functions for differentiated products*, „The Journal of Political Economy", vol. 95, No. 1

Gould W. W. (1992), *Quantile Regression with Bootstrapped Standard Errors*, „Stata Technical Bulletin", No. 9

Gould W. W. (1997), *Interquantile and Simultaneous-Quantile Regression*, „Stata Technical Bulletin", No. 38

Greene W. H. (2000), *Econometric Analysis*, 4th ed., Prentice Hall, Saddle River, N. J.

Koenker R. (2000), *Galton, Edgeworth, Frisch, and prospects for quantile regression in econometrics*, „Journal of Econometrics", No. 95

Koenker R. (2005), *Quantile Regression*, Cambridge Books, Cambridge University Press, number 9780521608275

Koenker R., Bassett G. (1978), *Regression Quantiles*, „Econometrica", No. 46

Koenker R., Hallock K. F. (2001), *Quantile Regression*, „Journal of Economic Perspectives", No. 5

Lancaster K. J. (1966), *A new approach to consumer theory*, „The Journal of Political Economy", No. 74 (2)

Liao W., Wang X. (2010), *Hedonic house prices and spatial quantile regression*, Institute of Real Estate Studies Working Paper Series, Singapore

Malpezzi S. (2002), *Hedonic pricing models: a selective and applied review*, The Center for Urban Land Economics Research, The University of Wisconsin

McMillen D. P., Thorsnes P. (2006), *Housing renovations and the quantile repeat sales price index*, „Real Estate Economics", No. 34 (4)

Narula S., Wellington J. (1982), *The Minimum Sum of Absolute Errors Regression: A State of the Art Survey*, „International Statistics Review", No. 50

Rogers W. H. (1993), *Calculation of Quantile Regression Standard Errors*, „Stata Technical Bulletin", No. 13

Rosen S. (1974), *Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition*, „The Journal of Political Economy", vol. 82, No. 1

Tomczyk E., Widłak M. (2010), *Konstrukcja i własności hedonicznego indeksu cen mieszkań dla Warszawy*, Bank i Kredyt nr 1 (2010)

Widłak M. (2010), *Dostosowanie indeksów cenowych do zmian jakości. Metody wyznaczania hedonicznych indeksów cen i możliwość ich zastosowania dla rynku mieszkaniowego*, „Materiały i Studia", nr 247

Zietz E. N., Zietz J., Sirmans S. G. (2008), *Determinants of house prices: a quantile regression approach*, „Journal of Real Estate Finance and Economics", No. 37

SUMMARY

The aim of the article is to indicate theoretical and practical advantages of using quantile regression as well as a sensitivity analysis of factors influencing a dwelling price (taking into account the regression distribution). This is a new approach in comparison to previous surveys on carried in Polish market which analyzed the factors' impact on average price level. Additionally, surveys are described which make possible to estimate dynamic price differences in selected price segments using hedonic indices.

РЕЗЮМЕ

Целью статьи является представление теоретических и практических преимуществ использования метода квантильной регрессии, а благодаря ее использованию также анализ чуткости реакции факторов влияющих на цену квартиры с учетом ее распределения. Это новый подход по сравнению с предыдущими обследованиями на польском рынке, которые анализировали влияние этих факторов на средний уровень цен. Дополнительно характеризуются обследования позволяющие оценить различия динамики цен в определенных ценовых сегментах при использовании гедонистических индексов.

Bogdan BAJORSKI, Tomasz TOKARSKI

Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego[1]

Celem artykułu jest statystyczna analiza przestrzennego zróżnicowania rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego. Zróżnicowanie to rozważane jest na gruncie takich zmiennych makroekonomicznych, jak: produkcja sprzedana przemysłu przypadająca na mieszkańca[2], wartość brutto środków trwałych *per capita*, inwestycje na mieszkańca, płace oraz stopa bezrobocia w latach 2002—2008[3].

WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO WOJ. PODKARPACKIEGO

W tabl. 1 zestawiono dane statystyczne dotyczące wskaźników poziomu rozwoju ekonomicznego woj. podkarpackiego na tle innych województw oraz Polski w latach 2002—2008. Z danych w tej tablicy wynika:

- wartość produkcji sprzedanej przypadającej na mieszkańca woj. podkarpackiego kształtowała się między 62,0% produkcji sprzedanej w Polsce w roku 2008 a 71,8% w roku 2002. Stanowiło to niecałe 50% produkcji sprzedanej przemysłu na mieszkańca woj. śląskiego oraz ok. 154,8% wartości tej zmiennej w woj. lubelskim (średnio w latach 2002—2008),
- wartość brutto środków trwałych przypadających na mieszkańca woj. podkarpackiego kształtowała się na poziomie poniżej 2/3 jej wartości w krajowej gospodarce,
- wielkość inwestycji przypadających na mieszkańca w woj. podkarpackim kształtowała się na poziomie wynoszącym (średnio) ok. 60% inwestycji *per capita* w Polsce,
- pod względem płac woj. podkarpackie w badanych latach znajdowało się na 16 miejscu, a ich poziom wynosił ponad 80% płac w kraju,

[1] Artykuł powstał w ramach projektu badawczego pt. *Zróżnicowanie rozwoju społeczno-ekonomicznego województwa podkarpackiego ze szczególnym uwzględnieniem Tarnobrzega, Mielca i Stalowej Woli*, realizowanego w Wyższej Szkole Handlowej im. B. Markowskiego w Kielcach pod kierunkiem T. Tokarskiego.

[2] Zmienną makroekonomiczną znacznie lepiej opisującą poziom aktywności ekonomicznej, od produkcji sprzedanej przemysłu na mieszkańca, jest PKB *per capita*. Jednak wielkości tej GUS nie liczy na poziomie powiatu.

[3] Zarówno dobór owych zmiennych makroekonomicznych, jak i analizowanego przedziału czasu wynikał z dostępności odpowiednich danych statystycznych dla powiatów na stronie www.stat.gov.pl

TABL. 1. WYBRANE WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO WOJ. PODKARPACKIEGO NA TLE INNYCH WOJEWÓDZTW ORAZ POLSKI

Zmienne		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002—2008
Produkcja sprzedana przemysłu na mieszkańca	*a*	68,9	71,8	67,8	66,5	66,7	64,2	62,0	66,9
	b	12	12	12	13	12	13	13	12
	c	mazowieckie (145,7)	śląskie (150,1)	śląskie (170,5)	śląskie (161,9)	śląskie (162,6)	śląskie (162,8)	śląskie (166,6)	śląskie (159,7)
	d	lubelskie (45,8)	lubelskie (45,2)	lubelskie (39,5)	lubelskie (39,7)	lubelskie (37,3)	podlaskie (52,5)	lubelskie (41,9)	lubelskie (43,2)
Wartość brutto środków trwałych na mieszkańca	*a*	62,4	62,1	62,3	62,5	63,0	65,5	66,4	63,4
	b	13	13	13	13	13	12	12	13
	c	mazowieckie (190,1)	mazowieckie (192,7)	mazowieckie (192,3)	mazowieckie (192,9)	mazowieckie (186,3)	mazowieckie (185,5)	mazowieckie (184,7)	mazowieckie (189,2)
	d	lubelskie (55,0)	lubelskie (56,2)	lubelskie (56,2)	lubelskie (55,7)	lubelskie (55,2)	lubelskie (51,9)	lubelskie (52,1)	lubelskie (54,6)
Inwestycje na mieszkańca	*a*	58,2	63,7	61,4	65,0	57,5	56,4	57,6	60,0
	b	13	11	12	14	14	15	14	14
	c	mazowieckie (197,0)	mazowieckie (188,8)	mazowieckie (188,4)	mazowieckie (181,7)	mazowieckie (169,1)	mazowieckie (167,8)	mazowieckie (170,5)	mazowieckie (180,5)
	d	lubelskie (46,9)	lubelskie (47,3)	lubelskie (43,7)	lubelskie (47,9)	lubelskie (41,1)	lubelskie (41,0)	lubelskie (51,0)	lubelskie (45,6)
Płace	*a*	83,7	84,2	83,8	83,0	82,7	82,8	82,8	83,3
	b	16	16	16	16	16	16	16	16
	c	mazowieckie (129,2)	mazowieckie (129,8)	mazowieckie (128,5)	mazowieckie (128,7)	mazowieckie (128,2)	mazowieckie (128,1)	mazowieckie (127,8)	mazowieckie (128,6)
Stopa bezrobocia	*e*	20,4	20,0	19,4	18,4	17,0	14,5	13,0	17,5
	f	7	7	7	7	9	11	12	9
	g	19,8	19,9	19,4	18,1	15,9	12,4	9,7	16,5
	h	mazowieckie (15,1)	mazowieckie (15,2)	mazowieckie (15,2)	małopolskie (14,1)	małopolskie (12,3)	wielkopolskie (9,1)	wielkopolskie (6,5)	mazowieckie (12,9)
	i	warmińsko-mazurskie (30,8)	warmińsko-mazurskie (30,5)	warmińsko-mazurskie (29,4)	warmińsko-mazurskie (27,9)	warmińsko-mazurskie (24,8)	warmińsko-mazurskie (20,0)	warmińsko-mazurskie (16,5)	warmińsko-mazurskie (25,7)

a — wartość zmiennej w woj. podkarpackim (Polska=100); *b* — miejsce woj. podkarpackiego w rankingu województw (kolejność malejąca); *c* — województwo o najwyższej wartości badanego wskaźnika (Polska=100); *d* — województwo o najniższej wartości badanego wskaźnika (Polska=100); *e* — stopa bezrobocia w woj. podkarpackim w %; *f* — miejsce woj. podkarpackiego w rankingu województw (kolejność rosnąca); *g* — stopa bezrobocia w Polsce w %, *h* — stopa bezrobocia w % w województwie o najniższej stopie bezrobocia; *i* — stopa bezrobocia w % w województwie o najwyższej stopie bezrobocia.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych na stronie www.stat.gov.pl.

- przeciętnie w latach 2002—2008 stopa bezrobocia w woj. podkarpackim wynosiła ok. 17,5%, co klasyfikowało województwo na 9 miejscu w kraju. Stopa ta była o 1 p.proc. wyższa od stopy bezrobocia w Polsce.

ZRÓŻNICOWANIE ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO

W tabl. 2 przedstawiono dane statystyczne opisujące przestrzenne zróżnicowanie produkcji sprzedanej przemysłu przypadającej na mieszkańca w powiatach woj. podkarpackiego w latach 2002—2008. Z danych tych można wyciągnąć następujące wnioski:

- zdecydowanie najwyższą wartością tej zmiennej charakteryzowały się powiaty mielecki i stalowowolski. Powiat mielecki w latach 2002—2008 znalazł się na 27 pozycji wśród 379 powiatów ze względu na wielkość tej zmiennej makroekonomicznej, zaś powiat stalowowolski na 34 pozycji;

TABL. 2. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE PRODUKCJI SPRZEDANEJ PRZEMYSŁU NA MIESZKAŃCA W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO

Powiaty *a* — Polska = 100 *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002——2008
Mielecki	*a*	172,9	176,4	187,8	168,8	176,4	176,6	155,5	173,0
	b	25	25	20	30	27	28	37	27
	c	1	1	1	1	1	1	1	1
Stalowowolski	*a*	146,8	147,6	148,9	153,9	159,7	161,2	155,0	154,0
	b	39	39	41	37	36	33	38	34
	c	3	3	2	2	2	2	2	2
Krosno	*a*	155,6	173,8	132,8	135,8	140,9	146,9	136,0	144,8
	b	32	28	53	48	47	42	49	43
	c	2	2	3	3	3	3	3	3
Dębicki	*a*	137,4	136,8	121,4	123,3	121,1	114,2	114,3	122,7
	b	48	47	59	56	63	70	68	56
	c	4	4	4	4	4	4	4	4
Rzeszów	*a*	113,6	113,3	107,7	108,5	104,0	95,3	94,8	104,2
	b	77	71	76	69	81	99	91	77
	c	5	5	5	5	5	6	5	5
Leżajski	*a*	106,1	112,9	74,4	77,1	76,9	74,8	66,7	81,9
	b	82	72	140	133	133	136	158	126
	c	6	6	9	7	8	7	8	6
Tarnobrzeski	*a*	62,8	71,0	76,1	74,1	88,7	96,6	87,9	81,3
	b	179	154	136	140	102	95	105	129
	c	10	10	7	9	6	5	6	7
Ropczycko-sędziszowski	*a*	78,3	78,9	75,1	76,6	68,7	69,9	71,2	73,6
	b	135	130	139	134	148	146	147	146
	c	7	8	8	8	9	8	7	8
Jasielski	*a*	70,2	84,9	83,5	87,8	81,4	56,6	55,0	73,0
	b	157	116	113	106	120	191	198	148
	c	9	7	6	6	7	10	10	9

TABL. 2. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE PRODUKCJI SPRZEDANEJ PRZEMYSŁU NA MIESZKAŃCA W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO (dok.)

Powiaty *a* — Polska = 100 *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002—2008
Sanocki	*a*	70,4	72,4	69,1	67,0	67,7	67,2	66,7	68,4
	b	153	151	155	157	150	156	159	161
	c	8	9	10	10	10	9	9	10
Łańcucki	*a*	37,1	46,5	40,4	41,8	37,5	38,6	40,9	40,3
	b	266	236	251	244	263	263	252	259
	c	14	11	12	11	11	12	13	11
Przeworski	*a*	44,9	44,7	38,1	31,2	31,7	38,1	41,4	38,2
	b	243	242	264	300	292	267	249	267
	c	11	12	13	16	15	13	12	12
Tarnobrzeg	*a*	35,5	31,6	34,4	31,6	36,4	42,0	49,5	38,0
	b	277	293	276	297	273	244	213	270
	c	15	15	14	14	12	11	11	13
Krośnieński	*a*	43,2	43,2	42,9	36,9	31,3	31,4	35,0	37,0
	b	250	248	247	271	296	298	275	276
	c	12	13	11	12	16	15	15	14
Kolbuszowski	*a*	40,2	37,3	32,1	33,7	34,3	35,6	36,0	35,4
	b	256	263	292	287	283	279	271	284
	c	13	14	16	13	13	14	14	15
Rzeszowski	*a*	27,9	30,0	28,3	26,3	27,1	26,8	28,3	27,7
	b	311	304	311	316	315	320	306	317
	c	17	18	18	18	18	16	16	16
Bieszczadzki	*a*	25,7	26,2	30,5	25,7	25,8	26,0	25,7	26,5
	b	325	320	302	320	323	323	319	321
	c	20	19	17	19	19	17	17	17
Przemyśl	*a*	30,7	30,4	26,2	26,6	25,6	25,9	21,2	26,2
	b	296	300	322	314	325	324	335	323
	c	16	17	19	17	20	18	18	18
Jarosławski	*a*	25,9	30,5	32,3	31,3	30,9	17,2	18,4	26,1
	b	323	298	290	299	300	348	347	324
	c	19	16	15	15	17	20	19	19
Niżański	*a*	9,0	12,5	17,6	22,9	33,0	25,2	14,7	20,0
	b	372	366	348	331	287	326	354	344
	c	24	24	20	20	14	19	21	20
Brzozowski	*a*	15,9	16,6	14,9	18,0	17,1	17,1	17,8	16,9
	b	356	359	359	348	351	350	348	352
	c	22	23	23	21	21	21	20	21
Leski	*a*	26,0	22,0	17,0	15,3	12,7	11,7	12,1	15,9
	b	322	337	351	356	361	361	360	357
	c	18	21	21	22	23	23	23	22
Strzyżowski	*a*	18,4	16,7	14,2	13,8	13,9	13,6	13,0	14,5
	b	352	358	363	359	359	358	357	361
	c	21	22	24	23	22	22	22	23
Lubaczowski	*a*	9,4	23,0	15,6	7,5	6,0	7,8	7,2	10,4
	b	371	332	357	371	375	371	373	369
	c	23	20	22	24	24	24	24	24
Przemyski	*a*	7,7	6,8	5,2	5,0	3,6	4,4	3,9	5,0
	b	377	375	378	377	377	377	376	377
	c	25	25	25	25	25	25	25	25

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

- w powiatach Krosno, dębickim i Rzeszów produkcja sprzedana przemysłu przypadająca na mieszkańca w latach 2002—2008 była wyższa od tej, którą notowano w skali całej gospodarki.

Tabl. 3 zawiera dane statystyczne opisujące przestrzenne zróżnicowanie wartości brutto środków trwałych na mieszkańca w powiatach woj. podkarpackiego w latach 2002—2008. Z tablicy tej płyną następujące wnioski:

- zdecydowanie najwyższym poziomem wartości tej zmiennej charakteryzował się powiat sanocki (150,6% wartości w skali całej gospodarki, 30 miejsce w Polsce). Warto również zwrócić uwagę na bardzo wysoką dynamikę tej zmiennej w badanym okresie. Jej wielkość wzrosła tam ze 126,0% wartości w Polsce w roku 2002 do 206,1% w 2008 r.[4];

TABL. 3. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE WARTOŚCI BRUTTO ŚRODKÓW TRWAŁYCH NA MIESZKAŃCA W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO

Powiaty *a* — Polska = 100 *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002—2008
Sanocki	*a*	126,0	126,4	125,5	122,5	130,5	206,1	203,4	150,6
	b	51	49	49	51	46	17	17	30
	c	3	4	4	4	3	1	1	1
Rzeszów	*a*	162,8	135,6	140,0	138,0	140,3	129,1	129,7	138,9
	b	31	41	40	36	39	46	47	38
	c	1	2	1	1	1	4	4	2
Krosno	*a*	138,8	136,6	138,3	133,3	139,1	132,5	137,1	136,5
	b	42	40	42	42	42	44	40	41
	c	2	1	2	3	2	3	2	3
Mielecki	*a*	85,9	131,4	129,8	134,3	121,6	132,8	132,5	124,6
	b	80	47	47	41	54	43	45	49
	c	6	3	3	2	4	2	3	4
Stalowowolski	*a*	121,2	117,7	116,8	116,9	116,9	113,4	114,8	116,7
	b	52	56	54	55	58	57	56	57
	c	4	5	5	5	5	5	5	5
Tarnobrzeg	*a*	94,4	88,1	83,5	82,3	82,6	76,8	76,4	83,1
	b	74	81	90	90	95	99	100	87
	c	5	6	7	7	7	7	8	6
Leżajski	*a*	81,9	81,3	84,4	84,7	85,1	80,9	79,7	82,5
	b	88	92	88	87	86	89	97	88
	c	7	7	6	6	6	6	7	7
Przemyśl	*a*	77,2	76,5	75,8	74,6	72,7	68,1	67,3	73,0
	b	97	98	100	102	110	123	124	106
	c	8	8	8	8	8	9	9	8
Dębicki	*a*	62,2	64,9	63,3	67,6	71,5	71,7	82,6	69,5
	b	123	117	125	117	113	113	89	113
	c	10	9	9	9	9	8	6	9

[4] W liczbach bezwzględnych wartość brutto środków trwałych przypadających na mieszkańca powiatu sanockiego wzrosła z ok. 32,7 tys. zł w roku 2002 do 63,1 tys. zł w 2008 r. (w cenach stałych z 2007 r.).

TABL. 3. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE WARTOŚCI BRUTTO ŚRODKÓW TRWAŁYCH NA MIESZKAŃCA W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO (dok.)

Powiaty *a* — Polska = 100 *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002——2008
Jasielski	*a*	68,4	60,3	60,2	59,5	59,5	59,9	60,2	61,1
	b	109	130	134	142	148	143	142	140
	c	9	10	10	11	11	11	11	10
Tarnobrzeski	*a*	48,7	51,5	58,7	60,8	63,5	64,0	64,3	59,1
	b	172	166	141	137	138	130	129	146
	c	12	11	11	10	10	10	10	11
Jarosławski	*a*	54,2	48,8	47,3	48,2	46,8	42,9	40,4	46,7
	b	151	183	196	190	202	224	236	200
	c	11	12	12	12	12	12	12	12
Łańcucki	*a*	36,8	33,9	34,7	36,6	36,0	37,3	40,0	36,6
	b	236	258	257	250	254	251	240	247
	c	13	14	13	13	13	13	13	13
Ropczycko-sędziszowski	*a*	33,1	34,3	34,5	33,0	35,1	35,5	36,4	34,6
	b	258	256	259	264	262	263	260	259
	c	15	13	14	14	14	14	14	14
Bieszczadzki	*a*	33,2	32,0	32,0	31,1	30,9	29,2	29,9	31,1
	b	257	265	270	276	290	297	292	284
	c	14	15	15	15	15	15	15	15
Przeworski	*a*	32,3	27,8	27,4	28,5	29,3	28,8	28,5	28,9
	b	264	291	303	294	296	299	302	295
	c	16	18	16	16	16	16	16	16
Leski	*a*	28,3	28,3	25,1	24,3	25,0	25,3	27,0	26,1
	b	285	285	314	315	315	316	309	309
	c	18	16	18	17	17	17	17	17
Krośnieński	*a*	29,0	28,1	26,8	22,9	22,1	22,1	21,5	24,5
	b	280	289	307	325	336	334	336	319
	c	17	17	17	19	20	20	20	18
Kolbuszowski	*a*	22,9	22,8	24,1	24,3	23,6	22,4	23,1	23,3
	b	319	319	323	316	324	331	327	324
	c	19	19	19	18	18	19	19	19
Rzeszowski	*a*	18,9	20,7	20,2	21,3	22,8	24,0	25,3	22,0
	b	334	332	339	337	334	322	320	334
	c	20	20	20	20	19	18	18	20
Lubaczowski	*a*	16,2	17,3	18,0	20,5	19,9	16,4	16,4	17,8
	b	348	349	348	342	345	356	360	350
	c	21	21	21	21	21	22	21	21
Niżański	*a*	7,9	12,1	14,4	16,6	19,1	20,9	16,4	15,5
	b	378	363	356	353	347	339	361	355
	c	24	22	22	22	22	21	22	22
Brzozowski	*a*	10,5	11,2	10,6	10,2	11,0	12,1	12,6	11,2
	b	368	370	374	375	373	372	370	373
	c	23	23	23	23	23	23	23	23
Strzyżowski	*a*	10,5	9,9	9,9	9,6	9,9	9,6	10,3	10,0
	b	367	375	377	376	377	376	375	377
	c	22	24	24	24	24	24	24	24
Przemyski	*a*	6,3	6,3	6,5	6,5	6,5	6,0	6,1	6,3
	b	379	379	379	379	379	379	379	379
	c	25	25	25	25	25	25	25	25

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

- w powiatach: Rzeszów (138,9%), Krosno (136,5%), mieleckim (124,6%) i stalowowolskim (116,7%) wartość brutto środków trwałych na mieszkańca przekraczała wielkość tej zmiennej w skali całej gospodarki;
- powiaty: Tarnobrzeg (83,1%), leżajski (82,5%), Przemyśl (73,0%), dębicki (69,5%), jasielski (61,1%) i tarnobrzeski ziemski (59,1%) charakteryzowały się w latach 2002—2008 wartością brutto środków trwałych *per capita* wyższą od 50% wartości tej zmiennej makroekonomicznej w całej gospodarce;
- w pozostałych powiatach woj. podkarpackiego wartość brutto środków trwałych na mieszkańca kształtowała się między 46,7% w pow. jarosławskim (200 miejsce w Polsce) a 6,3% w pow. przemyskim ziemskim (379 miejsce w kraju)[5].

Z kolei w tabl. 4 zestawiono dane statystyczne ilustrujące przestrzenne zróżnicowanie inwestycji przypadających na mieszkańca woj. podkarpackiego. Z danych tych wynika:

TABL. 4. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE INWESTYCJI NA MIESZKAŃCA W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO

Powiaty *a* — Polska = 100 *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002—2008
Rzeszów	*a*	244,9	191,7	178,1	187,3	149,9	141,0	157,1	172,7
	b	12	15	20	21	30	33	27	21
	c	1	1	1	1	1	2	1	1
Krosno	*a*	130,4	123,9	151,2	127,0	115,0	142,6	77,1	121,1
	b	40	44	31	49	52	32	115	44
	c	3	3	2	2	2	1	5	2
Stalowowolski	*a*	63,5	57,3	99,1	109,6	86,2	107,2	126,2	97,0
	b	111	162	71	60	100	61	47	71
	c	6	11	4	4	5	3	2	3
Mielecki	*a*	94,0	102,0	94,4	111,9	91,2	96,8	83,1	95,1
	b	76	60	84	56	89	71	99	74
	c	4	4	5	3	4	4	4	4
Tarnobrzeski	*a*	132,2	174,1	142,8	46,6	78,3	68,6	48,2	90,6
	b	38	22	35	222	114	141	220	80
	c	2	2	3	13	6	6	13	5
Dębicki	*a*	58,2	78,4	84,1	100,2	106,1	87,5	85,4	86,9
	b	128	98	100	73	61	88	95	91
	c	7	6	6	5	3	5	3	6
Jasielski	*a*	50,2	81,7	49,4	56,9	64,0	53,8	51,9	57,5
	b	155	88	199	179	150	186	208	174
	c	8	5	9	7	7	8	10	7
Tarnobrzeg	*a*	67,9	60,8	39,1	54,4	62,9	60,9	49,3	56,2
	b	102	142	261	188	153	164	217	179
	c	5	8	14	10	8	7	11	8

[5] Na podobnie niskim poziomie znajdowały się jedynie jeszcze w kraju powiaty lipnowski (woj. kujawsko-pomorskie 9,5%) i strzyżowski (woj. podkarpackie prawie 10%).

TABL. 4. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE INWESTYCJI NA MIESZKAŃCA W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO (dok.)

Powiaty *a* — Polska = 100 *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002——2008
Sanocki	*a*	43,3	38,5	55,8	55,8	51,5	50,0	58,4	51,3
	b	203	248	177	183	193	208	176	210
	c	9	15	7	8	9	9	7	9
Przemyśl	*a*	28,6	60,3	50,8	55,0	45,4	40,5	56,8	48,5
	b	280	146	193	186	220	252	179	222
	c	15	9	8	9	10	13	8	10
Leżajski	*a*	39,1	53,4	37,5	58,8	39,1	45,8	48,7	46,2
	b	228	179	269	172	248	227	219	234
	c	11	12	15	6	14	10	12	11
Ropczycko-sędziszowski	*a*	41,2	30,2	40,0	43,8	43,0	33,6	72,1	45,2
	b	216	289	255	242	233	287	129	241
	c	10	16	13	16	11	15	6	12
Kolbuszowski	*a*	32,2	23,1	24,2	44,8	27,5	43,0	55,6	37,8
	b	261	329	333	234	309	239	185	272
	c	13	19	20	14	17	11	9	13
Niżański	*a*	13,5	58,9	40,3	52,2	32,1	42,5	19,1	35,9
	b	357	156	253	199	289	241	347	285
	c	22	10	11	12	16	12	20	14
Rzeszowski	*a*	30,5	52,1	34,6	32,2	40,2	32,9	31,7	35,7
	b	269	182	281	290	243	290	297	286
	c	14	13	16	18	12	16	15	15
Łańcucki	*a*	21,2	26,2	29,2	52,4	39,6	26,8	41,7	34,6
	b	324	306	309	198	245	314	240	292
	c	17	18	18	11	13	18	14	16
Jarosławski	*a*	38,3	38,6	47,3	44,5	32,6	19,1	29,7	34,1
	b	232	247	211	236	283	343	304	294
	c	12	14	10	15	15	20	16	17
Przeworski	*a*	19,9	20,3	40,2	42,7	27,1	33,9	19,9	28,9
	b	331	339	254	245	314	284	340	319
	c	19	20	12	17	18	14	19	18
Lubaczowski	*a*	16,9	62,1	29,2	17,7	14,3	12,8	18,6	22,7
	b	341	137	308	354	367	368	348	346
	c	20	7	17	23	23	24	21	19
Bieszczadzki	*a*	24,2	17,6	25,8	19,7	24,6	13,9	27,1	21,8
	b	303	348	326	345	328	363	316	348
	c	16	21	19	22	19	23	17	20
Leski	*a*	20,3	28,8	21,6	26,4	18,7	15,3	17,4	20,4
	b	329	295	344	318	352	358	354	354
	c	18	17	22	19	21	22	22	21
Krośnieński	*a*	12,9	10,4	15,2	20,9	21,9	30,1	16,0	19,1
	b	364	371	365	341	343	299	359	361
	c	23	24	23	20	20	17	24	22
Przemyski	*a*	7,2	17,1	24,2	20,0	12,1	20,7	25,6	18,9
	b	376	350	334	343	372	334	321	362
	c	25	22	21	21	24	19	18	23
Brzozowski	*a*	11,2	16,3	12,5	16,4	18,2	17,5	16,6	15,9
	b	371	354	372	360	355	352	355	368
	c	24	23	24	24	22	21	23	24
Strzyżowski	*a*	13,7	10,0	11,2	11,7	7,6	9,2	6,3	9,5
	b	353	372	373	370	378	373	378	378
	c	21	25	25	25	25	25	25	25

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

- zdecydowanie najwyższym poziomem inwestycji przypadających na mieszkańca woj. podkarpackiego charakteryzował się powiat Rzeszów, ponieważ inwestycje w latach 2002—2008 osiągnęły 172,7% wielkości tej zmiennej w Polsce, co pozwoliło osiągnąć 21 miejsce w kraju;
- również w pow. Krosno ta wielkość była wyższa niż średnio w Polsce (121,1% średniej krajowej). Powiat ten znalazł się na 44 miejscu w kraju;
- w powiatach: stalowowolskim, mieleckim, tarnobrzeskim ziemskim, dębickim, jasielskim, Tarnobrzeg oraz sanockim wartość analizowanej zmiennej była wyższa niż 50% wartości tej zmiennej w skali całej gospodarki;
- w pozostałych powiatach woj. podkarpackiego wielkość ta kształtowała się na poziomie między 48,5% a 9,5% (pow. strzyżowski, 378 miejsce) inwestycji na mieszkańca w skali całej gospodarki.

Z danych w tabl. 5, opisujących przestrzenne zróżnicowanie płac w woj. podkarpackim, można sformułować wniosek, że w żadnym z powiatów woj. podkarpackiego poziom płac nie był wyższy od średniej krajowej (Adamczyk i in., 2009; Jabłoński, Tokarski, 2010). Najbliżej przeciętnego poziomu płac w Polsce znalazł się pow. Rzeszów, odnotowane tam płace stanowiły (średnio) 95,8% płac w kraju (47 miejsce wśród polskich powiatów).

TABL. 5. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE PŁAC W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO

Powiaty *a* — Polska = 100 *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002——2008
Rzeszów	*a*	93,9	95,0	95,2	96,4	95,7	95,4	98,4	95,8
	b	62	56	52	42	49	45	33	47
	c	1	1	1	1	1	1	1	1
Tarnobrzeski	*a*	86,2	89,5	91,1	88,2	89,0	88,3	83,8	87,9
	b	116	87	74	81	78	89	135	92
	c	4	2	2	2	2	3	3	2
Stalowowolski	*a*	86,9	86,8	85,1	83,8	85,9	88,8	89,0	86,8
	b	106	110	120	133	107	87	78	103
	c	2	4	4	5	3	2	2	3
Leski	*a*	83,4	86,1	84,9	84,8	85,2	85,9	83,0	84,7
	b	146	116	129	116	109	109	147	124
	c	6	5	6	3	4	4	4	4
Mielecki	*a*	82,6	84,0	86,2	83,3	84,6	84,3	82,4	83,9
	b	161	143	107	140	116	126	155	133
	c	8	7	3	6	5	5	5	5
Leżajski	*a*	86,3	88,4	84,1	82,2	82,6	82,3	81,8	83,7
	b	115	95	139	151	145	157	164	136
	c	3	3	7	8	6	6	7	6
Dębicki	*a*	82,6	83,9	84,9	83,9	81,8	80,9	80,4	82,5
	b	162	145	125	130	156	175	183	151
	c	9	8	5	4	7	8	9	7

TABL. 5. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE PŁAC W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO (dok.)

Powiaty *a* — Polska = 100 *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002—2008
Przemyśl	*a*	84,1	84,4	83,4	82,2	80,9	80,8	81,9	82,4
	b	136	132	146	150	177	178	161	154
	c	5	6	8	7	9	9	6	8
Jasielski	*a*	80,2	81,3	81,1	80,4	79,7	80,3	80,0	80,4
	b	201	188	189	188	194	188	194	191
	c	15	11	11	10	10	11	11	9
Jarosławski	*a*	79,2	80,2	78,6	80,6	81,8	81,5	80,2	80,4
	b	226	209	240	183	158	167	192	193
	c	16	15	15	9	8	7	10	10
Sanocki	*a*	80,8	82,7	81,4	79,1	79,1	77,9	76,5	79,4
	b	190	162	182	226	208	237	268	208
	c	13	9	9	14	11	13	15	11
Przeworski	*a*	80,9	80,4	81,2	79,7	76,2	78,4	78,9	79,3
	b	185	205	188	207	273	226	216	210
	c	11	13	10	12	15	12	12	12
Tarnobrzeg	*a*	83,1	81,4	79,8	79,3	78,3	77,6	76,4	79,2
	b	150	184	215	220	224	242	272	213
	c	7	10	12	13	13	14	16	13
Ropczycko-sędziszowski	*a*	80,9	80,2	79,5	79,9	78,5	77,2	76,7	78,8
	b	186	208	221	202	216	250	263	223
	c	12	14	13	11	12	15	14	14
Bieszczadzki	*a*	77,5	76,6	76,7	77,2	77,0	80,5	80,4	78,1
	b	266	282	276	257	244	184	180	240
	c	18	19	17	15	14	10	8	15
Krosno	*a*	81,6	80,8	78,3	76,0	74,7	74,5	72,8	76,6
	b	173	193	244	285	307	313	343	275
	c	10	12	16	18	20	20	22	16
Przemyski	*a*	74,1	75,6	75,4	76,4	76,0	75,5	77,6	75,9
	b	333	309	306	273	277	293	246	295
	c	22	22	21	16	16	16	13	17
Kolbuszowski	*a*	77,8	76,6	75,9	75,8	75,4	75,4	74,1	75,7
	b	260	283	293	292	291	294	325	298
	c	17	20	19	19	17	17	18	18
Lubaczowski	*a*	76,3	77,0	78,8	74,4	74,7	74,6	72,9	75,4
	b	289	276	237	315	305	309	342	306
	c	19	18	14	21	19	19	21	19
Krośnieński	*a*	80,5	77,5	76,3	73,9	73,6	73,9	72,7	75,3
	b	195	260	283	327	330	329	344	309
	c	14	16	18	22	22	23	23	20
Rzeszowski	*a*	75,4	76,0	75,5	76,1	74,2	74,2	74,1	75,0
	b	309	299	304	281	318	320	326	316
	c	21	21	20	17	21	21	19	21
Brzozowski	*a*	73,7	73,8	75,0	75,2	74,8	74,9	75,9	74,8
	b	338	338	314	304	304	302	283	319
	c	23	24	22	20	18	18	17	22
Łańcucki	*a*	75,4	77,3	74,4	73,9	72,4	73,4	71,9	73,9
	b	308	267	324	328	346	336	352	335
	c	20	17	23	23	24	24	24	23
Niżański	*a*	72,0	72,5	73,2	71,4	73,1	74,1	73,2	72,8
	b	360	354	342	354	338	326	339	348
	c	25	25	25	25	23	22	20	24
Strzyżowski	*a*	73,3	74,1	73,8	71,8	71,4	71,6	71,4	72,4
	b	346	334	333	350	358	353	361	353
	c	24	23	24	24	25	25	25	25

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Z tabl. 6, w której zestawiono dane statystyczne opisujące przestrzenne zróżnicowanie stopy bezrobocia rejestrowanego w powiatach woj. podkarpackiego, wynika co następuje (Adamczyk i in., 2008; Tokarski, 2008a; Misiak i in., 2010; Jabłoński, Tokarski, 2010):

- kierunek zmian stopy bezrobocia w powiatach woj. podkarpackiego był zgodny zarówno z kierunkiem zmian w województwie, jak i w całej gospodarce. Oznacza to, że w okresach, w których stopa bezrobocia w Polsce rosła (spadała), zazwyczaj rosła (spadała) ona zarówno w woj. podkarpackim, jak i w jego powiatach;
- najniższą stopą bezrobocia charakteryzowały się dwa powiaty grodzkie: Krosno (7,5%, 8 miejsce wśród powiatów w kraju) oraz Rzeszów (8,5%, 15 miejsce);
- warto zauważyć, że południowa część powiatu jasielskiego, znaczna część powiatów przemyskiego i lubaczowskiego oraz powiaty leski i bieszczadzki to obszary, na których w czasie Akcji „Wisła" w 1947 r. wysiedlono rdzenną ludność ukraińską, łemkowską i bojkowską, a na ich miejsce sprowadzono Polaków. Tam też założono państwowe gospodarstwa rolne, które zlikwidowano na początku transformacji systemowej w Polsce. Stało się to przyczyną wysokiego bezrobocia o charakterze strukturalnym na tym obszarze.

TABL. 6. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE STOPY BEZROBOCIA W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO

Powiaty *a* — w % *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów (kolejność rosnąca) *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego (kolejność rosnąca)		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002—2008
Krosno	*a*	10,3	9,3	8,1	8,3	6,7	4,8	5,2	7,5
	b	20	7	5	8	10	16	37	8
	c	2	1	1	1	1	1	1	1
Rzeszów	*a*	9,8	9,5	9,4	9,2	8,1	7,3	6,0	8,5
	b	15	8	9	14	21	52	50	15
	c	1	2	2	2	2	2	2	2
Stalowowolski	*a*	15,2	16,8	15,7	14,8	12,4	9,8	10,0	13,5
	b	98	81	78	83	86	109	153	91
	c	5	3	3	3	3	3	3	3
Mielecki	*a*	15,2	17,2	15,8	15,5	12,9	10,7	10,8	14,0
	b	95	89	81	94	96	128	176	101
	c	4	4	4	4	4	4	5	4
Rzeszowski	*a*	14,9	19,2	19,0	18,6	16,5	15,1	11,4	16,4
	b	93	126	141	155	179	226	191	150
	c	3	6	9	9	10	12	7	5
Przeworski	*a*	15,3	18,0	18,9	18,5	16,4	14,4	13,7	16,5
	b	101	105	136	153	176	211	242	151
	c	6	5	6	8	9	10	11	6
Dębicki	*a*	17,7	20,6	19,0	18,9	16,4	13,1	10,3	16,6
	b	156	147	138	162	175	189	161	155
	c	12	9	8	10	8	5	4	7
Tarnobrzeg	*a*	18,8	20,0	18,5	18,3	15,4	13,5	13,1	16,8
	b	175	140	128	149	146	197	223	159
	c	17	7	5	6	5	6	8	8

TABL. 6. PRZESTRZENNE ZRÓŻNICOWANIE STOPY BEZROBOCIA W POWIATACH WOJ. PODKARPACKIEGO (dok.)

Powiaty *a* — w % *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów (kolejność rosnąca) *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego (kolejność rosnąca)		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002——2008
Tarnobrzeski	*a*	17,3	20,5	18,9	18,4	16,2	13,8	13,6	17,0
	b	141	146	137	151	172	201	240	163
	c	10	8	7	7	7	7	10	9
Łańcucki	*a*	18,4	21,2	19,9	18,9	16,7	14,5	13,5	17,6
	b	172	163	155	165	184	215	237	180
	c	16	10	11	12	11	11	9	10
Sanocki	*a*	19,5	23,9	22,0	18,3	16,0	13,9	10,9	17,8
	b	187	212	200	148	164	202	182	187
	c	19	17	15	5	6	8	6	11
Jarosławski	*a*	17,3	21,4	19,8	19,8	18,7	16,9	15,1	18,4
	b	140	165	153	184	227	271	275	199
	c	9	12	10	13	16	17	15	12
Leżajski	*a*	17,6	22,6	20,6	18,9	18,5	16,3	14,8	18,5
	b	152	188	170	164	220	255	269	200
	c	11	13	13	11	12	14	14	13
Krośnieński	*a*	18,1	23,5	21,7	21,2	18,6	14,0	13,8	18,7
	b	162	206	192	213	223	205	244	205
	c	14	15	14	16	13	9	12	14
Kolbuszowski	*a*	17,1	23,1	22,4	21,0	18,7	16,4	15,1	19,1
	b	137	202	202	205	228	259	276	213
	c	8	14	17	15	17	15	16	15
Przemyśl	*a*	19,9	21,3	20,3	20,1	18,6	17,0	16,7	19,1
	b	196	164	165	191	224	273	302	214
	c	21	11	12	14	14	18	18	16
Ropczycko-sędziszowski	*a*	18,1	23,7	22,3	21,4	18,6	15,7	14,7	19,2
	b	165	208	201	221	225	238	268	217
	c	15	16	16	17	15	13	13	17
Jasielski	*a*	19,1	24,1	23,6	22,0	19,5	16,8	16,2	20,2
	b	179	217	224	231	240	267	289	236
	c	18	19	20	18	18	16	17	18
Przemyski	*a*	16,7	24,0	23,4	22,7	21,1	19,1	17,9	20,7
	b	131	216	220	246	268	299	314	247
	c	7	18	19	20	20	19	19	19
Lubaczowski	*a*	17,8	24,3	23,3	22,4	20,4	19,8	18,0	20,9
	b	157	222	217	240	256	308	315	251
	c	13	20	18	19	19	20	20	20
Niżański	*a*	20,4	26,4	23,9	23,3	21,4	20,1	19,4	22,1
	b	209	254	232	253	273	313	327	274
	c	22	22	21	21	21	21	21	21
Strzyżowski	*a*	19,7	26,2	24,9	25,5	24,2	22,0	20,1	23,2
	b	191	253	253	282	305	336	333	284
	c	20	21	22	22	22	23	22	22
Leski	*a*	20,9	28,2	27,1	26,5	25,3	22,9	22,4	24,8
	b	216	278	280	289	316	347	355	300
	c	23	23	23	23	23	25	24	23
Brzozowski	*a*	22,2	29,9	28,2	28,2	25,4	22,8	23,6	25,8
	b	235	296	289	305	319	346	368	316
	c	24	24	24	24	24	24	25	24
Bieszczadzki	*a*	27,1	31,9	30,4	29,1	27,1	21,5	21,4	26,9
	b	301	318	318	320	337	327	342	327
	c	25	25	25	25	25	22	23	25

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W tabl. 7 przedstawiono pozycje (rangi) powiatów w rankingu powiatów woj. podkarpackiego, zaś w tabl. 8 owe rangi w rankingu wszystkich powiatów polskich. Przedstawione sumy rang stanowią taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego badanych powiatów. Wynika to stąd, że im mniejsze są sumy rang, tym przeciętnie wyższą pozycję zajmował dany powiat w rankingach powiatów woj. podkarpackiego. Z przedstawionych w tabl. 7 i 8 rankingów powiatów woj. podkarpackiego wyciągnąć można następujące wnioski:

- w pierwszej grupie kwintylowej o najwyższym poziomie rozwoju ekonomicznego znalazły się powiaty: Rzeszów, stalowowolski, mielecki, Krosno i dębicki. Są to prężne miasta, będące ośrodkami rozwoju regionalnego (Rzeszów) lub lokalnego (Krosno) oraz trzy powiaty (stalowowolski, mielecki i dębicki) o dobrze rozwiniętym przemyśle;

TABL. 7. KLASYFIKACJA ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO ZE WZGLĘDU NA POZYCJE ZAJMOWANE W WOJEWÓDZTWIE W LATACH 2002—2008

Powiaty	Pozycja (ranga) w województwie ze względu na					Suma rang
	produkcję sprzedaną przemysłu na mieszkańca[a]	wartość brutto środków trwałych na mieszkańca[a]	inwestycje na mieszkańca[a]	płace[a]	stopę bezrobocia[b]	
Rzeszów	5	2	1	1	2	11
Stalowowolski	2	5	3	3	3	16
Mielecki	1	4	4	5	4	18
Krosno	3	3	2	16	1	25
Dębicki	4	9	6	7	7	33
Tarnobrzeski	7	11	5	2	9	34
Sanocki	10	1	9	11	11	42
Leżajski	6	7	11	6	13	43
Tarnobrzeg	13	6	8	13	8	48
Jasielski	9	10	7	9	18	53
Przemyśl	18	8	10	8	16	60
Przeworski	12	16	18	12	6	64
Ropczycko-sędziszowski	8	14	12	14	17	65
Jarosławski	19	12	17	10	12	70
Łańcucki	11	13	16	23	10	73
Rzeszowski	16	20	15	21	5	77
Kolbuszowski	15	19	13	18	15	80
Leski	22	17	21	4	23	87
Krośnieński	14	18	22	20	14	88
Bieszczadzki	17	15	20	15	25	92
Niżański	20	22	14	24	21	101
Lubaczowski	24	21	19	19	20	103
Przemyski	25	25	23	17	19	109
Brzozowski	21	23	24	22	24	114
Strzyżowski	23	24	25	25	22	119

a 1 — najwyższa wartość badanej zmiennej w województwie, 25 — najniższa wartość badanej zmiennej w województwie.
b 1 — najniższa wartość badanej zmiennej w województwie, 25 — najwyższa wartość badanej zmiennej w województwie.
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

- w drugiej grupie kwintylowej, a więc w grupie powiatów o dość wysokim poziomie rozwoju ekonomicznego, znalazły się powiaty: tarnobrzeski ziemski[6], sanocki, leżajski, jasielski i Tarnobrzeg;
- do trzeciej grupy kwintylowej zaliczono powiaty: Przemyśl, ropczycko-sędziszowski, jarosławski, przeworski i łańcucki;
- w czwartej grupie kwintylowej, czyli o niskim poziomie rozwoju ekonomicznego, znalazły się powiaty: rzeszowski ziemski, kolbuszowski, leski, krośnieński ziemski oraz bieszczadzki;
- wśród powiatów o najniższym poziomie rozwoju ekonomicznego były w latach 2002—2008 powiaty: niżański, lubaczowski, przemyski ziemski, brzozowski i strzyżowski (głównie rolnicze);
- warto również zaznaczyć, że mimo różnic w klasyfikacji powiatów w tabl. 7 i 8, grupy kwintylowe powiatów pokrywają się. Świadczy o tym również bardzo wysoki współczynnik korelacji Pearsona pomiędzy sumami rang w powiatach w tabl. 7 i 8. Współczynnik ów wynosi bowiem ok. 0,988.

TABL. 8. KLASYFIKACJA ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO ZE WZGLĘDU NA POZYCJE ZAJMOWANE W POLSCE W LATACH 2002—2008

Powiaty	Pozycja (ranga) w Polsce ze względu na					Suma rang
	produkcję sprzedaną przemysłu na mieszkańca[a]	wartość brutto środków trwałych na mieszkańca[a]	inwestycje na mieszkańca[a]	płace[a]	stopę bezrobocia[b]	
Rzeszów	77	38	21	47	15	198
Stalowowolski	34	57	71	103	91	356
Mielecki	27	49	74	133	101	384
Krosno	43	41	44	275	8	411
Dębicki	56	113	91	151	155	566
Tarnobrzeski	129	146	80	92	163	610
Leżajski	126	88	234	136	200	784
Sanocki	161	30	210	208	187	796
Jasielski	148	140	174	191	236	889
Tarnobrzeg	270	87	179	213	159	908
Przemyśl	323	106	222	154	214	1019
Ropczycko-sędziszowski	146	259	241	223	217	1086
Jarosławski	324	200	294	193	199	1210
Przeworski	267	295	319	210	151	1242
Łańcucki	259	247	292	335	180	1313
Kolbuszowski	284	324	272	298	213	1391
Rzeszowski	317	334	286	316	150	1403
Krośnieński	246	319	361	309	205	1440
Leski	357	309	354	124	300	1444

a 1 — najwyższa wartość badanej zmiennej w Polsce, 379 — najniższa wartość badanej zmiennej w Polsce. *b* 1 — najniższa wartość badanej zmiennej w Polsce, 379 — najwyższa wartość badanej zmiennej w Polsce.

[6] Warto podkreślić, że pow. tarnobrzeski ziemski jest jedynym powiatem ziemskim w woj. podkarpackim, który w klasyfikacjach wyprzedził odpowiadający mu pow. grodzki. Dobrze to świadczy o otoczeniu Tarnobrzega, źle zaś o samym mieście, które, jak się wydaje, nadal nie może poradzić sobie z efektami likwidacji „Siarkopolu”.

TABL. 8. KLASYFIKACJA ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO ZE WZGLĘDU NA POZYCJE ZAJMOWANE W POLSCE W LATACH 2002—2008 (dok.)

Powiaty	Pozycja (ranga) w Polsce ze względu na					Suma rang
	produkcję sprzedaną przemysłu na mieszkańca[a]	wartość brutto środków trwałych na mieszkańca[a]	inwestycje na mieszkańca[a]	płace[a]	stopę bezrobocia[b]	
Bieszczadzki	321	284	348	240	327	1520
Niżański	344	355	285	348	274	1606
Lubaczowski	369	350	346	306	251	1622
Przemyski	377	379	362	295	247	1660
Brzozowski	352	373	368	319	316	1728
Strzyżowski	361	377	378	353	284	1753

a 1 — najwyższa wartość badanej zmiennej w Polsce, 379 — najniższa wartość badanej zmiennej w Polsce. *b* 1 — najniższa wartość badanej zmiennej w Polsce, 379 — najwyższa wartość badanej zmiennej w Polsce.
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

TAKSONOMICZNE WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO

W prostych analizach taksonomicznych zastosowano następującą procedurę[7]:

I. Określono zbiór stymulant i destymulant, złożony z rozważanych zmiennych. W zbiorze tym stymulantami rozwoju ekonomicznego są: produkcja sprzedana przemysłu przypadająca na mieszkańca, wartość brutto środków trwałych *per capita*, inwestycje przypadające na mieszkańca oraz płace, zaś destymulantą — stopa bezrobocia.

II. Destymulantę zamieniono na stymulantę, licząc jej odwrotność.

III. Uzyskane w ten sposób stymulanty wystandaryzowano (znormalizowano) zgodnie z równaniem:

$$s_{ijt} = \frac{x_{ijt}}{\max\limits_{it}(x_{ijt})} \tag{1}$$

gdzie indeksy i odnoszą się do powiatów, j-stymulant, t-lat, zaś x_{ijt} to wartość j-tej stymulanty w i-tym powiecie w roku t[8]. x_{ijt} to wartość j-tej stymulanty w i-tym powiecie w roku t, natomiast s_{ijt} oznacza wartość wystandaryzowanej j-tej stymulanty w i-tym powiecie w roku t. Wystandaryzowane

[7] Procedura taka wykorzystywana była m.in. w pracach Tokarskiego (2005, 2008b); Tokarskiego, Stępnia, Wojnarowskiego (2006). Alternatywne metody analiz taksonomicznych znaleźć można m.in. w pracach: Berbeki (1999); Majewskiego (1999); Tokarskiego, Gabryjelskiej, Krajewskiego, Mackiewicza (1999); Rogut, Tokarskiego (2002); Gajewskiego (2002, 2003); Kaczorowskiego (2004).

[8] W prowadzonych analizach wykorzystano dane statystyczne dotyczące wszystkich powiatów w Polsce po to, by określić pozycje powiatów woj. podkarpackiego (pod względem taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego) w kraju.

stymulanty s_{ijt}, określone przez równanie (1), charakteryzują się tym, że wartość każdej z nich należy do przedziału [0;1]. Wartość 1 (0) oznacza, iż w *i*-tym powiecie w roku *t* *j*-ta stymulanta uzyskała maksymalną (minimalną) wartość wśród powiatów w rozważanym przedziale czasu.

IV. Następnie policzono wskaźniki rozwoju ekonomicznego oparte na odległości w przestrzeni euklidesowej, dane wzorem:

$$E_{it} = \sqrt{\sum_{j=1}^{5} (1 - s_{ijt})^2} \tag{2}$$

Wskaźniki taksonomiczne (2) mierzą odległości w przestrzeni euklidesowej *i*-tego powiatu w roku *t* od hipotetycznego powiatu wzorca, który charakteryzowałby się maksymalną wartością każdej z badanych stymulant. Wskaźniki (2) należą do przedziału $\left(0;\sqrt{5}\right) \approx (0;2{,}236)$. Gdyby wartość wskaźnika (2) była równa 0, to dany powiat charakteryzowałby się maksymalną wartością każdej z badanych stymulant. Im wyższa jest zaś wartość wskaźnika, tym niższy jest poziom rozwoju ekonomicznego danego powiatu.

Policzone taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego w latach 2002—2008 zestawiono w tabl. 9. Z danych w tej tablicy wyciągnąć można następujące wnioski:

- na początku badanego okresu pierwszą grupę kwintylową (czyli grupę o najwyższym poziomie rozwoju ekonomicznego) tworzyły powiaty: Rzeszów, Krosno, stalowowolski, mielecki i sanocki. W roku 2008 najlepiej rozwiniętym ekonomicznie powiatem okazał się powiat stalowowolski, następnie powiaty: Rzeszów, mielecki, sanocki i Krosno;
- w drugiej grupie kwintylowej, a zatem w grupie powiatów o względnie wysokim poziomie rozwoju ekonomicznego, znalazły się powiaty: dębicki, tarnobrzeski ziemski, leżajski, jasielski i Tarnobrzeg;

TABL. 9. TAKSONOMICZNE WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO

Powiaty *a* — wartość wskaźnika *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów (kolejność rosnąca) *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego (kolejność rosnąca)		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002——2008
Rzeszów	*a*	1,54049	1,56493	1,55147	1,53631	1,52865	1,51162	1,47918	1,53038
	b	25	38	39	31	34	44	39	38
	c	1	1	2	1	1	3	2	1
Mielecki	*a*	1,64466	1,57696	1,55074	1,54741	1,53476	1,48203	1,49178	1,54691
	b	66	41	38	37	38	36	44	41
	c	4	2	1	2	2	1	3	2

TABL. 9. TAKSONOMICZNE WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO (cd.)

Powiaty *a* — wartość wskaźnika *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów (kolejność rosnąca) *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego (kolejność rosnąca)		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002——2008
Stalowowolski	*a*	1,63251	1,61976	1,58710	1,57364	1,55214	1,49915	1,46562	1,56142
	b	62	63	55	47	51	38	32	49
	c	3	4	4	3	3	2	1	3
Krosno	*a*	1,60235	1,58181	1,58175	1,58958	1,56709	1,52503	1,55457	1,57174
	b	49	48	52	58	57	52	72	55
	c	2	3	3	4	4	4	5	4
Sanocki	*a*	1,68479	1,66825	1,65598	1,65979	1,63735	1,55220	1,53750	1,62798
	b	95	98	97	106	107	63	62	85
	c	5	7	5	6	6	5	4	5
Dębicki	*a*	1,69610	1,66734	1,65930	1,64134	1,61599	1,60293	1,58081	1,63769
	b	104	96	101	92	88	92	87	94
	c	6	5	7	5	5	6	6	6
Tarnobrzeski	*a*	1,71286	1,67125	1,65828	1,69927	1,65077	1,62376	1,63846	1,66495
	b	122	101	100	145	114	108	132	111
	c	8	8	6	9	7	7	7	7
Leżajski	*a*	1,69625	1,66774	1,69247	1,67902	1,67039	1,64870	1,64224	1,67097
	b	106	97	125	115	132	137	137	119
	c	7	6	8	7	8	8	8	8
Jasielski	*a*	1,73156	1,70313	1,70720	1,69784	1,68232	1,68345	1,67297	1,69692
	b	144	124	143	140	141	171	173	146
	c	10	9	9	8	9	10	10	9
Tarnobrzeg	*a*	1,71642	1,72039	1,72858	1,72059	1,70074	1,68206	1,67258	1,70591
	b	125	149	184	175	165	170	172	166
	c	9	10	10	10	10	9	9	10
Przemyśl	*a*	1,74699	1,72583	1,72916	1,72490	1,72128	1,70978	1,68789	1,72083
	b	176	159	185	181	198	211	199	192
	c	11	11	11	11	11	11	12	11
Ropczycko-sędziszowski	*a*	1,76199	1,75390	1,74449	1,73835	1,73047	1,71864	1,67831	1,73231
	b	206	215	214	206	218	228	182	215
	c	12	12	12	12	12	12	11	12
Jarosławski	*a*	1,77508	1,76648	1,76069	1,75393	1,74744	1,75640	1,74342	1,75763
	b	241	243	248	244	250	301	297	271
	c	13	13	13	13	13	15	15	13
Łańcucki	*a*	1,79679	1,78056	1,78192	1,76603	1,76709	1,75536	1,73264	1,76863
	b	296	279	300	268	290	299	274	291
	c	17	14	15	14	14	14	13	14
Przeworski	*a*	1,79030	1,78626	1,77484	1,77577	1,77829	1,75095	1,74719	1,77194
	b	280	294	279	284	315	292	307	302
	c	14	16	14	15	16	13	17	15
Kolbuszowski	*a*	1,80033	1,79818	1,79620	1,78260	1,78187	1,75755	1,73962	1,77948
	b	301	319	324	302	321	304	287	311
	c	19	21	19	16	17	16	14	16
Bieszczadzki	*a*	1,79825	1,79615	1,78562	1,78820	1,77667	1,76616	1,74593	1,77957
	b	298	314	305	316	314	317	302	312
	c	18	20	16	18	15	17	16	17
Leski	*a*	1,79652	1,78279	1,79063	1,78696	1,78255	1,77181	1,76327	1,78208
	b	293	284	314	315	324	326	324	314
	c	16	15	18	17	18	19	18	18

TABL. 9. TAKSONOMICZNE WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO (dok.)

Powiaty *a* — wartość wskaźnika *b* — miejsce wśród 379 polskich powiatów (kolejność rosnąca) *c* — miejsce wśród 25 powiatów woj. podkarpackiego (kolejność rosnąca)		2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Średnio w latach 2002—2008
Krośnieński	*a*	1,79582	1,79311	1,78984	1,79587	1,79183	1,77475	1,77459	1,78797
	b	289	307	313	331	340	332	345	323
	c	15	17	17	19	21	21	20	19
Rzeszowski	*a*	1,81668	1,79566	1,80023	1,79696	1,78482	1,77320	1,76535	1,79041
	b	334	311	332	334	329	327	331	327
	c	20	19	20	20	19	20	19	20
Niżański	*a*	1,84542	1,81500	1,81259	1,80114	1,78767	1,76855	1,79048	1,80298
	b	377	353	354	341	334	321	364	353
	c	24	22	22	21	20	18	22	21
Lubaczowski	*a*	1,83062	1,79534	1,80610	1,81867	1,81477	1,80711	1,79885	1,81021
	b	361	310	342	366	369	367	370	362
	c	21	18	21	22	23	23	23	22
Brzozowski	*a*	1,83679	1,82698	1,82577	1,81898	1,81108	1,79890	1,78688	1,81505
	b	374	368	372	367	363	360	358	367
	c	23	23	23	23	22	22	21	23
Strzyżowski	*a*	1,83630	1,83096	1,83039	1,83112	1,82652	1,81642	1,81096	1,82610
	b	371	376	378	377	377	375	378	376
	c	22	24	24	25	24	25	25	24
Przemyski	*a*	1,84858	1,83563	1,83220	1,82955	1,82871	1,81486	1,79956	1,82701
	b	378	377	379	376	378	373	371	378
	c	25	25	25	24	25	24	24	25

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

- trzecia grupa kwintylowa składała się z powiatów: Przemyśl, ropczycko-sędziszowski, jarosławski, łańcucki oraz przeworski;
- powiaty: kolbuszowski, bieszczadzki, leski, krośnieński ziemski i rzeszowski ziemski tworzyły czwartą grupę kwintylową;
- ostatnia grupa kwintylowa, a więc grupa powiatów o najniższym poziomie rozwoju ekonomicznego, w roku 2002 złożona była z powiatów: lubaczowskiego, strzyżowskiego, brzozowskiego, niżańskiego i przemyskiego ziemskiego. W roku 2008 kolejność powiatów w tej grupie kwintylowej przedstawiała się następująco: powiaty brzozowski, niżański, lubaczowski, przemyski ziemski i strzyżowski;
- warto również zwrócić uwagę, iż składy badanych grup kwintylowych były raczej stabilne. Świadczy to o względnie stabilnym przestrzennym zróżnicowaniu rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego.

W tabl. 10 zestawiono względne zmiany taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego w latach 2002—2008. Znaleźć tam można także występujące wówczas zmiany pozycji powiatów na krajowej i wojewódzkiej liście rankingowej. Z tabl. 10 wynika m.in., że:

- powiaty woj. podkarpackiego mogły poszczycić się spadkiem taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego w latach 2002—2008. Oznacza to, że we wszystkich powiatach tego województwa wystąpił wówczas wzrost poziomu rozwoju ekonomicznego;
- najwyższe, przekraczające 10%, względne spadki taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego w omawianych latach zanotował powiat stalowowolski;
- najniższy wzrost poziomu rozwoju ekonomicznego miały powiaty: leski, jarosławski, lubaczowski, strzyżowski i krośnieński ziemski;
- 11 powiatów awansowało w ogólnopolskiej klasyfikacji taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego w latach 2002—2008, zaś pozostałe 14 spadło;
- jeśli rozważa się zmiany pozycji powiatów pod względem taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego wewnątrz województwa, to okazuje się, że 12 poprawiło swoje miejsce, a 10 pogorszyło, natomiast powiaty dębicki, jasielski oaz Tarnobrzeg nie zmieniły pozycji.

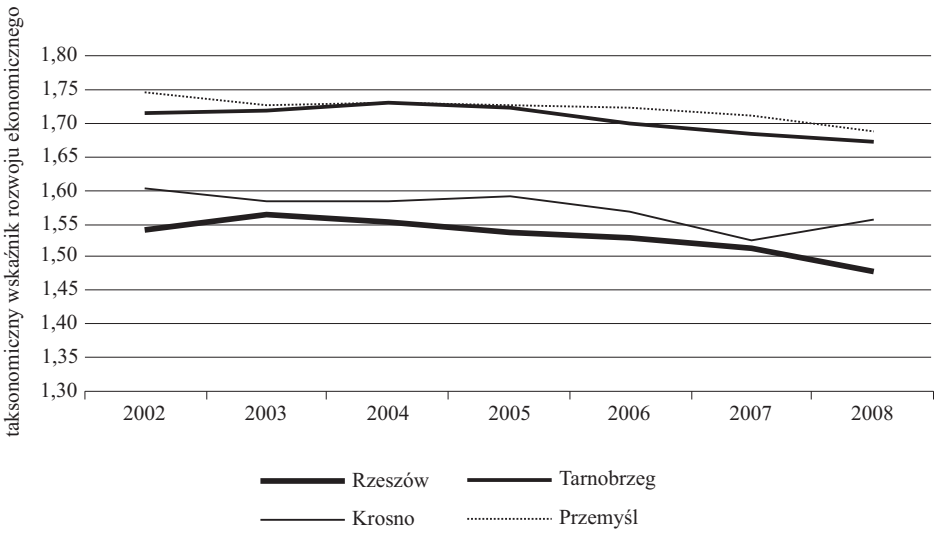
TABL. 10. WZGLĘDNE ZMIANY TAKSONOMICZNYCH WSKAŹNIKÓW ROZWOJU EKONOMICZNEGO POWIATÓW WOJ. PODKARPACKIEGO ORAZ ICH POZYCJI NA LISTACH RANKINGOWYCH MIĘDZY ROKIEM 2002 A 2008

Powiaty	Względna zmiana taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego w %	Zmiana pozycji na liście rankingowej[a]	
		krajowej	wojewódzkiej
Stalowowolski	–10,22	↑30	↑2
Mielecki	–9,30	↑22	↑1
Sanocki	–8,74	↑33	↑1
Dębicki	–6,80	↑17	ta sama pozycja
Ropczycko-sędziszowski	–4,75	↑24	↑1
Tarnobrzeski	–4,34	↓10	↑1
Rzeszów	–3,98	↓14	↓1
Łańcucki	–3,57	↑22	↑4
Jasielski	–3,38	↓29	ta sama pozycja
Przemyśl	–3,38	↓23	↓1
Kolbuszowski	–3,37	↑14	↑5
Leżajski	–3,18	↓31	↓1
Krosno	–2,98	↓23	↓3
Niżański	–2,98	↑13	↑2
Bieszczadzki	–2,91	↓4	↑2
Rzeszowski	–2,83	↑3	↑1
Brzozowski	–2,72	↑16	↑2
Przemyski	–2,65	↑7	↑1
Tarnobrzeg	–2,55	↓47	ta sama pozycja
Przeworski	–2,41	↓27	↓3
Leski	–1,85	↓31	↓2
Jarosławski	–1,78	↓56	↓2
Lubaczowski	–1,74	↓9	↓2
Strzyżowski	–1,38	↓7	↓3
Krośnieński	–1,18	↓56	↓5

a znak „↑” oznacza awans, zaś znak „↓” spadek w rankingu.

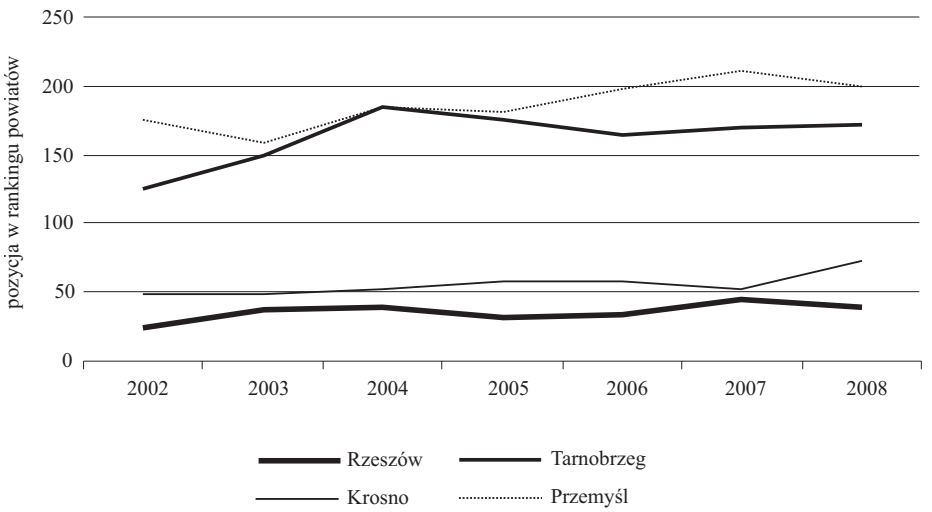
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wykr. 1. TAKSONOMICZNE WSKAŹNIKI ROZWOJU EKONOMICZNEGO RZESZOWA, KROSNA, TARNOBRZEGA I PRZEMYŚLA



Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wykr. 2. POZYCJE RZESZOWA, KROSNA, TARNOBRZEGA I PRZEMYŚLA W RANKINGU POWIATÓW WZGLĘDEM TAKSONOMICZNEGO WSKAŹNIKA ROZWOJU EKONOMICZNEGO



Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Na wykresach 1 i 2 zilustrowano wartości taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego oraz pozycje w rankingu krajowym w latach 2002——2008 powiatów: Rzeszów, Krosno, Przemyśl i Tarnobrzeg. Okazuje się, że:

- Rzeszów i Krosno charakteryzowały się znacznie wyższym poziomem rozwoju ekonomicznego od Tarnobrzega i Przemyśla;
- Rzeszów w rankingu krajowym spadł z miejsca 25 w roku 2002 na miejsce 39 w roku 2008;
- Krosno w roku 2002 znajdowało się na miejscu 49 w kraju, by spaść na miejsce 72 w roku 2008;
- na początku badanego okresu Tarnobrzeg znajdował się na 125 pozycji w kraju, natomiast w roku 2008 znalazł się na 172 miejscu;
- Przemyśl w roku 2002 znajdował się na 176 pozycji w Polsce. W roku 2008 przesunął się na pozycję 199;
- najwyższy, wśród rozważanych miast, spadek taksonomicznego wskaźnika rozwoju ekonomicznego wystąpił w Rzeszowie (o 3,98%), najniższy natomiast w Tarnobrzegu (2,55%).

Podsumowanie

Prowadzone analizy można podsumować:

I. Woj. podkarpackie należy do słabiej rozwiniętych ekonomicznie regionów ze względu na badane zmienne makroekonomiczne.

II. Rozważając poziom rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego wśród wszystkich 379 powiatów w latach 2002—2008, w pierwszej grupie kwintylowej znalazły się 4 powiaty tego województwa (Rzeszów, mielecki, stalowowolski i Krosno); w drugiej grupie powiaty: sanocki, dębicki, tarnobrzeski ziemski, leżajski i jasielski; w trzeciej grupie powiaty: Tarnobrzeg, Przemyśl i ropczycko-sędziszowski; w czwartej grupie były powiaty: jarosławski, łańcucki i przeworski. Pozostałe 10 powiatów (kolbuszowski, bieszczadzki, leski, krośnieński ziemski, rzeszowski ziemski, niżański, lubaczowski, brzozowski, strzyżowski oraz przemyski ziemski) należało do grupy najsłabiej rozwiniętych ekonomicznie powiatów w Polsce.

III. Warto podkreślić, że Przemyśl i Tarnobrzeg, które do 1999 r. były stolicami starych województw, charakteryzowały się znacząco niższym poziomem rozwoju ekonomicznego od Rzeszowa i Krosna.

IV. Powiaty grodzkie woj. podkarpackiego (z wyjątkiem Tarnobrzega) notowały znacznie wyższy poziom rozwoju od odpowiadających im powiatów ziemskich.

V. Najwyższe stopy wzrostu taksonomicznych wskaźników rozwoju ekonomicznego w analizowanym przedziale czasu występowały w powiatach: stalowowolskim, mieleckim i sanockim (najniższe występowały w powiatach: krośnieńskim ziemskim, strzyżowskim, lubaczowskim, jarosławskim i leskim).

VI. Wnioskiem bardziej ogólnym jest to, że funkcję centralnego ośrodka rozwoju ekonomicznego w woj. podkarpackim pełni jego stolica — Rzeszów. Miasta stanowiące ośrodki rozwoju lokalnego to: Mielec, Stalowa Wola, Krosno oraz (w mniejszym stopniu) Sanok i Dębica. Gorzej zaś z tej funkcji wywiązują się Tarnobrzeg i Przemyśl, które po dwudziestu latach transformacji dość słabo radzą sobie z realiami gospodarki rynkowej.

---

mgr Bogdan Bajorski — *Wyższa Szkoła Handlowa im. B. Markowskiego w Kielcach*, **prof. dr. hab. Tomasz Tokarski** — *UJ, Wyższa Szkoła Handlowa im. B. Markowskiego w Kielcach*

LITERATURA

Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R. W. (2008), *Zróżnicowanie bezrobocia w województwach małopolskim i podkarpackim*, „Wiadomości Statystyczne", nr 5

Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R. W. (2009), *Przestrzenne zróżnicowanie płac w Polsce*, „Gospodarka Narodowa", nr 9

Berbeka J. (1999), *Porównanie poziomu życia w krajach Europy Środkowej*, „Wiadomości Statystyczne", nr 8

Gajewski P. (2002), *Regionalne zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego Polski w latach dziewięćdziesiątych*, praca magisterska napisana w Katedrze Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem E. Kwiatkowskiego

Gajewski P. (2003), *Zróżnicowanie rozwoju gospodarczego w latach 90.*, „Wiadomości Statystyczne", nr 11

Jabłoński Ł., Tokarski T. (2010), *Taksonomiczne wskaźniki przestrzennego zróżnicowania rozwoju powiatów*, opracowanie przesłane do redakcji „Studiów Prawno-Ekonomicznych"

Kaczorowski P. (2004), *Efekty restrukturyzacji a prywatyzacja przedsiębiorstw. Analiza oparta na miarach taksonomicznych*, praca doktorska napisana w Instytucie Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego pod kierunkiem S. Krajewskiego

Kwiatkowski E. (red.) (2008), *Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów. Elementy teorii i próba diagnozy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź

Majewski S. (1999), *Szeregowanie krajów przy pomocy Diagramu Czekanowskiego i Taksonomicznego Miernika Rozwoju*, „Wiadomości Statystyczne", nr 8

Misiak T., Sulima A., Tokarski T. (2010), *Czy w polskich powiatach występuje efekt konwergencji realnej?*, [w:] W. Kwiatkowska, E. Kwiatkowski (2010)

Rogut A., Tokarski T. (2002), *Regional diversity of employment structure and outflows from unemployment to employment in Poland*, „International Journal of Manpower", vol. 23, No. 1

Tokarski T. (2005), *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Polskiego Towarzystwa Ekonomicznego, Warszawa

Tokarski T. (2008 a), *Przestrzenne zróżnicowanie bezrobocia rejestrowanego w Polsce w latach 1999—2006*, „Gospodarka Narodowa", nr 7—8

Tokarski T. (2008 b), *Taksonomiczne wskaźniki rozwoju ekonomicznego polskich województw*, [w:] E. Kwiatkowski (2008), *Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów. Elementy teorii i próba diagnozy*

Tokarski T., Gabryjelska A., Krajewski P., Mackiewicz M. (1999), *Determinanty regionalnego zróżnicowania PKB, zatrudnienia i płac*, „Wiadomości Statystyczne", nr 8

Tokarski T., Stępień W., Wojnarowski J. (2006), *Zróżnicowanie poziomu rozwoju społeczno-ekonomicznego regionów*, „Wiadomości Statystyczne", nr 7—8

SUMMARY

The article presents a statistical analysis of the diversification in poviat economic development of the Podkarpackie voivodship in years 2002—2008. The diversification is presented by such indicators as sold industry production, fixed assets gross value as well as investment per one inhabitant. Wages and unemployment rates are taken into account, too.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет статистический анализ пространственной дифференциации экономического развития повятов подкарпатского воеводства в 2002—2008 гг. Эта дифференциация представляется на фоне таких экономических показателей, как стоимость реализированной промышленной продукции, валовая стоимость основных средств и капиталовложения в пересчете на душу населения. Во внимание принимались также зарплата и показатель безработицы.

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Marcin SALAMAGA

Specjalizacja w zakresie bezpośrednich inwestycji zagranicznych w przemyśle przetwórczym krajów OECD

Istotą bezpośrednich inwestycji zagranicznych (BIZ) jest uzyskanie własności lub kontroli nad firmą zagraniczną oraz zdobycie wpływu na zarządzanie nią poprzez transfer kapitału, pracy, wiedzy technologicznej i organizacyjnej. Wskutek tego powstaje przedsiębiorstwo z pełną zagraniczną własnością bądź z określonym udziałem kapitału zagranicznego.

Inwestorem może być zarówno osoba fizyczna, spółka, grupa firm, jak i rząd. W praktyce większość inwestycji zagranicznych prowadzi tzw. przedsiębiorstwa ponadnarodowe tworzące w różnych krajach filie, oddziały lub przedsiębiorstwa stowarzyszone (Rynarzewski, Zielińska-Głębocka, 2006).

BIZ stanowią niekiedy znaczące uzupełnienie inwestycji krajowych i mogą sprzyjać rozwojowi gospodarczemu państw uczestniczących w międzynarodowych transferach kapitału. Można wymienić dwie grupy czynników, które je warunkują. Z jednej strony są to czynniki wynikające z uwarunkowań prowadzenia działalności na rynku wewnętrznym inwestora, które skłaniają do lokowania kapitału poza granicami kraju. Z drugiej strony o rozmiarach BIZ decyduje sytuacja na rynkach państw docelowych inwestycji, która powinna zachęcać do inwestowania (Krugman, Obstfeld, 2007).

Wśród motywów prowadzenia BIZ można wymienić: niższe koszty pracy w krajach przyjmujących inwestycje, dostępność wykwalifikowanej kadry, korzyści wynikające ze skali inwestycji, nowe rynki zbytu i inne.

Głównym celem artykułu jest porównanie krajów OECD pod względem stopnia wymiany wewnątrzgałęziowej BIZ według różnych gałęzi w przemyśle przetwórczym. W obliczeniach wykorzystano dane z 2006 r. pochodzące z bazy statystycznej krajów OECD[1].

BEZPOŚREDNIE INWESTYCJE ZAGRANICZNE W KRAJACH OECD

Ocenę wartości BIZ w przemyśle przetwórczym można przeprowadzać na podstawie rozmiarów ich napływu (odpływu). Na wykr. 1 przedstawiono stan BIZ (w mld USD) na koniec 2006 r. w przetwórstwie przemysłowym w wybranych krajach OECD[2].

Największym dostawcą i odbiorcą BIZ są Stany Zjednoczone. Zasób napływających bezpośrednich inwestycji zagranicznych w przemyśle przetwórczym wyniósł tam ok. 581 mld USD na koniec 2006 r., natomiast wartość zasobu środków zainwestowanych przez ten kraj osiągnęła ok. 467 mld USD. Drugim co do wielkości importerem i eksporterem BIZ jest W. Brytania. Stan inwestycji napływających do brytyjskiego przemysłu przetwórczego wyniósł ok. 393 mld USD na koniec 2006 r., a środków zainwestowanych przez W. Brytanię — ok. 223 mld USD na koniec badanego okresu. Polska, podobnie jak inne kraje Europy Środkowo-Wschodniej, należy do krajów o stosunkowo niskim poziomie wartości BIZ, zarówno napływających jak i odpływających. Wartość zasobu BIZ napływających do polskiego przemysłu przetwórczego osiągnęła ok. 43 mld USD na koniec 2006 r., podczas gdy stan środków inwestowanych przez Polskę za granicą wyniósł ok. 1,4 mld USD.

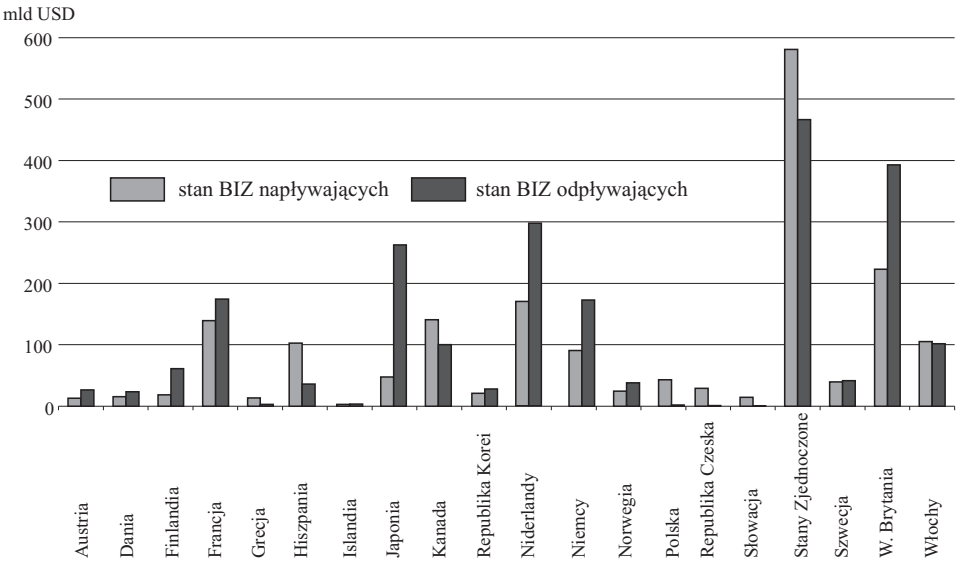
Większość badanych krajów OECD charakteryzowała się dodatnim saldem BIZ w przemyśle przetwórczym. W wymiarze bezwzględnym największą przewagę stanu odpływających i napływających BIZ osiągnęły Stany Zjednoczone (ok. 1048 mld USD), które jednocześnie miały największy deficyt w wymianie tych inwestycji zagranicznych (ok. 114 mld USD). Ponadto największy udział

[1] http://lysander.sourceoecd.org

[2] Z uwagi na brak danych o pełnej strukturze BIZ pominięto: Australię, Belgię, Chile, Irlandię, Luksemburg, Meksyk, Nową Zelandię, Portugalię, Szwajcarię, Turcję i Węgry.

dodatniego salda BIZ w przemyśle przetwórczym w całkowitej wymianie inwestycji zagranicznych wykazała Japonia (ok. 69%), największy natomiast udział deficytowego salda BIZ w całkowitej wymianie inwestycji zagranicznych miała Słowacja (ok. 96%).

Wykr. 1. STAN BIZ W PRZETWÓRSTWIE PRZEMYSŁOWYM W 2006 R.



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie bazy danych OECD.

METODA OCENY SPECJALIZACJI W WEWNĄTRZGAŁĘZIOWEJ WYMIANIE BIZ W PRZEMYŚLE PRZETWÓRCZYM

Przepływy inwestycji pomiędzy krajami mogą odbywać się w ramach tych samych gałęzi przemysłu przetwórczego lub pomiędzy różnymi gałęziami, podobnie jak w przypadku strumieni handlu międzynarodowego. Rozróżnienie wymiany wewnątrzgałęziowej i międzygałęziowej bezpośrednich inwestycji zagranicznych umożliwia bardziej wyczerpujące badanie charakteru konkurencyjności inwestycyjnej poszczególnych krajów.

Podstawą prowadzonej analizy jest ocena porównywanych krajów pod względem poziomu ich wyspecjalizowania w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ w przemyśle przetwórczym. Wykorzystano do tego celu indeks Grubela-Lloyda (Zielińska-Głębocka, 1997), którego wartość dla gałęzi przemysłu przetwórczego obliczono według wzoru:

$$GL_j = \frac{\left(FDI_j^X + FDI_j^M\right) - \left|FDI_j^X - FDI_j^M\right|}{FDI_j^X + FDI_j^M} \tag{1}$$

gdzie:

FDI_j^X — wartość odpływających BIZ z kraju inwestującego do *j*-tej branży przemysłu przetwórczego kraju przyjmującego inwestycje;

FDI_j^M — wartość napływających BIZ do *j*-tej branży przemysłu przetwórczego kraju przyjmującego inwestycje.

Wartość indeksu (1) jest unormowana w przedziale [0,1]. Im wartość wskaźnika bliższa jest 1, tym większy stanowi udział inwestycji wewnątrzgałęziowych w całkowitym przepływie inwestycji w *j*-tej branży przemysłu przetwórczego danego kraju. Z kolei wartość indeksu bliższa 0 oznacza większy udział inwestycji międzygałęziowych w całkowitym przepływie inwestycji w *j*-tej branży przemysłu przetwórczego. Dopełnienie wartości wskaźnika GL_j do jedności, to tzw. indeks Balassy. Jego wartość można obliczyć według wzoru (Zielińska-Głębocka, 1997):

$$BA_j = \frac{\left| FDI_j^X - FDI_j^M \right|}{FDI_j^X + FDI_j^M} \tag{2}$$

Im wyższa wartość indeksu Balassy, tym większy jest udział inwestycji międzygałęziowych w całkowitym przepływie inwestycji w *j*-tej branży przemysłu przetwórczego.

Zasadnicza część badań obejmowała wykorzystanie analizy zgodności do ustalenia krajów najbardziej podobnych pod względem stopnia wyspecjalizowania w wymianie wewnątrzgałęziowej bądź międzygałęziowej BIZ. W tym celu, w każdej dziedzinie prowadzenia działalności inwestycyjnej, wartościom wskaźników GL_j przypisano rangi, porządkując kraje OECD od najmniej wyspecjalizowanych do najbardziej wyspecjalizowanych w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ w przemyśle przetwórczym.

Następnie wprowadzono odwrócone rangi, porządkując kraje OECD od najmniej wyspecjalizowanych do najbardziej wyspecjalizowanych. Wprowadzenie odwróconych rang umożliwiło równoczesne badanie poziomu specjalizacji krajów pod względem wymiany wewnątrzgałęziowej i międzygałęziowej BIZ. Opisana procedura w literaturze nosi nazwę podwajania obserwacji (Greenacre, 1993). Do wyznaczenia wymiaru przestrzeni właściwej dla prezentacji punktów odzwierciedlających kraje OECD oraz opisujące je cechy i antycechy posłużono się kryterium osypiska (Stanimir, 2005). Wyczerpujący opis profili krajów OECD uzyskano grupując je na podstawie współrzędnych punktów w wielowymiarowej przestrzeni obiektów i cech. Posłużono się w tym celu metodą Warda z odległością euklidesową.

WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Ranking wskaźników specjalizacji w wewnątrzgałęziowej wymianie BIZ według wybranych gałęzi działów przemysłu przetwórczego zgodnie z Polską Klasyfikacją Działalności z 2004 r. oznaczono symbolami od A_1 do I_1, i tak przemysł: spożywczy — A_1; włókienniczy i odzieżowy — B_1; drzewny i papierniczy — C_1; rafineryjny — D_1; chemiczny — E_1; farmaceutyczny — F_1; wyrobów gumowych i tworzyw sztucznych — G_1; metalowy — H_1; maszynowy — I_1.

Z kolei rankingom odwróconym reprezentującym specjalizację w międzygałęziowej wymianie BIZ nadano oznaczenia A_2—I_2.

Przed przystąpieniem do właściwej analizy zgodności ustalono wymiar przestrzeni rzutowania punktów opisujących obiekty i cechy.

Analiza uporządkowanych nierosnąco wartości własnych (odpowiedniej macierzy $\mathbf{X}^T\mathbf{X}$, gdzie macierz $\mathbf{X}$ zawiera standaryzowane różnice wszystkich kombinacji obiektów i wartości cech) pokazuje, że do wyjaśnienia 100% zróżnicowania elementów w macierzy danych wejściowych potrzebna jest przestrzeń 9-wymiarowa. Stosunkowo łatwo można zinterpretować rezultaty analizy zgodności w przestrzeni dwuwymiarowej, m.in. dzięki możliwości graficznej ilustracji punktów reprezentujących obiekty i ich atrybuty (Blasius, 2001). W przestrzeni z taką liczbą wymiarów możliwe jest wyjaśnienie ok. 63,65% zmienności danych wejściowych.

Na wykr. 2 w przestrzeni dwuwymiarowej przedstawiono punkty reprezentujące kraje OECD oraz ich specjalizację w wymianie wewnątrzgałęziowej i międzygałęziowej BIZ według gałęzi przemysłu przetwórczego. Z przedstawionej na wykresie mapy punktów wynika, że badane kraje są najsilniej zróżnicowane przez specjalizację w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ w przemyśle drzewnym i papierniczym (C). Z kolei największe zróżnicowanie krajów OECD pod względem specjalizacji w międzygałęziowej wymianie inwestycji zagranicznych ma miejsce w przemyśle wyrobów gumowych i tworzyw sztucznych (G).

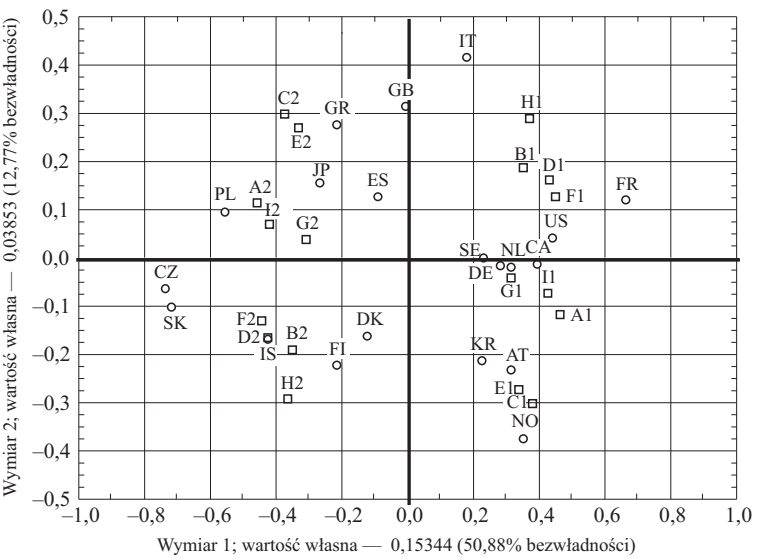
Rzutowanie punktów na oś poziomą na wykr. 2 pozwala stwierdzić, że z ujemną półosią związane są wskaźniki wyspecjalizowania w międzygałęziowej wymianie inwestycji, a z dodatnią półosią związane są wskaźniki wyspecjalizowania w wewnątrzgałęziowej wymianie inwestycji.

Analizując rozkład punktów na wykr. 2 można wskazać pewne prawidłowości w relacjach pomiędzy krajami OECD i stopniem ich specjalizacji wewnątrzgałęziowej (międzygałęziowej) BIZ według działów przetwórstwa przemysłowego. Zatem przedstawmy wybrane skupienia państw wraz z najbardziej charakterystycznymi dla nich cechami:

- Hiszpania, Japonia i Polska charakteryzowały się niższą specjalizacją w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ w przemyśle: spożywczym, wyrobów gumowych i tworzyw sztucznych oraz maszynowym;
- Dania, Finlandia i Islandia odznaczały się niższą specjalizacją w wymianie wewnątrzgałęziowej inwestycji zagranicznych w przemyśle: włókienniczym i odzieżowym, metalowym, farmaceutycznym i rafineryjnym;

- Grecja i W. Brytania były słabo wyspecjalizowane w omawianej wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ związanej z przemysłem: drzewnym i papierniczym oraz chemicznym;
- z kolei Austria, Norwegia i Republika Korei miały wyższą specjalizację w tej wymianie w przemyśle: drzewnym i papierniczym oraz chemicznym;
- Kanada, Niderlandy, Niemcy, Stany Zjednoczone i Szwecja wyróżniały się wyższą specjalizacją w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ w przemyśle: maszynowym, spożywczym, wyrobów gumowych i tworzyw sztucznych;
- Francja wyróżniała się pod względem wyższej specjalizacji w tej wymianie w przemyśle: włókienniczym i odzieżowym, farmaceutycznym oraz rafineryjnym.

Wykr. 2. KONFIGURACJA PUNKTÓW REPREZENTUJĄCYCH KRAJE OECD I ICH SPECJALIZACJĘ W WYMIANIE WEWNĄTRZGAŁĘZIOWEJ I MIĘDZYGAŁĘZIOWEJ BIZ WEDŁUG DZIAŁÓW PRZETWÓRSTWA PRZEMYSŁOWEGO W 2006 R. W MLD USD

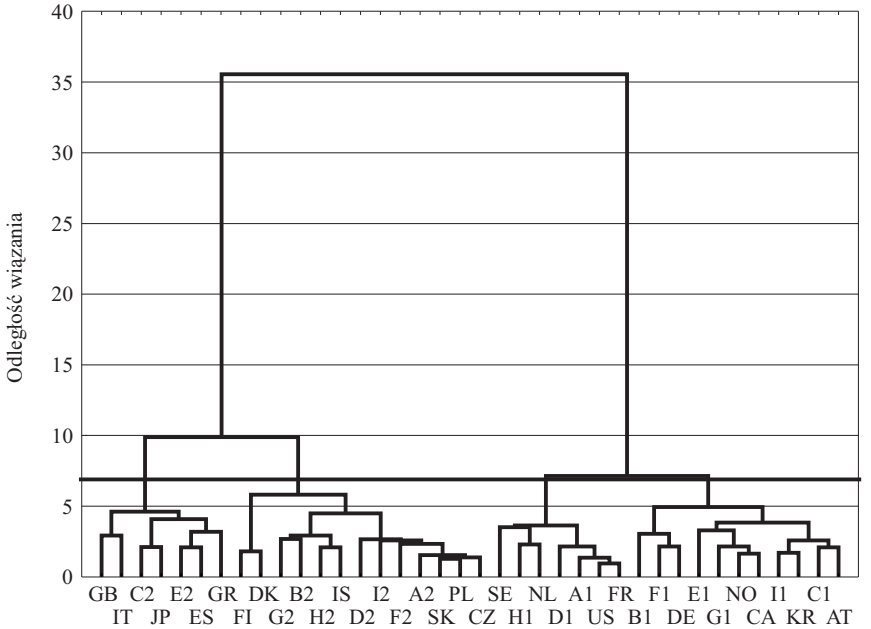


U w a g a. Dla badanych krajów OECD przyjęto następujące oznaczenia: Austria — AT, Dania — DK, Finlandia — FI, Francja — FR, Grecja — GR, Hiszpania — ES, Islandia — IS, Japonia — JP, Kanada — CA, Republika Korei — KR, Niderlandy — NL, Niemcy — DE, Norwegia — NO, Polska — PL, Republika Czeska — CZ, Słowacja — SK, Stany Zjednoczone — US, Szwecja — SE, W. Brytania — GB, Włochy — IT. Z analizy wykluczono te kraje OECD, dla których występowały znaczne braki danych dotyczących struktury BIZ, a mianowicie: Australię, Belgię, Chile, Irlandię, Luksemburg, Meksyk, Nową Zelandię, Portugalię, Szwajcarię, Turcję, Węgry.

Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Aby w pełni wyjaśnić zróżnicowanie elementów macierzy obserwacji, przeprowadzono analizę zgodności w przestrzeni 9-wymiarowej i na podstawie wartości współrzędnych punktów w takiej przestrzeni przeprowadzono grupowanie krajów i cech stosując metodę Warda z odległością euklidesową (wykr. 3).

Wykr. 3. WYNIKI GRUPOWANIA KRAJÓW I WSKAŹNIKÓW WYSPECJALIZOWANIA W WYMIANIE WEWNĄTRZGAŁĘZIOWEJ I MIĘDZYGAŁĘZIOWEJ BIZ WEDŁUG GAŁĘZI PRZEMYSŁU PRZETWÓRCZEGO



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

Korzystając z kryterium pierwszego wyraźnego przyrostu odległości aglomeracyjnej dla kolejnych etapów wiązania (Sokołowski, 1992), dendrogram z wykr. 3 przycięto na wysokości wiązania 7,13 uzyskując cztery profile krajów OECD wyróżnione ze względu na niski bądź wysoki stopień specjalizacji w wymianie wewnątrzgałęziowej (międzygałęziowej) bezpośrednich inwestycji zagranicznych. Według tego scharakteryzowano skupienia państw OECD:

grupa 1 — Grecja, Hiszpania, Japonia, W. Brytania oraz Włochy charakteryzowały się niższą specjalizacją w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ związanej z przemysłem: drzewnym, papierniczym oraz chemicznym;

grupa 2 — Dania, Finlandia, Islandia, Polska, Republika Czeska i Słowacja wyróżniały się małą specjalizacją w tej wymianie w przemyśle: włókienniczym i odzieżowym, wyrobów gumowych i tworzyw sztucznych, metalowym, rafineryjnym, maszynowym, farmaceutycznym oraz spożywczym;

grupa 3 — Francja, Niderlandy, Stany Zjednoczone oraz Szwecja były dobrze wyspecjalizowane w wymianie związanej z przemysłem: metalowym, rafineryjnym oraz spożywczym;

grupa 4 — Austria, Kanada, Republika Korei, Niemcy i Norwegia wyróżniały się wyższą specjalizacją w tej wymianie w przemyśle: włókienniczym i odzieżowym, wyrobów gumowych i tworzyw sztucznych, maszynowym, chemicznym, farmaceutycznym, drzewnym i papierniczym.

Podsumowanie

Z przedstawionych rezultatów badań wynika, że bogatsze kraje OECD są częściej wyspecjalizowane w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ, zwłaszcza w przemyśle: rafineryjnym, metalowym, maszynowym, chemicznym, włókienniczym czy farmaceutycznym. Dotyczy to części krajów z Europy Zachodniej, Stanów Zjednoczonych, Kanady czy Republiki Korei. Wyjątkiem są przede wszystkim Japonia, W. Brytania i Włochy, które wyróżniały się niską specjalizacją w wymianie wewnątrzgałęziowej inwestycji zagranicznych w niektórych branżach przemysłu przetwórczego.

Z kolei słabiej rozwinięte kraje OECD, m.in. z Europy Środkowo-Wschodniej, cechowały się brakiem wyspecjalizowania w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ. Szczegółowa analiza wyników badań potwierdza jeszcze inną prawidłowość: kraje wyżej wyspecjalizowane z reguły miały dodatnią wartość bilansu inwestycji zagranicznych w przemyśle przetwórczym. Wyjątkiem były Stany Zjednoczone i Kanada, które odnotowały ujemny bilans stanu BIZ na koniec 2006 r. Jednocześnie cechowały się one wyspecjalizowaniem w wymianie wewnątrzgałęziowej BIZ w niektórych gałęziach przetwórstwa przemysłowego. Warto przy tym zauważyć, iż kraje te miały dodatnie saldo wymiany inwestycji zagranicznych w całej gospodarce. Pozostałe kraje z ujemnym saldem stanu BIZ w przemyśle przetwórczym w 2006 r. miały przeważnie niższy poziom specjalizacji w wymianie wewnątrzgałęziowej inwestycji zagranicznych.

Można zatem stwierdzić, że państwa OECD w większym stopniu stwarzały możliwości absorbowania zewnętrznego kapitału inwestycyjnego niż transferu rodzimego kapitału inwestycyjnego do innych krajów. Niezrównoważenie stanu wychodzących i napływających BIZ w przemyśle przetwórczym, skutkujące ujemnym bilansem, należy uznać za czynnik sprzyjający niższej specjalizacji wewnątrzgałęziowej wymiany inwestycji zagranicznych.

---

dr Marcin Salamaga — *Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie*

LITERATURA

Blasius J. (2001), *Korrespondenzanalyse*, Oldenbourg Verlag, München

Greenacre M. (1993), *Correspondence Analysis in Practice*, Academic Press, London

Krugman P. R., Obstfeld M. (2007), *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka*, tom 1, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Rynarzewski T., Zielińska-Głębocka A. (2006), *Międzynarodowe stosunki gospodarcze. Teoria wymiany i polityki handlu międzynarodowego*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Sokołowski A. (1992), *Empiryczne testy istotności w taksonomii*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Monografie, nr 108, Kraków

Stanimir A. (2005), *Analiza korespondencji jako narzędzie do badania zjawisk ekonomicznych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław

Zielińska-Głębocka A. (1997), *Wprowadzenie do ekonomii międzynarodowej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk

SUMMARY

Investment flows between countries within the framework of the same economic branch or between them, are taking place similarly to the foreign trade flows. Distinguishing of the intra- and inter-branch foreign investments creates the possibility to research the investment competitiveness of each country. In the study there is proposed the application of the Grubel-Lloyd and Balassa index to measure the intra- and inter-industry FDI flows in manufacturing. The received indexes values were subjected to correspondence analysis to create investment as well as competitiveness profiles of countries.

РЕЗЮМЕ

Передвижение капиталовложений между странами осуществляется в рамках таких же экономических отраслей или между ними, подобно тому, как это происходит в отношении к потоку международной торговли. Различение зарубежных внутриотраслевых и межотраслевых капиталовложений делает возможным анализ характера капиталовложительной конкурентоспособности отдельных стран.

Для сравнительного анализа использовались показатели Грубела-Лойда и Балассы для передвижения зарубежных капиталовложений. Они послужили оценке уровня специализации стран ОЭСР во внутриотраслевом обмене зарубежными капиталовложениями в перерабатывающей промышленности. Вычисленные величины индексов подвергались анализу соответствия, что позволило выделить группы стран с похожими друг на друга капиталовложительными профилами и уровнем капиталовложительной конкурентоспособности.

Marlena PIEKUT

Działalność badawczo-rozwojowa w krajach Unii Europejskiej oraz Japonii i w Stanach Zjednoczonych

Czynnikiem warunkującym innowacyjność przedsiębiorstw jest prowadzenie przez nie działalności badawczo-rozwojowej bądź korzystanie z wyników takich prac prowadzonych przez jednostki zewnętrzne. Praktyka krajów będących liderami innowacji, takich jak np. Szwecja, Finlandia, Niemcy czy Stany Zjednoczone wskazuje, że determinantą istotnie sprzyjającą innowacyjności przedsiębiorstw i gospodarki jest wzmacnianie powiązań pomiędzy sferą badawczo-rozwojową a biznesem. Definicja działalności badawczo-rozwojowej (B+R) według GUS (*Nauka…*, 2009) to systematyczne prowadzenie prac twórczych, podjętych w celu zwiększenia zasobu wiedzy, w tym wiedzy o człowieku, społeczeństwie i kulturze oraz znalezienia nowych zastosowań tej wiedzy. Działalność B+R różni się od innych rodzajów działalności dostrzegalnym elementem nowości i wyeliminowaniem niepewności naukowej i/lub technicznej. Oznacza to, że rozwiązanie problemu nie wypływa w sposób oczywisty z dotychczasowego stanu wiedzy.

Przedsiębiorstwa funkcjonujące na rynkach zachodnich kładą duży nacisk na sferę B+R. Z jednej strony wiąże się to z przeznaczaniem dużych nakładów finansowych, ale z drugiej podmioty gospodarcze po komercjalizacji wyników badań naukowych uzyskują nowe możliwości rozwojowe i stają się bardziej innowacyjne oraz konkurencyjne.

ŹRÓDŁA DANYCH

W artykule przedstawiono wyniki analizy nakładów na działalność B+R w Polsce oraz w krajach Unii Europejskiej (UE), Japonii i w Stanach Zjednoczonych. Scharakteryzowano również działania w regionalnych programach operacyjnych oraz w Programie Operacyjnym Innowacyjna Gospodarka UE wspierających badania i rozwój. Dane liczbowe zaczerpnięto z publikacji GUS oraz Eurostatu. W analizie uwzględniono dane dla Polski za lata 1995 oraz 2000—2008, a dla pozostałych krajów — 1995—2007. Specyfikację działań wspierających badania i rozwój sporządzono na podstawie najnowszych dokumentów opisujących poszczególne programy operacyjne.

JEDNOSTKI BADAWCZO-ROZWOJOWE W POLSCE

Liczba jednostek prowadzących działalność badawczo-rozwojową w Polsce z pewnymi wahaniami ulega stopniowemu wzrostowi. Liczba jednostek w 1995 r. wynosiła 738, w 1999 r. — 955, a w 2008 r. — 1157 (tabl. 1).

TABL. 1. LICZBA JEDNOSTEK BADAWCZO-ROZWOJOWYCH W POLSCE (stan na 31 XII)

Wyszczególnienie	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Liczba jednostek	955	860	920	838	925	957	1097	1085	1144	1157
Wskaźnik dynamiki rok poprzedni = 100	×	90,1	107,0	91,1	110,4	103,5	114,6	98,9	105,4	101,1

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie: *Nauka*..., 2010.

Do jednostek prowadzących działalność badawczo-rozwojową zalicza się:
— jednostki naukowe i badawczo-rozwojowe obejmujące placówki PAN, jednostki badawczo-rozwojowe i in.;
— jednostki obsługi nauki (biblioteki naukowe, archiwa, stowarzyszenia naukowe);
— jednostki rozwojowe (zaplecze badawczo-rozwojowe przedsiębiorstw — laboratoria, biura konstrukcyjne, zakłady rozwoju techniki);
— szkoły wyższe wraz z klinikami uniwersytetów medycznych;
— pozostałe jednostki (m.in. szpitale prowadzące prace badawczo-rozwojowe).

TABL. 2. STRUKTURA JEDNOSTEK BADAWCZO-ROZWOJOWYCH W POLSCE

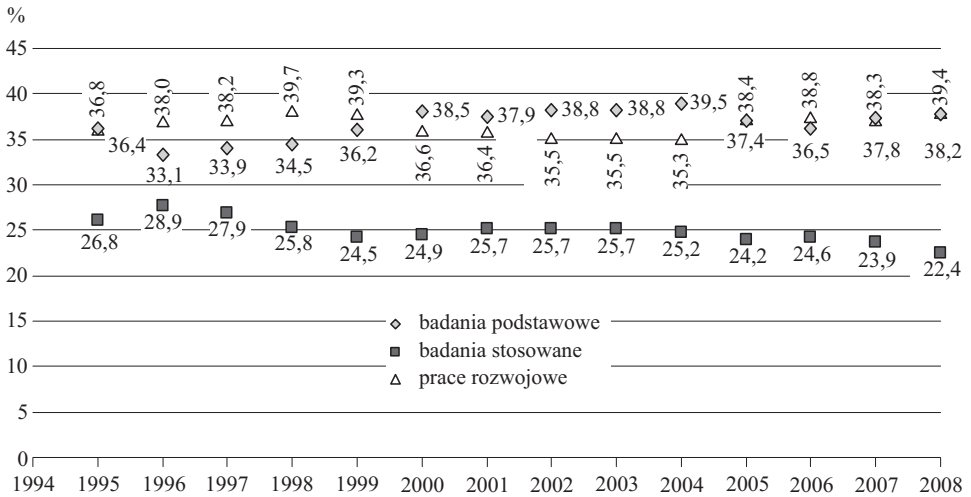
Wyszczególnienie	1995	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
O g ó ł e m	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**	**100,0**
Jednostki naukowe i badawczo-rozwojowe	45,3	37,3	34,0	40,3	33,9	31,3	27,0	28,8	24,5	23,4
Jednostki obsługi nauki	0,5	2,1	2,0	3,5	3,4	3,1	3,1	2,9	2,3	2,7
Jednostki rozwojowe	40,1	46,7	50,3	41,2	48,2	50,2	55,0	52,8	58,6	55,3
Szkoły wyższe	14,1	13,3	13,2	14,2	13,8	13,4	13,0	13,5	13,1	16,9
Pozostałe jednostki	0,0	0,6	0,5	0,8	0,6	2,0	1,9	1,9	1,6	1,7

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Wśród jednostek badawczo-rozwojowych największą grupę stanowiły jednostki rozwojowe. W latach 1995—2008 ich udział w ogólnej liczbie jednostek prowadzących działalność badawczo-rozwojową wynosił od 40% do ponad 55% (tabl. 2).

W działalności B+R, zgodnie z GUS, wyróżnia się trzy rodzaje badań:
— podstawowe, czyli prace teoretyczne i eksperymentalne, które w zasadzie nie są ukierunkowane na uzyskanie konkretnych praktycznych zastosowań;
— stosowane, czyli prace badawcze podejmowane celem zdobycia nowej wiedzy mającej konkretne praktyczne zastosowania;
— rozwojowe, które polegają na użyciu istniejącej już wiedzy do opracowania nowych lub istotnego ulepszenia istniejących wyrobów, procesów lub usług.

Wykr. 1. STRUKTURA NAKŁADÓW BIEŻĄCYCH NA DZIAŁALNOŚĆ B+R W POLSCE



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie *Nauka*..., 2010.

W 2008 r. z ogólnej kwoty wydatków bieżących na badania i rozwój przeznaczono 38,2% na badania podstawowe, finansowane głównie ze środków budżetowych, natomiast na prace rozwojowe i badania stosowane przeznaczono odpowiednio 22,4% i 39,4% (wykr. 1). Taka struktura nakładów sprawia, że Polska, obok Republiki Czeskiej (Łobejko, 2008), jest zaliczana do państw o najwyższym udziale badań podstawowych. Głównymi wykonawcami badań podstawowych były placówki PAN i szkoły wyższe.

Czynnikiem silnie warunkującym innowacyjność przedsiębiorstw jest poziom nakładów na działalność B+R. Ogólna wartość nakładów na działalność badawczo-rozwojową w 2008 r. wynosiła w cenach bieżących 7706,2 mln zł. Odnotowano więc przyrost w porównaniu z rokiem poprzednim o ok. 1 mld zł (15,5%) (tabl. 3). Na przestrzeni ostatnich lat przyrost ten najlepiej obrazują wartości odnotowane pomiędzy 2000 r. a 2004 r., gdy wynosił 359,3 mln zł, natomiast pomiędzy rokiem 2004 a 2008 nakłady zwiększyły się o 2550,8 mln zł.

TABL. 3. NAKŁADY NA DZIAŁALNOŚĆ B+R W POLSCE W MLN ZŁ

Wyszczególnienie	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Nakłady w mln zł	2133	4796	4858	4522	4558	5155	5575	5893	6673	7706
Wskaźnik dynamiki rok poprzedni =100	×	224,8	101,3	93,1	100,8	113,1	108,1	105,7	113,2	115,5

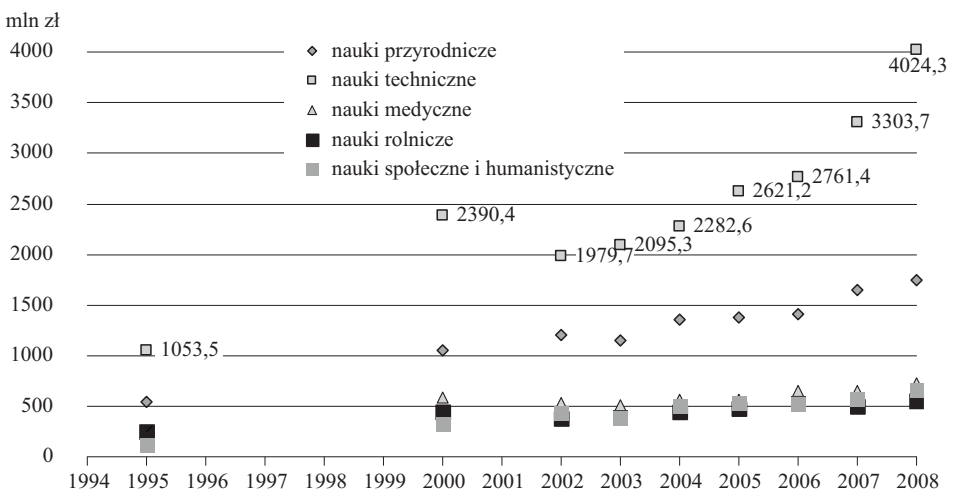
Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Na podstawie analizy nakładów na działalność B+R według dziedzin nauk można stwierdzić, że (wykr. 2):

- najwięcej pieniędzy kierowano do działu nauk technicznych, w 2008 r. przeznaczono na tę dziedzinę 4024 mln zł (52,2% nakładów ogółem na B+R);
- drugie miejsce pod względem wielkości nakładów zajęły nauki przyrodnicze, w 2008 r. przeznaczono na nie 1748 mln zł, udział tej dziedziny w nakładach ogółem B+R kształtował się na poziomie 26%;
- najmniej pieniędzy kierowano do działu nauk rolniczych, w 2008 r. przeznaczono na tę dziedzinę 549 mln zł (ok. 7%).

Warto zwrócić uwagę na bariery, jakie pojawiają się w sektorze badań i rozwoju. Jak wskazują Matusiak i Guliński (2010), zmiany systemowe, które zachodzą w Polsce od 20 lat w małym stopniu dotknęły naukę i sektor B+R. Uczelnie i instytuty badawcze w niedużym zakresie zostały poddane rygorom rynkowym. W polskim systemie nauki i techniki funkcjonują podstawy prawne, struktura organizacyjna i większość cech strukturalnych z lat 70. i 80. ub. wieku. Reformie uległo głównie gospodarcze otoczenie sektora, natomiast cechy strukturalne wpływają na niską elastyczność adaptacyjną uczelni do zmieniających się warunków w otoczeniu oraz nikłe organizacyjne przygotowanie do podejmowania się zadań komercyjnych.

Wykr. 2. NAKŁADY NA DZIAŁALNOŚĆ B+R WEDŁUG DZIEDZIN NAUK



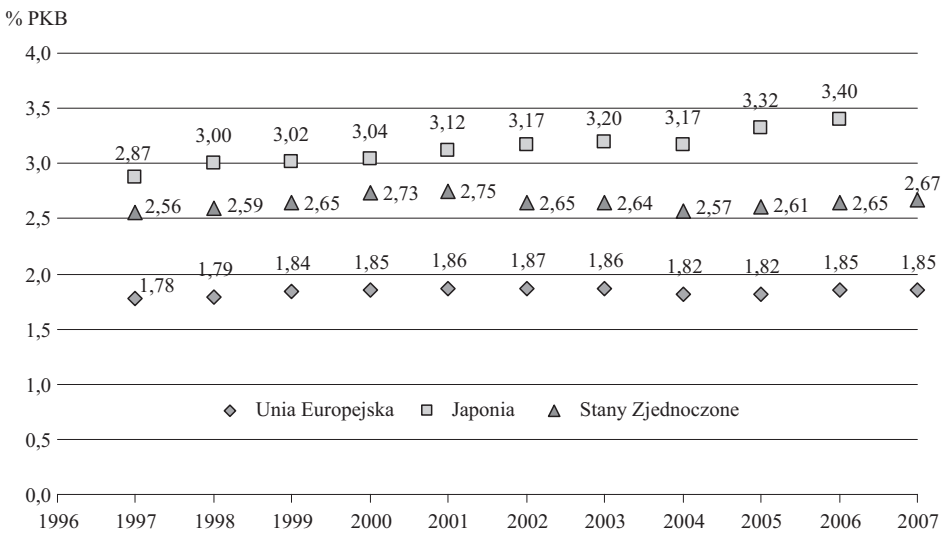
Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie publikacji GUS *Nauka i technika* z kolejnych lat.

DZIAŁALNOŚĆ B+R W KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ, JAPONII I W STANACH ZJEDNOCZONYCH

Jednym ze wskaźników używanych do opisu nakładów na działalność B+R przez Eurostat jest Gross Domestic Expenditure on R&D (GERD). Definiuje się go jako całkowite nakłady wewnętrzne na działalność B+R realizowaną na terytorium danego kraju w okresie sprawozdawczym. GERD nie obejmuje opłat przekazywanych na działalność B+R za granicę.

Najwyższy udział wydatków na badania i rozwój w PKB według Eurostatu odnotowano w Japonii. Na przełomie dekady udział ten wynosił od 2,87% w roku 1997 do 3,40% w 2006 r. (wykr. 3), czyli wzrósł o 0,53 p.proc. W Stanach Zjednoczonych przyrost ten wynosił 0,11 p.proc., a w UE — 0,07 p.proc. Udział wydatków na działalność B+R w Stanach Zjednoczonych był najniższy w 1997 r. — 2,56%, a najwyższy w 2000 r. — 2,73%, a w UE oscylował wokół wartości 1,8—1,9%.

Wykr. 3. UDZIAŁ WYDATKÓW BRUTTO NA DZIAŁALNOŚĆ B+R W PKB W KRAJACH UE, JAPONII I STANACH ZJEDNOCZONYCH



U w a g a. W bazie danych Eurostatu nie uzyskano niektórych danych dla 2007 r.
Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych *Europe in*..., 2010.

W dokumentach UE, takich jak strategia lizbońska czy Europa 2020 podkreślana jest ważność inwestycji w badania i rozwój. W strategii lizbońskiej zakładano uczynienie Europy do 2010 r. najbardziej konkurencyjną gospodarką na świecie. Jako cel postawiono zwiększenie w dochodzie narodowym poziomu

wydatków na badania i rozwój co najmniej do 3%. Kolejny dokument — Europa 2020 — również zakłada podniesienie nakładów na działalność B+R w PKB do poziomu 3% (*Europa*..., 2010).

Analiza udziału wydatków na B+R w PKB w krajach UE dowiodła, że najwyższym poziomem wskaźnika wykazują się Szwecja i Finlandia, w których poziom omawianych wydatków wynosił w 2007 r. odpowiednio 3,60% i 3,47% (wykr. 4). Wysokie wartości odnotowano także w Austrii (2,56%), Danii (2,55%), Niemczech (2,54%) i Francji (2,08%). Najniższe wartości odnotowano na Cyprze (0,45%) oraz na Słowacji (0,46%).

Strukturalne różnice w finansowaniu prac B+R między Europą a jej głównymi konkurentami zajmują dużo uwagi Komisji Europejskiej. Decydenci w Europie pragną zwiększyć wydatki przedsiębiorstw na działalność B+R, tak żeby ich proporcje były podobne do zaobserwowanych w Japonii lub Stanach Zjednoczonych (*Europe in*..., 2010).

W UE sektor przedsiębiorstw sfinansował 1,18% wydatków na działalność B+R w PKB (wykr. 5), w Japonii wskaźnik ten wyniósł 2,63%, a w Stanach Zjednoczonych — 1,92%.

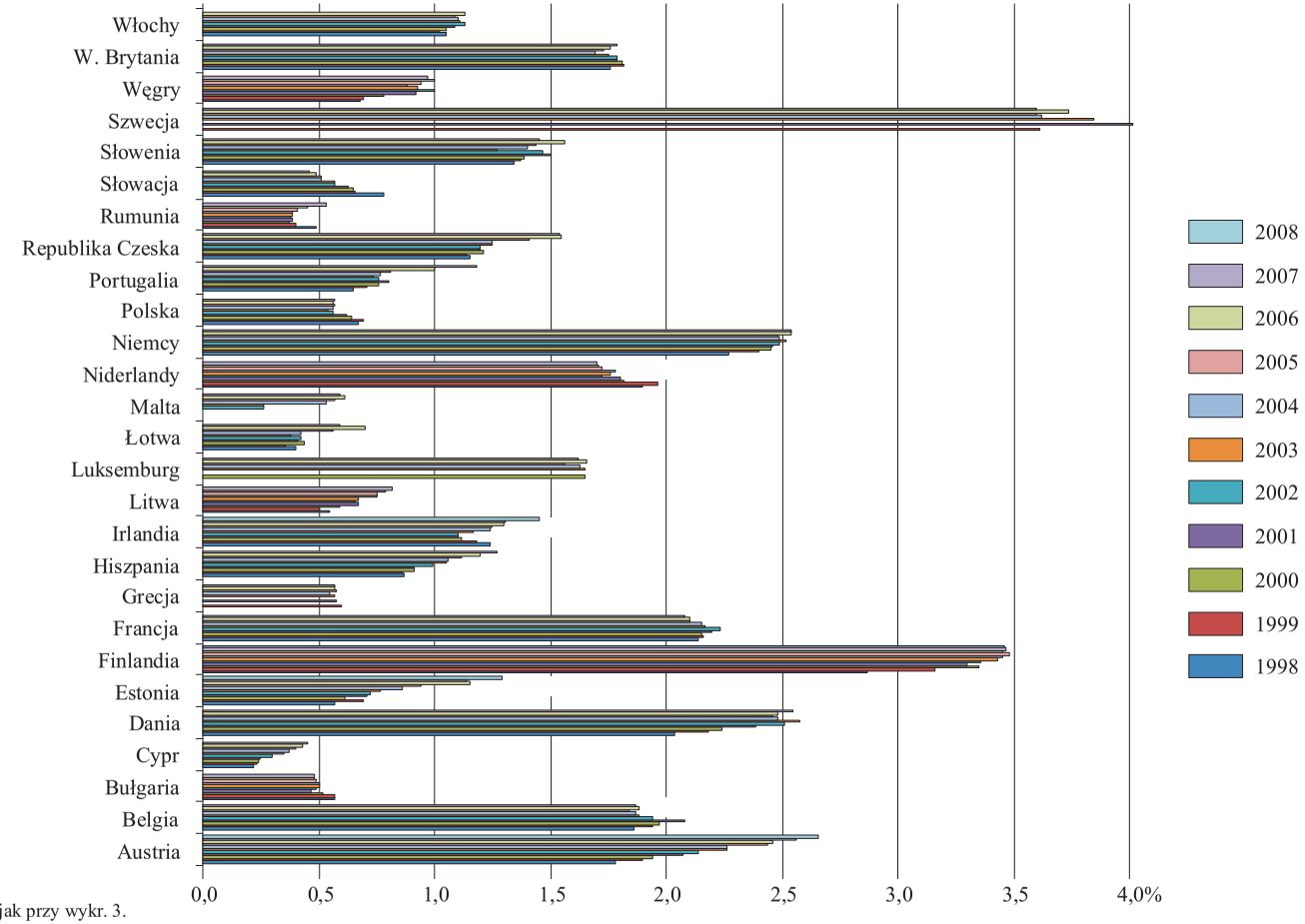
W UE największe udziały (wykr. 6) sektora przedsiębiorstw w finansowaniu prac B+R miały Finlandia (2,51%) i Szwecja (2,66%). W najmniejszym stopniu w finansowanie działalności badawczo-rozwojowej angażowały się przedsiębiorstwa na Cyprze (0,10%), w Bułgarii (0,15%), Grecji (0,15%), Polsce (0,17%) oraz na Słowacji (0,18%).

W Japonii ponad trzy czwarte nakładów na działalność B+R pokrywają przedsiębiorstwa; ponad 16% nakładów pochodzi z budżetu państwa (wykr. 7). W Stanach Zjednoczonych ok. dwóch trzecich wydatków na badania i rozwój zrealizowały przedsiębiorstwa, a niepełne 28% pochodziło z budżetu państwa. Z kolei w UE ponad połowę wydatków na działalność B+R pokrywały przedsiębiorstwa, a jedną trzecią budżet państwa.

Analiza nakładów na działalność B+R w zależności od źródła finansowania w krajach UE wykazała, że (wykr. 8):

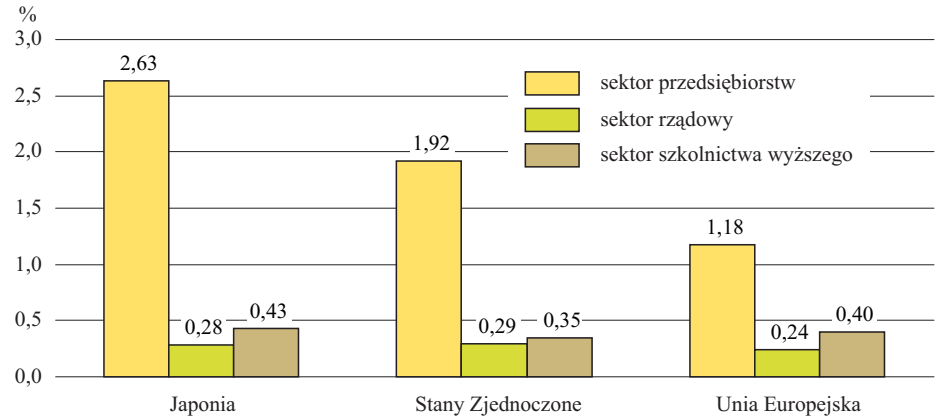
- w Luksemburgu, Niemczech, Finlandii oraz Szwecji nakłady przedsiębiorstw przekraczały 60% w wydatkach ogółem na działalność B+R;
- najmniejszy udział w finansowaniu działalności B+R przez przedsiębiorstwa odnotowano na Cyprze (16%), Litwie (25%) oraz w Rumunii (27%);
- największy wkład budżetu państwa w działalność B+R zaobserwowano w Rumunii (67%), na Cyprze (67%) oraz w Bułgarii (62%);
- najmniejszy udział budżetu państwa w wydatkach na działalność B+R wystąpił na Malcie (3%) i w Luksemburgu (17%) oraz w Belgii, Finlandii i Szwecji;
- największy udział w finansowaniu z zagranicy nakładów na działalność B+R miał miejsce na Malcie (28%), Łotwie (20%), w Grecji (19%) oraz W. Brytanii (18%);
- Polska z udziałami na działalność B+R — 34% z przedsiębiorstw, 59% z budżetu państwa i 7% z zagranicy — ma najbardziej zbliżoną strukturę do Bułgarii, Łotwy i Portugalii.

Wykr. 4. UDZIAŁ WYDATKÓW BRUTTO NA DZIAŁALNOŚĆ B+R W PKB W KRAJACH UE



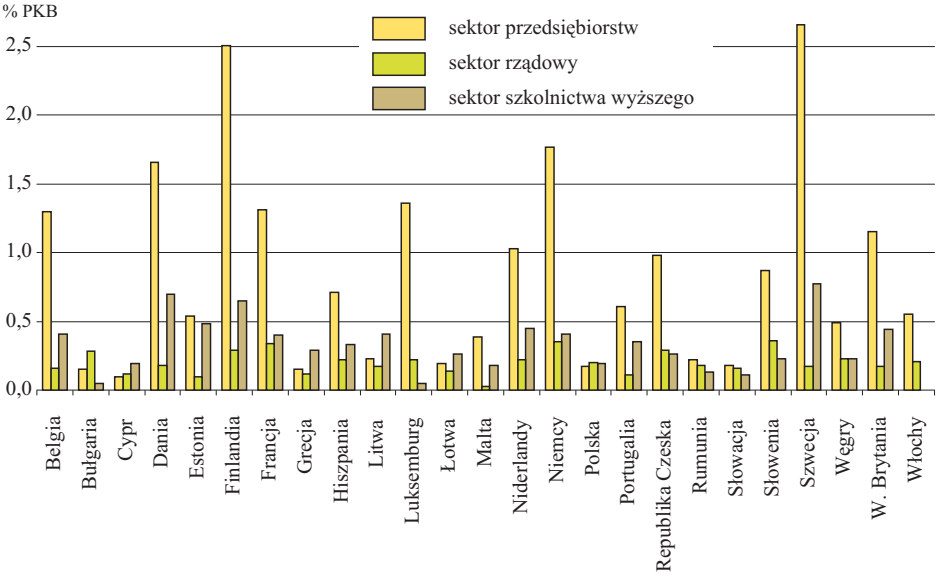
Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 3.

Wykr. 5. UDZIAŁ SEKTORÓW FINANSOWYCH W WYDATKACH KRAJOWYCH BRUTTO NA DZIAŁALNOŚĆ B+R KRAJÓW UE, STANÓW ZJEDNOCZONYCH I JAPONII W 2007 R.



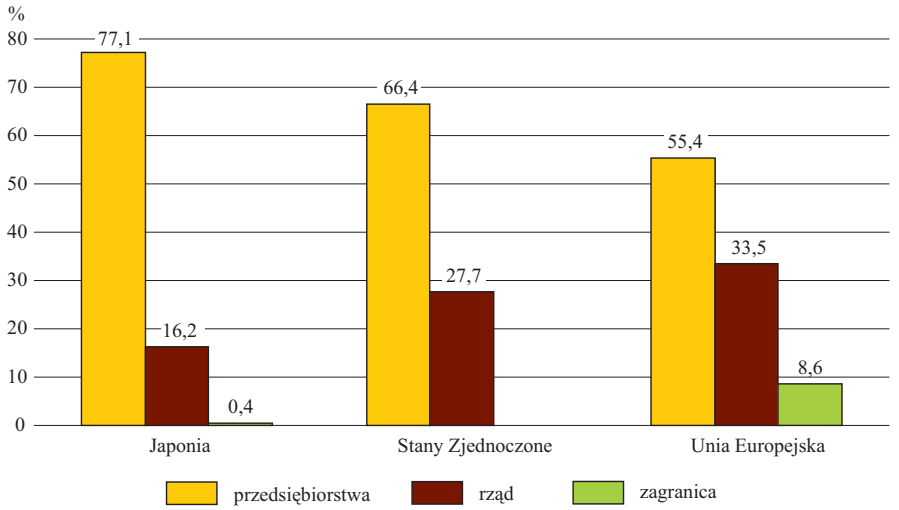
Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 3.

Wykr. 6. UDZIAŁ SEKTORÓW FINANSOWYCH W WYDATKACH KRAJOWYCH BRUTTO NA DZIAŁALNOŚĆ B+R KRAJÓW UE W 2007 R.



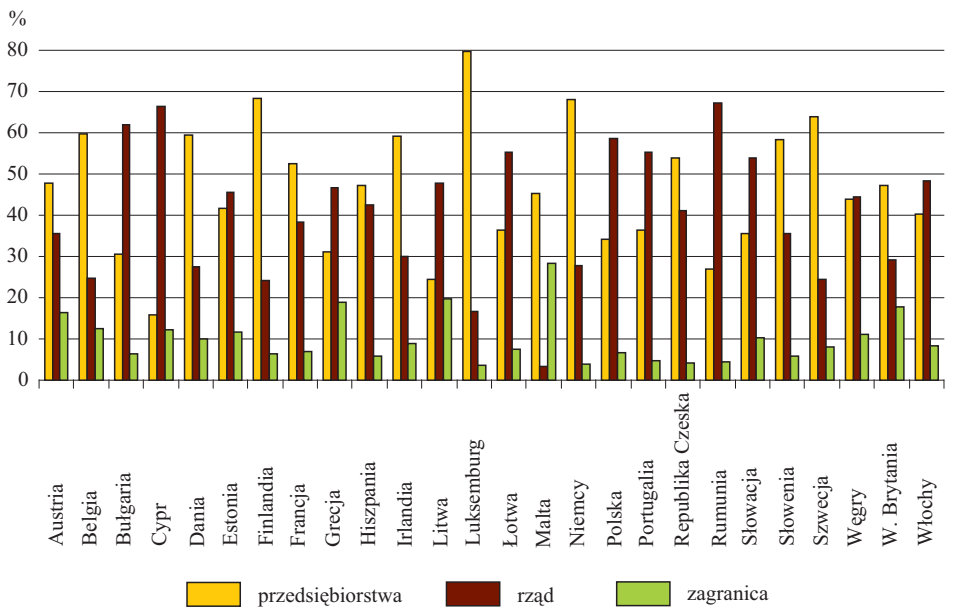
U w a g a. jak przy wykr. 3.
Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 3.

Wykr. 7. UDZIAŁ ŹRÓDEŁ FINANSOWANIA W WYDATKACH KRAJOWYCH BRUTTO NA DZIAŁALNOŚĆ B+R W JAPONII, STANACH ZJEDNOCZONYCH I KRAJACH UE W 2007 R.



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 3.

Wykr. 8. UDZIAŁ ŹRÓDEŁ FINANSOWANIA W WYDATKACH KRAJOWYCH BRUTTO NA DZIAŁALNOŚĆ B+R W KRAJACH UE W 2007 R.



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 3.

Warto zaznaczyć, że w Unii Europejskiej siedem z 15 regionów o najwyższych nakładach na badania znajdowały się w Niemczech, pozostałe zlokalizowane były w Szwecji (4 regiony), Finlandii (2 regiony) oraz po jednym we Francji i Austrii (*Science*..., 2010).

FUNDUSZE WSPIERAJĄCE JEDNOSTKI BADAWCZO-ROZWOJOWE W REGIONACH WOJEWÓDZKICH

Fundusze europejskie tworzą możliwości finansowania przedsięwzięć prorozwojowych m.in. w zakresie odnowienia infrastruktury i wyposażenia instytucji naukowo-badawczych czy też rozwoju ośrodków innowacji i oferty usług proinnowacyjnych.

Pieniądze przeznaczone na realizację Programu Operacyjnego Innowacyjna Gospodarka (POIG) skierowane są w 23% do jednostek badawczo-rozwojowych. Wsparcie działalności B+R możliwe jest dzięki nakreślonym działaniom, ujętym w priorytetach tego Programu. Formułuje on m.in. działania wspierające projekty celowe, mające na celu podniesienie innowacyjności przedsiębiorców dzięki wykorzystaniu rezultatów prac B+R. Podstawą projektów celowych są prace B+R służące zaspokojeniu konkretnych potrzeb danego przedsiębiorcy, który po otrzymaniu wsparcia może sam zdecydować o wykonawcy prac B+R (*Szczegółowy*..., 2010).

W priorytetach określonych w POIG sformułowano też działania wspierające wdrażanie wyników prac B+R. Dofinansowaniu podlega całość działań związanych z realizacją projektu celowego. Składa się on z dwóch zasadniczych faz:
— badawczej, obejmującej badania przemysłowe i/lub prace rozwojowe;
— części wdrożeniowej.

Oprócz tego sformułowano działania stymulujące działalność B+R przedsiębiorstw oraz wsparcie w zakresie wzornictwa przemysłowego, które obejmuje dwa typy projektów. Po pierwsze, działania te mają na celu wzmocnienie przedsiębiorstw prowadzących działalność B+R. Po drugie, przyczyniają się do zwiększenia wykorzystania wzornictwa przemysłowego i użytkowego przez przedsiębiorców jako jednej z przewag konkurencyjnych.

W Regionalnym Programie Operacyjnym (RPO) woj. dolnośląskiego jest możliwość skorzystania z doradztwa na działania związane ze sferą B+R rozwojową i innowacyjną. Przedsiębiorstwa mogą starać się o dotacje na: przygotowanie do prowadzenia prac B+R oraz rozwój własnych rozwiązań technologicznych i innowacyjnych; przygotowanie do wdrożenia wyników prac B+R, pozyskanych technologii oraz własnych rozwiązań innowacyjnych; ułatwianie nawiązywania współpracy z podmiotami sektora badań i rozwoju; przygotowanie do uczestniczenia we wspólnotowych programach badawczych i innowacyjnych.

Możliwe jest też realizowanie projektów inwestycyjnych dotyczących tworzenia i rozwoju infrastruktury jednostek naukowych, centrów doskonalenia prowadzących działalność B+R na rzecz przedsiębiorstw.

W woj. kujawsko-pomorskim przedsiębiorstwa mogą uzyskać dotacje m.in. na:

— projekty mające na celu transfer technologii i usprawnienie sieci współpracy, obejmujące wyposażenie w zasoby i środki związane z tworzeniem i rozwojem powiązań kooperacyjnych, realizowanych w ramach współpracy przedsiębiorstw oraz instytucji B+R;
— wdrożenie wyników prac B+R, w tym opracowanie wzorów użytkowych i przemysłowych;
— doradztwo, które podniesie poziom transferu technologii z nauki do gospodarki.

Służyć to ma wzmocnieniu regionalnego potencjału badań i rozwoju technologii.

Przedsiębiorstwa z woj. lubelskiego mogą uzyskać wsparcie prac B+R na przedsięwzięcia prowadzące do zwiększenia transferu nowoczesnych rozwiązań produktowych, technologicznych i organizacyjnych do przedsiębiorstw oraz rozwoju współpracy pomiędzy gospodarką i sferą B+R, a także wzrostu udziału nakładów przedsiębiorstw na działalność B+R.

Przedsiębiorcy lubuscy zainteresowani transferem wyników badań z nauki do gospodarki mogą korzystać z dofinansowania na projekty związane m.in. z:

— inwestycjami w budowę, przebudowę i rozwój infrastruktury B+RT,
— zakupem urządzeń i wyposażenia do prowadzenia prac B+RT,
— inwestycjami związanymi z rozwojem powiązań kooperacyjnych,
— inwestycjami i rozwojem infrastruktury związanej z komunikowaniem się, gromadzeniem i wymianą informacji związanych z transferem innowacji.

W woj. łódzkim pomoc może dotyczyć projektów polegających na rozwoju infrastruktury B+R jednostek naukowych przeznaczonej do prowadzenia prac badawczych lub rozwojowych, których rezultaty będą służyć przedsiębiorcom. Celem tego działania jest wspieranie działalności B+R w przedsiębiorstwach poprzez wzmocnienie ich potencjału innowacyjnego na rynku i podniesienie ich konkurencyjności. Można np. sfinansować projekty obejmujące m.in. zakup i wdrożenie wyników prac B+R, realizację projektów celowych oraz zakup środków trwałych.

Na wsparcie mogą liczyć również kompleksowe projekty, których celem jest stworzenie platform transferu technologii poprzez wsparcie nowych i istniejących parków przemysłowych, technologicznych, inkubatorów przedsiębiorczości i innych ośrodków proinnowacyjnych.

Przedsiębiorstwa w Małopolsce mogą korzystać ze wsparcia finansowego, którego celem jest zwiększenie poziomu innowacyjności i konkurencyjności przedsiębiorstw poprzez zainicjowanie ich współpracy z szerokim zapleczem instytucjonalnym w sferze nauki, prac badawczo-rozwojowych i transferu technologii. Możliwe są tu projekty badawcze, dzięki którym zostaną sfinansowane prace badawcze o charakterze wdrożeniowym i projekty inwestycyjne zapewniające finansowanie inwestycji w środki trwałe, służące do prowadzenia działalności B+R w przedsiębiorstwach.

W woj. mazowieckim możliwe jest uzyskanie wsparcia na zwiększenie transferu innowacji do gospodarki poprzez wspieranie inwestycji w badania i przedsięwzięcia rozwojowe. Działanie to ma za zadanie podniesienie innowacyjności przedsiębiorców dzięki wykorzystywaniu rezultatów prac B+R, zrealizowanych na ich potrzeby przez jednostki naukowe.

W woj. opolskim przedsiębiorcy mogą uzyskać wsparcie na zakup środków trwałych niezbędnych do prowadzenia prac B+R w przedsiębiorstwach.

W woj. podkarpackim przedsiębiorstwa uzyskają wsparcie na prowadzenie prac rozwojowych przez jednostki naukowe i przedsiębiorstwa zmierzające do opracowania i komercjalizacji innowacji produktowych, organizacyjnych lub usługowych.

W woj. podlaskim możliwe jest finansowanie prac B+R w ramach tworzenia warunków dla innowacyjności. Celem wsparcia jest zwiększenie konkurencyjności gospodarki regionu poprzez rozwój potencjału innowacyjnego przedsiębiorstw i innych podmiotów, a także wsparcie sektora badań i rozwoju i podniesienie standardu infrastruktury innowacyjnej.

W woj. pomorskim wsparcie działalności B+R przewidziano w ramach rozwoju i innowacji w MSP (sektor małych i średnich przedsiębiorstw). Odnosi się ono do projektów związanych z inwestycjami w badania i rozwój technologiczny w przedsiębiorstwach.

W woj. śląskim przedsiębiorcy mogą uzyskać wsparcie w ramach działalności innowacyjnej w mikroprzedsiębiorstwach o MSP. Wspierana jest tu działalność B+R w przedsiębiorstwach prowadzących działalność innowacyjną. Przykładowe rodzaje projektów to wdrażanie i komercjalizacja technologii oraz produktów innowacyjnych, wsparcie w zakresie podjęcia lub rozwoju działalności B+R w MSP czy też usługi doradcze związane z wdrażaniem strategii rozwoju przedsiębiorstwa dzięki wykorzystaniu nowych technologii i rozwiązań innowacyjnych.

W woj. świętokrzyskim wsparcie dla innowacyjnych przedsiębiorstw obejmuje projekty poprawiające poziom technologiczny lub organizacyjny przedsiębiorstw, związane z ich rozbudową, zakupem środków trwałych i wartości niematerialnych oraz prawnych; ułatwienie przedsiębiorcom nawiązywania kontaktów z potencjalnymi kontrahentami zagranicznymi, a także umożliwienie prezentacji swojej oferty eksportowej na targach i wystawach. Wsparcie można także uzyskać na inwestycje w zakresie gospodarki wodno-ściekowej, gospodarki odpadami, ochrony środowiska itp. Jedno z działań służy także wzmocnieniu konkurencyjności i innowacyjności przedsiębiorstw regionu poprzez współpracę i realizację wspólnych przedsięwzięć realizowanych przez grupy przedsiębiorstw, klastery przemysłowe lub konsorcja firm.

W woj. warmińsko-mazurskim uzyskane dotacje na działania B+R mogą być przeznaczone na podniesienie potencjału innowacyjnego i konkurencyjności przedsiębiorstw poprzez promocję współpracy z zapleczem instytucjonalnym w sferze nauki, prac badawczo-rozwojowych i transferu technologii dotyczących sektora usług budowlanych. Chodzi głównie o wsparcie tworzenia i rozwoju

powiązań o znaczeniu lokalnym i regionalnym między jednostkami naukowymi i badawczo-rozwojowymi, organizacjami badawczymi, przedsiębiorstwami i innymi podmiotami. Przedsiębiorcy są tu grupą docelową. Służy to wzrostowi konkurencyjności przedsiębiorstw poprzez zaspokojenie potrzeb inwestycyjnych w zakresie inwestycji w badania i rozwój. Wsparciem objęte są wspólne przedsięwzięcia przemysłowo-naukowe, czyli badania przemysłowe i przedkonkurencyjne zakończone wdrażaniem wyników prac w przedsiębiorstwach.

W woj. wielkopolskim możliwe jest uzyskanie dotacji inwestycyjnej dla sektora małych i średnich przedsiębiorstw na innowacje i działalność B+R w przedsiębiorstwach — określają to wytyczne zamieszczone w Regionalnym Programie Operacyjnym na lata 2007—2013.

W woj. zachodniopomorskim wsparcie prac B+R ma na celu poprawę poziomu innowacyjności sektora MSP. Dofinansowaniem objęte są projekty związane z wdrożeniem nowej technologii, rozumianej jako technologia w postaci prawa własności przemysłowej lub usługi badawczo-rozwojowej, która umożliwia wytwarzanie znacząco ulepszonych lub nowych towarów, procesów lub usług i nie jest stosowana na świecie dłużej niż 5 lat.

Zgodnie z planami Komisji Europejskiej na lata 2014—2020 duża część środków finansowych powinna być skoncentrowana na badania naukowe, rozwój innowacyjności, transfer technologii i komercjalizację wiedzy. Takie działania mogą skutecznie motywować podmioty działające w tej sferze do natężenia aktywności.

Wdrażanie wyników prac B+R jest bardzo ważne dla przedsiębiorstw. Podmioty gospodarcze, którym uda się wykorzystać tego typu wsparcie, mogą po wyczerpaniu możliwości w ramach środków krajowych sięgać do europejskich programów wspierających działalność badawczo-rozwojową.

Podsumowanie

Fundusze europejskie tworzą możliwości finansowania przedsięwzięć prorozwojowych m.in. w zakresie odnowienia infrastruktury i wyposażenia instytucji naukowo-badawczych czy też rozwoju ośrodków innowacji i oferty usług proinnowacyjnych.

Na podstawie przeprowadzonej analizy stwierdzono:

— w Polsce obserwuje się wzrost liczby jednostek prowadzących działalność B+R, ale w strukturze jednostek maleje udział jednostek naukowych i badawczo-rozwojowych, a wzrasta udział jednostek rozwojowych;
— nakłady na działalność B+R w Polsce ulegają zwiększeniu, przy czym znacząca większość pieniędzy kierowana jest do nauk technicznych;
— fundusze unijne, zarówno na poziomie krajowym jak i regionalnym, oferują wiele działań wspierających działalność B+R;
— krajami przodującymi w udziale wydatków na B+R w PKB są Japonia i Stany Zjednoczone, a wśród krajów europejskich Szwecja i Finlandia; Polska z udziałem 0,57% jest zbliżona do Rumunii, Malty, Łotwy i Grecji;

— w Japonii i w Stanach Zjednoczonych to głównie sektor przedsiębiorstw finansuje prace B+R, a wśród krajów europejskich najwyższy udział sektora przedsiębiorców w finansowaniu prac B+R wystąpił w Finlandii i Szwecji.

---

dr inż. Marlena Piekut — *Politechnika Warszawska*

LITERATURA

Europe in figures — Eurostat yearbook (2010), Eurostat

Europa 2020. Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającego włączeniu społecznemu (2010), Komisja Europejska, Bruksela

Science, technology and innovation in Europe 2009. Eurostat Statistical books (2010), Eurostat European Commision

Łobejko S. (2008), *Stan i tendencje rozwojowe sektora jednostek badawczo-rozwojowych w Polsce*, Seria Innowacje, Warszawa

Matusiak K. B., Guliński J. (red.) (2010), *System transferu technologii i komercjalizacji wiedzy w Polsce — siły motoryczne i bariery*, PARP, Warszawa

Nauka i technika w 2007 r. (2009), GUS, Warszawa

Nauka i technika w 2008 r. (2010), GUS, Warszawa

Szczegółowy opis priorytetów Programu Operacyjnego Innowacyjna Gospodarka (2010), Ministerstwo Rozwoju Regionalnego

SUMMARY

The article presents basic data on R&D units in Poland as well as R&D expenditures in GDP of the EU-countries, Japan and the United States of America. The CSO of Poland and Eurostat data are used in the analysis. To the leading countries belong Japan, the USA, Finland and Sweden. The article discusses national as well as regional programmes supporting the R&D activities.

РЕЗЮМЕ

В статье представляются основные данные по научно-исследовательским единицам в Польше, а также по затратам на научно--исследовательскую деятельность в ВВП в странах Европейского Союза, Японии и Соединенных Штатах Америки. В анализе были использованы данные ЦСУ и Евростата. Проведенный анализ показывает, что в научно--исследовательской деятельности первенствуют Япония, Соединенные Штаты Америки, Финляндия и Швеция. В статье были также обсуждены национальные и региональные оперативные программы поддерживающие научно-исследовательскую деятельность.

Konferencja *Statystyka publiczna w służbie samorządu terytorialnego*

Główny Urząd Statystyczny, Urząd Statystyczny we Wrocławiu i Polskie Towarzystwo Statystyczne były organizatorami ogólnopolskiej konferencji *Statystyka publiczna w służbie samorządu terytorialnego*, która odbyła się 7 i 8 marca 2011 r. w Auli Leopoldyńskiej Uniwersytetu Wrocławskiego. Patronat honorowy nad konferencją objęli prof. dr hab. Marek Bojarski — rektor Uniwersytetu Wrocławskiego, Rafał Jurkowlaniec — marszałek województwa dolnośląskiego oraz dr Rafał Dutkiewicz — prezydent miasta Wrocławia.

Uczestniczyło w niej blisko stu przedstawicieli administracji samorządowej i rządowej, organizacji zrzeszających samorządy terytorialne, środowiska naukowego oraz statystyki publicznej. Konferencja zorganizowana z okazji Dnia Statystyki Polskiej obchodzonego już po raz trzeci w rocznicę sesji Sejmu Czteroletniego 9 marca 1789 r., podczas której Fryderyk Józef hrabia Moszyński wystąpił z propozycją przeprowadzenia spisu ludności. W efekcie, 22 czerwca 1789 r. uchwalono konstytucję *Lustracja dymów i podanie ludności, inicjującą* działania statystyki publicznej w Rzeczypospolitej.

Celem konferencji było podsumowanie doświadczeń, wskazanie nowych kierunków rozwoju, a także przykładów dobrej współpracy między służbami statystyki publicznej i administracją publiczną, o czym poinformowała w mowie powitalnej dyrektor Urzędu Statystycznego we Wrocławiu dr Małgorzata Wojtkowiak-Jakacka.

Na wstępie konferencji p.o. prezesa GUS prof. dr hab. Janusz Witkowski wskazał na służebną rolę statystyki publicznej wobec administracji publicznej, a zwłaszcza wobec samorządu terytorialnego. Z kolei rektor Uniwersytetu Wrocławskiego prof. dr hab. Marek Bojarski nawiązał do tradycji i wymiernej współpracy łączącej statystykę publiczną ze światem nauki. Prof. dr hab. Grażyna Trzpiot mówiła o integracji środowiska statystyków. Na potrzebę współpracy między statystyką i jednostkami samorządu terytorialnego, zwłaszcza w zakresie zarządzania i podejmowania decyzji, zwrócił uwagę marszałek województwa dolnośląskiego Rafał Jurkowlaniec. Zasadność tej działalności potwierdził wiceprezydent Wrocławia Wojciech Adamski. Przywołał on jako przykład dobrej współpracy pomiędzy miastem a Urzędem Statystycznym we Wrocławiu realizację spisów. Na zakończenie części inauguracyjnej odczytany został list Olgierda Dziekońskiego, ministra w Kancelarii Prezydenta RP, który za fundament rozwoju samorządności i demokracji lokalnej uznał informację statystyczną.

Święto statystyki zbiegło się również z jubileuszem samorządu gminnego, którego kształt i forma przyjęta została ustawą sejmową 8 marca 1990 r. Wpro-

wadzenia merytorycznego do obrad dokonał współautor reform samorządowych prof. dr hab. Michał Kulesza. W swoim wystąpieniu pt. *Ocena kondycji samorządu terytorialnego po okresie transformacji ustrojowej i przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej* zaakcentował istotną rolę samorządu w decentralizacji władzy publicznej po 1989 r. Jednocześnie podkreślił potrzebę kontynuacji zmiany modelu zarządzania państwem. W ocenie M. Kuleszy, doradcy prezydenta RP ds. samorządu, za niezbędne uznane zostały działania korygujące pozycję ustrojową powiatów. Wśród wyzwań dotyczących decentralizacji mówca wymienił konieczność reformy finansów publicznych oraz dokończenie metropolizacji kraju.

Podobne refleksje towarzyszyły wystąpieniu wojewody dolnośląskiego Aleksandra Marka Skorupy na temat *Ocena kondycji samorządu terytorialnego — doświadczenia samorządowca.* Jako wieloletni polityk regionalny przypomniał genezę tworzenia samorządności oraz problemy towarzyszące temu procesowi. Do istotnych ograniczeń, krępujących działanie jednostek samorządu terytorialnego, zaliczył nadmiar przepisów prawnych. Zwrócił również uwagę na różnice między możliwościami a oczekiwaniami społeczności lokalnych, które wynikają z możliwości kompetencyjnych i finansowych samorządów lokalnych. Te ostatnie uległy znacznej poprawie, wspomagane są bowiem przez rozwojowe środki unijne.

Dekoncentracja władzy publicznej, a w jej ramach budowa samorządności, uznane zostały przez prof. dra hab. Józefa Oleńskiego w referacie pt. *Statystyka publiczna — podstawą samorządności w społeczeństwie obywatelskim* za zasadnicze elementy kreowania społeczeństwa obywatelskiego. W procesie tym statystyka publiczna uznana została za czynnik wzmacniający przeobrażenia społeczne, gospodarcze i polityczne na szczeblu lokalnym. Według prelegenta tylko rzetelna i obiektywna informacja jest filarem wzmacniania świadomości obywatelskiej i samorządowej. Dlatego do najważniejszych zadań statystyki publicznej zaliczył prawidłowe określenie potrzeb oraz wytyczenie nowych tematów badawczych, zgodnych z oczekiwaniami społeczności lokalnych i regionalnych.

Jak istotną rolę pełni statystyka publiczna w rozwoju i życiu państwa przypomniała w referacie pt. *Statystyka w służbie administracji publicznej — rys historyczny* Bożena Łazowska, dyrektor Centralnej Biblioteki Statystycznej im. S. Szulca. W syntetycznym ujęciu przedstawiła genezę, rozwój oraz obecną rolę statystyki publicznej w działaniu administracji w kraju. Uzupełnieniem tego wystąpienia była wystawa, której autorem była też pani B. Łazowska (patrz odrębny tekst). Pokazano na niej najważniejsze wydarzenia w dziedzinie współpracy statystyki z administracją państwową, począwszy od powstania państwowego systemu statystycznego w I Rzeczypospolitej aż po czasy współczesne.

Ten ostatni aspekt omówiony został przez przedstawiciela Ministerstwa Spraw Wewnętrznych i Administracji Szymona Wróbla, w wystąpieniu pt. *Współpraca administracji rządowej i samorządowej — plany na przyszłość.* Współpraca ta opiera się na pomocy władz publicznych oraz wspólnym wykonywaniu zadań publicznych, m.in.: infrastrukturalnych, drogowych, inwestycyjno-remontowych. W tym zakresie samorząd jest ważnym partnerem oraz nie-

kwestionowanym liderem. Pan Sz. Wróbel, naczelnik Wydziału Organizacji Samorządu Terytorialnego w MSWiA zaznaczył, że działaniem samorząd potwierdza słuszność dokonanych reform, a przede wszystkim konieczność kontynuacji dekoncentracji władzy na szczeblu lokalnym i regionalnym. Stąd obok realizowanych programów przyszłe zmiany będą miały również charakter strukturalny, o co zabiega również silne i wpływowe *lobby* samorządowe.

Zagadnienie *Współpracy statystyki publicznej z samorządem terytorialnym* omówił dyrektor Urzędu Statystycznego w Bydgoszczy — Piotr Stolarczyk. Za filary tej kooperacji uznał informację, którą dostarcza statystyka, ośrodki specjalizujące się w tematyce samorządowej oraz ośrodki badań regionalnych. Za istotne *novum* uznano budowę Regionalnych Baz Wiedzy, celem wzmocnienia władz regionalnych w procesie decyzyjnym i zarządzaniu. Mówca za przykład dobrej współpracy uznał Statystyczne Vademecum Samorządowca (SVS), przygotowane i przekazane radnym po wyborach samorządowych 2010 r. W nurcie tej współpracy znalazła się również potrzeba wsparcia przez statystykę publiczną regionalnego zarządzania kryzysowego. W problematykę wprowadził Janusz Dygaszewicz, dyrektor Departamentu Programowania i Koordynacji Badań GUS w referacie pt. *Współpraca statystyki publicznej ze sztabami zarządzania kryzysowego w regionach*. Przedstawione zostały założenia i koncepcje, wśród których najważniejsze są potrzeby unifikacyjne źródeł informacji w skali kraju oraz kanały ich przekazywania. To jedno z najważniejszych wyzwań statystyki publicznej w najbliższych latach.

W pierwszym dniu konferencji sesji przewodniczył dr Jerzy Korczak z Uniwersytetu Wrocławskiego.

W debacie pt. *Oczekiwania i potrzeby samorządów wobec statystyki publicznej* — prowadzonej przez dra Marka Obrębalskiego, radnego Sejmiku Województwa Dolnośląskiego — udział wzięli przedstawiciele Urzędu Miasta Wrocławia i Urzędu Marszałkowskiego Województwa Dolnośląskiego, Uniwersytetu Wrocławskiego oraz służb statystyki publicznej. Polemika pomiędzy uczestnikami panelu dyskusyjnego ujawniła żywe zainteresowanie problematyką współpracy statystyki i samorządu, wskazując na potrzebę doskonalenia metod analitycznych, badawczych i informatycznych w celu wspomagania samorządów lokalnych i regionalnych.

Drugiej sesji konferencji 8 marca 2011 r. przewodniczył Roman Fedak, dyrektor Urzędu Statystycznego w Zielonej Górze. Przewodnim tematem sesji było *Wspomaganie władz samorządów lokalnych przez statystykę publiczną*.

Pan R. Fedak stwierdził, że minione 20 lat to okres wzajemnego uczenia się — statystyków samorządności i samorządu statystyki. Uczenie się polegało na wymianie doświadczeń, współpracy przy opracowywaniu publikacji oraz prowadzonych badaniach masowych.

Następnie dyrektor Departamentu Badań Regionalnych i Środowiska GUS Dominika Rogalińska wygłosiła referat pt. *Model i funkcje wojewódzkich ośrodków badań regionalnych*. Prelegentka podkreśliła, że Wojewódzkie Ośrodki Badań Regionalnych (WOBR), które powstały w wojewódzkich urzędach statystycznych, ze względu na charakter działalności powinny być postrzegane jako

centrum wiedzy społeczno-gospodarczej o regionie, m.in. poprzez monitorowanie i analizowanie zmian społeczno-gospodarczych, stały dostęp do informacji statystycznych, zachowanie jednolitych standardów informacyjnych oraz edukację statystyczną itp. Priorytetem w kształtowaniu WOBR jest budowa systemu współpracy z samorządem oraz innymi odbiorcami informacji statystycznej.

Referat pt. *Monitorowanie rozwoju regionalnego* wygłosił przedstawiciel Ministerstwa Rozwoju Regionalnego — Roman Chmielewski, również w imieniu Agnieszki Bąk i Tomasza Kota, współautorów tego opracowania. Referat traktował o doświadczeniach Ministerstwa Rozwoju Regionalnego w zakresie monitorowania rozwoju krajowego i regionalnego oraz o współpracy z GUS. Zwrócono też w nim uwagę na funkcjonowanie obserwatoriów terytorialnych. Zgodnie z Krajową Strategią Rozwoju Terytorialnego na lata 2010—2020, Krajowe Obserwatorium Terytorialne stanowi jeden z głównych elementów zintegrowanego systemu monitorowania i ewaluacji polityki regionalnej. Zdaniem autorów referatu, jedną z podstawowych zasad polityki regionalnej jest podejmowanie decyzji na podstawie rzetelnych informacji.

Alina Bieńkowska, kierownik Ośrodka Banku Danych Regionalnych Urzędu Statystycznego we Wrocławiu, w referacie *Bank Danych Lokalnych jako źródło informacji o jednostkach samorządu terytorialnego* przypomniała historię powstania Banku Danych Lokalnych (BDL). Następnie wskazała, że obecnie BDL jest kompleksowym, uporządkowanym i łatwo dostępnym systemem informacji służących badaniu zróżnicowania zjawisk społecznych, gospodarczych i środowiskowych. Informacje dostępne w Banku są bardzo przydatne w bieżącej działalności jednostek samorządu terytorialnego i wspomagają samorządy w realizacji swoich zadań. Ponadto dane BDL wykorzystywane są do opracowywania regionalnych i lokalnych strategii, programów rozwoju oraz ich monitorowania i ewaluacji.

Referat na temat *Statystyka samorządów terytorialnych* wygłosiła dr Małgorzata Wojtkowiak-Jakacka, dyrektor Urzędu Statystycznego we Wrocławiu wraz z Danutą Komarowską, kierownikiem Ośrodka Statystyki Samorządów Terytorialnych Urzędu Statystycznego we Wrocławiu. Pani dyrektor przedstawiła genezę budowy systemu wsparcia informacyjnego samorządu terytorialnego, w tym m.in. efekty prac Ośrodka Statystyki Lokalnej/Regionalnej/OBDR, natomiast Danuta Komarowska — aktualne zadania i plany Ośrodka Statystyki Samorządu Terytorialnego.

O *Procesach integracji i dezintegracji społeczno-gospodarczej — w kierunku spójnego systemu badań dla obszarów transgranicznych* mówiła Teresa Krzemińska, kierownik Podkarpackiego Ośrodka Badań Regionalnych. Zwróciła ona uwagę na problemy związane z monitoringiem zjawisk społeczno-gospodarczych na obszarach transgranicznych, z badaniami statystycznymi zarówno na zewnętrznej granicy Unii Europejskiej, jak i na granicy strefy Schengen. Ostatnią część prezentacji stanowiły wyniki badania dotyczącego zasięgu ubóstwa na obszarach transgranicznych na przykładzie województwa podkarpackiego w 2009 r.

Kolejnym prelegentem był dr Marek Mroczkowski, dyrektor Departamentu Europejskiego Systemu Statystycznego i Współpracy Międzynarodowej GUS z prezentacją na temat *Strategiczne kierunki współpracy transgranicznej GUS*. Pan dyrektor przedstawił m.in. główne kierunki współpracy zagranicznej GUS oraz korzyści z regionalnych baz danych po obu stronach granicy, m.in. na przykładzie Dolnego Śląska, gdzie funkcjonuje trójjęzyczna, transgraniczna baza danych obejmująca zasięgiem Republikę Czeską, Bawarię, Saksonię, Berlin, Branderburgię i Meklemburgię.

Dr Marek Mroczkowski podkreślił, że funkcjonowanie spójnego systemu badawczego dla obszarów transgranicznych pozwoli na efektywne wykorzystywanie informacji na poziomie lokalnym, regionalnym, ogólnokrajowym i międzynarodowym. Budowa systemu badań transgranicznych koordynowana przez statystykę publiczną może być prowadzona równocześnie przez wielu międzynarodowych partnerów na szczeblu regionalnym.

Dr Jacek Kowalewski, dyrektor Urzędu Statystycznego w Poznaniu i Sylwia Filas-Przybył, kierownik Ośrodka Statystyki Miast Urzędu Statystycznego w Poznaniu przygotowali referat na temat *Monitorowanie statystyczne miast i obszarów metropolitalnych*.

Sylwia Filas-Przybył przedstawiła zadania przypisane Ośrodkowi Statystyki Miast Urzędu Statystycznego w Poznaniu, a dr Jacek Kowalewski omówił wyniki badania *Przepływy ludności związane z zatrudnieniem w Polsce w 2006 r.*, które otrzymano na podstawie zbiorów systemu podatkowego urzędów skarbowych — bazy Poltax udostępnionej przez Ministerstwo Finansów w 2009 r. Głównym celem badania było otrzymanie szacunkowych informacji o ludności dojeżdżającej do pracy oraz kierunkach i natężeniu dojazdów do pracy. Pan dyrektor podkreślił zalety korzystania z dodatkowych rejestrów administracyjnych, w tym niewielkie koszty, jakie zostały poniesione przy badaniu pełnym, obejmującym niemal 9,5 mln podatników.

Autor referatu *Statystyczne monitorowanie obszarów wiejskich* Marek Morze, dyrektor Urzędu Statystycznego w Olsztynie, zwrócił uwagę na różnice w stosowanych klasyfikacjach obszarów wiejskich — między krajowymi a międzynarodowymi — oraz przedstawił kierunki rozwoju obszarów wiejskich, w tym strategię zrównoważonego rozwoju wsi i rolnictwa. Ponadto przytoczył dane statystyczne ilustrujące rozwój obszarów wiejskich w latach 2003—2010.

Trzeciej sesji konferencyjnej pt. *Informacja statystyczna podstawą zarządzania lokalnym i regionalnym rozwojem* przewodniczył prof. dr hab. Tadeusz Borys, kierownik Katedry Zarządzania Jakością i Środowiskiem na Wydziale Gospodarki Regionalnej i Turystyki w Jeleniej Górze Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu.

Pierwszy referat na tej sesji wygłosiła Gabriela Nowakowska, kierownik Ośrodka Administracyjnych Źródeł Danych Urzędu Statystycznego w Warszawie, pt. *Wyzwania i problemy dotyczące wykorzystania w statystyce publicznej krajowych rejestrów urzędowych i systemów informacyjnych administracji publicznej*. Pani G. Nowakowska wskazała m.in. na podstawy prawne dostępu do danych statystycznych, zidentyfikowane różne potrzeby użytkowników oraz mierniki jakości danych administracyjnych.

Następnie głos zabrał dr Tomasz Potkański, reprezentujący Związek Miast Polskich, który wygłosił referat nt. *System Analiz Samorządowych (SAS) — jako narzędzie wspomagające zarządzanie usługami i rozwojem jednostek samorządu terytorialnego.* Dr T. Potkański omówił cel i zakres tematyczny bazy SAS, źródła danych statystycznych, podkreślając szczególnie niedostatek danych ze statystyki publicznej. Odwołując się do norweskiego systemu KOSTRA oraz porównując SAS i zasoby statystyki publicznej prelegent rozważał, czy współzależność i komplementarność ma w Polsce miejsce, podobnie jak w Norwegii. Istotnym wątkiem prezentacji była sugestia zwiększenia dostępności do danych zbieranych przez statystykę publiczną.

Prof. dr hab. Walenty Ostasiewicz, kierownik Katedry Statystyki Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, przedstawił referat *Badania nad jakością życia na przykładzie doświadczeń międzynarodowych*, w którym zaprezentował m.in. krótki przegląd badań nad problematyką jakości życia w ujęciu międzynarodowym. Prof. W. Ostasiewicz wskazał m.in. na różnorodność przyjętych definicji pojęcia „jakość życia" oraz różnorodność koncepcji pomiaru jakości życia.

Kolejny prelegent prof. dr hab. Ryszard Cichocki, kierownik Zakładu Socjologii Teoretycznej Uniwersytetu im. Adama Mickiewicza w Poznaniu, przedstawił referat pt. *Wskaźniki jakości życia mieszkańców Poznania 2010.* Prof. R. Cichocki omówił m.in. cel prowadzonego programu — badania praktyczne jakości życia mieszkańców stolicy Wielkopolski, a także przedstawił założenia metodologiczne badania, stosowane techniki badawcze oraz omówił wyniki badań.

O *Problemach delimitacji przestrzennej w badaniach regionalnych* przy wykorzystaniu empirycznych źródeł danych innych niż gromadzone przez statystykę publiczną referował — w imieniu swoim i prof. dra hab. Stanisława Cioka, kierownika Zakładu Planowania Przestrzennego — dr Dariusz Ilnicki z Zakładu Planowania Przestrzennego Instytutu Geografii i Rozwoju Regionalnego Uniwersytetu Wrocławskiego. W refleksjach podkreślono m.in., że nieuzasadnione jest przyjmowanie *a priori* w delimitacji obszarów metropolitalnych zwartości przestrzennej. Ponadto prelegenci stwierdzili, że konieczne jest poszukiwanie nowych źródeł informacji, które mogą być wykorzystane do faktycznego zidentyfikowania obszarów metropolitalnych.

Podsumowania konferencji dokonała dr Małgorzata Wojtkowiak-Jakacka. Na wstępie podziękowała uczestnikom za aktywny udział w konferencji. Wyraziła nadzieję, że zgłoszone wnioski i uwagi zostaną uwzględnione przy budowie systemu wsparcia jednostek samorządu terytorialnego, mając na uwadze Ośrodki Badań Regionalnych czy Bank Danych Lokalnych. W podsumowaniu podkreśliła również, że warunkiem dobrego spełnienia roli statystyki publicznej w służbie samorządu terytorialnego jest identyfikacja potrzeb informacyjnych samorządów terytorialnych, a także ścisła i systematyczna współpraca tych dwóch środowisk.

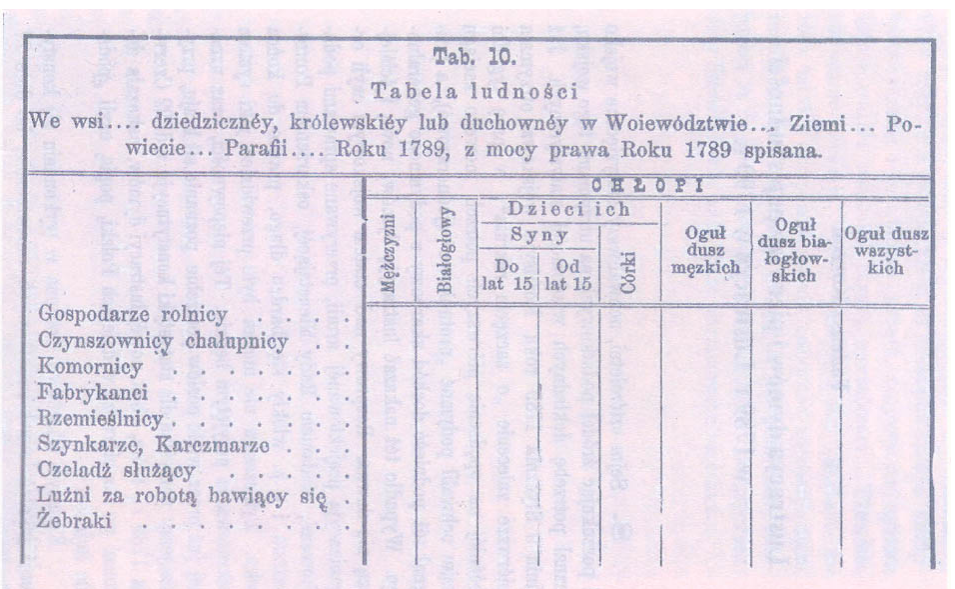
Oprac. **Urząd Statystyczny we Wrocławiu**

Wystawa *Statystyka w służbie administracji publicznej — rys historyczny*

Podczas konferencji we Wrocławiu, która odbywała się 7 i 8 marca 2011 r. w Auli Leopoldyńskiej Uniwersytetu Wrocławskiego, Centralna Biblioteka Statystyczna przedstawiła wystawę okolicznościową *Statystyka w służbie administracji publicznej — rys historyczny*.

Ekspozycja miała na celu uświetnienie trzeciej z rzędu konferencji naukowej zorganizowanej w przeddzień święta statystyki polskiej, przypadającego na dzień 9 marca — dla uczczenia dnia, w którym Sejm I Rzeczypospolitej wysłuchał interpelacji posła Fryderyka Józefa Moszyńskiego w sprawie konieczności przeprowadzenia na terytorium kraju pierwszego spisu ludności. Autorem projektu i komisarzem wystawy była Bożena Łazowska.

Na wystawie pokazano dokumenty ilustrujące początki statystyki oficjalnej przypadające w Polsce na czasy Sejmu Czteroletniego (1788—1792). Sejm ten Konstytucją z 22 czerwca 1789 r. zarządził przeprowadzenie pierwszego, ogólnokrajowego, spisu ludności połączonego ze spisem dymów. Przedstawiono też sylwetkę inicjatora spisu i statystycznej metody wymiaru podatków na wojsko — Fryderyka Józefa hrabiego Moszyńskiego (1737—1818), tabele spisowe, publikacje analityczno-historyczne poświęcone spisowi autorstwa Tadeusza Korzona i Kazimierza Latucha.



Tab. 10.

Tabela ludności

We wsi.... dziedziczney, królewskiéy lub duchowney w Woiewództwie... Ziemi... Powiecie... Parafii.... Roku 1789, z mocy prawa Roku 1789 spisana.

	CHŁOPI							
	Mężczyzni	Białogłowy	Dzieci ich			Oguł dusz męzkich	Oguł dusz białogłowskich	Oguł dusz wszystkich
			Syny		Córki			
			Do lat 15	Od lat 15				
Gospodarze rolnicy								
Czynszownicy chałupnicy								
Komornicy								
Fabrykanci								
Rzemieślnicy								
Szynkarze, Karczmarze								
Czeladź służący								
Luźni za robotą bawiący się								
Żebraki								

W okresie Księstwa Warszawskiego (1807—1815) władze odradzającej się państwowości polskiej przeprowadziły dwa spisy ludności w latach 1808 i 1810.

Na wystawie przedstawiono wyniki tych spisów, w tym m.in. dokument „Tabella Specyalna Miast Xięstwa Warszawskiego” oraz opracowania z epoki — *Statystyka Guberni Podolskiej* Wawrzyńca Marczyńskiego (Wilno, 1820) i *Spisy ludności Rzeczypospolitej Polskiej* Józefa Kleczyńskiego (Kraków, 1892).

Stały rozwój badań statystycznych w Polsce zapoczątkowała wydana w 1807 r. w Krakowie broszura Stanisława Staszica *O statystyce Polski: krótki rzut wiadomości potrzebnych tym, którzy ten kray chcą oswobodzić, i tym, którzy w nim chcą rządzić*.

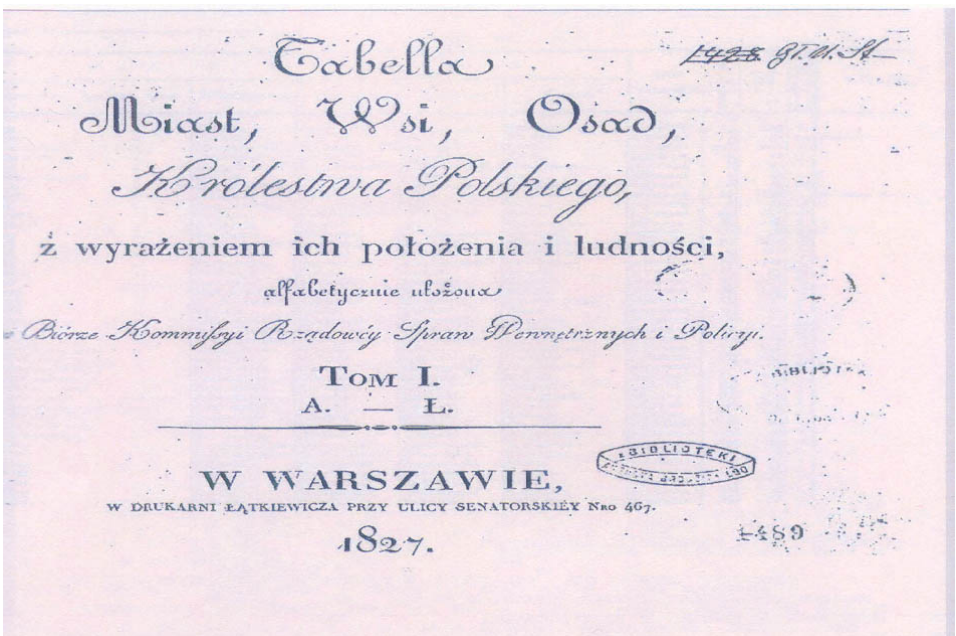


Tabella
Miast, Wsi, Osad,
Królestwa Polskiego,
z wyrażeniem ich położenia i ludności,
alfabetycznie ułożona
przez Komissyi Rządowéy Spraw Wewnętrznych i Policyi.
TOM I.
A. — Ł.
W WARSZAWIE,
W DRUKARNI ŁĄTKIEWICZA PRZY ULICY SENATORSKIEY Nro 467.
1827.

W Królestwie Polskim, utworzonym w 1815 r. decyzją kongresu wiedeńskiego, zbieraniem i opracowywaniem danych statystycznych zajmował się oddział statystyczny Komisji Rządowej Spraw Wewnętrznych i Duchownych, której siedziba znajdowała się przy Placu Bankowym w Warszawie. Wyniki badań statystycznych prowadzonych przez Komisję nie były na ogół publikowane. Wyjątek stanowi zachowana w zbiorach Centralnej Biblioteki Statystycznej „Tabella miast, wsi i osad Królestwa Polskiego”, wydana w 1827 r., przedstawiająca w dwóch obszernych tomach stan ludności i liczbę domostw dla wszystkich miejscowości Królestwa Polskiego alfabetycznie w podziale na województwa, obwody, powiaty i parafie. Był to swoisty rejestr statystyczny, trudny do przecenienia dla administracji Królestwa.

Eksponowano również siedzibę Komisji w Warszawie (litografia z I połowy XIX w.) i wyniki spisów z lat 1827 i 1897 oraz przykład spisu gubernialnego (*Statistika naselennych miest Łomżyńskoj guberni* z 1891 r.).

W 1877 r. utworzono Warszawski Komitet Statystyczny, podporządkowany istniejącemu od 1858 r. rosyjskiemu Centralnemu Komitetowi Statystycznemu. Do 1915 r. Komitet ten był państwową instytucją statystyczną zbierającą na potrzeby administracji dane liczbowe z całego Królestwa. W latach 1889—1914 Komitet opublikował 40 tomów zatytułowanych *Prace Warszawskiego Komitetu Statystycznego* (w oryginale — *Trudy Warszawskogo Statisticzeskogo Komiteta*). Jeden z nich pokazano na wystawie[1]. Wystawa prezentowała też słynną pracę Stefana Szulca *Wartość materiałów statystycznych dotyczących stanu ludności Królestwa Polskiego* (Warszawa, 1920).

Na ziemiach polskich pod zaborem austriackim postulat utworzenia biura statystycznego w Galicji zgłosił do Wydziału Krajowego we Lwowie Mieczysław Marasse (1840—1880), autor m.in. rozprawy *O pojęciu i zadaniu statystyki* (Kraków, 1866), która była pierwszą polską publikacją poświęconą teorii i historii statystyki. Na planszach przedstawiono jego portret i główną pracę — *Dzieła ekonomiczno-polityczne i statystyczne Mieczysława hr. Marasse z portretem autora* (Kraków, 1887).

Krajowe Biuro Statystyczne we Lwowie utworzono w 1873 r. Pracowało ono praktycznie, niezależnie od Centralnej Komisji Statystycznej w Wiedniu, do 1918 r. i odegrało olbrzymią rolę w budowaniu autonomicznej administracji polskiej w Galicji.

PODRĘCZNIK
STATYSTYKI GALICYI
WYDANY PRZEZ
KRAJOWE BIURO STATYSTYCZNE
POD REDAKCYĄ
DR. TADEUSZA PILATA.
TOM VIII.
CZĘŚĆ PIERWSZA.
W E LWOWIE.

Eksponowano także inne publikacje Krajowego Biura Statystycznego: *Wiadomości Statystyczne o stosunkach krajowych* (w latach 1873—1919 ukazało się 26 tomów), *Rocznik Statystyki Galicji* (wydawany od 1887 r.) i kontynuację rocznika pod nazwą *Podręcznik statystyki Galicji* (wydawany w latach 1900—1913), *Rocznik statystyki przemysłu i handlu krajowego* (pod redakcją Tadeusza Rutowskiego wydano 16 tomów tego periodyku uważanego za pierwszy branżowy rocznik gospodarczy w Galicji).

Kierownik Krajowego Biura Statystycznego we Lwowie prof. Józef Buzek (1872—1936) opublikował m.in. w 1910 r. *Uwagi na zbliżający się spis ludności*, w których omówił m.in. znaczenie spisu ludności dla rozwoju autonomii polskiej w ramach cesarstwa

[1] *Trudy Warszawskogo Statisticzeskogo Komiteta. O zadaczach, organizacji i sposobach sczislenija narodonasielenija i statistiki naselennych miest w guberniach Carstwa Polskogo* (Warszawa, 1889).

austro-węgierskiego. Jego podobiznę i twórczość oraz część wyników spisu ludności 1910 r. (w postaci *Mapy językowej Galicji*) również zamieszczono na wystawie.

W okresie I wojny światowej lwowski geograf i kartograf prof. Eugeniusz Romer opracował *Geograficzno-statystyczny atlas Polski*, opublikowany w języku polskim, francuskim i niemieckim w Wiedniu w 1916 r. Następnie E. Romer wydał wspólnie z drem Ignacym Weinfeldem *Rocznik Statystyki. Tablice Statystyczne* (Kraków, 1917)[2], w którym autorzy pokazali życie gospodarczo-społeczne w trzech zaborach od przełomu XIX/XX w. po okres I wojny światowej.

Zarówno *Geograficzno-statystyczny atlas Polski*, jak i inne roczniki statystyczne z okresu I wojny światowej okazały się bardzo przydatne delegacji polskiej w rokowaniach pokojowych w Paryżu (w 1919 r.) i Rydze (w 1921 r.) przy ustalaniu granic państwa polskiego. Stały się one kopalnią informacji dla powstałego w 1918 r. Głównego Urzędu Statystycznego przy opracowywaniu pierwszych edycji roczników statystycznych niepodległej Rzeczypospolitej[3], dlatego też ich kopie znalazły miejsce na wystawie[4].

Prof. E. Romer

[2] Drugi co do wielkości po *Statystyce Polski* opracowanej w 1915 r. przez prof. Adama Krzyżanowskiego i prof. Kazimierza Kumanieckiego.

[3] Na ekspozycji pokazano m.in. *Rocznik Statystyczny Królestwa Polskiego z uwzględnieniem innych ziem polskich. Rok 1915* Edwarda Strassburgera (Warszawa, 1916) i *Rocznik Statystyczny Królestwa Polskiego* Edwarda Grabskiego (Warszawa, 1914).

[4] Wystawa prezentowała kluczowe dla powstania GUS dokumenty, jak numer 100. *Monitora Polskiego* z 19 lipca 1918 r. (z reskryptem Rady Regencyjnej o powołaniu GUS) oraz list Józefa Buzka (dyrektora GUS) do naczelnika państwa Józefa Piłsudskiego z propozycją organizacji prac GUS (z dnia 23 IX 1919 r.).

W dwudziestoleciu międzywojennym GUS nie organizował struktur terenowych. Chciał jednak wspierać rozwój statystyki samorządowej, próbując przenieść do Polski doświadczenia państw Europy Zachodniej. Między innymi GUS współorganizował trzy zjazdy statystyków miejskich (w 1921 r., 1923 r. i 1929 r.). Wydał też w latach 1928 i 1930 dwie edycje *Statystyki miast Polski*.

Od 1921/22 r. GUS wydawał też mapy administracyjne Rzeczypospolitej Polskiej (w 1925 r. powołano specjalny Referat Kartograficzny GUS). Te bardzo cenne mapy — *Rzeczpospolita Polska 1921/1922*, *Rzeczpospolita Polska. Podział administracyjny z dnia 1 IV 1939 r.*, *Województwa centralne Rzeczypospolitej Polskiej. Podział na gminy według stanu z 1 kwietnia 1933 roku* (opracowane przez Romualda Cebertowicza) — przedstawiono na wystawie obok takich publikacji, jak: pierwszy *Rocznik Statystyki Rzeczypospolitej Polskiej* (1921), *Atlas Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej* (1930), prace z wynikami I powszechnego spisu ludności z 1921 r. i II powszechnego spisu ludności z 1931 r. oraz zdjęcie z 1923 r. przedstawiające 72 pracowników GUS. Na wystawie pokazano też fotografię siedziby GUS z lat 30. XX w. przy Al. Jerozolimskich 32.

Podczas II wojny światowej rząd RP na wychodźstwie wydał w Londynie *Mały Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej, wrzesień 1939—czerwiec 1941* (*Concise Statistical Yearbook of Poland, September 1939—June 1941*), który zawierał obok danych zebranych przez GUS w 1939 r., także fragmentaryczne dane z pierwszych lat okupacji. Wydanie tego Rocznika znacznie wzmocniło rangę rządu londyńskiego, który udowodnił tym samym, że panuje nad strukturami administracyjnymi podziemnego państwa polskiego. Nie mogło zabraknąć go na wystawie.

Po wojnie, 14 lutego 1946 r. GUS przeprowadził Powszechny Sumaryczny Spis Ludności. Pokazano jego publikowane wyniki na wystawie[5]. Dekret Rady Ministrów z 31 lipca 1946 r. o organizacji statystyki państwowej i o GUS ustanawiał Urząd naczelnym organem statystyki państwowej. Pod koniec 1950 r. GUS przeprowadził pełny Narodowy Spis Powszechny. Jego wyniki także znalazły się na wystawie.

W drugiej połowie lat pięćdziesiątych oraz w latach sześćdziesiątych ub. wieku zwrócono uwagę na potrzebę stworzenia statystyki terytorialnej, która byłaby partnerem dla struktur administracji państwowej w terenie. Ustawa z 15 lutego 1962 r. o organizacji statystyki państwowej ustaliła organy administracji państwowej w zakresie statystyki, powołała wojewódzkie i miejskie urzędy statystyczne oraz powiatowe (miejskie i dzielnicowe) inspektoraty statystyczne. W tym okresie GUS zrealizował spis kadrowy, który powtarzano co roku (do 1984 r.), powszechną inwentaryzację i wycenę środków trwałych, spisy zakładów przemysłowych i zasobów mieszkaniowych, a w 1960 r. przeprowadzono drugi po wojnie Spis Powszechny.

W 1970 r. GUS przeprowadził Narodowy Spis Powszechny. Nawiązywał on skalą badania i opracowań do spisów powszechnych z lat 1921 i 1931.

W 1975 r. — w konsekwencji zmian administracyjnych — powołano 49 wojewódzkich urzędów statystycznych oraz zreorganizowano sieć powiatowych i miejskich urzędów statystycznych. W końcu 1978 r. przeprowadzono przyspieszony spis ludności. Badania z tego okresu, niezwykle cenne dla administracji publicznej, też eksponowano na wystawie[6].

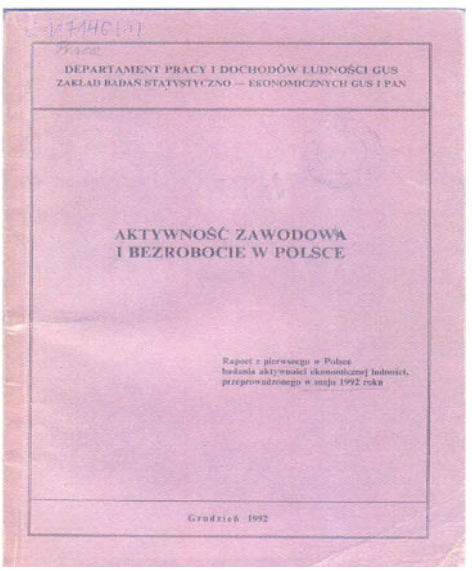
W 1988 r. GUS przeprowadził Narodowy Spis Powszechny, który uwzględniał pilne potrzeby informacyjne administracji państwowej o sytuacji ludności i warunkach mieszkaniowych.

---

[5] *Powszechny Sumaryczny Spis Ludności z dn.14 II 1946 r.* — Warszawa, GUS, 1947 r.

[6] Na początku lat 70. ub. wieku wydano dwie szczególnie ważne prace z serii „Statystyka Regionalna": *Przestrzenne zróżnicowanie kraju* (1971 r.) i *Statystyka układów regionalnych* (1972 r.).

W latach 80. ub. wieku wprowadzono do statystyki państwowej rotacyjny system badań gospodarstw domowych (wydano ponad 100 publikacji dotyczących ubóstwa, warunków życia, sytuacji młodzieży i młodych małżeństw, rodzin niepełnych, wielodzietnych, niepełnosprawnych, ludzi starszych). Również ilustracja tych badań znajdowała się na okolicznościowej ekspozycji wrocławskiej[7].


DEPARTAMENT PRACY I DOCHODÓW LUDNOŚCI GUS
ZAKŁAD BADAŃ STATYSTYCZNO — EKONOMICZNYCH GUS I PAN

AKTYWNOŚĆ ZAWODOWA
I BEZROBOCIE W POLSCE

Raport z pierwszego w Polsce
badania aktywności ekonomicznej ludności,
przeprowadzonego w maju 1992 roku

Grudzień 1992

Zanim rozpoczęła się transformacja w Polsce i uwolniono ceny żywności, GUS wprowadził w 1988 r. badanie cen, klasyczne dla gospodarki rynkowej. Ułatwiło ono podejmowanie decyzji finansowo-monetarnych administracji rządowej w połowie lat 90. ub. wieku.

Od 1989 r. wprowadzono miesięczne badanie cen i dekadowe (od końca lat 90. ub. wieku dwutygodniowe) badanie cen żywności, a także bezrobocia rejestrowanego. Od 1992 r. GUS prowadzi też badanie aktywności ekonomicznej ludności według standardów światowych (Labour Force Survey). Te badania miały ogromne znaczenie dla prowadzenia polityki gospodarczej i społecznej, zwłaszcza w pierwszych latach transformacji polityczno-gospodarczej. Przykłady publikacji z tych badań GUS pokazano na wystawie.

W 2002 r. GUS przeprowadził równocześnie Powszechny Spis Ludności i Mieszkań i Powszechny Spis Rolny, dzięki którym uzyskano niezbędne informacje o całokształcie społeczno-gospodarczego stanu kraju. Podstawowe publikacje z wynikami tych badań masowych znalazły się również na wystawie[8].

Z ostatniego okresu na wystawie zamieszczono przykłady pionierskiej inicjatywy GUS — wydane zarówno w wersji papierowej, jak i udostępnione na por-

[7] Na przykład: *Zróżnicowanie warunków życia gospodarstw domowych pracowniczych według typów rodzin biologicznych w latach 1983—1985* (Warszawa, 1986, GUS); *Droga życiowa. Biografia rodzinna, zawodowa i migracyjna* (Warszawa, 1989, GUS i SGPiS).

[8] Na przykład: *Ludność według płci, wieku, województw, podregionów, powiatów, miast i gmin (stan w dniu 30 VI 2004 r.) opracowanie na podstawie wyników ostatecznych NSP 2002* (Warszawa, 2004, GUS); *Wybrane aspekty aktywności ekonomicznej ludności 2002* (Warszawa, 2004, GUS); *Migracje długookresowe ludności w latach 1989—2002: na podstawie Ankiety Migracyjnej* (Warszawa, 2004, GUS); *Mniejszości narodowe w Polsce w świetle Narodowego Spisu Powszechnego z 2002 roku* (Warszawa, 2006, „Scholar", Polskie Towarzystwo Socjologiczne).

talu GUS i urzędów statystycznych *Vademecum samorządowca* — z informacjami dla władz szczebla wojewódzkiego, powiatowego i gminnego. Pokazano najnowsze bazy dziedzinowe z portalu informacyjnego GUS, takie jak: handel zagraniczny i demografia oraz przykłady współpracy z administracją samorządową. Bogata wystawa była zatem dobrą okazją do promocji statystyki i zbiorów bibliotecznych.

Oprac. **Bożena Łazowska**

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (marzec 2011 r.)

„Rocznik Statystyczny Przemysłu 2010” prezentuje kompleksowe informacje opisujące zmiany sytuacji ekonomicznej przemysłu w zakresie działalności produkcyjnej, inwestycyjnej i badawczo-rozwojowej podmiotów gospodarczych oraz prywatyzacji przedsiębiorstw. W obecnej edycji po raz pierwszy zaprezentowano dane statystyczne według rodzajów działalności w układzie Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD) 2007. Autorzy zapewnili porównywalność danych z dotychczas stosowaną PKD 2004, w tym celu dokonano odpowiednich przeliczeń danych w układzie PKD 2007 — zamieszczono szeregi czasowe dla poszczególnych lat w okresie 2005—2009 (z wyjątkiem danych dotyczących produkcji globalnej, zużycia pośredniego oraz wartości dodanej brutto przemysłu). W stosunku do poprzedniej edycji treść Rocznika wzbogacono o informacje dotyczące wykorzystania wybranych technologii informacyjno-telekomunikacyjnych w przedsiębiorstwach przemysłowych.

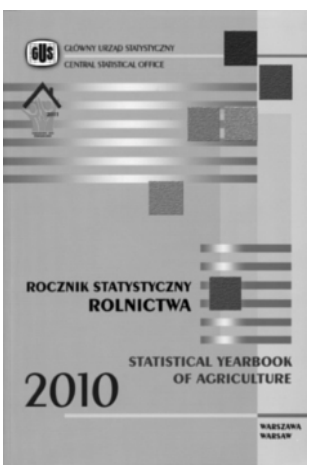
Przedstawioną w wydawnictwie działalność produkcyjną opisują dane dotyczące: produkcji w ujęciu ilościowym i wartościowym, zatrudnienia, czasu i warunków pracy, wynagrodzenia oraz przychodów, kosztów i wyników finansowych przedsiębiorstw. Z kolei działalność inwestycyjna została scharakteryzowana danymi dotyczącymi całkowitych nakładów inwestycyjnych oraz na-

kładów na środki trwałe według rodzajów, natomiast działalność badawczo-rozwojowa i innowacyjna — danymi dotyczącymi nakładów na tę działalność oraz środków automatyzacji procesów produkcyjnych. Ponadto w Roczniku prezentowane są informacje na temat majątku trwałego, gospodarki paliwowej i materiałowej, handlu zagranicznego wyrobami przemysłowymi oraz dane dotyczące zagrożeń i ochrony środowiska.

Z uwagi na cykliczny charakter badania, w obecnej edycji Rocznika nie ujęto informacji dotyczących pełnozatrudnionych i wynagrodzeń oraz struktury wynagrodzeń według zawodów, a także kosztów pracy według działów.

W poszczególnych działach wydawnictwa zawarte są wyczerpujące wyjaśnienia, które dotyczą m.in. podmiotów badania, zakresu i zasad grupowania danych, rozwiązań metodycznych oraz pojęć stosowanych w opracowaniu. Informacje te podano w uwagach ogólnych lub uwagach do poszczególnych działów.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.



„Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2010” przedstawia informacje naświetlające stan rolnictwa w Polsce. W Roczniku zaprezentowano kompleksowe dane o wynikach produkcji rolniczej, warunkach produkcyjno-ekonomicznych rolnictwa, bilansowym rozliczeniu produkcji ważniejszych produktów rolnych (uwzględniające produkcję przemysłu spożywczego i powiązań importowo-eksportowych), zaopatrzeniu i zużyciu środków produkcji oraz informacje naświetlające sytuację dochodową w rolnictwie, a także charakterystykę społeczno-demograficzną ludności wiejskiej. Informacje charakteryzujące stan polskiego rolnictwa przedstawiono również na tle krajów Unii Europejskiej (UE) i świata.

Rocznik opracowano w analogicznym układzie tematycznym, jak w latach poprzednich, dane zgrupowano w trzech działach tematycznych (w retrospekcji lat: 2000, 2002, 2005—2009): „Podstawowe czynniki produkcji. Wyniki produkcji rolniczej”, „Gospodarka żywnościowa” oraz „Przegląd międzynarodowy”. W części poprzedzającej działy umieszczono tablicę przeglądową „Ważniejsze dane o rozwoju rolnictwa” (w retrospekcji: 1980, 1990, 1995, 2000, 2002—2009).

Zamieszczone w publikacji dane pokazano według sektorów własności oraz według form organizacyjno-prawnych, niektóre dane przedstawiono w przekrojach wojewódzkich.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.

„Rocznik Statystyczny Gospodarki Morskiej 2010” prezentuje kompleksowe informacje statystyczne, pozwalające na ocenę rozwoju polskiej i europejskiej gospodarki morskiej w latach 2006—2009. Autorzy podkreślają wagę wiedzy o gospodarce morskiej, stanowiącej jedną z sił napędowych zrównoważonego rozwoju. W nowej strategii rozwoju Unii Europejskiej *Europa 2020* sektor gospodarki morskiej wymieniany jest jako jedno z najważniejszych potencjalnych źródeł rozwoju gospodarczego, zatrudnienia i spójności społecznej — głównych filarów tej strategii.

Zawarte w publikacji informacje obrazują stan gospodarki morskiej na tle gospodarki narodowej oraz w województwach nadmorskich. Szczególną uwagę zwrócono na: gospodarkę morską według rodzajów działalności, a także na zatrudnienie i wynagrodzenia, nakłady inwestycyjne, środki trwałe, wyniki finansowe, obroty ładunkowe, ruch statków oraz pasażerów w portach morskich, obsługę towarów polskiego handlu zagranicznego przechodzących przez polskie porty, żeglugę morską i przybrzeżną, wypadki i ratownictwo morskie, produkcję statków, gospodarkę rybną, wyższe szkolnictwo morskie i naukę oraz ochronę środowiska morskiego. Publikacja zawiera również informacje o światowej gospodarce morskiej, w tym o portach morskich krajów Unii Europejskiej.

Rocznik opracowano w Ośrodku Statystyki Morskiej Urzędu Statystycznego w Szczecinie we współpracy z GUS oraz urzędami statystycznymi w Gdańsku i Białymstoku.

Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.

Ukazująca się z częstotliwością pięcioletnią publikacja **„Żegluga śródlądowa w Polsce w latach 2006—2009”** charakteryzuje sytuację żeglugi śródlądowej. Aktualne, trzecie wydanie tego opracowania zostało wzbogacone o dane z zakresu żeglugi śródlądowej w krajach UE oraz o ekonomicznych aspektach ochrony środowiska dotyczących gospodarki wodnej.

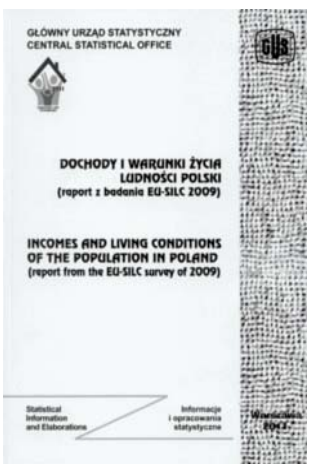
Publikacja zawiera dane o drogach wodnych śródlądowych, taborze żeglugi śródlądowej, przewozach ładunków i pasażerów śródlądowym transportem wodnym, relacjach ekonomicznych i nakładach inwestycyjnych w przedsiębiorstwach prowadzących działalność transportową w zakresie żeglugi śródlądowej oraz zatrudnieniu i wynagrodzeniach. Informacje dotyczące wyników finansowych, inwestycji, zatrudnienia i wynagrodzeń

odnoszą się do podmiotów gospodarczych, w których liczba pracujących przekracza 9 osób.

Główną część publikacji stanowią dane statystyczne opracowane w formie tablic. Niektóre zagadnienia przedstawiono na kolorowych wykresach, jak również mapach stanowiących ważną część tego opracowania, m.in. pokazano na nich: „Śródlądowe drogi wodne w Polsce" (analogiczna mapa dla Europy), „Kierunki przewozu ładunków polskim taborem żeglugi śródlądowej w komunikacji międzynarodowej", a także „Projekt transeuropejskiej sieci dróg transportowych w perspektywie do 2020 r.".

Publikację opracował, utworzony w Urzędzie Statystycznym w Szczecinie, Ośrodek Statystyki Transportu i Łączności.

Wydawnictwo w wersji polsko-angielskiej, dostępne na płycie CD.



Publikacja **„Dochody i warunki życia ludności Polski (raport z badania EU-SILC 2009)"** przedstawia wyniki Europejskiego Badania Warunków Życia Ludności (EU-SILC). Badanie to pozwala na porównanie krajów Unii Europejskiej (UE) w zakresie przedmiotowym badania, jest też podstawowym źródłem informacji do obliczania m.in. wskaźników dotyczących dochodów, ubóstwa i społecznego wykluczenia. Prezentowane tu trzecie wydanie „Dochodów…" po raz pierwszy ujmuje w części tabelarycznej przekroje według stopnia urbanizacji i regionów (NTS 1), zestawienie dochodów za okres 2005——2008, porównanie wskaźników ubóstwa w krajach członkowskich UE, a także wyniki badania modułowego „niedostatek materialny".

Przedstawione w tablicach informacje pozwolą zapoznać się czytelnikom z poziomem rocznych dochodów do dyspozycji w ujęciu na jednostkę ekwiwalentną oraz na osobę w gospodarstwie domowym, sytuacją mieszkaniową gospodarstw domowych i ich wyposażeniem w niektóre dobra trwałego użytkowania, a także z trudnościami w zaspokojeniu podstawowych potrzeb, zebrano też dane dotyczące korzystania z opieki lekarskiej i samooceny stanu zdrowia osób w wieku 16 lat i więcej. W opracowaniu zamieszczono również wybrane wskaźniki z zakresu spójności społecznej oraz ogólne informacje o zbadanych gospodarstwach domowych.

Wyniki badań podano w opracowaniu według sześciu grup społeczno-ekonomicznych ludności i gospodarstw ogółem, klasy miejscowości zamieszkania gospodarstw domowych oraz ich wielkości określonej liczbą osób w gospodarstwie.

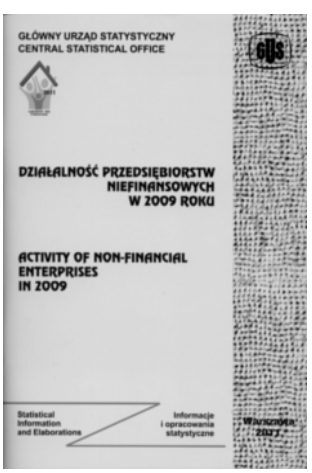
Publikacja w wersji polsko-angielskiej, dostępna na płycie CD oraz na stronach internetowych GUS.

Kolejna publikacja **„Działalność innowacyjna przedsiębiorstw w latach 2006—2009”** poświęcona jest działalności innowacyjnej polskich przedsiębiorstw. Autorzy podkreślają, że problematyka innowacyjności jest kluczowym czynnikiem rozwoju społeczno-gospodarczego Polski oraz Unii Europejskiej. Opublikowany w marcu 2010 r. *Komunikat Europa 2020 — Strategia na rzecz inteligentnego i zrównoważonego rozwoju sprzyjającemu włączeniu społecznemu* określa nowy, długookresowy program rozwoju społeczno-gospodarczego Unii (komunikat zastąpił strategię lizbońską).

Dane zawarte w opracowaniu zaczerpnięto z badania GUS przeprowadzonego w 2008 r. w ramach kolejnej rundy badań międzynarodowego programu badawczego *Community Innovation Survey* (CIS). Opracowanie zawiera również wyniki badania innowacyjności przedsiębiorstw w przemyśle i w sektorze usług zbieranych za lata 2007—2009.

Informacje przedstawione w publikacji dotyczą całokształtu działalności mającej na celu opracowywanie i wdrażanie innowacji produktowych i procesowych, organizacyjnych oraz sprzedaży produktów nowych lub istotnie ulepszonych. Szczegółowe dane przedstawiają nakłady na działalność innowacyjną, źródła informacji dla innowacji, efekty działalności innowacyjnej oraz współpracę z innymi jednostkami w zakresie tej działalności, a także przeszkody utrudniające wprowadzenie innowacji oraz ochronę własności intelektualnej. Informacje te przedstawiono w różnorodnych przekrojach — według województw, rodzajów działalności, klasy wielkości przedsiębiorstw i sektorów własności.

Publikacja dostępna na stronach internetowych GUS.



Publikacja **„Działalność przedsiębiorstw niefinansowych w 2009 r.”** opisuje zbiorowość przedsiębiorstw niefinansowych niezależnie od ich wielkości. Opracowanie zawiera podstawowe informacje o wynikach osiąganych z ich działalności gospodarczej. W obecnej edycji opracowania po raz pierwszy dane prezentowane są według PKD 2007.

Zebrane w publikacji informacje ujmują liczebność i strukturę badanej zbiorowości (uwzględniono też lata prowadzenia działalności przez podmioty) określanej według formy własności, formy prawnej jednostek, rodzaju i lokalizacji prowadzonej przez nie działalności oraz klasy wielkości, z wyróżnieniem sektora małych i średnich przedsiębiorstw, w tym mikroprzedsiębiorstw. Przedstawiono w niej liczbę i strukturę pracują-

cych z uwzględnieniem właścicieli, zatrudnionych i wynagrodzeń. Pokazano też wyniki finansowe uzyskane z prowadzonej działalności oraz działalność inwestycyjną i posiadane środki trwałe. Ostatnia część opracowania zawiera dane według województw.

W uwagach metodologicznych omówiono m.in. zakres podmiotowy i przedmiotowy badania oraz objaśnienia stosowanych pojęć.

Źródłem opracowania są pełne badania przedsiębiorstw: Roczna ankieta przedsiębiorstw za rok 2008 (SP), Statystyczne sprawozdanie finansowe sporządzone na 31 XII 2009 r. (F-02), Sprawozdanie o działalności gospodarczej przedsiębiorstw za 2009 r. (SP-3).

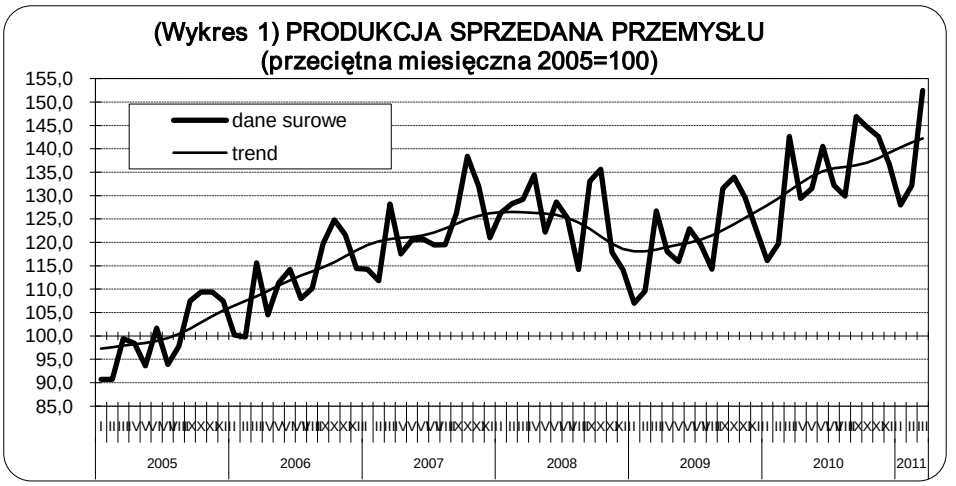
Publikacja dostępna na stronach internetowych GUS.

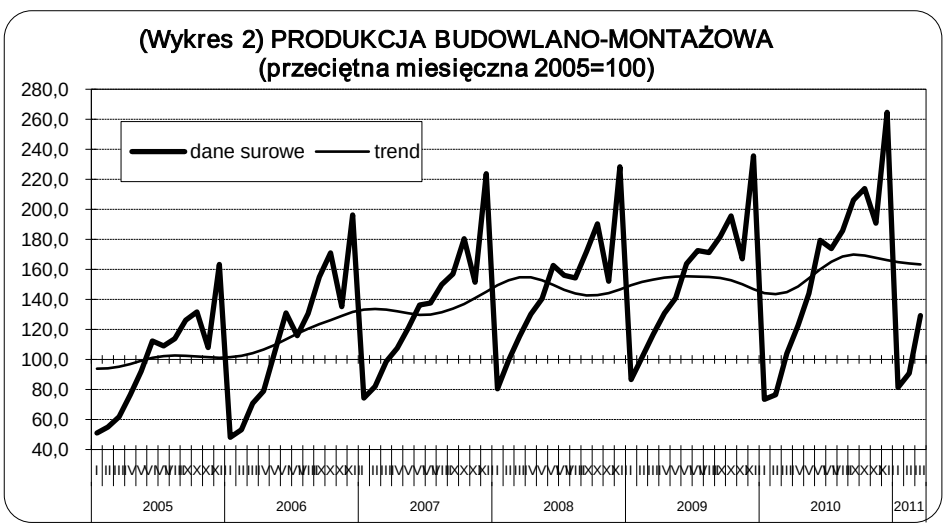
Oprac. **Alina Świderska**

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I kwartał 2011 r.

W I kwartale br. w wielu obszarach obserwowano umocnienie dynamiki gospodarczej. Szybciej niż w IV kwartale ub. roku rosła produkcja sprzedana przemysłu i budownictwa, a także sprzedaż usług transportu i łączności. Nieco wolniejsze było natomiast tempo wzrostu sprzedaży detalicznej. Utrzymał się stopniowy wzrost zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw, a w marcu odnotowano sezonowy spadek bezrobocia. W warunkach rosnącej inflacji, słabsza niż w ostatnim kwartale ub. roku była dynamika siły nabywczej przeciętnych miesięcznych płac w sektorze przedsiębiorstw oraz emerytur i rent.

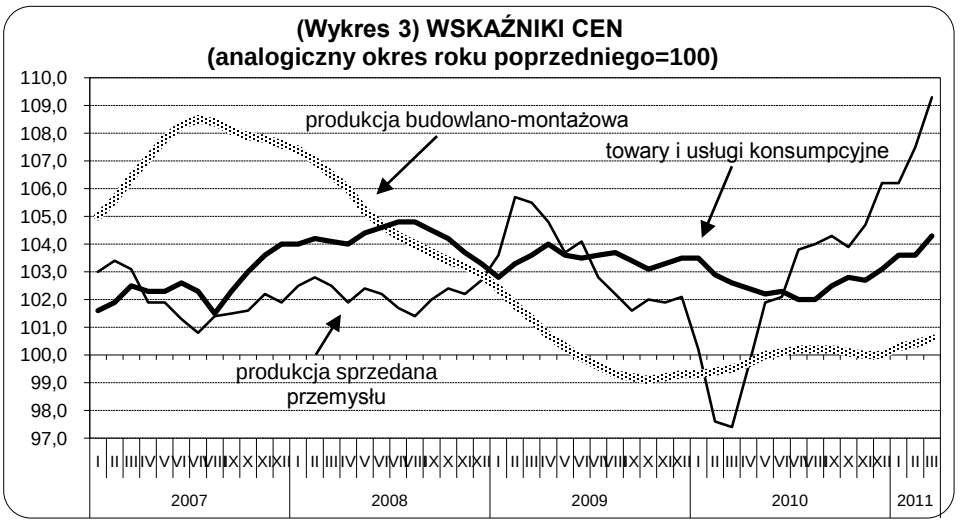
Produkcja sprzedana przemysłu ukształtowała się na poziomie o 9,2% wyższym niż w I kwartale ub. roku (wykres 1). Wśród głównych grupowań przemysłowych najwyższą dynamikę notowano w zakresie produkcji dóbr zaopatrzeniowych oraz inwestycyjnych. Mniejsza niż przed rokiem była natomiast sprzedaż dóbr związanych z energią. Produkcja budowlano-montażowa w I kwartale br. zwiększyła się o 18,8% w stosunku do bardzo niskiego poziomu przed rokiem, na co w znacznym stopniu wpłynęła wysoka dynamika w podmiotach zajmujących się głównie budową obiektów inżynierii lądowej i wodnej oraz wykonujących roboty budowlane specjalistyczne (wykres 2).





W kolejnych miesiącach br. obserwowano, zapoczątkowane w ub. roku, przyspieszenie tempa wzrostu cen producentów w przemyśle (do 9,3% w marcu wobec spadku o 2,6% odpowiednio przed rokiem) i w rezultacie ich dynamika w I kwartale br. była znacznie wyższa niż w poprzednich okresach. Nadal obserwowano wysoki wzrost cen w górnictwie i wydobywaniu, szybciej niż w poprzednich okresach rosły ceny w przetwórstwie przemysłowym. W budownictwie utrzymał się niewielki wzrost cen (wykres 3). Ceny towarów i usług konsumpcyjnych w okresie styczeń—marzec br. rosły w skali roku szybciej niż w kolejnych kwartałach ub. roku, a szczególnie wysoki wzrost odnotowano

w marcu — 4,3%. Najbardziej zwiększyły się ceny w zakresie transportu, żywności i napojów bezalkoholowych oraz towarów i usług związanych z mieszkaniem.

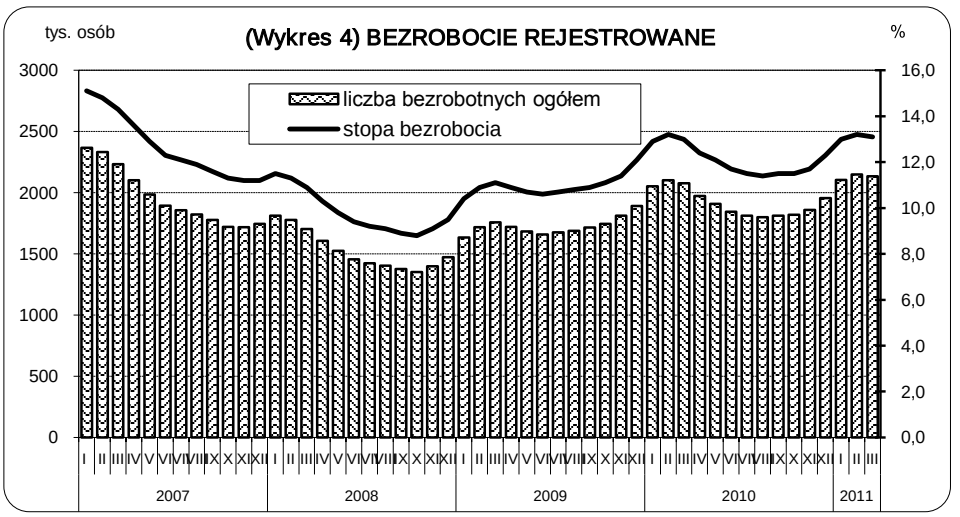


Wyniki kwietniowego badania wskazują na korzystne oceny ogólnego klimatu koniunktury gospodarczej w przedsiębiorstwach. W przetwórstwie przemysłowym oprócz rozszerzenia bieżącego i przyszłego portfela zamówień oraz produkcji przewidywana jest m.in. poprawa w terminowym regulowaniu zobowiązań finansowych. Na polepszenie wskaźnika w budownictwie wpływają korzystniejsze niż przed miesiącem prognozy oraz mniej pesymistyczne oceny bieżące — zwłaszcza produkcji oraz portfela zamówień. W handlu detalicznym poprawiły się pozytywne wskazania związane m.in. z przyszłym popytem na towary oraz przyszłą sprzedażą, przy czym nadal przewidywany jest wzrost cen, zwłaszcza w branży żywnościowej. Nieco mniej pesymistyczne niż w marcu br. są nastroje konsumentów.

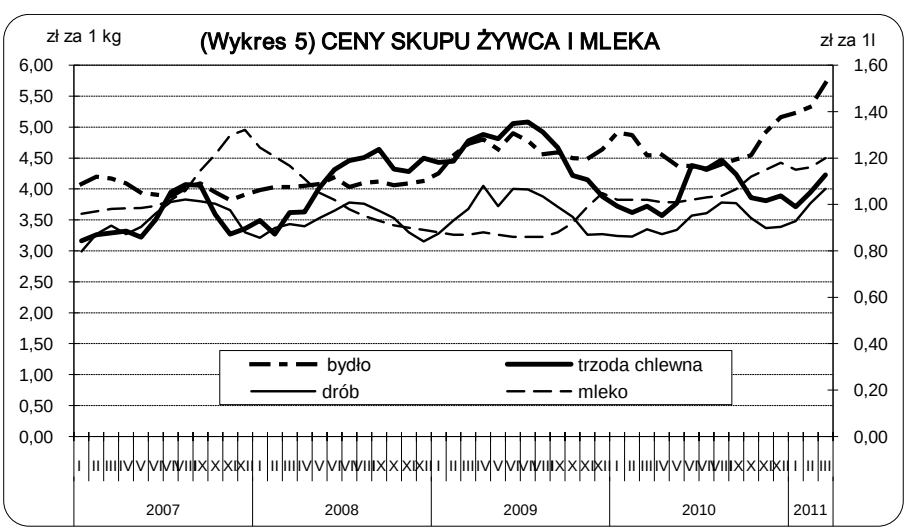
Przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw nadal rosło i w I kwartale br. było o 4,1% wyższe niż przed rokiem, a wzrost przeciętnego zatrudnienia obserwowano w większości sekcji. W marcu br. stopa bezrobocia nieznacznie spadła w porównaniu z lutym br., ale była nieco wyższa niż przed rokiem (13,1% wobec 13,0%) (wykres 4).

Tempo wzrostu przeciętnych miesięcznych płac nominalnych brutto w sektorze przedsiębiorstw w I kwartale br. było nieco wolniejsze niż w okresie październik—grudzień ub. roku. Wobec postępującego wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych siła nabywcza przeciętnych wynagrodzeń tylko nieznacznie przewyższyła poziom sprzed roku (o 0,4%). Słabsza niż w IV kwartale ub. roku była również dynamika świadczeń społecznych, w tym poniżej poziomu noto-

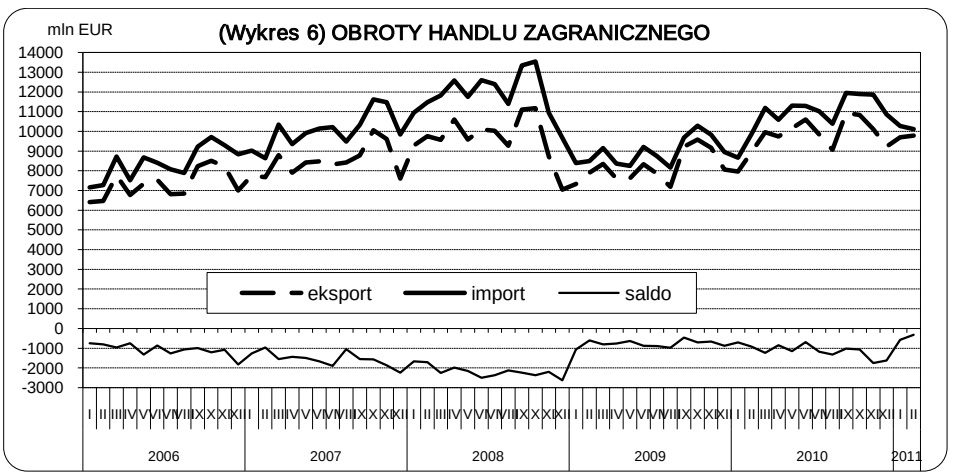
wanego przed rokiem ukształtowały się przeciętne realne emerytury i renty rolników indywidualnych.



Sytuacja w rolnictwie w okresie styczeń—marzec br. kształtowała się w warunkach wzrostowej tendencji cen większości podstawowych produktów rolnych. Zarówno w skupie, jak i na targowiskach znacznie wyższe niż przed rokiem były ceny zbóż; w marcu jednak odnotowano spadek tych cen w skupie w porównaniu z lutym br. (wykres 5). Więcej niż w I kwartale ub. roku płacono za żywiec rzeźny oraz mleko. Przy wyjątkowo wysokim poziomie cen ziarna, relacje cen trzody do cen zbóż były niekorzystne dla producentów trzody.



W okresie styczeń—luty br. w obrotach towarowych handlu zagranicznego notowano szybszy wzrost eksportu niż importu (wykres 6). W rezultacie ujemne saldo wymiany towarowej ogółem poprawiło się, głównie na skutek korzystniejszego salda z krajami rozwiniętymi (w tym z UE). Znaczny wzrost obrotów obserwowano z krajami Europy Środkowo-Wschodniej. Wzrost cen towarów importowanych był wyższy niż eksportowanych.



Deficyt budżetu państwa po trzech miesiącach br. wyniósł 17,3 mld zł, co stanowiło 43,1% kwoty założonej w ustawie budżetowej.

Departament Opracowań Zbiorczych, GUS

SPIS TREŚCI

STUDIA METODOLOGICZNE

Aleksandra Hałka — Determinanty wydatków gospodarstw domowych na usługi związane z wypoczynkiem **1**

BADANIA I ANALIZY

Marta Widłak, Natalia Nehrebecka — Wykorzystanie regresji kwantylowej w analizie zróżnicowania cen mieszkań **17**

STATYSTYKA REGIONALNA

Bogdan Bajorski, Tomasz Tokarski — Przestrzenne zróżnicowanie rozwoju ekonomicznego powiatów woj. podkarpackiego **47**

STATYSTYKA MIĘDZYNARODOWA

Marcin Salamaga — Specjalizacja w zakresie bezpośrednich inwestycji zagranicznych w przemyśle przetwórczym krajów OECD **69**

Marlena Piekut — Działalność badawczo-rozwojowa w krajach Unii Europejskiej oraz Japonii i w Stanach Zjednoczonych **78**

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Konferencja *Statystyka publiczna w służbie samorządu terytorialnego* (oprac. *Urząd Statystyczny we Wrocławiu*) **92**

Wystawa *Statystyka w służbie administracji publicznej — rys historyczny* (oprac. *Bożena Łazowska*) **98**

Nowości wydawnicze GUS i urzędów statystycznych (marzec 2011 r.) (oprac. *Alina Świderska*) **105**

Informacja o sytuacji społeczno-gospodarczej kraju — I kwartał 2011 r. (oprac. *Departament Opracowań Zbiorczych, GUS*) **110**

CONTENTS

METHODOLOGICAL STUDIES

Aleksandra Hałka — Factors influencing household expenditures for the recreation services **1**

SURVEYS AND ANALYSES

Marta Widłak, Natalia Nehrebecka — Using the quantile regression for an analysis of dwelling price differences **17**

REGIONAL STATISTICS

Bogdan Bajorski, Tomasz Tokarski — Diversification in powiat economic development of the Podkarpackie voivodship **47**

INTERNATIONAL STATISTICS

Marcin Salamaga — Specialization in intra-industry FDI flows in manufacturing of OECD Countries **69**

Marlena Piekut — The R&D activity in EU countries, Japan and the USA **78**

INFORMATION. REVIEWS. COMMENTS

Conference *Official statistics for local self-governments* (by *Statistical Office in Wrocław*) **92**

Exhibition *Official statistics for public administration — a historical outline* (by *Bożena Łazowska*) **98**

New publications of the CSO of Poland and Regional Statistical Offices in March 2011 (by *Alina Świderska)* **105**

Information on the socio-economic situation of Poland in the 1st Quarter 2011 (by *Aggregated Studies Division, CSO*) **110**

TABLE DES MATIÈRES

ÉTUDES MÉTHODOLOGIQUES

Aleksandra Hałka — Déterminants des dépenses des ménages relatifs aux services de loisirs **1**

ÉTUDES ET ANALYSES

Marta Widłak, Natalia Nehrebecka — Application de la régression quantile à l'analyse de la différenciation des prix des logements **17**

STATISTIQUES RÉGIONALES

Bogdan Bajorski, Tomasz Tokarski — Différenciation spatiale du développement économique des powiats de la voievodie des Basses--Carpates **47**

STATISTIQUES INTERNATIONALES

Marcin Salamaga — Spécialisation des investissements étrangers directs relatifs à l'industrie manufacturière des pays de l'OCDE **69**

Marlena Piekut — Activité recherche développement dans les pays de l'Union Européenne, au Japon et aux États Unis **78**

INFORMATIONS. REVUES. COMPTE-RENDUS

Conférence *Statistique publique au service des collectivités locales* (par *Office Statistique à Wrocław*) **92**

Exposition *Statistique au services de l'administration publique — aperçu historique* (par *Bożena Łazowska*) **98**

Nouveuatés éditoriales du GUS et des offices statistiques régionaux (mars 2011) (par *Alina Świderska*) **105**

Information sur la situation socio-économique du pays — I trimestre 2011 (par *Département d'Élaborations Agrégées*) **110**

СОДЕРЖАНИЕ

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗУЧЕНИЯ

Александра Халка — Детерминанты затрат домашних хозяйств на услуги связанные с отдыхом **1**

ОБСЛЕДОВАНИЯ И АНАЛИЗЫ

Марта Видлак, Наталья Нехребэцка — Использование квантильной регрессии в анализе дифференциации цен квартир **17**

РЕГИОНАЛЬНАЯ СТАТИСТИКА

Богдан Байорски, Томаш Токарски — Пространственная дифференциация экономического развития повятов подкарпатского воеводства **47**

МЕЖДУНАРОДНАЯ СТАТИСТИКА

Марцин Саламага — Специализация в области прямых зарубежных капиталовложений в перерабатывающей промышленности стран ОЭСР **69**

Марлена Пиэкут — Научно-исследовательская деятельность в странах Европейского Союза, Японии и Соединенных Штатах Америки **78**

ИНФОРМАЦИИ. ОБЗОРЫ. РЕЦЕНЗИИ

Конференция *Официальная статистика в службе территориального самоуправления* (разраб. *Статистическое управление во Вроцлаве*) **92**

Выставка *Статистика в службе государственной администрации — исторический очерк* (разраб. *Божена Лазовска*) **98**

Издательские новости ЦСУ и статистических управлений (март 2011 г.) (разраб. *Алина Свидерска*) **105**

Информация о социально-экономическом положении страны — I квартал 2011 г. (разраб. *Отдел сводных разработок, ЦСУ*) **110**