

MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 253

Nieliniowy model mechanizmu transmisji
monetarnej w Polsce w latach 1999–2009.
Podejście empiryczne

Łukasz Postek

Warszawa, 2011 r.

Łukasz Postek – Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych (lpostek@wne.uw.edu.pl); Narodowy Bank Polski, Instytut Ekonomiczny (Lukasz.Postek@nbp.pl).

Niniejsza praca została napisana i obroniona jako praca magisterska na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego. Autor pragnie serdecznie podziękować za wszelką udzieloną pomoc prof. Ryszardowi Kokoszczyńskiemu, pod którego kierunkiem naukowym praca powstała. Ponadto autor wyraża swoją wdzięczność anonimowemu Recenzentowi, którego cenne uwagi i sugestie pozwoliły istotnie podnieść jakość tekstu oraz uczyniły go bardziej przejrzystym dla Czytelnika.

Projekt graficzny:
Oliwka s.c.

Skład i druk:
Drukarnia NBP

Wydął:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21
tel. 22 653 23 35, fax 22 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2011

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie.

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

Spis treści

Spis tabel i rysunków	4
Spis skrótów	5
Streszczenie	7
Wstęp	8
1. Makroekonomiczne przesłanki nieliniowości w polityce pieniężnej	10
1.1. Krzywa zagregowanej podaży	10
1.2. Krzywa zagregowanego popytu	14
1.3. Reguła stopy procentowej	15
1.4. Mechanizm transmisji monetarnej	17
2. Empiryczny model mechanizmu transmisji monetarnej	20
2.1. Cele i problemy badawcze	20
2.2. Metodyka modelowania	21
2.3. Model referencyjny	23
2.4. Model finalny	26
3. Implikacje oszacowanego modelu dla polityki pieniężnej	32
3.1. Niepewność mechanizmu transmisji monetarnej	32
3.2. Skuteczność wpływu polityki pieniężnej na inflację	35
3.3. Skuteczność wpływu polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą ...	37
3.4. Efektywność polityki pieniężnej	39
4. Podsumowanie	42
5. Bibliografia	44
6. Załączniki	50

 Spis tabel i rysunków

Tabela 1. Wyniki testów na stacjonarność analizowanych zmiennych	22
Tabela 2. Wyniki estymacji modelu VAR(Δy , $\Delta \pi$, Δr)	23
Tabela 3. Wartości <i>p-value</i> dla testów diagnostycznych reszt z modelu VAR(Δy , $\Delta \pi$, Δr)	23
Tabela 4. Macierze wariancji-kowariancji oraz korelacji reszt z modelu VAR(Δy , $\Delta \pi$, Δr)	24
Tabela 5. Wyniki estymacji modelu referencyjnego	24
Tabela 6. Wartości <i>p-value</i> dla testów diagnostycznych reszt z modelu referencyjnego	25
Tabela 7. Macierze wariancji-kowariancji oraz korelacji reszt z modelu referencyjnego	25
Tabela 8. Wyniki estymacji modelu finalnego	29
Tabela 9. Wartości <i>p-value</i> dla testów diagnostycznych reszt z modelu finalnego	30
Tabela 10. Macierze wariancji-kowariancji oraz korelacji reszt z modelu finalnego	31
Tabela 11. <i>P-value</i> testów na nieliniowość modelu finalnego	31
Tabela 12. Skuteczność wpływu impulsu stopy procentowej na stopę inflacji w horyzoncie 20 kwartałów w wybranych przekrojach	36
Tabela 13. Przeciętny jednostkowy wpływ impulsu stopy procentowej na dobrobyt w horyzoncie 20 kwartałów w wybranych przekrojach	38
Tabela 14. Przeciętna efektywność polityki pieniężnej w horyzoncie 20 kwartałów w wybranych przekrojach	40
Tabela 15. Przegląd literatury weryfikującej kształt krzywej Phillipsa	50
Tabela 16. <i>P-value</i> testów na normalność rozkładów reszt z równania (2.5)	53
Tabela 17. Wyniki estymacji równania (2.5) nieliniową metodą najmniejszych kwadratów	53
Tabela 18. Wartości <i>p-value</i> testu White'a dla reszt z równania (2.5)	53
Tabela 19. Wyniki estymacji równania (2.5) nieliniową metodą najmniejszych kwadratów z poprawką White'a	53
Tabela 20. Wyniki estymacji równania (2.4) nieliniową metodą najmniejszych kwadratów z poprawką Neweya-Westa	54
Rysunek 1. Reakcja modelu referencyjnego na szoki w zmiennych Δy , $\Delta \pi$ oraz Δr o 0,25 pkt proc	26
Rysunek 2. Implikowany kształt funkcji przejścia w modelu finalnym	30
Rysunek 3. Wystandaryzowana reakcja modelu finalnego oraz modelu referencyjnego na szok Δy , $\Delta \pi$ oraz Δr	33

Wykaz skrótów

ARCH	– model warunkowej autoregresyjnej heteroskedastyczności (<i>autoregressive conditional heteroskedasticity</i>)
AWM	– model wspólnego obszaru gospodarczego (<i>area-wide model</i>)
CPI	– indeks cen konsumentów (<i>consumer price index</i>)
DSGE	– dynamiczny stochastyczny model równowagi ogólnej (<i>dynamic stochastic general equilibrium model</i>)
EMVF	– rozszerzony filtr wielowymiarowy (<i>extended multivariate filter</i>)
filtr H-P	– filtr Hodricka-Prescotta
GUS	– Główny Urząd Statystyczny
GMM	– ogólniona metoda momentów (<i>generalized method of moments</i>)
HTST	– przejście wygładzone tangensem hiperbolicznym (<i>hyperbolic tangent smooth transition</i>)
krzywa AD	– krzywa zagregowanego popytu (<i>aggregate demand</i>)
krzywa IS	– krzywa inwestycji i oszczędności (<i>investment-saving</i>)
krzywa LM	– krzywa rynku pieniężnego (<i>liquidity preference – money supply</i>)
LST	– przejście wygładzone logistycznie (<i>logistic smooth transition</i>)
LSTAR	– model autoregresyjny z komponentami wygładzonego logistycznie przejścia (<i>logistic smooth transition autoregressive</i>)
LSTVAR	– wektorowy model autoregresyjny z komponentami wygładzonego logistycznie przejścia (<i>logistic smooth transition vector autoregression</i>)
LSTVECM	– wektorowy model/mechanizm korekty błędem z komponentami wygładzonego logistycznie przejścia (<i>logistic smooth transition vector error correction model/mechanism</i>)
MLE	– metoda największej wiarygodności (<i>maximum likelihood estimation</i>)
NBP	– Narodowy Bank Polski
NECMOD	– nazwa aktualnego modelu prognostycznego NBP
NLS	– nieliniowa metoda najmniejszych kwadratów (<i>nonlinear least squares</i>)
OECD	– Organizacja Współpracy Gospodarczej i Rozwoju (<i>Organisation for Economic Co-operation and Development</i>)
OLS	– klasyczna metoda najmniejszych kwadratów (<i>ordinary least squares</i>)
PKB	– Produkt Krajowy Brutto
PNB	– Produkt Narodowy Brutto
SIC	– kryterium informacyjne Schwarza (<i>Schwarz information criterion</i>)
STVAR	– wektorowy model autoregresyjny z komponentami wygładzonego przejścia (<i>smooth transition vector autoregression</i>)

- SUR** – metoda pozornie niezależnych regresji
(*seemingly unrelated regressions*)
- test ADF** – rozszerzony test Dickey-Fullera (*augmented Dickey-Fuller*)
- test KPSS** – test Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina
- TV-STR** – model wygładzonego przejścia z parametrami zmiennymi w czasie
(*time-varying smooth transition regression*)
- VAR** – wektorowy model autoregresyjny (*vector autoregression*)
- VECM** – wektorowy model/mechanizm korekty błędem (*vector error correction model/mechanism*)

Streszczenie

Praca podejmuje problematykę nieliniowości i asymetrii w polskiej polityce pieniężnej w latach 1999–2009. Empiryczny model mechanizmu transmisji monetarnej wskazuje na występowanie istotnych nieliniowości i asymetrii zarówno na poziomie propagacji impulsu polityki pieniężnej, jak i reakcji władz monetarnych na otoczenie makroekonomiczne. Uzyskane wyniki można interpretować przez pryzmat niepewności transmisji monetarnej. Szczególną uwagę poświęcono skuteczności wpływu polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą i inflację oraz efektywności szoków monetarnych w zależności od ich siły, znaku, fazy prowadzonej polityki pieniężnej oraz otoczenia makroekonomicznego. Przeprowadzone analizy wskazują, że moment podjęcia decyzji monetarnej istotnie wpływa na jej skuteczność i efektywność.

Słowa kluczowe: nieliniowość, asymetria, mechanizm transmisji monetarnej, STAR

Klasyfikacja JEL: C32, E32

Wstęp

Zainteresowanie wpływem polityki pieniężnej na sferę realną gospodarki towarzyszy ekonomistom co najmniej od czasów merkantylnizmu (por. np. Blaug, 2000, rozdz. 1), a jednak wciąż nie istnieje wśród nich consensus w kwestiach tak fundamentalnych, jak choćby problem jej neutralności (por. np. Brzoza-Brzezina *et al.*, 2002). Zdaniem Walsh (2003, rozdz. 1) dominuje pogląd o całkowitej lub niemal całkowitej neutralności pieniądza w długim okresie przy jednoczesnej akceptacji wpływu polityki pieniężnej na zmienne realne w krótkim okresie.

Jedne z podstawowych sformalizowanych narzędzi, które służą opisowi interakcji między polityką pieniężną a sferą realną gospodarki w krótkim okresie, to modele klasy VAR. Ze względu na swój empiryczny charakter umożliwiają analizę nieregularnego komponentu polityki pieniężnej, a jednocześnie nie wymagają formułowania tak restrykcyjnych założeń teoretycznych, jak modele strukturalne (Kokoszcyński, 2004, rozdz. 7). Czynnikiem ten odgrywa szczególnie ważną rolę, gdy istnieje wiele koncepcji teoretycznych, które nie dają się łatwo zagnieździć w jednej postaci ogólnej, a mimo wszystko uwzględnienie ich najważniejszych przesłanek w estymowanym modelu byłoby pożądane.

W istocie z takim problemem mamy do czynienia w przypadku nieliniowości i asymetrii, których potencjalna obecność w polskim mechanizmie transmisji monetarnej jest podstawowym problemem badawczym niniejszej pracy¹. Na etapie operacjonalizacji polityki pieniężnej pojawiają się bowiem pytania o to, czy rzeczywistość – tak jak przewidują modele liniowe mechanizmu transmisji monetarnej – jej impuls wpływa na gospodarkę zawsze z tą samą siłą i jest tak samo efektywny. Z drugiej strony zainteresowanie ekonomistów wzbudza także sposób, w jaki władze monetarne reagują na otoczenie makroekonomiczne oraz to, czy reakcje te dają się wiarygodnie ująć w prostą liniową regułę stopy procentowej. Na podane wątpliwości pozwala co prawda w praktyce odpowiedzieć model nieliniowego mechanizmu transmisji monetarnej, niemniej jednak teoretycznych źródeł owej nieliniowości może być bardzo wiele.

Jeśli przyjmiemy, np. za Hoppnerem *et al.* (2001), że politykę pieniężną można relatywnie dobrze opisać przy wykorzystaniu trzyrównaniowego modelu o endogenicznych zmiennych będących miernikami aktywności gospodarczej, inflacji oraz krótkoterminowej stopy procentowej², to nieliniowość lub asymetria w mechanizmie transmisji monetarnej może pojawić się strukturalnie na któryms z trzech poziomów:

- (1) Zagregowanej podaży – zwykle w odwróconej formie pod postacią krzywej Phillipsa – która wiąże aktywność gospodarczą jako zmienną niezależną z inflacją.

¹ Przez nieliniowość mechanizmu transmisji monetarnej należy rozumieć taką sytuację, w której model mechanizmu transmisji monetarnej przyjmuje postać nieliniową. Nieliniowość mechanizmu transmisji monetarnej może (ale nie musi) prowadzić do jego asymetrii – wtedy odpowiedź na impuls oszacowanego modelu ma charakter warunkowy i zależy nie tylko od oszacowanych parametrów, ale także od danych wprowadzonych do modelu

² W modelach VAR gospodarki traktuje się zwykle jako zamknięte (por. Kokoszcyński, 2004, rozdz. 7). Favero (2002, rozdz. 6) podaje, że wyniki empiryczne modeli VAR dla gospodarek otwartych nie cieszą się w literaturze tak dużą akceptacją, jak wyniki dla gospodarek zamkniętych. Ponadto podkreśla on, że szoki polityki monetarnej zidentyfikowane na podstawie modeli VAR dla gospodarki zamkniętej nie różnią się od tych zidentyfikowanych na podstawie modeli dla gospodarki otwartej, a reakcje aktywności gospodarczej i inflacji na impuls monetarny w obydwu przypadkach są podobne. Innymi słowy, wprowadzenie kursu walutowego do modelu VAR mechanizmu transmisji monetarnej nie oznacza nowego kanału transmisji, a jedynie umożliwia analizę reakcji modelu w odpowiedzi na nowy rodzaj szoku w postaci zaburzeń kursu walutowego.

- (2) Zagregowanego popytu – zwykle pod postacią krzywej IS lub AD – który wiąże stopę procentową jako zmienną niezależną z aktywnością gospodarczą.
- (3) Reguły stopy procentowej – zwykle pod postacią reguły Taylora – która wiąże aktywność gospodarczą oraz inflację jako zmienne niezależne z krótkoterminową stopą procentową.

Przesłankom teoretycznym i empirycznym przemawiającym za nieliniowością na każdym z poziomów (1)–(3) poświęcono odpowiednio podrozdziały 1.1.–1.3. Jak się okazuje, przesłanek tych jest na tyle dużo, że równoczesne uwzględnienie ich wszystkich w modelu strukturalnym jawi się jako zadanie niezwykle skomplikowane analitycznie. Ponadto, ponieważ nawet relatywnie bogata literatura o gospodarce amerykańskiej nie formułuje jednoznacznych wskazań, które pomogłyby dokonać ich selekcji, niezmiernie trudno byłoby ją poprawnie przeprowadzić. Problem ten w jeszcze większej mierze dotyka gospodarki polskiej, której – wedle wiedzy autora – nie przebadano dotąd pod kątem nieliniowości w polityce pieniężnej choćby na poziomie poszczególnych równań (1)–(3). Co więcej, jak wskazuje praca Alichiego *et al.* (2009), w przypadku polskiego mechanizmu transmisji monetarnej źródłem jego nieliniowości i asymetrii może być również zmieniająca się w czasie wiarygodność polskiej polityki pieniężnej.

W związku z powyższym (mając na uwadze aktualny stan wiedzy) przyjęta strategia modelowania nieliniowego mechanizmu transmisji monetarnej powinna być na tyle elastyczna, aby nie wykluczała *a priori* różnych źródeł nieliniowości i asymetrii. Możliwość taką dają np. modele STVAR (*smooth transition VAR*), będące uogólnieniem modeli VAR na pewną klasę wielowymiarowych procesów nieliniowych (por. np. Dijk *et al.* 2000). Weise (1999) oraz Holmes i Wang (2000) – o czym traktuje podrozdział 1.4. – wykorzystują ich najpopularniejszą odmianę, tj. model LSTVAR (*logistic smooth transition VAR*) właśnie w celu uzyskania oszacowań dla nieliniowego mechanizmu transmisji monetarnej odpowiednio w gospodarce amerykańskiej oraz brytyjskiej.

Niniejsza praca korzysta z cytowanego dorobku w zakresie modelowania nieliniowego mechanizmu transmisji monetarnej z wykorzystaniem metodyki LSTVAR, niemniej jednak dokonuje istotnych modyfikacji w stosunku do wymienionych artykułów ze względu na stan wiedzy o polskim mechanizmie transmisji monetarnej oraz specyfikę polskich danych. Podrozdziały 2.2.–2.4. przedstawiają kolejne kroki, które poczyniono, aby możliwie wiarygodnie oszacować potencjalnie nieliniowy model polskiego mechanizmu transmisji monetarnej, a następnie przy wykorzystaniu tego modelu ustosunkować się do podstawowego problemu badawczego, jaki postawiono w podrozdziale 2.1.

Ponieważ nieliniowości w mechanizmie transmisji monetarnej mają doniosłe konsekwencje praktyczne, rozdział 3 poświęcono symulacjom oszacowanego modelu oraz wnikliwej analizie uzyskanych wyników pod kątem ich implikacji dla polityki pieniężnej. Poczynione obserwacje można w pewnej mierze interpretować przez pryzmat niepewności, jaka towarzyszy polityce pieniężnej – traktuje o tym podrozdział 3.1. Szczególną uwagę zwrócono jednak na kwestie relatywnej skuteczności wpływu polityki pieniężnej na inflację i aktywność gospodarczą oraz efektywność szoków monetarnych w zależności od ich siły, znaku, fazy prowadzonej polityki pieniężnej oraz otoczenia makroekonomicznego. Problematyce tej poświęcono podrozdziały 3.2.–3.4.

Zakończenie podsumowuje niniejszą pracę oraz pozwala ją umiejscowić na tle literatury przedmiotu. Naturalnemu uwypukleniu poddano kwestie nieporuszone dotąd przez inne badania, które w istocie stanowią o wartości dodanej pracy. Ponadto wskazano pewne kierunki, w których można rozwinąć przeprowadzone badanie celem dokładniejszej weryfikacji jego wyników oraz uzyskania pełniejszego obrazu nieliniowości i asymetrii w polskim mechanizmie transmisji monetarnej.

Makroekonomiczne przesłanki nieliniowości w polityce pieniężnej

1.1. Krzywa zagregowanej podaży

W literaturze ekonomicznej standardowa krzywa zagregowanej podaży funkcjonuje zwykle w odwróconej formie pod postacią krzywej Phillipsa, tj. relacji między aktywnością gospodarczą (zmienna objaśniająca) a inflacją (zmienna objaśniana) (por. np. Urbańska, 2002). Z formalnego i historycznego punktu widzenia taki skrót myślowy może być mylący i dla jasności prezentowanych treści wymaga komentarza.

Jak dowodzi Irving Fisher (1973), empiryczna relacja między bezrobociem a inflacją została przez niego przedstawiona (Fisher, 1926) na długo przed publikacją Phillipsa (1958), a zatem nie temu ostatniemu należy przypisywać jej odkrycie. Ponadto propozycja Phillipsa (1958) dotyczy relacji między bezrobociem a stopą zmian płac nominalnych i to modyfikacja Samuelsona oraz Solowa (1960) przekształciła ją na zależność między bezrobociem a inflacją, tak jak pierwotnie proponował Fisher (1926). Natomiast dopiero rozpowszechnienie się prawa Okuna (1962) spopularyzowało krzywą Phillipsa rozumianą ekwiwalentnie jako zależność między aktywnością gospodarczą a inflacją, tj. w formie, w jakiej najczęściej przedstawia się ją obecnie.

W końcu, kluczowym z perspektywy niniejszej pracy problemem jest kształt krzywej Phillipsa. Choć zarówno oryginalne szacunki (Phillips, 1958), jak i najpopularniejsze keynesowskie koncepcje teoretyczne (Lipsey, 1960; Hansen, 1970) wskazywały, że analizowana relacja ma charakter nieliniowy – i stąd nazwano ją krzywą, a nie prostą lub stałą – gros późniejszych empirycznych badań traktował ewentualną zależność między aktywnością gospodarczą a inflacją, jakby była ona liniowa. Badania te wpisywały się jednak w część szerszej debaty nad charakterem powiązań między nominalną a realną sferą gospodarki³, toteż ich głównym celem było znalezienie odpowiedzi na fundamentalne pytania o neutralność pieniądza w krótkim i długim okresie. Debata ta koncentrowała się wokół problemu występowania ewentualnej zależności między aktywnością gospodarczą i inflacją, a nie jej dokładnym kształtem funkcyjnym.

Wiele z estymowanych liniowych form krzywej Phillipsa może zostać zagnieżdżonych w modelu:

$$\pi_t = \alpha_0 E_{t-1} \pi_t + \alpha_1 E_t \pi_{t+1} + \sum_i^k \beta_i \pi_{t-1} + \sum_j^l \gamma_j x_{t-j} + \delta Z_t + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

gdzie:

π_t – stopa inflacji (kwartalna lub roczna),

$E_{t-1} \pi_t$ – oczekiwania inflacyjne sformułowane w okresie $t-1$ na okres t ,

$E_t \pi_{t+1}$ – oczekiwania inflacyjne sformułowane w okresie t na okres $t+1$,

x_t – luka popytowa,

Z_t – wektor dodatkowych zmiennych objaśniających (aktualnych i opóźnionych), wpływających na inflację od strony podaźowej,

³ Praca Snowdona i Vane'a (2005) pozwala zauważyć, że jest to jeden z głównych problemów, wokół których ewoluje teoria makroekonomii.

ε_t – składnik losowy.

Ograniczenia parametrów nakładane na równanie (1.1) zależą w tym przypadku od ekonometrycznej strategii modelowania, dostępności danych⁴ oraz od koncepcji teoretycznej leżącej u podstaw konkretnego modelu. Przykładowo, rozpowszechniona obecnie nowa (keynesistowska) krzywa Phillipsa – z zachowaniem powyższych oznaczeń – przyjmuje postać standardową (1.2) lub hybrydową (1.3) (Gali i Gertler, 1999):

$$\pi_t = \alpha E_t \pi_{t+1} + \gamma x_t + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

$$\pi_t = (1-\beta)E_t \pi_{t+1} + \beta \pi_{t-1} + \gamma x_t + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

Wspólną cechą modeli zagnieżdżonych w równaniu (1.1) jest ich ograniczona użyteczność z punktu widzenia polityki pieniężnej. Jeśli bowiem krzywa Phillipsa przyjmuje – podobnie jak pozostałe zależności mechanizmu transmisji monetarnej – postać liniową, koszty dezinflacji⁵ są stałe w czasie, nie zależą od stanu gospodarki ani skali dezinflacji oraz wynoszą dokładnie tyle, ile korzyści z proporcjonalnego zwiększenia inflacji (Laxton et al., 1994). W takich warunkach polityka monetarna nie ma wpływu na przeciętny poziom aktywności gospodarczej, a jedynie oddziałuje na jej wariancję.

Doświadczenia dezinflacyjne wielu krajów pozwalają przypuszczać, że powyższy opis nie przystaje do empirii. W swej często cytowanej pracy Ball (1994) poddaje analizie 65 okresów dezinflacji w 19 krajach OECD. Na tej podstawie (*episode-specific evidence*) wnioskuje, że koszty dezinflacji są mniejsze, gdy następuje ona szybko, a w niektórych gospodarach także wówczas, gdy początkowy poziom inflacji jest wysoki. Ostatnią z obserwacji potwierdza również przeprowadzone według podobnego schematu badanie Jordana (1997). Obszerna krytyka powyższej metodyki (por. Wojtyła, 1999) sprawiła jednak, że aby zweryfikować przedstawione wnioski, konieczne stało się nadanie analizie bardziej formalnego wymiaru oraz głębsze osadzenie jej w teorii ekonomii poprzez odwołanie się do koncepcji krzywej Phillipsa.

Dupasquier i Ricketts (1998) wyróżniają w tym kontekście pięć podstawowych teoretycznych podejść, które mogą skutkować asymetryczną bądź zmienną w czasie (ale statycznie potencjalnie liniową) relacją między aktywnością gospodarczą a inflacją:

(1) Model ograniczonych zdolności produkcyjnych (*capacity constraint model*) zakłada, że istnieją firmy, które napotykają bariery w podnoszeniu swoich możliwości produkcyjnych w krótkim okresie (por. np. Macklem, 1997). W rezultacie inflacja wykazuje szczególną wrażliwość na nadmierny popyt, a krzywa Phillipsa – zgodnie ze swym pierwowzorem (Phillips, 1958) – jest wypukła.

W modelu ograniczonych zdolności produkcyjnych stabilizacja (wygładzanie) produkcji przyczynia się pozytywnie do jej średniego poziomu, a polityka pieniężna, gdy weźmiemy pod uwagę opóźnienia reakcji gospodarki, dostaje bodziec do działań wyprzedzających w stosunku do presji inflacyjnych. Pomaga to zapobiec zbyt gwałtownemu wzrostowi inflacji, który wymagałby w przyszłości większego schładzania popytu, aby ją obniżyć.

(2) Zgodnie z modelem Lucasa⁶ (1972, 1973) podmioty rynkowe podejmują swe decyzje na podstawie postrzeganych cen relatywnych. Oczywiście podmioty te nie są w stanie dokonać precyzyjnego rozróżnienia między szokami w ogólnym i relatywnym poziomie cen, bowiem wymagałoby to znajomości wszystkich cen w gospodarce. Im jed-

⁴ Głównym problemem jest uzyskanie właściwej miary oczekiwań inflacyjnych, a w drugiej kolejności także luki popytowej. Za standardowe rozwiązanie przyjmuje się wówczas zwiększenie liczby opóźnień zmieni-nych objaśniających i/lub wprowadzenie dodatkowych regresorów opisanych łącznie w równaniu (1.1) jako wektor Z_t (Clements, Sensier, 2003).

⁵ Najpopularniejszym miernikiem kosztów dezinflacji jest tzw. współczynnik wyrzeczenia (*sacrifice ratio*) autorstwa Balla (1994), który obrazuje skumulowaną stratę w aktywności gospodarczej wywołaną przez trwałe obniżenie inflacji o punkt procentowy.

⁶ W literaturze anglojęzycznej funkcjonują także nazwy *misperception* lub *signal extraction model* (por. Dupasquier i Ricketts, 1998).

nak większa wariancja ogólnego poziomu cen, tym mniejszą jej część podmioty rynkowe przypisują zmianom w cenach relatywnych. W konsekwencji nachylenie krótkookresowej krzywej Phillipsa – która w danym momencie może być potencjalnie liniowa – jest pozytywnie zależne od wariancji inflacji.

W związku z powyższym władze monetarne są motywowane nie tylko do kontrolowania samego poziomu inflacji, ale także jej stabilności i ścieżki (w szczególności tempa) ewentualnych zmian. W modelu Lucasa ze względu na zmienne nachylenie krzywej Phillipsa daje się więc zauważyć problem optymalnej strategii dezinflacji⁷.

(3) Modele kosztownych dostosowań (*costly adjustment models*) zakładają, że elastyczne zmiany w działalności przedsiębiorstw są kosztowne, a ich częstotliwość i skala zależą pozytywnie od poziomu inflacji. Zgodnie z tradycyjnym modelem kosztów zmiany menu (*menu costs*) (Ball et al. 1988) przy wyższej inflacji większa część szoku popytowego przekłada się bezpośrednio na wzrost cen zamiast na wzrost produkcji. Dupasquier i Ricketts (1998) przekonują, że podobnie zachowują się także modele, w których przeciętny czas obowiązywania kontraktów płacowych jest dłuższy przy niższej inflacji.

W modelach kosztownych dostosowań nachylenie krzywej Phillipsa zależy dodatnio od poziomu inflacji, a przy pewnych warunkach krzywa ta może być nawet wypukła (Ball i Mankiw, 1994). Przy stabilnych cenach koszty dezinflacji są więc wysokie, ale równocześnie ich kontrola okazuje się łatwiejsza, bowiem presja popytowa wolniej materializuje się w inflacji. Dzięki temu władze monetarne mogą reagować spokojniej na ewentualną presję popytową, wyczekując dokładniejszych danych o stanie gospodarki.

(4) Modele sztywności płac nominalnych w dół (*downward nominal rigidity models*) zakładają, że ze względu na zróżnicowane czynniki, płace nominalne wykazują większą wrażliwość na pozytywne niż negatywne szoki w popycie na pracę (por. np. Stiglitz, 1984b; Yates, 1998). W konsekwencji przy niskiej inflacji relatywne płace dostosowują się wolniej do negatywnych szoków popytowych, generując większe nieefektywności alokacyjne. W takich warunkach inflacja może być optymalnym sposobem na przywrócenie płac realnych do poziomu równowagi.

Występowanie sztywności płac nominalnych w dół może uzasadniać przejściowo większe tolerowanie przez władze monetarne podwyższonej inflacji jako mechanizmu, który relatywnie szybko przywraca równowagę na rynku pracy. Ma to szczególne konsekwencje, gdy bank centralny realizuje strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Przede wszystkim uzasadnia to potrzebę ustanowienia odpowiednio szerokich widełek dopuszczalnych odchyień inflacji od celu punktowego. Ponadto Akerlof et al. (1998) dowodzą, że ustalenie celu inflacyjnego na poziomie równym zero – właśnie ze względu na sztywności płac nominalnych w dół – generuje poważne straty w dobrobycie nawet w długim okresie.

(5) W kontekście krzywej Phillipsa model konkurencji monopolistycznej (*monopolistically competitive model*) obrazuje, jak brak doskonałej konkurencji wpływa na kształt zależności między produkcją a inflacją (por. np. Stiglitz, 1984a). Strategiczne zachowania podmiotów takiego rynku mogą polegać na relatywnie szybszym obniżaniu cen w wypadku negatywnych szoków popytowych niż ich podwyższaniu przy szokach pozytywnych. Wówczas krzywa Phillipsa jest wklęsła.

W takich warunkach wygładzanie produkcji obniża jej przeciętny poziom, a władze monetarne nie mają bodźców do działań wyprzedzających względem ewentualnych presji popytowych. Przeciwnie, istnieje motywacja, aby w ten sposób wykorzystać w pełni możliwości produkcyjne przedsiębiorstw, bowiem nawet przy przekroczeniu tych możliwości ich krańcowy wpływ na inflację jest malejący (Huh i Lee, 2002).

⁷ Problem ten określa się również terminem *gradualism vs. cold turkey strategy* (por. np. Ball, 1994). Szerzej traktuje o nim m.in. praca Wojtyny (1999).

Empiryczna weryfikacja przedstawionych koncepcji teoretycznych napotyka na istotne bariery natury techniczno-ekonometrycznej. W szczególności implikacje modeli (1)–(4) nie są rozłączne, wobec czego w praktyce często trudno jednoznacznie wskazać konkretne teoretyczne źródło obserwowanych nieliniowości. Dupasquier i Ricketts (1998), analizując dane dla Kanady pod kątem przedstawionych modeli, potwierdzają istnienie dowodów na asymetrię i nieliniowość w krzywej Phillipsa w kierunku wypukłości. Niemniej jednak nie udaje im się rozstrzygnąć, który z modeli (1)–(3) jest ich źródłem. Dlatego stawiają hipotezę, że mechanizmy przez nie opisywane mogą funkcjonować równocześnie. Z drugiej strony brak jednoznacznej konkluzji może być także rezultatem niskiej mocy testów, która wynika m.in. z niedoskonałych sposobów pomiaru oczekiwań inflacyjnych i luki popytowej⁸.

Większość spośród przeanalizowanych badań weryfikujących kształt krzywej Phillipsa w różnych gospodarkach wskazuje na jej istotną nieliniowość i asymetrię (por. załącznik 1⁹). Przeważają wnioski o wypukłości krzywej, a w niektórych krajach widać zależność jej kształtu od niepewności oczekiwań inflacyjnych (Pythia, 1999) lub istotne zmiany strukturalne w parametrach (Demers, 2003; Musso et al., 2007). Ciekawe konkluzje prezentują również Filardo (1998) oraz Baghli et al. (2007), którzy przedstawiają równoczesne występowanie przedziałów wklęsłości i wypukłości odpowiednio dla Stanów Zjednoczonych oraz strefy euro.

W przypadku Polski jedyną – wedle wiedzy autora – pracą poruszającą problematykę nieliniowości krzywej Phillipsa jest badanie Przystupy i Wróbel (2009). Autorzy, weryfikując nieliniowość i asymetrię w przenoszeniu zmian kursu walutowego na inflację cen konsumpcyjnych, szacują parametry krzywej Phillipsa dla gospodarki otwartej na podstawie modeli z efektami progowymi oraz nieodwracalnych modeli liniowych. Obydwie procedury prowadzą do estymacji krzywej Phillipsa w podpróbach wyznaczonych z wartości zmiennych, względem których podejrzewa się nieliniowość. Podstawowym wynikiem badania jest potwierdzenie hipotezy o występowaniu nieliniowości i asymetrii w przenoszeniu zmian kursu walutowego na inflację cen konsumpcyjnych, niemniej jednak wartości oszacowanych parametrów wskazują również na istotną wypukłość polskiej krzywej Phillipsa¹⁰.

Różnorodność stosowanych strategii modelowania, technik ekonometrycznych, miar oczekiwań inflacyjnych oraz szacunków luki popytowej (por. załącznik 1) utrudnia sformułowanie precyzyjnych wniosków teoretycznych. Niemniej jednak cytowane badania są wystarczającymi przesłankami kwestionowania uproszczonego obrazu gospodarki szkieletowej przez liniowe wersje krzywej Phillipsa. Bogaty materiał empiryczny pozwala z wysokim prawdopodobieństwem przypuszczać, że dla wielu gospodarek krzywa Phillipsa charakteryzuje się wypukłością, a jej nachylenie może zależeć od niepewności oczekiwań inflacyjnych. Nie ma również podstaw, aby z grupy tej wykluczać Polskę.

Podsumowując, zarówno krytykowane badania bazujące na indywidualnym podejściu do historycznych okresów dezinflacji (*episode-specific evidence*), jak i te oparte na ekonometrycznej analizie danych z wykorzystaniem krzywej Phillipsa pokazują, że zależność między aktywnością gospodarczą a inflacją może mieć charakter nieliniowy. Jak wspomniano przy okazji omawiania modeli (1)–(5), konkretny kształt nieliniowości ma

⁸ Laxton, Shoom i Tetlow (1992a i 1993a) dowodzą, że błędny pomiar luki popytowej w krzywej Phillipsa szczególnie poważnie zniekształca wyniki testów na nieliniowość. Symulacje Monte Carlo wskazują, że przybliżanie luki popytowej z wykorzystaniem filtra Hodricka-Prescotta lub trendów deterministycznych może przy zakładanym pięcioprocentowym poziomie istotności doprowadzić do odrzucenia prawdziwej hipotezy zerowej o nieliniowości nawet w ponad 90% przypadków. Dzieje się tak nawet przy pełnej znajomości prawdziwych postaci funkcyjnych generujących dane, przy czym obciążenie testów zależy od wartości parametrów procesu.

⁹ Ponieważ literatura weryfikująca kształt krzywej Phillipsa dla różnych gospodarek jest stosunkowo bogata, skrótkowy jej przegląd przedstawiono w formie tabelarycznej w załączniku 1. W niniejszej pracy natomiast wzięto pod uwagę jedynie te badania, w których analizuje się zależność między PKB lub PNB (nie bezrobociem) a inflacją.

¹⁰ Brzoza-Brzezina i Socha (2007) znajdują relatywnie słabe poparcie dla występowania w sektorze polskich przedsiębiorstw sztywności nominalnej płacy w dół. Na podstawie ich badania można zatem przyjąć, że zjawisko to nie stanowi istotnego źródła nieliniowości w polskiej krzywej Phillipsa.

duże znaczenie dla optymalnej strategii polityki pieniężnej. W związku z powyższym, uwzględnienie w modelu transmisji monetarnej dla gospodarki polskiej potencjalnych nieliniowości i asymetrii w relacji między aktywnością gospodarczą a inflacją należy uznać za wysoce pożądane. Jest to tym bardziej uprawnione, że badanie Przystupy i Wróbel (2009) wskazuje na nieliniowość polskiej krzywej Phillipsa.

1.2. Krzywa zagregowanego popytu

Najpopularniejszą postacią, pod jaką przedstawia się obecnie zagregowany popyt dla gospodarki zamkniętej, jest nowa (keynesistowska) krzywa IS (por. np. Kokoszcyński et al. 2002):

$$y_t = -\sigma^{-1}(r_t - E_t \pi_{t+1} - \rho) + E_t y_{t+1} + (1 - \rho_g)g_t + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

gdzie:

y_t	– produkcja
r_t	– nominalna stopa procentowa
$E_t \pi_{t+1}$	– oczekiwania inflacyjne formułowane w okresie t na okres $t+1$
$E_t y_{t+1}$	– oczekiwania produkcji formułowane w okresie t na okres $t+1$
g_t	– egzogeniczny składnik zagregowanego popytu
ε_t	– składnik losowy
σ, ρ, ρ_g	– parametry modelu

Analiza popytowej strony gospodarki bazująca na równaniu (1.4) jest częścią tzw. „makroekonomii keynesistowskiej bez krzywej LM”, zakłada bowiem, że zmienną decyzyjną banku centralnego stanowi krótkoterminowa stopa procentowa, a nie podaż pieniądza (Romer, 2000). Choć ten sposób opisu gospodarki odwołuje się nazwą wprost do Keynesa, przy standardowym założeniu liniowej krzywej Phillipsa nie uwzględnia jednej z jego podstawowych sugestii, jakoby skuteczność polityki pieniężnej mogła zależeć od stanu gospodarki, a w szczególności od poziomu stóp procentowych¹¹ (por. Kakes, 1998).

Gdy pójdziemy tym tropem, to – w teorii – nieliniowość w reakcji zagregowanego popytu na impuls monetarny może pojawić się w dwóch głównych przypadkach:

(1) Jeśli krzywa Phillipsa przyjmuje postać nieliniową, także racjonalne oczekiwania inflacyjne $E_t \pi_{t+1}$ z równania (1.1) formułowane są w sposób nieliniowy. Wówczas równanie (1.4) wciąż dobrze opisuje popytową stronę gospodarki i krzywa IS jest liniowa, ale impuls monetarny wykazuje nieliniowy wpływ na komponent $(r_t - E_t \pi_{t+1} - \rho)$, a w konsekwencji także na wielkość produkcji. Problemowi nieliniowości krzywej Phillipsa poświęcono podrozdział 1.1.

(2) Istotnym źródłem nieliniowości w reakcji popytowej strony gospodarki na impuls monetarny może być potencjalnie kanał kredytowy polityki pieniężnej (por. np. Kuzin i Tober, 2004). Jeśli w okresie ekspansji firmy mogą w większej części finansować swe inwestycje ze środków własnych niż w okresie spowolnienia gospodarczego, skuteczność polityki monetarnej zależy ujemnie od stanu koniunktury (por. np. Kakes, 1998). Wówczas równanie (1.4) nie opisuje dostatecznie dobrze popytowej strony gospodarki, bowiem nie uwzględnia faktycznej endogeniczności parametru σ .

¹¹ Najbardziej znanym przykładem takiej sytuacji jest tzw. pułapka płynności – jeśli nominalne stopy procentowe są na tak niskim poziomie, że podmioty rynkowe nie oczekują, aby mogły one spaść jeszcze bardziej, politykę pieniężną może cechować nieskuteczność (por. np. Kakes, 1998).

Gros badań¹² weryfikujących nieliniowość reakcji produkcji na impuls monetarny nie podejmuje się identyfikacji jej konkretnego źródła, wskazując jedynie, że może ona wynikać zarówno z czynników podażowych, jak i popytowych. Tym samym, choć w większości przypadków badania te pokazują, że skuteczność wpływu polityki monetarnej na sferę realną gospodarki zależy ujemnie od stanu koniunktury, nie można na ich podstawie wnioskować, iż obserwowana nieliniowość ma swe bezpośrednie źródło po stronie popytowej. W świetle prac np. Alessandrini (2003) oraz Kasuyi (2005) tezę tę potwierdzono dla gospodarki amerykańskiej oraz japońskiej, niemniej jednak w większości gospodarek problem identyfikacji w tym obszarze pozostaje faktycznie nierozwiązany.

Choć trudno jednoznacznie rozstrzygać o nieliniowościach w krzywej IS (1.4), należy zauważyć, że przesłanki empiryczne wykazują z nimi wysoką zgodność, a hipoteza o ich występowaniu nie została powszechnie sfalsyfikowana. W związku z powyższym także w modelu transmisji monetarnej estymowanym w niniejszej pracy warto założyć możliwość występowania nieliniowości po stronie popytowej gospodarki. Znajduje to tym głębsze uzasadnienie, że – jak zaznaczono we wstępie – z założenia nie przyjmuje on postaci strukturalnej, a więc nieliniowość równania inflacji skutkuje automatycznie nieliniowością także równania aktywności gospodarczej¹³.

1.3. Reguła stopy procentowej

Od czasu publikacji wpływowej pracy Taylora (1993) w literaturze ekonomicznej trwa debata, na ile wiernie proste reguły stopy procentowej oddają decyzje władz monetarnych. Wyjściowy model jest w tym przypadku zwykle uogólnieniem reprezentatywnej reguły polityki pieniężnej zaproponowanej przez Taylora i odtąd nazywanej jego imieniem (tj. regułą Taylora¹⁴):

$$i_t = r^* + \pi^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (1.5)$$

gdzie:

i_t – stopa procentowa banku centralnego

r^* – naturalna realna stopa procentowa

π^* – cel inflacyjny

π_t – stopa inflacji

x_t – luka popytowa (wyrażona w %)

ε_t – składnik losowy

Można pokazać, że dla gospodarki opisanej standardowym modelem liniowym o liniowo identyfikowalnych parametrach oraz kwadratowej funkcji straty banku centralnego, równanie (1.5) pokrywa się z optymalną funkcją reakcji władz monetarnych (por. np. Boinet, Martin, 2006). Modyfikacje bazowej reguły Taylora (1.5) są więc naturalnym wynikiem komplikowania tego scenariusza i polegają m.in. na wprowadzaniu dodatkowych zmiennych objaśniających, specyfikacjach dynamicznych czy też uwzględnianiu roli oczekiwań i zasobów informacyjnych banku centralnego w momencie ustalania stopy procentowej¹⁵.

¹² Por. np.: Bruinshoofd i Candelon (2004); Garcia i Shaller (1995); Hooi, Habibullah i Smith (2008); Hoppner, Melzer i Neumann (2001); Kakes (1998); Kuzin i Tober (2004); Lo i Piger (2003); Morgan (1993); Peersman i Smets (2001); Ravn i Sola (2004); Sensier, Osborn i Ocal (2002).

¹³ Krzywa IS (1.4) pozostawała liniową pomimo nieliniowej krzywej Phillipsa, bowiem estymacji jej parametrów można było dokonać uogólnioną metodą momentów, zakładając, że $E_t \pi_{t+1}$ bazuje na nieliniowej krzywej Phillipsa. W modelach, które nie mają postaci strukturalnej, taka procedura jest nieuprawniona.

¹⁴ Taylor (1993) zaproponował $r^* = \pi^* = 2$, $\alpha = 1,5$ oraz $\beta = 0,5$.

¹⁵ W literaturze polskiej przegląd badań nad regułą Taylora przedstawia m.in. Baranowski (2008).

Z perspektywy niniejszej pracy oczywiste zainteresowanie wzbudza kwestia ewentualnej nieliniowości reguły stopy procentowej. Tillmann (2008) pokazuje, że można do niej doprowadzić na trzy główne sposoby:

(1) Przyjęcie nieliniowego modelu gospodarki sprawia, że *ceteris paribus* optymalna funkcja reakcji banku centralnego również staje się nieliniowa. w tej sytuacji warunkiem dopuszczającym nieliniowość reguły stopy procentowej jest potwierdzenie nieliniowej relacji między aktywnością gospodarczą a inflacją lub nieliniowego wpływu stopy procentowej na aktywność gospodarczą. Problemom tym poświęcono odpowiednio podrozdziały (1.1) oraz (1.2).

(2) Inne jakościowo rozwiązanie, które prowadzi do nieliniowej reguły stopy procentowej, polega na rozszerzeniu liniowego modelu gospodarki o niepewność, która zakłóca liniową identyfikowalność parametrów systemu. Meyer *et al.* (2001) oraz Swanson (2005) wprowadzają do równania naturalnej stopy bezrobocia składnik losowy o rozkładach niegaussowskich, natomiast Tillmann (2008) zakłada endogeniczność nachylenia krzywej Phillipsa z punktu widzenia władz monetarnych. Obydwie grupy specyfikacji prowadzą do nieliniowej optymalnej funkcji reakcji banku centralnego. W pierwszym przypadku autorzy potwierdzają swoje modele w danych symulacyjnie, a Tillmann (2008) przedstawia dowody estymacyjne.

(3) Obszerną grupę rozwiązań generujących nieliniowe reguły stopy procentowej stanowią prace, które podważają założenie, jakoby funkcja straty banku centralnego musiała mieć postać kwadratową. Zgodnie z tym podejściem nie ma żadnych przekonujących dowodów, aby twierdzić *a priori*, że bankierzy centralni przykładają dokładnie taką samą wagę do odchyłań inflacji od celu, co do odchyłań produkcji od jej wielkości potencjalnej, niezależnie od znaku tego odchylenia¹⁶ (Cukierman, 2004).

Prace Kydlanda i Prescottta (1977) oraz Barro i Gordona (1983) spowodowały, że stonkowo powszechnie wysuwa się hipotezę, jakoby za wysoką inflację w późnych latach 60. i 70. w krajach OECD odpowiadały systematyczne wysiłki władz monetarnych nakierowane na zwiększanie aktywności gospodarczej ponad jej poziom naturalny (Gerlach, 2003). Choć badania nie potwierdziły w pełni tej hipotezy (por. Gerlach, 2003), dzięki intuicji, która za nią stała, temat rozwinięto także w innych pracach.

Zdaniem Cukiermana (2004), ze względu na presję społeczną oraz historyczne doświadczenia gospodarcze takie jak hiperinflacje i recesje, wśród bankierów centralnych może istnieć tzw. zapobiegawczy popyt (*precautionary demand*) na ekspansję lub stabilność cen. Wówczas funkcja straty nie musi być kwadratowa, a wynikająca z niej reguła stopy procentowej – liniowa. W prostym badaniu dla przekrojowej próby 22 krajów OECD przypuszczenie to znajduje silne potwierdzenie w danych za okres 1971–1985 (Cukierman, Gerlach, 2003). Estymując uproszczoną funkcję reakcji, Ruge-Murcia (2003) pokazuje, że dla gospodarki amerykańskiej w latach 1960–1990 w istocie nie można odrzucić hipotezy o występowaniu zjawiska opisanego przez Cukiermana (2004).

Szczególnie interesujące empiryczne obserwacje w kontekście zapobiegawczego popytu na ekspansję i stabilność cen poczynili Cukierman i Muscatelli (2003). Estymując nieliniowe reguły stopy procentowej dla Stanów Zjednoczonych, Niemiec, Japonii i Wielkiej Brytanii w okresie 1979–2000 pokazali, że kształt funkcji reakcji wykazuje zróżnicowanie zarówno w przekroju krajowym, jak i czasowym. Dla całego okresu reguła stopy procentowej w Niemczech, Japonii i Stanach Zjednoczonych jest wypukła względem luki popytowej i inflacji, a w Wielkiej Brytanii – wklęsła. Wskazuje to odpowiednio na zapobiegawczy

¹⁶ Pewne wskazówki w tym zakresie mogą zawierać oficjalne dokumenty ciał decyzyjnych odpowiedzialnych za prowadzenie polityki pieniężnej. Według polskiej *Średniookresowej strategii polityki pieniężnej na lata 1999–2003* średniookresowym celem polityki pieniężnej było obniżenie inflacji do poziomu poniżej 4% w 2003 r. *Strategia polityki pieniężnej po roku 2003* zakłada bezpośredni cel inflacyjny w wysokości 2,5% z dopuszczalnym przedziałem odchyłań od celu +/- 1 pkt proc. Natomiast według strategii Europejskiego Banku Centralnego inflacja powinna się znajdować poniżej, ale blisko 2%.

popyt na stabilność cen oraz na ekspansję. Niemniej jednak, gdy próbę ograniczy się czasowo do lat 1985–2000, funkcja reakcji dla Stanów Zjednoczonych staje się wklęsła, dla Wielkiej Brytanii wypukła, a w przypadku Niemiec ulega wypłaszczeniu. Sugeruje to, że preferencje władz monetarnych nie są niezmiennie w czasie nawet wówczas, gdy nie dokonuje się istotnych zmian instytucjonalnych w funkcjonowaniu polityki pieniężnej.

O ile powyższe, bazujące na koncepcjach (1)–(3), prace wskazują wprost na teoretyczne źródło nieliniowości w analizowanej funkcji reakcji banku centralnego, o tyle gros prac przyjmuje mniej sformalizowaną procedurę badawczą. Przy założeniu, że istnieją przesłanki ku nieliniowości, estymuje się w nich regułę stopy procentowej, zawierającą możliwie elastyczny komponent nieliniowy¹⁷, którego algebraicznej postaci nie wyprowadza się wprost z rozwiązań problemów optymalizacyjnych banku centralnego i podmiotów rynkowych. Podejście to koncentruje się więc przede wszystkim na empirycznym kształcie reguły stopy procentowej, na nieco dalszym planie pozostawiając weryfikację konkretnych koncepcji teoretycznych.

Wyniki badań przeprowadzonych wedle opisanej metodyki są zróżnicowane głównie ze względu na okres oraz gospodarkę poddaną analizie. Zdaniem Petersena (2007) System Rezerwy Federalnej prowadził liniową politykę pieniężną w okresie 1960–1979, ale nieliniową w latach 1985–2005. Castro (2008) pokazuje natomiast, że hipotezy o liniowości reguły Taylora dla Systemu Rezerwy Federalnej nie można odrzucić także dla okresu 1999–2007, podczas gdy można to uczynić w przypadku Europejskiego Banku Centralnego oraz Banku Anglii. Karagedikli i Lees (2004) przekonują o liniowości reguły stopy procentowej dla Nowej Zelandii w latach 1994–2002 oraz nieliniowości dla Australii w okresie 1993–2002. Spośród gospodarek bliższych Polsce Horvath (2008) wykazuje nieliniowość polityki pieniężnej Czeskiego Banku Centralnego w latach 1997–2002, zaznaczając zarazem, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o jej liniowości dla okresu 2002–2007. Zgodnie z wiedzą autora zbliżonych badań nie przeprowadzono dotąd dla gospodarki polskiej, niemniej jednak przez wzgląd na wyniki cytowanych prac nieuprawnionym byłoby *a priori* zakładać liniowość funkcji reakcji polskiej polityki pieniężnej.

Gdy weźmiemy pod uwagę wszystkie teoretyczne i empiryczne przesłanki przedstawione w niniejszym podrozdziale, należy stwierdzić, że model nieliniowej transmisji monetarnej dla gospodarki polskiej powinien uwzględniać potencjalną nieliniowość także na poziomie równania stopy procentowej. W przeciwnym wypadku byłoby to niespójne z wizją nieliniowego modelu gospodarki zaprezentowanego w podrozdziałach 1.1. i 1.2. i poniekąd odbierałoby to bankowi centralnemu możliwość prowadzenia optymalnej polityki pieniężnej. Ponadto istnieją także samoistne przesłanki związane z niepewnością informacji oraz asymetrią preferencji, które – niezależnie od nieliniowości modelu gospodarki – pozwalają sądzić, że także funkcja reakcji Narodowego Banku Polskiego może mieć charakter nieliniowy.

1.4. Mechanizm transmisji monetarnej

Podrozdziały 1.1.–1.3. wskazują, że na poziomie poszczególnych równań, które zwykle składają się na model mechanizmu transmisji monetarnej, można doszukać się licznych argumentów przemawiających za ich nieliniowością i asymetrią. Pomimo tego ekonometryczne prace poświęcone analizie mechanizmu transmisji monetarnej, które uwzględniają potencjalną nieliniowość w więcej niż jednym równaniu, są rzadkością.

W związku z powyższym niniejszy podrozdział skupia się na badaniach ekonometrycznych, które – wedle wiedzy autora – stanowią jedyne powszechnie dostępne studia w pełni nieliniowych (tj. obejmujących potencjalną nieliniowością wszystkie równania) mechanizmów transmisji monetarnej. Tak skromny dorobek w tym zakresie wynika praw-

¹⁷ Najczęściej jest to komponent odpowiadający funkcji wygładzonego przejścia – logistycznej (LST) lub w postaci tangensa hiperbolicznego (HTST).

dopodobnie z licznych trudności natury techniczno-ekonometrycznej związanych z modelem nieliniowości wielorównaniowych. Tym cenniejsze źródło wiedzy przydatnej w niniejszej pracy stanowią jednak poniżej przedstawione badania:

(1) W swym prekursorskim badaniu dla kwartalnych danych amerykańskich z okresu 1960–1995 Weise (1999) formułuje prosty trzypięciowy model strukturalny, który uwzględnia krzywe popytu i podaży oraz regułę podaży pieniądza. Źródłem asymetrii w przywołanym modelu mechanizmu transmisji monetarnej są *explicite* sztywności nominalne cen¹⁸, których siła zależy od stanu gospodarki, a konkretnie pewnej zmiennej przejścia. Tak wyprowadzony model stosunkowo łatwo daje się przedstawić w formie zredukowanej, a od prostego modelu VAR odróżnia go nieliniowy komponent funkcyjny. Gdy przyjmiemy, że ma on postać logistyczną, a przejście następuje płynnie, liniowy model VAR można uogólnić do nieliniowego modelu LSTVAR (*logistic smooth transition VAR*).

Przeprowadzone testy odrzucają liniową postać modelu VAR na korzyść specyfikacji LSTVAR. Zgodnie z nimi najsilniejsze nieliniowości ze względu na stan gospodarki (stopa wzrostu produkcji przemysłowej, stopa inflacji oraz jej przyrost) przejawia równanie krzywej popytu, a w następnej kolejności także równanie krzywej podaży. Reguła polityki pieniężnej okazuje się natomiast nieliniowa jedynie względem przeszłej podaży pieniądza.

Jako że w modelu LSTVAR, ze względów technicznych, trudno równocześnie zawrzeć więcej niż jeden komponent nieliniowy, wyestymowano dwa osobne modele uwzględniające najsilniejsze formy nieliniowości, tj. ze względu na dynamikę produkcji oraz przyrost inflacji. W następnej kolejności modele te posłużyły do poczynienia symulacji, na podstawie których sformułowano wnioski.

Weise (1999) dzięki swoim modelom pokazał, że przeciętne szoki monetarne – pomimo swojej nieliniowości – mają charakter niemal symetryczny, tj. ich znak nie wpływa na siłę reakcji aktywności gospodarczej ani inflacji. Okazuje się natomiast, że szoki monetarne wykazują silniejszy wpływ na aktywność gospodarczą i mniejszy na inflację, gdy wzrost gospodarczy jest niski. Istnieją również pewne przesłanki, które pozwalają przypuszczać, że jednostkowy wpływ szoków monetarnych może zależeć od ich wielkości, szczególnie gdy są one ujemne. Efekt ten wykazuje jednak interakcje ze stanem gospodarki, toteż trudno w tym zakresie sformułować jednoznaczne wnioski. Ogółem, poczynione obserwacje są zgodne z wypukłą krzywą zagregowanej podaży.

(2) Holmes i Wang (2000) obrali podobną strategię modelowania jak Weise (1999), z tym że swój model oszacowali na danych miesięcznych z okresu 1960–1999 dla gospodarki brytyjskiej. Ponadto w strukturalnej formie modelu przyjęli, że lepkość cen¹⁹ zależy od stanu gospodarki, ale niekoniecznie musi mieć swe źródło w sztywnościach nominalnych. Pozwoliło im to w trzypięciowym modelu LSTVAR uwzględnić bezpośrednio – oprócz produkcji przemysłowej i inflacji – regułę stopy procentowej.

W modelu Holmesa i Wanga (2000) nieliniowość względem stanu gospodarki wykazuje tylko równanie krzywej popytu, natomiast wszystkie równania charakteryzuje silna nieliniowość ze względu na przeszłe wartości stopy procentowej. Wyniki testów odbiegają więc wyraźnie od tych, które Weise (1999) przeprowadził dla gospodarki amerykańskiej.

W konsekwencji ostatecznie oszacowane modele, które wykorzystano do symulacji, pozwoliły sformułować nieco odmienne wnioski niż te, które przedstawił Weise (1999). Przede wszystkim, zdaniem Holmesa i Wanga (2000), znak szoku monetarnego ma wpływ na skalę reakcji gospodarki, bowiem ujemne szoki monetarne silniej oddziałują na aktyw-

¹⁸ Weise (1999) stwierdza tym samym, że jedynym pierwotnym źródłem nieliniowości w modelu jest krzywa zagregowanej podaży (równanie inflacji). W związku z tym potencjalne nieliniowości krzywej zagregowanego popytu (równanie PKB) oraz reguły polityki pieniężnej (równanie podaży pieniądza) wynikają wyłącznie z nieliniowości krzywej podaży i mają względem niej charakter wtórny.

¹⁹ Podobnie jak przedstawił to w swoim modelu Weise (1999), nieliniowość wszystkich równań wynika w sensie strukturalnym wyłącznie z nieliniowości krzywej zagregowanej podaży, tj. równania inflacji (por. przypis 18).

ność gospodarczą niż szoki pozytywne. Co więcej, skala wspomnianej asymetrii oraz skuteczność szoków monetarnych zależy od stanu gospodarki. W szczególności okazuje się, że w warunkach wysokiej inflacji szoki monetarne relatywnie nieznacznie wpływają na gospodarkę. Można zatem uogólnić, że przedstawione obserwacje są zgodne nie tylko z wypukłą krzywą zagregowanej podaży, ale także z występowaniem asymetrii w krzywej popytu spowodowanych istnieniem szeroko rozumianego kanału kredytowego polityki pieniężnej.

(3) Telatar i Hasanov (2006) poszerzają metodykę, którą wprowadził Weise (1999), o analizę zmiennych niestacjonarnych, budując dla gospodarki tureckiej czterorównaniowy model LSTVECM (*logistic smooth transition* VECM) na danych miesięcznych z lat 1990–2004. Model ten zawiera równania produkcji przemysłowej, podaży pieniądza, inflacji oraz krótkoterminowej stopy procentowej i nie ma wyrażonej *explicite* formy strukturalnej. Dzięki temu nie wymaga precyzyjnego definiowania źródeł nieliniowości i zachowuje większą elastyczność niż model, który stworzył Weise (1999) oraz model Holmesa i Wanga (2000). Równocześnie, ze względu na zastosowanie mechanizmu korekty błędem, szoki w modelu wykazują z definicji niezależność i nie jest konieczna ich ortogonalizacja.

W wyniku przeprowadzonych testów, dla 11 spośród potencjalnych 54 zmiennych przejścia, udaje się odrzucić hipotezę o liniowości analizowanego systemu. Podobnie jak stwierdził to Weise (1999), najsilniejszą nieliniowość względem stanu gospodarki przejawia równanie aktywności gospodarczej, a w następnej kolejności także równanie inflacji. Wszystkie analizowane równania charakteryzuje natomiast nieliniowość względem przeszłych zmian podaży pieniądza, co z kolei wykazuje spójność z obserwacjami Holmesa i Wanga (2000).

Ostatecznie wyestymowany model pozwala Telatarowi i Hasanowowi (2006) na postawienie wniosków, które w pewnej mierze można uznać za zgodne z wynikami Holmesa i Wanga (2000). Według przeprowadzonych symulacji negatywne szoki monetarne wywołują większy wpływ na aktywność gospodarczą, ale mniejszy na inflację, niż szoki pozytywne. Ponadto, w porównaniu z okresami ekspansji, w okresach recesji pozytywne szoki monetarne okazują się być bardziej efektywne względem aktywności gospodarczej, a mniej względem inflacji. Równocześnie zależności tej nie zaobserwowano dla szoków negatywnych. Symulacyjnie nie udało się również potwierdzić, jakoby wielkość szoku polityki pieniężnej oddziaływała na jednostkową reakcję gospodarki. Telatar i Hasanov (2006) konkludują, że takie wyniki symulacji wykazują zgodność z wypukłą krzywą Phillipsa.

Podsumowując przedstawiony skromny dorobek badań nad w pełni nieliniowymi mechanizmami transmisji monetarnej, należy zauważyć, że rezultaty cytowanych prac są obiecujące. Tym trudniej jednak wytłumaczyć, dlaczego brak im kontynuacji. Z jednej strony mogły się do tego przyczynić wspomniane ograniczenia techniczno-ekonometryczne, a z drugiej to, że coraz bardziej popularne stają się dynamiczne stochastyczne modele równowagi ogólnej (DSGE), których wachlarz zastosowań jest niewątpliwie szerszy niż w metodyce VAR i VECM. Powyższe nie oznacza bynajmniej, że nie warto podejmować wysiłku, aby skonfrontować wyniki przedstawionych prac ze specyfiką gospodarki polskiej. Ma to tym większe uzasadnienie, że – wedle wiedzy autora – polski mechanizm transmisji monetarnej nie został dotąd kompleksowo przebadany pod kątem jego nieliniowości i asymetrii. Próbę takiej weryfikacji – zarówno na poziomie poszczególnych równań, jak i ich systemu – stanowią kolejne, empiryczne rozdziały niniejszej pracy.

2

Empiryczny model mechanizmu transmisji monetarnej

2.1. Cele i problemy badawcze

Podstawowym dla niniejszej pracy problemem badawczym jest kwestia potencjalnego braku liniowości polskiego mechanizmu transmisji monetarnej. Wobec tego głównym celem budowanego w tym rozdziale modelu jest wykrycie i weryfikacja występujących w nim nieliniowości i asymetrii. Cel ten winien być zrealizowany zarówno na poziomie poszczególnych równań, jak i całego ich systemu, tak aby możliwe było i zidentyfikowanie źródeł nieliniowości i przeprowadzenie symulacji uwzględniających interakcje między nimi.

Zgodnie z cytowaną literaturą wspomniane nieliniowości i asymetrie w polityce pieniężnej mogą mieć zasadniczo dwojaki pierwotny charakter:

(A) Nieliniowością i asymetrią może cechować się sam mechanizm propagacji impulsu monetarnego na sferę realną gospodarki. Wówczas bezpośrednim źródłem nieliniowości jest strona podażowa i/lub popytowa gospodarki (por. podrozdziały 1.1. i 1.2.), niezależnie od ewentualnej liniowości lub nieliniowości funkcji reakcji banku centralnego (por. podrozdział 1.3.). W rezultacie polityka pieniężna może wykazywać zróżnicowany wpływ na aktywność gospodarczą i inflację, szczególnie w zależności od charakteru (ekspansywnego lub restrykcyjnego) i siły impulsu monetarnego, fazy prowadzonej polityki pieniężnej oraz otoczenia makroekonomicznego, a zwłaszcza fazy cyklu koniunkturalnego.

(B) Nieliniowością i asymetrią może cechować się również reakcja banku centralnego na warunki makroekonomiczne, tj. aktywność gospodarczą oraz inflację. Wtedy niezależnie od tego, czy impuls monetarny oddziałuje na gospodarkę w sposób liniowy, czy też nieliniowy, decydenci polityki pieniężnej mogą w pewnych warunkach podejmować działania nieproporcjonalnie restrykcyjne lub ekspansywne. Jak wskazują liczni autorzy (por. podrozdział 1.3. i 1.4.), asymetria tego typu może występować w szczególności względem fazy prowadzonej polityki pieniężnej oraz otoczenia makroekonomicznego, a zwłaszcza fazy cyklu koniunkturalnego.

Przedstawione w poprzednim rozdziale przesłanki teoretyczne oraz empiryczne pozwalają z wysokim prawdopodobieństwem przypuszczać, że w toku modelowania uda się w polskim mechanizmie transmisji monetarnej wykryć obecność istotnych nieliniowości i asymetrii. Na podstawie swoich badań Weise (1999), Holmes i Wang (2000) oraz Telatar i Hasanov (2006) sugerują, że wspomniane braki liniowości i symetrii będą najprawdopodobniej dotyczyć zarówno samego mechanizmu propagacji impulsu monetarnego (A), jak i funkcji reakcji banku centralnego (B). Kwestiom związanym z podstawowym problemem badawczym poświęcono podrozdziały 2.2.–2.4., w których wyprowadzono oraz wyestymowano model polskiego mechanizmu transmisji monetarnej, a następnie przetestowano jego nieliniowość.

Interakcje zachodzące między zjawiskami opisanymi w punktach (A) i (B) sprawiają jednak, że finalny wzorzec nieliniowości w mechanizmie transmisji monetarnej nie tylko trudno przewidzieć, ale także jednoznacznie zidentyfikować technikami analitycznymi. Stąd nawet wiedza o występowaniu określonych typów nieliniowości na poziomie poszczególnych równań nie gwarantuje, iż w podobnej postaci będą one obserwowane w całym modelu. Nieliniowości i asymetrie mogą bowiem w ramach sprzężenia zwrotnego wzajemnie się wzmacniać lub niwelować.

W związku z powyższym naturalnym rozwinięciem podstawowego problemu badawczego są pytania o symulacyjnie obserwowalne wzorce ewentualnych nieliniowości i asymetrii w polskim mechanizmie transmisji monetarnej jako całości. W szczególności intuicyjne jest pytanie, czy wpisują się one w sugestie zawarte w punktach (A) i (B). Po ich uwzględnieniu należy więc przede wszystkim zbadać, na ile specyfika polskiego mechanizmu transmisji monetarnej zależy od:

- (1) charakteru impulsu monetarnego (restrykcyjnego lub ekspansywnego);
- (2) siły impulsu monetarnego;
- (3) fazy prowadzonej polityki pieniężnej (zacieśnianie, rozluźnianie lub stabilizacja);
- (4) otoczenia makroekonomicznego, a zwłaszcza fazy cyklu koniunkturalnego.

Ponieważ ustosunkowanie się do tych kwestii wymaga bardziej wnikliwej analizy aniżeli podstawowy problem badawczy, a odpowiedź na nie ma praktyczne znaczenie dla prowadzenia polityki pieniężnej, tematyce tej w całości poświęcono rozdział 3.

2.2. Metodyka modelowania

Jak umotywowano we wstępie, niniejsza praca – podobnie jak prace Weise (1999) oraz Holmesa i Wanga (2000) – korzysta z modelowania nieliniowego mechanizmu transmisji monetarnej z wykorzystaniem metodyki LSTVAR. Niemniej jednak wprowadzono istotne modyfikacje, których celem jest dopasowanie stosowanej metodyki do stanu wiedzy o polskim mechanizmie transmisji monetarnej oraz małej liczby dostępnych obserwacji. W rezultacie przyjęta strategia modelowania ma charakter *stricte* empiryczny.

W punkcie wyjścia, podobnie jak w cytowanych pracach, założono, że mechanizm transmisji monetarnej można relatywnie dobrze opisać poprzez model trzypięniowy uwzględniający zmienne będące miernikami aktywności gospodarczej, inflacji oraz instrumentu polityki pieniężnej (por. przypis 2). Zgodnie ze stosunkowo powszechną praktyką modelowania bazującego na danych kwartalnych²⁰ (por. np. Hoppner *et al.* 2001; Kokoszcyński, 2004, rozdz. 7), przyjęto, że będą to roczna stopa wzrostu PKB (y), roczna inflacja CPI (π) oraz referencyjna stopa procentowa NBP (r) z okresu²¹ od I kw. 1998 r. do III kw. 2009 r. Celem usunięcia ze zmiennych źródłowych niestacjonarności, przekształcono je na pierwsze różnice, a następnie przeprowadzono testy na stacjonarność (por. tabela 1).

Przez pryzmat przeprowadzonych testów zmienne Δy , $\Delta \pi$ oraz Δr można postrzegać jako realizacje procesów stacjonarnych. Tym samym zmienne te spełniają warunek konieczny, aby można je było poddać prawidłowej analizie w modelach VAR rozszerzonych o nieliniowość²².

²⁰ Ze względu na wiarygodność wyników autorowi szczególnie zależało, aby badanie zostało przeprowadzone na danych kwartalnych, a nie na danych miesięcznych. Standardowo stosowany miesięczny miernik aktywności gospodarczej, tj. produkcja przemysłowa, obejmuje bowiem tylko pewien wycinek gospodarki, a udział jej wkładu do PKB nie jest stały w czasie. W gospodarce polskiej jest to o tyle istotną przeszkodą, że na przestrzeni analizowanego okresu (lata 1998–2009) podlegała ona istotnym zmianom strukturalnym, które upodabniały ją do gospodarek krajów wysoko rozwiniętych – w tym pod względem procentowego wkładu poszczególnych sektorów gospodarki do PKB.

²¹ Źródła danych: roczna stopa wzrostu PKB, roczna inflacja CPI – GUS; referencyjna stopa procentowa – NBP.

²² Sims, Stock i Watson (1990) argumentują, że transformacja modelu na pierwsze różnice nie jest koniecznością w modelach VAR, bowiem rozkłady najważniejszych statystyk testowych wykorzystywanych w modelowaniu wg tej metodyki zwykle nie ulegają istotnym zaburzeniom na skutek występowania niestacjonarności zmiennych. Niemniej jednak stacjonarność jest warunkiem niezbędnym, aby do modelu VAR można było wprowadzić nieliniowość typu LST i poprawnie ją przetestować (por. np. Kratzig, 2005).

Tabela 1. Wyniki testów na stacjonarność analizowanych zmiennych

	P-value testu ADF H ₀ : brak stacjonarności			Statystyka testu KPSS H ₀ : stacjonarność	
	bez stałej i trendu	ze stałą, bez trendu	ze stałą i z trendem	ze stałą, bez trendu	ze stałą i z trendem
<i>y</i>	0,1688	0,0767	0,2271	0,1343	0,1012
<i>π</i>	0,1894	0,6397	0,9746	0,5651**	0,1887**
<i>r</i>	0,0918	0,6793	0,4995	0,7676***	0,1603**
Δy	0,0000	0,0011	0,0066	0,0935	0,0933
$\Delta \pi$	0,0000	0,0000	0,0002	0,2473	0,0404
Δr	0,0025	0,0295	0,1145 ^a	0,1968	0,0467

Struktura opóźnień: kryterium SIC

^a – trend i stała łącznie nieistotne w regresji

*, **, *** – odrzucenie H₀ na poziomie istotności 1%, 5% i 10%

Estymacja: okno Bartletta, metoda Neweya-Westa

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Jako że tematowi nieliniowości w polskim mechanizmie transmisji monetarnej nie poświęcono dotąd wystarczającej uwagi badawczej, nie wiadomo, jak wysoką zgodność wykazują z nim przesłanki nieliniowości przedstawione w rozdziale 1. Stąd przyjęcie określonej postaci strukturalnej modelu wymagałoby poczynienia restrykcyjnych założeń bazujących na eksperckiej wiedzy *a priori*. Podobne rozwiązanie zastosowali Weise (1999) oraz Holmes i Wang (2000), przyjmując, że pierwotne źródło nieliniowości w ich modelach stanowią jedynie sztywności cenowe w krzywej zagregowanej podaży, które to za pośrednictwem sprzężenia zwrotnego przenoszą się na nieliniowość równań aktywności gospodarczej oraz instrumentu polityki pieniężnej. Niemniej jednak, bezpośrednią przyczyną zastosowania takiej procedury była potrzeba uzyskania z konstrukcji niezależnych szoków w modelu LSTVAR, tak aby nie istniała konieczność dokonywania *a posteriori* ich ortogonalizacji. Telatar i Hasanov (2006) ominęli tę niedogodność stosując metodykę LSTVECM, która na poziomie równań korekty błędem zapewnia z definicji ortogonalność składników losowych. Dzięki temu formułowanie postaci strukturalnej modelu oraz określanie *a priori* źródeł nieliniowości nie było w nim konieczne.

W niniejszej pracy, ze względu na stosunkowo krótką próbę (efektywnie 42 obserwacje), postanowiono zastosować jeszcze inne – *stricte* empiryczne – podejście, które znacząco ogranicza liczbę szacowanych parametrów, a tym samym zwiększa ilość stopni swobody oraz moc testów statystycznych. Jego fundament stanowi takie wyspecyfikowanie modelu i oszacowanie go metodą najmniejszych kwadratów, aby reszty ze wszystkich równań były względem siebie statystycznie niezależne, tj. aby ich macierz wariancji-kowariancji była diagonalna. Wówczas nie ma potrzeby przeprowadzania dodatkowej ortogonalizacji szoków, bowiem w sensie statystycznym została ona już dokonana. Nie występuje więc także obciążenie współzależności (zwane również obciążeniem Haavelmo), a model można w zgodny sposób estymować klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (por. np. Charemza, Deadman, 1997, rozdz. 6).

Niewątpliwą wadę proponowanego podejścia stanowi ryzyko, że nie uda się oszacować modelu, który spełniałby warunek diagonalności macierzy wariancji-kowariancji reszt. W takim wypadku należałoby zmienić technikę estymacji i dokonać ortogonalizacji szoków *a posteriori* lub oszacować model LSTVAR po uprzednim zdefiniowaniu postaci strukturalnej modelu oraz określeniu *explicite* źródła nieliniowości. Jeśli jednak modelowanie według zaprezentowanej metodyki zakończy się powodzeniem, oszacowany model mechanizmu transmisji monetarnej ma szansę uwzględnić szersze spektrum nieliniowości niż wychwycili w swoich modelach Weise (1999), Holmes i Wang (2000) oraz Telatar i Hasanov (2006).

Autor niniejszej pracy korzysta w procedurze modelowania z sugestii Kratziga (2005), aby w pierwszej kolejności dokładnie wyspecyfikować referencyjny model liniowy o pożądanym właściwościach, a dopiero w kolejnym etapie rozwijać go o komponenty wygładzonego logistycznie przejścia (*logistic smooth transition* – LST). Testy na nieliniowość bowiem i tak wymagają oszacowania modelu liniowego jako regresji pomocniczej, a uprzednia jego weryfikacja pomaga uniknąć problemów związanych z błędną specyfikacją modelu finalnego. Zgodnie z przedstawionymi uwagami podrozdział 2.3. poświęcono wyprowadzeniu referencyjnego modelu liniowego, a w podrozdziale 2.4. oszacowano model finalny.

2.3. Model referencyjny

Jako punkt startowy oszacowano trzyczynniowy model VAR dla zmiennych Δy , $\Delta \pi$ oraz Δr . Strukturę opóźnień dobrano na podstawie kryterium Schwarza (SIC), przyjmując maksymalny rząd opóźnienia równy cztery²³ i nie nakładając żadnych dodatkowych restrykcji. Wyniki estymacji oraz testy diagnostyczne reszt przedstawiono w tabelach 2 i 3.

Wyniki estymacji wskazują, że oszacowany model VAR zdołał wychwycić najważniejsze zależności między analizowanymi zmiennymi. Niemniej jednak, w każdym z równań występuje co najmniej jeden parametr, którego oszacowanie nie różni się istotnie w sensie statystycznym od zera. Jako że rozwinięcie modelu referencyjnego o komponenty nieliniowe będzie wymagało oszacowania potencjalnie wielu dodatkowych parametrów, właściwość tę należy uznać za wysoce niepożądaną, bowiem zmniejsza ona precyzję oszacowań oraz moc testów na nieliniowość.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu VAR (Δy , $\Delta \pi$, Δr)

		Δy_{t-1}	$\Delta \pi_{t-1}$	Δr_{t-3}	\bar{R}^2	SIC
Δy_t	=	0,2067 [0,141]	+ -0,0320 [0,815]	+ -0,4223 [0,001]	0,350	2,674
$\Delta \pi_t$	=	0,3972 [0,004]	+ 0,2976 [0,024]	+ 0,0055 [0,961]	0,307	2,537
Δr_t	=	0,2411 [0,059]	+ 0,5578 [0,000]	+ 0,0333 [0,760]	0,398	2,467

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Tabela 3. Wartości *p-value* dla testów diagnostycznych reszt z modelu VAR(Δy , $\Delta \pi$, Δr)

	H_0 : normalność rozkładu	H_0 : brak autokorelacji		H_0 : homoskedastyczność							
				Breusch-Godfrey (8 opóźnień)		ARCH (8 opóźnień)		White			
								no cross-terms		cross-terms	
Jarque-Bera	<i>F</i>	χ^2	<i>F</i>	χ^2	<i>F</i>	χ^2	<i>F</i>	χ^2			
Δy_t	0,6802	0,3882	0,4583	0,5327	0,4743	0,6680	0,6261	0,7134	0,6561		
$\Delta \pi_t$	0,7686	0,1166	0,1025	0,9124	0,8729	0,1369	0,1368	0,3871	0,3539		
Δr_t	0,0004	0,2015	0,2201	0,0040	0,0153	0,0003	0,0021	0,0014	0,0075		

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

²³ Spowodowało to skrócenie efektywnej próby do okresu II kw. 1999 r.–III kw. 2009 r., tj. 42 obserwacji. Na próbie tej przeprowadzono wszystkie estymacje w niniejszej pracy.

Ponadto testy diagnostyczne pozwalają zauważyć w równaniu stopy procentowej problemy z brakiem normalności rozkładu reszt oraz ich heteroskedastycznością. Jak pokazuje tabela 4, macierz wariancji-kowariancji reszt oszacowanego modelu nie spełnia również warunku diagonalności, który w podrozdziale 2.2. przyjęto jako ważne kryterium modelu docelowego. W szczególności na uwagę zasługuje to, że niezerowe korelacje z pozostałymi resztami z modelu wykazują reszty z równania stopy procentowej.

Tabela 4. Macierze wariancji-kowariancji oraz korelacji reszt z modelu VAR(Δy , $\Delta\pi$, Δr)

	Macierz wariancji-kowariancji			Macierz korelacji		
	$e_{\Delta y}$	$e_{\Delta\pi}$	$e_{\Delta r}$	$e_{\Delta y}$	$e_{\Delta\pi}$	$e_{\Delta r}$
$e_{\Delta y}$	0,6359			1		
$e_{\Delta\pi}$	-0,0350	0,5805		-0,0577 [0,7168]	1	
$e_{\Delta r}$	0,0843	0,3681	0,5245	0,1459 [0,3564]	0,6672 [0,0000]	1

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Stata 10.

W rezultacie estymacji trzyrównaniowego modelu referencyjnego dokonano według następującej procedury:

- (1) Przyjęto, że wśród zestawu potencjalnych zmiennych objaśniających we wszystkich równaniach znajdują się zmienne objaśniające ze startowego modelu VAR, tj. Δy_{t-1} , $\Delta\pi_{t-1}$ i Δr_{t-3}
- (2) Dla każdego równania listę potencjalnych zmiennych objaśniających rozszerzono o dwie pozostałe zmienne objaśniane.
- (3) Model estymowano równanie po równaniu klasyczną metodą najmniejszych kwadratów²⁴.
- (4) Ostateczną strukturę modelu, osobno dla każdego równania, wyznaczono na podstawie kryterium Schwarza (SIC)²⁵.

Wyniki estymacji modelu referencyjnego według powyższego schematu oraz testy diagnostyczne reszt przedstawiono w tabelach 5 i 6.

Tabela 5. Wyniki estymacji modelu referencyjnego

	Δy_t	Δy_{t-1}	$\Delta\pi_t$	$\Delta\pi_{t-1}$	Δr_{t-3}	R^2	SIC
Δy_t	=	+ 0,1982 [0,138]	+	+	+ -0,4330 [0,003]	0,365	2,587
$\Delta\pi_t$	=	+ 0,3947 [0,002]	+	+ 0,3000 [0,013]		0,324	2,448
Δr_t	=	0,1022 [0,243]	+	+ 0,6032 [0,000]	+ 0,4059 [0,000]	0,668	1,870

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

²⁴ Model oszacowano również uogólnioną metodą momentów – przy standardowym poziomie istotności (5%) oszacowania parametrów uzyskane w obydwu przypadkach są sobie w sensie statystycznym równe.

²⁵ Ze względu na regułę Taylora (por. podrozdział 1.3.) dla równania stopy procentowej przyjęto także założenie, że wśród zmiennych objaśniających powinny się znaleźć zarówno zmiany aktywności gospodarczej (Δy_t i/lub Δy_{t-1}), jak i stopy inflacji ($\Delta\pi_t$ i/lub $\Delta\pi_{t-1}$).

Tabela 6. Wartości *p-value* dla testów diagnostycznych reszt z modelu referencyjnego

	H ₀ : normalność rozkładu	H ₀ : brak autokorelacji		H ₀ : homoskedastyczność					
		Breusch-Godfrey (8 opóźnień)		ARCH (8 opóźnień)		White			
		F	χ ²	F	χ ²	no cross-terms		cross-terms	
	Jarque-Bera					F	χ ²	F	χ ²
Δy _t	0,6554	0,4052	0,5032	0,4978	0,4431	0,4585	0,4298	0,6088	0,5720
Δπ _t	0,7647	0,1078	0,1058	0,9177	0,8797	0,0443	0,0490	0,0805	0,0846
Δr _t	0,2411	0,3518	0,4718	0,1155	0,1256	0,1933	0,1860	0,4489	0,4076

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Przez pryzmat przedstawionych wyników estymacji oraz testów diagnostycznych reszt nowo oszacowany model wykazuje lepsze własności ekonometryczne niż wyjściowy model VAR. Jedyne zastrzeżenie może dotyczyć wyników testu White'a bez warunków krzyżowych (*no cross-terms*), którego hipoteza zerowa o homoskedastyczności reszt z równania inflacji znajduje się na granicy przyjęcia i odrzucenia. Przez pryzmat pozostałych testów na homoskedastyczność²⁶ można jednak – z naturalną dozą ostrożności towarzyszącą tego typu wątpliwościom – przyjąć, że składnik losowy z równania inflacji pochodzi z rozkładu o stałej wariancji.

Model wyestymowany według przedstawionej procedury (1)–(4) spełnia także warunek diagonalności macierzy wariancji-kowariancji reszt zarówno na poziomie hipotez jednostkowych (por. tabela 7), jak i hipotezy łącznej²⁷. Wynika stąd, że oszacowania uzyskane z wykorzystaniem klasycznej metody najmniejszych kwadratów nie są istotnie statystycznie obciążone przez problem współzależności.

Tabela 7. Macierze wariancji-kowariancji oraz korelacji reszt z modelu referencyjnego

	Macierz wariancji-kowariancji			Macierz korelacji		
	e _{Δy}	e _{Δπ}	e _{Δr}	e _{Δy}	e _{Δπ}	e _{Δr}
e _{Δy}	0,6367			1		
e _{Δπ}	-0,0353	0,5805		-0,0581 [0,7149]	1	
e _{Δr}	0,0367	0,0217	0,2800	0,0870 [0,5838]	0,0537 [0,7354]	1

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Stata 10.

Aby zweryfikować, czy oszacowany model jest zgodny z podstawowymi stylizowanymi faktami dotyczącymi polskiego mechanizmu transmisji monetarnej (por. np. Łyziak, 2002; Kokoszcyński et al., 2002), analizie poddano także jego reakcje na ortogonalne szoki we wszystkich równaniach. Ponieważ model nie ma wyrażonej *explicite* formy struk-

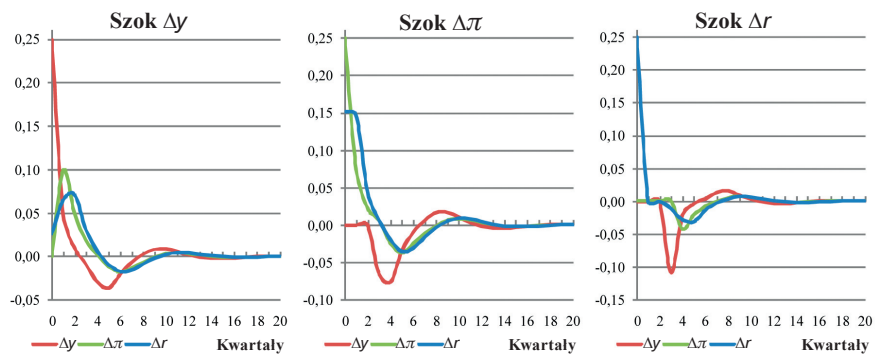
²⁶ Oprócz testów zamieszczonych w tabeli 6 dodatkowo przeprowadzono także testy Breuscha-Pagana-Godfrey'a oraz Harveya. W obydwu przypadkach hipoteza zerowa o homoskedastyczności reszt została przyjęta na pięcioprocentowym poziomie istotności.

²⁷ *P-value* testu, w którym hipotezą zerową jest diagonalność macierzy wariancji-kowariancji z tabeli 7, wynosi 0,307.

turalnej, a jego estymacji dokonano na zmiennych w pierwszych przyrostach²⁸ bez nakładania jakichkolwiek długookresowych restrykcji, uwagę skupiono na właściwościach krótkookresowych modelu. Ze względu na swój *stricte* empiryczny charakter oraz krótką próbę model w estymowanej formie nie powinien bowiem stanowić podstawy do wnioskowania o zachowaniu gospodarki w długim okresie²⁹.

W związku z powyższym przy wykorzystaniu propozycji Huh i Lee (2002), jako horyzont symulacji modelu przyjęto okres 20 kwartałów. W warunkach polskich znajduje to tym głębsze uzasadnienie, że 5 lat to także perspektywa, w której oczekiwania inflacyjne zbiegają do inflacji rzeczywistej, a szoki ulegają stopniowemu wygaszaniu (Łyziak, 2002).

Rysunek 1. Reakcja modelu referencyjnego na szoki w zmiennych Δy , $\Delta\pi$ oraz Δr o 0,25 pkt proc.



Źródło: opracowanie własne.

Przeprowadzone symulacje (por. rysunek 1) pokazują, że model reaguje wzorcowo – w sensie jakościowym – na wszystkie aplikowane impulsy (por. Łyziak, 2002; Kokoszcyński et al., 2002) oraz wykazuje zbieżność z podstawowymi stylizowanymi faktami dotyczącymi mechanizmu transmisji monetarnej w krótkim okresie (por. Favero, 2002, rozdz. 6).

Podsumowując, przedstawiony w niniejszym podrozdziale model referencyjny łącznie solidny fundament pod budowę nieliniowego modelu mechanizmu transmisji monetarnej. Zgodnie z przedstawioną metodyką modelowania (por. podrozdział 2.2.) kolejnym krokiem (podrozdział 2.4) jest rozszerzenie przyjętego modelu referencyjnego o komponenty nieliniowe. W rozdziale 3 model ten posłuży również jako naturalny punkt wyjścia do obserwacji poczynionych na podstawie symulacji finalnego modelu nieliniowego.

2.4. Model finalny

Podobnie jak Weise (1999), Holmes i Wang (2000) oraz Telatar i Hasanov (2006) autor przyjął, że modelowanie nieliniowego mechanizmu transmisji monetarnej następuje na podstawie rozwinięcia liniowego modelu referencyjnego o komponenty wygładzonego logistycznie przejścia (LST). Standardowy jednorównaniowy model autoregresyjny tej klasy (LSTAR) przyjmuje postać (por. Kratzig, 2005):

$$z_t = \varphi'x_t + \theta'x_tG(\gamma, c_k, s_t) + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

²⁸ W modelach VAR dotyczących polityki pieniężnej analizie poddaje się najczęściej zmienne wyrażone – z wyjątkiem stopy procentowej – w logarytmach (por. np. Favero, 2002, rozdz. 6). Zmienne te zwykle cechuje niestacjonarność, która w modelach liniowych nie jest tak poważnym problemem, jak w przypadku modeli nieliniowych z komponentami wygładzonego logistycznie przejścia (LST) (por. przypis 21).

²⁹ Analizę gospodarki polskiej także z uwzględnieniem jej reakcji na impulsy w długim okresie (do 20 lat) zawiera praca prezentująca model NECMOD, który jest podstawą projekcji Narodowego Banku Polskiego (Budnik et al., 2009 oraz http://nbp.pl/home.aspx?f=/polityka_pieniezna/dokumenty/raport_o_inflacji.html).

$$G(\gamma, c_k, s_i) = (1 + \exp\{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_i - c_k)\})^{-1} \quad (2.2)$$

gdzie:

- z_t – zmienna objaśniana,
- φ – wektor parametrów liniowej części modelu (modelu referencyjnego),
- x_t – wektor zmiennych objaśniających łącznie z opóźnieniami zmiennej objaśnianej,
- θ – wektor parametrów nieliniowej części modelu,
- $G(\cdot)$ – funkcja wygładzonego logistycznie przejścia ($\in [0;1]$),
- K – liczba przejść,
- γ – parametr wygładzenia ($\gamma > 0$),
- c_k – parametr położenia,
- s_i – zmienna przejścia (nie musi należeć do wektora x_t),
- ε_t – składnik losowy o rozkładzie normalnym

Niewątpliwą zaletą modelowania za pomocą metodyki LSTAR jest to, że cechuje ją wysoka elastyczność aplikacji oraz możliwość uwzględnienia relatywnie szerokiej klasy kształtów nieliniowości. Ponadto metodyka ta nawiązuje do teorii ekonomii, a szczególnie do teorii cyklu koniunkturalnego (por. Terasvirta, Anderson, 1992), dzięki czemu nieliniowości w modelu łatwiej nadać odpowiednią analityczną formę.

W modelach LSTAR zakłada się, że w gospodarce mogą istnieć pewne specyficzne reżimy³⁰, w ramach których nieco inaczej przebiegają procesy ekonomiczne. Innymi słowy, reakcja gospodarki na różnego rodzaju impulsy może zależeć np. od fazy cyklu koniunkturalnego, wysokości inflacji lub tego, czy prowadzona polityka pieniężna ma w danym okresie charakter restrykcyjny czy ekspansywny. Inaczej jednak niż w modelach przełącznikowych Markova lub modelach z efektami progowymi, przejście między reżimami może następować płynnie, bowiem jego tempo zależy od parametru wygładzenia γ .

Przy modelowaniu polityki pieniężnej wyboru potencjalnych zmiennych przejścia można dokonać na podstawie teoretycznych i empirycznych przesłanek nieliniowości, które przedstawiono w rozdziale 1. Bazując na nich, a także na pracach, które napisali Weise (1999), Holmes i Wang (2000) oraz Telatar i Hasanov (2006), autor zdecydował się na możliwie szeroki zbiór, składający się z 36 potencjalnych zmiennych przejścia (s_i): Δy_{t-i} , $\Delta_2 y_{t-i}$, $\Delta_4 y_{t-i}$, $\Delta \pi_{t-i}$, $\Delta_2 \pi_{t-i}$, $\Delta_4 \pi_{t-i}$, Δr_{t-i} , $\Delta_2 r_{t-i}$ i $\Delta_4 r_{t-i}$ dla $i = 1, \dots, 4$.

Ponieważ estymacja modeli LSTAR nie została dotąd wystarczająco dobrze oprogramowana w najpopularniejszych pakietach statystyczno-ekonometrycznych³¹, uzyskanie wiarygodnych oszacowań wymaga za każdym razem zindywidualizowanego podejścia. o ile bowiem potencjalnie można oszacować parametry modelu już w pierwszym kroku – nieliniową metodą najmniejszych kwadratów – o tyle w praktyce zadanie to trudno zrealizować ze względu na komplikacje natury techniczno-numerycznej. Jak podają Huh i Lee (2002), szczególnie często występują problemy z konwergencją, bowiem oszacowania parametrów γ i c_k są od siebie zależne. Wobec tego dylematu Holmes i Wang (2000) usta-

³⁰ W modelach LSTAR liczba reżimów zależy od ilości zmiennych przejścia. Standardowo przyjmuje się, że w ramach jednego równania występuje jedna zmienna przejścia z liczbą przejść równą 1 lub 2 (por. Kratzig, 2005). Autor nie spotkał się w literaturze dotyczącej polityki pieniężnej z przypadkiem, aby jedno równanie zawierało więcej niż jeden komponent nieliniowy lub więcej niż jedno przejście. Prawdopodobnie związane jest to z wciąż stosunkowo słabo rozwiniętą teorią statystyczną, która umożliwiałaby wiarygodne testowanie zależności nieliniowych oraz z problemami natury techniczno-numerycznej związanymi z szacowaniem tak rozbudowanych równań nieliniowych w małych próbkach.

³¹ W niniejszej pracy podjęto liczne próby estymacji modelu z wykorzystaniem pakietu JMulti, w którym oprogramowano estymację modeli LSTAR. Niemniej jednak, ze względów techniczno-numerycznych oraz małej elastyczności oprogramowanych procedur, próby te zakończyły się niepowodzeniem.

lają parametr c_k na poziomie wartości średniej dla danej zmiennej przejścia, a parametr γ estymują wykorzystując metodę największej wiarygodności. Weise (1999) ustala wartość parametru c_k jako równą 0 i estymuje model klasyczną metodą najmniejszych kwadratów, kalibrując parametr γ . Huh i Lee (2002) stosują podobną metodę, z tym że dopuszczają, aby wartość parametru c_k należała do określonego przedziału $(-3;3)$ lub $(-2;2)$ z zadaniem krokiem 0,2. Telatar i Hasanov (2006) dokonują natomiast wstępnej kalibracji parametrów γ i c_k szacując model klasyczną metodą najmniejszych kwadratów, a następnie wykorzystują uzyskane wartości γ i c_k jako punkty startowe dla estymacji nieliniową metodą najmniejszych kwadratów.

We wszystkich cytowanych w powyższym akapicie pracach estymowane są modele wielorównaniowe. Ze względu na przyjętą tam metodykę modelowania LSTVAR lub LSTVECM, komponent logistycznie wygładzonego przejścia $G(\gamma, c_k, s_t)$ przyjmuje w każdym równaniu dokładnie taką samą postać, a wektory θ z kolejnych równań (czyli macierz Θ) nie zawierają elementów z założenia zerowych. W konsekwencji, choć w modelach tych występuje tylko jedna zmienna przejścia (s_t) i jedno przejście ($K = 1$), estymacji – w zależności od przyjętej struktury opóźnień – wymaga nawet kilkadziesiąt parametrów. Ponieważ oszacowania większości z nich nie różnią się istotnie statystycznie od zera, można oczekiwać, że uzyskane estymatory cechuje niska efektywność³².

W związku z tym, a także przez wzgląd na stosunkowo krótki szereg polskich danych, w niniejszym badaniu zdecydowano się na bardziej elastyczną – ale i bardziej pracochłonną – procedurę uzyskania oszacowań modelu:

- (1) Wszystkie równania z tabeli 5 rozszerzone o komponenty nieliniowe estymowano osobno, dopuszczając inną specyfikację funkcji $G(\gamma, c_k, s_t)$.
- (2) Poprzez indywidualną analizę każdej zmiennej objaśniającej z każdego równania dopuszczono, aby wektory θ z kolejnych równań zawierały elementy zerowe.
- (3) Dla wszystkich potencjalnych zmiennych przejścia dokonano wstępnych estymacji modelu LSTAR z jednym przejściem klasyczną metodą najmniejszych kwadratów, kalibrując parametry γ i c_k .
- (4) Na potrzeby kalibracji przyjęto, że $\gamma \in [0; 100]$ z krokiem 1, a $c_k \in [-5; 5]$ z krokiem 0,1. Osobnych kalibracji dokonano dla $c_k^- \in [-5; 0]$ i $c_k^+ \in (0; 5]$.
- (5) Dla każdej zmiennej objaśniającej z każdego równania wybrano 5 zmiennych przejścia, dla których oszacowania implikowały najmniejszą sumę kwadratów reszt.
- (6) Dla wszystkich przypadków z (5) klasyczną metodą najmniejszych kwadratów oszacowano model z dwoma przejściami, kalibrując parametry γ , c_k^- oraz c_k^+ .
- (7) Zgodnie z wykorzystaniem kryterium Schwartza (SIC) wszystkim przypadkom z (5) przypisano specyfikację z jednym lub z dwoma przejściami.
- (8) Dla każdej zmiennej objaśniającej z każdego równania wybrano tę specyfikację z (7), która implikowała najmniejszą sumę kwadratów reszt.
- (9) Zgodnie z kryterium Schwartza (SIC) dla każdego równania dobrano odpowiednią liczbę komponentów nieliniowych wyspecyfikowanych zgodnie z (8), przy czym pozostawiono co najmniej jeden komponent nieliniowy.
- (10) Wszystkie równania wyestymowano osobno nieliniową metodą najmniejszych kwadratów, skalibrowane wartości parametrów γ , c_k^- oraz c_k^+ zostały przyjęte jako wartości startowe.

³² W przypadku dwóch prekursorskich prac (Weise (1999) oraz Holmes i Wang (2000)) do zwiększenia nieefektywności, a prawdopodobnie także do pojawienia się pewnego obciążenia estymatorów, przyczynia się arbitralny sposób ustalenia wartości parametru c_k .

Równania modelu finalnego poddane ostatecznej estymacji przyjęły postać (krok 10):

$$\Delta y_t = \alpha_y \Delta y_{t-1} + \beta_y \Delta r_{t-3} + \rho_y \Delta y_{t-1} (1 + \exp\{-\gamma_y (\Delta_4 y_{t-1} - c_{y,1}) (\Delta_4 y_{t-1} - c_{y,2})\})^{-1} \quad (2.3)$$

$$\Delta \pi_t = \alpha_\pi \Delta y_{t-1} + \beta_\pi \Delta \pi_{t-1} + \rho_\pi \Delta \pi_{t-1} (1 + \exp\{-\gamma_\pi (\Delta_2 \pi_{t-1} - c_{\pi,1})\})^{-1} \quad (2.4)$$

$$\Delta r_t = \alpha_r \Delta y_t + \beta_r \Delta \pi_t + \delta_r \Delta \pi_{t-1} + \rho_r \Delta \pi_t (1 + \exp\{-\gamma_r (\Delta_4 \pi_{t-1} - c_{r,1})\})^{-1} \quad (2.5)$$

Wyniki estymacji równań (2.3)–(2.5) nieliniową metodą najmniejszych kwadratów³³ oraz implikowany kształt funkcji przejścia przedstawiono w tabeli 8.

Tabela 8. Wyniki estymacji modelu finalnego

	α	β	δ	ρ	γ	c_1	c_2	\bar{R}^2	SIC
Δy_t	0,6170 [0,000]	-0,3162 [0,002]		-0,9752 [0,000]	40 –	3,1 –	-4,2 –	0,505	2,590
$\Delta \pi_t$	0,4235 [0,001]	-0,2281 [0,599]		0,7369 [0,135]	2,8229 [0,813]	-3,8096 [0,001]		0,394	2,527
Δr_t	0,0116 [0,873]	2,0336 [0,001]	0,3405 [0,000]	-1,6080 [0,012]	1,4903 [0,283]	-4,4091 [0,000]		0,784	1,628

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Rysunek 2 pokazuje, że problemy numeryczne z oszacowaniem równania (2.3) nieliniową metodą najmniejszych kwadratów mogły wynikać z implikowanego kształtu funkcji logistycznej, zgodnie z którym – w równaniu aktywności gospodarczej – przejście między reżimami następuje natychmiast³⁴. Zmienną przejścia stanowi w tym przypadku $\Delta_4 y_{t-1}$, a więc zachowanie zmiennej Δy_t zależy od tempa zmian aktywności gospodarczej. Otrzymane wyniki – w połączeniu z oszacowanymi wartościami parametrów α_y oraz ρ_y – należy interpretować w ten sposób, że gdy dynamika wzrostu gospodarczego jest znacząco większa (o 3,1 pkt proc.) lub mniejsza (o 4,1 pkt proc.) niż rok wcześniej, należy spodziewać się odpowiednio jej spowolnienia lub przyspieszenia, a więc odwrócenia wcześniejszej tendencji.

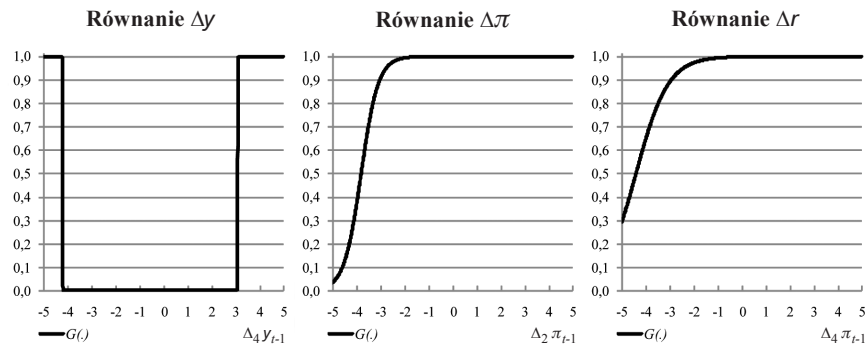
W równaniach (2.4) i (2.5) dla których oszacowane funkcje przejścia wykazują łagodniejszy kształt, zachowanie zmiennych $\Delta \pi_t$ i Δr_t zależy z kolei od tempa zmian stopy inflacji ($\Delta_2 \pi_{t-1}$ i $\Delta_4 \pi_{t-1}$). Przy uwzględnieniu oszacowania parametrów β_π oraz ρ_π oznacza to, że silnie spadającą inflacją cechuje zdecydowanie mniejsza inercja niż inflację stabilną lub silnie rosnącą. Oszacowania parametrów β_r oraz ρ_r wskazują natomiast, że jedną z przyczyn tego zjawiska może być chęć uniknięcia przez władze monetarne deflacji, bowiem gdy inflacja³⁵ spada gwałtownie, to stopy procentowe reagują silniej niż przy jej równie nagłym wzroście.

³³ Pomimo podania wartości startowych równania (2.3) nie udało się oszacować nieliniową metodą najmniejszych kwadratów ze względu na problemy numeryczne. Stąd wartości oszacowań podane w tabeli 8 pochodzą z estymacji równania (2.3) klasyczną metodą najmniejszych kwadratów i kalibracji parametrów γ , c_1 oraz c_2 . W konsekwencji dla kalibrowanych parametrów nieznane są poziomy istotności.

³⁴ Równanie (2.3) można więc byłoby oszacować jako klasyczny model z efektami progowymi.

³⁵ Należy zauważyć, że w analizowanej próbie czasowej występuje okres silnej dezinflacji (lata 1999–2003), natomiast nie występuje okres równie silnego wzrostu inflacji. Stąd, przedstawione porównanie ma charakter hipotetyczny.

Rysunek 2. Implikowany kształt funkcji przejścia w modelu finalnym



Źródło: opracowanie własne.

Testy diagnostyczne reszt z tabeli 9 wskazują, że rozszerzenie modelu referencyjnego o komponenty nieliniowe przyczyniło się do pogorszenia własności reszt w równaniu Δr_t . Na pięcioprocentowym poziomie istotności test Jarque'a-Bery odrzuca hipotezę zerową o normalności ich rozkładu, a test White'a hipotezę o ich homoskedastyczności. Dzięki dodatkowo przeprowadzonej analizie (por. załącznik 2) można jednak – z pewną dozą ostrożności – przyjąć, że składniki losowe z równania (2.5) pochodzą z rozkładu normalnego, a problem heteroskedastyczności reszt – o ile rzeczywiście występuje – nie wpływa znacząco na wyniki estymacji przedstawione w tabeli 8. Podobnie, ponowna estymacja równania (2.4) z wykorzystaniem poprawki Neweya-Westa (por. załącznik 3) ujawniła, że ewentualne niespełnienie założenia o braku autokorelacji reszt³⁶ nie przyczynia się do istotnej zmiany wyników oszacowań.

Tabela 9. Wartości *p-value* dla testów diagnostycznych reszt z modelu finalnego

	H_0 : normalność rozkładu		H_0 : brak autokorelacji		H_0 : homoskedastyczność					
	Jarque-Bera	F	Breusch-Godfrey (8 opóźnień)		ARCH (8 opóźnień)		White			
			F	χ^2	F	χ^2	no cross-terms		cross-terms	
							F	χ^2	F	χ^2
Δy_t^*	0,6171		0,6867	0,7425	0,8476	0,7938	0,6316	0,8236	0,8090	0,9830
$\Delta \pi_t$	0,2767		0,0487	0,0413	0,7537	0,6895	0,5401	0,5045	0,6802	0,6079
Δr_t	0,0030		0,7790	0,9456	0,9685	0,9494	0,0187	0,0276	0,0056	0,0479

* Liczba stopni swobody w testach uwzględnia także kalibrowane parametry.

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Podobnie jak w liniowym modelu referencyjnym, także macierz wariancji-kowariancji reszt z modelu finalnego cechuje diagonalność tak w świetle hipotez jednostkowych (por. tabela 10), jak i hipotezy łącznej³⁷. Stąd, również w modelu finalnym nie występuje istotny statystycznie problem współzależności, a model ten można poddać analizie szokowej bez konieczności dodatkowej ortogonalizacji reszt.

³⁶ Na pięcioprocentowym poziomie istotności hipoteza zerowa o braku autokorelacji zostaje odrzucona, niemniej jednak obniżenie poziomu istotności o niecały punkt procentowy pozwala ją już zaakceptować.

³⁷ *P-value* testu, w którym hipotezą zerową jest diagonalność macierzy wariancji-kowariancji z tabeli 10, wynosi 0,203.

Tabela 10. Macierze wariancji-kowariancji oraz korelacji reszt z modelu finalnego

	Macierz wariancji-kowariancji			Macierz korelacji		
	$e_{\Delta y}$	$e_{\Delta \pi}$	$e_{\Delta r}$	$e_{\Delta y}$	$e_{\Delta \pi}$	$e_{\Delta r}$
$e_{\Delta y}$	0,4519			1		
$e_{\Delta \pi}$	-0,0631	0,4775		-0,1358 [0,3910]	1	
$e_{\Delta r}$	0,0216	0,0090	0,1643	-0,0793 [0,6177]	-0,0321 [0,8401]	1

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie Stata 10.

Najważniejsze dla niniejszej pracy testy (por. tabela 11) wyraźnie odrzucają liniową specyfikację modelu referencyjnego z tabeli 5 na korzyść nieliniowego modelu finalnego z tabeli 8. Hipoteza o liniowości modelu została odrzucona na poziomie poszczególnych równań, a także jego całości. Wynika z tego zatem, że polski mechanizm transmisji monetarnej odznacza się istotną nieliniowością, która obejmuje zarówno samą propagację impulsu monetarnego na sferę realną gospodarki, jak i reakcję banku centralnego na aktywność gospodarczą oraz inflację (por. podrozdział 2.1).

Tabela 11. *P-value* testów na nieliniowość modelu finalnego

Test	Statystyka	H_0 : liniowość			model
		Δy_t	$\Delta \pi_t$	Δr_t	
Granger, Terasvirta (1993)*	χ^2	0,0004	0,0073	0,0000	
	F	0,0011	0,0107	0,0002	
Weise (1999)	χ^2				0,0012

* Za Huh i Lee (2002): Granger C.W.J., T. Terasvirta (1993). *Modelling nonlinear economic relationships*. Oxford University Press, Oxford 1993.

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

W związku z powyższym, poprzez wykrycie i weryfikację nieliniowości występujących w polskim mechanizmie transmisji monetarnej, w rozdziale 2 udało się zrealizować podstawowy cel badawczy niniejszej pracy. Dokładniejszą symulacyjną analizę modelu finalnego za szczególnym uwzględnieniem wzorców nieliniowości w polskim mechanizmie transmisji monetarnej oraz ich implikacji dla polityki pieniężnej przeprowadzono w rozdziale 3.

3

Implikacje oszacowanego modelu dla polityki pieniężnej

3.1. Niepewność mechanizmu transmisji monetarnej

W ramach liniowego mechanizmu transmisji monetarnej wystandaryzowana skalarne reakcja gospodarki na szok danego typu nie zależy od jego wielkości, znaku ani otoczenia makroekonomicznego, które mu towarzyszy. Stąd, efekty zaburzeń losowych łatwo zidentyfikować, bowiem ich wpływ na gospodarkę jest znany i zdeterminowany, zanim zdążą się one całkowicie zmaterializować. Ponieważ w praktyce dysponuje się oszacowaniami, a nie prawdziwymi wartościami parametrów, niepewność dotyczy jedynie stochastycznej natury modelu mechanizmu transmisji monetarnej (a nie mechanizmu transmisji monetarnej jako takiego). W konsekwencji, w szokowej analizie modelu konieczne jest posługiwanie się wartością oczekiwaną efektów zaburzeń losowych, która jednak może mieć charakter bezwarunkowej odpowiedzi modelu na impuls, jak ma to zwykle miejsce w modelach VAR.

W nieliniowym modelu mechanizmu transmisji monetarnej niepewność może natomiast tkwić w jego strukturze, a więc w samym mechanizmie transmisji monetarnej. Wówczas efekty zaburzeń losowych nie tylko nie są znane i zdeterminowane *a priori*, ale także ich identyfikacja wymaga innego podejścia niż w modelach liniowych. Wystandaryzowany skalarne wpływ szoków na gospodarkę może bowiem zależeć zarówno od ich wielkości, znaku i otoczenia makroekonomicznego w momencie wystąpienia impulsu, jak i warunków gospodarczych w trakcie jego propagacji. W rezultacie analiza efektów zaburzeń losowych z wykorzystaniem zwykłej wartości oczekiwanej i bezwarunkowej odpowiedzi modelu na impuls może okazać się niewykonalna.

Aby przezwyciężyć tego typu trudności, warto skorzystać z koncepcji uogólnionej odpowiedzi na impuls (*generalized impulse response function*) Koopa, Pesarana i Pottera (1996), którą można stosować tak w modelach liniowych, jak i nieliniowych. Metoda ta polega na porównaniu ze sobą prognoz modelu – jedna uwzględnia wystąpienie dla jednorazowego szoku danego typu, druga nie zakłada takiego scenariusza. Matematycznie uogólniona odpowiedź modelu na impuls opiera się na różnicy dwóch warunkowych wartości oczekiwanych:

$$UOI_x(n, v_t, \omega_{t-1}) = E[x_{t+n} | v_t, \omega_{t-1}] - E[x_{t+n} | \omega_{t-1}] \quad (3.1)$$

gdzie:

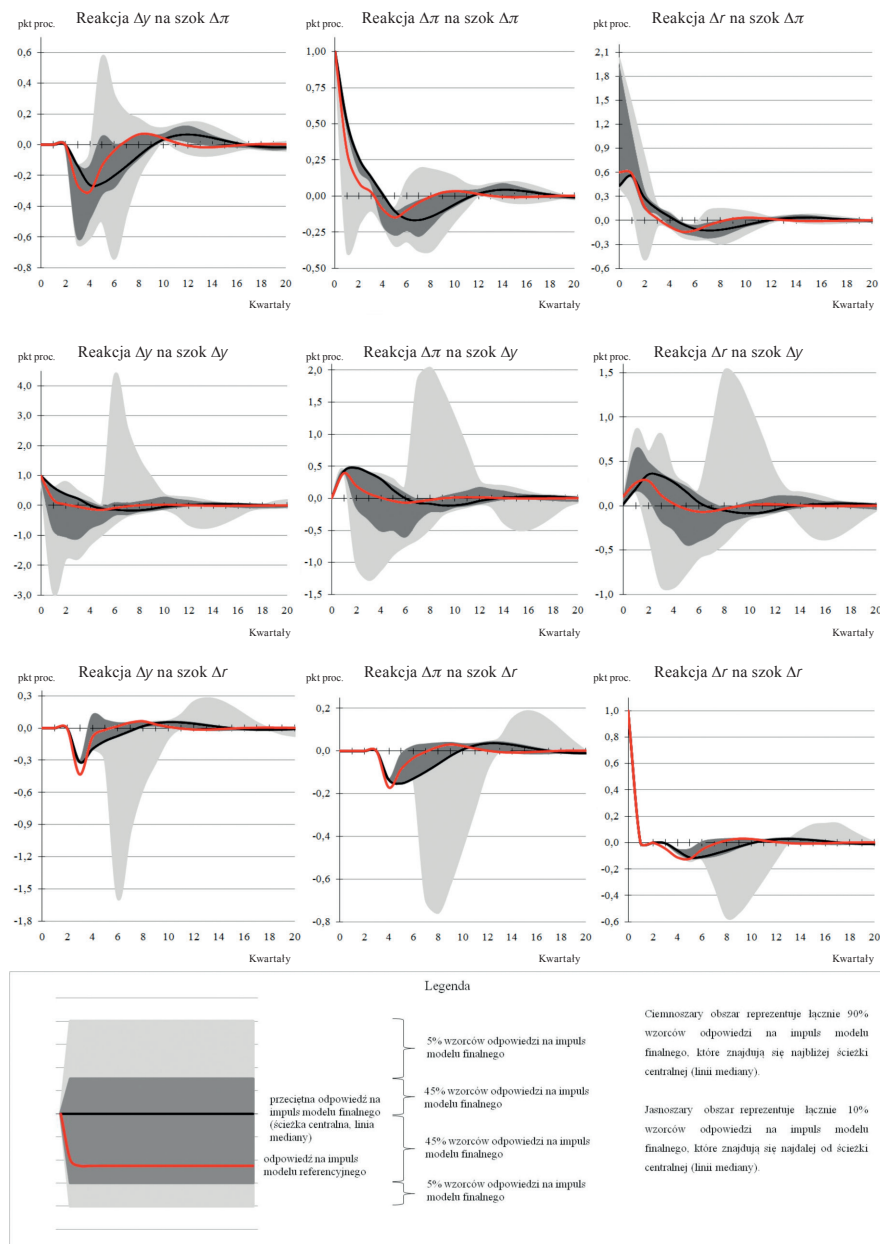
- UOI – uogólniona odpowiedź na impuls,
- x – zmienna, której reakcja poddawana jest analizie,
- n – horyzont analizy,
- v_t – aplikowany jednorazowo szok,
- ω_{t-1} – historyczne lub startowe wartości zmiennych w modelu,
- $E[.]$ – warunkowa wartość oczekiwana.

Model finalny (przy wykorzystaniu wzoru (3.1.)) poddano symulacyjnej analizie szokowej w horyzoncie 20 kwartałów ($n = 20$) od momentu wystąpienia impulsu. Ponieważ, jak wspomniano, reakcja nieliniowego modelu mechanizmu transmisji monetarnej na

zadany szok może zależeć od otoczenia makroekonomicznego w czasie jego propagacji, uogólnioną odpowiedź na impuls policzono osobno dla każdej obserwacji z próby z okresu od II kw. 1999 r. do III kw. 2009 r.³⁸. Mając na uwadze wnioski płynące z tzw. krytyki Lucasa (Lucas, 1976), jako szoki Δy , $\Delta \pi$ oraz Δr autor przyjął odpowiadające reszty z modelu. Aby zapewnić porównywalność wyników, wszystkie reakcje modelu wystandaryzowano do jedności, biorąc pod uwagę znak oraz siłę impulsu.

Rezultaty symulacyjnej analizy szokowej modelu finalnego – z uwzględnieniem empirycznej częstości występowania różnych wzorców odpowiedzi na impuls – przedstawiono na rysunku 3. Na wykresach zaznaczono także reakcje referencyjnego modelu liniowego

Rysunek 3. Wystandaryzowana reakcja modelu finalnego oraz modelu referencyjnego na szok Δy , $\Delta \pi$ oraz Δr



Zródło: opracowanie własne.

³⁸ W praktyce procedura ta polegała na stworzeniu prognoz warunkowych modelu dla ruchomego 20-kwartalnego okna.

– jako naturalne punkty odniesienia i porównań. Można zauważyć, że mediany uzyskanych wzorców reakcji na impulsy dla modelu finalnego wykazują względem nich podobny przebieg, niemniej jednak cechuje je większe wygładzenie, a wygaszanie szoków trwa dłużej. Oznacza to, że liniowy model mechanizmu transmisji monetarnej relatywnie dobrze przybliża ścieżkę centralną nieliniowego modelu finalnego, ale przypisuje impulsom monetarnym mniejszą rolę w kształtowaniu cyklu koniunkturalnego. Z punktu widzenia polityki pieniężnej model finalny wymaga więc od władz monetarnych działań wyprzedzających względem tych, które zostałyby podjęte, gdyby bazowano na modelu referencyjnym.

Zaprezentowane wykresy pozwalają spojrzeć na mechanizm transmisji monetarnej także przez pryzmat jego strukturalnej niepewności, która obejmuje reakcje wszystkich zmiennych uwzględnionych w modelu na każdy rodzaj szoków³⁹. W 90% przypadków uzyskane reakcje modelu finalnego znajdują się blisko linii mediany, aczkolwiek przedział wyznaczony przez 5. i 95. percentyl cechuje wyraźna asymetria względem ścieżki centralnej. Na większości wykresów przedział ten rozszerza się do 4.–6. kwartału, po czym zawęża się, aby w okolicach 16.–18. kwartału pokryć się z linią mediany. Skrajne reakcje modelu – opisane na wykresach liniami minimum i maksimum – wykazują podobne własności, ale odchylenie od ścieżki centralnej jest w ich przypadku znacznie większe. W konsekwencji wygaszanie szoków trwa odpowiednio dłużej i przekracza zwykle 20 kwartałów.

Z perspektywy władz monetarnych powyższe obserwacje mają poważny wpływ na praktykę prowadzenia polityki pieniężnej:

- (1) Inaczej niż w liniowym modelu mechanizmu transmisji monetarnej, decyzje banku centralnego mogą nie być w pełni odwracalne, bowiem reakcja gospodarki na impuls o tej samej sile, ale przeciwnym znaku nie musi doprowadzić do pełnej neutralizacji efektów przeciwnego szoku. Stąd błędy w polityce pieniężnej mogą skutkować zbędną i nieodwracalną stratą społeczną, a szoki monetarne są w stanie *per saldo* oddziaływać na dobrobyt nawet wtedy, gdy przeciętnie wynoszą zero.
- (2) Prowadzenie polityki pieniężnej wiąże się z niepewnością co do wpływu na gospodarkę podejmowanych w danym momencie decyzji monetarnych. Niepewność ta ma zarówno wymiar jakościowy, jak i ilościowy, bowiem *a priori* nie jest znana ani struktura czasowa reakcji gospodarki na zadany impuls, ani jego sumaryczny efekt, ani nawet okres, w którym ulegnie on całkowitemu wygaszeniu.
- (3) Niepewność mechanizmu transmisji monetarnej jest tym większa, im mniej wiadomo o warunkach makroekonomicznych, w których odbywa się propagacja impulsu. Jeśli możliwe byłoby formułowanie doskonałych prognoz warunkowych dla scenariusza bezszokowego, niepewność redukowalaby się do przypadku liniowego i związana byłaby jedynie ze stochastyczną naturą modelu mechanizmu transmisji monetarnej.

Przedstawione spostrzeżenia (1)–(3) prowadzą do wniosku, że władze monetarne powinny dysponować możliwie najszerszym zasobem informacyjnym, który ograniczałby niepewność związaną z nieliniowościami w mechanizmie transmisji monetarnej. W związku z tym politykę pieniężną powinni prowadzić eksperci, których wiedza, doświadczenie i intuicja pozwalałyby na pełne i efektywne wykorzystanie informacji dostępnych w momencie podejmowania decyzji, a także zapewniałyby polityce pieniężnej pełną i stałą w czasie wiarygodność⁴⁰. Ponadto pożądane byłoby, aby prognozy tworzone na potrzeby

³⁹ Należy pamiętać, że ze względu na stosunkowo małą liczbę obserwacji (42) uzyskane empiryczne częstości występowania różnych wzorców odpowiedzi na impuls należy traktować z pewną dozą ostrożności. Stąd także niepewność dotycząca stochastycznej natury nieliniowego modelu mechanizmu transmisji monetarnej jest większa niż w przypadku liniowym.

⁴⁰ Jak pokazuje badanie Alicchiego et al. (2009) zmieniająca się w czasie wiarygodność polityki pieniężnej znacząco utrudnia jej prowadzenie i może być źródłem istotnych nieliniowości w mechanizmie transmisji monetarnej.

prowadzenia polityki pieniężnej miały charakter warunkowy i wielowariantowy oraz zawierały informacje o niepewności, np. w postaci bilansu ryzyk i szacowanych prawdopodobieństw odchylenia od scenariusza bazowego. Co ważne, prognozy te pozwalałyby nie tylko redukować niepewność dotyczącą bieżących decyzji monetarnych, ale również umożliwiałyby lepszą ocenę skutków przeszłych działań polityki pieniężnej. Należy zauważyć, że wiele z zaproponowanych rozwiązań znajduje faktyczne zastosowanie w działaniach banków centralnych, w tym Narodowego Banku Polskiego.

3.2. Skuteczność wpływu polityki pieniężnej na inflację

Zgodnie z art. 3. Ustawy o Narodowym Banku Polskim (Dz.U. 1997 Nr 140 poz. 938 z późniejszymi zmianami) podstawowym celem działalności NBP jest utrzymanie stabilnego poziomu cen. Z operacyjnego punktu widzenia właściwa realizacja zobowiązań ustawowych wymaga choćby przybliżonej znajomości ilościowego wpływu decyzji z zakresu polityki pieniężnej na inflację. Jako że podstawowym instrumentem polityki pieniężnej jest obecnie krótkoterminowa stopa procentowa, kwestię tę można w uproszczeniu sprowadzić do pytania o to, jak duże zmiany stopy inflacji mogą wywołać zmiany w poziomie stóp procentowych.

Często stosowanym miernikiem wpływu polityki pieniężnej na inflację jest wystandaryzowana różnica między stopą inflacji dla scenariusza, w którym występuje impuls monetarny, a stopą inflacji dla bazowego scenariusza bezszokowego w przyjętym punkcie czasu (por. np. Weise, 1999; Huh i Lee, 2002). Z zachowaniem wcześniej wprowadzonych oznaczeń miarę tę można zapisać przy wykorzystaniu uogólnionej odpowiedzi na impuls:

$$(100 * UOI_{\pi}(n, e_{\Delta r, t}, \omega_{t-1})) / e_{\Delta r, t} \quad (3.2)$$

Należy jednak zauważyć, że takie ujęcie kwestii wpływu polityki monetarnej na inflację pomija okres przejściowy i uwzględnia stopę inflacji wyłącznie w jednym punkcie czasowym n . Miara opisana równaniem (3.2) nie pozwala więc na faktyczną analizę skuteczności wpływu polityki pieniężnej na inflację, bowiem nie bierze pod uwagę ścieżki dostosowawczej, a tylko jej punkt końcowy. Stąd, zdaniem autora niniejszej pracy, bardziej adekwatnym sposobem pomiaru skuteczności oddziaływania polityki monetarnej na inflację jest proponowany w równaniu (3.3) współczynnik *inf*, który uwzględnia skumulowany wpływ impulsu stopy procentowej na stopę inflacji w każdym z okresów od 0 do n :

$$inf = (100 * \sum_{i=0}^n UOI_{\pi}(i, e_{\Delta r, t}, \omega_{t-1})) / e_{\Delta r, t} \quad (3.3)$$

Wedle przeprowadzonych symulacji w liniowym modelu referencyjnym współczynnik ten dla horyzontu 20 kwartałów jest stały i wynosi około -3,94. Oznacza to, że według modelu referencyjnego – niezależnie od pozostałych czynników – istnieje trwała relacja wymienna między poziomem stóp procentowych a stopą inflacji, zgodnie z którą na 1 pkt proc. zmiany w poziomie stóp procentowych przypada w horyzoncie 20 kwartałów skumulowana zmiana stopy inflacji o 3,94 pkt proc. w przeciwną stronę.

Relacja oszacowana powyżej kwantyfikuje w ogólny sposób wpływ polityki pieniężnej na inflację, ale liniowy model referencyjny czyni przy tym założenie, że relacja ta ma charakter stały. Dzięki temu można z dużą łatwością ocenić, jak wysokie powinny być łączne zmiany stóp procentowych, aby w określonym horyzoncie czasowym sprowadzić wartość oczekiwaną stopy inflacji do pożądanego poziomu. Z drugiej jednak strony, przesłanki teoretyczne i empiryczne, które przedstawiono w rozdziale 1, pozwalają przypuszczać, że obraz ten jest zbyt uproszczony i oszacowana relacja może nie mieć uniwersalnego zastosowania w prowadzeniu polityki pieniężnej. Skuteczność wpływu polityki monetarnej na inflację może bowiem zależeć od takich czynników, jak (por. podrozdział 2.1):

- (1) charakter impulsu monetarnego (restrykcyjny lub ekspansywny);
- (2) siła impulsu monetarnego;

- (3) faza prowadzonej polityki pieniężnej (zacieśnianie, rozluźnianie lub stabilizacja);
 (4) otoczenie makroekonomiczne, a zwłaszcza faza cyklu koniunkturalnego.

W związku z powyższym nieliniowy model finalny mechanizmu transmisji monetarnej pozwala trafniej wnioskować o skuteczności wpływu polityki pieniężnej na inflację niż referencyjny model liniowy. Zgodnie z wynikami symulacji modelu finalnego 90% uzyskanych oszacowań⁴¹ współczynnika *inf* dla horyzontu 20 kwartałów znalazło się w przedziale od -7,85 do -7,36. Zatem z modelu finalnego można wyczytać, że polityka monetarna oddziałuje na inflację blisko dwa razy skuteczniej niż wynika to z referencyjnego modelu liniowego. Otrzymane zróżnicowanie oszacowań daje natomiast pewną podstawę do zweryfikowania wpływu czynników (1)–(4) na skuteczność oddziaływania polityki pieniężnej na inflację. W tym celu, analogicznie do sposobu, w jaki przeprowadził to m.in. Weise (1999), policzono średnie wartości współczynnika *inf* w wybranych przekrojach, a dodatkowo przeprowadzono serię testów na równość średnich (por. tabela 12).

Tabela 12. Skuteczność wpływu impulsu stopy procentowej na stopę inflacji w horyzoncie 20 kwartałów w wybranych przekrojach

Przekroje	Średnia <i>inf</i>	H_0 : równość średnich			
		t-test	Satterthwaite-Welch t-test	Anova F-test	Welch F-test
$e_{\Delta r} > 0$	-7,642	0,454	0,537	0,454	0,537
$e_{\Delta r} < 0$	-7,662				
$ e_{\Delta r} < \text{mediana}$	-7,668	0,322	0,326	0,322	0,326
$ e_{\Delta r} > \text{mediana}$	-7,644				
$\Delta y < 0$	-7,617	0,003	0,004	0,003	0,004
$\Delta y > 0$	-7,690				
$\Delta_2 y < 0$	-7,624	0,019	0,022	0,019	0,022
$\Delta_2 y > 0$	-7,682				
$\Delta_4 y < 0$	-7,644	0,368	0,390	0,368	0,390
$\Delta_4 y > 0$	-7,667				
$\Delta \pi < 0$	-7,664	0,504	0,510	0,504	0,510
$\Delta \pi > 0$	-7,648				
$\Delta_2 \pi < 0$	-7,671	0,268	0,260	0,268	0,260
$\Delta_2 \pi > 0$	-7,644				
$\Delta_4 \pi < 0$	-7,674	0,119	0,126	0,119	0,126
$\Delta_4 \pi > 0$	-7,637				
$\Delta r = 0$	-7,670	0,080	0,144	0,080	0,144
$\Delta r > 0$	-7,617				
$\Delta r < 0$	-7,670	0,154	0,183	0,154	0,183
$\Delta r_2 = 0$	-7,684				
$\Delta r_2 > 0$	-7,622	0,102	0,019	0,102	0,019
$\Delta r_2 < 0$	-7,674				
$\Delta r_4 = 0$	-7,667	0,366	0,081	0,366	0,081
$\Delta r_4 > 0$	-7,619				
$\Delta r_4 < 0$	-7,679	0,019	0,033	0,019	0,033

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Zaprezentowana tabela pozwala na postawienie następujących wniosków w odniesieniu do punktów (1)–(4):

- (1)–(2) Ani siła, ani charakter impulsu monetarnego nie mają istotnego statystycznie wpływu na skuteczność oddziaływania polityki pieniężnej na inflację. Oznacza to, że – niezależnie od wielkości szoku i jego znaku – skumulowany wpływ polityki pieniężnej na stopę inflacji jest w sensie statystycznym taki sam.

⁴¹ Ponieważ 10% oszacowań wykazywało wysokie oddalenie od średniej, analizie poddano 90% najbardziej typowych obserwacji. Ze względu na małą liczebność próby uwzględnienie obserwacji nietypowych znacząco zaburzało wyniki analizy. W szczególności, ze względu na wysokie odchylenie standardowe w pełnej próbie, niemożliwe byłoby efektywne przeprowadzenie testów na równość średnich.

- (3) Faza prowadzonej polityki pieniężnej jest istotnym statystycznie kryterium skuteczności wpływu polityki pieniężnej na inflację. Okazuje się, że w fazie stabilizacji oraz obniżania stóp procentowych szoki monetarne wywołują przeciętnie większą skumulowaną reakcję inflacji niż w fazie podwyższania stóp procentowych. Oznacza to, że władzom monetarnym trudniej doprowadzić do spadku niż do wzrostu inflacji, a błędy w polityce pieniężnej mogą być bardziej kosztowne, gdy polegają na zbytnej ekspansji monetarnej. Obserwacja ta jest zgodna z wypukłą krzywą Phillipsa i może skłaniać władze monetarne do prowadzenia relatywnie restrykcyjnej polityki pieniężnej (por. podrozdział 1.1).
- (4) Na skuteczność wpływu impulsu monetarnego na inflację w istotny statystycznie sposób wpływa także jego otoczenie makroekonomiczne. Polityka pieniężna wykazuje większą skuteczność oddziaływania na stopę inflacji, gdy wzrost gospodarczy przyspiesza. Z drugiej strony nie ma natomiast wyraźnych przesłanek za tym, że skuteczność wpływu polityki monetarnej na inflację może zależeć od jej dynamiki. Możliwa zależność skuteczności polityki pieniężnej od fazy cyklu koniunkturalnego wykazuje zbieżność z teorią kanału kredytowego polityki pieniężnej (por. podrozdział 1.2)

Reasumując, skuteczność oddziaływania impulsów monetarnych na inflację jest w sensie statystycznym zmienna w czasie i może zależeć od fazy prowadzonej polityki pieniężnej oraz fazy cyklu koniunkturalnego. Nie ma natomiast statystycznych przesłanek, aby twierdzić, że taki wpływ mogą wywierać znak, siła impulsu monetarnego bądź dynamika stopy inflacji. Mimo wszystko warto jednak pamiętać, że oszacowania współczynnika zaprezentowane w niniejszym podrozdziale bazują na modelach *stricte* empirycznych, które nie mają swojej postaci strukturalnej. Stąd prezentowane wyniki należy interpretować z pewną dozą ostrożności.

3.3. Skuteczność wpływu polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą

Art. 3. Ustawy o Narodowym Banku Polskim (Dz.U. 1997 Nr 140 poz. 938 z późniejszymi zmianami) stanowi, że NBP powinien wspierać politykę gospodarczą rządu, o ile nie ogranicza to jego celu podstawowego, czyli dbałości o stabilność cen. Oznacza to m.in., że polski bank centralny powinien brać pod uwagę wpływ swoich decyzji na aktywność gospodarczą. Podobnie więc jak w przypadku stabilności cen, aby wypełniać swą ustawową misję i właściwie prowadzić politykę pieniężną, władze monetarne powinny dysponować oszacowaniami wpływu swoich decyzji na sferę realną gospodarki.

Standardowo przyjętą miarą wpływu polityki monetarnej na aktywność gospodarczą jest skumulowana zmiana poziomu PKB, jaką wywołuje jednostkowy impuls stopy procentowej (por. np. Weise, 1999; Huh i Lee, 2002). W kontekście modeli przedstawionych w niniejszej pracy miarę tę (*akt*) można wyliczyć dzięki wykorzystaniu – oprócz zmiennych z modelu – jednopodstawowego indeksu lub poziomu PKB (*y*):

$$akt = (100\% * \sum_{i=0}^n UOI_y(i, e_{\Delta r, t}, \omega_{t-1})) / (e_{\Delta r, t} * \sum_{i=0}^n E[Y_{t+i} | \omega_{t-1}]) \quad (3.4)$$

$$Y_t = Y_{t-4} * (1 + (y_{t-1} + \Delta y_t) / 100) \quad (3.5)$$

Tak zdefiniowany współczynnik *akt* wyraża wystandaryzowaną procentową różnicę między skumulowanymi w horyzoncie 20 kwartałów poziomami PKB dla scenariusza z impulsem stopy procentowej i scenariusza bazowego, w którym taki impuls nie występuje⁴².

Symulacje dokonane na podstawie referencyjnego modelu liniowego wskazują, że na każdy punkt procentowy zmian w stopie procentowej przypada w horyzoncie 20 kwartałów skumulowana zmiana poziomu PKB o 1,01–1,04% w przeciwną stronę. Oszacowanie ma charakter przedziałowy, bowiem model estymowano na pierwszych różnicach, a równanie (3.5) jest nieliniowym przekształceniem zmiennej endogenicznej Δy_t . W rezultacie relacja (3.4) nie ma charakteru stałego i – inaczej niż współczynnik *inf* – może statystycznie zależeć od wyjściowego tempa wzrostu PKB (y_{t-1}) oraz znaku Δy_t .

Mimo wszystko, jako że to nieliniowy model finalny może pełniej uwzględniać asymetrię w mechanizmie transmisji monetarnej, stanowi on lepszą podstawę do analizy skuteczności wpływu polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą niż model referencyjny. Zgodnie z przeprowadzonymi symulacjami modelu finalnego 90% oszacowań⁴³ współczynnika *akt* wahało się w przedziale od -1,35 do -1,29%. Oznacza to, że także w odniesieniu do aktywności gospodarczej polityka monetarna jest bardziej skuteczna, gdy analizuje się ją przez pryzmat modelu finalnego niż modelu referencyjnego.

Tabela 13. Przeciętny jednostkowy wpływ impulsu stopy procentowej na dobrobyt w horyzoncie 20 kwartałów w wybranych przekrojach

Przekroje	Średnia <i>akt</i>	H ₀ : równość średnich			
		t-test	Satterthwaite-Welch t-test	Anova F-test	Welch F-test
$e_{\Delta r} > 0$	-1,332	0,007	0,064	0,007	0,064
$e_{\Delta r} < 0$	-1,343				
$ e_{\Delta r} < \text{mediana}$	-1,341	0,629	0,631	0,629	0,631
$ e_{\Delta r} > \text{mediana}$	-1,339				
$\Delta y < 0$	-1,337	0,297	0,308	0,297	0,308
$\Delta y > 0$	-1,342				
$\Delta_2 y < 0$	-1,337	0,222	0,234	0,222	0,234
$\Delta_2 y > 0$	-1,342				
$\Delta_4 y < 0$	-1,338	0,261	0,282	0,261	0,282
$\Delta_4 y > 0$	-1,342				
$\Delta \pi < 0$	-1,343	0,091	0,106	0,091	0,106
$\Delta \pi > 0$	-1,336				
$\Delta_2 \pi < 0$	-1,342	0,245	0,221	0,245	0,221
$\Delta_2 \pi > 0$	-1,338				
$\Delta_4 \pi < 0$	-1,340	0,684	0,696	0,684	0,696
$\Delta_4 \pi > 0$	-1,339				
$\Delta r = 0$	-1,343	0,028	0,069	0,028	0,069
$\Delta r > 0$	-1,332				
$\Delta r < 0$	-1,342	0,050	0,089	0,050	0,089
$\Delta r_2 = 0$	-1,346	0,082	0,017	0,082	0,017
$\Delta r_2 > 0$	-1,334	0,066	0,095	0,066	0,095
$\Delta r_2 < 0$	-1,342				
$\Delta r_4 = 0$	-1,347	0,218	0,050	0,218	0,050
$\Delta r_4 > 0$	-1,335	0,073	0,125	0,073	0,125
$\Delta r_4 < 0$	-1,342				

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

⁴² Współczynnik ten można więc interpretować w kategoriach warunkowych zmian dobrobytu.

⁴³ Por. przypis 39.

Podobnie jak w poprzednim podrozdziale dla uzyskanych na podstawie modelu finalnego oszacowań współczynnika *akt* przeprowadzono analizę średnich (por. tabela 13). Na jej podstawie można wyciągnąć następujące (przedstawione według przyjętego schematu interpretacji wyników) wnioski:

- (1) Charakter impulsu monetarnego stanowi istotne statystycznie kryterium skuteczności wpływu polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą, bowiem ekspansywne impulsy monetarne wywołują przeciętnie większą zmianę skumulowanego poziomu PKB w okresie 20 kwartałów niż proporcjonalne impulsy restrykcyjne. Z drugiej jednak strony, obserwacja ta może być artefaktem badawczym i wynikać z własności postępu geometrycznego oraz tego, że model szacowano na przyrostach stóp wzrostu PKB. Stąd, choć obserwacje poczynione w tym zakresie wykazują zgodność np. z wynikami Holmesa i Wanga (2000) oraz Huh i Lee (2002), należy je traktować ostrożnie.
- (2) Siła impulsu monetarnego nie wywiera istotnego statystycznie wpływu na skuteczność oddziaływania polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą.
- (3) Skuteczność wpływu impulsu monetarnego na skumulowany poziom PKB wykazuje, podobnie jak w przypadku inflacji, zależność od fazy prowadzonej polityki pieniężnej, a skuteczność ta jest większa wówczas, gdy polityka monetarna znajduje się w fazie ekspansji lub stabilizacji. Obserwacja ta jest zgodna z wnioskami poczynionymi w punkcie (1) i może oznaczać, że władzom monetarnym łatwiej jest – wykorzystując stopę procentową – pobudzić gospodarkę niż zapobiec jej nadmiernemu przegrzaniu. Wiąże się to również ze spostrzeżeniami sformułowanymi w poprzednim podrozdziale, jakoby błędy wynikające ze zbyt ekspansywnej polityki pieniężnej mogły być trudniejsze do odwrócenia niż błędy polegające na zbyt restrykcyjnej polityce pieniężnej. Stąd uzyskane wyniki można również interpretować jako zgodne z wypukłą krzywą Phillipsa.
- (4) Nie istnieją statystyczne przesłanki, które pozwalałyby twierdzić, że skuteczność wpływu polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą zależy od faz cyklu koniunkturalnego. Ponadto nikłe są również podstawy, aby kwalifikować dynamikę stopy inflacji jako istotne kryterium skuteczności tegoż oddziaływania. W związku z tym otoczenie makroekonomiczne nie wywiera istotnego ilościowego wpływu na propagację impulsu stopy procentowej na sferę realną gospodarki.

Podsumowując – trzeba pamiętać, że zaprezentowane wnioski mogą w pewnej mierze być pochodną tego, że model oszacowano na pierwszych przyrostach stóp wzrostu PKB. Stąd poczynione obserwacje należy traktować raczej jako empiryczne przesłanki za prawdziwością tezy, że skuteczność wpływu polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą może zależeć od różnych czynników, niż formalny dowód takowej zależności.

3.4. Efektywność polityki pieniężnej

Całościowa interpretacja art. 3. Ustawy o Narodowym Banku Polskim (Dz.U. 1997 Nr 140 poz. 938 z późniejszymi zmianami) skłania do stwierdzenia, że o ile władze monetarne dysponują pewną swobodą czasową, która nie zagraża stabilności cen, o tyle decyzje z zakresu polityki pieniężnej powinny być podejmowane wtedy, kiedy ich wprowadzenie jest najbardziej uzasadnione. Innymi słowy, działania nakierowane na obniżenie inflacji powinny skutkować możliwie najmniejszym ograniczeniem aktywności gospodarczej, a te, których celem jest pobudzenie gospodarki – możliwie najmniejszym przyrostem inflacji.

Wygodnym wskaźnikiem, który może służyć za miarę efektywności polityki pieniężnej, jest proponowany współczynnik *efekt*⁴⁴, wykorzystujący wcześniej wprowadzone wskaźniki *akt* oraz *inf*:

$$\text{efekt} = \frac{akt}{inf} \quad (3.6)$$

A zatem, gdy polityka pieniężna ma charakter ekspansywny współczynnik *efekt* powinien być jak najwyższy, zaś gdy charakteryzuje się restrykcyjnością – jak najniższy. Wówczas pobudzenie gospodarki impulsem stopy procentowej wywoływałoby możliwie najmniejszy wzrost inflacji, a obniżanie inflacji skutkowałoby możliwie najmniej dotkliwym ograniczeniem aktywności gospodarczej.

Wyliczenia na podstawie modelu liniowego wskazują, że współczynnik *efekt* wynosi od 0,256 do 0,265, podczas gdy 90% oszacowań⁴⁵ bazujących na modelu finalnym zawiera się w przedziale od 0,169 do 0,178. O ile w przypadku modelu referencyjnego otrzymana rozbieżność wynika wyłącznie ze zróżnicowania wskaźnika *akt*, o tyle dla modelu finalnego jest ono rezultatem wahań zarówno we współczynniku *inf*, jak i *akt*.

W związku z powyższym istotne dla polityki pieniężnej pozostaje zagadnienie, na ile czynniki, które w przypadku nieliniowego modelu finalnego oddziałują na wskaźniki *inf* i *akt*, wpływają także na współczynnik efektywności polityki pieniężnej. W celu udzielenia odpowiedzi na to pytanie, podobnie jak w poprzednich podrozdziałach, przeprowadzono analizę średnich wskaźnika *efekt* w najważniejszych przekrojach (por. tabela 14).

Tabela 14. Przeciętna efektywność polityki pieniężnej w horyzoncie 20 kwartałów w wybranych przekrojach

Przekroje	Średnia efekt	H ₀ : równość średnich			
		t-test	Satterthwaite-Welch t-test	Anova F-test	Welch F-test
$e_{\Delta r} > 0$	0,1745	0,119	0,027	0,119	0,027
$e_{\Delta r} < 0$	0,1754				
$ e_{\Delta r} < \text{mediana}$	0,1749	0,449	0,451	0,449	0,451
$ e_{\Delta r} > \text{mediana}$	0,1753				
$\Delta y < 0$	0,1758	0,012	0,011	0,012	0,011
$\Delta y > 0$	0,1746				
$\Delta_2 y < 0$	0,1756	0,112	0,106	0,112	0,106
$\Delta_2 y > 0$	0,1748				
$\Delta_4 y < 0$	0,1752	0,800	0,807	0,800	0,807
$\Delta_4 y > 0$	0,1751				
$\Delta \pi < 0$	0,1753	0,465	0,453	0,465	0,453
$\Delta \pi > 0$	0,1749				
$\Delta_2 \pi < 0$	0,1751	0,959	0,962	0,959	0,962
$\Delta_2 \pi > 0$	0,1751				
$\Delta_4 \pi < 0$	0,1748	0,146	0,139	0,146	0,139
$\Delta_4 \pi > 0$	0,1755				
$\Delta r = 0$	0,1751	0,920	0,924	0,920	0,924
$\Delta r > 0$	0,1751				
$\Delta r < 0$	0,1751	0,954	0,950	0,954	0,950
$\Delta r_2 = 0$	0,1750				
$\Delta r_2 > 0$	0,1754	0,488	0,387	0,488	0,387
$\Delta r_2 < 0$	0,1750				
$\Delta r_4 = 0$	0,1757	0,537	0,513	0,537	0,513
$\Delta r_4 < 0$	0,1750				
$\Delta r_4 = 0$	0,1757	0,832	0,837	0,832	0,837
$\Delta r_4 > 0$	0,1755				
$\Delta r_4 < 0$	0,1748	0,187	0,163	0,187	0,163

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

⁴⁴ Charemza i Makarova (2005), w ramach dwurównaniowego modelu liniowego, proponują stosowanie prostego wskaźnika, który jest różnicą między inflacją oczekiwaną a inflacją neutralną z punktu widzenia aktywności gospodarczej. Takie podejście wymaga jednak zdefiniowania formy strukturalnej modelu.

⁴⁵ Por. przypis 39.

Zgodnie z przyjętą konwencją na podstawie analizy średnich można sformułować następujące wnioski:

- (1) Znak impulsu monetarnego stanowi istotne statystycznie kryterium wpływające na przeciętną wartość współczynnika *efekt*. Gdy polityka pieniężna ma charakter ekspansywny, współczynnik ten jest większy niż wtedy, gdy jest ona restrykcyjna. W kontekście efektywności polityki pieniężnej obserwację tę należy ocenić pozytywnie, bowiem oznacza ona, że szoki monetarne mogą w długim okresie wywierać pozytywny wpływ na dobrobyt społeczny. Należy jednak równocześnie pamiętać o uwadze poczynionej w poprzednim podrozdziale, zgodnie z którą istnieje ryzyko, że zauważona prawidłowość może być w pewnej mierze artefaktem badawczym, wynikającym z metodyki szacowania modelu.
- (2) Wskaźnik *efekt*, podobnie jak współczynniki *inf* oraz *akt*, nie wykazuje własności, które pozwalałyby przypuszczać, że zależy on istotnie od mocy impulsu monetarnego.
- (3) Pomimo że skuteczność wpływu polityki pieniężnej zarówno na inflację, jak i na aktywność gospodarczą wykazywała przesłanki, które pozwalały przypuszczać jej zależność od fazy prowadzonej polityki pieniężnej, nie istnieją przekonujące dowody statystyczne, które uzasadniałyby analogiczne stwierdzenie w odniesieniu do efektywności polityki pieniężnej. Oznacza to, że zaobserwowane asymetrie zniwelowały się wzajemnie i łącznie nie mają istotnego statystycznie wpływu na efektywność impulsów monetarnych.
- (4) Z przeprowadzonej analizy średnich wynika, że otoczenie makroekonomiczne impulsu monetarnego może wpływać na przeciętną wartość współczynnika *efekt*. Niemniej jednak, jedynym istotnym statystycznym kryterium w tym zakresie jest pierwszy przyrost stopy wzrostu PKB. Zgodnie z otrzymanymi wynikami wskaźnik *efekt* jest mniejszy, gdy dynamika wzrostu gospodarczego przyspiesza, niż wtedy gdy ulega ona wyhamowaniu. Jako że przyspieszony wzrost PKB może wywoływać presję inflacyjną, a jego spowolnienie przyczyniać się do jej zmniejszenia, obserwację tę – podobnie jak w punkcie (1) – należy uznać za korzystną w odniesieniu do praktyki prowadzenia polityki pieniężnej. Jeśli bowiem ekspansywnym impulsom monetarnym towarzyszy zazwyczaj równoczesny spadek dynamiki wzrostu, a impulsom restrykcyjnym jej wzrost, elementy dyskrecjonalne w polityce pieniężnej mogą w długim okresie przyczyniać się do wzrostu dobrobytu społecznego.

Konkludując – efektywność polityki pieniężnej mierzona współczynnikiem *efekt* wykazuje statystyczne własności, które pozwalają oczekiwać, że nie jest ona stała w czasie i może zależeć od charakteru impulsu monetarnego oraz dynamiki wzrostu PKB. Poczynione obserwacje należy jednak traktować, podobnie jak w poprzednich podrozdziałach, jako empiryczne przesłanki asymetrii efektywności polityki pieniężnej, a nie jako ścisłe dowody występowania tegoż zjawiska.

Na koniec rozdziału 3 należy podkreślić, że efekty działań polskich władz monetarnych są trudne do prognozowania. Ponadto przeprowadzone analizy wskazują, że istnieją poważne przesłanki tego, że moment podjęcia decyzji monetarnej wywiera istotny wpływ na jej skuteczność oraz efektywność.

4 Podsumowanie

Niniejsza praca została poświęcona problematyce nieliniowości i asymetrii w polskim mechanizmie transmisji monetarnej w okresie od II kw. 1999 r. do III kw. 2009 r. W rozdziale 1 przedstawiono teoretyczne oraz empiryczne przesłanki ich występowania w poszczególnych równaniach, natomiast w rozdziale 2 wyprowadzono oraz wyestymowano nieliniowy model ekonometryczny. Ze względu na krótką próbę dostępnych danych oraz istnienie bardzo wielu teoretycznych źródeł nieliniowości w mechanizmie transmisji monetarnej, których nie sposób zagnieździć w jednej postaci ogólnej, szacowany model miał charakter *stricte* empiryczny. Ponieważ zidentyfikowane w polskim mechanizmie transmisji monetarnej nieliniowości i asymetrie mają silnie wpływają na praktykę prowadzenia polityki pieniężnej, kwestiom tym poświęcono cały rozdział 3.

Na podstawie przeprowadzonego w niniejszej pracy badania można postawić następujące główne wnioski końcowe:

- (1) Polski mechanizm transmisji monetarnej wykazywał w analizowanym okresie istotną statystycznie nieliniowość, która dotyczyła równania aktywności gospodarczej, inflacji oraz stopy procentowej.
- (2) Otrzymane wyniki można interpretować przez pryzmat niepewności co do efektów działań, jaka towarzyszy władzom monetarnym w momencie podejmowania przez nie decyzji.
- (3) Istnieją statystyczne przesłanki, które pozwalają przypuszczać, że skuteczność impulsu monetarnego względem inflacji i aktywności gospodarczej oraz jego efektywność nie jest stała w czasie i może zależeć od takich czynników jak znak impulsu, faza prowadzonej polityki pieniężnej czy też otoczenie makroekonomiczne. Zidentyfikowane asymetrie wykazują ogólną zgodność z wypukłą krzywą Phillipsa oraz istnieniem kanału kredytowego polityki pieniężnej.
- (4) W konsekwencji problem decyzyjny władz monetarnych nie polega wyłącznie na ustaleniu docelowej wysokości stóp procentowych, ale także na wyborze odpowiedniego momentu podjęcia decyzji. Na podstawie przeprowadzonego badania można oczekiwać, że właściwy harmonogram ogłaszania decyzji z zakresu polityki pieniężnej może w długim okresie pozytywnie oddziaływać na dobrobyt społeczny. Ponadto otrzymane wyniki mogą skłaniać władze monetarne do prowadzenia bardziej restrykcyjnej polityki pieniężnej niż wskazywałby na to liniowy model mechanizmu transmisji monetarnej.

Niniejsza praca jest – wedle wiedzy autora – pierwszym studium nieliniowości i asymetrii w polskim mechanizmie transmisji monetarnej w ogólnie dostępnej literaturze przedmiotu. Stąd jej główna wartość dodana polega na podjęciu tej ważnej dla polityki pieniężnej problematyki oraz poczynieniu pierwszych wniosków badawczych w tym obszarze. W rezultacie zaprezentowane wnioski (1)–(4) niełatwo umiejscowić na tle literatury przedmiotu. Ogólnie wykazują one spójność z wnioskami z prac, które przedstawili Weise (1999), Holmes i Wang (2000) oraz Telatar i Hasanov (2006), niemniej jednak, ponieważ każde z tych badań poświęcono innej gospodarce, trudno o faktyczną porównywalność szczegółowych wyników.

W związku z powyższym przedstawione wnioski należy traktować z pewną dozą ostrożności, tym bardziej że – jak zaznaczono w tekście głównym pracy – mogą one

w pewnej mierze zależęć od przyjętej metodyki modelowania. Ponadto warto zwrócić uwagę, że – ze względu na potrzebę posiadania jak najdłuższego szeregu danych – okres poddany analizie (II kw. 1999 r. – III kw. 2009 r.) nie jest w pełni jednorodny. Co prawda w analizowanym okresie Narodowy Bank Polski realizował strategię bezpośredniego celu inflacyjnego, niemniej jednak okres ten obejmuje zarówno politykę dezinflacyjną z lat 1999–2003, jak i politykę stabilizacyjną prowadzoną od 2003 r. W rezultacie nieliniowość i asymetria polskiego mechanizmu transmisji monetarnej w badanym okresie nie musi być trwałą cechą strukturalną polskiej gospodarki, ale może wynikać z problemu zmieniającej się w czasie wiarygodności polityki pieniężnej (por. Alichí et al., 2009).

Mimo wszystko wnioski płynące z niniejszej pracy są obiecujące i motywują autora do kontynuacji prac nad nieliniowościami i asymetrami w polskim mechanizmie transmisji monetarnej. W szczególności pożądanę byłoby przeprowadzenie badania z wykorzystaniem odmiennej metodyki modelowania, która pozwalałaby na dokładniejszą weryfikację poczynionych obserwacji. Potencjalnie najwyższą przydatność w tym zakresie wykazują modele semistrukturalne oraz dynamicznie rozwijające się modelowanie z wykorzystaniem kointegracji nieliniowej. Aby jednak w pełni wykorzystać ich możliwości, konieczne może się okazać wydłużenie próby danych bądź to przez naturalny upływ czasu, bądź to przez modelowanie na danych o częstotliwości miesięcznej.

5 Bibliografia

Akerlof G.A., W.T. Dickens, G.L. Perry (1996). The macroeconomics of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1996, No. 1, pp. 1–59.

Alessandrini F. (2003). Some additional evidence from the credit channel on the response to monetary shocks: looking for asymmetries. *Cahiers de Recherches Economiques du Département d'Économétrie et d'Économie politique (DEEP)*, No. 03.04, February 2003.

Alich A., H. Chen, K. Clinton, C. Freedman, M. Johnson, O. Kamenik, T. Kisinbay, D. Laxton (2009). Inflation targeting under imperfect policy credibility. *IMF Working Paper, WP/09/94*, April 2009.

Baghli M., C. Cahn, H. Fraise (2007). Is the inflation–output nexus asymmetric in the Euro area? *Economics Letters*, Vol. 94, No. 1 (Jan. 2007), pp. 1–6.

Ball L. (1994). *What determines the sacrifice ratio?* [w] *Monetary Policy* (p. 155–193), ed. N. Gregory Mankiw. University of Chicago Press, Chicago 1994.

Ball L., N.G. Mankiw (1994). Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. *The Economic Journal*, Vol. 104, No. 423 (Mar. 1994), pp. 247–261.

Ball L., N.G. Mankiw, D. Romer (1988). The new keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1988, No. 1, pp. 1–65.

Baranowski P. (2008). Reguła Taylora i jej rozszerzenia. *Gospodarka Narodowa*, nr 7-8/2008.

Barro R.J., D.B. Gordon (1981). A positive theory of monetary policy in a natural-rate model. *NBER Working Paper Series*, No. 807, November 1981.

Blaug M. (2000). *Teoria ekonomii. Ujęcie retrospektywne*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000.

Boinet V., C. Martin (2006). *Optimal non-linear monetary policy rules*. Economics and Finance Discussion Papers, 06–21, Economics and Finance Section, School of Social Sciences, Brunel University, July 2006.

Bruinshoofd A., B. Candelon (2004). Nonlinear monetary policy in Europe: fact or myth? *Economics Letters*, Vol. 86, pp. 399–403.

Brzoza-Brzezina M., B. Kłos, A. Kot, T. Łyziak (2002). Hipoteza neutralności pieniądza. *Materiały i Studia NBP*, nr 142, Marzec 2002.

Buchmann M. (2009). Nonparametric hybrid Phillips curves based on subjective expectations. Estimates for the euro area. *ECB Working Paper*, No. 1119, December 2009.

Budnik K., M. Greszta, M. Hulej, O. Krzesicki, R. Lewińska, K. Murawski, M. Rot, B. Rybarczyk (2009). An update of the macroeconomic model of the Polish economy NECMOD, *National Bank of Poland Working Paper*, No. 64, Warsaw 2009.

Butler L. (1996). *A semi-structural method to estimate potential output: combining economic theory with a time-series filter*. Technical Report No. 77, Bank of Canada, Ottawa, October 1996.

Castro V. (2008). Are central banks following a linear or nonlinear (augmented) Taylor rule? *NIFE Working Paper*, No. 19/2008, June 2008.

Cecchetti S.G., R.W. Rich (1999). *Structural estimates of the U.S. sacrifice ratio*. Staff Report No. 71, Federal Reserve Bank of New York, New York, March 1999.

Charemza W.W., D.F. Deadman (1997). *Nowa ekonometria*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1997.

Charemza W.W., S. Makarova (2005). Ex-ante dynamics of real effects of monetary policy: theory and evidence for Poland and Russia, 2001–2003. *BOFIT Discussion Paper*, No. 20/2005, December 2005.

Christiano L.J., M.S. Eichenbaum, C. L. Evans (1994). The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds. *NBER Working Paper Series*, No. 4699, April 1994.

Clark P., D. Laxton, D. Rose (1995). Asymmetry in the U.S. output-inflation nexus: issues and evidence. *IMF Working Paper*, WP/95/76, July 1995.

Clements M.P., M. Sensier (2003). Asymmetric output-gap effects in Phillips curve and mark-up pricing models: evidence for the US and the UK. *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 50, No. 4 (Sep. 2003), pp. 359–374.

Cukierman A. (2004). *Nonlinearities in Taylor rules – causes, consequences and evidence*. Keynote Lecture presented at the 19th Economic Annual Meeting of the Central Bank of Uruguay, August 2, 3 2004.

Cukierman A., S. Gerlach (2003). The inflation bias revisited: theory and some international evidence. *The Manchester School*, Vol. 71 No. 5 (Sep. 2003), pp. 541–565.

Cukierman A., A.V. Muscatelli (2003). *Do central banks have precautionary demands for expansions and for price stability? – A new keynesian approach*. Unpublished paper, April 2003, online [27.03.2010]: <http://www.tau.ac.il/~alexkuk/pdf/cukierman-muscatelli-03a.pdf>.

Demers F. (2003). *The Canadian Phillips curve and regime shifting*. Working Paper, 2003-32, Bank of Canada, Ottawa, October 2003.

Dijk van D., T. Terasvirta, P.H. Franses (2002). Smooth transition autoregressive models – a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, Vol. 21. No. 1, pp. 1–47.

De Veirman E. (2007). *Which nonlinearity in the Phillips curve? The absence of accelerating deflation in Japan*. Working Paper No. 536. The Johns Hopkins University, Department of Economics, Baltimore, January 2007.

Dupasquier C., N. Ricketts (1998). *Non-linearities in the output-inflation relationship: some empirical results for Canada*. Working Paper 98–14, Bank of Canada, Ottawa, August 1998.

Fagan G., J. Henry, R. Mestre (2005). An area-wide model for the Euro area. *Economic Modelling*, Vol. 22, No. 2 (Jan., 2005), pp. 39–59.

Favero C. (2002). *Applied macroeconometrics*. Oxford University Press, New York 2002.

Filardo A., J. (1998). New evidence on the output cost of fighting inflation. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third Quarter 1998, pp. 33–61.

Fisher I. (1926). The statistical relation between unemployment and price changes. *International Labour Review*, Vol. 13, No. 6 (Jun. 1926), pp. 785–792.

Fisher I. (1973). I discovered the Phillips curve. *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, Part 1 (Mar. – Apr. 1973), pp. 496–502.

Gali J., M. Gertler (1999). Inflation dynamics: a structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, pp. 195–222.

- Garcia R., H. Shaller (1995). Are the effects of monetary policy asymmetric? *CIRANO Scientific Series*, No. 95s-6, Fevrier 1995.
- Gerlach S. (2003). Recession aversion, output and the Kydland–Prescott Barro–Gordon model. *Economics Letters*, Vol. 81, pp. 389–394.
- Hansen B. (1970). Excess demand, unemployment, vacancies, and wages. *Quarterly Journal of Economics*, Vol 84, No. 1 (Feb. 1970), pp. 1–23.
- Harvey A.C., A. Jaeger (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, No. 3 (Jul.–Sep. 1993), pp. 231–247.
- Hirose Y., K. Kamada (2003). A new technique for simultaneous estimation of the output gap and Phillips curve. *Monetary and Economic Studies*, Vol. 21, No. 2 (Aug. 2003), pp. 93–112.
- Holmes M.J., P. Wang (2000). *Do monetary shocks exert nonlinear real effects on UK industrial production*. Research Paper, No. 00–4, Loughborough University, August 2000.
- Hooi T.S., M.S. Habibullah, P. Smith (2008). The asymmetric effects of monetary policy in four Asian economies. *International Applied Economics and Management Letters*, Vol. 1, No. 1, pp. 1–7.
- Hoppner F., C. Melzer, T. Neumann (2008). Changing effects of monetary policy in the US-evidence from a time-varying coefficient VAR. *Applied Economics*, Vol. 40, No. 18, 2353–2360.
- Horvath R. (2008). Asymmetric monetary policy in the Czech Republic? *Czech Journal of Economics and Finance*, Vol. 58, No. 9–10, pp. 470–481.
- Huh H-S., H-H. Lee (2002). Asymmetric output cost of lowering inflation: empirical evidence for Canada. *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 35, No. 2 (May 2002), pp. 218–238.
- Jordan T.J. (1997). Disinflation costs, accelerating inflation gains and central bank independence. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 133, No. 1, pp. 1–21.
- Kakes J. (1998). *Monetary transmission and business cycle asymmetry*. Research Report, No. 98C36, University of Groningen, Research Institute SOM, Groningen, September 1998.
- Karagedikli O., K. Lees (2004). *Do inflation targeting central banks behave asymmetrically? Evidence from Australia and New Zealand*. Discussion Paper, No. 2004/02, Reserve Bank of New Zealand, April 2004.
- Kasuya M. (2005). Regime-switching approach to monetary policy effects. *Applied Economics*, Vol. 37, No. 3, pp. 307–326.
- Kokoszcyński R. (2004). *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2004.
- Kokoszcyński R., T. Łyziak, M. Pawłowska, J. Przystupa, E. Wróbel (2002). Mechanizm transmisji polityki pieniężnej-współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski. *Materiały i Studia NBP*, nr 151, Wrzesień 2002.
- Koop G., M.H. Pesaran, S. Potter (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, Vol. 74, No. 1 (September 1996), pp. 119–147.
- Kratzig M. (2005). *STR analysis in JMulti*. Online-help Chapters as PDF, online [15.11.2009]: <http://www.jmulti.de/download/help/str.pdf>.
- Kuzin V., S. Tober (2004). *Asymmetric monetary policy effects in Germany*. Discussion Paper, No. 397, DIW Berlin, Berlin, February 2004.

Kydland F.E., E.C. Prescott (1977). Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. *The Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 3. (Jun., 1977), pp. 473–492.

Laxton D., G. Meredith, D. Rose (1994). Asymmetric effects of economic activity on inflation: evidence and policy implications. *IMF Working Paper*, No. WP/94/139, November 1994.

Laxton D., D. Rose, R. Tetlow (1993a). *Problems in identifying non-linear Phillips curves: some further consequences of mismeasuring potential output*. Working Paper, No. 93–6, Bank of Canada, Ottawa, June 1993.

Laxton D., D. Rose, R. Tetlow (1993b). *Is the Canadian Phillips curve non-linear?* Working Paper, No. 93–17, Bank of Canada, Ottawa, July 1993.

Laxton D., K. Shoom, R. Tetlow (1992). *Should the change in the gap appear in the Phillips curve? Some consequences of mismeasuring potential output*. Working Paper, No. 92–1, Bank of Canada, Ottawa, January 1992.

Laxton D., R. Tetlow (1992). *A simple multivariate filter for the measurement of potential output*. Technical Report, No. 59, Bank of Canada, Ottawa, June 1992.

Lipsey R. G. (1960). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957: a further analysis. *Economica*, New Series, Vol. 27, No. 105 (Feb. 1960), pp. 1–31.

Lo M. C., J. Piger (2003). *Is the response of monetary policy asymmetric? Evidence from a regime switching coefficients model*. Working Paper, No. 2001-022D, Federal Reserve Bank of St. Louis, Saint Louis, (revised) July 2003.

Lucas R.E., Jr. (1972). Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2 (April 1972), pp. 103–124.

Lucas R.E., Jr. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3 (June 1973), pp. 326–334.

Lucas R.E., Jr. (1976). Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 1, pp. 19–46.

Łyziak T. (2002). Monetary transmission in Poland. The strength and delays. *Materiały i Studia NBP*, Paper No. 26, December 2002.

Macklem T. (1997). Capacity constraints, price adjustment, and monetary policy. *Bank of Canada Review*, Spring 1997, pp. 39–56.

Meyer L.H., E.T. Swanson, V. W. Wieland (2001). NAIRU uncertainty and nonlinear policy rules. *FEDS Discussion Paper*, No. 01–01, January 2001.

Morgan D.P. (1993). Asymmetric effects of monetary policy. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Vol. 78, No. 2 (Second Quarter 1993), pp. 21–33.

Mourougane A., H. Ibaragi (2004). Is there a change in the trade-off between output and inflation at low or stable inflation rates? Some evidence in the case of Japan. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 379, February 2004.

Musso A., L. Stracca. D. van Dijk (2007). Instability and nonlinearity in the euro area Phillips curve. *ECB Working Paper*, No. 811, September 2007.

Okun A. (1962). *Potential GNP: its measurement and significance*. *American Statistical Association*, Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, Washington, 1962.

Peersman G., F. Smets (2001). Are the effects of monetary policy in the Euro area greater in recessions than in booms? *ECB Working Paper*, No. 52, March 2001.

Petersen K. (2007). *Does the Federal Reserve follow a non-linear Taylor rule?* Working Paper, No. 2007-37, University of Connecticut, Department of Economics, Connecticut, September 2007.

Phillips A.W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, New Series, Vol. 25, No. 100 (Nov., 1958), pp. 283–299.

Przystypa J., E. Wróbel (2009). Asymmetry of the exchange rate pass-through: An exercise on the Polish data. *MPRA Paper*, No. 17660, April 2009.

Pyythia I. (1999). The nonlinearity of the Phillips curve and European monetary policy. *Bank of Finland Discussion Paper*, No. 17/99, November 1999.

Razzak W. (1997). The inflation-output trade-off: is the Phillips curve symmetric? A Policy Lesson from New Zealand. *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, No. G97/2, January 1997.

Ravn M.O., M. Sola (2004). Asymmetric effects of monetary policy in the United States. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 86, No. 5 (Sep./Oct. 2004), pp. 41–60.

Romer D. (2000). Keynesian macroeconomics without LM curve. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, No. 2 (Spring 2000), pp. 149–169.

Ruge-Murcia F.J. (2003). Does the Barro-Gordon model explain the behavior of US inflation? A reexamination of the empirical evidence. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 50, pp. 1375–1390.

Samuelson P.A., R.M. Solow (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, Vol. 50, No. 2, Papers and Proceedings of the Seventy-second Annual Meeting of the American Economic Association (May 1960), pp. 177–194.

Sensier M., D.R. Osborn, N. Ocal (2002). *Asymmetric interest rate effects for the UK real economy*. Discussion Paper, No. 010, The University of Manchester, Manchester, May 2002.

Sims C.A., J.H. Stock, M. W. Watson (1990). Inference in linear time series models with some units roots. *Econometrica*, Vol. 58, No. 1 (January 1990), pp. 113–144.

Snowdown B., H.R. Vane (2005). *Modern macroeconomics. Its origins, development and current state*. Edward Elgar, Cheltenham, 2005.

Stiglitz J.E. (1984a). Price rigidities and market structure. *The American Economic Review*, Vol. 74, No. 2, Papers and Proceedings of the Ninety- Sixth Annual Meeting of the American Economic Association (May 1984), pp. 350–355.

Stiglitz J.E. (1984b). Theories of wage rigidity. *NBER Working Paper Series*, No. 1442, September 1984.

Swanson E.T. (2005). *Optimal nonlinear policy: signal extraction with a non-normal prior*. Working Paper, No. 2005–24. Federal Reserve Bank of San Francisco, San Francisco, 2005.

Taylor J.B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, pp. 195–214.

Telatar E., M. Hasanov (2010). The asymmetric effects of monetary shocks: the case of Turkey. *Applied Economics*, Vol. 38, No. 18, pp. 2199–2208.

Terasvirta T., H.M. Anderson (1992). Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, Supplement: Special Issue on Nonlinear Dynamics and Econometrics (Dec., 1992), pp. S119–S136.

Tillmann P. (2008). *Parameter uncertainty and nonlinear monetary policy rules*. Online [23.03.2010]: www.uni-graz.at/socialpolitik/papers/Tillmann.pdf

Turner D. (1995). Speed limit and asymmetric inflation effects from the output gap in the major seven economies. *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995/1, pp. 57–87.

Urbańska A. (2002). Polityka monetarna: współczesna teoria i analiza empiryczna dla Polski. *Materiały i Studia NBP*, nr 148, Październik 2002.

Walsh C.E. (2003). *Monetary theory and policy*. MIT Press, London 2003.

Weise C.L. (1999). The Asymmetric effects of monetary policy: a nonlinear vector Autoregression Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 31, No. 1 (Feb. 1999), pp. 85–108.

Wojtyna A. (1999). *Koszty dezinflacji*. [w] Alternatywne strategie dezinflacji. Red. A. Wojtyna. Raport CASE nr 32, CASE, Warszawa 1999, s. 11–32.

Yates A. (1998). *Downward nominal rigidity and monetary policy*. Working Paper No. 82, Bank of England, London, September 1998.

6 Załączniki

Załącznik 1.

Tabela 15. Przegląd literatury weryfikującej kształt krzywej Phillipsa

Źródło	Metodyka ekonometryczna	Miara luki popytowej	Miara oczekiwań inflacyjnych	Wnioski	
Austria					
1976– 1997	Pyythia (1999)	kwadratowa forma funkcyjna, efekty progowe, model Lucasa rozszerzony o niepewność oczekiwań inflacyjnych – estymacje OLS, SUR, GMM	filtr H-P	prognozy OECD	brak istotnej nieliniowości i asymetrii oraz brak wpływu niepewności oczekiwań inflacyjnych na nachylenie krzywej
Dania					
1818– 1938	Yates (1998)	łamana forma funkcyjna – estymacja SUR	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
Francja					
1965– 1993	Turner (1995)	łamana forma funkcyjna – estymacja OLS	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1830– 1938	Yates (1998)	łamana forma funkcyjna – estymacja SUR	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1972– 2003	Baghli et al. (2007)	estymacja nieparametryczna	Model AWM (Fagan et al., 2005)	średnia ważona stopa inflacji z 4 kwartałów	nieliniowość w kształcie litery „S” – równoczesne występowanie przedziałów wklęsłości i wypukłości
G7 (Kanada, Francja, Niemcy, Włochy, Japonia, Wielka Brytania, Stany Zjednoczone)					
1967– 1991	Laxton et al. (1994)	kwadratowa, sześcienna oraz hiperboliczna forma funkcyjna – estymacja GMM, symulacje małego modelu makro [panel typu pooled]	filtr H-P, dwustronna średnia krocząca	jednookresowa prognoza inflacji na podstawie estymacji pomocniczej	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości
Hiszpania					
1976– 1997	Pyythia (1999)	kwadratowa forma funkcyjna, efekty progowe, model Lucasa rozszerzony o niepewność oczekiwań inflacyjnych – estymacje OLS, SUR, GMM	filtr H-P	prognozy OECD	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości oraz dodatni wpływ niepewności oczekiwań inflacyjnych na nachylenie krzywej
Holandia					
1976– 1997	Pyythia (1999)	kwadratowa forma funkcyjna, efekty progowe, model Lucasa rozszerzony o niepewność oczekiwań inflacyjnych – estymacje OLS, SUR, GMM	filtr H-P	prognozy OECD	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości oraz dodatni wpływ niepewności oczekiwań inflacyjnych na nachylenie krzywej
Japonia					
1966– 1993	Turner (1995)	łamana forma funkcyjna – estymacja OLS	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości
1975– 2002	Morougane i Ibaragi (2004)	łamana forma funkcyjna rozszerzona o dodatkowe zmienne objaśniające oraz interakcje – brak informacji o technice estymacji, prawdopodobnie OLS	różne miary presji popytowej	opóźnienia stopy inflacji	wypłaszczanie krzywej w czasie, zmiany strukturalne w parametrach krzywej oraz nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości
1971– 2004	De Veirman (2007)	model przestrzeni stanów z parametrami zmiennymi w czasie – estymacja MLE i filtrem Kalmana, modele strukturalne – estymacje OLS i NLS	Hirose i Kamada (2003)	opóźnienia stopy inflacji	stopniowe wypłaszczanie się krzywej w czasie, ale trudności z jednoznaczną weryfikacją jej konkretnych źródeł teoretycznych

Kanada					
1975–1991	Laxton et al. (1993)	łamana oraz kwadratowa forma funkcyjna – estymacja OLS, symulacje małego modelu makro	filtr Laxtona i Tetlowa (1992)	ankiety Conference Board of Canada	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości
1962–1993	Turner (1995)	łamana forma funkcyjna – estymacja OLS	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości
1964–1994	Dupasquier i Ricketts (1998)	modele przestrzeni stanów o strukturach zgodnych z teoriami implikującymi potencjalną nieliniowość w krzywej Phillipsa – estymacja MLE i filtrem Kalmana	filtr EMVF stosowany w Banku Centralnym Kanady, model SVAR	jednookresowa prognoza 2-przełącznikowego modelu Markova	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości, ale trudności z jednoznaczną weryfikacją ich konkretnych źródeł teoretycznych
1964–2002	Demers (2003)	model o nieznannej liczbie endogenicznych zmian strukturalnych, 2-przełącznikowy model Markova poszerzony o efekty progowe – estymacja MLE	oszacowania pracowników Banku Centralnego Kanady wg Butler (1996)	opóźnienia stopy inflacji	nieliniowość i asymetria, a także zmiany strukturalne w parametrach krzywej
Niemcy					
1963–1993	Turner (1995)	łamana forma funkcyjna – estymacja OLS	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1976–1997	Pyythia (1999)	kwadratowa forma funkcyjna, efekty progowe, model Lucasa rozszerzony o niepewność oczekiwań inflacyjnych – estymacje OLS, SUR, GMM	filtr H-P	prognozy OECD	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości oraz dodatni, ale bliski statystycznej nieistotności, wpływ niepewności oczekiwań inflacyjnych na nachylenie krzywej
1970–2003	Baghli et al. (2007)	estymacja nieparametryczna	Model AWM (Fagan et al., 2005)	średnia ważona stopa inflacji z ostatnich 4 kwartałów	nieliniowość w kształcie litery „S” – równoczesne występowanie przedziałów wklęsłości i wypukłości
Nowa Zelandia					
1982–1996	Razzak (1997)	łamana forma funkcyjna – estymacja GMM, kalibracja i symulacje małego modelu makro	filtr H-P	ankiety Narodowego Banku Nowej Zelandii	nieliniowość w kierunku wypukłości
Strefa Euro					
1976–1997	Pyythia (1999)	kwadratowa forma funkcyjna, efekty progowe, model Lucasa rozszerzony o niepewność oczekiwań inflacyjnych – estymacje OLS, SUR, GMM [panel typu pooled dla gospodarek Strefy Euro]	filtr H-P	prognozy OECD	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości oraz dodatni wpływ niepewności oczekiwań inflacyjnych na nachylenie krzywej
1973–2003	Baghli et al. (2007)	estymacja nieparametryczna [Strefa Euro jako jedna gospodarka]	Model AWM (Fagan et al., 2005)	średnia ważona stopa inflacji z ostatnich 4 kwartałów	nieliniowość w kształcie litery „S” – równoczesne występowanie przedziałów wklęsłości i wypukłości
1970–2005	Musso et al. (2007)	rozszerzenie liniowej krzywej Phillipsa o komponenty nieliniowe wg metodyki modelowania TV-STR	różne miary presji popytowej	opóźnienia przyrostów stopy inflacji	zmiany strukturalne w parametrach krzywej prowadzące do zmniejszenia jej nachylenia względem luki popytowej; statycznie krzywa jest jednak liniowa
1990–2008	Buchmann (2009)	estymacja nieparametryczna i semiparametryczna oraz estymacje parametryczne	filtr H-P	ankiety Komisji Europejskiej	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości
Stany Zjednoczone					
1962–1993	Turner (1995)	łamana forma funkcyjna – estymacja OLS	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości
1964–1990	Clark et al. (1995)	łamane formy funkcyjne – estymacja NLS, symulacje Monte Carlo małego modelu makro	dwustronna średnia krocząca, model Harveya i Jaegera (1993), trend kwadratowy, filtr H-P	ankieta Michigan Survey	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości

1959– 1997	Filardo (1998)	łamana forma funkcyjna – estymacja NLS, symulacje na podstawie zaadaptowanego wielorównaniowego modelu Christiano, Eichenbaum, Evans (1994)	filtr H-P	estymacja pomocnicza równania na oczekiwania adaptacyjne	wklęsłość przy ujemnej luce popytowej i wypukłość przy dodatniej
1800– 1938	Yates (1998)	łamana forma funkcyjna – estymacja SUR	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1960– 2001	Clements, Sensier (2003)	nieliniowa forma funkcyjna – brak szczegółowych informacji o technice estymacji, testowanie nieliniowości w ramach modelu typu „dynamic mark-up pricing”	filtr H-P	jednookresowa prognoza na podstawie estymacji modelu podażowego inflacji	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości, ale tylko dla inflacji mierzonej CPI (brak dowodów dla inflacji mierzonej deflatorem PKB)
Szwecja					
1865– 1938	Yates (1998)	łamana forma funkcyjna – estymacja SUR	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
Wielka Brytania					
1960– 1993	Turner (1995)	łamana forma funkcyjna – estymacja OLS	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1966– 1994	Yates (1998)	łamana oraz kwadratowa forma funkcyjna – estymacja NLS	dwustronna średnia krocząca	rentowności 5-letnich obligacji rządowych	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1830– 1938	Yates (1998)	łamana forma funkcyjna – estymacja SUR	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1961– 2001	Clements, Sensier (2003)	nieliniowa forma funkcyjna – brak szczegółowych informacji o technice estymacji	filtr H-P	jednookresowa prognoza na podstawie estymacji modelu podażowego inflacji	brak dowodów na nieliniowość i asymetrię zarówno dla inflacji mierzonej CPI jak i deflatorem PKB
Włochy					
1963– 1993	Turner (1995)	łamana forma funkcyjna – estymacja OLS	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1861– 1938	Yates (1998)	łamana forma funkcyjna – estymacja SUR	filtr H-P	opóźnienia stopy inflacji	brak istotnej nieliniowości i asymetrii
1976– 1997	Pyythia (1999)	kwadratowa forma funkcyjna, efekty progowe, model Lucasa rozszerzony o niepewność oczekiwań inflacyjnych – estymacje OLS, SUR, GMM	filtr H-P	prognozy OECD	nieliniowość i asymetria w kierunku wypukłości, ale brak wpływu niepewności oczekiwań inflacyjnych na nachylenie krzywej
1970– 2003	Baghli et al. (2007)	estymacja nieparametryczna	Model AWM (Fagan et al., 2005)	średnia ważona stopy inflacji z ostatnich 4 kwartałów	nieliniowość w kształcie liter „S” – równoczesne występowanie przedziałów wklęsłości i wypukłości

Źródło: opracowanie własne.

Załącznik 2.

Celem dokładniejszego przeanalizowania normalności rozkładu reszt z równania (2.5) poddano je dodatkowym testom (por. tabela 16). Przez pryzmat wszystkich tych testów, na standardowym poziomie istotności, należy zaakceptować hipotezę zerową o normalności rozkładu. W związku z tym – z pewną dozą ostrożności – można przyjąć, iż błąd losowy z równania (2.5) pochodzi z rozkładu normalnego.

Tabela 16. *P-value* testów na normalność rozkładów reszt z równania (2.5)

Test	H_0 : normalność rozkładu			
	Lilliefors	Cramer-von Mises	Watson	Anderson-Darling
$e_{\Delta r}$	> 0,1	0,1572	0,2420	0,1508

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Odrzucenie hipotezy o homoskedastyczności reszt z równania (2.5) przez test White'a wynika z obecności w równaniu regresji Δy_t jako zmiennej objaśniającej. Oszacowanie parametru dla tej zmiennej jest nieistotne statystycznie na wysokim poziomie istotności. Jeśli zmienną tę usunie się z równania regresji to, pomimo iż ani oszacowania parametrów, ani reszty z modelu nie zmieniają znacząco swej wartości (por. tabela 17), wynik testu White'a nie wskazuje na problemy z występowaniem heteroskedastyczności (por. tabela 18). Ponadto estymacja równania (2.5) z uwzględnieniem poprawki White'a daje niemal identyczne wyniki oszacowań (por. tabela 19).

Tabela 17. Wyniki estymacji równania (2.5) nieliniową metodą najmniejszych kwadratów

	α	β	δ	ρ	γ	c_1	Uwagi
Δr_t	0,0116 [0,873]	2,0336 [0,001]	0,3405 [0,000]	-1,6080 [0,012]	1,4903 [0,283]	4,4091 [0,000]	z Δy_t
Δr_t		2,0538 [0,000]	0,3376 [0,000]	-1,6273 [0,009]	1,4841 [0,273]	4,4191 [0,000]	bez Δy_t

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Tabela 18. Wartości *p-value* testu White'a dla reszt z równania (2.5)

	No cross-terms		Cross-terms		Uwagi
	F	χ^2	F	χ^2	
Δr_t	0,0187	0,0276	0,0056	0,0479	regresja z Δy_t
Δr_t	0,9869	0,9834	0,9885	0,9729	regresja bez Δy_t

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Tabela 19. Wyniki estymacji równania (2.5) nieliniową metodą najmniejszych kwadratów z poprawką White'a

	α	β	δ	ρ	γ	c_1	Uwagi
Δr_t	0,0116 [0,873]	2,0336 [0,001]	0,3405 [0,000]	-1,6080 [0,012]	1,4903 [0,283]	4,4091 [0,000]	brak poprawki
Δr_t	0,0116 [0,917]	2,0336 [0,002]	0,3405 [0,001]	-1,6080 [0,015]	1,4903 [0,284]	4,4091 [0,000]	poprawka White'a

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.

Załącznik 3.

Tabela 20. Wyniki estymacji równania (2.4) nieliniową metodą najmniejszych kwadratów z poprawką Neweya-Westa

	α	β	ρ	γ	c_1	Uwagi
$\Delta\tau_t$	0,4235 [0,001]	-0,2281 [0,599]	0,7369 [0,135]	2,8229 [0,813]	-3,8096 [0,001]	brak poprawki
$\Delta\tau_t$	0,4235 [0,007]	-0,2281 [0,231]	0,7369 [0,018]	2,8229 [0,674]	-3,8096 [0,000]	poprawka Neweya- Westa

W nawiasach kwadratowych poziom istotności

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w pakiecie EViews 6.