



Agnieszka Szczepkowska-Flis

Katedra Ekonomii, Uniwersytet Kazimierza Wielkiego w Bydgoszczy, Polska,

 <https://orcid.org/0000-0003-3946-426X>  agnieszka.szczepkowska-flis@ukw.edu.pl

Anna Kozłowska

Katedra Mikroekonomii, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska,

 <https://orcid.org/0000-0002-2527-3641>  anna.kozłowska@ue.poznan.pl

Jakościowe wskaźniki ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego w Polsce – efekt inercji i efekt przewidywań

Qualitative indicators of the general economic situation of enterprises in manufacturing industry in Poland – the inertia effect and the prediction effect

Streszczenie

Przedmiotem rozważań jest wzorec zachowań firm, będący wypadkową dwóch efektów: efektu inercji (działań opartych na rutynach) i efektu przewidywań (działań opartych na oczekiwaniach). Celem analizy były identyfikacja i porównanie odwzorowanego za pomocą jakościowych wskaźników koniunktury wzorca zachowań przedsiębiorstw w okresach zwykłej zmienności i nadzwyczajnej niestabilności otoczenia biznesu. Badanie ekonometryczne przeprowadzono dla trzech grup przedsiębiorstw: małych, średnich i dużych w okresach: zwykłej zmienności (I 2000 r. – II 2020 r.) i nadzwyczajnej niestabilności (III 2020 r. – VI 2023 r.). W badaniu wykorzystano wskaźniki (diagnozy i prognozy) ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw. Podstawą wnioskowania była analiza mnożnikowa oparta na modelach ARDL. Rezultaty wskazują, że długookresowy wzorec zachowań odzwierciedlający siłę łącznego oddziaływania efektów inercji i przewidywań na oceny bieżącej ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw istniał jedynie w grupach firm małych i średnich w okresie zwykłej zmienności. W firmach dużych nie zidentyfikowano wzorca zachowań w żadnym z wyodrębnionych okresów.

Słowa kluczowe: wzorec zachowań przedsiębiorstw, efekt inercji, efekt przewidywań, jakościowe wskaźniki koniunktury, przemysł przetwórczy.

JEL: L60, D01, D22

Abstract

The subject of our article is the pattern of companies' behavior, being the result of two effects: the inertia effect (actions based on routines) and the prediction effect (actions based on expectations). The aim of the analysis was to identify and compare the behavior pattern of enterprises in periods of normal volatility and extraordinary instability of the business environment, visible in qualitative economic indicators. The econometric study was conducted for three groups of enterprises: small, medium-sized, and large in a period of normal volatility (01.2000 – 02.2020) and in a period of extraordinary instability (03.2020 – 06.2023). In the study we used indicators (diagnoses and forecasts) of the general economic situation of enterprises (GES). The basis for the conclusions was a multiplier analysis based on ARDL models. The results indicate that a long-run pattern of behavior reflecting the inertia and predictions effects on the assessment of GES existed only in groups of small and medium-sized enterprises during the period of normal volatility. In large companies, no pattern of behavior was identified in any of the analyzed periods.

Keywords: behavior pattern of enterprises, inertia effect, prediction effect, qualitative indicators, manufacturing industry.

JEL: L60, D01, D22



Licencje Creative Commons 4.0

1. Wstęp

Problematyka artykułu wpisuje się w nurt badań nad jakościowymi wskaźnikami koniunktury, przy czym, w odróżnieniu od typowych dla tego obszaru prac mających na celu ocenę ich właściwości diagnostyczno-prognostycznych, przedmiotem dociekań autorek jest odwzorowany za pomocą wskaźników jakościowych wzorzec zachowań podmiotów gospodarczych.

Jakościowe wskaźniki koniunktury są liczbowym, syntetycznym nośnikiem niemierzalnych informacji o nastrojach, przekonaniach i oczekiwaniach podmiotów na temat kształtowania się ich obecnej i przyszłej sytuacji gospodarczej. Podstawą konstruowania jakościowych wskaźników koniunktury są wyniki badań metodą testu, który jest ankietą sondażową przeprowadzaną wśród uczestników życia gospodarczego. Udzielając odpowiedzi na pytania zawarte w teście koniunktury, respondenci wyrażają opinie na temat kierunku zmian różnych kategorii ekonomicznych opisujących ich aktualną sytuację gospodarczą (diagnoza) oraz oczekiwania co do jej zmian w niedalekiej przyszłości, najczęściej w ciągu najbliższych trzech miesięcy (prognoza) (Bieć, 1996, s. 25). Choć opinie te mają mniej lub bardziej racjonalne podstawy (Kokocińska, Jankiewicz, 2010, s. 7), to – zgodnie z poglądami J.M. Keynesa i innych przedstawicieli tzw. nurtu psychologicznego w ujmowaniu zjawisk cyklicznych – czynniki natury subiektywnej (fale optymizmu i pesymizmu) mogą okazać się znacznie silniejsze od czynników obiektywnych i odgrywać decydującą rolę w kształtowaniu decyzji przedsiębiorców i konsumentów (Estey, 1959, s. 208–222; Przybylska-Kapuścińska, 1990, s. 39), powodując krótkookresowe zmiany aktywności gospodarczej (Gawęł, 1997, s. 115). W tym kontekście subiektywizm informacji gromadzonych w teście koniunktury jest powszechnie uznawany za jedną z zalet wskaźników jakościowych (Hubner i in., 1994, s. 402–403). Z drugiej strony cecha ta budzi wątpliwości co do jakości opinii formułowanych przez badane podmioty, a tym samym co do przydatności wskaźników jakościowych do opisu i prognozowania zmian zachodzących w gospodarce.

Związek między zmiennością zjawisk gospodarczych odzwierciedlonych statystyką ilościową i zmiennością wskaźników jakościowych, a także zbieżność prognoz i ocen bieżącej sytuacji podmiotów formułowanych w teście koniunktury zostały potwierdzone empirycznie. Rezultaty prac dotyczące gospodarek, w których badania testem koniunktury mają dłużejtradycyjną tradycję, wykazały, że dane pochodzące z badań testem dobrze odzwierciedlają rzeczywisty przebieg procesów gospodarczych (Kalinowski, 2015; Garnitz, Leibfritz, 2016; Kaufmann, Scheufele, 2017; Tomić, Šimurina, Jovanov, 2020), w tym wahań cyklicznych (Klein, Moore, 1981; Lehmann, 2023), oraz pozwalają na formułowanie krótkookresowych prognoz (Lehmann, 2023), których jakość jest niekiedy lepsza niż tych formułowanych w oparciu na modelach naiwnych czy ilościowych szeregach czasowych (Tomczyk, 2002). Jednocześnie autorzy wskazują, że zdolność wskaźników jakościowych do opisu i predykcji dynamiki gospodarczej zależy od zawartości merytorycznej wskaźnika (Gayer, 2005), badanego sektora czy gospodarki (Silgoner, 2007), a także stosowanej metody analizy (Haluška, 2006; Sorić, Škrabić, Matošec, 2022).

Podobnych wniosków dostarczają wyniki badań prowadzonych dla gospodarki polskiej (Matkowski, Nilsson, 1997; Mocek, 2002; Guzik, 2009; Guzik, Bosacki, 2009).

Wraz z postępującym procesem transformacji (z wydłużaniem się czasu zmian systemowych) i dostosowywaniem się podmiotów do reguł gospodarki rynkowej, racjonalizacją ich oczekiwań zaobserwowano poprawę właściwości diagnostycznych i prognostycznych wskaźników jakościowych (Adamowicz i in., 2002; Zatoń, 2015). Niektórzy autorzy wskazują, że zmienność warunków działania i kumulacja zdarzeń losowych w bliższym i dalszym otoczeniu podmiotów gospodarczych powodują, że respondenci nie mogą w pełni poprawnie ocenić ani bieżącej, ani też przyszłej sytuacji gospodarczej (Dudek, 2001; Adamowicz, Walczyk, 2017; Włodarczyk i in., 2021), co zniekształca opis badanego zjawiska (Gruszczyński, Kotłowski, 2008). Wniosek ten potwierdzają rezultaty badania przeprowadzonego przez E. Adamowicz i K. Walczyka (2017) dla gospodarki polskiej w latach 2013–2017. Autorzy na podstawie analizy danych jakościowych pochodzących z badań Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH metodą testu odnotowali zmianę utrwalonych prawidłowości w zakresie cyklicznego rytmu wahań koniunktury, ustawiając te wahania w trendzie bocznym. Interpretując uzyskany rezultat, autorzy stwierdzili, że chociaż ryzyko i niepewność są wpisane w prowadzenie działalności gospodarczej, to ich spektakularny wzrost przekłada się na nastroje uczestników rynku i wyniki przez nich osiągnięte, powodując zaburzenia w obserwowanym dotąd – na poziomie makroekonomicznym – wzorcu zachowań.

W świetle wydarzeń ostatnich lat (pandemia COVID-19, wojna w Ukrainie) powyższe wnioski nabierają szczególnego znaczenia, motywując do sformułowania dwóch pytań badawczych:

1. czy w warunkach niespotykanej dotąd niestabilności i niepewności otoczenia biznesu zmienił się, odwzorowany jakościowymi wskaźnikami koniunktury, wzorzec zachowań podmiotów gospodarczych;
2. jeśli tak, to jakie cechy odróżniają wzorce typowe dla okresów zwykłej zmienności i nadzwyczajnej niestabilności otoczenia biznesu.

Podstawą rozwiązania problemu ujętego w formie pytań badawczych były zaprezentowane w niniejszym artykule rezultaty badania empirycznego przeprowadzonego z wykorzystaniem danych pochodzących z testu koniunktury GUS dla przemysłu przetwórczego w Polsce. Analizie poddano wskaźniki (diagnozy i prognozy) dla trzech grup podmiotów (przedsiębiorstw małych, średnich i dużych), wyrażające opinie przedsiębiorców na temat bieżącej i przyszłej ogólnej sytuacji gospodarczej ich przedsiębiorstw. Głównym celem podjętych badań były identyfikacja i porównanie wzorca zachowań opisującego zmiany wskaźnika diagnozy jako funkcji formułowanych w okresach poprzednich ocen bieżącej i przyszłej ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw w okresie zwykłej zmienności otoczenia biznesu i w okresie nadzwyczajnej niestabilności otoczenia biznesu.

Odwołując się do behawioralnej i ewolucyjnej teorii przedsiębiorstwa oraz prac mieszczących się w nurcie ekonomii keynesowskiej, koncepcję badania empirycznego oparto na założeniu, że zachowania (decyzje, opinie) przedsiębiorców są wypadkową dwóch odmiennych co do natury mechanizmów: działań opartych na rutynach oraz działań opartych na oczekiwaniach. W zależności od tego, który z wymienionych mechanizmów jest wiodący we wzorcu zachowań podmiotów, obserwowane na poziomie zagregowanym procesy podlegają w większym bądź mniejszym stopniu efektowi inercji, którego istotą jest pewna niezmiennosc ob-

serwowanego procesu mimo zmian otoczenia, w którym proces ten przebiega, bądź efektowi przewidywań, który z kolei jest „odpowiedzią” procesu na te zmiany.

Zgodnie z przyjętym celem badanie empiryczne przeprowadzono dla okresu od stycznia 2000 r. do czerwca 2023 r., wyróżniając dwa podokresy: okres zwykłej zmienności otoczenia biznesu (krócej: okres zwykłej zmienności; od stycznia 2000 r. do lutego 2020 r.) oraz okres nadzwyczajnej niestabilności otoczenia biznesu (krócej: okres nadzwyczajnej niestabilności; od marca 2020 r. do czerwca 2023 r.). Należy podkreślić, że nazwa „okres zwykłej zmienności” nie implikuje, że w tym czasie nie występowały zaburzenia systemu gospodarczego i niestabilność związana z wahaniami poziomu aktywności gospodarczej (kryzys finansowy, kryzys zadłużeniowy). Nie były one jednak tak intensywne i wywołane przyczynami egzogenicznymi o charakterze „czarnych łabędzi” jak te obserwowane w drugim z wyróżnionych podokresów. Jako datę oddzielającą podokresy analizy wybrano marzec 2020 r. – miesiąc, w którym został wprowadzony w Polsce lockdown. Biorąc pod uwagę, że decyzja o wyborze daty granicznej miała charakter arbitralny, jej zasadność została przetestowana z wykorzystaniem narzędzi statystycznych. Podstawą formułowania wniosków była analiza mnożnikowa oparta na modelach ARDL, w których autoregresyjna część modelu (AR) odzwierciedla efekt inercji, zaś część modelu z rozłożonymi opóźnieniami (DL) opisuje efekt przewidywań.

Zaproponowane podejście badawcze oparte na implementacji idei rutyn i koncepcji oczekiwań na grunt badań nad jakościowymi wskaźnikami koniunktury, zgodnie z wiedzą autorek, nie było stosowane w pracach innych ekonomistów. Mimo iż istotą zrealizowanego przez autorki badania nie była ocena stopnia zbieżności wskaźników jakościowych ze statystykami ilościowymi ani też badanie morfologii cykli koniunkturalnych w oparciu na wskaźnikach jakościowych, to wnioski z przeprowadzonych badań wpisują się w dyskusję na temat przydatności jakościowych wskaźników koniunktury w analizach procesów gospodarczych.

W kolejnej części artykułu zaprezentowano teoretyczne ujęcie efektu inercji i efektu przewidywań. Trzecia część artykułu zawiera natomiast informacje na temat danych wykorzystanych w analizie empirycznej oraz metody badawczej. W części czwartej przedstawiono rezultaty badania ekonometrycznego. W ostatniej części artykułu zamieszczono dyskusję nad wynikami badania oraz wnioski ogólne z przeprowadzonych analiz.

2. Efekt inercji i efekt przewidywań – ujęcie teoretyczne

W ujęciu teoretycznym można przyjąć, że zachowania (decyzje, opinie) przedsiębiorców są kształtowane przez dwa odmienne co do natury mechanizmy: działania oparte na rutynach oraz działania oparte na oczekiwaniach. Na gruncie behawioralnej i ewolucyjnej teorii przedsiębiorstwa rutyny są definiowane jako regularne, powtarzalne zachowania (Stańczyk-Hugiet, 2014, s. 77), będące rezultatem doświadczeń i wiedzy zgromadzonej w przeszłości (repozytorium pamięci firmy) (Hözl, 2005, s. 9; Gavetti, i in, 2012, s. 5), które w warunkach ograniczonej racjonalności i niepewności otoczenia redukują tę niepewność (Stańczyk-Hugiet, 2014, s. 78), zapewniając

organizacji stabilizację, przewidywalność i trwanie (Bromiley, Rau, 2022, s. 23). Gdy niepewność jest znaczna, a informacja wymagana do podjęcia w pełni racjonalnych decyzji niedostępna bądź trudna do uzyskania, przedsiębiorstwa stosują mechanizmy kopiowania, które nie wymagają antycypowania odległej przyszłości (Gavetti i in., 2012, s. 5) – kalkulacje i długookresowe prognozy nie odgrywają żadnej roli, a planowanie i prognozowanie zastępowane jest standardowymi procedurami i automatyzmem działania. Jednostki bazują na rozwiązaniach rzadko naruszających *status quo* (Gavetti i in., 2012, s. 5) i mimo zmienności otoczenia stosują rutynowe podejście nawet do nierutynowych sytuacji (problemów) (Stańczyk-Hugiet, 2014, s. 79). Jednocześnie podkreślić należy, że chociaż cechą rutyn jest stabilność i przewidywalność, nie są one stałe w czasie i w reakcji na dostatecznie silne bodźce podlegają fundamentalnym zmianom (Feldman, 2000, s. 612–613; Bromiley, Rau, 2022, s. 23). Niewielkie zmiany w otoczeniu, mieszczące się w tzw. przedziale obojętności, nie zmieniają rutyn, a tylko je modyfikują. Te same bądź zmodyfikowane rutyny w odmiennym otoczeniu generują, co prawda, różne wyniki na poziomie firm, jednakże obserwowane na poziomie zagregowanym procesy nadal polegają na inercji.

Oczekiwania, podobnie jak rutyny, są wynikiem doświadczeń oraz ram własnej wiedzy podmiotu gospodarczego (Kowalski, 1998, s. 100), a ich wpływ na decyzje firm ujawnia się w reakcji na zakłócenia zewnętrzne (Kowalski, 1998, s. 104–105). Jednostki działają w warunkach niedoskonałej informacji, co implikuje, że formułowane przez nie oczekiwania nie mogą być uznane za w pełni racjonalne (Tomczyk, 2001, s. 98; Bludnik, Wallusch, 2012, s. 34). Jednakże tego rodzaju antycypacja, nawet jeśli jest błędna, pociąga za sobą określoną akcję, działalność gospodarczą, powodując, że prognozy nabierają charakteru samospełniających się przepowiedni (Byrt, Kowalczyk, Rekowski, 1982, s. 413; Bludnik, Wallusch, 2012, s. 34). Pod wpływem bodźców zewnętrznych i osiągniętych wyników przedsiębiorstwa dokonują ciągłej rewizji swoich oczekiwań (Kowalski, 1998, s. 102), dlatego można je określić jako aktywne, wrażliwe na otoczenie elementy wzorca zachowań.

Podjęwając próbę zaadaptowania przedstawionych koncepcji do analizy wzorca zachowań podmiotów odwzorowanego za pomocą jakościowych wskaźników koniunktury, autorki przyjęły, że tworzą go dwa efekty:

1. efekt inercji wyrażający pośrednio działania oparte na rutynach,
2. efekt przewidywań wyrażający pośrednio działania oparte na oczekiwaniach.

Istotą efektu inercji jest pewna niezmiennosc obserwowanego procesu mimo zmian otoczenia, w którym proces ten przebiega. Warunkiem elastycznego dostosowywania się procesu w skali makro do zmian czynników zewnętrznych są idealne zachowania podmiotów w skali mikro (pełna racjonalność działania, precyzyjne prognozowanie, doskonała informacja). Brak tych idealnych zachowań powoduje, że proces przebiega według utartych wzorców, a skutki oddziaływania czynników zewnętrznych są widoczne z pewnym opóźnieniem (Łyko, 1992, s. 47–55). Istotą efektu przewidywań jest odpowiedź procesu na zmiany oczekiwań przedsiębiorców generowane przez zakłócenia w otoczeniu, w którym proces ten przebiega. Efekt przewidywań jest odpowiedzialny za transmisję i utrwalenie zakłóceń oraz stanowi dodatkowe źródło zmienności i niepewności (Carlstrom, Fuerst, 2001; Nicolò, 2020, s. 2), zwłaszcza w przypadku oczekiwań samospełniających się (Bludnik, Wallusch, 2012, s. 32).

3. Dane i metoda badawcza

Dane źródłowe stanowiły publikowane przez GUS miesięczne, nieodsezonowane szeregi czasowe od stycznia 2000 r. do czerwca 2023 r., pochodzące z testu koniunktury w przemyśle przetwórczym. Zakres czasowy analizy zdeterminowany był dostępnością danych statystycznych. W badaniu wykorzystano dwie kategorie wskaźników:

1. wskaźnik bieżącej ogólnej sytuacji gospodarczej – OS_D (wskaźnik diagnozy),
2. wskaźnik przewidywanej ogólnej sytuacji gospodarczej – OS_P (wskaźnik prognozy).

Wskaźniki te są powszechnie uważane za kategorie, które w teście koniunktury odzwierciedlają największe spektrum czynników zewnętrznych (otoczenia) wpływających na kondycję podmiotów gospodarczych (Kokocińska, Jankiewicz, 2010, s. 13). Mimo iż otoczenie to jest wspólne dla wszystkich podmiotów, to ich podatność, „wrażliwość”, reakcja na zmiany i w końcu szybkość dostosowania do zakłóceń zewnętrznych zależą od rozmiarów przedsiębiorstwa (Byrt, Kowalczyk, Rekowski, 1982; Kokocińska, Jankiewicz, 2010). Dlatego analizę przeprowadzono dla trzech wyróżnianych przez GUS klas wielkości przedsiębiorstw mierzonej liczbą pracujących: przedsiębiorstw małych, średnich, dużych.

Modelowaniu poddano wskaźnik diagnozy (OS_D), przyjmując, że jest on funkcją jego wartości w trzech okresach poprzednich oraz równoczesnej i opóźnionych o trzy okresy wartości wskaźnika prognozy (OS_P). Implikuje to wykorzystanie w badaniu modelu ekonometrycznego ARDL (3, 3):

$$OS_D_t = C + \alpha_1 OS_D_{t-1} + \alpha_2 OS_D_{t-2} + \alpha_3 OS_D_{t-3} + \beta_0 OS_P_t + \beta_1 OS_P_{t-1} + \beta_2 OS_P_{t-2} + \beta_3 OS_P_{t-3} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Przyjęto, że część autoregresyjna modelu (część AR) odzwierciedla wpływ efektu inercji na kształtowanie zmiennej zależnej, którego siłę oddziaływania określa suma ocen parametrów regresji przy opóźnionych wartościach tej zmiennej: $\sum \alpha$. Część z rozłożonymi opóźnieniami (część DL) opisuje natomiast wpływ efektu przewidywań, którego oddziaływanie wyraża mnożnik skumulowany obliczony jako $\sum \beta$.

Ponadto zastosowanie modelu ARDL, przy założeniu, że zmiana OS_P utrzymuje się w kolejnych okresach, umożliwia oszacowanie mnożnika długookresowego (md) opisującego wpływ trwałej zmiany OS_P na zmienną OS_D :

$$m_d = \frac{\sum \beta}{1 - \sum \alpha}. \quad (2)$$

W niniejszym badaniu mnożnik długookresowy interpretowany jest jako syntetyczna miara siły łącznego oddziaływania efektu inercji i efektu przewidywań na oceny bieżącej ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw i stanowi ilustrację wzorca zachowań podmiotów w długim okresie.

Jeżeli oszacowane parametry modelu opisanego równaniem (1) spełniają warunki: wartość bezwzględna sumy ocen parametrów $\alpha_1 + \dots + \alpha_p$ jest mniejsza od jedności ($|\sum \alpha| < 1$) oraz mnożnik długookresowy jest istotny statystycznie, to model posiada równowagę długookresową opisaną wzorem:

$$OS_D^* = A + m_d OD_P^*, \quad (3)$$

gdzie:

OS_D^* – długookresowy poziom zmiennej OS_D ;

OS_P^* – długookresowy poziom zmiennej OS_P ;

$A = \frac{c}{1 - \sum \alpha}$ – długookresowy wyraz wolny.

Przyjęto, że istnienie równowagi długookresowej w estymowanym modelu implikuje stabilność wzorca zachowań w badanym okresie.

Badanie ekonometryczne przeprowadzono dla trzech wyróżnionych grup przedsiębiorstw w programie EViews 11. Przed oszacowaniem modeli szeregi czasowe wskaźników poddano procedurze dekompozycji sezonowej metodą X-12-ARIMA. Estymację ocen parametrów równań regresji poprzedzono testami pierwiastka jednostkowego ADF. Rezultaty testu ADF wykazały stacjonarność przyjętych do badania zmiennych (Aneks, Tabela 2). W celu przetestowania, czy w marcu 2020 r. wystąpiła zmiana parametrów opisujących rzeczywisty proces generujący dane, dla każdej z grup przedsiębiorstw oszacowano model regresji opisany równaniem (1) dla całego okresu badawczego (styczeń 2000 r. – czerwiec 2023 r.) oraz przeprowadzono test Chowa dla przyjętej daty granicznej. Rezultaty testu Chowa wykazały, że w przypadku wszystkich grup podmiotów były podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o braku zmiany strukturalnej (Aneks, Tabela 3). Stąd dla każdej grupy podmiotów oszacowano dwa modele ARDL (3, 3), dla okresów:

1. od stycznia 2000 r. do lutego 2020 r. (okres przed pandemią COVID-19 i wojną w Ukrainie) – okres zwykłej zmienności,
2. od marca 2020 r. do czerwca 2023 r. (okres pandemii COVID-19 i wojny w Ukrainie) – okres nadzwyczajnej niestabilności.

Równania regresji oszacowano, wykorzystując metodę najmniejszych kwadratów z błędami standardowymi odpornymi na heteroskedastyczność i autokorelację składnika resztowego (HAC). Założenie o normalności rozkładu reszt regresyjnych testowano za pomocą testu Jarque-Bera. Statystyczną istotność sum współczynników regresji ($\sum \alpha$, $\sum \beta$) i mnożnika długookresowego testowano, wykorzystując test Walda. Statystyczną istotność różnic sum współczynników regresji (efektów inercji i efektów przewidywań) między poszczególnymi grupami podmiotów testowano za pomocą testu t-Studenta.

4. Wyniki analizy ekonometrycznej

Rezultaty analizy mnożnikowej opartej na estymacji ocen parametrów regresji dla wyróżnionych grup podmiotów w okresach zwykłej zmienności i nadzwyczajnej niestabilności otoczenia biznesu zamieszczono w Tabeli 1¹.

Tabela 1.

Wartości efektów inercji i efektu przewidywań oraz mnożnika długookresowego

Nazwa	Okres	Firmy małe	Firmy średnie	Firmy duże
Efekt inercji	Okres zwykłej zmienności	0,9938 [344915,7]	0,9967 [401807,8]	0,9987 [1324359]
	Okres nadzwyczajnej niestabilności	0,9732 [992,1158]	0,9847 [5123,535]	1,0026 [16285,12]
Efekt przewidywań	Okres zwykłej zmienności	0,0181 [31,8315]	0,0110 [17,7333]	0,0096 [15,8354]
	Okres nadzwyczajnej niestabilności	0,0343 [4,6687]	0,0296 [12,4408]	0,0141 [5,4852]
Mnożnik długookresowy	Okres zwykłej zmienności	2,9364 [29,3539]	3,3332 [7,9570]	7,3977 [2,4253]
	Okres nadzwyczajnej niestabilności	1,2808 [1,7529]	1,9323 [2,3970]	-5,4611 [0,0998]

Uwagi: w nawiasach kwadratowych podano wartości statystyki X^2 testu Walda. Statystycznie istotne wartości wytłuszczono. Przyjęty poziom istotności statystycznej: $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Na podstawie rezultatów badania ekonometrycznego stwierdzono, że w obu wyróżnionych podokresach w każdej z badanych grup podmiotów efekt inercji i efekt przewidywań w sposób statystycznie istotny oddziaływały na oceny ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw. W odniesieniu do efektu inercji zaobserwowano następujące prawidłowości²:

- zarówno w okresie zwykłej zmienności, jak i nadzwyczajnej niestabilności znaczenie tego efektu w kształtowaniu diagnoz ogólnej sytuacji gospodarczej zwiększało się wraz z rozmiarem przedsiębiorstwa. Prawidłowość ta widoczna była szczególnie w okresie nadzwyczajnej niestabilności;
- o ile w małych i średnich przedsiębiorstwach oddziaływanie efektu inercji było słabsze w drugim z wyróżnionych podokresów, to w firmach dużych odnotowano tendencję odwrotną.

¹ Szczegółowe wyniki analizy ekonometrycznej (oceny parametrów regresji modeli ARDL dla dwóch podokresów badawczych) zamieszczono w Aneksie (Tabele 4 i 5). W modelach odnoszących się do małych i średnich firm dotyczących okresu zwykłej zmienności (Tabela 4) reszty regresyjne nie miały rozkładu normalnego, dlatego w interpretacji wyników należy zachować ostrożność.

² Wyniki testów istotności różnic między wartościami efektu inercji oszacowanymi dla poszczególnych grup przedsiębiorstw w okresach zwykłej zmienności i nadzwyczajnej niestabilności zamieszczono w Tabeli 6 Aneksu.

W przypadku efektu przewidywań zaobserwowano natomiast, że³:

1. jego znaczenie w kształtowaniu diagnoz ogólnej sytuacji gospodarczej zmniejszało się wraz ze wzrostem rozmiarów przedsiębiorstwa, a stwierdzenie to dotyczy obu wyodrębnionych podokresów badawczych. Tendencja ta była zatem odwrotna w stosunku do zaobserwowanej dla efektu inercji;
2. niezależnie od rozmiaru przedsiębiorstwa rola tego efektu dla formułowania oceny bieżącej sytuacji gospodarczej w okresie nadzwyczajnej niestabilności była większa niż w okresie zwykłej zmienności.

Różnice między podokresami analizy widoczne są także w zakresie mnożnika długookresowego. W warunkach zwykłej zmienności statystycznie istotne wartości mnożnika długookresowego odnotowano jedynie w firmach małych i średnich. Jego dodatnie wartości oznaczają, że w tych grupach podmiotów utrwalony wzrost/spadek oczekiwań (fala optymizmu/fala pesymizmu) powodował zwielokrotniony wzrost/spadek wartości wskaźnika diagnozy. Statystyczna istotność mnożnika długookresowego oraz siła oddziaływania efektu inercji $|\Sigma \alpha| < 1$ implikują, że w tym okresie istniała długookresowa równowaga. W kontekście przyjętych założeń wynik ten oznacza, że wyrażony mnożnikiem długookresowym wzorzec zachowań w grupach małych i średnich przedsiębiorstw był stabilny.

W drugim z wyróżnionych podokresów relacji długookresowej nie odnotowano w żadnej z badanych grup podmiotów, co oznacza brak wzorca zachowań w długim okresie. Co więcej, w przypadku dużych przedsiębiorstw model stał się wybuchowy ($|\Sigma \alpha| < 1$).

5. Podsumowanie

Wspólnym mianownikiem badań opartych na jakościowych wskaźnikach koniunktury są dwa z pozoru wykluczające się poglądy. Z jednej strony zakłada się, że przedsiębiorcy, w przeciwieństwie do innych podmiotów, nie ulegają łatwo emocjom, lecz raczej chłodno kalkulują (Adamowicz, Walczyk 2012, s. 47), zmieniając swoje zachowanie dopiero pod wpływem dostatecznie silnego bodźca (Byrt, Kowalczyk, Rekowski, 1982, s. 412). Z drugiej strony natomiast twierdzi się, że oczekiwania, *de facto* nie zawsze racjonalne, są kluczowym czynnikiem wpływającym na ich decyzje, postawy i opinie (Tomczyk, 2002, s. 107). Zdaniem autorek w analizie zachowań podmiotów nie można wykluczyć istnienia w przedsiębiorstwach pokusy postępowania według utartych wzorców, które łącznie z oczekiwaniami składają się na obraz informacji pochodzących z badań metodą testu koniunktury. Pogląd ten znalazł pośrednio potwierdzenie w wynikach zaprezentowanego badania empirycznego. Pośrednio, ponieważ ani wykorzystane wskaźniki, ani tym bardziej zastosowana koncepcja badawcza nie mogą być uznane za precyzyjne narzędzia pomiaru omawianych na gruncie teoretycznym kategorii (rutyny, oczekiwania), które,

³ Wyniki testów istotności różnic między wartościami efektu przewidywań oszacowanymi dla poszczególnych grup przedsiębiorstw w okresach zwykłej zmienności i nadzwyczajnej niestabilności zamieszczono w Tabeli 7 Aneksu.

jak słusznie zauważa J. S. Leonard (1980, s. 1, za: Tomczyk, 2002, s. 107), „rzadko objawiają się w sposób bezpośredni”. Przyjęte w koncepcji badania empirycznego założenia mogą budzić wątpliwości i być przedmiotem polemiki, jednakże pozwalają one powiązać sferę rozważań teoretycznych (koncepcję wzorca zachowań opartego na efektach inercji i przewidywań) z możliwością jej analizy na gruncie empirii.

Zgodnie z zaproponowaną koncepcją efekt przewidywań jest aktywnym elementem wzorca zachowań, nośnikiem zakłóceń pochodzących z otoczenia podmiotów. Efekt inercji z kolei pełni w tym wzorcu rolę pasywną w tym sensie, że nieznaczne zmiany warunków otoczenia wywołują tylko niewielkie zmiany rutyn (rutyny podlegają modyfikacji, ewoluują), a ich fundamentalna zmiana zachodzi jedynie pod wpływem dostatecznie silnego bodźca zewnętrznego. Przeprowadzone badanie wykazało, że zarówno w okresie zwykłej zmienności, jak i nadzwyczajnej niestabilności otoczenia biznesu siła oddziaływania efektu inercji rosła, a efektu przewidywań malała wraz z rozmiarem firmy. Prawdopodobnie te są zgodne z oczekiwaniami i pośrednio potwierdzają obserwacje innych autorów co do większej wrażliwości podmiotów sektora małych i średnich przedsiębiorstw (MSP) na zmiany dokonujące się w ich otoczeniu (Matejun, 2007; Stawasz, 2021; Wernik, Burżacka, 2022). Niewielka skala działania, prosta struktura organizacyjna i duża swoboda w zakresie kształtowania struktur i procedur zapewniają tej grupie podmiotów charakterystyczną dla nich elastyczność, rozumianą jako zdolność do szybkiej reakcji i dostosowań do zmian warunków zewnętrznych. Wyniki te wpisują się także w rozważania Bromileya i Raua (2022, s. 24–25). Zdaniem tych autorów znaczenie rutyn i ich źródła są odmienne w firmach „przedsiębiorczych” [MSP] i firmach dużych o ugruntowanej pozycji. W drugiej z wymienionych grup podmiotów rutyny mają większe znaczenie, ponieważ to one stanowią trzon funkcjonowania organizacji i jej działań dostosowawczych, gwarantują stabilność i przetrwanie firmy. Ich źródłem jest szereg czynników pochodzących spoza otoczenia, w tym także historycznie uwarunkowana ścieżka rozwoju organizacji. Firmy małe i średnie z kolei charakteryzuje dynamiczne podejście do otoczenia w tym sensie, że rutyny z jednej strony odzwierciedlają bezpośrednią reakcję na jego zmiany, z drugiej natomiast są przezeń modyfikowane.

Biorąc pod uwagę skalę zaburzeń w systemie gospodarczym w okresie pandemii COVID-19 i wojny w Ukrainie, odnotowany we wszystkich grupach podmiotów wzrost siły oddziaływania efektu przewidywań na ocenę ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw w tym okresie nie budzi zdziwienia. W świetle poglądów Bromileya i Raua (2022) zaskoczeniem nie może być także zaobserwowany jedynie w dużych podmiotach wzrost siły oddziaływania efektu inercji. Jednocześnie opinie tych autorów mogą stanowić punkt wyjścia do interpretacji kluczowych, z punktu widzenia pytań badawczych, wyników badania empirycznego w zakresie mnożnika długookresowego i równowagi długookresowej.

Istotnie statystycznie wartości mnożnika długookresowego oraz spełnione warunki równowagi długookresowej odnotowano jedynie w grupie przedsiębiorstw małych i średnich w okresie zwykłej zmienności. W świetle przyjętej koncepcji badawczej rezultat ten implikuje, że istniał stabilny długookresowy wzorec zachowań odzwierciedlający siłę łącznego oddziaływania efektów inercji i przewidywań na oceny

bieżącej ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw. Oznacza to, że w okresie zwykłej zmienności, gdy procesy przebiegają „normalnie”, a zmiany warunków działalności gospodarczej mieszczą się w tzw. obszarze obojętności, niespodziewane, utrzymujące się zmiany oczekiwań oraz wywołana nimi modyfikacja rutyn dokonują się w ramach utrwalonego wzorca zachowań. W okresie szoków popytowych/podażowych, gdy zmiany warunków działalności gospodarczej wykraczają poza obszar obojętności, oczekiwania zmieniają transmisję szoków i utrwalają zakłócenia (Nicolò, 2020, s. 2), powodując, że rutyny wymagają fundamentalnej rewizji, a istniejący dotąd wzorzec zachowań ulega destrukcji. Jeżeli przyjmiemy, odwołując się do teorii rozwoju gospodarczego J. A. Schumpetera, że destrukcja jest elementem przeobrażeń istniejącego wcześniej wzorca gospodarczego, to odpowiedź na pierwsze z postawionych pytań badawczych jest twierdząca. Odnotowane rezultaty nie pozwalają jednak na udzielenie odpowiedzi na drugie pytanie badawcze. Należy podkreślić, że stwierdzenia te odnoszą się wyłącznie do grupy małych i średnich przedsiębiorstw.

Wnioskowanie dotyczące podmiotów dużych w kontekście mnożnika długookresowego nie jest możliwe, mimo iż rozłączny wpływ efektów inercji i przewidywań był istotny statystycznie w obu wyróżnionych podokresach. Poszukiwanie przyczyn braku wzorca zachowań w tej grupie podmiotów może, zdaniem autorek, stanowić interesujący obszar badawczy, zwłaszcza jeśli weźmie się pod uwagę wybuchowy charakter modelu oszacowanego dla okresu nadzwyczajnej niestabilności otoczenia biznesu. Z jednej strony obserwacje te stawiają pod znakiem zapytania przydatność prognostyczną jakościowych wskaźników koniunktury, obliczanych na podstawie informacji udzielanych przez respondentów z dużych przedsiębiorstw. Z drugiej strony natomiast motywują do kontynuowania badań wzorcem zachowań. Jednym z kierunków dalszych analiz w tym zakresie powinno być poszukiwanie innych form modeli ekonometrycznych, które pozwoliłyby uwzględnić zależność między prognozami (efektem przewidywań) i diagnozami (efektem inercji) jako elementami kształtującymi wzorzec zachowań przedsiębiorstw. Warto byłoby także rozszerzyć zakres badania o inne kategorie wskaźników jakościowych, np. ocenę sytuacji finansowej przedsiębiorstw czy też ocenę w zakresie wielkości ich produkcji.

Bibliografia

- Adamowicz, E., Dudek, S., Walczyk, K. (2002). Wykorzystanie wyników testu do prognoz krótkoterminowych. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 73, 7–39.
- Adamowicz, E., Walczyk, K. (2012). Fakty empiryczne w danych jakościowych. Z badań koniunktury. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 90(3), 39–65.
- Adamowicz, E., Walczyk, K. (2017). Zaburzenia cykliczności aktywności gospodarczej w Polsce w świetle wyników badania koniunktury gospodarczej IRG SGH. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 101, 5–25.
- Bieć, M. (1996). *Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia*. SGH.
- Bludnik, I., Wallusch, J. (2012). Zmiany poziomu dobrobytu w modelach wielorakiej równowagi. *Studia Ekonomiczne*, (101), 31–42.
- Bromiley, P., Rau, D. (2022). Extending the Behavioral Theory of the Firm to Entrepreneurial Firms. *Strategic Management Review*, 3(1), 99–123. <http://dx.doi.org/10.1561/111.00000038>

- Byrt, A., Kowalczyk, Z., Rekowski, M. (1982). Metody badania koniunktury gospodarczej. W: Z. Kowalczyk (red.), *Koniunktura gospodarcza* (s. 349–438). PWE.
- Carlstrom, C. T., Fuerst, T. S. (2001). Monetary Policy and Self-Fulfilling Expectations: The Danger of Forecasts. *Economic Review*, (Q 1), 9–19.
- Dudek, S. (2001). Możliwości formułowania krótkookresowych prognoz ilościowych na podstawie wyników testu koniunktury. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego, SGH*, (67), 7–45.
- Estey, J. E. (1959). *Cykle koniunkturalne*. Polskie Wydawnictwa Gospodarcze.
- Feldman, M. S. (2000). Organizational Routines as a Source of Continuous Change. *Organization Science*, 11(6), 611–629. <https://doi.org/10.1287/orsc.11.6.611.12529>
- Garnitz, J., Leibfritz, W. (2016). Economic Analysis and Forecasting in the Global Economy and in Emerging and Developing Regions Including Africa: How Informative is the Ifo World Economic Survey (WES)? *CESifo Working Paper Series*, 6126. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2871165>
- Gavetti, G., Greve, H. R., Levinthal, D. A., Ocasio, W. (2012). The Behavioral Theory of the Firm: Assessment and Prospects. *The Academy of Management Annals*, 6(1), 1–40. <https://doi.org/10.1080/19416520.2012.656841>
- Gaweł, A. (1997). Koniunktura w polskim przemyśle przetwórczym z perspektywy wahań gospodarek wysoko rozwiniętych. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, (2), 111–125.
- Gayer, Ch. (2005). Forecast evaluation of European Commission survey indicators. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2(2), 157–183. <https://doi.org/10.1787/jbcm-a-v2005-art2-en>
- Gruszczyski, M., Kotłowski, J. (2008). Metody mikroekonometrii w ocenie zachowań przedsiębiorstw. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 80, 329–349.
- Guzik, B. (2009). Trafność prognoz koniunktury przemysłowej w zakresie produkcji sprzedanej. *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wyższej w Bydgoszczy*, (2), 223–237.
- Guzik, B., Bosacki, S. (2009). Trafność prognoz koniunktury turystycznej na przykładzie testu koniunktury GUS 2003–2008. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Ekonomiczne Problemy Turystyki*, (12), 97–115.
- Haluška, J. (2006). The use of business survey results for GDP flash estimates. *NBS Biatec*, 14(4), 2–6.
- Hölzl, W. (2005). *The evolutionary theory of the firm. Routines, complexity and change*. <https://doi.org/10.57938/a85bb1d8-7921-404a-b582-4cccae621f26>
- Hubner, D., Lubiński, M., Małecki, W., Matkowski, Z. (1994). *Koniunktura gospodarcza*. PWE.
- Kalinowski, S. (2015). Czynniki wpływające na opinie przedsiębiorców w kwestionariuszowych badaniach koniunktury. *Bank i Kredyt*, (4), 393–410.
- Kaufmann, D., Scheufele, R. (2017). Business Tendency Surveys and Macroeconomic Fluctuations. *International Journal of Forecasting*, 33(4), 878–893. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2017.04.005>
- Klein, P. A., Moore, G. H. (1981). Industrial Surveys in the UK: Part I. New Order. *Applied Economics*, 13(2), 167–179. <http://dx.doi.org/10.1080/00036848100000022>
- Kokocińska, M., Jankiewicz, J. (2010). Zmiany barier działalności w ocenach małych, średnich i dużych przedsiębiorstw w kontekście wahań koniunkturalnych – ujęcie sektorowe. *Zeszyty Naukowe, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*, 132, 7–26.
- Kowalski, T. (1998). Wprowadzenie oczekiwań podmiotów gospodarczych do analizy polityki makroekonomicznej. *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 60(1), 99–113.
- Lehmann, R. (2023). The Forecasting Power of the ifo Business Survey. *Journal of Business Cycle Research*, 19, 43–94. <https://doi.org/10.1007/s41549-022-00079-5>
- Łyko, J. (1992). *Zasada inercji i prognozy gospodarczej* [Rozprawa doktorska, Akademia Ekonomiczna im. Oskara Langego]. Repozytorium UE we Wrocławiu: <https://www.wir.ue.wroc.pl/info/phd/UEWRbbf55edc4f6f47629b27e38041f9bfa7/>
- Matejun, M. (2007). *Wewnętrzne bariery rozwoju firm Sektora MSP*. W: S. Lachiewicz (red.), *Zarządzanie rozwojem organizacji. Tom 2* (s. 120–129). Wydawnictwo Politechniki Łódzkiej.
- Matkowski, Z., Nilsson, R. (1997). Analiza zgodności między wybranymi wskaźnikami testu przemysłowego IRG SGH a indeksem produkcji przemysłowej. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 51, 415–423.
- Mocek, M. (2002). Przydatność testu koniunktury w prognozowaniu sytuacji na rynku usług ubezpieczeniowych. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 72, 211–222.
- Nicolò, G. (2020). Monetary Policy, Self-Fulfilling Expectations, and the U.S. Business Cycle. *FEDS Working Paper*, 2020-035. <https://doi.org/10.17016/FEDS.2020.035>
- Przybylska-Kapuścińska, W. (1990) Identyfikacja cyklu na podstawie ilościowych i jakościowych wskaźników koniunktury (w gospodarce włoskiej). *Zeszyty Naukowe AEP*, (180), 31–48.

- Silgoner, M. A. (2007). The economic sentiment indicator: leading indicator properties in old and new EU member states. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 3(2), 199–215. <https://doi.org/10.1787/jbcma-v2007-art11-en>
- Sorić, P., Škrabić Perić, B., Matošec, M. (2022). Breaking New Grounds: A Fresh Insight into the Leading Properties of Business and Consumer Survey Indicators. *Quality & Quantity*, 56(6), 4511–4535. <https://doi.org/10.1007/s11135-021-01306-4>
- Stańczyk-Hugiet, E. (2014). Routines in the process of organizational evolution. *Management*, 18(2), 73–87. <https://doi.org/10.2478/manment-2014-0043>
- Stawasz, E. (2021). Wpływ kryzysu COVID-19 na zachowania mikro- i małych przedsiębiorstw w Polsce – studia przypadków. W: P. Walentynowicz, A. Sałek-Imińska (red.), *Zarządzanie i rynek pracy w warunkach pandemii COVID-19*. Wydawnictwo Bernardinum.
- Tomczyk, E. (2001). Racjonalność oczekiwań respondentów testu koniunktury. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 70, 81–117.
- Tomczyk, E. (2002). Test koniunktury jako źródło danych o oczekiwaniach podmiotów gospodarczych. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH*, 73, 108–126.
- Tomić, D., Šimurina, J., Jovanov, L. (2020). The Nexus between Economic Sentiment Indicator and Gross Domestic Product; a Panel Cointegration Analysis. *Zagreb International Review of Economics and Business*, 23(1), 121–140. <https://doi.org/10.2478/zireb-2020-0008>
- Wernik, A., Burżacka, M. (2022). Problemy rozwojowe polskich małych przedsiębiorstw. W: A. Stępnik-Kucharska, M. Kapela (red.), *Współczesne problemy gospodarcze. Zrównoważony rozwój* (s. 181–190). Politechnika Warszawska.
- Włodarczyk, J., Małczęć, P., Pała, K. (2021). Po nitce do kłębka – analiza zmian koniunkturalnych w branży tekstylna-odzieżowej. *Annales Universitatis Mariae Curie-Skłodowska*, 55(1), 101–115. <https://doi.org/10.17951/h.2021.55.1.101-115>
- Zatoń, W. (2015). Trafność prognoz w stosunku do ocen w teście koniunktury przemysłowej GUS. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 16(4), 261–270.

Aneks

Tabela 2.

Wyniki testu pierwiastka jednostkowego ADF

Podmioty	Zmienna	Rodzaj testu	Statystyka ADF	p
Małe	OS_D	ze stałą, bez trendu	-2,6716	0,0803
	OS_P	ze stałą i z trendem	-3,1432	0,0985
Średnie	OS_D	bez stałej, bez trendu	-2,5146	0,0118
	OS_P	bez stałej, bez trendu	-2,5848	0,0097
Duże	OS_D	ze stałą, bez trendu	-3,3093	0,0154
	OS_P	ze stałą i z trendem	-4,2335	0,0045

Uwagi: przyjęty poziom istotności statystycznej: $\alpha = 0,1$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 3.

Wyniki testu Chowa zmiany strukturalnej w marcu 2020 r.

Rozmiary firm	Statystyki	Wartość statystyki	p
Małe	Statystyka F	12,28461	0,0000
	Logarytm wskaźnika wiarygodności	88,57985	0,0000
Średnie	Statystyka F	13,37583	0,0000
	Logarytm wskaźnika wiarygodności	95,24136	0,0000
Duże	Statystyka F	3,772413	0,0003
	Logarytm wskaźnika wiarygodności	30,30787	0,0002

Uwagi: przyjęty poziom istotności statystycznej: $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 4.

Wyniki estymacji ocen parametrów regresji dla okresu zwykłej zmienności otoczenia biznesu

Zmienna niezależna	Firmy małe	Firmy średnie	Firmy duże
C	-0,0516 [0,0185]	-0,0778 [0,0275]	-0,1042 [0,0306]
OS_Dt-1	2,6820 [0,0473]	2,7547 [0,0408]	2,7346 [0,0361]
OS_D t-2	-2,5398 [0,0935]	-2,6781 [0,0751]	-2,5916 [0,0691]
OS_D t-3	0,8516 [0,0485]	0,9201 [0,0365]	0,8557 [0,0359]
OS_P	0,2215 [0,0745]	0,3929 [0,1081]	0,3327 [0,0601]
OS_P t-1	-0,3723 [0,2138]	-0,9994 [0,3140]	-0,7765 [0,1600]
OS_P t-2	0,1773 [0,2179]	0,9434 [0,3196]	0,6428 [0,1534]
OS_P t-3	-0,0085 [0,0795]	-0,3259 [0,1147]	-0,1894 [0,0549]
R ²	99,9	99,9	99,9
Skorygowane R ²	99,9	99,9	99,9
Statystyka F	379064,9	331471,1	449413,5
Wartość p dla statystyki F	0,00	0,00	0,00

Uwagi: w nawiasach kwadratowych podano wartości błędów standardowych. Statystycznie istotne oceny parametrów wytłuszczono. Przyjęty poziom istotności statystycznej: $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 5.

Wyniki estymacji ocen parametrów regresji dla okresu nadzwyczajnej niestabilności otoczenia biznesu

Zmienna niezależna	Firmy małe	Firmy średnie	Firmy duże
C	0,2453 [0,2217]	0,2351 [0,0781]	0,0256 [0,0371]
OS_Dt-1	2,4415 [0,0876]	2,4489 [0,0704]	2,6084 [0,0736]
OS_D t-2	-2,1696 [0,1676]	-2,2202 [0,1400]	-2,39463 [0,1449]
OS_D t-3	0,7014 [0,0904]	0,7559 [0,0777]	0,7888 [0,0783]
OS_P	0,2768 [0,0896]	0,4078 [0,0640]	0,2690 [0,0645]
OS_P t-1	-0,4622 [0,2519]	-0,7702 [0,2140]	-0,5260 [0,1687]
OS_P t-2	0,2333 [0,2930]	0,5060 [0,2452]	0,3758 [0,1773]
OS_P t-3	-0,0136 [0,1401]	-0,1140 [0,0978]	-0,1047 [0,0715]
R ²	99,8	99,9	99,9
Skorygowane R ²	99,8	99,9	99,9
Statystyka F	2774,978	16983,5	17395,98
Wartość p dla statystyki F	0,00	0,00	0,00

Uwagi: w nawiasach kwadratowych podano wartości błędów standardowych. Statystycznie istotne oceny parametrów wytłuszczono. Przyjęty poziom istotności statystycznej: $\alpha = 0,05$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 6.

Wartości statystyki t-Studenta testów istotności różnic efektów inercji między grupami podmiotów

Podokres	Rozmiar przedsiębiorstwa	Małe	Średnie	Duże
Okres zwykłej zmienności	Małe	X	-19,13 [0,000]	-39,50 [0,000]
	Średnie		X	17,23 [0,000]
	Duże			X

Podokres	Rozmiar przedsiębiorstwa	Małe	Średnie	Duże
Okres nadzwyczajnej niestabilności	Małe	X	-2,14 [0,019]	5,82 [0,000]
	Średnie		X	7,16 [0,000]
	Duże			X

Uwagi: w nawiasach kwadratowych podano wartości prawdopodobieństwa dla statystyki t. Przyjęty poziom istotności statystycznej: $\alpha = 0,1$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Tabela 7.

Wartości statystyki t-Studenta testów różnic efektów przewidywań między grupami podmiotów

Podokres	Rozmiar przedsiębiorstwa	Małe	Średnie	Duże
Okres zwykłej zmienności	Małe	X	26,48 [0,000]	-32,61 [0,000]
	Średnie		X	-6,02 [0,000]
	Duże			X
Okres nadzwyczajnej niestabilności	Małe	X	1,64 [0,053]	-7,53 [0,000]
	Średnie		X	-9,51 [0,000]
	Duże			X

Uwagi: w nawiasach kwadratowych podano wartości prawdopodobieństwa dla statystyki t. Przyjęty poziom istotności statystycznej: $\alpha = 0,1$.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.