

Anna Kozłowska, Agnieszka Szczepkowska-Flis

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

WERYFIKACJA HIPOTEZY SCHUMPETEROWSKIEJ NA PRZYKŁADZIE POLSKIEGO PRZEMYSŁU PRZETWÓRCZEGO

1. Wstęp

Obserwowane przez J.A. Schumpetera zmiany instytucjonalne, dokonujące się w I połowie XX w. w gospodarce amerykańskiej, przede wszystkim powstawanie dużych przedsiębiorstw typu korporacyjnego, spowodowały zmianę procesów tworzenia wiedzy, co, jego zdaniem, implikowało dodatni związek między rozmiarem przedsiębiorstwa a natężeniem jego aktywności innowacyjnej¹. Stwierdzenie to stało się podstawą sformułowanej przez J.K. Galbraitha tzw. hipotezy schumpeterowskiej o pozytywnym wpływie struktur monopolistycznych i oligopolistycznych na natężenie działalności badawczo-rozwojowej (B + R)². Hipoteza zaproponowana przez J.K. Galbraitha tworzyła co prawda szerszą perspektywę analityczną, uwzględniając dwojakiego rodzaju relacje: między aktywnością innowacyjną i strukturą rynku oraz między natężeniem działalności badawczo-rozwojowej i rozmiarem przedsiębiorstwa, jednak jej weryfikacja empiryczna sprowadzała się najczęściej do badania drugiego z wymienionych związków³. Jedną z przyczyn takiego podejścia były zapewne

¹ J.A. Schumpeter, *Kapitalizm, socjalizm, demokracja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1995, s. 100, 106-111, 117-120, 123-125, 130.

² G.-J. Hospers, *Joseph Schumpeter and his legacy in innovation studies*, „Knowledge, Technology and Policy” 2005, vol. 18, no. 3, s. 25.

³ C.A. Rodriguez, *A comment on Fisher and Temin on the Schumpeterian hypothesis*, „Journal of Political Economy” 1979, vol. 87, no. 21, s. 383-385; P. Aghion, J. Tirole, *The management of innovation*, „The Quarterly Journal of Economics” 1994, vol. 109, no. 4, s. 1185-1209; F.M. Fisher, P. Temin, *Returns to scale in research and development: What does the Schumpeterian hypothesis imply?*, „The Journal of Political Economy” 1973, vol. 81, no. 1, s. 56-70; T.-K. Sung, B. Carlsson, *Network effects, technological opportunity, and innovation: Evidence from the Korean manufacturing firms*, „Asian Journal of Technology Innovation” 2007, vol. 15, nr 1, s. 91-108; A.K. Mukhopadhyay, *Returns to scale in B&D and the Schumpeterian hypothesis: A comment*, „The Journal of Industrial Economics” 1985,

trudności w bezpośredniej kwantyfikacji siły rynkowej poszczególnych podmiotów gospodarczych⁴. Przyjmując, że siła rynkowa przedsiębiorstwa, odzwierciedlająca zdolność do podwyższania ceny ponad poziom doskonale konkurencyjny bez utraty konsumentów, jest wprost proporcjonalna do udziału w sprzedaży, jej pośrednim miernikiem może być struktura rynku określona poziomem koncentracji produkcji. Takie podejście można odnaleźć w pracach, których autorzy, nawiązując do rozważań J.A. Schumpetera dotyczących kapitalizmu sturtyfikowanego⁵, analizują związek między stopniem koncentracji i aktywnością badawczo-rozwojową.

Zasadniczo badania empiryczne nie dostarczyły dotąd jednoznacznego potwierdzenia hipotezy schumpeterowskiej. O ile wyniki prac empirycznych mieszczących się w drugim z wymienionych nurtów badawczych najczęściej wskazują na monotoniczny wzrost aktywności badawczo-rozwojowej wraz ze wzrostem rozmiaru przedsiębiorstwa⁶, o tyle w przypadku związku między koncentracją produkcji a intensywnością $B + R$ nie uzyskano spójnych rezultatów co do kierunku relacji między analizowanymi kategoriami. Wyniki badań wskazują na możliwość występowania zarówno pozytywnych⁷, jak i negatywnych⁸ zależności między koncentracją produkcji a działalnością innowacyjną obserwowanych w poszczególnych branżach/sektorach gospodarki. Istnieją również prace sugerujące brak istotnych statystycz-

vol. XXXIII, no. 3, s. 359-361; R.A. Nelson, *Productivity growth, scale economies and the Schumpeterian hypothesis*, „Southern Economic Journal” 1990, vol. 57, no. 2, s. 521-527; M. Kohn, J.T. Scott, *Scale economies in research and development: The Schumpeterian hypothesis*, „The Journal of Industrial Economics” 1982, vol. XXX, no. 3, s. 239-249; K.-H. Tsai, J.-C. Wang, *The R&D performance in Taiwan's electronic industry: A longitudinal examination*, „R&D Management” 2004, vol. 34, no. 2, s. 179-189; S. Broadberry, N. Crafts, *Competition and innovation in 1950s Britain*, „Business History” 2001, vol. 43, no. 1, s. 97-118.

⁴ F.M. Fisher, P. Temin, 1973, wyd. cyt., s. 56-70.

⁵ Według J.A. Schumpetera koncentracja, zmniejszając niepewność rynkową i gwarantując dostęp do środków finansowania, sprzyja podejmowaniu nakładochłonnych i ryzykownych projektów innowacyjnych. J.A. Schumpeter, *Business Cycles. A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, McGraw-Hill, New York–London 1939, s. 96-97.

⁶ P. Aghion, J. Tirole, wyd. cyt., s. 1185-1209; P.D. Loeb, *Further evidence of the determinants of industrial research and development using single and simultaneous equation models*, „Empirical Economics” 1983, vol. 8, s. 203-214; T.-K. Sung, B. Carlsson, wyd. cyt., s. 91-108; J.M. Benavente, *The role of research and innovation in promoting productivity in Chile*, „Economics of Innovation and New Technology” 2006, vol. 15, no. 4/5, s. 301-315; A.K. Mukhopadhyay, wyd. cyt., s. 359-361; M. Kohn, J.T. Scott, wyd. cyt., s. 239-249; Z.J. Acs, D.B. Audretsch, *Testing the Schumpeterian hypothesis*, „Eastern Economic Journal” 1988, vol. XIV, no. 2, s. 129-140.

⁷ V. Smith, E.S. Madsen, *Do R&D investments affect export performance?*, CIE Discussion Paper nr 2002-09, <http://www.econ.ku.dk/CIE/Discussion%620Papers/2002/Abstracts/2002-09.htm> (pobrano 12.11.2008); C. Pires-Alves, F. Rocha, *Testing the Schumpeterian Hypotheses for the Brazilian Manufacturing Industry*, Brazilian Association of Graduate Programs in Economics, Working Paper nr 200807091629490, 2008; W. Adams, J.B. Dirlam, *Big steel, invention, and innovation: Reply*, „Quarterly Journal of Economics” 1967, vol. 81, no. 3, s. 475-482.

⁸ Z.J. Acs, D.B. Audretsch, *Testing...*, s. 129-140; S. Broadberry, N. Crafts, wyd. cyt., s. 97-118.

nie powiązań między tymi wielkościami⁹. Trudności w wyjaśnieniu tak rozbieżnych wyników badań poszczególnych autorów skłoniły do prowadzenia dalszych prac, w których analizowane procesy osadzone były w szerszej perspektywie, uwzględniającej cechy technologiczne¹⁰ (potencjał technologiczny, rodzaj realizowanych B + R, rozróżnienie między procesem wprowadzania innowacji i procesem ich dyfuzji itp.) i strukturalne¹¹ (bariery wejścia, ramy instytucjonalne, charakterystyka popytu itp.) analizowanych jednostek (branż/sektorów/gospodarek narodowych). Rozszerzenie analizy o dodatkowe aspekty przyczyniło się do postawienia tezy o nieliniowym związku między koncentracją produkcji i działalnością badawczo-rozwojową. Według niektórych autorów relacja ta przybiera postać wklęsłej paraboli, co implikuje, że po przekroczeniu pewnego poziomu koncentracji dalszy jej wzrost prowadzi do ograniczania aktywności innowacyjnej¹². Słuszność tej tezy potwierdziły m.in. badania przeprowadzone dla przemysłu przetwórczego w Kanadzie¹³, USA¹⁴ i Wielkiej Brytanii¹⁵. Wnioski z prac testujących nieliniowość związku między strukturą rynku i aktywnością innowacyjną wskazują ponadto, że:

- konkurencja ma większe znaczenie dla procesu dyfuzji niż dla wdrażania innowacji¹⁶;
- istotnym czynnikiem wpływającym na postać badanego związku jest potencjał technologiczny poszczególnych branż przetwórstwa, którego wzrost przyczynia się do powstania relacji nieliniowych między badanymi kategoriami¹⁷;
- bariery wejścia ograniczają inwestycje w działalność badawczo-rozwojową¹⁸.

Pomimo licznych prac problem zawarty w hipotezie schumpeterowskiej jest nadal aktualny, tym bardziej że nie rozwiązane zostały ani na gruncie teoretycznym, ani empirycznym dwie zasadnicze kwestie: dwukierunkowej przyczynowości mię-

⁹ M.-H. Lee, I.J. Hwang, *Determinants of corporate R&D investment: An empirical study comparing Korea's IT industry with its non-IT industry*, „ETRI Journal” 2003, vol. 25, no. 4, s. 258-265; Z.J. Acs, D.B. Audretsch, *Testing...*, s. 129-140.

¹⁰ G. Symeonidis, *Innovation, firm size and market structure: Schumpeterian hypotheses and some new themes*, OECD Economic Department Working Paper nr 161, OECD Publishing 1996.

¹¹ C. Pires-Alves, F. Rocha, wyd. cyt.; V. Smith, E.S. Madsen, wyd. cyt.

¹² L.H. Amato, C.H. Amato, *Productivity, innovation and antitrust policy*, „Academy of Marketing Studies Journal” 2004, vol. 8, no. 2, s. 45-56; A.R. Hashmi, *Competition and innovation: The inverted-U relationship revisited*, University of Toronto Working Paper, 2005; J.M. Benavente, 2006, wyd. cyt., s. 301-315.

¹³ J. Baldwin, P. Hanel, D. Sabourin, *Determinants of innovative activity in Canadian manufacturing firms: The role of intellectual property rights*, Statistics Canada Working Paper nr 122, 2000.

¹⁴ A.R. Hashmi, wyd. cyt.

¹⁵ Tamże.

¹⁶ J. Baldwin, P. Hanel, D. Sabourin, wyd. cyt.

¹⁷ R.C. Levin, W.M. Cohen, D.C. Mowery, *R&D appropriability, opportunity, and market structure: New evidence on some Schumpeterian hypotheses*, „AEA Papers and Proceedings” 1985, vol. 75, no. 2, s. 20-24.

¹⁸ V. Smith, E.S. Madsen, wyd. cyt.

dzy aktywnością innowacyjną i koncentracją produkcji oraz znaczenie charakterystyk sektorowych dla formy analizowanego związku.

W niniejszym opracowaniu przedstawiono wyniki badań, których celem było oszacowanie związku między koncentracją produkcji i działalnością innowacyjną w polskim przemyśle przetwórczym. Biorąc pod uwagę potencjalny wpływ różnic w możliwościach technologicznych poszczególnych branż na analizowaną relację działły polskiego przetwórstwa przemysłowego podzielono na sektory wysokiej i niskiej techniki.

Zdaniem wielu ekonomistów działalność innowacyjna, tworząc bariery wejścia na rynek, wzmacnia struktury oligopolistyczne, zwiększając siłę rynkową działających na nim podmiotów gospodarczych¹⁹. Akceptując ten pogląd, autorki uwzględniły w pracy możliwość istnienia dwukierunkowej przyczynowości między koncentracją produkcji i działalnością innowacyjną.

2. Zawartość merytoryczna zmiennych i etapy badania empirycznego

Ze względu na przyjęty cel badania przedmiotem analizy były branże polskiego przetwórstwa przemysłowego, które zostały podzielone na dwa sektory: niskiej (sektor N) i wysokiej techniki (sektor W)²⁰. W badaniu wykorzystano dane roczne dla lat 1997-2007, publikowane przez GUS. Zakres czasowy analizy został podyktowany dostępnością danych statystycznych.

W literaturze przedmiotu przyjmuje się dwa rodzaje kategorii charakteryzujących działalność innowacyjną: miary nakładów i miary efektów. Pierwsza grupa uwzględnia najczęściej wydatki na B + R oraz liczbę pracowników zaangażowanych w działalność badawczo-rozwojową, druga zaś odnosi się do liczby uzyskanych patentów oraz skali i zakresu wprowadzania nowych produktów, procesów i innych innowacji²¹. Jednocześnie, zdaniem Z.J. Acsa i D.B. Audretscha, zastosowanie pojedynczych miar w zakresie nakładów bądź wyników nie oddaje w pełni poziomu realizowanej działalności innowacyjnej²². Akceptując ten pogląd, autorki niniejsze-

¹⁹ R.C. Levin, *Technical change, barriers to entry, and market structure*, „Economica”, New Series, 1978, 1978, vol. 45, no. 180, s. 348; K.D. George, *The changing structure of competitive industry*, „The Economic Journal”, Special Issue: *In Honor of E.A.G. Robinson*, 1972, vol. 82, no. 325, s. 359.

²⁰ Klasyfikacji dokonano za: „Rocznik Statystyczny Przemysłu”, GUS, Warszawa 2002, s. 350.

W badaniu pominięto branżę zagospodarowania odpadów ze względu na brak danych statystycznych.

²¹ A. Hughes, 2000, *Innovation and business performance: Small entrepreneurial firms in the UK and the EU*, <http://www.hm-treasury.gov.uk/media/F76/F3/257.pdf>, s. 65 (pobrano 8.03.2009); Z.J. Acs, D.B. Audretsch, *Innovation and size at the firm level*, „Southern Economic Journal” 1991, vol. 57, no. 3, s. 740.

²² Z.J. Acs, D.B. Audretsch, *Innovation, market structure, and firm size*, [w:] M. Casson (ed.), *Entrepreneurship*, Edward Elgar Publishing, Aldershot-Brookfield 1990, s. 305-312.

go badania zastosowały syntetyczną miarę aktywności innowacyjnej – wskaźnik WSDI²³, obliczony na podstawie wartości następujących kategorii:

- relacji nakładów na działalność innowacyjną do nakładów inwestycyjnych na środki trwałe brutto (DI);
- relacji osób zatrudnionych na stanowiskach nierobotniczych do przeciętnego zatrudnienia (KL);
- relacji przychodów ze sprzedaży produktów nowych i zmodernizowanych do przychodów ze sprzedaży ogółem (PN).

Kalkulacji wartości wskaźnika syntetycznego, którego wzrost interpretować należy jako nasilenie działalności innowacyjnej w danej branży, dokonano za pomocą wzoru na pole wielokąta, składającego się z trzech trójkątów:

$$WSDI = \frac{DI \times KL \times \sin 120^{\circ}}{2} + \frac{KL \times PN \times \sin 120^{\circ}}{2} + \frac{PN \times DI \times \sin 120^{\circ}}{2}.$$

Do najbardziej rozpowszechnionych miar struktury rynku należą współczynnik koncentracji produkcji (CR), wskaźnik Herfindahla-Hirschmana (HHI) oraz współczynnik Giniego (G). Ze względu na dostępność danych statystycznych stopień koncentracji produkcji w danej branży wyrażono za pomocą ostatniej z wymienionych miar²⁴.

Analizę związku między koncentracją produkcji i działalnością innowacyjną przeprowadzono w trzech etapach. Pierwszy etap badania polegał na przeprowadzeniu testów stacjonarności²⁵ i kointegracji²⁶ analizowanych zmiennych. Na drugim etapie badawczym, w celu określenia kierunku związku przyczynowo-skutkowego między badanymi kategoriami, zastosowano test homogenicznej przyczynowości Grangera²⁷. Przyjęto, że dwukierunkowy związek przyczynowy implikuje symul-

²³ Szczegółowe omówienie wskaźnika WSDI znajdzie czytelnik w: A. Kozłowska, A. Szczepkowska-Flis, *Działalność innowacyjna i zmiany technologii w polskim przemyśle przetwórczym*, [w:] D. Kopycińska (red.), *Konkurencyjność podmiotów rynkowych*, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2008, s. 17-27.

²⁴ Współczynnik koncentracji produkcji obliczono za pomocą wzoru interpolacyjnego, skonstruowanego na podstawie krzywej Lorenza. „Rocznik Statystyczny Przemysłu”, GUS, Warszawa 2007, s. 40.

²⁵ W badaniu zastosowano testy pierwiastka jednostkowego: Levina, Lina i Chu, ADF, PP. B.H. Baltagi, *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley & Sons, Chichester 2001, s. 240-242, 244-245.

²⁶ Analizę kointegracji zmiennych przeprowadzono na podstawie testów PP i ADF. Tamże, s. 252-253, 254-255.

²⁷ J.M. Wooldridge, *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, South-West Thomson Learning 2002, s. 598-599; R. Davidson, J.G. MacKinnon, *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, Oxford 1999, s. 588-589; G.S. Maddala, *Introduction to Econometrics*, Macmillan, New York 1992, s. 393-394; J. Geweke, *Inference and causality in economic time series model*, [w:] Z. Griliches, M.D. Intriligator (ed.), *Handbook of Econometrics*, vol. 2, North-Holland, Amsterdam 1984, s. 1102-1108, 1122-1127. **Wśród ekonometryków dominuje pogląd, że dane panelowe poprawiają efektywność testu Grangera.** B. Venet, C. Hurlin, *Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients*, EURISCO Working Paper nr 2001-09, s. 4.

taniczność zmian obu kategorii zachodzących pod wpływem czynników trzecich, nie uwzględnionych w teście. Związek o charakterze jednokierunkowym świadczy natomiast o ścisłej komplementarności bądź substytucyjności badanych zjawisk²⁸. Test przyczynowości Grangera przeprowadzono dla wyróżnionych w badaniu zbiorowości branż (sektor W, sektor N).

Trzeci etap badawczy sprowadzał się do estymacji równań regresji panelowej²⁹, w których zmienną zależną stanowił syntetyczny wskaźnik aktywności innowacyjnej (*WSDI*), jako zmienną niezależną zaś przyjęto współczynnik koncentracji (*G*). W celu określenia formy związku między *WSDI* i *G* testowaniu poddano model liniowy i modele wielomianowe. Podstawą wyboru ostatecznych wersji równań regresji były mierniki jakości dopasowania funkcji teoretycznej do wartości empirycznych: R^2 , \hat{R}^2 , statystyka *DW*, test zbędności efektów stałych oraz test normalności rozkładu składnika resztowego.

Wyniki uzyskane w poszczególnych etapach badawczych oraz ich interpretację zamieszczono w kolejnej części opracowania, przy czym skoncentrowano się wyłącznie na ostatecznych wersjach modeli przyjętych do analizy³⁰.

3. Wyniki analiz empirycznych

Badania przeprowadzone w pierwszym etapie wykazały brak stacjonarności zmiennych *WSDI* i *G*, jednakże ich kointegracja stopnia pierwszego³¹ upoważnia do estymacji modeli regresji z wykorzystaniem szeregów niestacjonarnych. Test przyczynowości Grangera świadczył o jednokierunkowym związku przyczynowo-skutkowym między *WSDI* i *G* (o ścisłej przyczynowości). W obu analizowanych sektorach zmienna *G* była przyczyną w sensie Grangera zmiennej *WSDI* z wyprze-

²⁸ K.M. Kasibhatla, D.B. Steward, M. Khojasteh, *The role of FDI in high medium, low medium and low income countries during 1970-2005: Empirical tests and evidence*, „Journal of Business and Economic Studies” 2008, vol. 14, no. 2, s. 60-72.

²⁹ W badaniu estymowano modele regresji panelowej uwzględniające efekty stałe, z zastosowaniem wag dla poszczególnych branż. Heteroskedastyczność reszt otrzymanych modeli, częsta w przypadku regresji panelowych, skłoniła autorki do zastosowania w estymacji równań regresji metody estymowanej uogólnionej metody najmniejszych kwadratów UMNK (ang. *Feasible Generalized Least Squares – FGLS*) w celu oszacowania spójnych i nieobciążonych estymatorów współczynników regresji oraz metody White’a w celu estymacji ich odpornych błędów standardowych. Estymator White’a jest ponadto odporny na równoczesną korelację reszt w poszczególnych branżach oraz ich różną wariancję. J.M. Wooldridge, *Introductory Econometrics...*, s. 249-253, 262-269, 399-400; tenże, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge 2001, s. 57, 157-162, 178-179, 271-272, 578-580; C. Hsiao, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, New York 2003, s. 55-57; B.H. Baltagi, wyd. cyt., s. 14, 68, 89; P. Kennedy, *A Guide to Econometrics*, MIT Press, Cambridge 1998, s. 121; W.H. Greene, *Econometric Analysis*, Prentice, Upper Saddle River 2003, s. 314-316.

³⁰ Pełną dokumentację badania autorki udostępnią na życzenie czytelnika.

³¹ Kointegracja *WSDI* i *G* oznacza istnienie długookresowej relacji równowagi między nimi. A.H. Studenmund, *Using Econometrics. A Practical Guide*, Pearson, London 2006, s. 439.

dzeniem do 2 okresów, natomiast zmienna *WSDI* nie stanowiła przyczyny w sensie Grangera zmiennej *G*.

Analizy ekonometryczne przeprowadzone w trzecim etapie badawczym wykazały, że model najbardziej adekwatny do opisu związku między aktywnością innowacyjną i stopniem koncentracji produkcji miał w przypadku sektora niskiej techniki postać liniową. W branżach zaliczanych do sektora wysokiej techniki analizowany związek najlepiej opisywał model wielomianowy. Oszacowane parametry obu równań regresji przedstawiono odpowiednio w tab. 1 i 2.

Tabela 1. Model regresji panelowej dla sektora N

Zmienna zależna: <i>WSDI</i> ; metoda: panelowa estymowana UMNK; liczba obserwacji: 126 (panel zbilansowany)				
Zmienne niezależne	β	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p</i>
Ogólna stała regresji	0,129628	0,008556	15,15124	0
G_{t-2}	-0,06661	0,012997	-5,12489	0
Miary dopasowania funkcji regresji: $R^2 = 0,75$; $\hat{R}^2 = 0,72$; $F = 24,0$; $p = 0,0$; $DW = 1,97$ ($d_1 = 1,69318$; $d_u = 1,72515$); test zbędności efektów stałych: $F(13, 111) = 25,6$; $p = 0,0$				

Źródło: opracowanie własne.

Biorąc pod uwagę wyniki testu przyczynowości Grangera oraz negatywne nachylenie liniowej funkcji regresji, opisującej relację między *WSDI* oraz *G* w zbiorowości branż zaliczonych do sektora niskiej techniki, obie zmienne można uznać za ściśle substytucyjne, co oznacza, że wzrost stopnia koncentracji produkcji był przyczyną obserwowanej po dwóch latach niższej aktywności innowacyjnej podmiotów działających w tym sektorze. Otrzymana relacja jest sprzeczna z hipotezą schumpeterowską. Zakres przeprowadzonego badania uniemożliwia bezpośrednie wskazanie przyczyn zaobserwowanej relacji. Można, co prawda, zaakceptować argument, że większa koncentracja, zapewniając podmiotom fundusze na realizację $B + R$, zwiększa prawdopodobieństwo podejmowania aktywności innowacyjnej, jednakże nie stanowi ona gwarancji, że zawłaszczone renty monopolistyczne przeznaczone zostaną na finansowanie tego właśnie obszaru działalności gospodarczej. Ponadto, zdaniem wielu ekonomistów, towarzysząca sile rynkowej ochrona przed presją konkurencji wywołuje inercję i zniechęca do innowacji³², a oligopolistyczna struktura rynku zapewnia stabilność i obniża niepewność związaną z rywalizacją między podmiotami rynkowymi. Otrzymana relacja może również sygnalizować, że w sektorze niskiej techniki większe znaczenie dla postępu technologicznego mają procesy dyfuzji innowacji niż ich wprowadzania, tym bardziej że większość prac

³² R.C. Levin, W.M. Cohen, D.C. Mowery, wyd. cyt., s. 20-24.

badawczo-rozwojowych prowadzonych na potrzeby przemysłu realizowana jest w branżach zaliczanych do sektora wysokich technologii³³.

Wysoka naukochłonność produkcji, krótki cykl życia wyrobów i procesów, szybka dyfuzja wiedzy, rosnące zapotrzebowanie na wysoko wykwalifikowany personel, duże nakłady kapitałowe na działalność innowacyjną charakteryzujące sektor W mogą uzasadniać zaobserwowaną w tych branżach, bardziej złożoną relację między aktywnością innowacyjną i koncentracją produkcji (tab. 2).

Tabela 2. Model regresji panelowej dla sektora W

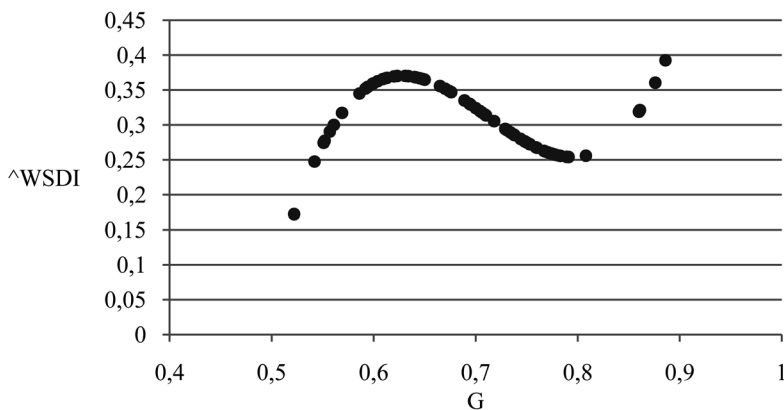
Zmienna zależna: <i>WSDI</i> ; metoda: panelowa estymowana UMNK; liczba obserwacji: 63 (panel zbilansowany)				
Zmienne niezależne	β	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i>	<i>p</i>
Ogólna stała regresji	-16,77935	6,486665	-2,586746	0,0125
$G_{t,2}$	74,13867	27,68515	2,677922	0,0098
$G_{t,2}^2$	-105,6489	39,26067	-2,69096	0,0095
$G_{t,2}^3$	49,48764	18,53412	2,670083	0,01
Miary dopasowania funkcji regresji: $R^2 = 0,55$; $\hat{R}^2 = 0,47$; $F = 7,2$; $p = 0,0$; $DW = 1,85$ ($d_l = 1,49433$; $d_u = 1,69321$); test zbędności efektów stałych: $F(6, 53) = 5,2$; $p = 0,0$				

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie estymowanych współczynników regresji panelowej dla sektora W oraz empirycznych wartości współczynnika koncentracji *G* wyznaczono teoretyczne wartości wskaźnika \hat{WSDI} , a graficzną ilustracją relacji między nimi jest funkcja trzeciego stopnia (rys. 1).

Przebieg estymowanej funkcji wskazuje, że dodatni bądź ujemny wpływ koncentracji produkcji na aktywność innowacyjną w branżach sektora W był określony przedziałem wartości współczynnika *G* w badanych jednostkach. Dla relatywnie niskich i relatywnie wysokich wartości *G* związek ten był dodatni, pozytywnie weryfikując hipotezę schumpeterowską, natomiast w przypadku wartości pośrednich badana relacja była ujemna. Oznacza to zatem, że dla pewnych poziomów współczynnika koncentracji prawdopodobna jest również relacja opisana wklęsłą parabolą. Otrzymana funkcja ilustrująca związek między działalnością innowacyjną i koncentracją produkcji może więc stanowić płaszczyznę łączącą sprzeczne na pozór wyniki dotychczasowych analiz.

³³ *Nauka i technika w 2002 roku*, GUS, Warszawa 2004, s. 154.

Rys. 1. Relacja między \hat{WSDI} i G

Źródło: opracowanie własne.

Wydaje się, że, biorąc pod uwagę porównywalne w analizowanych sektorach średnie wartości współczynnika koncentracji, czynnikiem determinującym charakter badanej relacji jest różny poziom stosowanej technologii. Jednakże wyjaśnienie przyczyn zróżnicowanego charakteru oddziaływania zmian współczynnika koncentracji na poziom prowadzonej działalności innowacyjnej wymaga, zdaniem autorek, uwzględnienia w modelu dodatkowych zmiennych (strukturalnych, technologicznych).

4. Podsumowanie

Celem zaprezentowanego badania była weryfikacja hipotezy schumpeterowskiej na przykładzie branż polskiego przemysłu przetwórczego, podzielonych na sektory wysokiej i niskiej techniki. Realizację zadania badawczego przeprowadzono na podstawie estymacji równań regresji panelowej opisujących związek między syntetycznym wskaźnikiem aktywności innowacyjnej $WSDI$ i współczynnikiem koncentracji produkcji G . Przeprowadzone analizy ekonometryczne wykazały, że:

- w obu analizowanych sektorach zmienna G była przyczyną w sensie Grangera zmiennej $WSDI$ z wyprzedzeniem do 2 okresów;
- w sektorze niskiej techniki związek między aktywnością innowacyjną i koncentracją produkcji opisywała funkcja liniowa o nachyleniu negatywnym;
- w sektorze wysokiej techniki związek między $WSDI$ oraz G miał postać wielomianu trzeciego stopnia, co może stanowić płaszczyznę łączącą sprzeczne na pozór wyniki dotychczasowych analiz.

Przeprowadzone badanie należy traktować jako punkt wyjścia do poszukiwania czynników warunkujących charakter relacji między aktywnością innowacyjną i siłą rynkową, których rozpoznanie jest istotne z punktu widzenia prowadzonej polityki proinnowacyjnej oraz antymonopolowej.

Literatura

- „Rocznik Statystyczny Przemysłu”, GUS, Warszawa 2002.
- „Rocznik Statystyczny Przemysłu”, GUS, Warszawa 2007.
- Acs Z.J., Audretsch D.B., *Innovation and size at the firm level*, „Southern Economic Journal” 1991, vol. 57, no. 3, s. 739-744.
- Acs Z.J., Audretsch D.B., *Innovation, market structure, and firm size*, [w:] M. Casson (ed.), *Entrepreneurship*, Edward Elgar Publishing, Aldershot–Brookfield 1987, s. 305-312.
- Acs Z.J., Audretsch D.B., *Testing the Schumpeterian hypothesis*, „Eastern Economic Journal” 1988, vol. XIV, no. 2, s. 129-140.
- Adams W., Dirlam J.B., *Big steel, invention, and innovation: Reply*, „Quarterly Journal of Economics” 1967, vol. 81, no. 3, s. 475-482.
- Aghion P., Tirole J., *The management of innovation*, „The Quarterly Journal of Economics” 1994, vol. 109, no. 4, s. 1185-1209.
- Amato L.H., Amato C.H., *Productivity, innovation and antitrust policy*, „Academy of Marketing Studies Journal” 2004, vol. 8, no. 2, s. 45-56.
- Baldwin J., Hanel P., Sabourin D., *Determinants of innovative activity in Canadian manufacturing firms: The role of intellectual property rights*, Statistics Canada Working Paper nr 122, 2000.
- Baltagi B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley & Sons, Chichester 2001.
- Benavente J.M., *The role of research and innovation in promoting productivity in Chile*, „Economics of Innovation and New Technology” 2006, vol. 15, no. 4/5, s. 301-315.
- Broadberry S., Crafts N., *Competition and innovation in 1950s Britain*, „Business History” 2001, vol. 43, no. 1, s. 97-118.
- Davidson R., MacKinnon J.G., *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, Oxford 1999.
- Fisher F.M., Temin P., *Returns to scale in research and development: What does the Schumpeterian hypothesis imply ?*, „The Journal of Political Economy” 1973, vol. 81, no. 1, s. 56-70.
- George K.D., *The changing structure of competitive industry*, „The Economic Journal”, Special Issue: *In Honor of E.A.G. Robinson*, 1972, vol. 82, no. 325, s. 353-368.
- Geweke J., *Inference and causality in economic time series model*, [w:] Z. Griliches, M.D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. 2, North-Holland, Amsterdam 1984.
- Greene W.H., *Econometric Analysis*, Prentice, Upper Saddle River 2003.
- Hashmi A.R., *Competition and innovation: The inverted-U relationship revisited*, University of Toronto Working Paper, 2005.
- Hospers G.-J., *Joseph Schumpeter and his legacy in innovation studies*, „Knowledge, Technology and Policy” 2005, vol. 18, no. 3, s. 20-37.
- Hsiao C., *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, New York 2003.
- Hughes A., 2000, *Innovation and business performance: Small entrepreneurial firms in the UK and the EU*, <http://www.hm-treasury.gov.uk/media/F76/F3/257.pdf>.

- Kasibhatla K.M., Steward D.B., Khojasteh M., *The role of FDI in high medium, low medium and low income countries during 1970-2005: Empirical tests and evidence*, „Journal of Business and Economic Studies” 2008, vol. 14, no. 2, s. 60-72.
- Kennedy P., *A Guide to Econometrics*, MIT Press, Cambridge 1998.
- Kohn M., Scott J.T., *Scale economies in research and development: The Schumpeterian hypothesis*, „The Journal of Industrial Economics” 1982, vol. XXX, no. 3, s. 239-249.
- Kozłowska A., Szczepkowska-Flis A., *Działalność innowacyjna i zmiany technologii w polskim przemyśle przetwórczym*, [w:] D. Kopycińska (red.), *Konkurencyjność podmiotów rynkowych*, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2008, s. 17-27.
- Lee M.-H., Hwang I.J., *Determinants of corporate R&D investment: An empirical study comparing Korea's IT industry with its non-IT industry*, „ETRI Journal” 2003, vol. 25, no. 4, s. 258-265.
- Levin R. C., *Technical change, barriers to entry, and market structure*, „Econometrica”, New Series, 1978, vol. 45, no. 180, s. 347-361.
- Levin R.C., Cohen W.M., Mowery D.C., *R&D appropriability, opportunity, and market structure: New evidence on some Schumpeterian hypotheses*, „AEA Papers and Proceedings” 1985, vol. 75, no. 2, s. 20-24.
- Loeb P.D., *Further evidence of the determinants of industrial research and development using single and simultaneous equation models*, „Empirical Economics” 1983, vol. 8, s. 203-214.
- Maddala G.S., *Introduction to Econometrics*, Macmillan, New York 1992.
- Mukhopadhyay A.K., *Returns to scale in B&D and the Schumpeterian hypothesis: A comment*, „The Journal of Industrial Economics” 1985, vol. XXXIII, no. 3, s. 359-361.
- Nauka i technika w 2002 roku*, GUS, Warszawa 2004.
- Nelson R.A., *Productivity growth, scale economies and the Schumpeterian hypothesis*, „Southern Economic Journal” 1990, vol. 57, no. 2, s. 521-527.
- Pires-Alves C., Rocha F., *Testing the Schumpeterian Hypotheses for the Brazilian Manufacturing Industry*, Brazilian Association of Graduate Programs in Economics, Working Paper nr 200807091629490, 2008.
- Rodriguez C.A., *A comment on Fisher and Temin on the Schumpeterian hypothesis*, „Journal of Political Economy” 1979, vol. 87, no. 21, s. 383-385.
- Schumpeter J. A., *Business Cycles. A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, McGraw-Hill, New York–London 1939.
- Schumpeter J.A., *Kapitalizm, socjalizm, demokracja*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1995.
- Smith V., Madsen E.S., *Do R&D investments affect export performance?*, CIE Discussion Paper nr 2002-09, <http://www.econ.ku.dk/CIE/Discussion%20Papers/2002/Abstracts/2002-09.htm>.
- Studenmund A.H., *Using Econometrics. A Practical Guide*, Pearson, London 2006.
- Sung T.-K., Carlsson B., *Network effects, technological opportunity, and innovation: Evidence from the Korean manufacturing firms*, „Asian Journal of Technology Innovation” 2007, vol. 15, no. 1, s. 91-108.
- Symeonidis G., *Innovation, firm size and market structure: Schumpeterian hypotheses and some new themes*, OECD Economic Department Working Paper nr 161, OECD Publishing, 1996.
- Tsai K.-H., Wang J.-C., *The R&D performance in Taiwan's electronic industry: A longitudinal examination*, „R&D Management” 2004, vol. 34, no. 2, s. 179-189.
- Venet B., Hurlin C., *Granger causality tests in panel data Models with fixed coefficients*, EURISCO Working Paper no. 2001-09.
- Wooldridge J.M., *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, South-West Thomson Learning 2002.
- Wooldridge J.M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge 2001.

EMPIRICAL TESTING OF SCHUMPETERIAN HYPOTHESIS IN POLISH MANUFACTURING

Summary

The purpose of our study was verification of Schumpeterian hypothesis in Polish manufacturing between 1997 and 2007. Branches of manufacturing were divided into two sectors: of high and low technology, for which Granger tests were conducted and regression equations were estimated. In the estimated regression equations the dependent variable was synthetic innovation indicator WSDI, and the independent variable was concentration coefficient G. Econometric analyses revealed that:

- Variable WSDI was Granger caused by variable G with two year lag in both sectors;
- In low technology sector the relationship between WSDI and G was described by negative linear function;
- In high technology sector the relationship between WSDI and G was a third degree polynomial.

The research should be treated as the point of departure for further research which should include structural and technological characteristics of the analyzed units.