

POLSCY PRZEDSIĘBIORCY NA RYNKU PRACY: RACJONALNOŚĆ OCZEKIWAŃ NA TEMAT ZATRUDNIENIA

Emilia Tomczyk*
Szkola Główna Handlowa

Wprowadzenie

Jednym z najbardziej istotnych czynników, kształtujących decyzje podmiotów gospodarczych, są ich oczekiwania na temat przebiegu zjawisk i procesów ekonomicznych w przyszłości. W teorii ekonomii powszechnie podkreślane jest kluczowe znaczenie oczekiwań w planowaniu działalności gospodarczej oraz ich niekwestionowany wpływ na obserwowane zachowania podmiotów gospodarczych. Szczególnym zainteresowaniem ekonomistów cieszą się analizy racjonalności oczekiwań. Założenie o racjonalności podmiotów gospodarczych jest nieodłącznym elementem większości teorii ekonomicznych; od lat towarzyszą mu jednak wątpliwości, na ile jest ono uzasadnione. Intuicja podpowiada, że nie ma prostej odpowiedzi na pytanie o stopień racjonalności podmiotów gospodarczych; trudno z góry zgodzić się ze skrajnymi poglądami całkowicie odrzucającymi koncepcję racjonalnego gospodarowania lub też traktującymi ją jako fakt nie ulegający wątpliwości. Rozstrzygnięcie tego dylematu wymaga, między innymi, zdefiniowania terminów „racjonalność” i „oczekiwania podmiotów gospodarczych” oraz wyboru metody formalnej weryfikacji hipotezy o racjonalności oczekiwań.

Celem artykułu jest sformułowanie i zweryfikowanie tezy, że oczekiwania polskich przedsiębiorstw na temat zmian zatrudnienia kształtują się w sposób racjonalny. Pytanie o racjonalność prognoz zmian zatrudnienia jest pytaniem

* Emilia Tomczyk, Instytut Ekonometrii, Szkoła Główna Handlowa, al. Niepodległości 162, 02-554 Warszawa, Emilia.Tomczyk@sggw.waw.pl

o znaczeniu nie tylko teoretycznym. Oczekiwania na temat kształtowania się zatrudnienia w gospodarce mogą mieć wpływ na politykę płacową i politykę zatrudnienia przedsiębiorcy, a umiejętność skutecznego przewidywania sytuacji na rynku pracy może stanowić jeden z czynników przewagi konkurencyjnej.

Część druga zawiera krótką prezentację definicji i metod obserwacji oczekiwań podmiotów gospodarczych ze szczególnym uwzględnieniem jakościowych badań ankietowych, których wyniki stanowią podstawę analizy empirycznej. Część trzecia poświęcona jest opisowi danych na temat oczekiwań, pochodzących z testu koniunktury Instytutu Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej oraz ich odpowiedników w oficjalnej sprawozdawczości statystycznej. Zaprezentowane są w niej również wyniki procedury kwantyfikacji oczekiwań, szerzej opisanej w załączniku. W części czwartej przedstawiono zarys hipotezy racjonalnych oczekiwań J.F. Mutha, stanowiącej narzędzie empirycznej analizy oczekiwań polskich przedsiębiorców. Wyniki testów nieobciążoności oczekiwań oraz ortogonalności błędów predykcji opisane są w części piątej. Część szósta zawiera podsumowanie wyników i wnioski. W załączniku przedstawiono procedurę zastosowania regresyjnej metody kwantyfikacji oczekiwań do danych testu koniunktury na temat przewidywanych zmian zatrudnienia. Ostatnią część stanowi wykaz literatury.

Oczekiwanie podmiotów gospodarczych

Trudności związane z obserwacją i pomiarem oczekiwań oraz wyrażeniem ich w postaci ilościowej spowodowały, że stosunkowo późno, bo dopiero w latach czterdziestych XX w., weszły one na stałe do kanonu literatury ekonomicznej i ekonometrycznej. Najważniejsze pozycje tej literatury, dotyczące formułowania i modelowania oczekiwań, pochodzą z lat siedemdziesiątych i osiemdziesiątych XX w. Dotyczą one przede wszystkim gospodarek Stanów Zjednoczonych i Europy Zachodniej. Cechy procesów kształtowania się oczekiwań podmiotów gospodarczych w Polsce były jak dotąd przedmiotem jedynie nielicznych prac, wśród których warto wymienić monografie E. Freyberg (1989), M. Osińskiej (2000) i T. Kowalskiego (2001).

Analiza oczekiwań wymaga przede wszystkim sprecyzowania tego pojęcia. Różnorodność definicji przewidywań, oczekiwań i prognoz spotykanych w literaturze psychologicznej i ekonomicznej odzwierciedla różnorodność celów i metod analizy tych zjawisk, pozwalając na wybór wersji najlepiej pasującej do postawionego problemu badawczego. W tym artykule określenia

„oczekiwania”, „przewidywania” i „prognozy” stosowane są zamiennie i oznaczają opinie podmiotów gospodarczych na temat poziomu badanego zjawiska ekonomicznego w określonej przyszłości.

Pomiar oczekiwań ma kluczowe znaczenie dla ich dalszej analizy. Niestety, jak zauważył J.S. Leonard (1980, s. 1), „w znacznej części współczesnej literatury ekonomicznej oczekiwania odgrywają rolę podobną do roli wyższej istoty w dyskusjach teologicznych: znajdują się w centrum uwagi, mają ogromny wpływ na wydarzenia, ale rzadko objawiają się w sposób bezpośredni”.

Metody obserwacji i pomiaru oczekiwań można podzielić na pośrednie i bezpośrednie. Metody pośrednie polegają na modelowaniu zjawisk ekonomicznych z uwzględnieniem pewnego schematu kształtowania się oczekiwań, przy założeniu, że obserwowane zachowanie systemu gospodarczego pozwala na zidentyfikowanie schematu oczekiwań będącego jego częścią. Jednak w obliczu licznych trudności poznawczych związanych z modelowaniem procesów kształtowania się oczekiwań, przydatność różnych hipotez opisujących te procesy jest przedmiotem kontrowersji. Podstawowe wady pośrednich metod obserwacji i pomiaru oczekiwań to, z jednej strony, brak teorii doboru procesu kształtowania się oczekiwań, a z drugiej niemożność jednoznacznego wnioskowania na podstawie połączonych modeli: behawioralnego i kształtowania się oczekiwań. Łączny model pozwala wprawdzie wyciągać wnioski na temat wzajemnej zgodności równań behawioralnych i równań opisujących kształtowanie się oczekiwań, ale nie stanowi testu teorii kształtowania się oczekiwań.

Bezpośrednie metody obserwacji pozwalają na porównanie alternatywnych modeli kształtowania się oczekiwań. Danych niezbędnych do bezpośredniego pomiaru oczekiwań dostarczają eksperymenty oraz badania ankietowe (sondaże). Wśród tych ostatnich można wyróżnić dwie podstawowe grupy: ankiety o charakterze ilościowym, w których respondenci pytani są o konkretną wartość, którą przyjmie badana zmienna (prognozy punktowe), oraz ankiety o charakterze jakościowym, w których respondenci pytani są jedynie o kierunek przyszłych zmian poziomu badanej zmiennej. Pytania zawarte w ankietach o charakterze jakościowym sformułowane są na ogół w sposób wymagający odpowiedzi typu „nastąpił wzrost – brak zmiany – spadek” wartości danej zmiennej w ciągu ostatniego miesiąca lub paru miesięcy.

Ankiety o charakterze ilościowym są najczęściej stosowane, ale to ankiety o charakterze jakościowym uznawane są za bardziej wiarygodne. M.H. Pesaran (1989) i M. Osińska (2000) podkreślają, że wiarygodność badań o charakterze ilościowym jest mniejsza niż w przypadku badania tendencji. Można się też spodziewać, że błędy pomiaru oczekiwań będą w przypadku danych jako-

ściowych mniej istotne, ponieważ respondentom łatwiej jest poprawnie wskazać oczekiwany kierunek zmian, niż sprecyzować punktową prognozę. Użyteczność danych ankietowych w testowaniu hipotez o procesach kształtowania się oczekiwań jest często podkreślana w literaturze (por. Pesaran [1989], Sheffrin [1996]). Liczne prace o charakterze empirycznym wskazują ponadto na dobre własności prognostyczne szeregów czasowych oczekiwań, wysoką skuteczność przewidywania punktów zwrotnych oraz fakt, że tendencje w kształtowaniu się zjawisk ekonomicznych są przez respondentów ankiet sygnalizowane wcześniej niż przez oficjalne dane i modele ekonometryczne.

Dane testu koniunktury i ich odpowiedniki w oficjalnej sprawozdawczości statystycznej

Podstawowym źródłem informacji o oczekiwaniach podmiotów gospodarczych są w tym opracowaniu badania ankietowe, przeprowadzane przez Instytut Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej (IRG SGH) w ramach testu koniunktury. Pytania kierowane do przedsiębiorstw mają charakter jakościowy. Respondenci co miesiąc dokonują oceny zmian, jakie nastąpiły w badanych obszarach aktywności gospodarczej, wyróżniając dla każdego zjawiska trzy sytuacje: stan normalny (typowy), pogorszenie sytuacji (spadek), poprawa sytuacji (wzrost). W każdym pytaniu ankiety respondenci oceniają według tego schematu zarówno sytuację bieżącą, jak i przewidywania na najbliższe 3–4 miesiące. Próba respondentów nie jest stała, zmienia się ich liczba i skład. Przewidywania i realizacje dotyczą więc różnych grup przedsiębiorstw. Dla każdego kolejnego okresu próba jest jednak reprezentatywna dla populacji przedsiębiorstw.

Ankietowe badania koniunktury IRG SGH stanowią obiecujące źródło informacji o oczekiwaniach podmiotów gospodarczych (por. Tomczyk [2002]). Ankiety adresowane są do przedsiębiorstw prowadzących aktywną działalność gospodarczą, mają charakter dobrowolny i anonimowy, prowadzone są w sposób ciągły, a ich zagregowane wyniki wraz z komentarzem są udostępniane respondentom, stanowiąc potencjalnie cenne uzupełnienie innych źródeł informacji decyzyjnych. Czynniki te powalają liczyć na wiarygodne i kompetentne odpowiedzi ankietowanych przedsiębiorców.

Do analizy wybrano dane dotyczące oczekiwań na temat zmian zatrudnienia wyrażanych przez przedsiębiorstwa sektora przemysłu przetwórczego¹. Miesięczne dane obejmują okres od marca 1997 r. do grudnia 2003 r. (liczba obserwacji $T = 82$).

Wszeczhronne analizy oczekiwań podmiotów gospodarczych, w tym badania ich własności dynamicznych oraz porównania z oficjalną sprawozdawczością statystyczną, wymagają zbudowania szeregu czasowego oczekiwań, a więc wyrażenia jakościowych oczekiwań w postaci ilościowej. Procedura ta nazywana jest kwantyfikacją oczekiwań. Syntetyczny opis regresyjnej metody kwantyfikacji oczekiwań oraz wyniki tej procedury zastosowanej do oczekiwań polskich przedsiębiorstw przemysłowych na temat zmian zatrudnienia przedstawione są w załączniku.

Charakterystyczną cechą wszystkich metod kwantyfikacji jest konieczność zdefiniowania odpowiedników jakościowych pytań ankietowych w oficjalnej sprawozdawczości statystycznej (por. wzór [15] w załączniku). Za odpowiednik zmiennej opisującej zmiany wielkości zatrudnienia przyjmujemy przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw (przemysł ogółem) publikowane w „Biuletynach Statystycznych” Głównego Urzędu Statystycznego. Procentowy przyrost przeciętnego zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw przemysłowych ZPP (w tys. osób) wyraża się wzorem:

$$ZP_t^k = \frac{ZPP_t}{ZPP_{t-k}} - 1, \quad t = 1, \dots, 82. \quad (1)$$

Zmienna $ZP_t^k \cdot 100\%$ interpretowana jest jako procentowa zmiana wielkości zatrudnienia w ciągu ostatnich k miesięcy.

Ze sformułowania pytań ankiet IRG SGH oraz zasad ich harmonizacji z wymaganiami OECD i Unii Europejskiej (por. Adamowicz [1998]) nie wynika jednoznacznie, czy pytania dotyczące stanu bieżącego zakładają porównanie z sytuacją ocenianą przez przedsiębiorstwo jako normalna, czy też odnosią się do stanu sprzed miesiąca. Z kolei sytuację normalną można rozumieć jako średni stan typowy dla dłuższego okresu, najczęściej roku („stan normalny w stosunku do obserwowanych ostatnio zmian”, por. Rocki i Tabeau, [1994]) lub stan normalny dla danego miesiąca (w przypadku zmiennych o wyraźnej sezonowości). W tym ostatnim przypadku konieczne jest porównanie bieżącej obserwacji z analogicznym okresem roku ubiegłego.

Procentową zmianę wielkości zatrudnienia w stosunku do analogicznego miesiąca roku ubiegłego można zapisać jako $ZP_t^A \cdot 100\%$, gdzie

$$ZP_t^A = \frac{ZPP_t}{ZPP_{t-12}} - 1 \quad (2)$$

Średnia wartość zmiennej ZP_t^1 w ciągu ostatniego roku (czyli średnia miesięczna procentowa zmiana wielkości zatrudnienia w ciągu ostatnich dwunastu miesięcy) zdefiniowana jest wzorem

$$ZP_t^S = \frac{1}{12} \sum_{z=1}^{12} ZP_{t-z}^1 \quad (3)$$

W celu zbadania, która ze zmiennych jest najbliższa kategorii rozważanej przez respondentów testu koniunktury, obliczone zostały współczynniki korelacji saldu stanu pytania o zmiany zatrudnienia (por. wzór [13] w załączniku) ze zmiennymi zdefiniowanymi na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego ZP_t^1 , ZP_t^A i ZP_t^S . Wartości współczynników korelacji wynoszą odpowiednio 0,456; 0,545; 0,495. Najsilniejszy związek salda stanu zatrudnienia ma miejsce w przypadku zmiennej zdefiniowanej w odniesieniu do analogicznego okresu roku ubiegłego.

Opisana w załączniku procedura zastosowania regresyjnej metody kwantyfikacji oczekiwań do danych testu koniunktury pozwoliła na zdefiniowanie dwóch poprawnych z ekonomicznego punktu widzenia miar oczekiwań. Tablica 1 prezentuje te miary wraz z odpowiadającymi im zmiennymi zdefiniowanymi na podstawie danych GUS oraz błędami predykcji.

Tablica 1. Miary przyrostu zatrudnienia i odpowiadające im miary oczekiwań

Zmienna objaśniana w modelu kwantyfikacyjnym	Szereg oczekiwań	Błąd predykcji
ZP_t^1 (por. wzór [1])	ZE_t^3 (por. wzór [19])	$e_t^{ZP3} = ZP_t^3 - ZE_t^3$
ZP_t^S (por. wzór [3])	ZE_t^S (por. wzór [20])	$e_t^{ZPS} = ZP_t^S - ZE_t^S$

W tablicy 2 przedstawione są podstawowe statystyki opisowe pozwalające porównać alternatywne miary oczekiwań na temat zatrudnienia: średnie m i odchylenia standardowe d . W celach porównawczych do zbioru miar oczekiwań dołączone zostało nieskalowane saldo oczekiwań BP_t (por. wzór [14] w załączniku), będące tradycyjnie podstawą analiz oczekiwań wyrażanych w ankietach.

Tablica 2. Podstawowe statystyki opisowe miar oczekiwań na temat zatrudnienia

	ZP_t^3	ZE_t^3	ZP_t^S	ZE_t^S	BP_t
<i>m</i>	-0.0104	-0.0057	-0.0407	-0.0507	-0.3164
<i>d</i>	0.0120	0.0030	0.0266	0.0159	0.0935

Na podstawie tablicy 2 można stwierdzić, że miara oczekiwań, oparta na zmiennej zdefiniowanej w porównaniu do ubiegłego miesiąca, zawiąza zanotowaną w oficjalnej statystyce średnią wartość zmian zatrudnienia, natomiast miara oczekiwań, oparta na zmiennej zdefiniowanej w stosunku do średniej z ostatniego roku, zaniża tę średnią. Obie miary oczekiwań wyznaczone za pomocą metody regresyjnej cechują się mniejszą zmiennością niż odpowiadające im szeregi realizacji, w przeciwieństwie do salda oczekiwań BP_t . Ta ostatnia miara, tradycyjnie stanowiąca podstawę analiz oczekiwań wyrażanych w ankietach, stosunkowo najmniej dokładnie opisuje średnią oraz zmienność szeregów realizacji. Trudno więc uznać saldo oczekiwań za wiarygodną miarę rzeczywistych zmian zatrudnienia, niezależnie od sposobu zdefiniowania tych zmian. Nie jest to wynikiem zaskakującym w świetle prostej konstrukcji salda w porównaniu z bardziej zaawansowanymi metodami kwantyfikacji (por. załącznik).

Hipoteza racjonalnych oczekiwań

Rozważania nad racjonalnością podmiotów gospodarczych od dawna towarzyszą rozwojowi teorii ekonomii, a XX w. był okresem szczególnie intensywnego rozkwitu różnych koncepcji racjonalności w naukach ekonomicznych. Największe znaczenie zyskała hipoteza racjonalnych oczekiwań, za której twórcę uważany jest J.F. Muth (1961). Zaproponował on następującą hipotezę: „Oczekiwanie, jako eksperckie prognozy przyszłych wydarzeń, są w gruncie rzeczy identyczne z przewidywaniami odpowiedniej teorii ekonomicznej. Pomimo ryzyka pomylenia tej czysto opisowej hipotezy z zaleceniem, co przedsiębiorstwa powinny robić, nazwiemy takie oczekiwania racjonalnymi” (s. 316). J.F. Muth przyrównał więc subiektywne oczekiwania podmiotów ekonomicznych do rzeczywistego zachowania systemu ekonomicznego („odpowiedniej teorii ekonomicznej”). Teoria racjonalnych oczekiwań postuluje, że agenci efektywnie wykorzystują całą dostępną i użyteczną informację, budując na jej podstawie swoje oczekiwania. Podmioty gospodarcze nie muszą

świadomie formułować oczekiwań w ten sposób ani nawet mieć identycznych oczekiwań; ale nie budują też oczekiwań niespójnych z rzeczywistym procesem kształtowania się zjawisk gospodarczych. Formułują oczekiwania zgodnie ze swoją wiedzą o procesach przebiegających w systemie ekonomicznym i wykorzystując całą dostępną informację. Znają przy tym system ekonomiczny na tyle dobrze, że potrafią na podstawie doświadczenia przewidywać jego zachowanie i nie ignorują systematycznie dostępnej informacji, która mogłaby być wykorzystana w celu poprawienia ich decyzji. Jak zauważa E. Freyberg (1989, s. 18), nie oznacza to, że „w zachowaniu się podmiotów ekonomicznych nie można znaleźć wielu elementów irracjonalnych i przypadkowych. Ważny jest jednak fakt, że te nieracjonalności nie powodują systematycznych, a więc dających się przewidzieć odchyłeń od zachowania racjonalnego (tzn. zgodnego z własnym, najlepiej pojętym interesem), wynikają bowiem albo z niedoskonałości informacji, albo z przypadku”.

Bezpośrednie testy hipotezy racjonalnych oczekiwań polegają na badaniu, czy obserwowany przebieg szeregów czasowych oczekiwań jest zgodny z własnościami statystycznymi postulowanymi przez hipotezę J.F. Mutha. Dwie własności, którym poświęcono szczególnie dużo uwagi w literaturze empirycznej, to nieobciążoność i ortogonalność błędu predykcji². Nieobciążoność oczekiwań oznacza, że oczekiwana wartość zmiennej nie jest systematycznie niedoszacowana lub przeszacowana. Własność ortogonalności postuluje natomiast, że błąd predykcji jest nieskorelowany z informacją dostępną w momencie tworzenia prognozy. Jeśli oczekiwania są racjonalne, wykorzystanie informacji dostępnej w momencie formułowania oczekiwań nie spowoduje poprawy ich jakości.

Hipoteza racjonalnych oczekiwań wywarła ogromny wpływ na teorię ekonomii. Po okresie intensywnych badań, głównie o charakterze teoretycznym, w latach siedemdziesiątych i osiemdziesiątych XX w., uzyskała centralną pozycję w literaturze na temat oczekiwań, stała się podstawowym elementem makroekonomii neoklasycznej i nieodłącznym składnikiem programu studiów ekonomicznych. Za główne źródło jej sukcesów można uznać rozczarowanie teorią keynesowską w sterowaniu polityką gospodarczą oraz przemawiające do intuicji ekonomistów założenie, że podmioty ekonomiczne, wykorzystując wszelkie dostępne informacje i ucząc się na błędach, nie popełniają w swoich przewidywaniach systematycznych pomyłek.

Hipotezie racjonalnych oczekiwań od chwili jej powstania towarzyszyły jednak wątpliwości i kontrowersje. Większość głosów krytycznych koncentrowała się na nierealistyczności założeń tej teorii, zwłaszcza na temat roli mechanizmów uczenia się, korekty oczekiwań pod wpływem nowych informacji

oraz problemach kumulowania, selekcji i eliminacji (nieistotnych) informacji. Jednak podstawowym testem teorii ekonomicznej jest to, czy na jej podstawie można opisywać i prognozować zjawiska ekonomiczne lepiej niż przy wykorzystaniu teorii alternatywnych. Sam J.F. Muth traktował hipotezę racjonalnych oczekiwań jako hipotezę pozytywną, podlegającą empirycznej weryfikacji. Poniżej przedstawione są wyniki zastosowania bezpośrednich testów nieobciążoności i ortogonalności oczekiwań polskich przedsiębiorców na temat zmian zatrudnienia, wyrażanych przez respondentów testu koniunktury IRG SGH.

Wyniki testów nieobciążoności i ortogonalności oczekiwań

Niech ${}_{t-s}x_t$ oznacza względną zmianę wartości badanej zmiennej w okresie od $t-s$ do t , odnotowaną w oficjalnej sprawozdawczości statystycznej, a ${}_{t-s}x_t^e$ – oczekiwaną zmianę wartości badanej zmiennej w okresie od $t-s$ do t , wyznaczoną na podstawie wyników badań ankietowych.

Standardowym testem nieobciążoności oczekiwań jest test łącznej hipotezy

$$H_0 : \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 1 \quad (4)$$

w równaniu postaci

$${}_{t-s}x_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot {}_{t-s}x_t^e + \xi_t \quad (5)$$

przy czym zakłada się, że składnik losowy ξ_t jest procesem białego szumu.

Równania (6) i (7) prezentują wyniki oszacowania metodą najmniejszych kwadratów równania postaci (5) dla obu miar przyrostów zatrudnienia. W nawiasach podano wartości statystyk t -Studenta, a F jest wartością statystyki testu Walda hipotezy zerowej wyrażonej wzorem (4):

$$Z\widehat{P}_{t+3}^3 = 0,003 + 2,398 \cdot ZE_t^3 \quad (6)$$

$$(1,185) \quad (4,161) \quad F = 6,136$$

$$Z\widehat{P}_{t+3}^S = 0,002 + 1,294 \cdot ZE_t^S \quad (7)$$

$$(2,887) \quad (7,306) \quad F = 6,920$$

Ostateczne wnioski na temat nieobciążoności oczekiwań przedsiębiorców na temat zmian zatrudnienia zależą od przyjętego poziomu istotności. Wartość krytyczna statystyki F dla $r_1 = 1$ i $r_2 = 77$ stopni swobody i poziomu istotności 5% jest równa $F_{0,05}^* = 3,97$. W obu przypadkach są więc podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o nieobciążoności szeregów oczekiwań na temat zatrudnienia. Przyjmując natomiast poziom istotności 1% i wartość krytyczną $F_{0,01}^* = 6,98$, nie znajdujemy podstaw do odrzucenia hipotezy o nieobciążoności obu szeregów oczekiwań.

Standardowym testem hipotezy o ortogonalności błędów predykcji w stosunku do dowolnego zbioru informacyjnego Π_τ jest test hipotezy:

$$\alpha_i = 0, \quad i = s, s+1, \dots, T \quad (8)$$

w równaniu postaci

$$(x_t - x_{t-s} x_t^e) = \alpha_0 + \sum_{i=s}^T \alpha_i z_{t-i} + e_{st} \quad z_{t-i} \in \Pi_\tau \quad (9)$$

Przeprowadzenie testu ortogonalności błędu predykcji wymaga sprecyzowania elementów zbioru informacyjnego podmiotów gospodarczych, które zostaną uwzględnione w równaniu testowym (czyli zmiennych z_{t-i}).³ Poniżej zaprezentowano wyniki testu ortogonalności względem najnowszej znanej zagregowanej prognozy zmian zatrudnienia (wyrażonej przez saldo oczekiwań z ankiet, przy założeniu, że w momencie formułowania prognozy znane jest saldo sprzed dwóch miesięcy) oraz najnowszej znanej zrealizowanej zmiany zatrudnienia (również sprzed dwóch miesięcy). Okres dwóch miesięcy dobrze opisuje rzeczywiste opóźnienie między realizacją tych zmiennych a udostępnieniem zagregowanych wyników testu koniunktury (w przypadku salda oczekiwań) czy opublikowaniem danych statystycznych (w przypadku zrealizowanych przyrostów zatrudnienia). W przypadku dwuelementowego zbioru informacyjnego, testem ortogonalności oczekiwań jest łączny test hipotezy zerowej

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0 \quad (10)$$

Równania (11) i (12) prezentują wyniki estymacji równania postaci (9) dla obu miar przyrostów zatrudnienia. W nawiasach podano wartości statystyk t -Studenta, a F jest wartością statystyki testu Walda hipotezy zerowej wyrażonej wzorem (10):

$$\widehat{e}_t^{ZP^3} = 0,007 + 0,035 \cdot BP_{t-2} + 0,025 \cdot ZP_{t-2}^3 \quad (11)$$

(1,588) (2,098) (0,222) $F = 3,480$

$$\hat{e}_t^{ZPS} = 0,002 - 0,003 \cdot BP_{t-2} + 0,665 \cdot ZP_{t-2}^S \quad (12)$$

(4,452) (-1,503) (6,621) $F = 57,463$

Również w tym przypadku ostateczne wnioski na temat ortogonalności błędu predykcji zależą od przyjętego poziomu istotności. Wartość krytyczna statystyki F dla $r_1 = 2$ i $r_2 = 76$ stopni swobody i poziomu istotności 5% jest równa $F_{0,05}^* = 3,12$. W obu przypadkach są więc podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o ortogonalności szeregów oczekiwań na temat zatrudnienia względem wybranych elementów zbioru informacyjnego. Wykorzystanie informacji na temat zagregowanych prognoz zmian zatrudnienia oraz ostatnio zrealizowanych przyrostów zatrudnienia pozwoliłoby w znaczący sposób poprawić jakość przewidywań polskich przedsiębiorstw przemysłowych biorących udział w teście koniunktury. Przyjmując natomiast poziom istotności 1% i wartość krytyczną $F_{0,01}^* = 4,89$, możemy wnioskować, że zmiany zatrudnienia mierzone w stosunku do ubiegłego miesiąca są ortogonalne względem wybranych elementów zbioru informacyjnego, a więc wykorzystanie tych informacji nie pozwoliłoby na udoskonalenie budowanych prognoz.

Uwagi końcowe

Sformułowana we wprowadzeniu teza, że oczekiwania polskich przedsiębiorców są przynajmniej częściowo formułowane w sposób racjonalny, znalazła potwierdzenie w wynikach empirycznych. Na podstawie danych testu koniunktury można skonstruować racjonalną (jednocześnie nieobciążoną i w pełni wykorzystującą informacje zawarte w wybranym zbiorze informacyjnym) miarę oczekiwań na temat zatrudnienia, opartą na zmianach zatrudnienia zaobserwowanych w ciągu ostatniego miesiąca. Wyniki prezentowane w tej pracy są jednak zależne od przyjętego w testach statystycznych poziomu istotności, co nie pozwala na wyciągnięcie jednoznacznych wniosków na temat racjonalności oczekiwań polskich przedsiębiorstw przemysłowych.

Praktycznym wnioskiem z testów własności oczekiwań przeprowadzonych w tym opracowaniu jest, że wykorzystanie powszechnie dostępnych informacji, w tym danych na temat zagregowanych prognoz zmian zatrudnienia oraz ostatnio zrealizowanych przyrostów zatrudnienia, pozwoliłoby polskim przedsiębiorcom skutecznie prognozować zmiany na rynku pracy. Wyniki testów racjonalności nie różnią się zasadniczo od wyników otrzymanych wcześniej na podstawie krótszej próby (por. Tomczyk [2004]), co pozwala przypuszczać, że procesy kształtowania się oczekiwań cechują się pewną stabilnością.

Warto postawić pytanie o potencjalne przyczyny statystycznie istotnego obciążenia oczekiwań, które świadczy o występowaniu systematycznych błędów w ocenie sytuacji na rynku zatrudnienia przez respondentów testu koniunktury. Jedną z przyczyn tego obciążenia może być stosunkowo mała, zwłaszcza w świetle długości typowego cyklu koniunkturalnego, liczebność próby. Oczekiwania mogą się wydawać obciążone *ex post*, jeśli były formułowane racjonalnie przy uwzględnieniu niewielkiego prawdopodobieństwa kryzysu (lub znacznej poprawy koniunktury), który jednak nie wystąpił w małej próbie będącej do dyspozycji.

Wśród innych przyczyn obciążenia oczekiwań można wskazać występowanie błędów pomiaru w szeregach czasowych stanowiących podstawę analizy empirycznej (por. Tomczyk [2002]). W szeregach oczekiwań źródłami błędów pomiaru, obok przyczyn typowych dla wszystkich danych ekonomicznych (czyli błędów wynikających np. z niewłaściwego doboru próby czy niedoskonałej korekty sezonowości), są między innymi:

- błąd agregacji, pojawiający się wskutek pominięcia zróżnicowania indywidualnych odpowiedzi respondentów ankiety,
- błąd kwantyfikacji wynikający z niedoskonałości metod kwantyfikacji oczekiwań; jednym z jego przejawów jest błąd wygenerowanych regresorów, pojawiający się w przypadku, gdy źródłem danych (w tym przypadku szeregów oczekiwań), na podstawie których szacowane jest równanie regresji, jest inne równanie regresji: model kwantyfikacyjny,
- błąd odmowy odpowiedzi, wynikający z faktu, że grupa respondentów odmawiających odpowiedzi na pytania ankiety może nie być reprezentatywna dla badanej populacji.

Problem błędów pomiaru jest szczególnie istotny w przypadku analiz oczekiwań, które mogą być obserwowane jedynie za pośrednictwem deklaracji podmiotów gospodarczych. Występowanie błędów pomiaru w szeregach czasowych oczekiwań powoduje, że oceny parametrów w teście nieobciążoności są zaniżone, a więc mamy do czynienia z obciążeniem testu w kierunku odrzucenia hipotezy o racjonalności. Niejednoznaczność wyników testu nieobciążoności oczekiwań może więc w przyszłości zostać wyeliminowana dzięki uwzględnieniu większej liczby obserwacji oraz wprowadzeniu korekty błędów pomiaru w szeregach czasowych oczekiwań. W przypadku testu ortogonalności, interpretacja otrzymanych wyników opiera się na założeniu, że respondenci przewidują zmiany zatrudnienia w porównaniu do poprzedniego miesiąca lub do średniej z poprzedniego roku. Przeprowadzenie testu sposobu formuło-

wania oczekiwań byłoby cennym wstępnym krokiem poprzedzającym kolejne testy racjonalności, pozwoliłoby bowiem na bardziej precyzyjną interpretację otrzymanych wyników.

Można też wskazać merytoryczne przyczyny nieracjonalności oczekiwań polskich przedsiębiorstw przemysłowych. Wśród nich ważną pozycję zajmuje transformacja systemowa. Prezentowane wyniki dotyczą oczekiwań podmiotów gospodarczych od 1997 r., kiedy procesy gospodarcze charakteryzowały się już względną stabilnością w porównaniu z pierwszą połową dekady. Jednak w porównaniu z okresem, w którym mogą obserwować swoje otoczenie podmioty gospodarcze na rynkach amerykańskich i zachodnioeuropejskich, trudno uznać, że jest to okres wystarczający na zbudowanie i rozpowszechnienie się metod racjonalnego prognozowania.

Próbę zbudowania ilościowych miar oczekiwań na podstawie jakościowych danych ankietowych można uznać za udaną. Ze zbioru możliwych metod kwantyfikacji udało się wyodrębnić te odpowiadające specyfice danych pochodzących z testu koniunktury IRG SGH, odrzucając między innymi założenie, że zdefiniowanie zmian zatrudnienia w stosunku do analogicznego okresu roku ubiegłego stanowi dobry odpowiednik oczekiwań wyrażanych przez respondentów testu. Otrzymane w wyniku kwantyfikacji szeregi czasowe oczekiwań cechują się dobrymi własnościami prognostycznymi, zwłaszcza w porównaniu z metodami naiwnymi. Szczególnie widoczna jest ich przewaga nad saldami (statystykami bilansowymi). Porównanie otrzymanych miar oczekiwań z szeregami zrealizowanych przyrostów zatrudnienia wskazuje jednak, że występują różnice w subiektywnej i obiektywnej (a przynajmniej oficjalnej) ocenie kształtowania się zmian zatrudnienia.

Jednym z proponowanych kierunków dalszych badań racjonalności oczekiwań polskich przedsiębiorców jest podjęcie kolejnych prób oczyszczenia ilościowych miar oczekiwań z błędów pomiaru, w tym wykorzystanie danych indywidualnych do oszacowania kierunku i wielkości błędu wynikającego z agregacji danych. Drugim obiecującym kierunkiem jest zróżnicowanie analizy ze względu na formę własnościową, branżę, region geograficzny i wielkość przedsiębiorstwa. Ta ostatnia cecha może mieć szczególne znaczenie dla wyników procedur kwantyfikacyjnych, gdyż kilkuprocentowy przyrost zmiennej może być w ankiecie inaczej interpretowany przez dużą, a inaczej przez małą firmę. Trzecim kierunkiem jest zastosowanie bardziej złożonych metod kwantyfikacji, w tym modeli nieliniowych oraz korekt uwzględniających asymetryczną reakcję oczekiwań na wzrost i spadek wartości badanej zmiennej.

Powszechnie podkreślane w teorii ekonomii znaczenie oczekiwań jako kluczowego czynnika kształtującego zachowania podmiotów gospodarczych sugeruje konieczność poświęcenia temu tematowi bliższej uwagi. Przedstawione w tym opracowaniu wyniki procedur kwantyfikacyjnych mogą stanowić źródło informacji dla ekonomisty zainteresowanego stopniem dokładności oczekiwań polskich przedsiębiorstw przemysłowych w zależności od zastosowanej metody kwantyfikacji i sposobu zdefiniowania szeregu realizacji. Natomiast wyniki testów nieobciążoności i ortogonalności mogą posłużyć jako punkt wyjścia do dalszych analiz racjonalności oczekiwań polskich przedsiębiorców.

Załącznik: kwantyfikacja oczekiwań za pomocą metody regresyjnej

Przyjmijmy następujące oznaczenia:

${}_t A_{t+1}^1$ – odsetek respondentów stwierdzających poprawę sytuacji w okresie od t do $t + 1$,

${}_t A_{t+1}^2$ – odsetek respondentów stwierdzających brak zmiany sytuacji w okresie od t do $t + 1$,

${}_t A_{t+1}^3$ – odsetek respondentów stwierdzających pogorszenie sytuacji w okresie od t do $t + 1$,

${}_t P_{t+1}^1$ – odsetek respondentów przewidujących poprawę sytuacji w okresie od t do $t + 1$,

${}_t P_{t+1}^2$ – odsetek respondentów przewidujących brak zmiany sytuacji w okresie od t do $t + 1$,

${}_t P_{t+1}^3$ – odsetek respondentów przewidujących pogorszenie sytuacji w okresie od t do $t + 1$.

Zdefiniowane powyżej odsetki są zazwyczaj ważone w celu uwzględnienia zróżnicowania respondentów; w przypadku przedsiębiorstw najczęściej stosowanymi wagami są wielkość zatrudnienia lub wartość obrotów.

Jako podstawowe zagregowane miary jakościowych odpowiedzi respondentów stosuje się na ogół wskaźniki struktury opisujące rozkład (z próby) odpowiedzi na poszczególne pytania ankiety lub statystyki bilansowe (saldo), zaproponowane przez O. Andersona (1952). Salda definiowane są dla stanów

jako różnica między odsetkiem respondentów stwierdzających wzrost i stwierdzających spadek wartości badanej zmiennej:

$${}_tBA_{t+1} = {}_tA_{t+1}^1 - {}_tA_{t+1}^3 \quad (13)$$

oraz dla oczekiwań jako różnica między odsetkiem respondentów oczekujących wzrostu i oczekujących spadku wartości badanej zmiennej:

$${}_tBP_{t+1} = {}_tP_{t+1}^1 - {}_tP_{t+1}^3 \quad (14)$$

Salda opisane wzorami (13) i (14) umożliwiają kwantyfikację oczekiwań na temat zmian wartości badanej zmiennej, są jednak tylko jednym z wielu możliwych sposobów kwantyfikacji (por. Pesaran [1989], Osińska [2000], Tomczyk [2001]). Bardziej zaawansowane metody kwantyfikacji: probabilistyczna (opracowana przez H. Theila [1952] na podstawie statystyk bilansowych O. Andersona) oraz regresyjna (zaproponowana przez M.H. Pesarana, [1984]) cechują się większą elastycznością i szerszym wachlarzem zastosowań. W dalszej części opracowania prezentowane są wyniki zastosowania metody regresyjnej do kwantyfikacji oczekiwań na temat zmian poziomu zatrudnienia wśród polskich przedsiębiorstw przemysłowych.

Niech ${}_t x_{t+1}$ oznacza względną zmianę wartości badanej zmiennej w okresie od t do $t+1$, odnotowaną w oficjalnej sprawozdawczości statystycznej. Model O. Andersona (1952) wyraża się wzorem:

$${}_t x_{t+1} = \alpha \cdot {}_tA_{t+1}^1 + \beta \cdot {}_tA_{t+1}^3 + v_t \quad (15)$$

Zmienna objaśniana ${}_t x_{t+1}$ interpretowana jest jako miara przeciętnej zmiany wartości badanej zmiennej w przypadku, gdy średni wzrost wartości zmiennej u respondentów stwierdzających wzrost oraz średni spadek wartości zmiennej u respondentów stwierdzających spadek są stałe w czasie.

Model postaci (15) oszacowano dla każdej z trzech zmiennych opisujących zmiany zatrudnienia (por. wzory (1) – (3)), otrzymując następujące wyniki:

$$Z\hat{P}_t^1 = 0,058 \cdot {}_tA_{t+1}^1 - 0,024 \cdot {}_tA_{t+1}^3 \quad (16)$$

$$Z\hat{P}_t^S = 0,014 \cdot {}_tA_{t+1}^1 - 0,014 \cdot {}_tA_{t+1}^3 \quad (17)$$

$$Z\hat{P}_t^A = 0,188 \cdot {}_tA_{t+1}^1 - 0,165 \cdot {}_tA_{t+1}^3 \quad (18)$$

Interpretacja otrzymanych wyników – na przykładzie oszacowań otrzymanych przy zastosowaniu modelu Andersona ze zmienną objaśnianą ZP_t^1 – jest następująca: w przedsiębiorstwach, które w ciągu ostatniego miesiąca stwierdziły wzrost zatrudnienia, średni przyrost zatrudnienia wyniósł 5,8%, a w przedsiębiorstwach, które w ciągu ostatniego miesiąca stwierdziły spadek zatrudnienia, średni spadek zatrudnienia wyniósł 2,4%. Wątpliwości budzą wysokie co do wartości bezwzględnej oszacowania otrzymane w przypadku zmiennej zdefiniowanej w stosunku do analogicznego okresu roku ubiegłego. W świetle dotychczasowych analiz oczekiwań polskich przedsiębiorców (por. Rocki i Tabeau [1994], Tomczyk [2001]) wydaje się mało wiarygodne, aby średni przyrost zatrudnienia u przedsiębiorstw stwierdzających jego wzrost wynosił aż 18,8%, a spadek – 16,5%. Zmienna zdefiniowana w stosunku do analogicznego okresu roku ubiegłego zostaje więc pominięta w dalszej analizie.

Zgodnie z przyjmowanym w metodzie regresyjnej założeniem, że oszacowania parametrów równania (15) są takie same dla realizacji i oczekiwań, oznacza to, że u przedsiębiorstw, wyrażających w ankiecie oczekiwanie przyrostu zatrudnienia w ciągu najbliższych 3 miesięcy, średni przyrost zatrudnienia wyniesie 5,8%, a u przedsiębiorstw wyrażających w ankiecie oczekiwanie spadku zatrudnienia w ciągu najbliższych 3 miesięcy średni spadek zatrudnienia wyniesie 2,4%. Jednomiesięczne realizacje i trzymiesięczne oczekiwania opisywane są zatem za pomocą równania regresji o tych samych oszacowaniach parametrów, co stanowi słabość regresyjnej metody kwantyfikacji oczekiwań (którą zresztą dzieli ona z drugą powszechnie stosowaną metodą kwantyfikacji, probabilistyczną). Miara oczekiwań na temat zmian zatrudnienia zdefiniowana na podstawie modelu ze zmienną objaśnianą ZP_t^1 (równanie (16)) jest więc oznaczana przez ZE_t^3 , ponieważ formułowane oczekiwania dotyczą okresu następnych 3 miesięcy, i porównywana z przyrostem zatrudnienia zaobserwowanym również w ciągu trzech miesięcy, ZP_t^3 (por. tablica 1).

Przy założeniu, że zależność postaci (15) jest spełniona również dla wyrażanych w ankietach oczekiwań, oszacowania parametrów równań (16) – (18) mogą być wykorzystane do wyznaczenia ilościowych miar oczekiwań na temat zatrudnienia. Miary te opisują przeciętne przewidywane zmiany poziomu zatrudnienia zdefiniowanego w stosunku do ubiegłego miesiąca:

$$\widehat{ZE}_t^3 = 0,058 \cdot {}_tP_{t+1}^1 - 0,024 \cdot {}_tP_{t+1}^3 \quad (19)$$

oraz w stosunku do średniej z ostatniego roku:

$$Z\widehat{E}_t^S = 0,014 \cdot P_{t+1}^1 - 0,014 \cdot P_{t+1}^3 \quad (20)$$

Jak łatwo zauważyć, saldo oczekiwań (14) jest szczególnym przypadkiem wyrażenia (19) lub (20) dla $\widehat{\alpha} = -\widehat{\beta} = 1$.

Przypisy

¹ Dane te, gromadzone w bazie danych Instytutu Rozwoju Gospodarczego, są agregowane, a następnie prezentowane i komentowane w comiesięcznych biuletynach „Koniunktura w przemyśle”

² Pozostałe własności oczekiwań formułowanych racjonalnie opisane są m.in. w monografiach M.H. Pesarana (1989) i S.M. Sheffrina (1996)

³ Najprostsza forma testu ortogonalności (weryfikacja hipotezy, że błąd oczekiwań jest procesem białego szumu) została pominięta. Jest to bowiem test bardzo ogólny i w przypadku odrzucenia hipotezy zerowej nie pozwalający na wyciągnięcie wniosków co do przyczyn nieracjonalności.

Bibliografia

Adamowicz E. (1998) *Możliwości opisu stanu gospodarki na podstawie testów koniunktury*, w: *Statystyczne i ekonometryczne metody badania krótkookresowych zmian stanu gospodarki*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego nr 60, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa

Anderson O. (1952) *The business test of the IFO-Institute for Economic Research, Munich, and its theoretical model*, „Revue de l'Institut International de Statistique” 20: 1-17

Freyberg E. (1989) *Teoria racjonalnych oczekiwań*, Monografie i Opracowania nr 289, Szkoła Główna Planowania i Statystyki, Warszawa

Kowalski T. (2001) *Proces formułowania oczekiwań a teoria cyklu wyborczego. Implikacje dla polityki gospodarczej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu

Leonard J.S. (1980) *Wage expectations in the labor market: survey evidence on rationality*, NBER Working Paper No 440, Cambridge

Muth J.F. (1961) *Rational expectations and the theory of price movement*, „Econometrica” 29: 315-335

Osińska M. (2000) *Ekonometryczne modelowanie oczekiwań gospodarczych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika w Toruniu

Pesaran M.H. (1984) *Expectations Formations and Macroeconometric Modelling*, w: P. Malgrange, P.-A. Muet (red.) *Contemporary Macroeconomic Modelling*, Basil Blackwell, Oxford

Pesaran M.H. (1989) *The Limits to Rational Expectations*, Basil Blackwell, Oxford

Rocki M., Tabeau A. (1994) *Metody kwantyfikacji jakościowych danych ankietowych*, maszynopis, Instytut Ekonometrii Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie

Sheffrin S.M. (1996) *Rational Expectations*, Cambridge University Press, Cambridge

Theil H. (1952) *On the time shape of economic microvariables and the Munich business test*, „Revue de l'Institut International de Statistique” 20: 105-120

Tomczyk E. (2001) *Racjonalność oczekiwań respondentów testu koniunktury*, w: *Analiza tendencji rozwojowych w polskiej gospodarce na podstawie testu koniunktury*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego nr 70, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa

Tomczyk E. (2002) *Test koniunktury jako źródło danych o oczekiwaniach podmiotów gospodarczych*, w: E. Adamowicz (red.) *Diagnozy i prognozy stanu gospodarki w świetle badań koniunktury*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego nr 73, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa

Tomczyk E. (2004) *Racjonalność oczekiwań. Metody i analiza danych jakościowych*, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa

Tyszka T., Zaleskiewicz T. (2001) *Racjonalność decyzji. Pewność i ryzyko*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne