

Katarzyna Walerysiak-Grzechowska\*

## **Analiza głównych cech oczekiwań inflacyjnych konsumentów indywidualnych w Polsce w latach 2004–2014**

### **Wstęp**

Publikacje poruszające kwestię oczekiwań inflacyjnych terminem tym najczęściej określają przewidywania, prognozy, opinie, przekonania uczestników rynku na temat przyszłej inflacji<sup>1</sup> i tak też będą one rozumiane w niniejszym artykule. Na wstępie należy zaznaczyć, że oczekiwania inflacyjne stoją u podstaw wielu decyzji ekonomicznych podejmowanych zarówno na szczeblu indywidualnym – przez konsumentów, analityków sektora finansowego, przedsiębiorstwa – i krajowym – przez władze monetarne. Ich charakter oraz sposób formułowania przez uczestników rynku jest kluczowym zagadnieniem zwłaszcza dla tych ostatnich, stosujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Strategia ta wskazuje przewidywania inflacyjne jako jeden z głównych czynników mogących zarówno stabilizować, jak i destabilizować poziom cen w kraju.

Skuteczność polityki pieniężnej w dużej mierze zależy od zidentyfikowania prawidłowego modelu formułowania oczekiwań inflacyjnych, charakterystycznego dla podmiotów mających największy wpływ na przebieg procesów rynkowych, a więc konsumentów indywidualnych. W artykule podjęto próbę budowy takiego modelu. Jego konstrukcja poprzedzona została empiryczną identyfikacją głównych charakterystyk, jakimi odznaczały się w latach 2004–2014 oczekiwania konsumentów co do przyszłej dynamiki cen.

W pierwszej części artykułu wskazano argumenty za istotnością oczekiwań inflacyjnych dla podmiotów ekonomicznych i państwa oraz przedstawiono sposób ich pomiaru stosowany w Polsce. Z kolei w drugiej części zweryfikowano spełnienie przez analizowaną zmienną założeń hipotezy racjonalnych oczekiwań (nieobciążoność, ortogonalność).

---

\* Mgr, Katedra Teorii i Analiz Systemów Ekonomicznych, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Uniwersytet Łódzki, ul. Rewolucji 1905 r. 41, 90-214 Łódź, walerysiak.katarzyna@gmail.com

<sup>1</sup> Takie definicje przedstawiają m.in. [Barro, 1997, s. 202; Grzęda-Latocha, 2005, s. 84; Mankiw, Taylor, 2009, s. 380].

Poruszono również problem antycypacyjności oczekiwań inflacyjnych, co umożliwiło budowę modelu hybrydowego oddającego specyfikę przewidywań konsumentów polskich. W ostatniej części opracowania zawarto wnioski końcowe i podsumowanie.

Należy zauważyć, że badaniem oczekiwań inflacyjnych w warunkach polskich zajmuje się głównie Narodowy Bank Polski (NBP). Podobne analizy do przedstawionych w niniejszym artykule można znaleźć np. w pracy Łyziaka [2013]. Autor skoncentrował swoją uwagę na porównaniu cech oczekiwań różnych grup podmiotów oraz konfrontował wyniki na gruncie międzynarodowym. Korzystał on z próby do roku 2010. Autorka niniejszego opracowania przeprowadziła badanie na zaktualizowanej próbie, co umożliwiło analizę zmian cech oczekiwań inflacyjnych polskich konsumentów indywidualnych w czasie, jak również wyselekcjonowała inny zestaw zmiennych wykorzystanych do oceny warunku ortogonalności. Wybrano zmienne mogące mieć wpływ na procesy inflacyjne, przyczyn inflacji poszukując w trzech głównych stanowiska teoretycznych, mianowicie w teorii monetarnej, popytowej i kosztowej inflacji.

## **1. Znaczenie i pomiar oczekiwań inflacyjnych konsumentów indywidualnych**

### **1.1. Rola oczekiwań inflacyjnych**

Wysoka inflacja jest procesem, który oddziałuje niekorzystnie nie tylko na kondycję całej gospodarki, ale również poszczególnych obywateli z osobna. W związku z tym podmioty ekonomiczne starają się przewidywać przyszłą dynamikę cen i uwzględniać swoje oczekiwania w zawieranych umowach. Zatem przewidywania inflacyjne należą do ważnych czynników determinujących podejmowanie decyzji gospodarczych. Warunkują podejmowanie działań w zakresie konsumpcji, oszczędności czy inwestycji.

Warto zauważyć, że wzrost oczekiwanej inflacji może prowadzić do zwiększenia się popytu i spadku podaży na rynku. Producenci bowiem, oczekując wzrostu kosztów wytwarzania (żądania podwyżek przez pracowników, wzrost cen materiałów produkcyjnych), będą podwyższać ceny swoich produktów i usług. Przewidywany przez przedsiębiorstwa wzrost cen może również skłonić je do ograniczenia ilości oferowanych dóbr na rynku w oczekiwaniu na wyższe zyski w przyszłości. Z kolei konsumenci mogą zwiększyć popyt na towary i usługi

w obawie przed deprecjacją swoich dochodów i oszczędności. Takie zachowanie podmiotów rynkowych może doprowadzić do sytuacji, iż oczekiwania inflacyjne staną się „samospełniającą się” prognozą [Demchuk i inni, 2012, s. 9] i będą stymulować spiralę inflacyjną.

Oczekiwania inflacyjne i sposób ich formułowania przez podmioty ekonomiczne są szczególnie ważne dla polityki pieniężnej państwa i mechanizmu transmisji jej impulsów. Dla przykładu, zwiększenie przez władze monetarne podaży pieniądza powinno skutkować spadkiem nominalnych i realnych stóp procentowych (w sytuacji cen sztywnych). Jednak decydenci o wysokich oczekiwaniach inflacyjnych mogą zabezpieczać się przed wzrostem cen i wbudowywać stopę przewidywanej inflacji w poziom stóp procentowych. Tym samym realne stopy procentowe nie ulegną zmianie, a przy tzw. efekcie Fishera wzrosną jedynie stopy nominalne [Kokoszcyński, 1999, s. 6].

Największy wpływ na przebieg procesów cenowych posiadają konsumenci indywidualni, a więc to od ich oczekiwań inflacyjnych w dużym stopniu zależy skuteczność prowadzonej polityki pieniężnej. Na koszt obniżania dynamiki cen przez władze monetarne wpływa sposób formułowania oczekiwań przez podmioty ekonomiczne, a dokładniej – stopień spełnienia hipotezy racjonalnych oczekiwań. Albowiem im wyższa racjonalność, tym przewidywania podmiotów ekonomicznych co do przyszłej stopy inflacji szybciej dostosowują się do zmian zachodzących w gospodarce. Należy tutaj podkreślić, że im szybsza adaptacja oczekiwań inflacyjnych, tym mniejsze koszty ponosi gospodarka w procesie dezinflacji. Jeżeli oczekiwania podmiotów ekonomicznych są całkowicie racjonalne, to obniżenie celu inflacyjnego nie wymaga podwyższenia stóp procentowych NBP, gdyż spadek stopy inflacji dokonuje się samistnie na skutek obniżenia poziomu oczekiwań [Łyziak, 2013, s. 42–45].

W związku z powyższym należy zauważyć, że oczekiwania inflacyjne są jednym z ważnych determinantów inflacji, jak również skuteczności i kosztowności polityki pieniężnej. Istotne jest zatem określenie właściwego modelu ich formułowania.

## **1.2. Źródło informacji o oczekiwaniach inflacyjnych polskich konsumentów**

Przewidywania inflacyjne, podobnie jak wszystkie oczekiwania ekonomiczne, należą do zmiennych trudno obserwowalnych. Taki charakter oczekiwań spowodował, że powstało wiele sposobów ich pomiaru [Stanisławska, Tomczyk, 2010, s. 7]. Jednak w literaturze przedmiotu

częste są opinie, iż przewidywania podmiotów ekonomicznych najlepiej odzwierciedlają badania ankietowe. Zdaniem laureata Nagrody Nobla Lawrence'a Kleina bezpośredni wywiad z uczestnikami rynku jest jedynym sposobem na zmierzenie ich oczekiwań [Kano, Li, 1990, s. 395]. Z kolei Cunningham [1997, s. 292] uważa, że informacje płynące z badań ankietowych pozwalają na szybką ocenę bieżącego stanu gospodarki. Oficjalne dane statystyczne są bowiem publikowane z opóźnieniem w porównaniu do okresu, którego dotyczą.

W Polsce badanie oczekiwań inflacyjnych konsumentów do 2014 r. było przeprowadzane przez GfK Polonia, IPSOS i GUS (od początku 2014 r.<sup>2</sup> IPSOS zaprzestało badań konsumenckich w obszarze oczekiwań inflacyjnych). W badaniach tych ankietowani odpowiadali comiesięcznie na pytania jakościowe o oczekiwane w rocznym horyzoncie zmiany cen i percepcję inflacji bieżącej w ciągu ostatniego roku. Do kwantyfikacji przez NBP informacji o oczekiwaniach inflacyjnych płynących z ankiet jakościowych wykorzystywane są statystyki bilansowe i rozszerzona metoda probabilistyczna. W literaturze wyróżnia się również metodę regresyjną. Obszerność tematu i ograniczenia w długości pracy uniemożliwiają szersze opisanie tych metod. Warto w tym miejscu podkreślić, że za pomocą metody probabilistycznej NBP oblicza trzy miary oczekiwań inflacyjnych podmiotów indywidualnych:

- 1) zobiektywizowaną – uznaje się, że punktem odniesienia dla ankietowanych udzielających odpowiedzi o przewidywane zmiany cen jest wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI),
- 2) subiektywizowaną – przyjmuje się, że punktem odniesienia dla respondentów jest percepcja inflacji, jaką deklarują w pytaniu o postzegane zmiany cen w ciągu ostatniego roku,
- 3) subiektywizowaną (alternatywną) – czynnikiem skalującym jest średnia percepcja inflacji bieżącej z ankiet GfK Polonia, GUS i IPSOS [Łyziak, 2012, s. 9].

Ostatnia z miar wyznaczana jest z powodu różnic, jakie występują w strukturze odpowiedzi na pytanie o percepcję inflacji we wszystkich trzech ankietach.

Ograniczona dostępność danych uniemożliwia prezentację wszystkich miar oczekiwań inflacyjnych konsumentów polskich, kwantyfikowanych na podstawie ankiet jakościowych. Zostanie przedstawiona

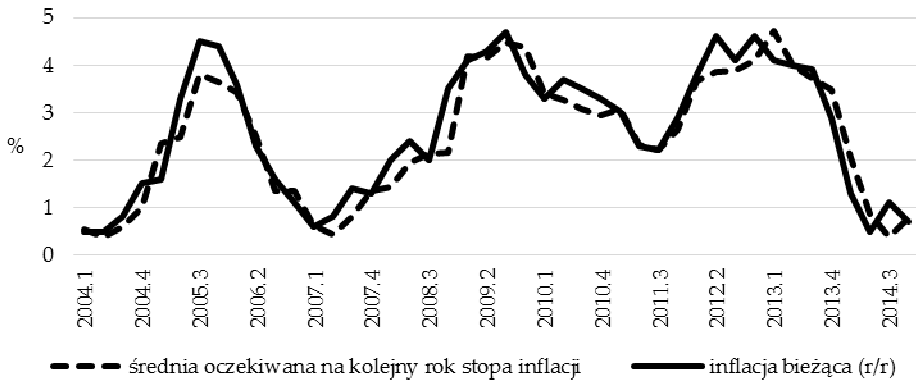
---

<sup>2</sup> Od tego okresu NBP korzysta z danych GUS, gdyż informacje płynące z ankiet GUS i IPSOS do tej pory były zbliżone.

jedynie miara zobiektywizowana, w której za percepcję inflacji bieżącej przyjmowany jest wskaźnik CPI dostępny respondentom w chwili przeprowadzania wywiadu ankietowego.

Na rysunku 1 przedstawiono kształtowanie się oczekiwań inflacyjnych konsumentów oraz inflację bieżącą dostępną respondentom w chwili przeprowadzania badania w latach 2004–2014. Warto zauważyć, że w całym badanym przedziale czasowym prognozy konsumentów co do przyszłej dynamiki cen kształtowały się na poziomie bliskim inflacji rocznej bieżącej. Pozwala to postawić hipotezę, iż oczekiwania inflacyjne w analizowanym przedziale czasowym charakteryzowały się silną inercyjnością. Weryfikacja powyższej tezy zostanie przeprowadzona za pomocą testowania racjonalności oczekiwań inflacyjnych.

**Rysunek 1. Oczekiwania inflacyjne i inflacja bieżąca w latach 2004–2014**



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych NBP.

## 2. Empiryczna analiza głównych charakterystyk oczekiwań inflacyjnych konsumentów indywidualnych w Polsce w latach 2004–2014

### 2.1. Testowanie racjonalności

Hipoteza racjonalnych oczekiwań wymaga, aby przewidywania inflacyjne były formułowane w sposób nieobciążony i ortogonalny [Osieńska, 2000, s. 28]. Wypełnienie warunku nieobciążoności polega na sprawdzeniu, czy błędy predykcji inflacji  $b_t = \pi_t - \pi_t^e$  są popełniane systematycznie. Sprowadza się to do oceny parametrów równania:

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \frac{\pi_t^e}{t-4} + b_t \quad (1)$$

gdzie:

$\pi_t$  – inflacja rzeczywista w okresie  $t$ ,

$\pi_t^e$  – średnia oczekiwana stopa inflacji w okresie  $t$  formułowana rok wcześniej.

Jeżeli  $\alpha_0 = 0$  i  $\alpha_1 = 1$ , to błędy mają charakter losowy [Forsells, Kenney, 2005, s. 9–10]. W rezultacie otrzymano następujące wyniki estymacji powyższego równania (próba 2004.1–2014.4):

$$\pi_t = 4,02 - 0,56 \cdot \frac{\pi_t^e}{t-4} \quad (2)$$

gdzie statystyki t-Studenta oraz statystyka Durбина-Watsona wynoszą odpowiednio:  $t_{\hat{\alpha}_0} = 8,74, t_{\hat{\alpha}_1} = -3,51, DW = 0,26$ .

Przedstawione podejście do analizowania nieobciążoności oczekiwań pochodzących z badań ankietowych wymaga nieskorelowania składników losowych w modelu. W przeciwnym wypadku błędy szacunku parametrów mogą być zaniżone, co ogranicza poprawne wnioskowanie. Przyczyny występowania autokorelacji w powyższym modelu można upatrywać w nakładających się horyzontach prognoz. Wykorzystano bowiem zagregowane kwartalne dane o oczekiwaniach inflacyjnych, a swoje przewidywania ankietowani formułowali na rok do przodu. W kolejnym kroku oszacowano model ekonometryczny z odpornymi na autokorelację i heteroskedastyczność błędami oszacowań za pomocą estymatora asymptotycznej macierzy kowariancji Neweya–Westa. Otrzymano następujące statystyki t-Studenta:  $t_{\hat{\alpha}_0} = 6,75, t_{\hat{\alpha}_1} = -2,64^3$ . Następnie dokonano oceny hipotez:

$$H_0 : \hat{\alpha}_0 = 0, \hat{\alpha}_1 = 1$$

$$H_1 : \sim H_0$$

Statystyka  $F(2, 42) = 27,6$  z wartością  $p$  bliską 0 pozwoliła odrzucić hipotezę zerową. Zatem oczekiwania inflacyjne w latach 2004–2014 formułowane przez konsumentów polskich były obciążone błędem systematycznym.

Weryfikacja drugiego warunku hipotezy racjonalnych oczekiwań (ortogonalności, efektywności makroekonomicznej) wymaga sprawdzenia, czy błędy predykcji są skorelowane ze zbiorem informacyjnym

<sup>3</sup> Oszacowania parametrów są istotne na poziomie 5%.

dostępny w chwili określania prognozy  $E(b_t | \Omega_{t-4}) = 0$ . A zatem czy wszystkie informacje mogące poprawić predykcję zostały przy formułowaniu oczekiwań wykorzystane. Sprawdzianem efektywności makroekonomicznej jest test hipotezy  $\beta_i = 0$  w równaniu:

$$b_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^N \beta_i \cdot \Omega_{t-4} + \sum_{j=1}^M \gamma_j b_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

gdzie:

$E$  – operator nadziei matematycznej,

$\Omega_{t-4}$  – wybrane zmienne makroekonomiczne mające wpływ na procesy inflacyjne, dostępne w chwili formułowania oczekiwań t-4 przez konsumentów,

$b_{t-j}$  – błędy oczekiwań z poprzednich okresów;  $j=1, 2, \dots, M$

$N$  – liczba zmiennych makroekonomicznych,

$\varepsilon_t$  – składnik losowy.

Jeżeli istnieje taka zmienna, dla której  $\beta_i \neq 0$ , to warunek ortogonalności nie jest spełniony. Zdaniem Łyziaka [2013, s. 187] uwzględnienie w powyższej zależności błędów oczekiwań inflacyjnych z minionych okresów pozwala usunąć z modelu często występującą autokorelację reszt. Zaznacza on jednak, że występowanie autokorelacji nie jest przesłanką przeciw racjonalności oczekiwań.

W literaturze przedmiotu prezentowane są słabe i mocne testy efektywności ekonomicznej. O ortogonalności słabej można mówić, gdy podmioty przetwarzają efektywnie informacje o aktualnej inflacji. Z kolei mocna forma ortogonalności postuluje spełnienie tego warunku wobec pozostałych zmiennych oddziaływujących na proces inflacji [Mucha, 2009, s. 29–30]. W niniejszej pracy zostanie zaprezentowany tzw. test mocny.

Zmienne wchodzące do zbioru informacyjnego  $\Omega_{t-4}$ , a zatem mogące mieć wpływ na procesy inflacyjne, ale takie, które mogły nie zostać uwzględnione przy formułowaniu oczekiwań inflacyjnych przez konsumentów, wyselekcjonowano, opierając się na założeniach trzech głównych teorii inflacji. A zatem wybrano:

- podaż pieniądza (teoria monetarna),
- lukę popytową (teoria popytowa),

- poziom wynagrodzeń w gospodarce,
- ceny surowców na świecie,
- poziom cen transakcyjnych importu.

} (teoria kosztowa)

Pomimo że dane odnośnie do większości wyżej przedstawionych zmiennych są dostępne w ujęciu miesięcznym, to postanowiono wykorzystać szeregi w ujęciu kwartalnym, gdyż Produkt Krajowy Brutto wykorzystany do oszacowania luki popytowej, mierzony jest z taką częstotliwością. Estymacja parametrów modeli została dokonana za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów; metody zalecanej przez literaturę przedmiotu [np. Tomczyk, 2011, s. 185–187]. W pracy zastosowano strategię polegającą na modelowaniu od ogółu do szczegółu.

W badaniach wykorzystano szeregi czasowe danych, gdzie analogiczny okres roku poprzedniego = 100, o następujących oznaczeniach:

*M3* – tempo zmian podaży pieniądza *M3*,

*luka* – *PKB* – luka popytowa obliczona wg wzoru  $\frac{PKB_{\text{rzeczywisty}} - PKB_{\text{potencjalny}}}{PKB_{\text{potencjalny}}}$ .

Wykorzystano wyrównane sezonowo kwartalne wielkości *PKB* w cenach rynkowych (w mln zł, ceny stałe z 2005 roku). Potencjalny *PKB* wyznaczono poprzez wygładzenie szeregu rzeczywistego *PKB* za pomocą filtru Hodricka-Prescotta. Parametr wygładzający  $\lambda$  przyjęto na poziomie 1600 [Hodrick, Prescott, 1997, s. 4],

*imp* – stopa zmian cen importu,

*wyn* – tempo zmian przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia brutto w Polsce,

*sur* – stopa zmian cen surowców na świecie.

Estymację parametrów poprzedzono testowaniem integracji zmiennych (tablica 1). W analizie stacjonarności posłużono się rozszerzonym testem Dickeya-Fullera (ADF) i testem Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Rozbieżności w wynikach rozstrzygnięte zostały przy użyciu uogólnionego testu Dickeya-Fullera (ADF-GLS).



Tablica 1. Testowanie stacjonarności zmiennych

Zmienna	Test			Wniosek
	ADF	KPSS	ADF-GLS	
	wartość p	wartość krytyczna dla $\alpha=5\%$ * wynosi 0,47	wartość p	
$\pi^e$	0,03	0,55	b. 0**	zmienna stacjonarna
$\pi$	0,36	0,20	0,04	zmienna stacjonarna
M3	0,01	0,35	b. 0	zmienna stacjonarna
<i>luka PKB</i>	b. 0	0,12	–	zmienna stacjonarna
<i>imp</i>	0,06	0,11	–	zmienna stacjonarna (wynik testu ADF uznano za akceptowalny)
<i>wyn</i>	0,19	0,32	0,02	zmienna stacjonarna
<i>sur</i>	0,42	0,32	0,06	zmienna stacjonarna (wynik testu ADF-GLS uznano za akceptowalny)

\* poziom istotności

\*\* bliskie 0

Źródło: Opracowanie własne.

W tablicy 2 przedstawiono wyniki estymacji równania (3). Ujęto modele o najlepszych własnościach statystycznych z oszacowaniami parametrów istotnymi na poziomie 5%.

Tablica 2. Wyniki estymacji równania (3)

Zmienna /stała	Okres	Model				
		I	II	III	IV	V
$\beta_0$	–	–6,89	–0,25	–3,07	–1,63	–2,31
M3	t–6	–0,07	–	–	–	–
<i>luka PKB</i>	t–4	–	–	–	–0,31	–
	t–5	0,75	–	–	–	–
	t–6	–1,89	–	–0,6	–	–0,61
<i>imp</i>	t–4	0,09	–	–	–	–
	t–5	–0,19	–	–	0,04	–
	t–6	0,3	–	0,11	–	0,08

Zmienna /stała	Okres	Model				
		I	II	III	IV	V
		Oszacowania parametrów				
<i>wyn</i>	t-4	0,7	–	0,19	0,23	0,32
	t-6	0,35	–	0,26	–	–
<i>sur</i>	t-4	–	0,01	0,02	0,01	–
	t-5	–	–	–	–	0,01
	t-6	0,04	–	–	–	–
<i>b</i>	t-1	–	1,36	0,88	1,24	1,16
	t-2	–	-0,53	–	-0,4	-0,42
	t-4	0,39	–	-0,36	-0,18	–
	t-5	-0,63	–	–	–	–
Własności						
Autokorelacja reszt (test LM)	1 i 2 rzędu	brak	brak	brak	brak	brak
Heteroskedastycz- ność (test White'a)	brak	brak	brak	brak	brak	brak
Skorygowany R <sup>2</sup>	0,76	0,89	0,92	0,9	0,91	
Kryt. Schwartz	147,14	106,45	95,31	108,93	98,16	

Źródło: Opracowanie własne.

Wyżej zaprezentowane wyniki wskazują, że oczekiwania inflacyjne konsumentów w Polsce w przedziale próby nie spełniały warunku ortogonalności. Skonstruowano różne wersje modeli, w których jednak co najmniej część dostępnej informacji była wykorzystywana w sposób efektywny przez konsumentów indywidualnych.

## 2.2. Testowanie stopnia antycypacyjności

Wykluczenie racjonalnego (całkowicie antycypacyjnego) modelu określania oczekiwań inflacyjnych przez konsumentów daje podstawę do budowania modeli hybrydowych. Modele te pozwalają uwzględnić w swej strukturze zarówno częściowo antycypacyjność, adaptacyjność, jak i inercyjność analizowanej zmiennej. W równaniu (4) połączono elementy prezentujące racjonalność i adaptacyjność oczekiwań. Jest on modyfikacją modelu proponowanego np. przez Heinemann, Ullrich [2001, s. 15–16] czy Garberding [2001, s. 15–17]. Do oryginalnej wersji dołączono kolejne opóźnienia błędów oczekiwań, co pomogło usunąć z modelu autokorelację:

$$\pi_{t-4}^e = \delta_0 + \delta_1 \cdot \pi_t + \delta_2 \cdot \pi_{t-5}^e + \delta_3 \cdot b_{t-5} + \delta_4 \cdot (\pi_{t-5} - \pi_{t-9}) + \delta_5 \cdot b_{t-6} + \varepsilon_t \quad (4)$$

gdzie:  $\delta_2 = 1 - \delta_1$ ,  $\delta_3 = (1 - \delta_1) \cdot \theta_1$ ,  $\delta_4 = (1 - \delta_1) \cdot \theta_2$ ,  $\delta_5 = (1 - \delta_1) \cdot \theta_3$ .

Tym samym skonstruowano model hybrydowy o akceptowalnych własnościach statystycznych.

Przy  $\delta_1 = 0$  oczekiwania charakteryzuje inercyjność. Im wyższa wartość  $\delta_1$ , tym większy poziom patrzenia w przyszłość. Wyniki oszacowań równania (4) przedstawione w tablicy 3 wskazują, że oczekiwania inflacyjne konsumentów w latach 2004–2014 odznaczały się niewielkim stopniem antycypacji informacji ( $\hat{\delta}_1 = -0,13$ ). Ponadto ujemna wartość oszacowania parametru  $\delta_1$  wskazuje, że prognozy konsumentów miały charakter w przeważającej części pesymistyczny i gdy stopa inflacji przyjmowała tendencję spadkową, respondenci nierzadko oczekiwali jej wzrostu. Parametr  $1 - \hat{\delta}_1 = 1,13$  pokazuje, że waga „patrzenia wstecz” przez konsumentów jest wysoka. Podobnie jak stopień uwzględnienia przeszłych błędów ( $\hat{\theta}_1 = 0,77$  i  $\hat{\theta}_3 = 0,19$ ) i wpływ zmian inflacji bieżącej ( $\hat{\theta}_2 = -0,67$ ). Porównanie powyższych wyników z tymi zaprezentowanymi w pracy Łyziaka [2013, s. 222] pozwala stwierdzić, że niska siła antycypacyjności oczekiwań inflacyjnych polskich konsumentów indywidualnych w perspektywie czasu nie uległa znaczącej zmianie.

**Tablica 3. Wyniki estymacji równania (4)**

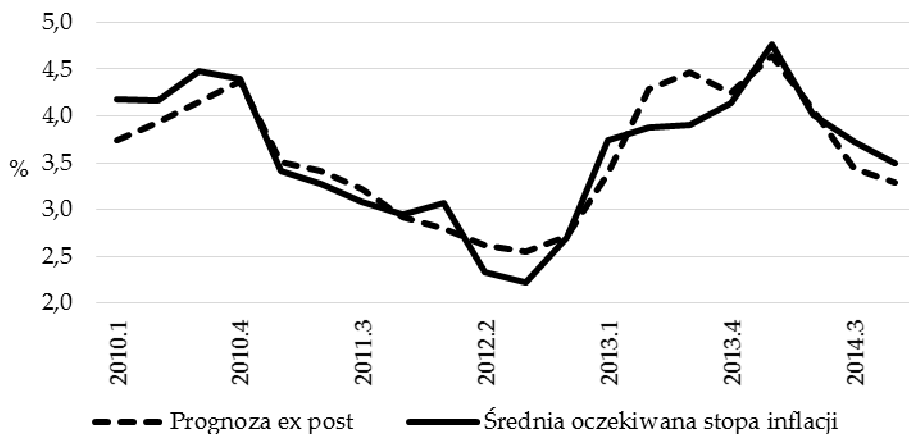
Parametr	Ocena	Test t-Studenta (wartość p)	Własności	Test	Wartość p
$\delta_0$	-0,14	0,01	Autokorelacja reszt	LM	brak
$\delta_1$	-0,13	b. 0	Normalność rozkładu	Jarque-Bera	0,72 (tak)
$\theta_1$	0,77	b. 0	Heteroskedastyczność	Breusch-Pagana	0,49 (brak)
$\theta_2$	-0,67	b. 0	Skorygowany $R^2$	0,93	
$\theta_3$	0,19	b. 0	Kryt. Schwarza	0,79	

Źródło: Opracowanie własne.

W następnym kroku na podstawie powyższego modelu wyznaczono prognozy wygasłe (rysunek 2). Średnia różnica między rzeczywistymi oczekiwaniami a prognozami *ex post* wyniosła 0,35 p.p. Z kolei absolutne różnice pomiędzy oczekiwaniami inflacyjnymi a ich predykcją stanowiły przeciętnie 9,83% wartości zmiennej prognozowanej. Średni

błąd absolutny i pierwiastek błędu średniokwadratowego równy 0,46 p.p. mają zbliżone wartości, zatem wyniki prognoz nie są obciążone błędami o bardzo dużych wartościach. Współczynnik Theila = 0,06 również wskazuje na znaczną dokładność predykcji. Można zatem wysunąć wniosek, że model dobrze opisuje kształtowanie się oczekiwań inflacyjnych.

Rysunek 2. Oczekiwania inflacyjne konsumentów i ich prognoza ex post



Źródło: Opracowanie własne.

## Zakończenie

Przeprowadzone badanie miało za zadanie identyfikację modelu jakim posługują się polscy konsumenci indywidualni przy formułowaniu swoich oczekiwań inflacyjnych. W tym celu dokonano oceny podstawowych cech, jakimi odznaczają się przewidywania inflacyjne. Analiza danych kwartalnych za lata 2004–2014 pozwoliła wysunąć hipotezę, iż oczekiwania inflacyjne w przedziale próby charakteryzowały się silną inercyjnością. Narzędziem, które wykorzystano do weryfikacji powyższego założenia, były modele ekonometryczne proponowane przez literaturę przedmiotu.

Testowanie racjonalności oczekiwań inflacyjnych pokazało, iż oczekiwania inflacyjne były obciążone błędem systematycznym. Wyniki weryfikacji założeń ortogonalności błędów prognoz wskazują, że przewidywania inflacyjne w Polsce nie spełniały warunku efektywności makroekonomicznej. Skonstruowano różne wersje modelu, które pokazały, że informacje zawarte w wyselekcjonowanych zmiennych nie

zostały efektywnie przez konsumentów wykorzystane przy predykcji inflacji. Zatem ich przewidywania co do przyszłej dynamiki cen nie były całkowicie racjonalne. Dało to podstawę do budowy modelu hybrydowego badającego stopień antycypacji informacji przez konsumentów w momencie formułowania prognoz. Wyniki estymacji równań wskazały, iż na analizowaną zmienną w przeważającym stopniu oddziaływają zmiany inflacji bieżącej oraz przeszłe błędy oczekiwań. Potwierdza to, że przewidywania konsumentów w znacznym stopniu kierowane są przez procesy inercyjne. Podobne wnioski zaprezentował Łyziak [2013], który przeprowadzał swoje badania na danych do roku 2010. Zatem stopień antycypacji informacji w przypadku konsumentów indywidualnych nie zmienił się w perspektywie czasu. Zaprezentowany w drugiej części artykułu model hybrydowy wykorzystano do wyznaczenia prognoz *ex post*, które charakteryzowały się dość wysokim stopniem dokładności.

Przedstawione wyniki prowadzą do wniosku, iż oczekiwania inflacyjne powoli dostosowują się do zmian zachodzących na rynku (odznaczają się bowiem niskim stopniem racjonalności), a zatem koszt prowadzenia polityki pieniężnej rozważany przez pryzmat oczekiwań inflacyjnych jest w Polsce wysoki.

## Literatura

1. Barro R. J. (1997), *Makroekonomia*, PWE, Warszawa.
2. Bomfim A. N., Glenn D. R. (1997), *Opportunistic and Deliberate Disinflation Under Imperfect Credibility*, „Working Papers in Applied Economic Theory”, No. 7.
3. Cunningham A. (1997), *Quantifying survey data*, „Quarterly Bulletin. Bank of England”, No. 3.
4. Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E. (2012), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku?*, „Materiały i Studia” nr 270.
5. Forsells M., Kenny G. (2005), *Survey Expectations, Rationality and the Dynamics of Euro Area Inflation*, [https://www.nbp.pl/konferencje/bbm/forsells\\_kenny.pdf](https://www.nbp.pl/konferencje/bbm/forsells_kenny.pdf), dostęp dnia 23.09.2013.
6. Gerberding Ch. (2001), *The information content of survey data on expected price developments for monetary policy*, „Discussion paper”, No. 9.
7. Grzęda-Latocha R. (2005), *Ekonometryczna analiza determinantów inflacji i stopy procentowej w strefie euro na podstawie danych ankietowych*, Wydawnictwo Bibliotek, Łódź.

8. Heinemann F., Ullrich K. (2001), *The Impact of EMU on Inflation Expectations*, „Discussion Papers”, No. 04.
9. Hodrick R. J., Prescott E. C. (1997), *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money”, „Credit and Banking”, Vol. 29, No. 1.
10. Kanoh S., Li Z. D. (1990), *A method of exploring the mechanism of inflationary expectations based on qualitative survey data*, „Journal of Business and Economic Statistics”, Vol. 8.
11. Kokoszcyński R. (1999), *Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej: przegląd głównych teorii oraz specyfikacja transmisji w Polsce*, „Materiały i Studia” nr 91.
12. Łyziak T. (2012), *Oczekiwania inflacyjne w Polsce*, „Materiały i Studia” nr 271.
13. Łyziak T. (2013), *Oczekiwania inflacyjne konsumentów: pomiar i testowanie*, Wyd. Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
14. Macallan C., Taylor T. (2011), *Assessing the risk to inflation from inflation expectations*, „Quarterly Bulletin. Bank of England”, Vol. 51.
15. Mankiw N.G., Taylor M. P. (2009), *Makroekonomia*, PWE, Warszawa
16. Mucha M. Z. (2009), *Teoria oczekiwań. Analiza empiryczna Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie SA*, SGH w Warszawie – Oficyna Wydawnicza, Warszawa.
17. Osińska M. (2000), *Ekonometryczne modelowanie oczekiwań gospodarczych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń.
18. Stanisławska E., Tomczyk E. (2010), *Inflation expectations. A view from various perspectives*, Publishing Warsaw School of Economics, Warszawa.
19. Tomczyk E. (2011), *Oczekiwania w ekonomii. Idea, pomiar, analiza*, SGH w Warszawie, Warszawa.

## Streszczenie

Przedmiotem artykułu jest próba zidentyfikowania modelu formułowania oczekiwań inflacyjnych przez polskich konsumentów indywidualnych. W tym celu, na podstawie danych za lata 2004–2014, najpierw przetestowano cechy, jakimi powinny odznaczać się przewidywania racjonalne, a więc nieobciążoność i ortogonalność. Następnie poruszono problem antycypacyjności oczekiwań inflacyjnych. Pozwoliło to skonstruować model hybrydowy będący kombinacją oczekiwań racjonalnych i adaptacyjnych.

**Słowa kluczowe**

oczekiwania inflacyjne, hipoteza racjonalnych oczekiwań, nieobciążoność, ortogonalność, model hybrydowy oczekiwań inflacyjnych

**Analysis of the main features of individual consumers' inflation expectations in the years 2004–2014 (Summary)**

The subject of the article is an attempt to identify the model of polish consumers' inflation expectations. For this purpose, based on data for the years 2004–2014, firstly have been tested the features which are typical for rational expectations, namely: unbiasedness and orthogonality. The issue of anticipation of inflation expectations has also been raised. This made it possible to construct a hybrid model as a combination of rational and adaptive expectations.

**Keywords**

inflation expectations, hypothesis of rational expectations, unbiasedness, orthogonality, hybrid model of inflation expectations