

Badanie zachowania podmiotów względem oszczędności międzyokresowych

Ewa Paśnicka, student

Wydział Nauk Ekonomicznych UW

Przemysław Kusztełak, student

Wydział Nauk Ekonomicznych UW

Łukasz Linek, student

Wydział Nauk Ekonomicznych UW

Michał Matysiak, student

Wydział Nauk Ekonomicznych UW

Marcin Pietrzak, student

Wydział Nauk Ekonomicznych UW

1. Model OLG — oszczędności, inflacji i polityki monetarnej¹

Standardowy model *OLG* opiera się na założeniu, że pieniądź pełni funkcję aktywa finansowego oraz przychodów rządu z tytułu jego emisji. Każde pokolenie (grupa uczestników) składa się z n osób żyjących przez 2 okresy (nazywanych odpowiednio wejściowym — z subskrypcją 1 i wyjściowym okresem — z subskrypcją 2). Osoba, która rozpoczyna życie w okresie t , będzie nazywana osobą pokolenia t . Każdy z uczestników dostaje dwuokresowe wyposażenie w łatwo psujące się dobra (ω^1, ω^2) , gdzie $\omega^1 > \omega^2 > 0$. Preferencje osób są reprezentowane przez następującą funkcję użyteczności:

$$u(c_t^1, c_t^2) = c_t^1 c_t^2 \quad (1)$$

gdzie c_t^1 — konsumpcja osoby, zaczynającej życie w czasie t w okresie wejściowym, c_t^2 — konsumpcja osoby zaczynającej życie w czasie t w okresie wyjściowym.

Dodając do funkcji użyteczności ceny konsumowanych dóbr $\{p_t\}_t$, każda z osób optymalizuje problem postaci:

¹ Teoria OLG została przedstawiona zgodnie z opracowaniem Bernasconiego i Kirchkampa [1996] z dodatkowymi uwagami autorów.

$$\begin{cases} \max_{c_t^1, c_t^2} u(c_t^1, c_t^2) & (2) \\ \text{przy ograniczeniu } p_t(c_t^1 - \omega^1) + p_{t+1}(c_t^2 - \omega^2) \leq 0 & (3) \end{cases}$$

Zatem, jeśli osoba zna cenę w okresie bieżącym t i następnym $t + 1$, wówczas najlepszym poziomem oszczędności jest dla niej:

$$s_t = \frac{1}{2} \left(\omega^1 - \frac{p_{t+1}}{p_t} \omega^2 \right) \quad (4)$$

Kluczowym aspektem modelu jest fakt, że pojedyncza osoba nie posiada informacji o cenach. Zakładając, że niepewność osoby jest zredukowana przez określenie oczekiwanej stopy inflacji:

$$\Pi_{t+1}^e = E_{t-1} \frac{p_{t+1}}{p_t} \quad (5)$$

oraz poprzez traktowanie oczekiwań jako pewnych (teza nazywana w literaturze przedmiotu zachowaniem *certainty equivalent*), optymalna decyzja o oszczędzaniu jest następująca:

$$s_t = \frac{1}{2} (\omega^1 - \pi_{t+1}^e \omega^2) \quad (6)$$

Cena równowagi dla każdego okresu t jest taka, że zagregowana podaż oszczędności *per capita* — s_t równa się zagregowanej podaży realnej pieniądza *per capita* — m_t :

$$s_t = m_t \quad (7)$$

Zagregowana realna podaż pieniądza *per capita* — m_t zależy od reżimu polityki monetarnej. W niniejszym modelu zakłada się możliwość zastosowania przez rząd reżimu wzrostu pieniężnego, gdzie pozwala się na wzrost pieniądza z okresu na okres o stały czynnik μ i poprawia się jego poziom poprzez dodatkową emisję pieniądza. W gospodarce dodatkowo może wystąpić stan niezrównoważonego deficytu w wielkości d .

W modelu nie zakłada się, że dochód z emisji powraca do konsumentów. Następujące równanie przedstawia omawiany reżim:

$$m_t = \mu m_{t-1} \frac{p_{t-1}}{p_t} + d \quad (8)$$

gdzie $\mu = 1$, kiedy $d \neq 0$ i $d = 0$, kiedy $\mu > 1$.

Reżim wzrostu pieniężnego porównywany z omawianym modelem Sundera i Marimona [1995], wprowadza zasadę Friedmana [1960] stałego wzrostu podaży pieniądza.

Chociaż sytuację gospodarki z realnym deficytem w wielkości d oraz sytuację z reżimem wzrostu pieniężnego opisują różne polityki fiskalno-pieniężne,

mogą posiadać te same punkty równowagi. Żeby to pokazać, podążając za Marimonem i Sunderem [1995], na podstawie równań (6) i (8) wyznaczono stan równowagi:

$$\Phi(\pi_{t+1}^e, \pi_t^e, \pi_t) = 0 \quad (9)$$

$$\pi_{t+1}^e - (b - ed) + \mu \frac{b - \pi_t^e}{\pi_t} = 0 \quad (10)$$

gdzie $\pi_t = p_t/p_{t-1}$, $b = \omega^1/\omega^2$, $e = 2/\omega^2$.

Zważywszy, że dla $\pi_t^e \neq b$, $\partial_3 \Phi(\cdot) = \frac{(\pi_t^e - b)}{\pi_t^2} = 0$, istniejąca inflacja może być wyrażona funkcją oczekiwanej inflacji dla bieżącego okresu:

$$\pi_t = \mu \frac{b - \pi_t^e}{b - \pi_{t+1}^e - ed} \quad (11)$$

Równanie (11) opisuje obecne zmiany π_t wzięwszy pod uwagę oczekiwania w reżimie monetarnym. Zakładając, że $\pi_t = \pi_t^e$

$$\pi_{t+1} = (b + \mu - ed) - \mu \frac{b}{\pi_t} \quad (12)$$

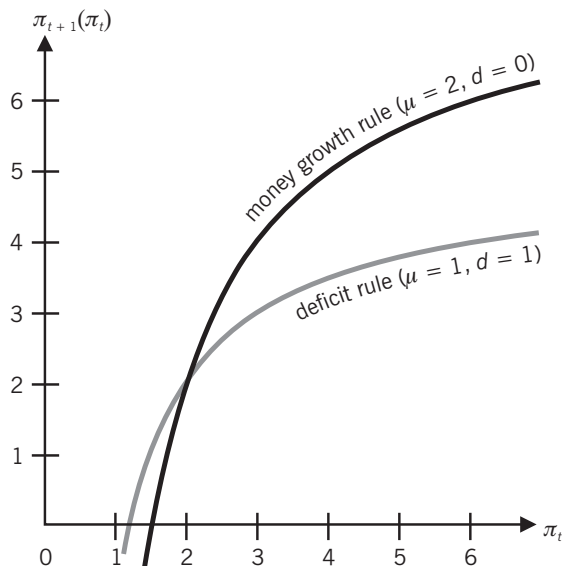
Dla $(b - ed - \mu)^2 > 4\mu b$, istnieją dwa rozwiązania, spełniające warunek $\Phi(\pi_{t+1}^e, \pi_t^e, \pi_t) = 0$.

Zgodnie z zasadą stałego wzrostu podaży pieniądza, tj. kiedy $d = 0$ i $\mu > 1$, te dwa rozwiązania są dane przez $\pi^L = \mu$ i $\pi^H = b$, gdzie dla $\mu < b$, π^L jest identyfikowane z niskim ISS (stacjonarnym stanem inflacji), a π^H wyznacza wysoki ISS.

Rysunek 1. przedstawia wykresy dwóch funkcji $R_{(\mu, d)}$ [Marimon i Sunder, 1995] zbudowane na podstawie układu wartości parametrów. Rysunek może być pomocny w zrozumieniu stabilności własności co do racjonalnych oczekiwań równowagi. Dwie hiperbole reprezentują zależność π_t od π_{t+1} dla dwóch różnych polityk monetarnych. Zakładając, że $(b - ed + \mu)^2 > 4\mu b$, w ten sposób otrzymuje się dwa stacjonarne rozwiązania. Wyraźnie widać, że zaczynając od początkowego poziomu inflacji $\pi_0 \in (\pi^L, \pi^H)$ racjonalne dynamiczne oczekiwania zakończą się na $\pi_t \rightarrow \pi^H$ w długim okresie. Jest to wymagane tylko w przypadku racjonalnych oczekiwań. Ekonomisci zajmujący się tą tematyką przeanalizowali i zasugerowali różne teorie stosowane jako wybór procedur z modeli o wielorakich równowagach racjonalnych oczekiwań. Większość z nich skorzystała z tradycyjnego modelu Cagana [1956] i Friedmana [1957], w której hipoteza o stosowanej teorii istotnie odnosi się do sytuacji, gdzie grupy agentów formułują i koordynują swoje oczekiwania poprzez dostosowywanie, korzystając z doświadczeń z przeszłości. To dostosowywanie może oczywiście opierać się na parametrach modelu tak dobrze, jak na oczekiwaniach odnośnie do cen, inflacji, średniego poziomu oszczędzania. W eksperymencie skupiono uwagę na stosowaniu teorii opartej na

oczekiwaniach, np.: inflacyjnych lub też średniego poziomu oszczędzania. Na przykład pierwsza w kolejności zastosowana teoria inflacji może być wyrażona równaniem:

$$\pi_{t+1}^e = \pi_t^e + \alpha(\pi_{t-1} - \pi_t^e) \quad (13)$$



Rys. 1.

Dwa wykresy funkcji $R_{(\mu, d)}$ przy tym samym niskim ISS

Źródło: [Marimon i Sunder, 1995, s. 120].

W związku z obecnym modelem OLG, większa grupa algorytmów opowiada się za większą klasą początkowych warunków, opierających się na niskim IIS. Wyróżnia się sytuację „pułapki wysokiej inflacji” [Bruno, Fisher 1990], polegającej na istnieniu podwójnej równowagi (tzw. zła krzywa Laffera, odnosząca się do stopy podatku inflacyjnego). Oznacza to, że gospodarka może „utknąć” w równowadze z wysoką inflacją, podczas gdy przy zastosowaniu tej samej polityki fiskalnej mogłaby uzyskać niższą inflację, a zatem inny punkt Pareto-optymalny.

Z drugiej strony, stawiając pytanie, czy polityka monetarna mogłaby lepiej stabilizować inflację niż sam rynek, stosowana hipotetyczna teoria nie jest bardzo dokładna — nie odpowiada wprost na postawione pytanie. Aby zaobserwować taką sytuację, należy podstawić równanie (11) do równania (13) po zmiennej π_L i przepisać $\pi_\tau^e = \pi_L + \delta_\tau$:

$$\delta_{t+1} = -\pi_L + (1 - \alpha)(\pi_L + \delta_\tau) + \frac{\pi_L \alpha \mu (-\omega_1 + (\pi_L + \delta_{t-1})\omega_2)}{-\mu\omega_1 + \pi_L(\mu + \delta_t)\omega_2} \quad (14)$$

równość ta daje równowagę w układzie współrzędnych:

$$\begin{pmatrix} \delta_{t+1} \\ \delta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 - \alpha + \frac{\pi_L^2 \alpha \omega_2}{\mu \omega_1 - \pi_L \mu \omega_2} & \frac{\pi_L \alpha \omega_2}{-\omega_1 + \pi_L \mu \omega_2} \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_t \\ \delta_{t-1} \end{pmatrix} \quad (15)$$

Współczynniki macierzy (15) opisują stabilność dynamicznego procesu. Jeżeli współczynniki macierzy są liczbami zespolonymi, zasada ruchu poziomu inflacji ($r(\alpha)$) jest opisywana przez cykliczne fluktuacje wokół π_L i stabilność zależy tylko od ustalonego wskaźnika:

$$r(\alpha) = \frac{\pi_L \alpha \omega_2}{\omega_1 - \pi_L \omega_2} \quad (16)$$

W pewnej części im większe wyrażenie, tym system jest bardziej niestabilny². Jakkolwiek wyrażenie nie zależy od parametrów polityki monetarnej, powoduje to, iż zbliżając się do równowagi niskiej inflacji (bez polityki monetarnej czy z polityką), potwierdzają te same własności stabilności. Serie eksperymentów przeprowadzone przez Marimona i Sundera [1993, 1994, 1995] dają empiryczne potwierdzenie przedstawionej powyżej zależności.

2. Eksperymentalne testowanie modelu OLG

Overlapping generations model jest częstym przedmiotem badań ekonomistów. Jako pierwsi eksperymenty w latach 1991–1994 przeprowadzali Lim, Prescott, Marimon i Sunder. Chcieli oni uzyskać odpowiedź na pytanie: czy procesy inflacyjne w gospodarkach, w których jednocześnie występują różne grupy wiekowe podmiotów gospodarujących (*Overlapping Generations Model*), są lepiej wyjaśniane przez oczekiwania adaptacyjne podmiotów gospodarujących, czy też przez oczekiwania racjonalne?

W wielu eksperymentach zakładano, iż podmioty używają pieniędzy jako aktywów w celu dokonywania transferów pomiędzy dwoma okresami, w których żyją. W pierwszym okresie podmioty gospodarcze określano jako pokolenie „młode”, w drugim okresie jako pokolenie „stare”. Rozszerzenie eksperymentu, jaki dokonano w 1995 r., polegało na wprowadzeniu reżimów monetarnych do sztucznego środowiska eksperymentu. Również nasz eksperyment będzie uwzględniał wprowadzenie takiego reżimu.

² Dokładniej wartości własne w macierzy wynoszą:

$$\lambda^1(\alpha) \lambda^2(\alpha) = \frac{\pi_L \alpha \omega_2}{\omega_1 - \pi_L \omega_2} \quad \lambda^1(\alpha) + \lambda^2(\alpha) = (1 - \alpha) + \frac{\pi_L \alpha \omega_2}{\mu \omega_1 - \pi_L \mu \omega_2}$$

$\lambda(\alpha)$ jest liczbą zespoloną, kiedy $\lambda(\alpha) = x \pm yi$, wtedy czy system jest stabilny, czy też nie, zależy od tego, czy $\sqrt{(x^2 + y^2)} = \sqrt{\frac{\pi_L \alpha \omega_2}{\omega_1 - \pi_L \omega_2}}$ jest większe lub równe 1.

W eksperymentach zakładano, iż podmioty używają pieniądza jako aktywa do transferowania bogactwa pomiędzy dwoma okresami. W eksperymencie³, na którym opierają się autorzy niniejszej pracy, zbadano także problem istnienia dwóch stanów równowagi w gospodarce:

- niskiego stacjonarnego stanu inflacji (ISS — *low inflation stationary state*);
- wysokiego stacjonarnego stanu inflacji.

W literaturze przedmiotu są zawarte różne podejścia do eksperymentalnego modelowania gospodarki z uwzględnieniem jednoczesnego podejmowania decyzji przez różne grupy wiekowe. Marimon, Spear i Sunder [1993] użyli prostej procedury towarzyszenia podmiotom w podejmowaniu racjonalnych decyzji oszczędnościowych. Procedura ta składała się z następujących etapów:

- 1) podmioty były proszone o dokonanie prognozy inflacji na przyszły okres $t + 1$. Zakładano dodatkowo, iż znana jest inflacja z poprzednich okresów ($t - 1$, $t - 2$, etc.),
- 2) program komputerowy dokonywał obliczeń i przedstawiał optymalny poziom oszczędności podmiotów, mając dany zadeklarowany wcześniej poziom prognozowanej inflacji. Poziom ten traktuje się jako pewny.

Analogicznej procedury użyli Bernasconi i Kirchkamp [1996]. Podmioty mogą mieć powody do odejścia od zachowania gwarantującego uzyskanie pewnej równowagi, a zarazem od zachowania warunków optymalizacji przy podejmowaniu decyzji. Dzieje się tak, ponieważ: agent nie zawsze posiada doświadczenie i reaguje na zmienność inflacji odpowiednim zachowaniem, agent może w pewnym stopniu naśladować zachowanie innych, uważając, że podejmują oni lepsze decyzje. Jest to tzw. efekt owczego pędu. Gospodarujący podmiot nie kieruje się wówczas zasadą maksymalizacji własnej oczekiwanej użyteczności, *de facto* pozostawiając decyzję innym podmiotom, występują więc efekty takie jak: inercja, małe koszty transakcji (również interpretowane w terminach psychologicznych), reguła kciuka. Mogą one prowadzić do nieznaczących odchyłeń od poziomu optymalnego.⁴

3. Eksperyment

W przeprowadzonym eksperymencie uczestnikom (podmiotom gospodarczym) przedstawione zostały za każdym razem dwie prognozowane wielkości:

- 1) prognozowany poziom optymalnych oszczędności w okresie bieżącym t ,
- 2) prognozowany poziom inflacji na okres $t + 1$.

Jednak decyzja, dotycząca rzeczywistego poziomu tych wielkości, była podejmowana przez samych uczestników. W ten sposób można uzyskać infor-

³ Michele Bernasconi, Oliver Kirchkamp, dz. cyt.

⁴ Wszystkie te efekty mogą być istotne w przypadku rozpatrywania adaptacyjnych oczekiwań. Wówczas rzeczywiste prawa działania systemów ekonomicznych znacząco się różnią (szczególnie w czasie przejściowych procesów, zmierzających do zachowania stanu równowagi) od praw działania postrzeganych przez podmioty gospodarze.

mację czy i jeśli tak, to w jaki sposób rzeczywiste decyzje podmiotów gospodarczych różnią się od wielkości optymalnych w danych warunkach rynkowych. Dodatkowo nie ograniczaliśmy roli podmiotów tylko i wyłącznie do prognozowania (przyszłej inflacji). Po przeprowadzeniu 12 rund eksperymentu została wprowadzona polityka stałego wzrostu podaży pieniądza, o czym uczestnicy eksperymentu — gracze rynkowi — zostali poinformowani wcześniej. Z góry założonym celem zmiany było zbadanie hipotezy, że rodzaj polityki wpływa na zmienność inflacji oraz odpowiedź na pytanie, czy etykieta reżimu polityki monetarnej wpływa na oczekiwania podmiotów.

Zgodnie z hipotezą Friedmana [1960] ceny ulegają częstszym zmianom w reżimie stałego wzrostu podaży pieniądza. Jako dowód może posłużyć charakterystyka procesów podejmowania decyzji oszczędnościowych. Po pierwsze należy zauważyć, że faktyczne stopy oszczędności różnią się znacząco od optymalnego poziomu oszczędności, wynikającego z indywidualnych prognoz. Co charakterystyczne zauważono także znaczącą ilość tzw. ponadoszczędności, zarówno w przypadku jednostek jak i na poziomie zagregowanym. Efekt ten występuje prawdopodobnie ze względu na podejmowanie decyzji odnośnie do tzw. oszczędności zapobiegawczych. Ze względu na fakt, iż jest możliwe zmierzenie wariacji indywidualnej prognozy, można zaobserwować, że niepewność, dotycząca przyszłości (mająca odzwierciedlenie w prognozach o wyższej wartości wariacji), wyjaśnia występowanie „ponadoszczędności” jako oszczędności zapobiegawczych tej niepewności. Uzyskane wyniki zdają się być potwierdzeniem hipotezy Friedmana.

Środowisko eksperymentu

Typowe środowisko eksperymentu symuluje bardzo prosty rynek. Na rynku podmioty mogą kupować i sprzedawać towary w poszczególnych okresach, które nazywa się „chips”.

Ustala się liczbę (N) graczy w każdym okresie. Każdy uczestnik odgrywa specyficzną rolę: połowa podmiotów ($N/2$) wchodzi na rynek jako młodzi konsumenci; pozostała część gra jako starzy konsumenci i opuszcza rynek na koniec okresu.

Każdy młody konsument wchodząc na rynek otrzymuje ω^1 zasobu początkowego chipsów. Może on skonsumować część swoich chipsów w tej rundzie (c^1) i sprzedać pozostałą liczbę $S = \omega^1 - c^1$ (starym konsumentom lub rządowi). W zamian za sprzedane chipsy konsument dostaje eksperymentalne pieniądze, które oszczędza na stare lata (na następny okres). W następnej rundzie konsument konsumuje całkowitą liczbę chipsów, czyli: $c^2 = \omega^2 + s^*(p_t/p_{t+1})$.

Liczba chipsów skonsumowanych w dwóch okresach (odpowiednio c^1 i c^2) determinuje wypłatę dla gracza zgodnie z liniową transformacją:

$$c^1 c^2 \quad (17)$$

Podmioty znają postać funkcji wypłaty, natomiast wartości wypłat z każdej rundy są wyświetlane tuż po jej zakończeniu. Gracze wchodzą i opuszczają rynek częściej niż raz podczas eksperymentu i ich wypłaty z każdej rundy są akumulowane. Jednakże nie ma możliwości dołączania wypłaty z poprzedniej sesji do następnej (kiedy gracz ponownie wchodzi na rynek, rozpoczyna wszystko od początku)⁵.

Eksperyment przeprowadzono w grupie obejmującej 20 osób. W eksperymencie wykorzystano program ZTree, a uczestnikami byli studenci Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego. Rozegrano 24 rundy. W trakcie eksperymentu wprowadzono po 12. rundzie zmienny parametr polityki monetarnej $\mu = 1,1$. Tak więc w eksperymencie uwzględniono politykę stałego wzrostu podaży pieniądza. Wyposażenie początkowe każdego uczestnika wynosiło:

- 1) podczas egzystencji w okresie pokolenia „młodego” — $\omega_1 = 640$ chipsów,
- 2) w okresie pokolenia „starego” — $\omega_2 = 480$ chipsów.

Każdy z uczestników eksperymentu miał 30 sekund na podjęcie decyzji dotyczącej:

- w okresie bycia „młodym” podmiotem — oszczędności na starość i bieżącej konsumpcji,
- w okresie bycia starym — prognozowanej wielkości cen na okres następny.

Aby podwyższyć motywację uczestników, studenci otrzymali bonus w postaci podniesienia oceny w zależności od wielkości jego użyteczności uzyskanej w eksperymencie. Użyteczność z gry była traktowana jako miara zadowolenia gracza. Ponadto ocenie podlegała trafność prognozy graczy.

Interfejs programu

W eksperymencie transakcje rynkowe między uczestnikami były administrowane przez program komputerowy działający w sieci LAN.

Rysunek 2. przedstawia typowy interfejs eksperymentu. Górna część zawiera przeszłą decyzję, dotyczącą wysokości oszczędzania, którą gracz podjął, gdy był młodym konsumentem. Ponadto podmioty są proszone o deklarację wysokości inflacji w okresie, kiedy są starzy. Aby to uczynić, używają takiego samego interfejsu, jakiego użyli, gdy byli młodymi konsumentami. Jedyne różnica jest taka, że gracze są poinformowani, że wypłata z ich rekomendacji, co do oszczędności nie jest sumowana do końcowej wypłaty. Choć można ich poinformować, że dostaną dodatkowe punkty za trafne rekomendacje, dotyczące oszczędzania.

⁵ Jak napisali Marimon i Sunder [1993, s. 1076] to tak, jakby: „podmioty żyły kilka razy podczas wielu okresów w gospodarce”. Ponadto pokazują oni, że ta powtarzalność uczestników nie powoduje odejścia od modelu OLG. Paradoksalnie fakt powtarzania przez podmioty tego samego eksperymentu jest użyteczny do badania, jak gracze się uczą i nabierają doświadczenia, zgodnie z twierdzeniem: „aktywa nie mogą być przenoszone z jednego życia do drugiego, ale mogą przenosić pamięć i doświadczenie”.

fundusze

5 z 7

pozostalo czasu [sec]: 3

Jesteś w okresie: 5
W tym okresie jesteś starym graczem.

Twoja użyteczność w tym okresie wynosi: 0.0
Użyteczność najlepszego gracza w tym okresie wynosi: 0.0
Użyteczność najgorszego gracza w tym okresie wynosi: 0.0
Jakie będą ceny w przyszłym okresie:

OK

Period	Moje oszczędność:	Oszczędności przeciętne:	Ceny	Ceny prognozowane:
1	0	0.0	100.0	0.0
2	320	640.0	0.0	0.0
3	3	0.0	1.5	0.0
4	320	640.0	1.5	0.0
5	0	0.0	1.5	0.0

Rys. 2.

Interfejs programu dla starego gracza

Źródło: opracowanie własne.

Podaż pieniądza i popyt na pieniądź; reżim polityki monetarnej

Podstawowym założeniem eksperymentu jest fakt, iż w każdym okresie tylko oszczędzanie młodych graczy determinuje podaż dóbr na rynku. Zagregowana podaż pieniądza jest dana przez sumę: realnej równowagi pieniężnej w rękach podmiotów plus popyt na chipsy, tj. pieniądź, pochodzący z publicznych wydatków (które, zgodnie z teoretycznym modelem, nie są wliczane w funkcję wypłaty graczy).

W reżimie monetarnym stałego wzrostu podaży pieniądza publiczny popyt jest dostosowany poprzez wzrost wielkości pieniądza w obiegu, która to wielkość jest determinowana przez czynnik μ (w każdym okresie). Założono, iż następuje 10% wzrost podaży pieniądza w skali okresu poprzez ustalenie współczynnika μ na poziomie 1,1. Podmioty informuje się, że biorą udział w symulacji rynku, a ponadto mówi się im o reżimie monetarnym. Ponadto podmioty są poinformowane, w której sesji następuje wprowadzenie reżimu stałego wzrostu podaży pieniądza. Ceny czyszczące rynek są kreowane w każdym okresie przez program komputerowy jako zmienna rezydualna pomiędzy podażą dóbr a podażą pieniądza.

Na początku eksperymentu gracze nie są informowani, która sesja będzie ostatnia, a ponadto chipsy skonsumowane i zaoszczędzone w ostatnim okresie przez młodych konsumentów nie mają żadnej wartości.

Specjalistyczny kalkulator

Poza nowoczesnością oraz łatwością przeprowadzenia eksperymentu za pomocą komputerów połączonych w sieć, główną innowacją w eksperymencie jest „specjalistyczny kalkulator”, który pomaga podmiotowi w podejmowaniu decyzji o oszczędnościach. Przykładowe typy obliczeń wykonywane przez kalkulator dla gracza przedstawia rysunek 2.

Procedura ta odwołuje się bezpośrednio do modelu przytoczonego w poprzednim rozdziale, gdyż wywodzi się z założeń ekwiwalentnej pewności dla „zachowań” podmiotu. Może to jednak odbiegać od rzeczywistych decyzji o oszczędnościach. W przytoczonym podejściu są badane dwa możliwe podejścia do hipotezy ekwiwalentnej pewności. Pierwsze podejście zakłada, iż część podmiotów, zamiast podejmować decyzje samodzielnie, naśladuje oczekiwania innych osób (np. analizując ich poczynania w poprzednich okresach). W tym wypadku można oczekiwać wyższej inercji (niechęci do zmian) w decyzjach o oszczędnościach niż to wynika z maksymalizacji własnej użyteczności. Drugie podejście zakłada, iż jeśli nawet podmiot formułuje jakieś oczekiwania, niekoniecznie musi przy nich trwać. Może zakładać pewne opóźnienie (odstęp czasowy) pomiędzy możliwymi wartościami. Jak się okazuje, oba typy zachowań są dobrze uwidocznione w uzyskanych wynikach.

4. Wyniki eksperymentu

Analiza przedstawionych w dalszej części rezultatów skupia się na zachowaniach podmiotów gospodarujących w skali mikro. Wnioskowanie zostało przeprowadzone od procesów oczekiwań do analizy decyzji obecnych oszczędności. Główny cel analizy uzyskanych wyników stanowiło zbadanie następujących hipotez:

1. Czy wśród uczestników eksperymentu można było zaobserwować zachowania adaptacyjne?
2. Czy wystąpił efekt stada?
3. Czy decyzje uczestników eksperymentu charakteryzowały się przeszacowaniem czy niedoszacowaniem wartości poziomu cen?
4. Czy po wprowadzeniu do gry reżimu stałego wzrostu podaży pieniądza zaobserwowano występowanie hiperinflacji?

Istnienie zachowań adaptacyjnych

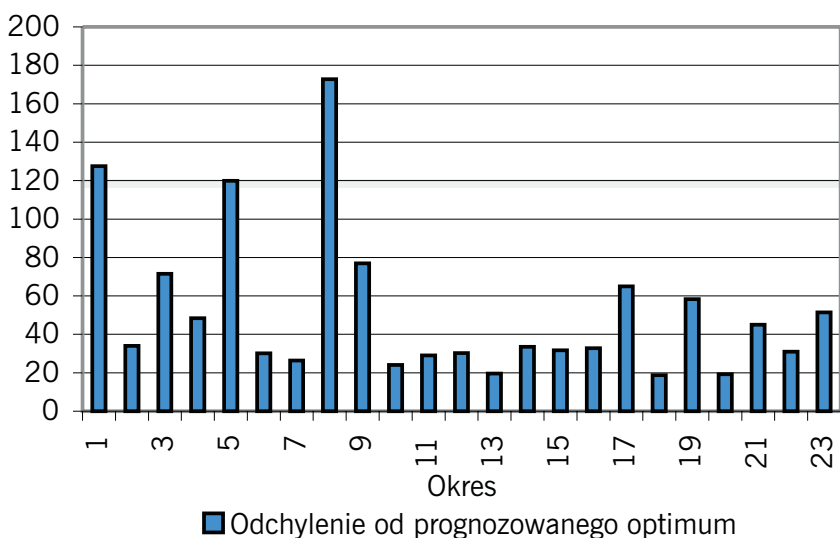
Metodologia badań polegała na ustaleniu, czy uczestnicy eksperymentu zdobywają wiedzę. Ze względu na fakt, iż występowanie zachowań adaptacyjnych łączyłoby się z maksymalizowaniem w czasie funkcji użyteczności poszczególnych graczy, główny nacisk został położony na przeanalizowanie zmian użyteczności użytkowników a także wielkości inflacji oczekiwanej w przyszłym i bieżącym okresie. Przeprowadzono estymację następującego równania:

$$\pi_{t+1}^e = \alpha_t \pi_t^e + \beta_t \pi_{t-1} + c_t \quad (18)$$

Adaptacyjne uczenie wystąpi wówczas, kiedy współczynnik c_t w estymacji będzie równy 0. Wyniki regresji równania 18 przedstawiono w tabeli 1. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o nieistotności stałej c_t . Można zatem

opuścić zmienną c_t z powyższego równania. Zmienne objaśniające: π_t^e oraz π_{t-1} (z 5% poziomem ufności) są zmiennymi istotnymi. Poziom dopasowania zmiennej objaśnianej wynoszący 80% nie jest idealny, jednak autorzy eksperymentu uznali, iż jest on wystarczający. Oszacowane równanie przyjmuje zatem następującą postać:

$$\pi_{t+1}^e = 0,94\pi_t^e - 0,224\pi_{t-1} \quad (19)$$



Rys. 3.

Odchylenie przeciętne oszczędności od poziomu optymalnego

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1.

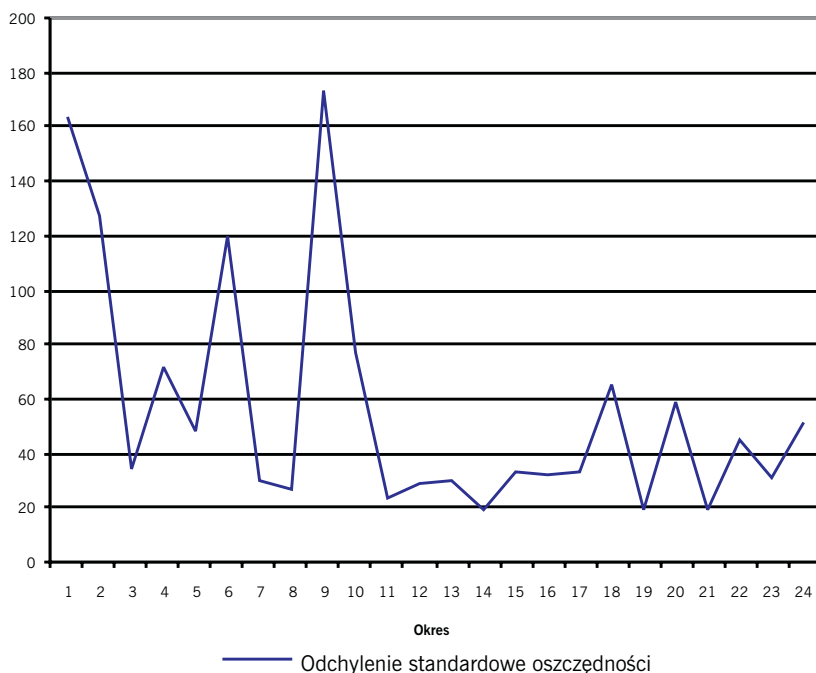
Zachowania adaptacyjne

Source	SS	Df	MS	Number of obs = 22			
Model	1,08127574	2	0,540637871	F(2, 19) = 38,58			
Residual	0,266273308	19	0,014014385	Prob > F = 0,00000			
Total	1,34754905	21	0,064169002	R-squared = 0,80240			
				Adj R-squared = 0,78160			
				Root MSE = 0,11838			
π_{t+1}^e	inf_pr	Coef.	Std.	Err.	t	P > t [95% Conf. Interval]	
π_{t-1}	inf_rzecz_2	-0,2238694	0,0906717	-2,47	0,023	-0,4136474	-0,0340914
π_t^e	inf_pr_1	0,9425445	0,1074003	8,78	0	0,7177530	1,1673360
c_t	_cons	0,0147020	0,0820849	0,18	0,86	-0,1571036	0,1865076

Źródło: opracowanie własne.

Zgodnie z założeniami teoretycznymi tezę o występowaniu adaptacyjnych oczekiwań należy przyjąć wówczas, kiedy stała z estymowanego modelu okaże się zmienną nieistotną. Równanie (19) pozwala na stwierdzenie, iż w przeprowadzonym eksperymencie zaobserwowano, że uczestnicy zdobywają wiedzę, więc wystąpiły zachowania adaptacyjne. Wzrost inflacji prognozowanej w okresie bieżącym o 1% przekłada się na wzrost oczekiwanej inflacji z przyszłego okresu o ok. 0,94%, przy korekcie o 0,22% inflacji rzeczywistej z okresu poprzedniego. Przyszłe prognozy inflacji nie były zatem stale obciążane przez uczestników eksperymentu przez określoną wartość.

Efekt stada



Rys. 4.

Odchylenie standardowe wielkości oszczędności

Źródło: opracowanie własne.

Efekt stada definiuje się jako podążanie w kierunku decyzji, podejmowanych przez innych uczestników rynku. Ze względu na fakt, iż uczestnicy mieli podjąć m.in. decyzję, dotyczącą oszczędności w okresie bieżącym — s_i , dokonano porównania decyzji poszczególnych uczestników w stosunku do decyzji pozostałej części grupy. W tym celu posłużono się miarą odchylenia standardowego oszczędności v_i w i -tym okresie od poziomu przeciętnego oszczędności — \bar{s} :

$$v_i = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{24} (s_i - \bar{s})^2}{24}} \quad (20)$$

W początkowym okresie można zaobserwować, iż występowało stosunkowo duże zróżnicowanie decyzji, dotyczących wielkości indywidualnych oszczędności. Podmioty gospodarcze stopniowo dostosowywały swoje zachowanie do wydarzeń na rynku i sytuacji gospodarczej na nim panującej, ponieważ dopiero w 12. okresie zaczęły zachowywać się w zbliżony sposób, o czym świadczy malejąca wartość odchylenia standardowego oszczędności. Unaczynia to, że dostosowano decyzje, dotyczące oszczędzania, do decyzji pozostałych uczestników eksperymentu.

Niedoszacowanie poziomu cen

Aby zweryfikować hipotezę o ewentualnym występowaniu przeszacowania lub niedoszacowania cen w decyzjach podmiotów, zbadano różnicę między ceną faktyczną a ceną prognozowaną. Znak różnicy między tymi cenami informuje o przeszacowaniu lub niedoszacowaniu poziomu cen, a tym samym o występowaniu poziomu inflacji. Dokonano także estymacji następującego równania:

$$p_t = \alpha_1 p_t^* + c \quad (21)$$

gdzie p_t — ceny rzeczywiste w t -tym okresie, p_t^* — ceny prognozowane na t -ty okres.

W sytuacji, w której parametr przy zmiennej cen prognozowanych, tj. $\alpha_1 = 1$, natomiast stała $c = 0$, świadczyłoby o idealnym dopasowaniu cen prognozowanych przez uczestników eksperymentu w stosunku do cen rzeczywistych ($p_t = p_t^*$). Innymi słowy wystąpiłaby idealna prognoza przyszłych cen. Estymacja równania (21) dokonana została Metodą Najmniejszych Kwadratów. Wyniki oszacowań przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2.

Estymacja poziomu cen

Dependent variable: P	Sample: 123	P=C(1) + C(2)*CENYPROGNOZOWANE		
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	28,846090	38,953920	0,740518	0,467200
C(2)	1,142311	0,130819	8,732017	0,000000
R-squared	0,784058	Mean dependent var	323,666700	
Adjusted R-squared	0,773775	S.D. dependent var	195,896300	
S.E. of regression	93,174480	Akaike info criterion	11,989770	
Sum squared resid	182311,200000	Schwarz criterion	12,088500	
Log likelihood	-135,882300	Durbin-Watson stat	2,396458	

Źródło: Opracowanie własne.

Z powyższych rezultatów estymacji wynika, iż zmienna *CENYPROGNOZOWANE* okazała się zmienną istotną, natomiast stała zmienną nieistotną. Szacując nowy model bez stałej, wartość współczynnika stojącego przy zmiennej *CENYPROGNOZOWANE* kształtującego się na poziomie 1,23, wskazywałaby, że uczestnicy eksperymentu nieznacznie niedoszacowywali cen rynkowych, ponieważ przy wyeliminowaniu stałej z równania (przy zachowaniu pozostałych parametrów z estymacji), przyjęło ono postać:

$$p_i = 1,23p_t^* \Rightarrow p_t - p_t^* \Rightarrow \forall_{p_t^*} 0,23p_t^* > 0 \quad (22)$$

Zatem wielkość niedoszacowania cen przyszłych wynosiła ok. 14% pomiędzy okresami. W celu potwierdzenia lub odrzucenia tego wniosku należy przetestować dodatkowo następującą hipotezę, zakładającą, iż uczestnicy w idealny sposób przewidywali ceny, tzn. nie występowało przeszacowanie cen rzeczywistych ani ich niedoszacowanie. Zgodnie z równaniem (21) parametr α_1 stojący przy zmiennej objaśniającej p_t^* powinien wówczas przyjąć wartość 1, czyli:

$$H_0: \alpha_1 = 1 \quad (p_t - p_t^* = 0) \quad (23)$$

Tabela 3.

Testowanie zachowań uczestników

Wald Test:		Hipoteza zerowa:	$(\alpha_1 = 1)$ C(2)=1
F-statistic	1,18342	Probability	0,28899
Chi-square	1,18342	Probability	0,27666

Źródło: opracowanie własne.

Nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej (z 5% poziomem ufności) o występowaniu idealnych prognoz. Uczestnicy eksperymentu dobrze umieli przewidzieć ewentualne zmiany cen, co odzwierciedliło się w szacowaniu przez nich cen prognozowanych i późniejszej obserwacji cen rzeczywistych, które były zbliżone do wcześniej prognozowanych. Zgodnie z powyższymi ustaleniami równanie przyjmuje następującą postać:

$$p_t = p_t^* + c \quad (24)$$

Tabela 4.

Weryfikacja postaci modelu

Dependent Variable: CENY RZECZYWISTE-CENY PROGNOZOWANE			Sample: 1 23	ROZNICA=C(1)
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	65,575380	19,509040	3,361281	0,002800

Źródło: opracowanie własne.

Zastanawiając się nad wpływem wprowadzenia polityki stałego wzrostu podaży pieniądza na wielkość doszacowania czy niedoszacowania cen, przeprowadzono dodatkowo dwie osobne estymacje z podziałem na okres próby od 1.–12. (tj. bez polityki monetarnej) oraz okres 13.–24. (z polityką monetarną).

Tabela 5.

Estymacja okres próby 1.–12.

Source	SS	Df	MS		
Model	13591,2807	1	13591,2807	Number of obs =	11
Residual	9317,57899	9	1035,28655	F(1, 9) =	13,13
Total	22908,8597	10	2290,88597	Prob > F =	0,0055
				R-squared =	0,5933
				Adj R-squared =	0,5481
				Root MSE =	32,1760

Cena	Coef.	Std.	Err.	t	P > t [95% Conf. Interval]	
CenaPR	0,5283102	0,1458106	3,62	0,006	0,1984637	0,8581566
_cons	93,9209600	25,704	3,65	0,005	35,7744700	152,0675000

Źródło: opracowanie własne.

W powyższej estymacji odwrotnie niż w estymacji dokonanej dla całej próby, stała okazała się zmienną istotną, co więcej, jej wartość stale obciążała wartości cen rzeczywistych o 93,92, współczynnik stojący przy zmiennej objaśniającej wyniósł 0,528, natomiast ceny rzeczywiste w okresie 1.–12. były wyjaśniane zaledwie w ok. 59% cenami prognozowanymi i stałą. Oszacowane równanie poziomu cen rzeczywistych wygląda zatem następująco:

$$p_t = 0,528p_t^* + 93,92 \quad (25)$$

Tabela 6. przedstawia okres próby od 13. do 24. Stała okazała się nieistotna, natomiast współczynnik stojący przy zmiennej ceny prognozowane wyniósł 0,99, co świadczyłoby o prawie idealnym oszacowywaniu cen rzeczywistych przez uczestników rynku w drugiej części eksperymentu. Można postulować, iż z upływem czasu uczestnicy coraz pewniej i dokładniej przewidywali wielkość cen oraz wyczuwali sytuację na rynku. Uczestnicy eksperymentu wykazali poprzez swoje decyzje dotyczące wielkości oszczędności oraz prognozowanych cen, iż w ciągu okresu 1.–12. zdobyli wiedzę, którą wykorzystali w swoich decyzjach w okresach kolejnych, dokładniej przewidując wielkości cen na rynku. Ponownie przedstawiając równanie cen z oszacowanymi parametrami dla okresu 13.–24., otrzymano:

$$p_t = 0,99p_t^* \quad (26)$$

Tabela 6.

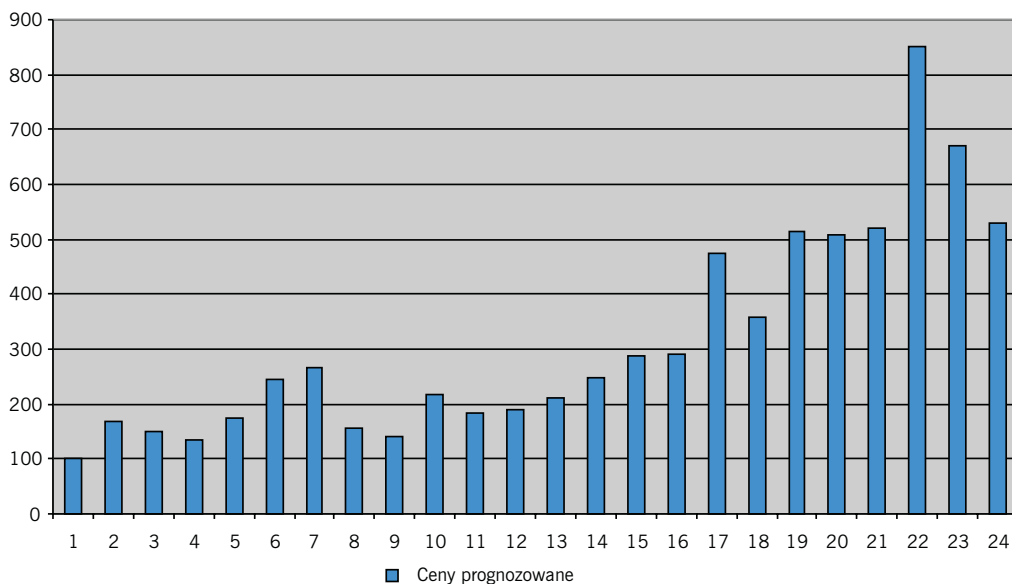
Estymacja okres próby 13.–24.

Source	SS	Df	MS		Number of obs =	12
					F(1, 10) =	21,61
Model	264682,593	1	264682,5930		Prob > F =	0,0009
Residual	122504,266	10	12250,4266		R-squared =	0,6836
Total	387186,859	11	35198,8053		Adj R-squared =	0,6520
					Root MSE =	110,6800
Cena1	Coef.	Std.	Err.	t	P > t [95% Conf. Interval]	
CenaPR2	0,9920667	0,2134292	4,65	0,001	0,5165169	1,4676170
_cons	112,9136000	80,27294	1,41	0,19	-65,9456400	291,7729000

Źródło: opracowanie własne.

5. Makroekonomiczne skutki polityki stałego wzrostu podaży pieniądza

Weryfikacja tezy, dotyczącej występowania hiperinflacji w sytuacji wprowadzenia reżimu stałego wzrostu podaży pieniądza, będzie się opierać na analizie wielkości cen rzeczywistych, cen prognozowanych, błędzie prognozy oraz dynamicznego błędu średniokwadratowego.



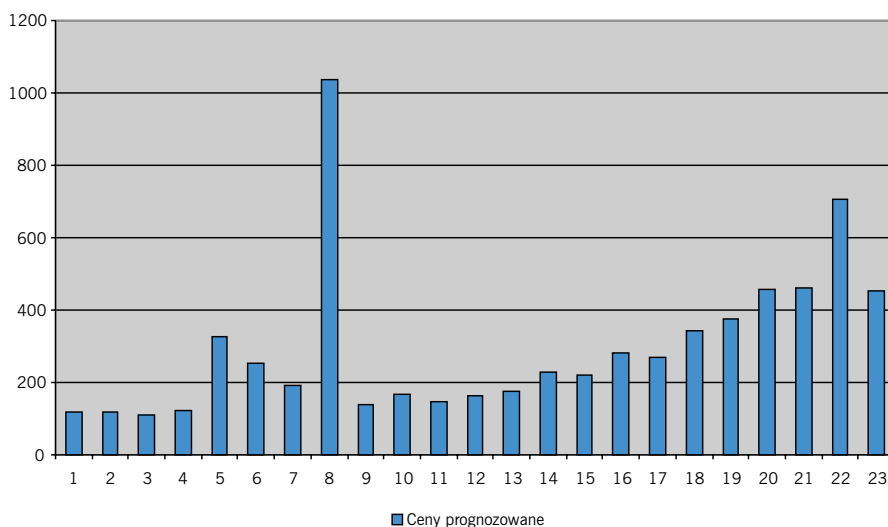
Rys. 5.

Zmiany cen rzeczywistych w czasie

Źródło: opracowanie własne.

Rysunki 5. i 6. przedstawiają zmiany wielkości cen rzeczywistych i cen prognozowanych w czasie (w ciągu 24 rund eksperymentu). Warto zauważyć, iż do momentu wprowadzenia reżimu stałego wzrostu podaży pieniądza (runda 13.), ruch cen miał charakter nieregularny. Po rundzie 13. ceny odznaczały się trendem rosnącym z wyjątkiem dwóch ostatnich rund. Na podstawie rysunku 5. wywnioskowano, iż stały wzrost podaży pieniądza przyczyniał się do wzrostu cen rynkowych.

Podobne wnioski można wyciągnąć, analizując zmiany cen prognozowanych zobrazowanych na rysunku 6. Zasadniczo w systemie gospodarki bez reżimu polityki monetarnej obejmującym okres 1.–12., ruch cen miał nieregularny charakter. Zaobserwowano także nietypową wartość prognozowanych cen w okresie 8. Miało to związek z podaniem bardzo dużej ceny prognozowanej przez jednego z graczy, co zdecydowanie zawyżyło wielkość statystyki. Po wprowadzeniu polityki monetarnej do eksperymentu, uczestnicy zgodnie z ruchem cen rynkowych, przezornie przewidywali wyższe ceny, istniała wręcz tendencja do podejmowania decyzji o wyższych cenach.



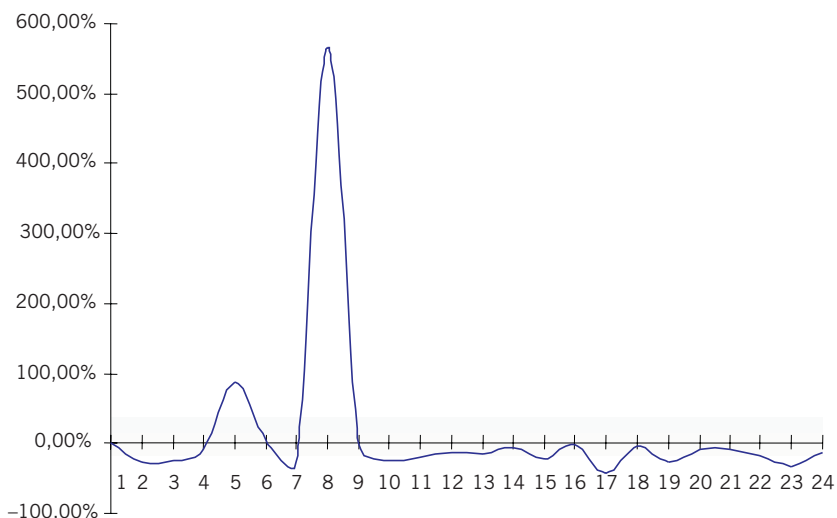
Rys. 6.

Zmiany cen prognozowanych w czasie

Źródło: opracowanie własne.

Z przeprowadzonej analizy rysunków 5. i 6. wynika, iż inflacja prognozowana po wprowadzeniu polityki monetarnej uległa znacznemu przyspieszeniu.

Kolejnym wnioskiem jest niedoszacowanie prognozy inflacji. Rysunek 7. przedstawia różnicę pomiędzy inflacją prognozowaną a rzeczywistą wyrażoną w procentach. Niedoszacowanie występowało praktycznie przez cały eksperyment, niezależnie od reżimu polityki.

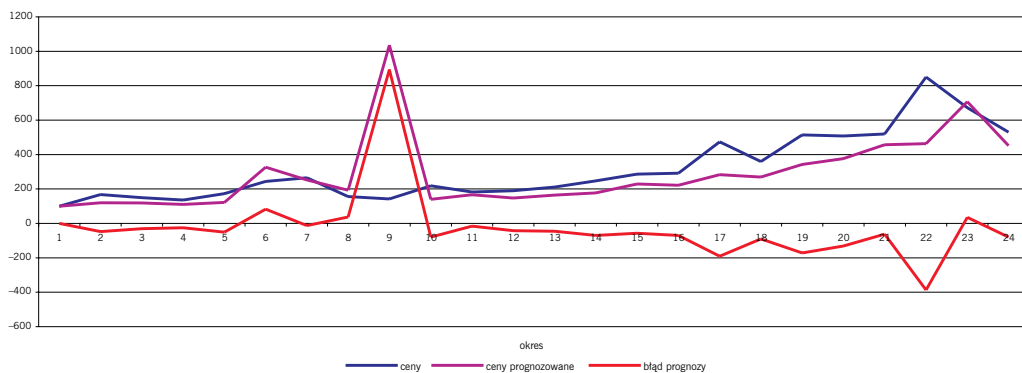


Okres

Rys. 7.

Nieodoszacowanie cen przez podmioty

Źródło: opracowanie własne.



Rys. 8.

Ceny rzeczywiste, ceny prognozowane, błąd prognozy

Źródło: opracowanie własne.

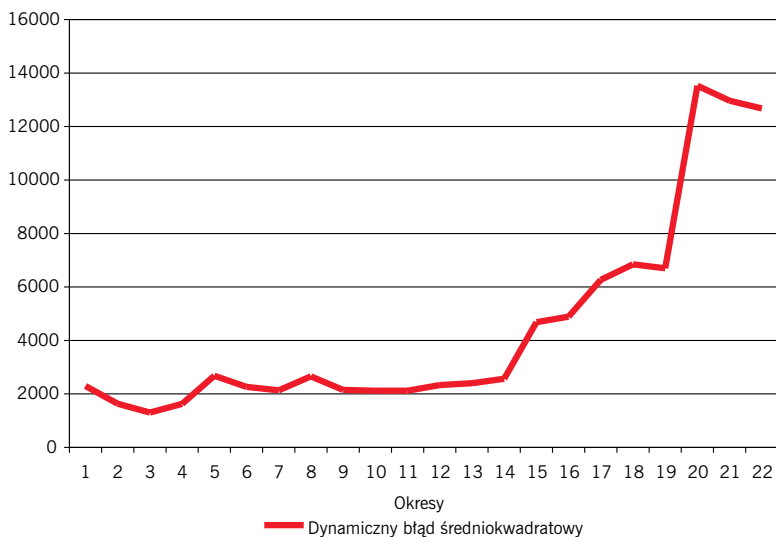
Po rozważeniu wpływu polityki stałego wzrostu podaży pieniądza na ruch cen rzeczywistych i prognozowanych na rynku, przedstawiono te dwie wielkości w zestawieniu z błędem prognoz dokonywanych przez uczestników eksperymentu. W początkowym etapie doświadczenia podmioty gospodarcze charakteryzowały się bardzo dobrym doprecyzowaniem własnych decyzji do zachowania rynku, co zostało uwidocznione w wielkości błędu prognozy, który oscylował wokół 0. Ponownie ze względu na nietypową ósmą obserwację,

błąd prognozy w tym okresie także był znaczny. W rundach 12.–24. błędy prognozy nieznacznie wzrosły. Można interpretować to jako dezorientację uczestników i mniejszą (w porównaniu do sytuacji bez reżimu) elastyczność dostosowania decyzji, co do przyszłych cen (przedstawiono to na rys. 8).

Potwierdzenie powyższych wniosków jest odzwierciedlone także w wielkości dynamicznego błędu średniokwadratowego. W celu policzenia dynamicznego błędu średniokwadratowego dla i -tego okresu posłużono się następującą formułą:

$$e_i^2 = \frac{\sum_{k=1}^i e_k^2}{i} \quad (27)$$

Zmiany błędu w czasie zostały przedstawione na rysunku 9. Do momentu wprowadzenia reżimu polityki monetarnej w okresie 12., błąd ten ulegał nieznacznym wahaniom, utrzymując się średnio na poziomie 2000. Wartość błędu, a tym samym zmiany wielkości cen, począwszy od okresu 13. charakteryzowały się rosnącym trendem.



Rys. 9.

Dynamiczny błąd średniokwadratowy

Źródło: opracowanie własne.

6. Podsumowanie

Na podstawie wyników eksperymentu stwierdzono, iż zgodnie z hipotezą Friedmana, wśród uczestników eksperymentu można było zaobserwować zachowania adaptacyjne. Ponadto decyzje podmiotów odznaczały się elementem charakterystycznym dla efektu stada. Co więcej zaobserwowaliśmy, że uczestnicy eksperymentu niedoszacowywali poziomu cen. Kolejnym wnios-

kiem jest to, że po wprowadzeniu do gry reżimu stałego wzrostu podaży pieniądza zaobserwowano występowanie hiperinflacji.

Warto więc zapamiętać, że ten eksperyment został prowadzony na grupie osób, która teoretycznie powinna być ściślej zorientowana w problemach ekonomicznych niż grupa bez specjalistycznego przygotowania ekonomicznego. Dlatego też nasuwa się zasadniczy wniosek na przyszłość — można przeprowadzić eksperymenty, sprawdzające czy rzeczywiście studenci ekonomii wypadną lepiej niż osoby przeciętne i czy ludzie profesjonalnie zajmujący się polityką monetarną wypadną lepiej niż studenci ekonomii.

Bibliografia

- Bernasconi M., Kirchkamp O., 1996, *Why do monetary policies matter? An experimental study of saving and inflation in an overlapping generations model*, opublikowany w „Journal of Monetary Economics” 2000, vol. 46.
- Bruno M, Fisher S., 1990, *Seigniorage, Operating Rules and the High Inflation trap*, „Quarterly Journal of Economics”, nr 105, s. 353–374.
- Haremza W., Deadman D., 1997, *Nowa Ekonometria*, PWE.
- Cagan P., 1956, *The Monetary Dynamics of Hyperinflation*, w: *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press.
- Lim S., Prescott E.C., Sunder S., 1994, *Stationary Solution to the Overlapping Generations Model of Fiat Money: Experimental Evidence*, „Empirical Economics”, nr 19, s. 1005–1014.
- Friedman M., 1948, *Monetary and Fiscal Framework for Economic Stability*, „The American Economic Review”, nr 38, s. 245–264.
- Friedman M., 1957, *The Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- Friedman M., *A Program for Monetary Stability*. Fordham University Press, 1960.
- Green W.H., 2003, *Econometric Analysis*, Fifth Edition, Macmillan.
- Mankiw G., 1994, *Macroeconomics*, Worth Publishers, (5th edition).
- Marimon R., Spear S.E., Sunder S., 1993, *Expectationally-Driven Market Volatility: An Experimental Study*, „Journal of Economic Theory”, nr 61, s. 74–103.
- Marimon R., Sunder S., 1993, *Indeterminacy of Equilibria in a Hyperinflationary World: Experimental Evidence*, „Econometrica”, nr 61, s. 1073–1107.
- Marimon R., Sunder S., 1994, *Expectations and learning under alternative monetary regimes: an experimental approach*, „Economic Theory”, nr 4, s. 131–162.
- Marimon R., Sunder S., 1995, *Does a constant money growth rule help stabilize inflation?: Experimental evidence*, „Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy”, nr 43, s. 111–156.