

*Szymon Wójcik\**

## ANALIZA NASTĘPSTW SZOKU INFLACYJNEGO Z WYKORZYSTANIEM MODELU DSGE DLA GOSPODARKI POLSKIEJ

**Streszczenie.** Celem przeprowadzonego badania było zbadanie reakcji gospodarki na szok inflacyjny. Autor wykorzystał w tym celu nowokeynesistowski model DSGE dla gospodarki zamkniętej. Badanie dotyczyło gospodarki Polski w latach 1998–2013. W artykule zbadano reakcję zmiennych makroekonomicznych na szok inflacyjny o różnym stopniu autokorelacji. Reakcja zmiennych na szoki zilustrowana została za pomocą funkcji odpowiedzi na impuls (IRF). Otrzymane wyniki wskazują na wzrost zarówno siły reakcji zmiennych, jak i czasu ich powrotu do równowagi na skutek zwiększania się persistencji szoku inflacyjnego.

**Słowa kluczowe:** polityka pieniężna, szoki inflacyjne, modele DSGE, funkcja odpowiedzi na impuls.

### 1. WSTĘP

W następstwie kryzysu gospodarczego z roku 2008 władze monetarne wielu państw zmuszone były do stymulowania gospodarki za pomocą polityki pieniężnej. Niestety w kilku najbardziej rozwiniętych krajach klasyczne instrumenty polityki pieniężnej, takie jak wysokość stóp procentowych na rynku międzybankowym czy wielkość rezerwy obowiązkowej, przestały być wystarczające do uzyskania spodziewanego efektu. Ponadto w wielu państwach stopy procentowe banków centralnych zbliżyły się do zera, co zachęcało do ekspansji fiskalnej, która nieumiejętnie prowadzona, niesie ryzyko utrzymania lub nawet pogłębienia stanu niskiej aktywności gospodarczej (por. Ciżkowicz, Rzońca 2011).

Taka sytuacja wymusiła na największych światowych instytucjach monetarnych (takich jak: Europejski Bank Centralny, System Rezerwy Federalnej, Bank Anglii, Bank Japonii) zaproponowanie nowych narzędzi polityki pieniężnej. Jednym z nich jest szeroko prowadzony przez bank centralny Stanów Zjednoczonych (FED) program skupu aktywów znany jako luzowanie ilościowe (ang. *quantitative easing – QE*)<sup>1</sup>.

---

\* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii, [szymon.wojcik@uni.lodz.pl](mailto:szymon.wojcik@uni.lodz.pl)

<sup>1</sup> Dyskusję nad możliwymi skutkami luzowania ilościowego dla gospodarki doświadczającej problemu zerowych stóp procentowych prezentuje Rzońca (2014, s. 308–332).

Biorąc pod uwagę monetarystyczną koncepcję inflacji (Friedman 1963), w efekcie wzrostu podaży pieniądza, można spodziewać się wystąpienia szoku inflacyjnego. W badaniu wykorzystano model dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (DSGE) małej skali w symulacji szoku inflacyjnego. Narzędzie to jest szeroko stosowane m.in. przez instytucje monetarne w projektowaniu polityki pieniężnej i z tego względu jest, zdaniem autora, jednym z najlepszych instrumentów możliwych do wykorzystania w niniejszej analizie. Pomimo faktu, że luzowanie ilościowe nie występuje w Polsce, można domniemywać, że możliwy szok inflacyjny w strefie euro, mógłby być transmitowany w pewnym stopniu do naszej gospodarki na skutek wzrostu cen towarów importowanych. Jako że hipotetyczny szok inflacyjny mógłby mieć charakter zarówno impulsowy, jak i podtrzymany (autoregresyjny), w niniejszym badaniu przeprowadzono analizę reakcji gospodarki na szok inflacyjny o różnym stopniu autokorelacji. Analiza literatury przedmiotu wskazuje, że dotychczas nie były prowadzone badania uwzględniające poziom autoregresji szoku w kontekście wykorzystania modeli DSGE.

W związku z powyższym należy stwierdzić, że celem niniejszego artykułu jest analiza reakcji gospodarki na wystąpienie niespodziewanego, raptownego wzrostu cen. Wykorzystanie modelu klasy DSGE pozwoli na ocenę kierunku oraz czasu trwania odpowiedzi trzech zmiennych makroekonomicznych: luki produkcyjnej, inflacji oraz stopy procentowej na szok inflacyjny. Zastosowany model składa się z trzech równań: dynamicznej krzywej IS, nowokeynesistowskiej hybrydowej krzywej Philipisa oraz reguły Taylora. Jak wcześniej wspomniano, przeprowadzone badanie dotyczy gospodarki Polski, a okres objęty analizą to lata 1998–2013 (64 obserwacje kwartalne dla każdego użytego szeregu czasowego).

W modelach DSGE, często w wyniku wyprowadzania poszczególnych równań, utożsamia się szok inflacyjny z szokiem technologicznym, tzn. ze wzrostem łącznej produktywności czynników produkcji. W tym przypadku przyjęto założenie o stałości produktywności, a szok inflacyjny wprowadzany jest do modelu zewnętrznie w sposób liniowy. Przeprowadzona analiza pokaże, czy takie podejście pozwoli na uzyskanie poprawnych ekonomicznie wyników.

Układ opracowania jest następujący: w drugiej i trzeciej części przedstawiony zostanie użyty model ekonometryczny oraz wykorzystane zmienne makroekonomiczne; w kolejnych częściach zaprezentowane zostaną wyniki badania empirycznego uwzględniające wykresy funkcji reakcji na impuls (szok inflacyjny); ostatnia część zawierać będzie wnioski końcowe i podsumowanie.

## 2. MODEL EKONOMETRYCZNY

W artykule wykorzystano nowokeynesistowski model dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (ang. *Dynamic Stochastic General Equilibrium – DSGE*) do zbadania reakcji gospodarki na szok inflacyjny. Pionierskie wykorzystanie modeli nowokeynesistowskich dla potrzeb polityki pieniężnej przypisuje się Claridzie, Galiemu i Gertlerowi (1999), którzy analizowali rolę polityki monetarnej w gospodarce w okresach przed wystąpieniem szoku Volckera i po nim (por. Kokoszczynski 2004). Modele te stały się popularnym narzędziem stosowanym w prowadzeniu polityki pieniężnej, jak i fiskalnej (por. np. Stähler, Thomas 2011), co doprowadziło do dynamicznego rozwoju ich konstrukcji i estymacji oraz dalszego rozszerzenia obszarów ich zastosowań. Przykładem tak rozbudowanego modelu mogą być prace Christiano, Eichenbaum, Evans (2005) oraz Smets, Wouters (2007). Dzięki uwzględnieniu wielu dodatkowych rozszerzeń modele nowokeynesistowskie uzyskały swój obecny kształt oraz zdobyły szeroką rzeszę zwolenników. Aktualnie są wykorzystywane w wielu bankach centralnych (np. Narodowy Bank Polski, Riksbank, Bank of England).

Dla gospodarki Polski również prowadzone są badania z wykorzystaniem opisywanych tutaj modeli. Do przykładów należy zaliczyć pracę Grabek, Kłós, Koloń (2010), w której autorzy przedstawiają model dla małej gospodarki otwartej. W zakresie badań nad inflacją modelami DSGE posłużyli się Baranowski et al. (2013), stosując je w analizie mechanizmów aktualizacji cen. Natomiast w obszarze polityki fiskalnej badania z wykorzystaniem modeli DSGE prowadził Krajewski (2013).

Zastosowany w niniejszym badaniu model DSGE bazuje na opracowaniu Baranowskiego (2014). Model składa się z trzech równań wywodzących się z ekonomicznych mikropodstaw. Estymację parametrów przeprowadzono z wykorzystaniem Uogólnionej Metody Momentów i zmiennych instrumentalnych. Poniżej zaprezentowano poszczególne równania w ostatecznej, log-linearyzowanej formie.

Pierwsze z równań modelu to tzw. dynamiczna krzywa IS.

$$x_t = \gamma E_t x_{t+1} + (1 - \gamma)x_{t-1} + \sigma_1(i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (1)$$

gdzie:

$x_t$  – luka produkcyjna,

$\pi_t$  – stopa inflacji,

$i_t$  – nominalna stopa procentowa,

$E_t$  – operator racjonalnych oczekiwań,

$\psi$  – odsetek gospodarstw domowych nieoptymalizujących,

$$\gamma = \frac{1}{1+\psi},$$

$$\sigma_1 = -\frac{(1-\psi)}{\sigma(1+\psi)}.$$

Równanie dynamicznej krzywej IS wyprowadzane jest z problemu optymalizacji konsumpcji gospodarstw domowych w nieskończonym okresie czasu przy uwzględnieniu ograniczenia budżetowego. Ponadto w konstrukcji równania dopuszczono występowanie gospodarstw domowych nieoptymalizujących (ustalających swoją konsumpcję na poziomie z okresu poprzedniego). W równaniu tym rolę zmiennej objaśnianej pełni luka produkcyjna (luka popytowa, luka PKB) rozumiana jako odchylenie produkcji rzeczywistej od produkcji potencjalnej, czyli występującej przy pełnym wykorzystaniu mocy produkcyjnych gospodarki. W charakterze zmiennych objaśniających występują tutaj: wartość oczekiwana luki produkcyjnej w okresie przyszłym, jej wartość w okresie poprzednim oraz realna stopa procentowa stanowiąca różnicę pomiędzy nominalną stopą procentową a stopą inflacji.

Problem dynamicznej optymalizacji przedsiębiorstw przedstawia równanie nowokeynesistowskiej hybrydowej krzywej Philipsa:

$$\pi_t = \beta_f E_t \pi_{t+1} + \beta_b \pi_{t-1} + \kappa x_t \quad (2)$$

gdzie:

$$\beta_f = \frac{\beta\theta}{(\theta+\omega-\theta\omega+\omega\beta\theta)},$$

$$\beta_b = \frac{\omega}{(\theta+\omega-\theta\omega+\omega\beta\theta)},$$

$$\kappa = \frac{(1-\omega)(1-\theta)(1-\beta\theta)}{(\theta+\omega-\theta\omega+\omega\beta\theta)} \frac{\sigma(1-\alpha)+\eta+\alpha}{1-\alpha},$$

$\theta$  – prawdopodobieństwo Calvo<sup>2</sup>,

$\omega$  – odsetek przedsiębiorstw nieoptymalizujących ceny,

$\alpha, \beta, \sigma$  – parametry strukturalne.

W roli zmiennej objaśnianej występuje tutaj stopa inflacji i jest ona objaśniona przez oczekiwania inflacyjne z okresu przyszłego, stopę inflacji opóźnio-

<sup>2</sup> W schemacie Calvo występują losowe sztywności cen. Oznacza to, że każde przedsiębiorstwo ma takie samo prawdopodobieństwo otrzymania możliwości aktualizacji ceny równe  $1 - \theta$ , gdzie  $\theta \in (0,1)$ . Prawdopodobieństwo to jest stałe w czasie i w szczególności nie zależy od tego, kiedy ostatnio przedsiębiorstwo aktualizowało cenę. W związku z powyższym, prawdopodobieństwo pozostania przy niezmienionej cenie w danym okresie (znane w literaturze jako prawdopodobieństwo Calvo) będzie równe  $\theta$  (por. Calvo 1983).

ną o jeden okres oraz przez wielkość luki produkcyjnej. W wyprowadzeniu równania (2) wykorzystano, podobnie jak w równaniu (1), odsetek podmiotów nieoptymalizujących (por. Gali, Gertler 1999). W tym przypadku są to przedsiębiorstwa nieoptymalizujące ceny (ang. *backward looking*). Wyznaczają one cenę, indeksując ją automatycznie względem przeszłego agregatowego poziomu cen.

Trzecie i ostatnie równanie modelu to tzw. reguła Taylora:

$$i_t = i_0 + \phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \phi_x x_t \quad (3)$$

gdzie:

- $i_t$  – nominalna stopa procentowa,
- $\pi_t$  – stopa inflacji,
- $x_t$  – luka produkcyjna,
- $\bar{\pi}$  – docelowa wartość inflacji,
- $i_0, \phi_\pi, \phi_x$  – parametry równania.

Pośród wielu dostępnych rozszerzeń równania wykorzystano tutaj wariant reguły Taylora uwzględniający wygładzanie stóp procentowych, znany również w literaturze jako wariant bieżący z wygładzaniem stóp procentowych (ang. *current looking*):

$$i_t = \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)(\phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t) \quad (4)$$

gdzie:

- $\lambda$  – parametr wygładzania stóp procentowych.

Podsumowując, zastosowany w artykule model DSGE składa się z trzech następujących równań:

$$x_t = \gamma E_t x_{t+1} + (1 - \gamma)x_{t-1} + \sigma_1(i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t^x \quad (5)$$

$$\pi_t = \beta_f E_t \pi_{t+1} + (1 - \beta_f)\pi_{t-1} + \kappa x_t + \varepsilon_t^\pi \quad (6)$$

$$i_t = \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)(\phi_\pi \pi_t + \phi_x x_t) + \varepsilon_t^i \quad (7)$$

gdzie:

- $\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^i$  – składniki losowe.

Równania 5, 6 i 7 zostały wzbogacone o składniki losowe, które służyć będą do implementacji egzogenicznego szoku w modelu. Z racji tego, że celem artykułu jest analiza skutków szoku inflacyjnego, zaburzenie impulsowe wprowadzane będzie jedynie w równaniu nowokeynesistowskiej hybrydowej krzywej Philipsa ( $\varepsilon_t^\pi$ ). Wprowadzenie szoku zostało poprzedzone estymacją parametrów strukturalnych równania. Z uwagi na fakt, że równania opisujące lukę produkcyjną i inflację zawierają wartości oczekiwane zmiennych w okresie  $t + 1$ , podejrzewać można występowanie endogeniczności zmiennych objaśniających. W takim przypadku nie można stosować estymatora Klasycznej Metody Najmniejszych Kwadratów, gdyż w sytuacji, gdy składnik losowy skorelowany jest z przynajmniej jedną ze zmiennych objaśniających, estymator KMNK traci zgodność (występuje tzw. obciążenie Haavelmo (Kusideł 2000: 7)). Jedną z metod pozwalających na poradzenie sobie z tym problemem, jest zastosowanie estymatora Uogólnionej Metody Momentów (ang. *Generalized Method of Moments – GMM*) i zmiennych instrumentalnych (ang. *Instrumental Variables – IV*) (zob. np. Verbeek 2012: 166–171). Wspomniana metoda pozwoli na oszacowanie parametrów strukturalnych modelu.

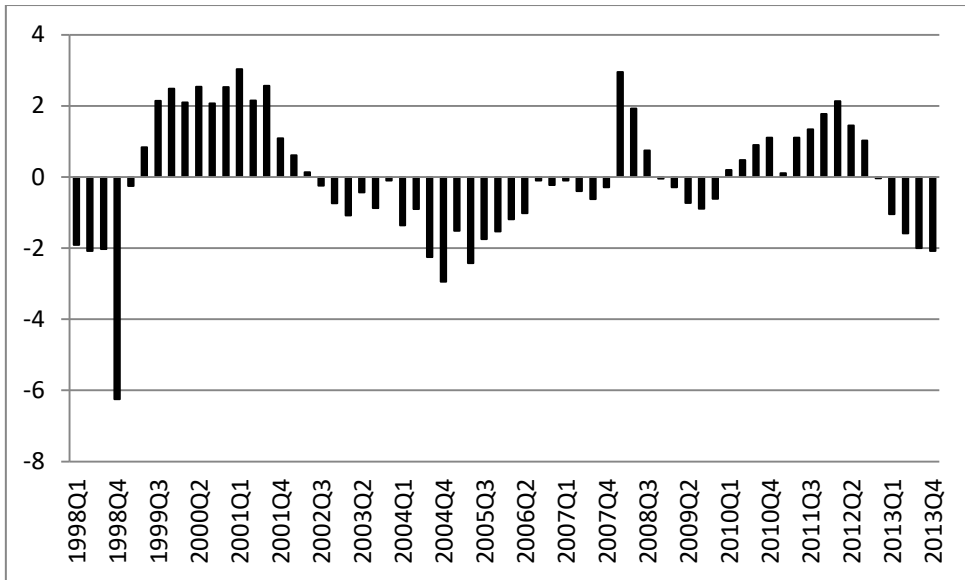
### 3. DANE I WYNIKI ESTYMACJI

Podstawą do oszacowania wartości zmiennej nieobserwowalnej, jaką jest luka produkcyjna, było pozyskanie z bazy danych GUS obserwacji kwartalnego produktu krajowego brutto dla Polski. Dane za okres I 1998 – IV 2013 pobrano wstępnie jako PKB w cenach stałych średniorocznych z roku poprzedniego. Następnie wartości przeliczono na jednopodstawowe indeksy PKB w cenach stałych średniorocznych z roku poprzedniego (IV 1997 = 100), który to szereg czasowy oczyszczono z sezonowości przy pomocy procedury Tramo/Seats. W kolejnym kroku wykorzystano statystyczny filtr Hodricka-Prescotta w celu odfiltrowania trendu z danych<sup>3</sup>. Otrzymano w ten sposób aproksymację trendu i odchylenia od niego. Wyznaczenie odchylenia procentowych od trendu pozwoliło uzyskać ostateczny szereg luki produkcyjnej, który ilustruje Wykres 1.

Dane dotyczące inflacji również pobrano z bazy danych GUS. Oryginalny szereg dotyczył kwartalnych obserwacji łańcuchowego wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) dla Polski za okres I 1998 – IV 2013. Następnie dane odsezonowano przy pomocy procedury Tramo/Seats. Ostatecznie obliczono odchylenia od trendu wyznaczonego metodą Hodricka-Prescotta. Uzyskany szereg inflacji ilustruje Wykres 2.

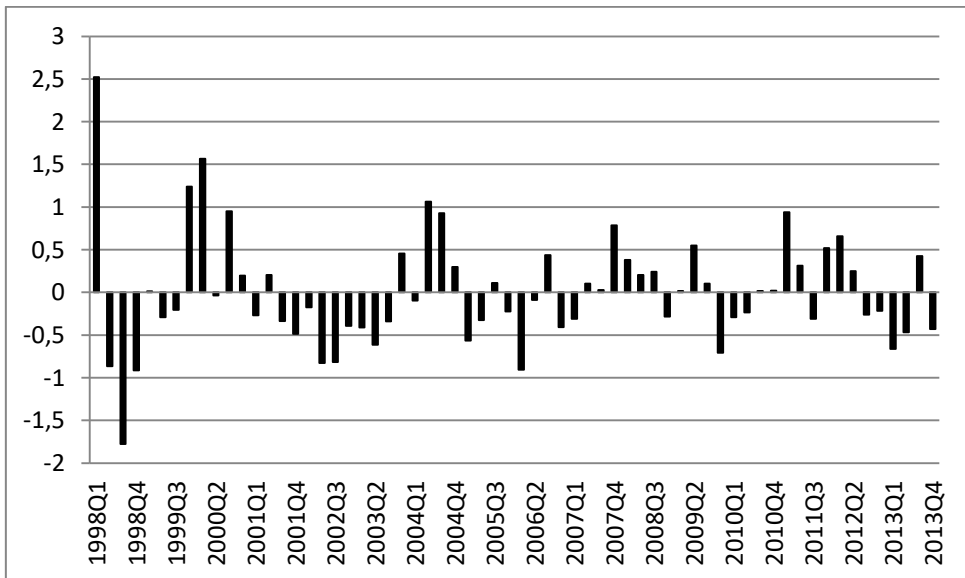
---

<sup>3</sup> Statystyczny filtr Hodricka-Prescotta, to jedna z wielu metod ekstrahowania trendu z szeregu czasowego. Wśród alternatywnych metod można wyróżnić np. trend deterministyczny, funkcję produkcji lub inne filtry statystyczne (por. Gradzewicz, Kolasa 2004).



Wykres 1. Szacunek luki produkcyjnej dla Polski w latach 1998–2013 (% odchylenia od trendu H-P).

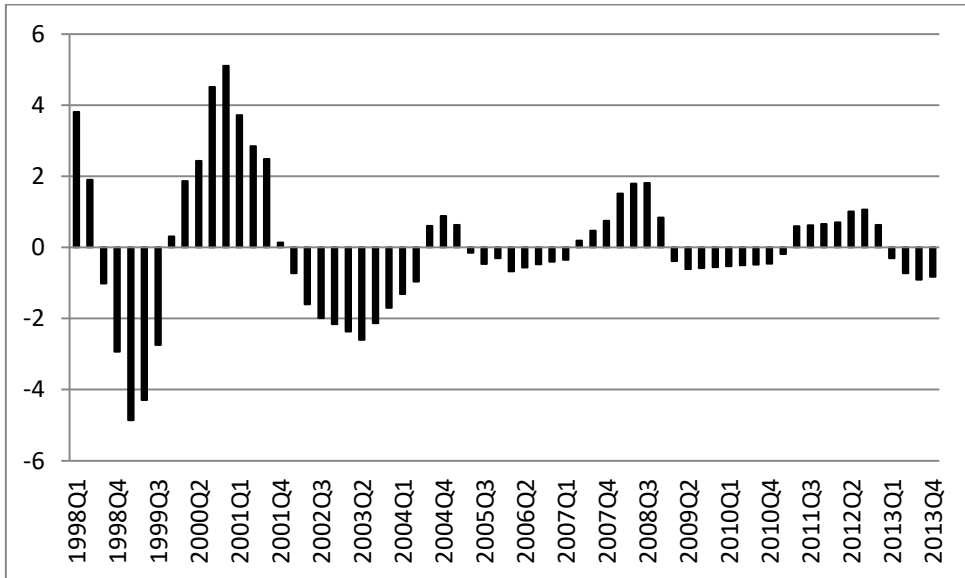
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.



Wykres 2. Inflacja CPI w Polsce w latach 1998–2013 w p. proc. (odchylenia od trendu H-P)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Ostatnią zmienną wykorzystywaną w modelu jest stopa procentowa. W tym przypadku wykorzystano obserwacje kwartalne (wartości na koniec kwartału) stopy referencyjnej Narodowego Banku Polskiego za okres I 1998 – IV 2013 pobrane z serwisu internetowego bankier.pl. Obserwacje również poddano filtracji przy użyciu metody Hodricka-Prescotta, a następnie oszacowano odchylenia od otrzymanego trendu. Ostateczny szereg czasowy stopy procentowej przedstawia Wykres 3.



Wykres 3. Stopa referencyjna NBP w latach 1998–2013 (odchylenia od trendu H-P)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z serwisu internetowego bankier.pl.

Dodatkowo w charakterze zmiennych instrumentalnych przygotowano następujące obserwacje<sup>4</sup>:

PPI – łańcuchowy kwartalny indeks cen producenta dla Polski za okres I 1998 – IV 2013, odsezonowany metodą Tramo/Seats.

Ipsos2 – obserwacje z ankiety oczekiwań inflacyjnych IPSOS ustalone jako odsetek respondentów wybierających odpowiedź „będą rosły w tym samym tempie” w pytaniu „Jak Pan(i) sądzi, patrząc na to, co się obecnie dzieje, czy w ciągu najbliższych 12 m-cy ceny?”. Dane za okres I 1998 – IV 2013 uzyskano jako średnią arytmetyczną z kolejnych trzech miesięcy oraz odsezonowano metodą Tramo/Seats.

<sup>4</sup> W pierwszej kolejności jako zmienne instrumentalne wykorzystywano opóźnienia zmiennych objaśniających z danego równania.



EURPLN – Średnioważone kursy euro w złotych liczone za poszczególne kwartały odpowiedniego roku za okres I 1998 – IV 2013.

Wcześniej zdefiniowany zestaw zmiennych posłużył następnie do oszacowania parametrów modelu. W celu weryfikacji poprawności doboru instrumentów dla poszczególnych równań oszacowano wartości testu Sargana-Hansena (por. Verbeek 2012: 169). Hipoteza zerowa testu wskazuje na nieskorelowanie wektora instrumentów ze składnikiem losowym. Jej odrzucenie wskazywałoby na niepoprawny dobór zmiennych instrumentalnych. Poniżej zaprezentowano oszacowania parametrów poszczególnych równań wraz ze statystykami testu istotności oraz wyniki testu Sargana-Hansena (S-H).

Wyniki estymacji równania dynamicznej krzywej IS przedstawiają się następująco<sup>5</sup>:

$$x_t = 0,442E_t x_{t+1} + (1 - 0,442)x_{t-1} - 0,08(i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (8)$$

(5,16) (-0,93)

$S - H = 6,43$

W charakterze instrumentów wykorzystano opóźnienia zmiennych objaśniających oraz zmienne:  $PPI_{t-1}, PPI_{t-2}, Ipsos2_t, Ipsos2_{t-1}$ . Test Sargana-Hansena wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku korelacji pomiędzy zmiennymi instrumentalnymi oraz składnikiem losowym. Z ekonomicznego punktu widzenia znaki przy poszczególnych parametrach są prawidłowe. Parametr przy wartości oczekiwanej przyszłej luki produkcyjnej mieści się w przedziale  $\langle 0,1 \rangle$ , a wzrost realnej stopy procentowej działa ujemnie na wielkość produkcji. Jedyne zastrzeżenia budzić może mała istotność statystyczna parametru  $\sigma_1$ . Niemniej jednak jest to najlepsze oszacowanie, jakie udało się uzyskać przy stosowaniu różnorodnych zestawów zmiennych instrumentalnych.

Kolejnym estymowanym równaniem była nowokeynesistowska hybrydowa krzywa Philipsa (NHPC). W tym miejscu należy dodać, że na potrzeby estymacji modelu przyjęto restrykcję:  $\beta_f + \beta_b = 1$ . Przyjęcie tejże restrykcji jest uzasadnione dla współczynnika dyskonta równego 1. Zdaniem autora, również w tym przypadku zastosowanie tej restrykcji jest uprawnione, ponieważ dla danych kwartalnych standardowo współczynnik ten ustalany jest na poziomie 0,98–0,99 (por. Walsh 2010: 255). Oszacowanie równania NHPC prezentuje się następująco:

$$\pi_t = 0,662E_t \pi_{t+1} + (1 - 0,662)\pi_{t-1} + 0,041x_t \quad (9)$$

(5,97) (1,44)

$S - H = 3,30$

---

<sup>5</sup> Obliczenia przeprowadzono w programie Stata. Z uwagi na przyjęte w równaniach restrykcje, wartość statystyki t-Studenta, pojawia się jedynie przy oszacowaniu danego parametru.

Podczas estymacji równania NHPC nie zaszła potrzeba wykorzystania innych zmiennych instrumentalnych niż opóźnienia zmiennych niezależnych. Zarówno znaki przy oszacowanych parametrach, jak i wartość testu Sargana-Hansena, wskazują na poprawność oszacowania równania. Parametr przy wartości oczekiwanej przyszłej inflacji mieści się w przedziale  $(0,1)$ , a wzrost produkcji wpływa stymulująco na dynamikę cen. Istotność parametru przy oczekiwaniach inflacyjnych nie budzi wątpliwości przy poziomie istotności równym 5%, dla parametru przy luce produkcyjnej istotność statystyczną uzyskano, przyjmując poziom istotności równy 15%.

Ostatnim estymowanym równaniem była reguła Taylora w wariancie bieżącym z wygładzaniem stóp procentowych. Oszacowania jej parametrów zaprezentowano poniżej:

$$i_t = 0,81i_{t-1} + (1 - 0,81)(1,377\pi_t + 0,256x_t) \quad (10)$$

(14,95)                      (2,83)                      (4,41)

$$S - H = 8,65$$

W tym przypadku konieczne było dołączenie do zbioru zmiennych instrumentalnych (oprócz opóźnień zmiennych objaśniających):  $PPI_{t-1}, PPI_{t-2}, PPI_{t-3}, EURPLN_{t-1}, EURPLN_{t-2}, EURPLN_{t-3}$ . Oceny parametrów nie budzą zastrzeżeń w zakresie zarówno ekonomicznej, jak i statystycznej poprawności. W równaniu zaobserwować można silny mechanizm wygładzania stóp procentowych (81%). Ponadto zarówno wzrost inflacji, jak i zwiększenie luki produkcyjnej wpływa stymulująco na podwyższenie stóp procentowych. Test Sargana-Hansena wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku korelacji pomiędzy instrumentami i składnikiem losowym.

Podsumowując ten etap pracy, można stwierdzić, że otrzymane wyniki są ekonomicznie i statystycznie poprawne, co pozwala na wykorzystanie modelu w symulacjach scenariuszowych. Jako że pomiędzy poszczególnymi zmiennymi w równaniach występują dynamiczne powiązania, nie można interpretować poszczególnych parametrów modelu. Taka interpretacja nie pozwoliłoby na zastosowanie reguły *ceteris paribus*. Standardowym postępowaniem w takiej sytuacji jest analiza modelu z wykorzystaniem funkcji odpowiedzi na impuls (por. Verbeek 2012: 353).

#### 4. SYMULACJE SCENARIUSZOWE Z WYKORZYSTANIEM MODELU DSGE

Jak wcześniej wspomniano, w niniejszej pracy analizować będziemy reakcję gospodarki na szok inflacyjny. Warto wspomnieć, że w wielu opracowaniach szok w równaniu inflacji interpretowany jest jako szok technologiczny (por. np. Gali 2008).

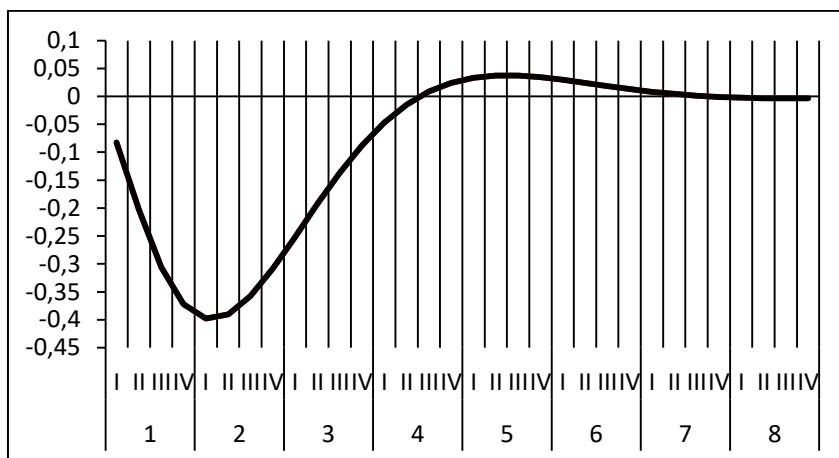
Wynika to wprost z założeń przyjętych podczas wyprowadzenia nowokeynesi-stowskiej hybrydowej krzywej Philipsa. W niniejszym przypadku w wyprowadzaniu NHPC przyjęto założenie, że poziom technologii jest stały dla całego modelu, w związku z czym szok liniowo wprowadzony do równania nie musi mieć tak precyzyjnej definicji ekonomicznej. Zdaniem autora jest to założenie uprawnione, ponieważ ideą niniejszego artykułu jest prześledzenie następstw niespodziewanego szoku inflacyjnego, którego źródło nie jest ściśle zdefiniowane.

Z racji powyższego, w opracowaniu zbadano reakcję zmiennych na impulsowy szok inflacyjny w jednym okresie oraz przypadki szoku o strukturze autoregresyjnej. Przedstawione wykresy funkcji reakcji na impuls obrazują procentowe odchylenia zmiennych od długookresowej równowagi.

### Reakcja na impulsowy szok inflacyjny

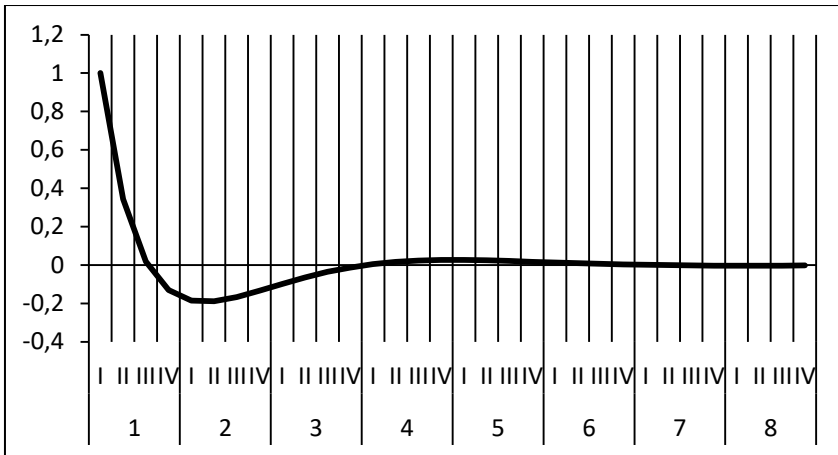
Wykresy 4–6 przedstawiają reakcję poszczególnych zmiennych na zaburzenie w równaniu inflacji. Wprowadzony szok jest tak znormalizowany, aby odzwierciedlał wzrost inflacji o 1 p. proc. w pierwszym kwartale.

Jak widać, zwiększenie inflacji spowodowało spadek produkcji, którego apogeum miało miejsce w 5. kwartale po wystąpieniu szoku. Produkcja wróciła w otoczenie stanu równowagi dopiero po upływie 24 kwartałów. W momencie najsilniejszego odchylenia od równowagi produkcja spadła o ok. 0,4 p. proc.



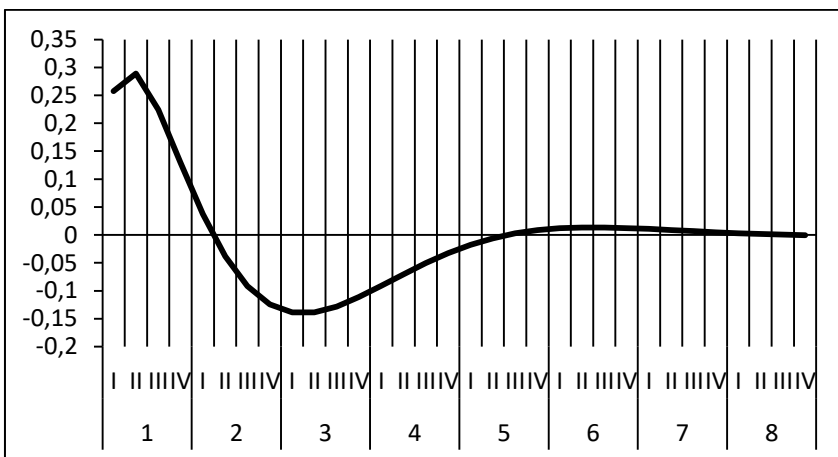
Wykres 4. Reakcja luki produkcyjnej na impulsowy szok inflacyjny (%)

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 5. Reakcja inflacji na impulsowy szok inflacyjny (%)

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 6. Reakcja stopy procentowej na impulsowy szok inflacyjny (%)

Źródło: opracowanie własne.

Na Wykresie 5. przedstawiono reakcję inflacji na zaimplementowany szok. Przeprowadzona normalizacja sprawia, że w okresie pierwszym inflacja wzrasta o 1 p. proc. Następnie widoczny jest gwałtowny spadek dynamiki cen, który najsilniej zaznacza się w 6. kwartale po wystąpieniu szok i wynosi  $-0,2$  p. proc. Inflacja powraca w otoczenie stanu równowagi po upływie ok. 12 kwartałów.

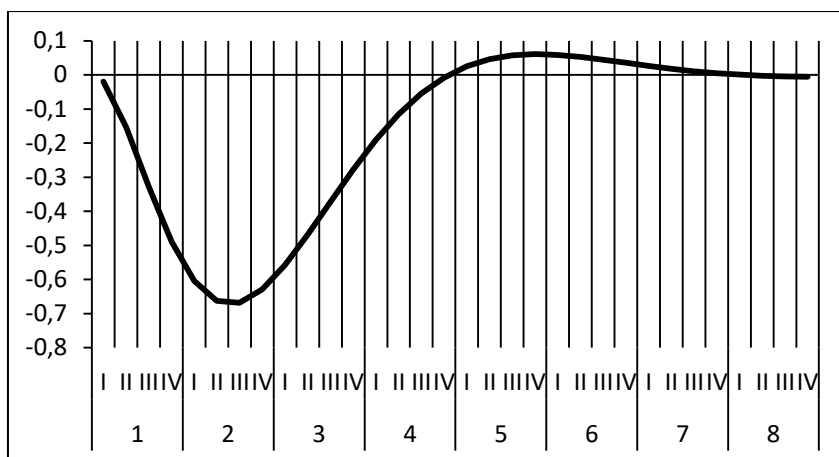
Maksymalna reakcja stóp procentowych widoczna jest w drugim okresie po wystąpieniu szok i wynosi ok.  $0,29$  p. proc. Dalej zaobserwować można znacz-

ny spadek stopy procentowej, której najniższy poziom uwidocznił się po upływie 9 kwartałów od wystąpienia szoku. Powrót stóp procentowych w otoczenie stanu równowagi następuje po 18 kwartałach.

Wszystkie powyższe reakcje zgodne są z intuicją ekonomiczną. Warto dodać, że w każdym przypadku funkcja reakcji na impuls ma przebieg „garbatokształtny” (ang. *hump-shaped*) co jest zjawiskiem typowym dla omawianych modeli (por. np. Kuchta 2012: 110).

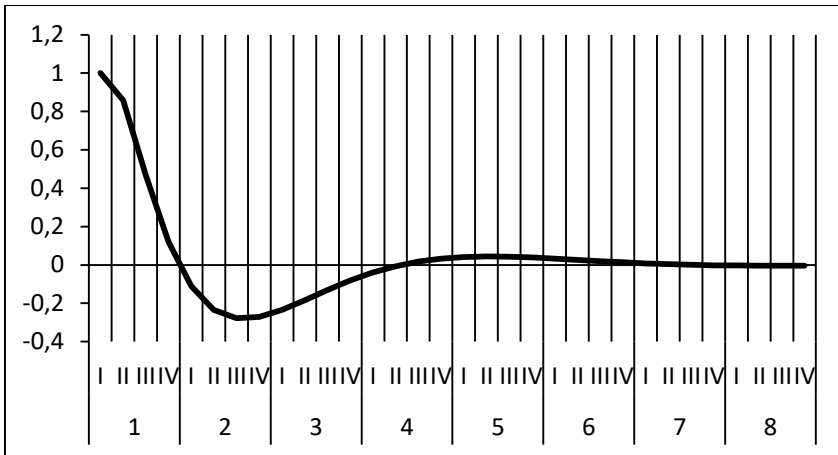
### Reakcja na autoregresyjny szok inflacyjny ( $\rho = 0,5$ )

Kolejnym rozpatrywanym scenariuszem jest wystąpienie szoku inflacyjnego o charakterze autoregresyjnym. W tym przypadku współczynnik autoregresji szoku jest równy 0,5, co można zapisać jako:  $\varepsilon_t^\pi = 0,5\varepsilon_{t-1}^\pi$ . Wykresy 7–9 pozwalają prześledzić reakcję poszczególnych zmiennych na szok autoregresyjny.



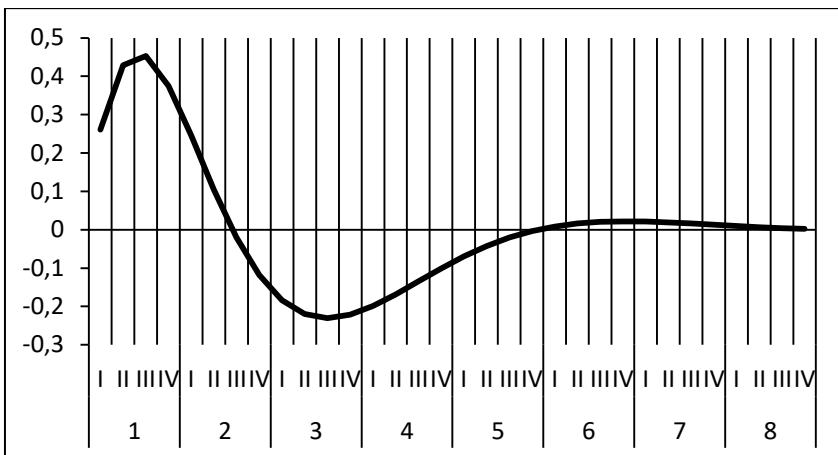
Wykres 7. Reakcja luki produkcyjnej na autoregresyjny szok inflacyjny  $\rho = 0,5$  (%)

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 8. Reakcja inflacji na autoregresyjny szok inflacyjny  $\rho = 0,5$  (%)

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 9. Reakcja stopy procentowej na autoregresyjny szok inflacyjny  $\rho = 0,5$  (%)

Źródło: opracowanie własne.

Podobnie jak w przypadku szoku impulsowego, funkcje reakcji zmiennych na szok autoregresyjny były „garbatokształtne”. W przypadku wszystkich trzech zmiennych widoczne jest zarówno wydłużenie czasu powrotu do stanu równowagi, jak i zwiększenie wartości maksymalnego odchylenia od *steady-state*.

Najsilniejsza reakcja produkcji na szok, miała miejsce w 7. kwartale po wystąpieniu szoku i wyniosła ok.  $-0,7$  p. proc. Czas powrotu w okolice stanu równowagi wydłużył się w stosunku do szoku impulsowego o dwa okresy i nastąpił po 26 kwartałach od wystąpienia szoku.

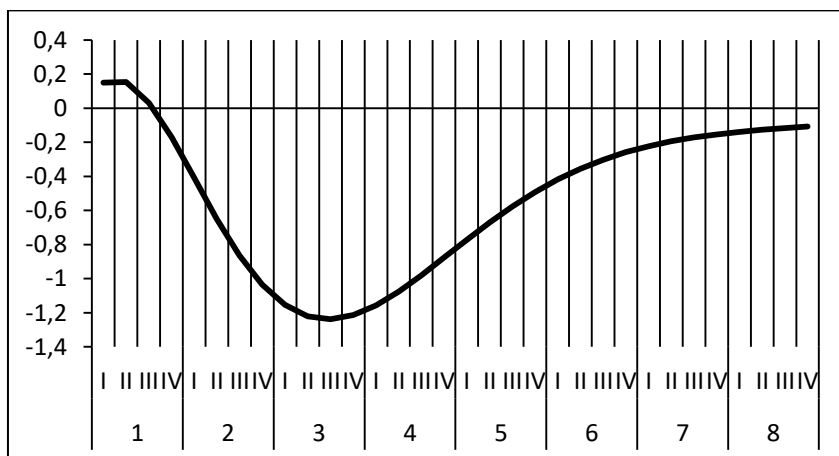
Autoregresyjny szok inflacyjny miał początkowo mniejszą dynamikę spadku niż jego impulsowy odpowiednik. Największa reakcja inflacji miała miejsce w 7. kwartale po wystąpieniu szoku i wyniosła  $-0,27$  p. proc. Powrót inflacji na ścieżkę długookresowej równowagi miał miejsce dopiero po upływie 14 kwartałów.

Najbardziej zdecydowana odpowiedź stopy procentowej przejawiająca się w maksymalnym jej podwyższeniu miała w przypadku szoku autoregresyjnego bardziej gładki charakter i objawiła się dopiero w 3. kwartale. Stopy procentowe wzrosły w tym okresie o  $0,45$  p. proc. Następnie nastąpił ich spadek do najniższego poziomu wynoszącego  $-0,23$  p. proc. w 11. kwartale po wystąpieniu szoku. Powrót stóp procentowych do stanu równowagi wystąpił po upływie 20 kwartałów.

Podsumowując, można stwierdzić, że szok autoregresyjny o współczynniku autoregresji równym  $0,5$  spowodował wydłużenie powrotu zmiennych do stanu równowagi o 2 kwartały oraz zwiększył ich maksymalne i minimalne odchylenia od równowagi.

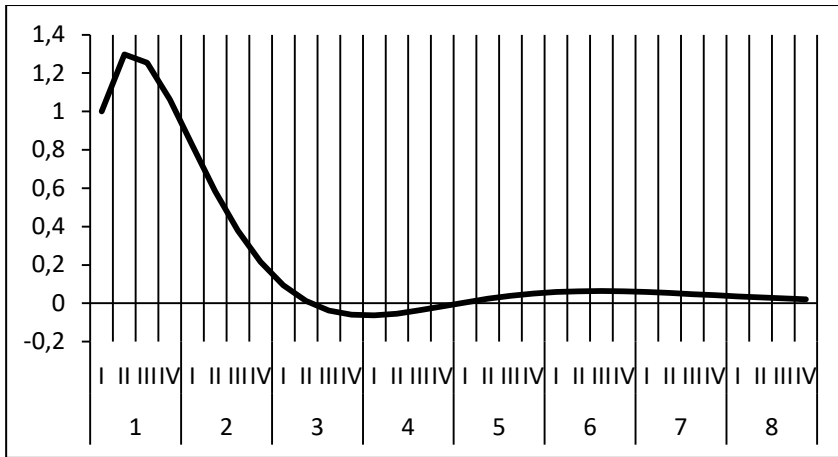
### Reakcja na autoregresyjny szok inflacyjny ( $\rho = 0,9$ )

Ostatnia symulacja oparta jest na założeniu, że implementowany szok inflacyjny jest procesem autoregresyjnym ze współczynnikiem korelacji równym  $0,9$ . Na Wykresach 10–12 przedstawiono przebieg funkcji reakcji na opisany szok.



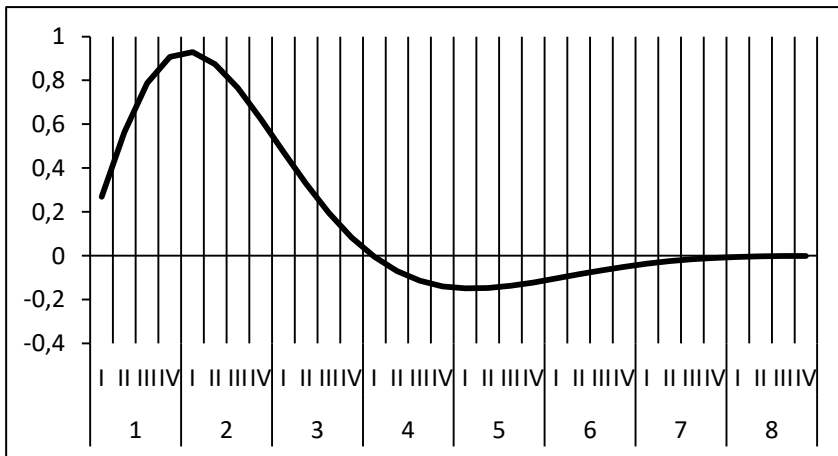
Wykres 10. Reakcja luki produkcyjnej na autoregresyjny szok inflacyjny  $\rho = 0,9$  (%)

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 11. Reakcja inflacji na autoregresyjny szok inflacyjny  $\rho = 0,9$  (%)

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 12. Reakcja stopy procentowej na autoregresyjny szok inflacyjny  $\rho = 0,9$  (%)

Źródło: opracowanie własne.

Powyższe funkcje reakcji na impuls również mają charakter „garbatokształt-ny”. We wszystkich przypadkach obserwujemy silniejszą i bardziej rozłożoną w czasie reakcję na szok inflacyjny.

Najsilniejsza reakcja luki produkcyjnej na silnie skorelowany autoregresyjny szok inflacyjny widoczna jest po upływie 11 kwartałów od wystąpienia szoku i wynosi  $-1,24$  p. proc. Jest ona ponad dwukrotnie odsunięta w czasie w stosun-

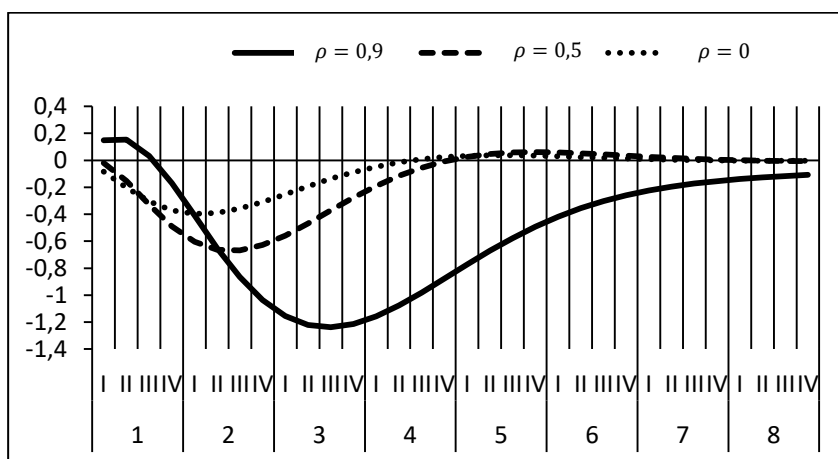


ku do szoku impulsowego i niemal dwukrotnie silniejsza. Moment powrotu do stanu równowagi miał miejsce później niż po 32 kwartałach.

Reakcja inflacji na szok była początkowo dodatnia, osiągając maksymalny wzrost w drugim okresie po wystąpieniu szoku. Oznacza to, że w przypadku tak silnej autokorelacji szok nie wygasa natychmiastowo, ale początkowo jego wartość się zwiększa do 1,3 p. proc. Jest to interesująca różnica w stosunku do poprzednich symulacji. Po początkowym wzroście, następuje spadek dynamiki cen, aż do powrotu na ścieżkę długookresowej równowagi po 10 kwartałach. Jest to kolejna różnica w stosunku do reakcji inflacji w poprzednich symulacjach, ponieważ nie obserwujemy tutaj typowego momentu najniższej dynamiki cen.

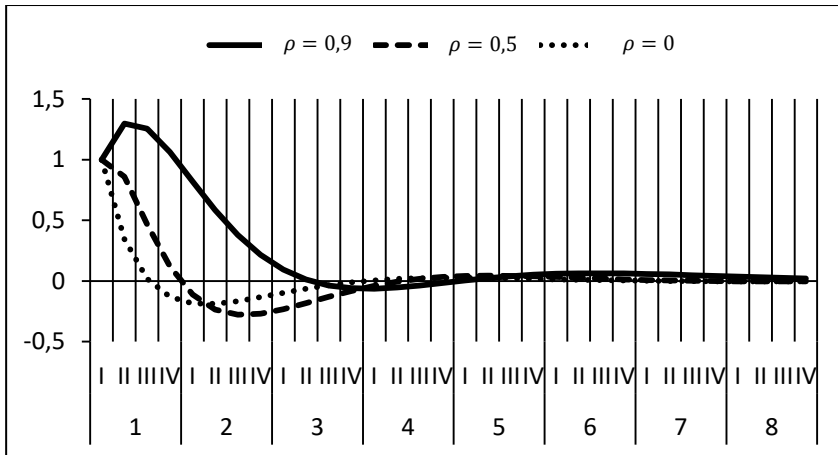
Reakcja banku centralnego w przypadku silnie zautokorelowanego szoku inflacyjnego jest najsilniejsza w 5. kwartale po jego wystąpieniu. Reakcja ta ma charakter zdecydowanie bardziej gładki niż w przypadku szoku impulsowego. Po osiągnięciu najwyższej wartości równej 0,93 p. proc. nastąpił spadek stóp procentowych do poziomu  $-0,15$  p. proc. w 17. kwartale. Powrót stopy procentowej do *steady-state* nastąpił po upływie 29 kwartałów.

Różnice w sile i czasie reakcji poszczególnych zmiennych na szok inflacyjny o różnym współczynniku autokorelacji ilustrują Wykresy 13–15.



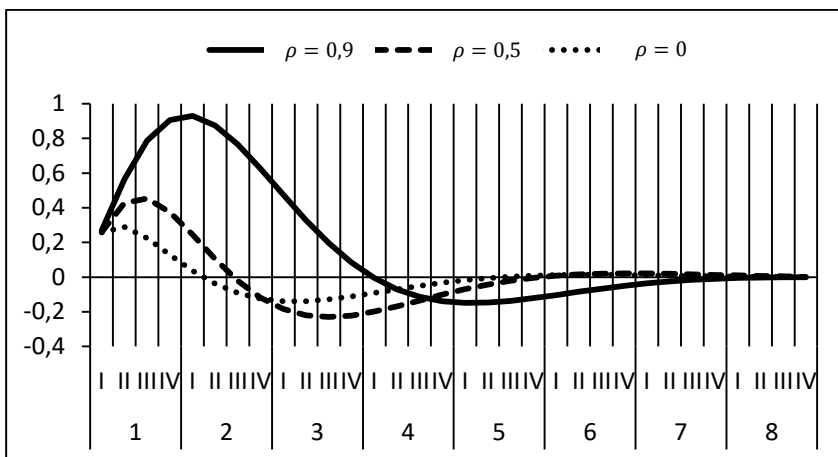
Wykres 13. Reakcja luki produkcyjnej na szoki inflacyjne o różnych współczynnikach autoregresji

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 14. Reakcja inflacji na szoki inflacyjne o różnych współczynnikach autoregresji

Źródło: opracowanie własne.



Wykres 15. Reakcja stopy procentowej na szoki inflacyjne o różnych współczynnikach autoregresji

Źródło: opracowanie własne.

Powyższe zbiorcze zestawienia potwierdzają, że wraz ze wzrostem poziomu skorelowania szoku z jego przeszłymi wartościami, wzrasta zarówno siła reakcji zmiennych, jak i długość powrotu do stanu równowagi.

Jako syntetyczną miarę służącą do porównania poszczególnych reakcji możemy przyjąć „półokres wygaszenia” szoku, czyli czas, jaki upływa od osiągnię-

cia przez zmienną najsilniejszej reakcji do zredukowania wartości tej reakcji o połowę. W przypadku luki produkcyjnej czas ten wynosi 5 kwartałów dla szoku impulsowego i słabiej zautokorelowanego oraz 8 kwartałów dla zaburzenia o  $\rho = 0,9$ .

„Półokres wygaszenia” dla impulsowego zaburzenia inflacji był równy 1. kwartałowi. Słabe zautokorelowanie szoku wydłużyło ten czas do 2 kwartałów, a w przypadku silnej persystencji zakłócenia – do 4 kwartałów.

Jeżeli chodzi o stopę procentową, jej „półokres wygaszenia” wyniósł przy zaburzeniu impulsowym oraz słabiej zautokorelowanym 2 okresy, a dla szoku silnie zautokorelowanego równy był 4 kwartały.

Powyższe porównanie wskazuje, że wzrost autokorelacji szoku ma silny wpływ na dynamikę powrotu zmiennej w otoczenie punktu równowagi długookresowej.

## 5. PODSUMOWANIE

Przeprowadzone badanie miało na celu przeanalizowanie reakcji gospodarki na niespodziewany szok inflacyjny. Narzędziem, które wykorzystano w opracowaniu był nowokeynesistowski model dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (DSGE) małej skali dla gospodarki zamkniętej. Badanie dotyczyło gospodarki Polski i opierało się na danych kwartalnych za okres 1998–2013. Tak dobrany zakres analizy pozwolił na uchwycenie w modelu okresu stabilnego rozwoju gospodarki, jak i czasu kryzysu gospodarczego rozpoczętego w 2008 roku. Uwzględnienie w badaniu czasu kryzysu może być, zdaniem autora, powodem słabej istotności statystycznej niektórych parametrów modelu. Kwestia ta będzie przedmiotem dalszych badań.

W wyniku przeprowadzonej analizy potwierdzenie znalazł fakt, że model DSGE jest użytecznym narzędziem w analizie wpływu szoku inflacyjnego na zmienne makroekonomiczne. Reakcja zmiennych była prawidłowa z ekonomicznego punktu widzenia, jeśli chodzi o kierunek ich reakcji na wprowadzone zaburzenie. Ponadto stwierdzono wzrost siły i czasu odpowiedzi zmiennych wraz ze wzrostem poziomu autokorelacji szoku. We wszystkich symulacjach zaobserwowano spadek produkcji spowodowany nagłym wzrostem cen oraz początkowy wzrost stopy procentowej jako czynnik mający obniżyć inflację poprzez „schładzanie gospodarki”. Na szczególne zainteresowanie zasługuje reakcja inflacji na silnie zautokorelowany szok cenowy ( $\rho = 0,9$ ). W przypadku zaburzenia impulsowego oraz słabiej zautokorelowanego, początkowo wysoka inflacja, zaczęła spadać od pierwszego okresu wystąpienia szoku. Gdy zaburzenie miało charakter silnie zautokorelowany, w pierwszych okresach po jego wystąpieniu widoczny był wzrost cen, co nie jest zgodne z ekonomiczną intuicją. W celu porównania reakcji poszczególnych zmiennych na zmianę stopnia

zautokorelowania zaburzenia zaproponowano syntetyczną miarę reakcji w postaci „półokresu wygaszenia” szoku, mówiącą o czasie, jaki był potrzebny danej zmiennej na zredukowanie o połowę jej najsilniejszej reakcji na zakłócenie. W przypadku inflacji i stopy procentowej, dla silnie zautokorelowanego szoku ( $\rho = 0,9$ ) czas ten był dwukrotnie dłuższy niż w zaburzeniu impulsowym, natomiast dla luki produkcyjnej o 1,6 razy dłuższy. Szok słabiej zautokorelowany ( $\rho = 0,5$ ) nie wydłużył „półokresu wygaszenia” dla luki produkcyjnej i stopy procentowej. W przypadku inflacji nastąpiło jego podwojenie.

Założenie o stałości produktywności czynników produkcji nie wiązało autora koniecznością interpretowania szoku inflacyjnego jako szoku technologicznego i pozwoliło na wykorzystanie zaproponowanego modelu w analizie różnego rodzaju szoków cenowych, w tym także hipotetycznych szoków wynikających ze stosowania innowacyjnych instrumentów polityki pieniężnej, o których była mowa na wstępie niniejszego artykułu.

Użyta w badaniu wersja modelu DSGE wykorzystywała standardowe metody ustalania cen przez przedsiębiorstwa (schemat Calvo) oraz opisu zachowań konsumentów. Dalsze badania mogą iść w kierunku zarówno rozszerzenia modelu o dodatkowe równania, jak i wprowadzenie innych metod indeksacji cen. Ciekawym udoskonaleniem mogłoby być porównanie otrzymanych wyników z wynikami uzyskanymi przy estymacji parametrów równań inną metodą niż Uogólniona Metoda Momentów, na przykład z wykorzystaniem technik bayesowskich. Wykorzystany tutaj model zawiera liczne uproszczenia, w związku z czym dalsze badania z użyciem bogatszych modeli mogłoby skutkować otrzymaniem nieco innych wyników. Jest to zdaniem autora interesujący i obiecujący kierunek rozwoju dla przeprowadzonej analizy.

## BIBLIOGRAFIA

- Baranowski P. (2014), *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Baranowski P., Gafecka-Burdziak E., Górajski M., Malaczewski M., Szafranski G. (2013), *Inflacja a mechanizmy aktualizacji cen. Studium dla Polski*, Państwowe Wydawnictwo Naukowe, Łódź.
- Calvo G. (1983), *Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework*, “Journal of Monetary Economics”, vol. 12, nr 3.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans Ch.L. (2005), *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy*, “Journal of Political Economy”, vol. 113, nr 1.
- Ciżkowicz P., Rzońca A. (2011), *Skutki ekspansji fiskalnej w warunkach stóp procentowych bliskich zera*, „Zarządzanie Publiczne”, nr 2–3(16–17).
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (1999), *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, “Journal of Economic Literature”, vol. XXXVII.
- Friedman M. (1963), *Inflation: Causes and Consequences*, [w:] Friedman M. (red.), *Dollars and Deficits*, wyd. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.

- Gali J. (2008), *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*, Princeton University Press, Princeton.
- Gali J., Gertler M. (1999), *Inflation Dynamics: A structural econometric analysis*, "Journal of Monetary Economics", vol. 44, nr 2.
- Grabek G., Kłos B., Koloch G. (2010), SOE<sup>PL</sup> 2009 – *Model DSGE małej otwartej gospodarki estymowany na polskich danych*, „Materiały i studia NBP”, nr 251, Warszawa.
- Gradzewicz M., Kolasa M. (2004), *Szacowanie luki popytowej dla gospodarki polskiej przy wykorzystaniu metody VECM*, „Bank i Kredyt”, vol. 35, nr 2.
- Kokoszczynski R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Krajewski P. (2013), *Oddziaływanie polityki fiskalnej na wahania koniunktury w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kuchta Z. (2012), *Wpływ utraty autonomicznej polityki pieniężnej na absorpcję zaburzeń egzogenicznych*, [w:] Krajewski P. (red.), *Gospodarka Polski w perspektywie wstąpienia do strefy euro. Ujęcie ilościowe*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo-autoregresyjne – VAR – metodologia i zastosowania*, [w:] B. Suhecki (red.), *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Absolwent, Łódź.
- Rzońca A. (2014), *Kryzys banków centralnych. Skutki stopy procentowej bliskiej zera*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Smets F., Wouters R. (2007), *Shocks and Frictions in US Business Cycles a Bayesian DSGE Approach*, "ECB Working Paper" nr 772.
- Stähler N., Thomas C. (2011), *FiMod – a DSGE model for fiscal policy simulations*, Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies, nr 6.
- Walsh C.E. (2010), *Monetary Theory and Policy. Third Edition*, Wydawnictwo The MIT Press, Cambridge.
- Verbeek M. (2012), *A Guide to Modern Econometrics. Fourth Edition*, Wydawnictwo John Wiley & Sons Ltd., Chichester.

Szymon Wójcik

#### THE ANALYSIS OF INFLATIONARY SHOCK RESULTS FOR POLISH ECONOMY WITH THE USAGE OF DSGE MODEL

**Abstract.** The purpose of study was to analyze a reaction of Polish economy for inflationary shock. Study concerned Polish economy from 1998 to 2013. A New Keynesian DSGE model for closed economy was employed. Different levels of autoregression of shocks were also checked. Reaction of variables was illustrated with a usage of impulse response functions (IRF). Results show that as level of autocorrelation of inflationary shock rises, the magnitude and time of returning to steady-state increases.

**Keywords:** monetary policy, inflationary shocks, DSGE models, impulse response function.