

**Danuta Strahl, Beata Bal-Domańska**

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

## **EKONOMETRYCZNA ANALIZA ZALEŻNOŚCI MIĘDZY ROZWOJEM REGIONALNYM A GOSPODARKĄ OPARTĄ NA WIEDZY**

### **1. Wstęp**

Innowacyjność jest z pewnością tą kategorią ekonomiczną, która w ostatnich latach jest i w najbliższych latach będzie uważana za fundament procesów rozwojowych. Zadaniem badaczy jest identyfikacja siły tej kategorii i wpływu na procesy rozwojowe. Pomiar innowacyjności i jej wpływu na procesy rozwojowe nie jest łatwy, gdyż sama kategoria nie została jednoznacznie zdefiniowana, a więc i ocena jej wpływu na inne zjawiska zawiera dodatkowo element uwikłania metodologicznego. W artykule podjęta została próba pomiaru zależności między rozwojem regionalnym wyrażonym PKB *per capita* a strukturą wykształcenia ludności aktywnej zawodowo jako jednego z czynników gospodarki opartej na wiedzy w europejskiej przestrzeni regionalnej na szczeblu NUTS-2.

### **2. Przegląd badań**

Ekonometryczne ujęcie pomiaru innowacyjności w zasadzie można spotkać już w klasycznym modelu Solowa, czyli w funkcji produkcji typu Cobba-Douglassa, w której szczególne miejsce poświęcono postępowi technicznemu. I właśnie ów postęp techniczny można dziś utożsamiać w relatywnym sensie z innowacyjnością. Interesujące rozwinięcie ujęcia tego modelu wykorzystujące modele panelowe dla badań regionalnych można znaleźć w pracy P. Klibera [Kliber 2007, s. 74-87].

P. Kliber do opisu produkcji w regionie przyjął neoklasyczną funkcję produkcji Cobba-Douglasa z postępowem technicznym zwiększającym pracę postaci:

$$Y_i(t) = F_i(K_i(t), L_i(t)) = K_i^{\alpha_i}(t) (A_i(t)L_i(t))^{1-\alpha_i}, \quad (1)$$

gdzie:  $Y_i(t)$  jest wartością PKB w regionie w  $i$ -tym regionie w momencie  $t$ , a więc przyjęto, że produkcja w regionie ilustrowana jest przez PKB;  $L_i(t)$  oznacza liczbę zatrudnionych w regionie  $i$ -tym w momencie  $t$ ;  $A_i(t)$  opisuje postęp techniczny w regionie  $i$ -tym w momencie  $t$ . Parametr  $\alpha_i \in (0,1)$  opisuje elastyczność produkcji względem kapitału fizycznego w  $i$ -tym regionie przy założeniu, że w regionie  $i$  poziom techniki wzrasta ze stałą  $g_i$ , w chwili  $t$  zmienna  $A_i(t)$  ilustrująca postęp techniczny jest równa  $A_i(t) = A_i(0)e^{g_i t}$ .

Jak wiadomo, produkcja dzielona jest na konsumpcję  $C_i(t)$  i inwestycje  $I_i(t)$ , czyli:

$$Y_i(t) = C_i(t) + I_i(t), \quad (2)$$

przy czym proporcja podziału jest w każdym regionie stała:

$$I_i(t) = s_i Y_i(t). \quad (3)$$

Inwestycje skutkują powiększaniem się zasobu kapitału. Jednocześnie zasób kapitału ulega zużyciu ze stałą stopą deprecjacji  $\rho$  taką samą dla wszystkich regionów. Dynamikę kapitału w regionie  $i$  opisać można następującym równaniem różniczkowym:

$$\frac{dK_i(t)}{dt} = I_{K_i}(t) - \rho K_i(t) = s_i K_i^{\alpha_i}(t) (A_i(t)L_i(t))^{1-\alpha_i} - \rho K_i(t). \quad (4)$$

P. Kliber w swojej pracy ze względu na zbyt krótki szereg czasowy ilustrujący kształtowanie się PKB i stopy oszczędności dla polskich województw (obecne województwa zostały wprowadzone w wyniku reformy administracyjnej w 1999 r.) do szacowania współczynników konwergencji wykorzystuje metody estymacji dla danych panelowych z tzw. efektami stałymi. Równania regresji dla danych panelowych wyglądają następująco dla  $\beta$ -konwergencji warunkowej:

$$\Delta \ln y_{it} = a_1 \ln y_{it} + a_2 \ln s_{it} + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

oraz  $\beta$ -konwergencji bezwarunkowej:

$$\Delta \ln y_{it} = a_1 \ln y_{it} + c + v_t + \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

Porównując powyższe równania z następującymi:

$$1. \quad \Delta \ln y_i(t) = (e^{-\beta_i} - 1) \ln y_i(t) + (1 - e^{-\beta_i}) g_i t + (1 - e^{-\beta_i}) \ln \bar{y}_i + (1 - e^{-\beta_i}) \ln A_i(0) + g_i, \quad (7)$$

$$\text{gdzie: } y_i(t) = \frac{Y_i(t)}{L_i(t)}, \quad (8)$$

$$\Delta \ln y_i(t) = \ln y_i(t+1) - \ln y_i(t), \text{ natomiast} \quad (9)$$

$$\beta_i = (1 - \alpha_i)(\eta_i + \rho + g_i) \text{ obrazuje wielkość oznaczającą wskaźnik konwergencji,}$$

$\eta_i$  – stała stopa wzrostu liczby zatrudnionych:

$$\eta_i = \frac{dL_i(t)}{dt} \frac{1}{L_i(t)}, \quad (11)$$

$$2. \quad \Delta \ln y_i(t) = (e^{-\beta_i} - 1) \ln y_i(t) + (1 - e^{-\beta_i}) g_i t + (1 - e^{-\beta_i}) \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \ln s_i - (1 - e^{-\beta_i}) \frac{\alpha_i}{1 - \alpha_i} \ln(\eta_i + \rho + g_i) + (1 - e^{-\beta_i}) \ln A_i(0) + g_i, \quad (12)$$

można wyprowadzić następujące zależności między wynikami regresji a wielkościami w modelu wyjściowym:

$$\beta = -\ln(1 + a_1), \quad (13)$$

$$\frac{\alpha_2}{\alpha_2 - \alpha_1}, \quad (14)$$

$$v_i = g[1 + t + -te^{-\beta}], \quad (15)$$

$$u_i = (1 - e^{-\beta}) \ln A_i(0), \quad (16)$$

a dla modelu konwergencji bezwarunkowej:

$$c = (1 - e^{-\beta}) \ln \bar{y}, \quad (17)$$

gdzie:  $\ln \bar{y}$  jest wspólnym dla wszystkich województw stacjonarnym stanem równowagi.

Wyniki przeprowadzonych przez P. Klibera badań pozwoliły sformułować m.in. następujące wnioski:

- Postęp techniczny pozwalał na wzrost wydajności pracy średnio o ok. 2,8-2,9% rocznie. Wzrost ten nie był w badanym okresie stały. Najszybszy wzrost nastą-

pił w latach 1998 i 2001-2001, natomiast w latach 1999 i 2000 był wyraźnie niższy. Najniższa stopa postępu technicznego (ok. 1,6%) została odnotowana w 1999 r.

- Najwyższy poziom indeksu postępu technicznego odnotowano w województwach: mazowieckim, dolnośląskim, śląskim i wielkopolskim, a najniższy w województwach lubelskim, podlaskim, podkarpackim, świętokrzyskim i warmińsko-mazurskim.

Omawiając próby ekonometrycznego pomiaru innowacyjności w ujęciu regionalnym, nie sposób pominąć znakomitej pracy autorów: S.M. Kot, A. Karska i K. Zajac pt. *Matematyczne modele procesów dyfuzji innowacji* [Kot, Karska, Zajac 1993]. Przestrzenne modele procesów innowacyjnych zostają ujęte w następujących formułach:

- 1) jednofazowy model dyfuzji innowacji,
- 2) oraz dwufazowy model dyfuzji innowacji.

W pracy przytoczono wyniki empirycznej analizy dyfuzji innowacji prowadzonej, przez autorów. W badaniach tych za zmienną objaśnianą przyjęto frakcję firm, które po określonym czasie  $t$  wdrożyły innowacje typu:

- wytop stali metodą konwertorowo-tlenową – udział w ogólnej produkcji stali surowej,
- produkcja blach walcowanych na zimno – udział w ogólnej produkcji blach i wyrobów przetwórstwa hutniczego,
- produkcja kształtowników giętych – udział w ogólnej produkcji wyrobów przetwórstwa hutniczego,
- przerób buraków cukrowych metodą dyfuzji ciągłej – udział w ogólnym przetworzeniu buraków cukrowych.

Wyżej wymienione innowacje autorzy rozpatrywali z uwzględnieniem rozmaitych czynników techniczno-ekonomicznych. Na przykład dla pierwszej z wymienionych innowacji „wytop stali metodą konwertorowo-tlenową” wytypowane zostały następujące zmienne objaśniające:

$X_1$  – zmienna czasowa  $t$ ,

$X_2$  – produkcja stali z pieców konwertorowo-tlenowych na 1 godzinę (wydajność),

$X_3$  – wykorzystanie kalendarzowego czasu pracy zespołów walcowniczych,

$X_4$  – energetyczne wyposażenie stanowisk pracy,

$X_5$  – eksport rur stalowych.

Ponadto autorzy do badań empirycznych wykorzystali dystrybuantę rozkładu log-logistycznego opisaną w następujący sposób:

$$F(x_1) = \frac{1}{1 + e^{-(a+b \ln x_1)}} \quad (18)$$

Oznaczając w równaniu 18  $a$  przez  $a_0$  oraz wstawiając w miejsce  $b$  wyrażenie:

$$b = a_1 + a_2 x_2 + \dots + a_k x_k \quad (19)$$

autorzy otrzymali postać dystrybuanty (warunkowej):

$$F\langle x_1 | x_2, \dots, x_k \rangle = \frac{1}{1 + \exp\{-[\alpha_0 + (a_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_k x_k) \ln x]\}}. \quad (20)$$

Funkcja (20) ma wszystkie własności dystrybuanty przy założeniu, iż:

$$a_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_k x_k > 1. \quad (21)$$

Jak już wspomniano, badania z zakresu innowacyjności prowadzone są w różnych obszarach z wykorzystaniem różnych technik badawczych. W pracy S.M. Kota, A. Karskiej i K. Zająca obszar badań ograniczony był do wybranego typu innowacji wprowadzonych w przemyśle. P. Kliber natomiast podjął próbę opisu zjawisk w skali makroekonomicznej w przestrzeni polskich regionów. Ze względu na cel niniejszego artykułu w dalszej części podjęta zostanie próba oceny zależności między rozwojem regionalnym a innowacyjnością europejskiej przestrzeni regionalnej.

### **3. PKB a poziom wykształcenia pracujących – analiza ekonometryczna na podstawie danych panelowych**

Ekonometryczną analizę innowacyjności europejskiej przestrzeni regionalnej rozpoczęto od rozważenia czynników innowacyjności. Zasoby informacyjne Eurostatu w zakresie innowacyjności pozwoliły na uwzględnienie jako potencjalnych zmiennych objaśniających w budowie modelu ekonometrycznego sześciu zmiennych, a mianowicie:

- $X_1$  – udział ludności aktywnej zawodowo z wyższym wykształceniem w ogólnej liczbie aktywnych zawodowo,
- $X_2$  – kapitał ludzki w nauce i technologii (HRST) jako odsetek aktywnych zawodowo,
- $X_3$  – udział ludności w wieku 25-64 lata uczestniczącej w kształceniu ustawicznym w regionie,
- $X_4$  – udział pracujących w przedsiębiorstwach przemysłowych wysoko i średnio zaawansowanych technologicznie w ogólnej liczbie pracujących w regionie,
- $X_5$  – udział pracujących w usługach „opartych na wiedzy” (*knowledge-intensive services*) w ogólnej liczbie pracujących w regionie,
- $X_6$  – patenty zarejestrowane w danym roku w EPO (European Patent Office) na milion siły roboczej w regionie.

Podstawowym kryterium doboru zmiennych była ich dostępność w badanym przedziale czasowym oraz analiza siły wpływu (za pomocą analizy korelacji) na

badane zjawisko, czyli na rozwój regionalny wyrażony wartością PKB przypadającą na jednego mieszkańca regionu.

Do opisu relacji między wybranymi czynnikami innowacyjności a systemami gospodarczymi poszczególnych regionów Unii Europejskiej wykorzystano ekonometryczne modele dla danych panelowych wraz z odpowiednimi technikami estymacji.

Ostatecznie zbudowano ekonometryczny model opisujący kształtowanie się  $PKB_{it}$  (produkt krajowy brutto *per capita* według PPS w  $i$ -tym regionie ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) oraz  $t$ -tym roku w zależności od zmiennej  $TETR_{it}$  ilustrującej udział ludności aktywnej zawodowo z wyższym wykształceniem w ogólnej liczbie ludności aktywnej zawodowo w regionie w procentach w  $i$ -tym regionie ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) oraz  $t$ -tym roku).

Ze względu na dostępność informacji statystycznych w badaniu uwzględniono dane z lat 2001-2004 ( $t = 4$ ) dla 246 regionów NUTS-2 Unii Europejskiej ( $n = 246$ ). Zatem łączna liczba obserwacji wynosiła  $nt = 984$ . W badaniu pominięto regiony bułgarskie (6) oraz rumuńskie (8), a także zamorskie regiony francuskie (Guadeloupe, Martinique, Guyane, Reunion) i zamorskie regiony portugalskie (Região Autónoma dos Açores, Região Autónoma da Madeira) i dwa regiony hiszpańskie (Ciudad Autónoma de Ceuta, Ciudad Autónoma de Melilla). Źródłem danych był Eurostat<sup>1</sup>.

W tabeli 1 podano podstawowe statystyki charakteryzujące zmienne:  $PKB_{it}$  i  $TETR_{it}$ .

Tabela 1. Statystyki opisowe dla zmiennych modelu

Wyszczególnienie	$PKB_{it}$	$TETR_{it}$
Średnia	20 629,34	23,56
Mediana	20 769,60	23,52
Współczynnik zmienności	0,36	0,343
$nt$	984,00	984,00

Źródło: obliczenia własne.

Dla oceny wpływu poziomu wykształcenia pracujących na wielkość PKB w *per capita* sformułowano statyczny model potęgowy, który w postaci zlinearyzowanej można zapisać w następujący sposób:

$$\ln PKB_{it} = \alpha_i + \beta \ln TETR_{it} + \mu_{it} , \quad (22)$$

gdzie:  $\alpha_i$  – stałe w czasie efekty indywidualne dla  $i$ -tego regionu ( $i = 1, 2, \dots, n$ ).

<sup>1</sup> <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.

Oceny parametrów strukturalnych tak sformułowanego modelu oszacowano, wykorzystując trzy podejścia<sup>2</sup>. W pierwszym z nich przyjęto, że efekty indywidualne dla wszystkich jednostek (regionów) są równe ( $\alpha_i = \alpha = \text{const}$ ). Do oszacowania tak sformułowanego modelu wykorzystano estymator MNK (metody najmniejszych kwadratów). Jako drugi rozpatrzono model z efektami ustalonymi (LSVD – *Least Squares with Dummy Variable*), w którym efekty indywidualne traktowane są jako stałe w czasie specyficzne czynniki charakterystyczne dla danego regionu. Ich wielkości szacuje się jako oceny parametrów strukturalnych przy zmiennych zero-jedynkowych. W podejściu trzecim efekty indywidualne zostały potraktowane jako zmienne losowe – model z efektami losowymi (UMNK – uogólniona metoda najmniejszych kwadratów). Wyniki oszacowania modelu przedstawiono w tab. 2.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu PKB dla danych panelowych

Wyszczególnienie	MNK	LSDV	UMNK
$\ln TETR_{it}$	0,5097 (0,061)*	0,302 (0,037)*	0,326 (0,019)*
$\ln \alpha_i$ (postaci zlinearyzowanej modelu)	8,291 (0,199)*	8,01 – 9,86	8,859 (0,063)*
$R^2$	0,255	0,989	0,229
skorygowany $R^2$	0,254	0,986	
		$F = 204,97$ [0,00]	$LM = 1411,57$ [0,00]

W nawiasach okrągłych podano standardowe błędy oceny (*robust HAC*).

\* ocena istotna przy poziomie 0,001.

Źródło: obliczenia własne.

Wstępna analiza otrzymanych wyników wskazuje na niewielki procent wyjaśnienia kształtowania się zmiennej *PKD* w zależności od udziału osób z wyższym wykształceniem w ludności aktywnej zawodowo przez oszacowany model. Świadczy o tym niski współczynnik determinacji  $R^2$  modelu MNK i z efektami losowymi UMNK.

Wprowadzenie efektów indywidualnych w przestrzeni analizowanych obiektów wymaga zweryfikowania, czy rzeczywiście wykazują one istotną zmienność. W tym celu wykorzystywany jest test  $F$  – dla modeli z efektami ustalonymi oraz test Breuscha-Pagana oparty na mnożnikach Lagrange’a –  $LM$  dla modeli z efektami losowymi. Wyniki obu testów wskazują na zasadność wprowadzenia efektów indywidualnych (por. tab. 2). Oznacza to, że poprawną specyfikacją jest ta uwzględniająca czynniki specyficzne dla każdego regionu, a więc model z efektami ustalonymi lub losowymi. Przy wyborze między modelem z efektami ustalonymi

<sup>2</sup> Wykorzystane metody estymacji są szeroko omówione w literaturze przedmiotu, m.in. w: [Maddala 2006; Greene 2003].

nymi lub losowymi stosuje się zazwyczaj test Hausmana. Zgodnie z hipotezą zerową tego testu efekty indywidualne  $\alpha_i$  nie są skorelowane z zmiennymi objaśniającymi modelu. Statystyka testu Hausmana wyniosła 14,383 przy empirycznym poziomie istotności  $p = 0,0001$ , co przy standardowym poziomie istotności (0,01) daje podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej. W takim wypadku za poprawny należy uznać model z efektami ustalonymi.

Oszacowana na podstawie modelu elastyczność  $PKB_{it}$  *per capita* względem zmiennej  $TETR_{it}$  jest dodatnia i wynosi 0,302. Oznacza to, że wzrost udziału liczby osób aktywnych zawodowo z wyższym wykształceniem w ogólnej liczbie ludności aktywnej zawodowo o 1% spowoduje w przybliżeniu wzrost  $PKB_{it}$  *per capita* o 0,302% *ceteris paribus*.

Oszacowania efektów indywidualnych (wyrazów wolnych dla poszczególnych regionów) pozwalają na uporządkowanie (uszeregowanie) regionów. Wartości efektów indywidualnych stały się podstawą klasyfikacji regionów. Klasy regionów ustalono tak, że w pierwszej klasie  $K_1$  znalazły się regiony, dla których:

$$\alpha_i \in (\bar{x}_{\alpha_i} + S_{\alpha_i}; \max \alpha_i), \quad (23)$$

w klasie drugiej  $K_2$  takie, że:

$$\alpha_i \in (\bar{x}_{\alpha_i}; \bar{x}_{\alpha_i} + S_{\alpha_i}), \quad (24)$$

w klasie trzeciej  $K_3$  takie, że:

$$\alpha_i \in (\bar{x}_{\alpha_i} - S_{\alpha_i}; \bar{x}_{\alpha_i}) \quad (25)$$

oraz w klasie czwartej  $K_4$ :

$$\alpha_i \in (\min \alpha_i; \bar{x}_{\alpha_i} - S_{\alpha_i}), \quad (26)$$

gdzie:

$$\bar{x}_{\alpha_i} = \frac{\sum \alpha_i}{nt}, \quad (27)$$

$$S_{\alpha_i} = \frac{\sum_{i=1}^{nt} (\alpha_i - \bar{x}_{\alpha_i})^2}{nt}. \quad (28)$$

Na podstawie powyższych wzorów ustalono wartości średniej arytmetycznej i odchylenia standardowego efektów indywidualnych, które to wielkości wynoszą odpowiednio:  $\bar{x}_{\alpha_i} = 7993,02$  oraz  $S_{\alpha_i} = 2570,85$ . Wartości oszacowanych efektów indywidualnych wahały się od 3024,98 (województwo lubelskie – Polska) do 19 238,11 (region Luksemburg).



Tabela 3. Efekty indywidualne  $\alpha_i$  – parametry modelu (22) dla regionów Unii Europejskiej w układzie państw

Wyszczególnienie	$K^*$	$K_1$	$K_2$	$K_3$	$K_4$
		w %			
Luksemburg	1	100,0	-	-	-
Irlandia	2	50,0	-	50,0	-
Włochy	21	47,6	23,8	28,6	-
Austria	9	44,4	55,6	-	-
Królestwo Niderlandów	12	25,0	66,7	8,3	-
Finlandia	5	20,0	20,0	60,0	-
Szwecja	8	12,5	75,0	12,5	-
Republika Czeska	8	12,5	-	87,5	-
Niemcy	41	12,2	51,2	36,6	-
Belgia	11	9,1	27,3	63,6	-
Wielka Brytania	37	8,1	45,9	45,9	-
Francja	22	4,5	45,5	50,0	-
Dania	1	-	100,0	-	-
Portugalia	5	-	40,0	60,0	-
Hiszpania	17	-	35,3	58,8	5,9
Słowacja	4	-	25,0	-	75,0
Grecja	13	-	15,4	30,8	53,8
Cypr	1	-	-	100,0	-
Słowenia	1	-	-	100,0	-
Malta	1	-	-	100,0	-
Węgry	7	-	-	28,6	71,4
Polska	16	-	-	6,3	93,8
Estonia	1	-	-	-	100,0
Łotwa	1	-	-	-	100,0
Litwa	1	-	-	-	100,0

$K^*$  – liczba regionów danego kraju objęta badaniem.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki klasyfikacji zawarto w tab. 3. W klasie pierwszej znalazły się 32 regiony, w klasie drugiej – 88, trzeciej – 92, a w czwartej – 34 regiony. Pozwoliło to na wskazanie tych regionów, które przy tym samym poziomie udziału ludności aktywnej zawodowo z wyższym wykształceniem w ogólnej liczbie ludności aktywnej zawodowo generują wyższy poziom PKB *per capita*. Dla większej przejrzystości podano jedynie liczbę regionów danego państwa. Państwa podano w kolejności wynikającej z uporządkowania według wielkości udziałów regionów należących do  $K_1$  w ogólnej licznie regionów danego państwa.

Jak wynika z zestawienia przedstawionego w tab. 3, państwami osiągającymi najwyższy poziom PKB *per capita* przy danym (stałym) dla wszystkich regionów poziomie zmiennej  $TETR_{it}$  ( $K_1$ ) są: Luksemburg, Irlandia, Włochy i Austria. Biorąc natomiast pod uwagę udział regionów danego państwa w poszczególnych klasach, dla których oszacowane efekty indywidualne przyjęły wartość powyżej średniej, a więc regionów zaliczonych do klasy pierwszej i drugiej, do wyróżniających się krajów zaliczyć należy także: Danię, Królestwo Niderlandów, Szwecję, Niemcy, Wielką Brytanię oraz Francję.

Wśród państw, które osiągnęły najniższe wyniki w prowadzonej klasyfikacji (ich regiony w większości zakwalifikowane zostały do czwartej grupy ( $K_4$ )), znalazły się: Węgry, Polska, Estonia, Łotwa i Litwa. Rozszerzając natomiast wnioski także na kraje, których regiony zakwalifikowane zostały do klasy trzeciej ( $K_3$ ), do państw (będących jednocześnie regionami) o najniższych pozycjach w prezentowanej klasyfikacji zaliczyć także należy: Cypr, Słowenię i Malte.

## Literatura

- Greene W.H., *Econometric Analysis*, Pearson Education International, New Jersey 2003.
- Kliber P., *Ekonometryczna analiza konwergencji regionów Polski metodami panelowymi*, „Studia Regionalne i Lokalne” 2007 nr 1(27), s. 74-87.
- Kot S.M., Karska A., Zając K., *Matematyczne modele procesów dyfuzji innowacji*, PWN, Warszawa 1993.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- Social and Economic Development and Regional Politics in Usti Region*, red. M. Šašek, Uniwersytet J. E. Purkynego w Usti n/Labą, Usti n/Labą 2007.

## ECONOMETRIC ANALYSIS OF INTERDEPENDENCIES BETWEEN REGIONAL DEVELOPMENT AND KNOWLEDGE-BASED ECONOMY

### Summary

Knowledge is the most valuable resource facilitating the development of modern economies. Countries and regions capable of generating knowledge and technology, as well as their absorption and commercial implementation, present the biggest developmental potential.

The article takes up an attempt of measuring interdependencies between regional development expressed in GDP *per capita* and innovation presented as the share of tertiary education graduates in an overall number of employees in the European NUTS-2 level regions. In order to measure the above relations, models for panel data were used and supported by the due estimation techniques.

As it results from the conducted analysis, the level of regional development is directly related to the level of its inhabitant's education. The regions which achieved the highest level of development are: Luxemburg, Austria, Italy, Ireland. Following the same assumption the lowest level of regional development is presented by Latvia, Lithuania, Estonia, and Poland.