

Marek SZAJT¹

DOI: 10.15290/ose.2015.03.75.05

ZMIANA AKTYWNOŚCI INNOWACYJNEJ KRAJU W REAKCJI NA KRYZYS

Streszczenie

Treść artykułu dotyczy aktywności innowacyjnej, mierzonej aktywnością patentową w Europie. Jej poziom, zależny od czynników, takich jak: nakłady, zasoby ludzkie, zamożność gospodarki, został przeanalizowany w ujęciu długo- i krótkookresowym. W połączeniu z analizą statystyczną pozwoliło to na przeprowadzenie analizy komparatywnej tego zjawiska sprzed kryzysu finansowego i w okresie po nim. W pracy zastosowano metody wielowymiarowej analizy statystycznej i ekonometrii przestrzennej. Podstawą badań był model przestrzenno-czasowy z dekompozycją wyrazu wolnego, wykorzystujący mechanizm korekty błędem. Celem było wskazanie różnic w poziomie aktywności innowacyjnej w okresie przed kryzysem i w trakcie wychodzenia z niego. W pracy posłużono się danymi EUROSTAT-u, OECD i WIPO.

Słowa kluczowe: aktywność innowacyjna, wydatki na działalność B+R, patent, badacze, model panelowy

CHANGE OF COUNTRY'S INNOVATION ACTIVITY IN RESPONSE TO CRISIS

Summary

The paper concerns innovative activity as measured by patent activity in Europe. Its level, depending on factors such as expenditures, human resources, or the wealth of the economy, is examined from long-term and short-term perspectives. In conjunction with statistical analysis, this has allowed the author to conduct a comparative analysis of the phenomenon before the financial crisis and for a period following it. The paper uses the methods of multivariate statistical analysis and spatial econometrics. The study is based on the fixed-effects model with the error correction mechanism. The aim is to identify the differences in the level of innovation activity in the period before the crisis and during the recovery. The author uses data from EUROSTAT, OECD, and WIPO.

Key words: innovative activity, gross expenditure on R&D, patent, researchers, panel model

1. Wstęp

Początek dwudziestego pierwszego wieku doświadczył nas znanym, choć niespodziewanym zjawiskiem – kryzysem ekonomicznym. Bez względu na jego genezę,

¹ Dr hab. Marek Szajt – Wydział Zarządzania, Politechnika Częstochowska; e-mail: marszajt@zim.pcz.pl.

czas trwania, moment początku bądź końca wyraźnie i znacząco odcisnął on piętno na sytuacji gospodarczej na świecie. Czy to w sposób bezpośredni czy pośredni wpłynął na każdy z segmentów rynku i każdy sektor gospodarki w ujęciu globalnym, krajowym i regionalnym. Mimo że współczesną gospodarkę uważa się za opartą (w znacznej mierze) na nowoczesnych technologiach, nie chroni jej to przed skutkami zawirowań na rynkach międzynarodowych. Każde z państw (i ich systemów ekonomicznych) odczuło efekty kryzysu, a sytuacja makroekonomiczna poszczególnych z nich wymogła na rządach przeprowadzenie zmian systemowych. W związku z niebagatelną rolą państwa w kreowaniu systemów innowacyjnych zmiany te wpłynęły – jak się zakłada – na aktywność innowacyjną. W niniejszej pracy przyjęto za cel wskazanie różnic/zmian w poziomie aktywności innowacyjnej (mierzonej aktywnością patentową) krajów europejskich w okresie przed i po kryzysie ekonomicznym. Zaistnienie wspomnianych różnic świadczy o wrażliwości gospodarki (również w obrębie strategicznych celów, do których zalicza się zwykle działalność innowacyjną) na koniunkturę w ujęciu globalnym.

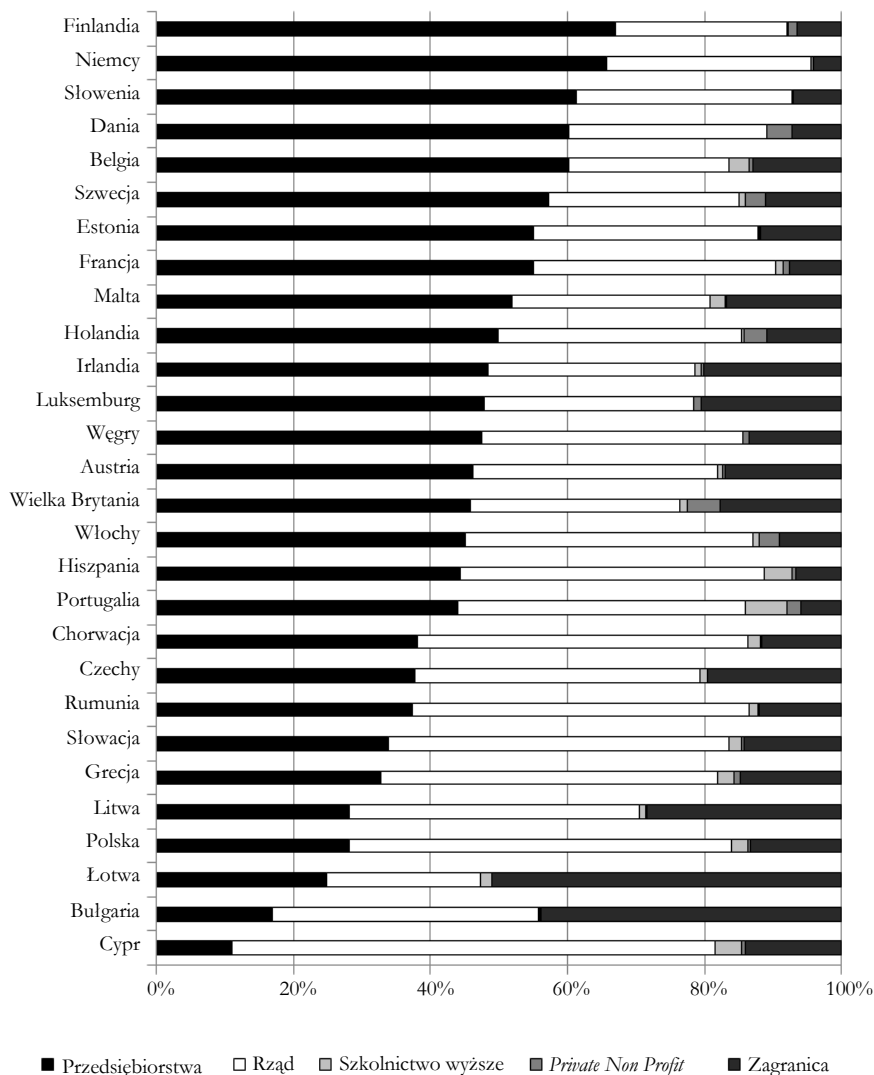
2. Determinanty aktywności innowacyjnej

Aktywność innowacyjna państwa jest pojęciem trudno definiowalnym. Za aktywność tę na potrzeby pracy przyjęto potencjalną zdolność do tworzenia innowacji przez jego mieszkańców (rezydentów). Jako przejaw tej zdolności rozumie się liczbę patentów zgłoszonych w danym biurze patentowym (których zgłoszenie zostało przyjęte w trybie zgodnym z *Patent Cooperation Treaty*). Instytucją zajmującą się nadawaniem patentów, obok instytucji krajowych, jest European Patent Office (EPO). Jest to instytucja mająca m.in. za zadanie swojego rodzaju unifikację zasad i praw patentowych w Unii Europejskiej. W literaturze często można znaleźć odniesienia do uznawania United States Patent and Trademark Office (USPTO) za najbardziej znaczącą ze względu na potencjał gospodarczy Stanów Zjednoczonych i zaawansowanie technologiczne. W minionych latach było również forsowane (głównie przez OECD) ujęcie Triadic Patent Families, w którym obok ewidencji w ramach USPTO i EPO uwzględniano Urząd Patentowy w Japonii. Jednak z uwagi na odmienną strukturę produkcji i działalności innowacyjnej obserwowaną w Europie [Frietsch i in., 2010] jako bardziej odpowiadającą konstrukcji modelu analizowanego w pracy przyjęto dane pochodzące z EPO. W wielu analizach innowacyjności podejmuje się także badania wykorzystujące przyznane już patenty. Jednakże tu pojawia się problem ich ewidencji. Czas od momentu zgłoszenia do momentu przyznania jest różny. Furman, Stern i Porter [Furman, Porter, Stern, 2000] w swoim modelu wzięli pod uwagę patenty przyznane przez USPTO z przesunięciem trzyletnim, gdyż dla USPTO czas od momentu złożenia do przyznania patentu wynosi oficjalnie około 29 miesięcy [*A Patent Technology Monitoring Team Report*], natomiast w praktyce w innych biurach normą jest około 18 miesięcy [Grupp, 2007, s. 510]. W niektórych przypadkach czas ten jest o wiele dłuższy. Przy takim podejściu identyfikacja czasu złożenia, jak również wpływu różnych czynników na rzeczoną aktywność – nawet w ujęciu dynamicznym – jest trudna. Ponadto, pod uwagę należy wziąć fakt po-

mijania pewnej części (USPTO około 35%) badań, których wyniki nie zakończyły się przyznaniem patentu z różnych powodów.

RYSUNEK 1.

Udział poszczególnych sektorów w finansowaniu działalności B+R w krajach europejskich w 2011 roku



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EUROSTAT-u.

Podstawowymi czynnikami wpływającymi na aktywność innowacyjną, podobnie jak w przypadku funkcji produkcji, są kapitał (finansowy) i zasoby ludzkie. Jeśli chodzi o kapitał, pod uwagę wzięto – w ujęciu krajowym – wydatki brutto na działalność B+R.

W literaturze można także spotkać próby pomiaru wydatków na innowacje, jednak dotyczą one przede wszystkim przedsiębiorstw i zawierają obok sfery badawczej równocześnie wydatki na wdrożenie, dystrybucję czy nawet reklamę. W prezentowanym opracowaniu, zakładając, że pod uwagę bierze się aktywność innowacyjną rejestrowaną w momencie zgłoszenia patentu, jako bardziej adekwatne wydaje się wykorzystanie właśnie wydatków brutto na działalność B+R w ujęciu krajowym. Zastosowanie danych zagregowanych nie daje możliwości uwzględnienia źródeł nakładów, czy jest to sektor przedsiębiorstw, czy sektor rządowy. Mimo wszystko jest to usprawiedliwione przy silnie zróżnicowanym poziomie udziału poszczególnych sektorów w tych nakładach (rysunek 1.).

W podjętych w ramach niniejszej pracy badaniach jako zmienną referencyjną posłużono się personelem zatrudnionym w sektorze B+R. Zarówno badacze, jak i technicy uwzględnieni w tym ujęciu są bezpośrednio zaangażowani w proces badawczy i to oni stosują środki przeznaczone na działalność B+R.

Zasoby ludzkie użyte w procesie badawczym zostały uwzględnione w badaniu poprzez liczbę badaczy zatrudnionych w sektorze B+R w odniesieniu do liczby osób aktywnych zawodowo. To właśnie badacze są podstawowym nośnikiem wiedzy i innowacji w procesie powstawania innowacji. Użycie jako zmiennej referencyjnej liczby osób aktywnych zawodowo wydaje się zasadne, gdyż w porównaniu np. z liczbą mieszkańców pomija się dzieci, które to zwykle nie są nośnikami idei i twórcami innowacji.

O potencjale innowacyjnym państwa świadczy również jego zdolność do absorpcji innowacji. W niniejszym ujęciu wzięto to pod uwagę, wykorzystując zmienną makroekonomiczną, jaką jest PKB w cenach stałych (2010) według PPS (Purchase Parity Standard) w stosunku do liczby mieszkańców. Produkt krajowy brutto dystrybuowany jest niejako na wszystkich mieszkańców, a zamożność społeczeństwa nim definiowana jest jedną z głównych determinant innowacyjności w aspekcie absorpcji wiedzy i techniki.

3. Kryzys a aktywność innowacyjna w ujęciu jej efektywności

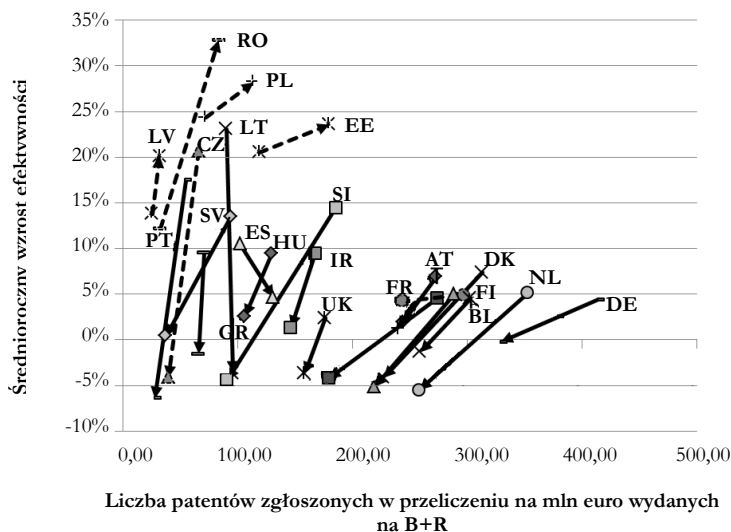
Aktywność innowacyjna mierzona dla okresu przed kryzysem i po nim wymaga wyznaczenia pewnego punktu rozdzielającego te dwa okresy. Analizując dane makroekonomiczne, np. PKB i inflację, obserwuje się swoisty punkt zwrotny na przełomie 2008 i 2009 roku. Oczywiście, czas trwania kryzysu w różnych państwach i w odniesieniu do różnych branż i sektorów można określać na wiele sposobów, w zależności od uwzględnionych – ważnych z punktu widzenia danej analizy – wskaźników. Na potrzeby pracy najważniejszy był fakt zakłócenia długoterminowej płynności funkcjonowania całego porządku gospodarczego w Unii Europejskiej. Zatem jako okres przed kryzysem przyjęto lata 1995-2008, a okres 2009-2012 jako czas kryzysu i wychodzenia z niego.

W badaniach ekonomicznych bierze się pod uwagę przede wszystkim aktywność innowacyjną mierzoną liczbą patentów (wdrożonych, przyznanych, zgłoszonych) w stosunku do demograficznej zmiennej referencyjnej. Jednak w praktyce można podjąć próbę weryfikacji efektywności środków wydatkowanych na działalność B+R. Wystarczy liczbę patentów odnieść do nakładów.

Jeżeli przyjrzymy się zmianom poziomów efektywności środków wydatkowanych na B+R wyznaczonym dla państw europejskich w stosunku do ich średniorocznego wzrostu, to sytuacja wydaje się jednoznaczna (rysunek 2.). Dla państw o wysokim poziomie efektywności (mierzonej liczbą patentów/wysokością nakładów) zaobserwowano się niski poziom średniorocznego wzrostu tej efektywności w latach 1993-2008 i regres po sytuacji kryzysowej z przełomu 2008-2009. Dla państw o niskim poziomie efektywności dostrzeżono dotąd stosunkowo silny wzrost efektywności, a obecnie w wielu przypadkach również regres. Pomiedzy poziomem efektywności a tempem jej zmian stwierdzono przed kryzysem wyraźną ujemną korelację ($r_{xy} = -0,717$), co świadczyło o pewnej konwergencji – mniej efektywne gospodarki poprawiały swoją pozycję. Podobne obliczenia dla okresu kryzysu i wychodzenia z niego pokazały, iż korelacja ta ($r_{xy} = -0,188$) przestała być istotną statystycznie.

RYSUNEK 2.

Liczba zgłoszonych patentów w przeliczeniu na mln euro wydanych na B+R (GERD) w roku 2007 i 2012 (efektywność) a średnioroczny wzrost tej liczby w latach 1993-2008 i 2009-2012 w państwach europejskich



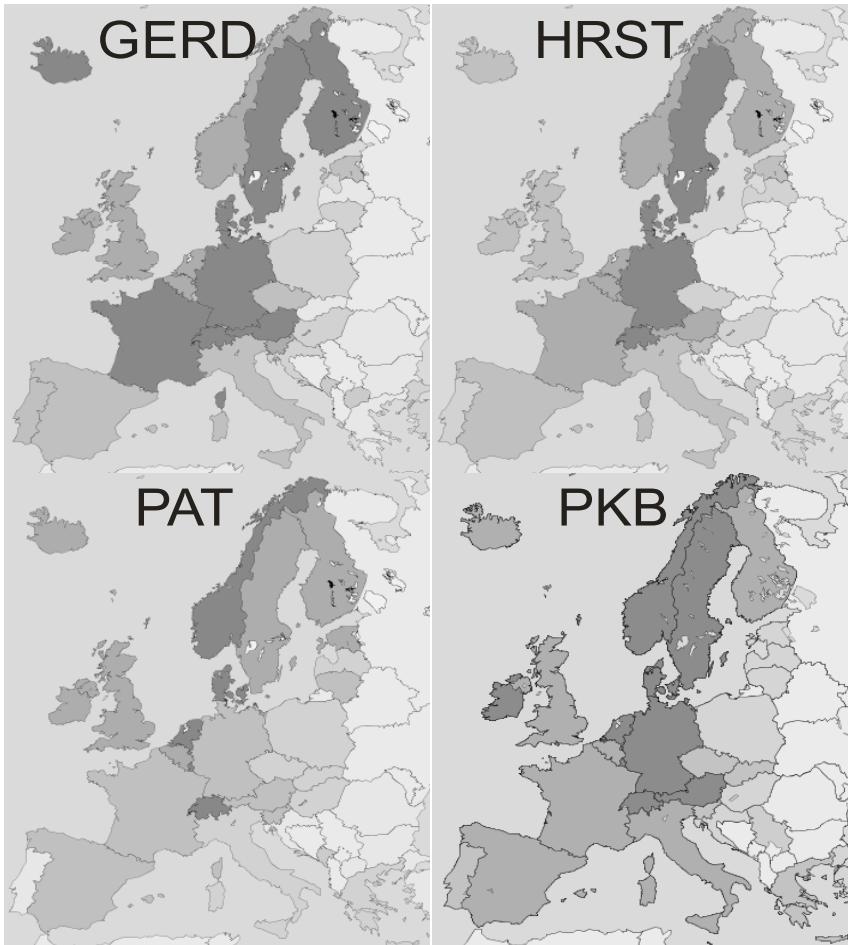
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych EUROSTAT-u.

Obrazowana sytuacja wskazuje wyraźnie na pojawiające się zmiany w aktywności patentowej nie tylko w państwach uznawanych za innowacyjne, ale również w innych o mniejszym dotychczas zaangażowaniu w działania innowacyjne.

Sytuacja w zakresie polityki innowacyjnej (proinnowacyjnej) prowadzonej przez poszczególne państwa nie jest, wbrew temu co mogłoby się wydawać, podobna. Jedynie główne intencje są zbliżone, jednak zdecydowane różnice w potencjale gospodarczym i zaawansowaniu technologicznym przemysłu, różnice geograficzne i demograficzne, a także systemowe powodują, że nawet te same nakłady dają różne efekty końcowe.

RYSUNEK 3.

Nakłady na działalność B+R (GERD), zasoby ludzkie dla nauki i techniki (HRST), PKB *per capita* i liczba patentów zgłoszonych do EPO (PAT) w państwach Unii Europejskiej w roku 2012 (lub najbliższym)



Siła natężenia:

- – bardzo słaba,
- – słaba,
- – silna,
- – bardzo silna

Źródło: dokument elektroniczny, tryb dostępu: [<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>, data wejścia: 15.05.2014].

Prezentowane na rysunku 3. informacje wskazują na stosunkowo niską efektywność innowacyjną dla Niemiec przy wysokich nakładach i sprzyjających warunkach popytowych wynikających z zamożności. Z kolei słabsze nakłady w Holandii dają lep-

sze rezultaty, jeśli chodzi o efektywność w postaci liczby zgłaszanych patentów. Austria przy stosunkowo wysokich zasobach kadrowych i zdecydowanie wysokich nakładach na działalność B+R wykazuje mniejszą aktywność, niż Norwegia o zdecydowanie mniejszych nakładach finansowych. Jest to w dużym stopniu efektem funkcjonowania swoistego sprzężenia zwrotnego – zysk z wdrożonych już zgłoszonych innowacji jest ponownie inwestowany w kolejne innowacje. Gospodarki państw wysoko rozwiniętych przyspieszają, co w efekcie prowadzi do dywergencji w zakresie badanej innowacyjności. Państwa silniej rozwinięte korzystają z posiadanej technologii w tworzeniu kolejnych, bardziej zaawansowanych rozwiązań, wykorzystując jednocześnie swoją pozycję konkurencyjną.

4. Konstrukcja modelu aktywności innowacyjnej (patentowej)

W nawiązaniu do przedstawionych rozważań jako zasadne – w badaniach innowacyjności na poziomie państw europejskich – wydaje się zastosowanie odpowiedniego typu modelu dla danych przestrzennych. Jednym z takich modeli może być model z dekompozycją wyrazu wolnego. Umożliwia on wskazanie nie tylko cech łączących poszczególne obiekty (w tym przypadku państwa), ale również poziom zróżnicowania w aspekcie danej cechy reprezentowany przez zdekomponowany wyraz wolny. Ocena zdekomponowanych wyrazów wolnych (jeżeli jest istotna statystycznie) decyduje w sposób addytywny (w modelu liniowym) lub multiplikatywny (w modelu potęgowym) o poziomie końcowym badanego zjawiska przy przyjętych danych wejściowych [Szajt, 2010, s. 177].

W przypadku, gdy wyraz wolny rozdzielimy na dwie składowe, to znaczy $a_{it} = a_i + a_t$, a_i – odzwierciedla nieobserwowalny i nieuwzględniony w równaniu regresji efekt wynikający wyłącznie z przynależności do i -tej grupy (indywidualną charakterystykę obiektu), zaś a_t – pozostałą część wyrazu wolnego (punkt odniesienia w badaniu danego zjawiska). Otrzymamy dzięki temu model jednoczynnikowy (*one way model*) postaci:

$$y_{it} = a_{it} + \mathbf{X}_{it}'\beta + u, \text{ dla } i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

gdzie:

i – oznacza obiekt (np. państwo), t – czas (np. lata),

\mathbf{X}_{it}' jest wektorem obserwacji na zmiennych objaśniających o K współrzędnych,

a_{it} – jest wyrazem wolnym,

u – jest składnikiem losowym niezmiennym w czasie i przestrzeni.

Posiadanie danych zbilansowanych – jednakowych liczebności okresów dla poszczególnych obiektów w próbie – pozwala właściwie wnioskowanie w zakresie analizy komparatywnej dla wspomnianego wcześniej zdekomponowanego wyrazu wolnego oraz w pewien sposób eliminuje możliwość zbyt silnego wpływu poszczególnych obiektów na wyniki estymacji [Greene, 2000, s. 608-610].

Podstawowe założenia konstrukcji próby przedstawiają się więc następująco:

- próba ma charakter przekrojowo-czasowy, zbilansowany, a dane dotyczą okresu lat 1995 – 2012 i państw europejskich należących do Unii Europejskiej;

- dopuszcza się możliwość interpolacji w przypadku pojawienia się incydentalnych braków danych lub rzadszej niż roczna powtarzalności gromadzonych wyników;
- dane źródłowe pochodzą z opracowań EUROSTAT i EPO, natomiast w przypadku doszacowań z OECD, WIPO i narodowych biur statystycznych;
- końcowa baza danych zawiera dane dla 18 okresów x 23 państwa = 414 obserwacji dla każdej ze zmiennych, a w ujęciu szczegółowym są to dwie próby o liczebnościach odpowiednio: 322 i 92 obserwacje;
- jako okres przed kryzysem przyjęto lata 1995–2008, po kryzysie 2009–2012.

W związku z długością posiadanych szeregów (w wersji pierwotnej) niezbędne wydaje się przetestowanie rzędu integracji (stacjonarność w przypadku tego typu zmiennych makroekonomicznych jest niezwykle rzadka) i ewentualnie wskazanie istnienia wektora kointegrującego. Nieuwzględnienie istnienia stacjonarności lub modelowanie z wykorzystaniem szeregów nieskointegrowanych może prowadzić do błędnego wnioskowania spowodowanego znacznym wpływem zakłóceń wynikających z właściwości szeregów czasowych.

TABELA 1.

Wyniki testów pierwiastka jednostkowego dla badanych zmiennych integracji rzędu $I\sim(0)$

Zmienna	Estymator	Rząd $I\sim(0)$		Rząd $I\sim(1)$	
	Metoda	Statystyka	p-value	Statystyka	p-value
PAT – liczba patentów zgłoszonych przez rezydentów	Levin, Lin & Chu t*	-1,708	0,044	-4,666	0,000
	Im, Pesaran and Shin W-stat	0,537	0,705	-5,013	0,000
	ADF – Fisher Chi-square	56,799	0,132	112,079	0,000
	PP – Fisher Chi-square	109,622	0,000	248,923	0,000
GERD – wydatki brutto na działalność B+R	Levin, Lin & Chu t*	-1,336	0,091	-5,634	0,000
	Im, Pesaran and Shin W-stat	0,789	0,785	-6,054	0,000
	ADF – Fisher Chi-square	43,511	0,577	116,177	0,000
	PP – Fisher Chi-square	44,895	0,519	213,307	0,000
RECH – liczba badaczy zatrudnionych w sektorze B+R	Levin, Lin & Chu t*	-0,592	0,277	-6,699	0,000
	Im, Pesaran and Shin W-stat	4,176	1,000	-6,425	0,000
	ADF – Fisher Chi-square	24,396	0,996	123,185	0,000
	PP – Fisher Chi-square	32,661	0,931	280,342	0,000
GDP – produkt krajowy brutto	Levin, Lin & Chu t*	-4,549	0,000	-6,360	0,000
	Im, Pesaran and Shin W-stat	-0,662	0,254	-4,510	0,000
	ADF – Fisher Chi-square	51,709	0,261	96,202	0,000
	PP – Fisher Chi-square	66,826	0,024	138,463	0,000

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu EVIEWS.

W pracy wykorzystano procedury zawarte w pakiecie EVIEWS, umożliwiające względnie szybką ocenę ewentualnego braku stacjonarności lub ocenę rzędu integracji. Można do nich zaliczyć najczęściej stosowane testy Levina i Lina [Levin, Lin, 1993], Ima, Pesarana i Schina [Im, Pesaran, Shin, 2003], ADF – panelowe oraz Philipsa-Perrona.

W związku z możliwościami programu (EViews) w tabeli 1. przedstawiono wyniki kilku testów pierwiastka jednostkowego wskazujących na istnienie danego rzędu integracji. Jak można było się spodziewać w odniesieniu do danych ekonomicznych [Gruszczyński, Podgórska, 2004, s. 187], okazało się, iż rząd integracji nie przekracza 2.

Następnie podjęto próbę wskazania ewentualnego wektora kointegrującego. W tym celu skorzystano z testów: Kao, Johansena Fishera i Pedroniego [Pedroni, 1995].

TABELA 2.
Wyniki testów kointegracji reszt dla modelu na zmiennych: PAT, GERD, RECH, GDP

Test Kao (brak trendu deterministycznego)				
Typ testu	Statystyka		p-value	
H ₀ : brak relacji kointegrującej	-3,9016		0,0000	
Testy Johansena Fishera (istnieje liniowy trend deterministyczny)				
H ₀ : brak relacji kointegrującej	378,0000		0,0000	
H ₀ : co najwyżej 1 relacja kointegrująca	165,2000		0,0000	
H ₀ : co najwyżej 2 relacje kointegrujące	80,9400		0,0011	
Testy z hipotezą alternatywną o współczynniku AR wewnątrzgrupowym				
Rodzaj modelu	Bez trendu		Bez trendu i wyrazu wolnego	
Typ testu	Statystyka	p-value	Statystyka	p-value
Panelowa v-Statystyka	-1,1580	0,8766	-0,3130	0,6228
Panelowa rho-Statystyka	3,1846	0,9993	1,4378	0,9248
Panelowa PP-Statystyka	2,5074	0,9939	0,3703	0,6444
Panelowa ADF-Statystyka	3,1537	0,9992	0,7160	0,7630
Grupowa rho-Statystyka	3,5336	0,9998	2,9796	0,9986
Grupowa PP-Statystyka	-1,7073	0,0439	-1,4132	0,0788
Grupowa ADF-Statystyka	-0,9831	0,1628	-1,1142	0,1326

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu EViews.

Jeśli chodzi o wyniki testu Johansena Fishera, to dużo dokładniej objaśniają one istnienie wektora kointegrującego, lecz należy traktować je z dużo większą ostrożnością, gdyż badania ukazały często występujące zakłócenia powodujące błędne wnioskowanie o istnieniu kointegracji w przypadku stosowania tego testu [Hjalmarsson, Österholm, 2007]. Test Kao charakteryzuje się bardzo dobrymi własnościami dla paneli, w których szeregi czasowe sięgają 25 obserwacji dla każdego obiektu, przy krótszych szeregach wyniki mogą być obciążone błędami [Kao, 1999, s. 16]. Z kolei testy kointegracji reszt Pedroniego potwierdzają brak występowania wektora kointegrującego dla naszych

danych. Często spotykanym wyjściem z tej sytuacji jest zastosowanie modelu korekty błędem. Model ten w najprostszej postaci przedstawia się następująco:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - \delta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie (w przypadku gdy mamy do czynienia z modelem potęgowym):

β_0 – jest mnożnikiem krótkookresowym,

δ – informuje o długookresowej elastyczności y względem x ,

α_1 – jest miarą inercji zmiennej objaśnianej [Majsterek, 1998, s. 8-9].

W związku z powyższym jako podstawową postać modelu zaproponowano:

$$\Delta \log PAT_{it} = \alpha^*_i (\alpha_1 - 1)(\log PAT_{it-1} - \delta_1 \log GERD_{it-1} - \delta_2 \log RECH_{it-1} - \delta_3 \log GDP_{it-1}) + \beta_1 \Delta \log GERD_{it} + \beta_2 \Delta \log RECH_{it} + \beta_3 \Delta \log GDP_{it} + \varepsilon_{it},$$

gdzie:

PAT_{it} – liczba patentów zgłoszonych przez rezydentów w przeliczeniu na tysiąc osób aktywnych zawodowo w danym okresie t dla i -tego kraju,

$GERD_{it}$ – wydatki brutto na działalność B+R (według parytetu siły nabywczej w cenach stałych z 2010 roku) w przeliczeniu na tysiąc osób personelu zatrudnionego w B+R dla i -tego kraju w okresie t ,

$RECH_{it}$ – liczba badaczy w sektorze B+R w przeliczeniu na tysiąc osób aktywnych zawodowo w danym okresie t dla i -tego kraju,

GDP_{it} – produkt krajowy brutto (według parytetu siły nabywczej w cenach stałych z 2010 roku) w przeliczeniu na tysiąc mieszkańców dla i -tego kraju w okresie t ,

α^*_i – wyraz wolny dekomponowany dla poszczególnych państw oznaczonych według skrótów: Austria – *AT*, Belgia – *BE*, Czechy – *CZ*, Dania – *DK*, Estonia – *EE*, Finlandia – *FI*, Francja – *FR*, Niemcy – *DE*, Grecja – *GR*, Węgry – *HU*, Irlandia – *IR*, Włochy – *IT*, Litwa – *LT*, Łotwa – *LV*, Holandia – *NL*, Polska – *PL*, Portugalia – *PT*, Rumunia – *RO*, Słowacja – *SV*, Słowenia – *SI*, Hiszpania – *ES*, Szwecja – *SE*, Wielka Brytania – *UK*.

5. Wyniki badań empirycznych

Na podstawie zaprezentowanych wcześniej założeń podjęto próbę estymacji modeli panelowych z dekompozycją wyrazu wolnego i mechanizmem korekty błędem. Modele estymowano na jednakowych założeniach, przy podziale danych na próby panelowe dla 23 państw oraz okresu 1995-2008 (jako okres przedkryzysowy) i 2009-2012 (jako okres pokryzysowy).

Zgodnie z oszacowaniami modelu, zmiennymi, które w obu okresach wykazują istotność długookresowego wpływu na aktywność innowacyjną, są: GERD i GDP. Zarówno nakłady na działalność B+R, jak i poziom PKB okazują się istotne bez względu na sytuację gospodarczą (w odniesieniu do kryzysu) i to zwłaszcza w długim okresie. W krótkim okresie czynniki te wpływają korzystnie jedynie w sytuacji względnej stabilizacji na rynku (w badanym przypadku przed kryzysem). Wskazana w wynikach ujemna krótkoterminowa elastyczność względem liczby badaczy wynika z faktu, że przy stałości nakładów finansowych na działalność B+R, zwiększenie zasobów kadrowych (*de facto* zmniejszenie środków na ich utrzymanie) powoduje spadek efektywności danej gospodarki – w krótkim okresie w sytuacji niestabilnego rynku. Otrzymany skład-

nik korekty błędem wyraźnie wskazuje na odejście od trajektorii równowagi w okresie pokryzysowym.

TABELA 3.
Wartości ocen parametrów równania modeli i zdekomponowanych wyrazów wolnych wyznaczone dla lat 1995-2008 i 2009-2012

Zmienna	Parametr	1995-2008		2009-2012	
		Ocena parametru	p-value	Ocena parametru	p-value
PAT_{t-1}	α_1	0,45229	<0,00001	0,24194	0,00599
$GERD_{t-1}$	δ_1	0,47279	0,02667	0,52227	0,04595
$RECH_{t-1}$	δ_2	–	–	-1,70298	0,00015
GDP_{t-1}	δ_3	1,98049	<0,00001	2,32215	0,00051
$\Delta GERD_t$	β_1	0,46770	0,03148	–	–
$\Delta RECH_t$	β_2	0,54475	0,01207	–	–
AT_t	α_{AT}	0,33463	0,00003	1,59539	0,00004
BE_t	α_{BE}	0,28065	<0,00001	1,66372	<0,00001
CZ_t	α_{CZ}	0,23726	0,00016	1,34097	0,03409
DK_t	α_{DK}	0,47424	0,00064	1,36151	0,01034
EE_t	α_{EE}	1,00000	–	2,27868	<0,00001
FI_t	α_{FI}	1,00000	–	2,32606	<0,00001
FR_t	α_{FR}	0,39378	0,00004	1,72804	<0,00001
DE_t	α_{DE}	0,44533	0,0007	2,33390	<0,00001
GR_t	α_{GR}	0,06889	0,00055	0,77726	0,01618
HU_t	α_{HU}	0,42463	0,0001	2,28788	<0,00001
IE_t	α_{IE}	0,10059	0,00003	0,83422	0,09084
IT_t	α_{IT}	0,12519	0,00001	1,47336	0,00021
LV_t	α_{LV}	0,33036	0,00144	2,60020	<0,00001
LT_t	α_{LT}	0,19883	0,01704	1,38016	0,03816
NL_t	α_{NL}	0,19457	0,00002	1,76176	<0,00001
PL_t	α_{PL}	0,22800	0,00048	1,34784	0,04453
PT_t	α_{PT}	0,13120	0,00277	0,61497	0,00001
RO_t	α_{RO}	0,08050	0,00045	1,43792	0,0613
SV_t	α_{SV}	0,17796	0,00451	1,63423	0,00066
SI_t	α_{SI}	0,52522	0,00005	1,93967	<0,00001
ES_t	α_{ES}	0,15203	0,00011	1,00000	–
SE_t	α_{SE}	0,41120	0,00005	1,90724	<0,00001
UK_t	α_{UK}	0,18832	0,00004	1,26353	0,02324

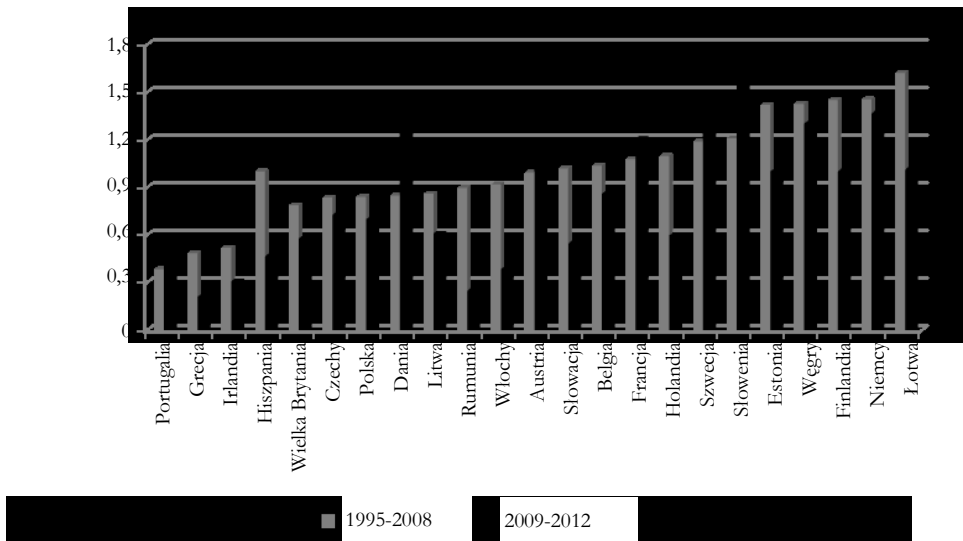
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem pakietu GRETL.

Analizując zdekomponowany wyraz wolny, można zauważyć, że jedynie w przypadku Estonii i Finlandii (przed kryzysem) i Hiszpanii (po kryzysie) wartości te nie były istotne statystycznie (zmienna endogeniczna dla tych państw kształtowała się zgodnie ze średnimi oszacowaniami dla całej próby). W pozostałych przypadkach wartości in-

dywidualnych oszacowań wyrazów wolnych były istotne statystycznie i co ważne zmieniły się wzajemne relacje między nimi. Zatem sytuacja w poszczególnych państwach różniła się od siebie nie tylko co do poziomu wejściowego, ale i dynamiki zmian tego poziomu w czasie. W celu porównania tych zmian wyznaczono średnie wielkości wspólnego wyrazu wolnego dla Unii, a następnie odniesiono otrzymane wartości zdekomponowane do tychże średnich. Wyniki przedstawiono na rysunku 4.

RYSUNEK 4.

Wartości zdekomponowanych wyrazów wolnych dla estymowanych modeli w odniesieniu do średniej dla całego panelu



Źródło: opracowanie własne.

Traktując otrzymane wartości zdekomponowanych wyrazów wolnych jako swojego rodzaju mierniki aktywności innowacyjnej, należy stwierdzić, że w okresie wychodzenia z kryzysu finansowego jedynie Dania i Słowenia, a w mniejszym stopniu: Francja, Szwecja, Austria i Portugalia zanotowały wzrost poziomu aktywności innowacyjnej w stosunku do pozostałych państw europejskich. Większość zanotowała silny spadek. W ujęciu ogólnym można zaobserwować wręcz dywergencję, natomiast silne spadki zwłaszcza w odniesieniu do średnio aktywnych wcześniej: Rumunii, Włoch, Słowacji i Litwy, ale także Holandii.

6. Podsumowanie

Korzystając z wyników badań prezentowanych wcześniej, można wskazać następujące wnioski:

- w kształtowaniu aktywności patentowej mniej są ważne incydentalne impulsy finansowe, a znaczenie ma trwała, odpowiednio zorientowana polityka długoterminowa w zakresie finansowania działalności B+R;
- wpływ zasobów ludzkich jest bardziej dostrzegalny w krótkim okresie w warunkach stabilnej gospodarki i w długim, w przypadku jej niestabilności;
- odpowiednio wysoki poziom finansowania działalności B+R nie musi wiązać się bezpośrednio (nie gwarantuje) ze wzrostem efektywności w zakresie tworzenia i wprowadzania innowacji;
- kluczową rolę w kształtowaniu aktywności innowacyjnej (na poziomie państwa) w długim okresie odgrywa zamożność (np. mierzona PKB);
- w okresie bezpośrednio po kryzysie finansowym większość państw zanotowała spadek aktywności innowacyjnej, a w ujęciu ogólnym – na poziomie Unii Europejskiej – zaobserwowano wręcz dywergencję tego zjawiska;
- w wyniku kryzysu finansowego dotychczasowe funkcjonowanie systemów innowacyjnych w wielu państwach uległo zakłóceniu.

O ile ważkość długotrwałych inwestycji w działalność B+R niejednokrotnie podkreśla się w literaturze, o tyle pozostałe wnioski wymagają dalszej weryfikacji w kolejnych badaniach. Być może wydłużenie szeregów czasowych po upływie dalszych lat lub dezagregacja danych do poziomu regionalnego (w zależności od ich dostępności) pozwolą na bardziej precyzyjne określenie roli poszczególnych czynników w kształtowaniu aktywności innowacyjnej. Wyzwaniem nadal pozostaje dokładniejszy i wiarygodny w ujęciu ekonomicznym pomiar aktywności innowacyjnej.

Literatura

A Patent Technology Monitoring Team Report, dokument elektroniczny, tryb dostępu: [<http://www.uspto.gov/web/offices/ac/ido/oeip/taf/apat.htm>, data wejścia: 4.06.2010].

Dokument elektroniczny, tryb dostępu: [<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>, data wejścia: 15.05.2014].

Frietsch R., Schmoch U., van Looy B., Walsh J.P., Devroede R., Du Plessis M., Jung T., Meng Y., Neuhäusler P., Peeters B., Schubert T. 2010 *The Value and Indicator Function of Patents*, Studien zum deutschen Innovationssystem, nr 15-2010, Expertenkommission Forschung und Innovation.

Furman J.L., Porter M.E., Stern S. 2000 *The Determinants of National Innovative Capacity*, NBER Working Paper, no.7876.

Greene W.H. 2000 *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, Inc, London.

Grupp H. 2007 *Typology of science and technology indicators*, [in:] *Elgar companion to neo-Schumpeterian economics*, Hanusch H., Pyka A. (eds.), Edward Elgar Publishing Ltd., Cheltenham.

Gruszczyński M., Podgórska M. 2004 *Ekonometria*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.

- Hjalmarsson E., Österholm P. 2007 *Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology when Variables are Near-Integrated*, International Monetary Fund WP/07/141.
- Im K., Pesaran M., Shin Y. 2003 *Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels*, „Journal of Econometrics”, 115, Elsevier Science, Amsterdam.
- Kao C. 1999 *Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data*, „Journal of Econometrics”, 90.
- Levin A., Lin C. 1993 *Unit Root Tests in Panel Data: New Results*, University of California, San Diego.
- Majsterek M. 1998 *Modele korekty błędem i ich zastosowanie w modelowaniu płac przeciętnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Pedroni P. 1995 *Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests, with an application to the PPP hypothesis*, Indiana University, Working Paper in Economics, 95-031, June.
- Szajt M. 2010 *Działalność badawczo-rozwojowa w kształtowaniu aktywności innowacyjnej w Unii Europejskiej*, Wydawnictwo Politechniki Częstochowskiej, Częstochowa.