UNIWERSYTET ŁÓDZKI

WYDZIAŁ EKONOMICZNO-SOCJOLOGICZNY

Agnieszka Leszczyńska-Paczesna

Inflacja bazowa w polityce pieniężnej – analiza w świetle modelu DSGE

Rozprawa doktorska

napisana pod kierunkiem

dr. hab. Pawła Baranowskiego, prof. UŁ

Łódź, 2019

Spis treści

Wstęp ... 1

Rozdział 1. Ramy metodologiczne analizy ... 7

1.1 Teoretyczne uwarunkowania polityki pieniężnej ... 7

1.2 Wprowadzenie do modeli DSGE ... 14

1.3 Ekonometria bayesowska w modelowaniu DSGE ... 18

Rozdział 2. Inflacja bazowa – przegląd badań i praktyka banków centralnych ... 23

2.1 Pomiar inflacji ... 23

2.2 Rodzaje inflacji bazowej ... 27

2.3 Inflacja bazowa w Polsce ... 31

2.4 Inflacja bazowa w modelowaniu polityki pieniężnej ... 36

2.5 Praktyka banków centralnych ... 41

Rozdział 3. Dwusektorowy nowokeynesowski model DSGE ... 49

3.1 Założenia dotyczące sektora gospodarstw domowych ... 49

3.2 Gospodarka światowa i czyszczenie rynku dóbr konsumpcyjnych ... 56

3.3 Założenia dotyczące przedsiębiorstw krajowych ... 58

3.4 Polityka pieniężna ... 68

3.5 Rozwiązanie modelu i warunki istnienia równowagi ... 72

Rozdział 4. Wyniki estymacji i symulacji ... 77

4.1 Estymowany model ... 77

4.2 Dane ... 80

4.3 Metoda estymacji 84

4.4 Założenia dotyczące głębokich parametrów modelu 86

4.5 Wyniki estymacji modelu DSGE 89

4.6 Alternatywne warianty polityki pieniężnej 94

4.7 Analiza funkcji reakcji poszczególnych zmiennych na szoki 98

Zakończenie 105

Załączniki 109

Załącznik A. Sektorowe różnice w stanowieniu cen – alternatywne warianty 109

Załącznik B. Badanie stabilności wyników 110

Załącznik C. Wyniki estymacji na podstawie innej metody przekształcenia danych 112

Załącznik D. Funkcje odpowiedzi na impuls 114

Załącznik E. Model z persystencją szoków technologicznych 121

Spis literatury 122

Wstęp

Według współcześnie obowiązującego paradygmatu polityki pieniężnej, celem działania większości banków centralnych jest dbałość o stabilny poziom cen. Cel ten niejednokrotnie rozszerzony jest o cele poboczne, takie jak: ograniczenie fluktuacji aktywności gospodarczej oraz dbałość o stabilność systemu finansowego. W Polsce, podobnie jak w kilkudziesięciu innych gospodarkach krajów rozwiniętych i rozwijających się, cel działalności banku centralnego został określony w konkretny sposób, przy pomocy wprowadzenia strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Wyznacza ona pożądany poziom inflacji, do którego dąży Narodowy Bank Polski (NBP).

W ustalaniu celu działania banku centralnego, należy podjąć szereg decyzji, dotyczących m.in. wysokości pożądanego poziomu inflacji, dopuszczalnych odchyleń od tego poziomu, horyzontu osiągania tego celu. Jedną z kwestii wymagających doprecyzowania jest to, które ceny bierze pod uwagę bank centralny w swoich decyzjach (Kokoszczyński, 2004, s. 146-147; Wojtyna, 2004, s. 157-161, Bernanke i inni, 2018, s. 27). Zbadanie tego zagadnienia stanowi główną motywację do podjęcia analiz przeprowadzonych w ramach niniejszej rozprawy.

Najpowszechniejszą miarą zmiany ogólnego poziomu cen w gospodarce jest wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (ang. *consumer price index*, CPI). Obejmuje on, w swym założeniu, niemal wszystkie dobra konsumowane przez gospodarstwa domowe[1], a dzięki długiej tradycji obliczania i szybkiej publikacji jest najbardziej rozpoznawalnym miernikiem inflacji. Na ten ostatni aspekt powołuje się NBP formułując cel inflacyjny. W momencie wprowadzania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, NBP (*Średniookresowa strategia polityki pieniężnej*, 1998) uzasadnił wykorzystanie CPI tym, że miernik ten jest stosowany „powszechnie w polskiej gospodarce od początku okresu transformacji i jest najsilniej zakorzeniony w świadomości społeczeństwa spośród różnych wskaźników wzrostu cen". Z drugiej strony, w tym samym dokumencie, NBP zwraca uwagę na fakt, że w skład koszyka CPI wchodzą ceny będące pod silnym wpływem wahań sezonowych i przejściowych szoków podażowych, a także podlegające regulacjom o charakterze administracyjnym. Czynniki te sprawiają, że niektóre ceny są poza kontrolą banku centralnego. NBP zaznacza wręcz, że to inflacja bazowa (tj. wskaźnik cen obliczony z pominięciem wybranych, wyżej wymienionych

[1] Pewne dobra trwałe (takie jak nieruchomości) są wyłączone z koszyka CPI. Szerszy opis sposobu obliczania poszczególnych miar inflacji znajduje się w rozdziale 2.1.

cen) „lepiej niż wskaźnik zmian cen towarów i usług konsumpcyjnych obrazuje zjawisko trwałych zmian poziomu cen w gospodarce". Z tego powodu, NBP deklaruje, że struktura zmian cen, uwzględniająca m.in. przebieg inflacji bazowej, będzie głęboko analizowana i szeroko komentowana w procesie prowadzenia polityki pieniężnej.

Istotnym elementem stanowiącym o roli różnych mierników inflacji w polityce pieniężnej jest także poziom sztywności cenowych poszczególnych produktów. Badania mikroekonomiczne przeprowadzone dla różnych krajów (zob. Bils i Klenow, 2004, Dhyne i inni, 2006; Macias i Makarski, 2013) wskazują, że ceny tradycyjnie wchodzące w skład koszyka inflacji bazowej charakteryzują się przeciętnie wyższą sztywnością niż ceny pozostałych produktów. Jak wykazujemy w toku pracy (rozdziały 1.2, 2.4 oraz 3), źródłem tej heterogeniczności mogą być różnice leżące w mechanizmach stanowienia cen w różnych sektorach produkcyjnych gospodarki.

W pracy stawiamy następujące pytania badawcze:

1. Czy sztywności cenowe w Polsce różnią się pomiędzy sektorami w sposób istotny statystycznie?

   Z pytaniem tym wiąże się pierwsza hipoteza badawcza:

   H.1: W Polsce ceny energii i żywności charakteryzują się istotnie niższą sztywnością niż ceny pozostałych towarów i usług.

Hipotezę tę traktujemy jako wstęp do dalszej analizy, polegającej na badaniu różnych wariantów polityki pieniężnej. Jak pokazujemy w toku pracy, sektorowe zróżnicowanie sztywności cenowych może odgrywać dużą rolę w wyborze wskaźnika użytecznego w polityce pieniężnej. Jednym z argumentów jest fakt, że poziom sztywności cenowych determinuje stopień nachylenia krzywej Phillipsa (Woodford, 2003, s. 187-188).

Wybór wskaźnika cen przydatnego w polityce pieniężnej uwarunkowany jest dodatkowo tym, czy dane ceny znajdują się pod kontrolą władz monetarnych. Istnieje bowiem dylemat czy reakcja na czynniki czysto egzogeniczne z punktu widzenia banku centralnego jest pożądana i czy faktycznie występuje. Takimi czynnikami mogą być na przykład szoki podażowe, decyzje administracyjne czy też wahania sezonowe. Zaznaczmy, że wyłączenie niektórych cen ze wskaźnika, na który reaguje bank centralny nie oznacza odejścia od strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, który wyrażony jest w CPI. Możliwa jest bowiem sytuacja, w której reakcja na niektóre ceny jest niepożądana z powodu ich przejściowego lub egzogenicznego charakteru. W tej sytuacji, inflacja bazowa może pełnić rolę celu pośredniego, a jej stabilizacja może umożliwić osiągnięcie celu inflacyjnego w dłuższym horyzoncie (Rich

i Steindel, 2007; Bernanke i inni, 2018). Z tym zagadnieniem łączy się drugie pytanie badawcze:

2. Na który wskaźnik cen reaguje bank centralny w Polsce?

   Z pytaniem tym związana jest druga hipoteza badawcza:

   H.2: Mimo wyrażenia celu inflacyjnego za pomocą CPI, NBP w swoich decyzjach kieruje się inflacją po wyłączeniu cen energii i żywności.

Powodem tego może być fakt, że reakcja na wszystkie ceny (w tym te będące pod wpływem przejściowych szoków podażowych i wahań sezonowych) może nie być efektywna. W rezultacie, reagowanie na samą inflację bazową może sprzyjać osiągnięciu celu inflacyjnego w średnim okresie.

Budowa modelu równowagi ogólnej, który uwzględnia różne postacie funkcji reakcji banku centralnego umożliwia dodatkowo weryfikację hipotez badawczych, związanych bezpośrednio z kształtem prowadzonej polityki pieniężnej. W uzupełnieniu hipotezy H.2, stawiamy zatem hipotezy pomocnicze:

H.2a: Prowadząc politykę bezpośredniego celu inflacyjnego, NBP w swoich decyzjach uwzględnia dodatkowo kurs walutowy.

H.2b: NBP w swoich decyzjach stosuje mechanizm wygładzania stóp procentowych.

H.2c: NBP kieruje się w swoich decyzjach regułą antycypacyjną, tj. reaguje na oczekiwania dotyczące przyszłych oczekiwanych (a nie bieżących) wartości zmiennych makroekonomicznych.

Wszystkie opisane hipotezy zostaną zbadane na gruncie modelu dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (*dynamic stochastic general equilibrium,* DSGE). W procesie konstrukcji tego modelu modyfikuję elementy założeń opisanych m.in. w pracach Benigno i Lopeza-Salido (2006) i Aokiego (2001). Autorzy tych prac przedstawiają zespół założeń, które leżą u podstaw modelu uwzględniającego dwa sektory produkcyjne gospodarki, różniące się stopniem sztywności cenowej i uporczywości inflacji. Obydwa te modele zbudowane są dla gospodarek zamkniętych. Dzięki uwzględnieniu heterogenicznego mechanizmu stanowienia cen w gospodarce, umożliwiają one analizę polityki pieniężnej uwzględniającej różne mierniki inflacji, w szczególności CPI i inflację bazową.

Biorąc pod uwagę fakt, że model przedstawiony w rozprawie jest estymowany przy wykorzystaniu danych dla Polski, zdecydowałam się rozszerzyć jego konstrukcję o sektor zagraniczny. W celu dostosowania modelu do potrzeb analizy małej gospodarki otwartej, posługuję się założeniami sformułowanymi przez Galego i Monacellego (2005).

W części empirycznej pracy parametry tak skonstruowanego modelu zostały poddane estymacji bayesowskiej przy użyciu danych kwartalnych dla Polski z okresu od pierwszego kwartału 1999 r. do czwartego kwartału 2017 r.

Za mój główny wkład można uznać konstrukcję modelu DSGE, który poza sektorowym zróżnicowaniem w mechanizmie stanowienia cen uwzględnia także otwartość gospodarki. Co więcej, przeprowadzam formalną analizę warunków istnienia równowagi w wielosektorowym modelu DSGE. We wcześniejszych badaniach dotyczących modeli wielosektorowych nie spotkałam się z rozstrzygnięciem tego zagadnienia w odniesieniu do modelu DSGE dla gospodarki otwartej (dla gospodarki zamkniętej zagadnienie to rozważali Carlstrom i inni, 2006). Dodatkowo stworzony model, dzięki szacunkom dla Polski, dostarcza aktualnych wniosków dotyczących polityki pieniężnej. Przede wszystkim, w mojej ocenie, dotychczasowa literatura przedmiotu nie dostarcza formalnej analizy roli jaką odgrywa inflacja bazowa w polskiej polityce pieniężnej.

Przedstawione w rozprawie wnioskowanie ma charakter analizy pozytywnej, a nie normatywnej. Przede wszystkim, nie pytam na jakie ceny powinien reagować bank centralny. W zamian za to, staram się możliwie najdokładniej opisać rzeczywistość z uwzględnieniem możliwych wariantów polityki pieniężnej. Na gruncie ekonometrii bayesowskiej, każdemu z wariantów możemy przypisać określone prawdopodobieństwo. Na tej podstawie dokonuję weryfikacji hipotez badawczych. Wnioski z przeprowadzonych analiz dotyczą oszacowania parametrów, oceny prawdopodobieństwa danego wariantu modelu i opisu funkcji odpowiedzi na impuls. Brak możliwości przeprowadzenia analizy normatywnej wynika wprost z ograniczeń zastosowanego narzędzia badawczego, jakim jest model DSGE estymowany na rzeczywistych danych.

Praca składa się z czterech rozdziałów. W pierwszym z nich opisuję ramy teoretyczne badania polityki pieniężnej oraz przedstawiam podstawowe informacje dotyczące modeli DSGE, zarówno w warstwie założeń teoretycznych jak i zastosowanej metody estymacji.

Drugi rozdział dotyczy pomiaru inflacji, zarówno za pomocą CPI jak i mierników inflacji bazowej. Przedstawiam w nim podstawy teoretyczne konstrukcji poszczególnych wskaźników cen, kryteria jakie powinna spełniać inflacja bazowa oraz opis praktyki banków centralnych w zakresie uwzględniania inflacji bazowej w formułowaniu i komunikowaniu

prowadzonej przez siebie polityki pieniężnej. Dodatkowo, rozdział ten zawiera krótką analizę publikowanych w Polsce wskaźników inflacji bazowej pod kątem spełniania przez nie opisanych wcześniej kryteriów. W ostatniej części rozdziału znajduje się krótka analiza tekstu opisów dyskusji na posiedzeniach Rady Polityki Pieniężnej z lat 2007-2018 w zakresie częstotliwości odniesień do różnych mierników inflacji.

Trzeci rozdział opisuje założenia dwusektorowego modelu DSGE małej gospodarki otwartej. W kolejnych częściach rozdziału prezentuję opis decyzji krajowych i zagranicznych gospodarstw domowych, przedsiębiorstw oraz banku centralnego. Rozważam też warunki istnienia równowagi w opisywanym modelu oraz jego rozwiązanie.

Czwarty rozdział poświęcony jest analizie empirycznej dla Polski, która polega na estymacji parametrów modelu opisanego w trzecim rozdziale. W kolejnych częściach rozdziału opisane zostały ostateczne równania modelu, dane użyte w estymacji oraz szczegóły dotyczące estymacji bayesowskiej. Wyniki przedstawionych wariantów modelu przedstawione są w postaci charakterystyk rozkładów *a posteriori* parametrów głębokich modelu oraz oceny prawdopodobieństwa prawdziwości rozważanych wariantów modelu. W ostatniej części rozdziału prezentuję wyniki analizy funkcji odpowiedzi na impuls obliczone dla dwóch najbardziej prawdopodobnych wariantów modelu.

* * *

Czuję się w obowiązku zaznaczyć, że wnioski i opinie przedstawione w niniejszej rozprawie nie powinny być traktowane jako wyraz oficjalnego stanowiska NBP, w którym pracuję od 2009 roku. Moje obowiązki związane z pracą w tej instytucji dotyczą prognozowania i analizy inflacji, a nie wiążą się w żaden sposób z formułowaniem celów polityki pieniężnej i jej implementacji. Wszystkie materiały i dane, na podstawie których powstała niniejsza rozprawa są dostępne publicznie.

Część pracy, polegająca na opisie założeń teoretycznych modelu oraz pierwszych szacunków jego parametrów jest obecnie na etapie ostatecznej decyzji redaktora czasopisma Prague Economic Papers. Wyniki przedstawione w rozprawie, w porównaniu do artykułu, są bardziej rozbudowane w zakresie analizowanych wariantów polityki pieniężnej oraz badania stabilności wyników.

* * *

Składam serdeczne podziękowania dr. hab. Pawłowi Baranowskiemu za nieocenioną pomoc udzieloną w trakcie mojej pracy badawczej, szczegółowe wskazówki i motywację do krytycznego spojrzenia na problematykę badawczą.

Pragnę także złożyć wyrazy wdzięczności Profesorowi Janowi Jackowi Sztaudyngerowi za pomoc w jasnym formułowaniu myśli naukowej, inspirację do zgłębiania zagadnień naukowych oraz zgłoszenie wielu wnikliwych uwag.

Wiele kwestii zawartych w rozprawie zostało rozstrzygniętych dzięki uwagom zgłoszonym w ramach dyskusji naukowych i nieformalnych spotkań pracowników Katedry Ekonometrii UŁ, na XIX Warsztatach Doktorskich z zakresu Ekonometrii i Statystyki oraz w ramach mojej pracy w Wydziale Cen i Inflacji Departamentu Analiz Ekonomicznych NBP. W tym miejscu pragnę podziękować wszystkim, którzy w ten sposób wzbogacili mój warsztat naukowy i przekazali wiele praktycznych wskazówek.

Pragnę zaznaczyć, że znaczna część pracy badawczej którą opisuję w rozprawie została sfinansowana ze środków Narodowego Centrum Nauki, w ramach realizacji projektu badawczego o numerze 2014/15/N/HS4/01450.

Osobne podziękowania pragnę złożyć moim bliskim. Bez ich codziennego wsparcia, wyrozumiałości i nieustającej motywacji rozprawa nie mogłaby powstać.

Rozdział 1. Ramy metodologiczne analizy

1.1 Teoretyczne uwarunkowania polityki pieniężnej

Fluktuacje gospodarki możemy podzielić ze względu na okres oddziaływania na krótko- i długookresowe. Wahania długookresowe rozpatrywane są na gruncie analiz gospodarki realnej, abstrahując od pojęcia pieniądza. Jest to zgodnie z zasadą neutralności pieniądza w długim okresie[2]. Strona nominalna gospodarki staje się istotna dopiero w opisie i wytłumaczeniu fluktuacji krótkookresowych. Rozróżnienie to ma swoje źródło w sztywnościach nominalnych[3], które sprawiają, że zarówno ceny jak i płace nie ulegają natychmiastowemu dostosowaniu. Dzięki tej bezwładności polityka gospodarcza może, poprzez kontrolę podaży pieniądza, wpływać na kształtowanie się wielkości realnych, takich jak wielkość produkcji i zatrudnienia.

Opisując rolę i mechanizm działania polityki pieniężnej w dalszej części pracy będziemy zatem odwoływać się do funkcjonowania gospodarki w horyzoncie wahań o długości do kilkunastu kwartałów. Rodzi to konsekwencje w postaci wyboru narzędzia analizy, jakim jest model dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (DSGE). Model ten abstrahuje od długookresowych determinant ścieżki wzrostu gospodarczego, a jedynie opisuje wahania zmiennych makroekonomicznych wokół tej ścieżki. Motywacja wyboru modelu klasy DGSE do analizy polityki pieniężnej w kontekście postawionych hipotez została przedstawiona w kolejnej części niniejszego rozdziału. Pogłębionemu opisowi modelu oraz szczegółom jego konstrukcji został poświęcony rozdział 3.

Polityka pieniężna pełni w gospodarce funkcję stabilizacyjną. Organem odpowiadającym za wdrożenie tej polityki jest bank centralny[4]. Cel polityki pieniężnej w Polsce jest zapisany w Ustawie z dnia 29 sierpnia 1997 r. o Narodowym Banku Polskim (Dz. U. z 2017 r. poz. 1373) i brzmi następująco: „Podstawowym celem działalności NBP jest utrzymanie stabilnego poziomu cen, przy jednoczesnym wspieraniu polityki gospodarczej Rządu, o ile nie ogranicza to podstawowego celu NBP". Cel ten jest doprecyzowany w *Strategii polityki pieniężnej po 2003 roku* (2003) jako utrzymywanie inflacji, mierzonej za pomocą wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych w ujęciu rok do roku na poziomie 2,5%

[2] Zasadę tę sformułował już David Hume w 1752 r. (Snowdon i Vane, 2005).
[3] Szczególną rolę sztywności nominalnych w przebiegu fluktuacji gospodarki dostrzegł Keynes (Snowdon i Vane, 2005).
[4] W Polsce w myśl art. 227 Konstytucji RP bankiem centralnym jest Narodowy Bank Polski (NBP), który „odpowiada za wartość polskiego pieniądza".

z dopuszczalnym przedziałem wahań ± 1 punkt procentowy. Cel ten osiągany jest poprzez stosowanie strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, która w Polsce została wprowadzona począwszy od 1999 roku (*Średniookresowa strategia polityki pieniężnej,* 1998)[5]. Ze względu na wysoki poziom inflacji i konieczność stopniowego jej ograniczania, początkowo (tj. w latach 1999-2003) poziom celu inflacyjnego zmieniał się z początkowej wartości wyrażonej za pomocą przedziału od 8,0% do 8,5% aż do dzisiejszego poziomu 2,5% ± 1 punkt procentowy.

Strategia prowadzona przez NBP oparta jest na wskaźniku cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI). To na jego podstawie ustalany jest cel inflacyjny oraz oceniany jest stopień jego realizacji. Głównym argumentem przemawiającym za wyborem tego wskaźnika jest fakt, iż „taka miara inflacji stosowana jest powszechnie w polskiej gospodarce od początku okresu transformacji i jest najsilniej zakorzeniona w świadomości społeczeństwa spośród różnych wskaźników wzrostu cen" (*Średniookresowa strategia polityki pieniężnej*, 1998, s. 10). Jednakże, już w momencie wprowadzania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego NBP sygnalizował, że to inflacja bazowa, czyli wskaźnik inflacji liczony dla wybranej grupy towarów i usług (eliminujący dobra będące pod wpływem np. silnych wahań sezonowych, decyzji administracyjnych lub silnych szoków podażowych) lepiej obrazuje zjawisko trwałych zmian poziomu cen w gospodarce (*Średniookresowa strategia polityki pieniężnej,* 1998, s. 10). Dodatkowo, NBP w formułowaniu strategii zwraca uwagę na granice wpływu decyzji banku centralnego na procesy inflacyjne w gospodarce i zastrzega, iż mimo wyrażenia celu za pomocą wskaźnika CPI, inflacja bazowa będzie poddawana starannej analizie i szczegółowo komentowana w komunikatach dotyczących implementacji polityki pieniężnej. Przegląd opisu dyskusji prowadzonych na posiedzeniach Rady Polityki Pieniężnej w latach 2007-2018 pod kątem liczby odniesień do inflacji bazowej wskazuje, że zapowiedź ta jest wypełniana[6]. Szczegółowa analiza komunikatów znajduje się w rozdziale 2.5.

[5] Przed 1999 rokiem NBP prowadził politykę ograniczania infacji za pomocą łączenia dwóch typów strategii pośredniego celu inflacyjnego strategii kontroli jednocześnie kursu walutowego oraz podaży pieniądza (NBP, 1998, s.8).

[6] Przykład takiego odwołania możemy znaleźć np. w *Opisie dyskusji na posiedzeniu decyzyjnym Rady Polityki Pieniężnej w dniu 20 stycznia 2008 r.*, gdzie możemy przeczytać: „Wskazywano, że wzrost inflacji CPI w grudniu wynikał w dużym stopniu z dalszego przyspieszenia tempa wzrostu cen żywności i paliw, związanego ze zjawiskami globalnymi. Podkreślano, że zjawiska te pozostają poza wpływem krajowej polityki pieniężnej oraz, że wzrost inflacji wywołany przyspieszeniem dynamiki cen żywności i paliw obserwowany jest również w wielu innych krajach. Wskazywano, że w grudniu inflacja bazowa netto wzrosła nieznacznie i pozostała na stosunkowo niskim poziomie. Jednocześnie zwracano uwagę, że w grudniu wzrosły również pozostałe cztery miary inflacji bazowej. Część członków Rady oceniała, że obserwowane w ostatnich miesiącach 2007 r. przyspieszenie inflacji bazowej netto świadczy o narastaniu w gospodarce presji popytowej."

Sformułowanie celu w ten sposób jest dość powszechną praktyką na świecie. W swojej przeglądowej publikacji na temat stosowanych współcześnie strategii celu inflacyjnego, Hammond (2012, s. 10) zauważa, że wskaźnik CPI jest najczęściej stosowanym celem operacyjnym. Obecnie, już wszystkie banki centralne posługują się CPI (zob. rozdział 2.5). Mimo, że inflacja bazowa jest mniej zmienna i bardziej zależy od stóp ustalanych przez bank centralny, to CPI ma "olbrzymią przewagę nad inflacją bazową ze względu na to że jest najbardziej znaną miarą inflacji". Co więcej, w wielu gospodarkach rozwijających się żywność stanowi około 40% koszyka CPI. Przyjęcie za cel wskaźnika cen, który nie obejmuje tak znacznej części konsumpcji jest wątpliwe z punktu widzenia wiarygodności banku centralnego.

Biorąc pod uwagę powyższe, wskaźnik inflacji bazowej możemy potraktować jako pomocniczy w prowadzeniu polityki pieniężnej. Banki centralne w wielu krajach nie tylko analizują bieżącą inflację bazową, ale także publikują jej prognozy (dotyczy to m.in. Australii, Kanady, Czech, Węgier, Norwegii, Polski, Szwecji i Turcji). Kwestia wyboru odpowiedniego wskaźnika na podstawie którego prowadzona jest polityka pieniężna zostanie szczegółowo rozwinięta w rozdziale 2. Rozdział ten zawiera zarówno przesłanki teoretyczne, stojące za wyborem określonego wskaźnika cen, jak i opis praktyki banków centralnych na świecie.

W rozdziale 2 zwracam także uwagę na zasadność reakcji banku centralnego na przejściowe szoki w kontekście możliwości wystąpienia tzw. „efektów drugiej rundy", które mogą prowadzić do wzrostu oczekiwań inflacyjnych (Mishkin, 2007). O ile zatem istnieje wątpliwość co do reakcji na krótkookresowe wydarzenia, będące poza kontrolą banku centralnego[7], to ich konsekwencje w dłuższym okresie powinny być poddawane głębokiej analizie. Wojtyna (2004, s. 161) zauważa, że oparcie strategii polityki pieniężnej na wskaźniku inflacji bazowej umożliwia oddzielenie efektów „pierwszej" i „drugiej rundy". Dzięki temu, zmiany inflacji bazowej mogą być postrzegane jako ta część ogólnego ruchu cen, która znajduje się pod kontrolą banku centralnego i na którą reakcja jest w pełni uzasadniona. Ocena czy reakcja na „efekty pierwszej rundy" jest pożądana jest zagadnieniem szerokim, które wykracza poza zakres rozprawy. Jak wspominam we wstępie, celem przedstawionych tu analiz jest jedynie dokładny opis rzeczywistości, bez próby odpowiedzi na pytanie o to jaka reakcja jest optymalna.

[7] Bernanke i inni (1997) wskazują, że restrykcyjna reakcja Systemu Rezerwy Federalnej (FED) na egzogeniczne szoki na rynku ropy naftowej była główną przyczyną późniejszej recesji w Stanach Zjednoczonych. Autorzy późniejszych badań (np. Hamilton i Herrera, 2004; Leduc i Sill, 2004) złagodzili ten wniosek, twierdząc że polityka pieniężna odgrywała mniejszą rolę w wywołaniu recesji, a główną jej przyczyną były sam wzrost ceny ropy naftowej.

Analizując dostępne wskaźniki inflacji w dalszej części pracy nawiązuję silnie do stopnia sztywności cen dóbr konsumpcyjnych. Jak wspomniano wcześniej, sztywności cenowe są warunkiem oddziaływania polityki pieniężnej na sferę realną. Co więcej, stopień sztywności cenowych ma olbrzymie znaczenie dla kształtu samej polityki pieniężnej. Wielu autorów wskazuje wręcz na podstawie analiz dobrobytu gospodarstwa domowego, że bank centralny powinien za swój cel przyjmować taki miernik inflacji, który bierze pod uwagę ceny o wyższej sztywności w gospodarce (zob. Aoki, 2001; Benigno, 2004; Mankiw i Reis, 2003). Autorzy przytaczanych prac wskazują, że polityka pieniężna ukierunkowana na ograniczenie wahań wskaźnika cen o wyższej sztywności jest bardziej efektywna. Wnioski płynące z tych badań sprawiają, że w niniejszej pracy przyglądamy się uważnie sztywnościom cenowym w Polsce. W rozdziale 3 opisujemy konstrukcję modelu DSGE, który umożliwia analizę dynamiki głównych zmiennych makroekonomicznych w ramach gospodarki, w której produkowane dobra charakteryzują się różnymi stopniami sztywności cen. W rozdziale empirycznym (zob. rozdział 4) natomiast odpowiadamy na pytanie czy taka komplikacja modelu, polegająca na heterogenicznych sztywnościach cenowych jest uzasadniona w przypadku Polski. Dzięki temu weryfikujemy hipotezę H.1, mówiącą o tym, że w polskiej gospodarce ceny energii i żywności charakteryzują się istotnie niższą sztywnością niż ceny pozostałych towarów i usług. W tym samym rozdziale rozstrzygamy także o prawdziwości drugiej hipotezy badawczej H.2 i hipotez pomocniczych H.2a – H.2c, które dotyczą przesłanek, jakimi kierował się w swoich decyzjach bank centralny w Polsce. Jest to możliwe dzięki porównaniu szacunków modelu, w którym bank centralny reaguje na inflację ogółem CPI z oszacowaniem parametrów modelu, który zakłada reakcję na inflację bazową.

Istnieją przesłanki potwierdzające tę hipotezę na gruncie mikroekonomicznych analiz cen. Analizy gospodarek amerykańskiej i europejskiej (Bils i Klenow, 2004; Dhyne i inni, 2006) wskazują, że częstotliwość zmiany cen różni się pomiędzy dobrami w sposób systematyczny. W szczególności, ceny energii i żywności zmieniane są dużo częściej niż ceny usług i pozostałych dóbr. Macias i Makarski (2013) przeprowadzają podobną analizę cen w Polsce i w swojej pracy potwierdzają analogiczne różnice w częstotliwości zmiany cen. Stanowi to ważną przesłankę, jednak z perspektywy pogłębionej analizy polityki pieniężnej uznajemy ten argument za niewyczerpujący. Potwierdzenie tych różnic na gruncie modelu równowagi ogólnej pozwoli wskazać w jaki sposób ewentualne różnice w mikroekonomicznych mechanizmach stanowienia cen wpływają na funkcjonowanie całej gospodarki.

Modelowanie sztywności cenowych może odbywać się na kilka sposobów. Wyróżniamy dwa zasadnicze systemy modelowania niejednoczesnych dostosowań cen. Pierwszy z nich zakłada zmiany cen, które mogą nastąpić tylko w pewnych – równych lub losowo wybranych – odstępach czasu (ang. *time dependent pricing*). Modele należące do tej grupy obejmują np. prace Fischera (1977), Taylora (1980) i Calvo (1983). Drugi typ stanowią modele, w których moment dostosowania cen jest endogeniczny i zależy od warunków gospodarczych (ang. *state dependent pricing*). Modele tego rodzaju (zob. np. Rotemberg, 1982; Dotsey i inni, 1999; Baranowski i inni, 2016) są dużo bardziej złożone i zakładają, że cenotwórcy sami wybierają moment dostosowania cen, biorąc pod uwagę koszty i korzyści płynące z tej zmiany. W moim modelu posługuję się mechanizmem stanowienia cen z pierwszej opisanej tu grupy modeli, wzorowanym na pracy Galego i Gertlera (1999), który jest jednym z wariantów modelu Calvo (1983). Jest on stosunkowo prosty w swojej konstrukcji i zakłada że moment zmiany ceny jest egzogeniczny z punktu widzenia przedsiębiorstw. Mimo tej prostoty i trudnych do spełnienia założeń, mechanizm Calvo w dość dobry sposób przybliża obserwowaną dynamikę cen (zob. badanie dla USA przeprowadzone przez Eichenbauma i Fishera, 2004), dzięki czemu wykorzystywany jest w różnych wariantach w większości modeli DSGE. Taylor (2016) zwraca uwagę, że mimo powszechnego wykorzystania prostych schematów (takich jak kontrakty Calvo czy Taylora) do opisu dynamiki cen, w przyszłości modelowania konieczne będzie rozbudowanie ich o bardziej heterogeniczne mechanizmy. Model Galego i Gertlera (1999) wprowadza pewnego rodzaju heterogeniczność, która polega na tym, że część firm nie dokonuje optymalizacji swoich cen. Proponowany w pracy (w rozdziale 3) model można potraktować jako dalsze odejście od założenia o homogeniczności firm w zakresie stosowanej przez nie strategii ustalania cen.

Obok zagadnień związanych ze sformułowaniem celu inflacyjnego, istotnym elementem pracy jest sposób, w jaki modelujemy samo wdrożenie polityki pieniężnej. W literaturze przedmiotu wiele miejsca poświęca się dyskusji na temat tego, czy bank centralny powinien w swoich decyzjach kierować się usystematyzowaną regułą działania, czy może jego decyzje powinny być uznaniowe[8]. Dyskusję na temat stosowania reguł w sposób szczegółowy opisuje m. in. Wojtyna (2004, s. 26-32 oraz s. 252-260). Przez regułę działania możemy tu rozumieć zarówno sformułowanie jasnego celu polityki pieniężnej (ang. *targeting rule*), jak i regułę w odniesieniu do stosowanych instrumentów (ang. *instrument rule*). W dyskusji przytoczonej przez Wojtynę (2004) duże znaczenie odgrywa zagadnienie niepewności

[8] Należy wyraźnie zaznaczyć, że przyjęcie przez bank centralny określonej strategii polityki pieniężnej nie jest równoważne posługiwaniu się przez ten bank regułą polityki pieniężnej (Wojtyna, 2004, s. 256).

procesów gospodarczych oraz tego czy i w jaki sposób polityka pieniężna może wykorzystywać tę niepewność do osiągnięcia swoich celów. Wojtyna opisuje szczegółowo przejście od powszechnego niegdyś poglądu, że brak precyzji i jasno wyrażonej motywacji działań banku centralnego może być korzystny dla podmiotów gospodarczych do obecnego konsensusu głoszącego, że polityka pieniężna powinna być prowadzona w sposób przejrzysty. Przez przejrzystość rozumie się tutaj jasno zarysowany kurs prowadzenia przyszłej polityki pieniężnej oraz szczegółowe wytłumaczenie decyzji, a nie ujawnienie szczegółowych technik stosowania instrumentów (np. informowanie o bieżących operacjach otwartego rynku). W duchu tak rozumianej przejrzystości wiele banków centralnych, w tym NBP, ujawnia nie tylko wysokość celu inflacyjnego, ale także swoje prognozy dotyczące kształtowania się głównych zmiennych makroekonomicznych (umieszczane w cyklicznym „Raporcie o inflacji", zob. np. *Raport o inflacji, listopad 2018 r.*), publikują swoje modele prognostyczne (w Polsce: model NECMOD, zob. Budnik i inni, 2009; w Szwecji: model RAMSES, zob. Adolfson i inni, 2013; w Wielkiej Brytanii – model COMPASS, zob. Burgess i inni, 2013) oraz szczegółowy opis dyskusji na posiedzeniach organów decyzyjnych (tzw. *minutes*, zob. np. *Opis dyskusji na posiedzeniu...*, 2019).

Za przejrzystością prowadzonej polityki przemawiają także modele dynamicznej niespójności polityki pieniężnej (Kydland i Prescott, 1977; Barro i Gordon, 1983), które wskazują, iż uznaniowe decyzje banku centralnego mogą prowadzić do nadmiernej inflacji. Przyczyną tego jest pokusa prowadzenia ekspansywnej polityki pieniężnej, która jest w pełni oczekiwana przez podmioty gospodarcze. Konsekwencją tego jest wzrost oczekiwań inflacyjnych i samej inflacji. Stosowanie przez bank centralny reguły polityki pieniężnej (wraz z silnym zobowiązaniem się do ograniczenia inflacji) jest jednym ze sposobów ograniczenia nadmiernej ekspansji w celu poprawy koniunktury, która generuje „skrzywienie inflacyjne". Szczegółowo zagadnienie to opisuje m.in. Baranowski (2014, s. 14-19).

W modelowaniu polityki pieniężnej w Polsce wykorzystuję regułę stóp procentowych, która wzorowana jest na klasycznej regule zaproponowanej przez Taylora (1993). Wiąże ona wysokość krótkookresowej nominalnej stopy procentowej z odchyleniem inflacji od pożądanej wartości oraz od wysokości luki produkcyjnej (odchylenia produkcji od swojego potencjału). W celu lepszego odwzorowania rzeczywistości wprowadzam rozszerzenie polegające na dołączeniu do równania opóźnionej stopy procentowej, czyli zastosowanie tzw. mechanizmu wygładzania stóp procentowych (Mehra, 1997; Clarida i inni, 1999, s. 1687). Ma to na celu odzwierciedlenie faktu, że zmiany stóp procentowych rozłożone są w czasie a skala pojedynczych zmian jest niewielka. W ramach sprawdzenia stabilności otrzymanych wyników

oraz weryfikacji hipotez H.2a – H.2c, poza głównym nurtem badania przedstawiam także alternatywne specyfikacje, obejmujące dodatkowo reakcję na kurs walutowy (Lubik i Schorfheide, 2007), a także biorące pod uwagę różne warianty specyfikacji dynamicznej – tj. regułę bieżącą i antycypacyjną (zob. np. Clarida i inni, 2000; Baranowski, 2014, s. 41-43).

Reakcja banku centralnego na kurs walutowy jest rozważana ze względu na fakt, że Polska stanowi małą gospodarkę otwartą. W ten sposób określany jest kraj, który znajduje się pod silnym wpływem zjawisk gospodarczych zachodzących na świecie, ale ze względu na rozmiar gospodarki wpływ ten jest jednokierunkowy (Walsh, 2010, s. 422). Silne powiązania Polski z zagranicą występują zarówno w sferze handlowej, jak i powiązań na rynkach finansowych. Goczek i Mycielska (2019) zauważają nawet, że siła tych powiązań jest na tyle znacząca, że mimo prowadzenia przez NBP odrębnej polityki pieniężnej, jego decyzje nie są w pełni niezależne[9]. Z tego powodu, mimo posługiwania się przez NBP strategią bezpośredniego celu inflacyjnego i braku bezpośrednich odwołań do reakcji na kurs walutowy w strategii NBP (*Strategia polityki pieniężnej po 2003 roku,* 2003), w pracy badam hipotezę (H.2a) mówiącą o tym, że NBP w swoich decyzjach bierze pod uwagę również kształtowanie się kursu polskiego złotego.

Konstruując model ograniczam się do opisu zastosowania tradycyjnych instrumentów polityki pieniężnej, mianowicie wyjaśniam wpływ wysokości rynkowych stóp procentowych na dynamikę produkcji i inflacji. Przyjmuję przy tym założenie, że nominalne stopy rynkowe znajdują się pod wpływem decyzji banku centralnego, zarówno tych dotyczących wysokości oficjalnych stóp procentowych jak i operacji otwartego rynku. W obliczu kryzysu finansowego lat 2008-2009 oraz napotkaniu bariery w postaci nominalnych stóp procentowych bliskich zeru (ang. *zero lower bound*, ZLB; zob. np. Gust i inni, 2017) współcześnie banki centralne często uciekają się do niestandardowych instrumentów, które mają na celu ożywienie gospodarki przez pobudzenie mechanizmu transmisji polityki pieniężnej przy zachowaniu stałych i niskich stóp procentowych. Bezpośrednią konsekwencją globalnego kryzysu finansowego było także powstanie i rozwój tzw. polityki makroostrożnościowej, która polega na włączeniu w obszar kompetencji banku centralnego zapewnienia stabilności finansowej (Blanchard i inni, 2010). Ze względu na szerokość zagadnienia niestandardowej polityki pieniężnej i makroostrożnościowej oraz fakt, że problem ZLB nie dotyka bezpośrednio polskiej gospodarki (Brzoza-Brzezina i inni, 2016), kwestie te pozostawiam poza zakresem pracy.

[9] Podobne wnioski dotyczą pozostałych krajów należących do Europejskiego Obszaru Gospodarczego, które prowadzą politykę pieniężną na szczeblu krajowym, tj. nie należą do strefy euro (zob. Goczek i Partyka, 2019).

1.2 Wprowadzenie do modeli DSGE

Wybór narzędzia które wykorzystuję w badaniu wypływa bezpośrednio z charakteru analizowanego zjawiska. Nowokeynesowskie modele dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (DSGE) stanowią spójne narzędzie analizy przeznaczone do modelowania gospodarki opierając się na szeregu założeń teoretycznych. Założenia te wywodzą się zarówno ze szkoły klasycznej (modele realnego cyklu koniunkturalnego, Kydland i Prescott, 1982) jak i nowej ekonomii keynesowskiej (np. Gordon, 1982). Z pierwszego nurtu zaczerpnięto ściśle określone narzędzia analizy teoretycznej, takie jak mechanizm optymalizacji wewnątrz- i międzyokresowej oraz hipotezę racjonalnych oczekiwań. Drugi nurt został uwzględniony przez zaakcentowanie silnego znaczenia sztywności nominalnych w przebiegu zmiennych makroekonomicznych oraz odejście od założenia o konkurencji doskonałej na rynku dóbr. Połączenie tych nurtów nosi nazwę nowej syntezy neoklasycznej (Goodfriend i King, 1997).

Nowokeynesowskie modele DSGE są powszechnie stosowane w analizie zjawisk gospodarczych w krótkim okresie ze szczególnym uwzględnieniem efektów polityki pieniężnej (Rotemberg i Woodford, 1997; Clarida i inni, 2002; Galí, 2008). Modele te opisują gospodarkę opierając się na szeregu założeń dotyczących mikroekonomicznych zależności. Przede wszystkim, decyzje reprezentatywnych podmiotów prywatnych podejmowane są w oparciu o racjonalne oczekiwania. Drugim ważnym założeniem jest nieskończony horyzont, w jakim decyzje te są podejmowane. Dotyczy on zarówno przedsiębiorstw, które maksymalizują zdyskontowany strumień zysków, jak i gospodarstw domowych, które maksymalizują zdyskontowaną użyteczność w nieskończonym horyzoncie[10].

Dzięki wyprowadzeniu zależności makroekonomicznych z działań pojedynczych podmiotów w skali mikroekonomicznej, zyskujemy trudną do podważenia spójność otrzymanych rezultatów oraz odporność na krytykę Lucasa. Szczegółowy związek mikropodstaw z teorią makroekonomiczną omawia Wojtyna (2000, s. 190-199), zwracając uwagę że spójność tych dwóch spojrzeń jest, obok zdolności wyjaśniania danych empirycznych, cenną cechą która podnosi wartość ekonomii jako dyscypliny naukowej. Stanowi to jedną z przesłanek, dzięki którym nowokeynesowskie modele DSGE wykorzystywane są obecnie jako jedno z podstawowych narzędzi do analizy skutków prowadzenia określonej polityki gospodarczej.

[10] Nieskończony horyzont planowania w przypadku gospodarstw domowych odzwierciedla dbanie o przyszłe pokolenia, a także niepewność związaną z oszacowaniem przez jednostkę dokładnej długości życia (zob. Acemoglu, 2009, s. 188-190).

Jak wspomniano na początku rozdziału 1.1, powiązania sfery realnej i nominalnej będą rozpatrywane w horyzoncie krótkookresowym. Należy przy tym wyraźnie zaznaczyć, że wykorzystywany w pracy model abstrahuje od opisywania zjawisk długookresowych, które wykraczają poza horyzont oddziaływania polityki pieniężnej na sferę realną gospodarki.

Podstawowy model tej klasy zakłada daleko idące uproszczenia. Przez model podstawowy rozumiem trzyrównaniową postać modelu opisaną m.in. przez Galego (2008). Stanowi on dobry punkt wyjścia do bardziej pogłębionych analiz. W zależności od celu badania lub specyfiki gospodarki, która poddawana jest analizie model rozbudowywany jest o dodatkowe elementy. Wśród tego typu rozszerzeń wymienić możemy: model dla gospodarki otwartej (Galí i Monacelli, 2005; Adolfson i inni, 2014), analizę skutków polityki fiskalnej (Furceri i Mourougane, 2010), zagadnienia związane z frykcjami na rynku pracy (Erceg i inni, 2000; Gertler i inni, 2008; Blanchard i Galí, 2010), wprowadzenie frykcji na rynku finansowym (Christiano i inni, 2010; Christiano i inni, 2011; Brzoza-Brzezina i inni, 2013) lub uchylenie założenia o homogenicznych podmiotach i racjonalnych oczekiwaniach (Colander i inni, 2008; Slobodyan i Wouters, 2012). Rozbudowane modele DSGE wykorzystywane są w kompleksowych analizach, prognozach i symulacjach jednoczesnego wpływu kilku scenariuszy. Przykładem takiego modelu jest wykorzystywany w Europejskim Banku Centralnym model gospodarki Smetsa i Woutersa (2003) lub model szwedzkiego banku centralnego model RAMSES, bazujący w dużej mierze na pracy Christiano i innych (2005). W niniejszej pracy posługuję się dość prostym modelem wyjściowym, który rozszerzam w zakresie który z jednej strony pozwoli na weryfikację hipotez badawczych, a z drugiej pozostanie modelem mało skomplikowanym. W przyszłości model ten będzie można rozbudować kolejne elementy w ślad za cytowaną powyżej literaturą.

Nowokeynesowskie modele DSGE, silnie rozwijane w ostatnich dwóch dziesięcioleciach stały się, obok modeli czysto ekonometrycznych (takich jak modele wektorowej autoregresji, VAR) głównym narzędziem do analizy polityki pieniężnej. W metaanalizie, która objęła przegląd 287 analiz mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w latach 1998-2017 Georgiadis i Jančoková (2017, s. 42) wskazują, że aż 65% z nich przeprowadzonych było na gruncie modeli DSGE, a modele VAR wykorzystano w 26% analiz.

Spójność teoretyczna modeli DSGE stanowi zarówno ich zaletę jak i częste źródło krytyki, która była szczególnie nasilona po wybuchu światowego kryzysu globalnego rozpoczętego w latach 2008-2009. Stiglitz (2018) wskazuje, że przez sztywne i nierealistyczne założenia teoretyczne, modele DGSE nie były w stanie w porę wykryć nadchodzącego kryzysu. Krytyka ta jest tym łatwiejsza, że modele oparte na mikropodstawach podają swoje założenia

wprost i w sposób formalny, w przeciwieństwie do modeli o nastawieniu empirycznym (takich jak VAR). Poniżej przedstawię kilka głównych punktów krytyki.

Po pierwsze, modele DSGE przeważnie zakładają racjonalne oczekiwania, które wymagają od wszystkich podmiotów w gospodarce znajomości konstrukcji i parametrów modelu (co najmniej jego postaci zredukowanej). Jest to nierealistyczne i odrzucone przez liczne badania (zob. np. Jonung i Laidler, 1988; Bruine de Bruin i inni, 2010). Jednym z możliwych rozwiązań tego problemu, które wykorzystuję w dalszej części pracy jest wprowadzenie podmiotów nieoptymalizujących (zob. rozdział 3).

Po drugie, wykorzystywana w modelach funkcja użyteczności gospodarstw domowych ma bardzo prostą postać (stałej względnej awersji do ryzyka, ang. *constant relative risk aversion,* CRRA) i w kanonicznej wersji DSGE uwzględnia tylko konsumpcję i pracę. Podobne, lub nawet prostsze rozwiązanie przyjmuje większość modeli makroekonomicznych, np. modele wzrostu Ramseya czy Paula Romera.

Po trzecie, większość modeli DSGE wykorzystuje przybliżenie pierwszego rzędu wokół stanu ustalonego i jest sprowadzana do postaci log-liniowej. Jest to założenie powszechnie stosowane w makromodelowaniu (włączając modele VAR), dzięki któremu możemy stosować względnie proste metody estymacji i rozwiązywania modelu. Ponadto, uniezależniamy interpretację wyników (np. reakcję na szoki) od wyjściowych poziomów zmiennych. Wadą tego postepowania jest wykluczenie z analizy takich kwestii jak np. nieliniowość i asymetria mechanizmów gospodarczych. Na występowanie istotnych nieliniowości i asymetrii w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce wskazuje Postek (2011).

Wątpliwości mogą także budzić spore uproszczenia w zakresie modelowania rynku pracy. Modele małej skali (do których zalicza się także model prezentowany w tej pracy) najczęściej zakłada daleko idącą elastyczność rynku pracy. Elastyczność ta dotyczy zarówno płac jak i mobilności pracowników (zob. np. Rotemberg i Woodford, 1997; Clarida i inni, 2002). W prezentowanym tu modelu, rynek pracy opisany jest jednak w sposób, który uwzględnia nieelastyczność rynku pracy w zakresie mobilności siły roboczej – tj. zakładam brak możliwości zmiany sektora przez pracowników w krótkim okresie. Z kolei nie modeluję wprost sztywności nominalnych w zakresie płac – w tym przypadku jedynym źródłem sztywności pozostają czynniki realne. Szczegóły tego zagadnienia rozwinięte są w rozdziałach 3.1 oraz 3.3.

Modele DSGE, niezależnie od tego czy lepiej odzwierciedlają rzeczywistość niż modele niewywodzące swojej specyfikacji z mikropodstaw, nadal są często wykorzystywane do analizy wielkości makroekonomicznych oraz symulacji polityki gospodarczej. Po pierwsze, są

one bardzo rozpowszechnione w badaniach polityki pieniężnej (co udowadnia przytoczona wcześniej metaanaliza Georgiadisa i Jančokovej, 2017), co ułatwia komunikację i zapewnia porównywalność wyników z innym badaniami. Po drugie, modele DSGE umożliwiają analizę reakcji gospodarki na szoki, nawet przy wysunięciu daleko idących założeń co do struktury i parametrów gospodarki. Po trzecie, silne założenia teoretyczne na których oparta jest specyfikacja każdego modelu DSGE można dość łatwo zweryfikować empirycznie wykorzystując powszechną w tej klasie modeli technikę estymacji, czyli wnioskowanie bayesowskie. Dzięki temu narzędziu alternatywne specyfikacje można formalnie porównać pod względem dopasowania do danych dla danej gospodarki. Jak podsumowują Christiano i inni (2018, s. 136): „modele DSGE najprawdopodobniej nie będą w stanie przewidzieć kolejnego kryzysu – co jest najczęściej podnoszonym zarzutem dla modeli DSGE w odniesieniu do globalnego kryzysu finansowego – niemniej jednak nie dysponujemy pewnym narzędziem do przewidywania przyszłości. (...) Mimo tego, modele typu DSGE pozostaną centralnym narzędziem do analizy zmiennych makroekonomicznych i analiz polityki gospodarczej. Powodem jest brak wiarygodnego modelu który stanowiłby alternatywę dla analiz polityk gospodarczych w obliczu konkurencyjnych sił ekonomicznych które operują na wielu obszarach gospodarki".

Zbudowany w ramach tej pracy model DSGE odwzorowuje najistotniejsze cechy gospodarki z punktu widzenia weryfikacji hipotez badawczych. W tym celu model zawiera dwa główne elementy-rozszerzenia: heterogeniczne mechanizmy stanowienia cen w poszczególnych sektorach gospodarki oraz analizę małej gospodarki otwartej. Pierwsze rozszerzenie prowadzi do modelowania dwóch różnych wskaźników cen konsumenta w ramach jednej gospodarki – tj. tempo zmiany cen żywności i energii oraz tempo zmiany cen pozostałych towarów i usług. Drugim rozszerzeniem jest dostosowanie modelu do analizy gospodarki otwartej. Dzięki temu analiza empiryczna przeprowadzona na kolejnym etapie rozprawy będzie uwzględniała fakt, że Polska jest gospodarką otwartą, a ceny dóbr konsumpcyjnych z obydwu sektorów są pod wpływem koniunktury zagranicznej.

Wprowadzając obydwa rozszerzenia wzoruję się na mechanizmach opisanych odpowiednio przez Benigno i Lopeza-Salido (2006) oraz Galego i Monacellego (2005). Pierwsza z tych prac zawiera opis gospodarki strefy euro, która składa się z obszarów (krajów) o różnym stopniu uporczywości inflacji oraz sztywności cen. Autorzy na gruncie modelu DSGE rozważają skutki tej heterogeniczności w kontekście wspólnej polityki pieniężnej. W szczególności, autorzy odpowiadają na pytanie czy polityka pieniężna takiego obszaru powinna silniej reagować na inflację tych krajów, w których obserwujemy wyższą sztywność

cenową oraz uporczywość inflacji. W swojej pracy modyfikuję nieco założenia tego modelu w taki sposób, aby opisywał on gospodarkę jednego kraju, a heterogeniczność procesu stanowienia cen dotyczyła sektorów wytwórczych gospodarki, a nie obszarów geograficznych. Tak zbudowany model jest wygodnym narzędziem do rozważań polityki pieniężnej, która nakierowana jest na stabilizację różnych wskaźników cen.

Benigno i Lopez-Salido (2006) ograniczyli się do opisu gospodarki zamkniętej. W swojej pracy rozbudowuję model w taki sposób aby opisywał małą gospodarkę otwartą. W tym celu stosuję zestaw założeń opisanych przez Galego i Monacellego (2005). Szczegóły dotyczące założeń modelu, tj. decyzji i uwarunkowań podmiotów prywatnych (gospodarstw domowych i przedsiębiorstw), podmiotów zagranicznych oraz banku centralnego, zawarte są w rozdziale 3 pracy.

1.3 Ekonometria bayesowska w modelowaniu DSGE

Wykorzystanie modeli DSGE do analizy empirycznej może odbywać się na kilka sposobów. Ze względu na liczbę szacowanych parametrów w modelu, estymacja i identyfikacja jego parametrów może stanowić wyzwanie dla badacza. Parametry dotyczące mikropodstaw, które definiują założenia modelu równowagi ogólnej określane są mianem „parametrów głębokich". Ustalenie wartości tych parametrów jest możliwe poprzez ich kalibrację lub estymację z wykorzystaniem formalnych narzędzi ekonometrycznych. Jak określa Canova (1994), te dwa podejścia różnią się oceną samego modelu przez badacza. Estymacja zakłada, że struktura modelu jest wystarczająco poprawna aby odtworzyć w nim proces generujący dane. Kalibracja z kolei przyjmuje *implicite*, że specyfikacja modelu jest niedostateczna, a model może służyć jedynie odtworzeniu znanych elementów gospodarki[11].

Kalibracja jest metodą odtworzenia danych empirycznych w modelu za pomocą parametrów głębokich w taki sposób, aby model odwzorowywał dynamikę zmiennych makroekonomicznych i faktów stylizowanych. Metoda ta była zapoczątkowana w analizach empirycznych już w przypadku modeli RBC (podstawy procedury kalibracji stworzyli Kydland i Prescott, 1982) i z powodzeniem jest ona stosowana do nowokeynesowskich modeli DSGE współcześnie. Wadą kalibracji jest duża uznaniowość w wyborze parametrów i silna zależność od współczynników opisujących to samo zjawisko z różnych stron, które mogą prowadzić do

[11] „Models are to be used, not believed" Henri Theil, 1971, *Principles of Econometrics* (cytat za: Dejong i Dave, 2011).

sprzecznych wniosków. Dodatkowo, wyniki symulacji przeważnie zależą od wyboru niemierzalnych parametrów (Canova, 1994, s. 124).

Formalne podejście ekonometryczne stanowi rozbudowaną grupę metod. Możemy znaleźć wśród nich metody estymacji które abstrahują od parametrów głębokich, dostarczając jedynie szacunków parametrów wiążących zmienne makroekonomiczne: tj. uogólnioną metodę momentów (GMM, zastosowanie zob. np. Galí i Gertler, 1999). Odrębną grupę metod stanowią: klasyczna estymacja parametrów głębokich metodą największej wiarygodności (zob. np. Ireland, 2004) oraz wnioskowanie bayesowskie (zob. np. An i Schorfheide, 2007; Fernández-Villaverde, 2010).

Należy zaznaczyć, że wszystkie wymienione powyżej narzędzia analizy empirycznej są współcześnie używane, a ich wybór zależy od przyjętego celu analizy. W przypadku opracowanego w pracy modelu wykorzystuję wnioskowanie bayesowskie, które polega na połączeniu wiedzy na temat gospodarki przed poznaniem opisywanych danych (*a priori*) z informacją płynącą z samych danych. W wyniku tej procedury otrzymuję rozkłady prawopodobieństwa *a posteriori* parametrów głębokich modelu. Jak stwierdza Sims (1996, s. 108) sytuacja niepewności w jakiej znajdują się decydenci posługujący się modelem wymaga od nich przyjęcia założenia, że podmioty prywatne działają w oparciu o rozkład prawdopodobieństwa, aktualizując swoje zachowanie w miarę napływu nowych danych (zgodnie z zasadą Bayesa). W konsekwencji tego, narzędzia służące analizom decydentów (np. polityki pieniężnej) powinny brać pod uwagę ocenę probabilistyczną stanu gospodarki, a nie jej oszacowanie punktowe. Biorąc pod uwagę cel mojego badania takie podejście wydaje się słuszne. Dodatkowymi zaletami tej metody jest estymacja systemowa parametrów modelu (w przeciwieństwie do mniej spójnej estymacji równanie po równaniu), łatwiejsza identyfikacja dużej liczby parametrów, dokładna ocena niepewności otrzymanych szacunków oraz możliwość formalnego porównania różnych specyfikacji.

Metoda estymacji modelu DSGE zaprezentowanego w rozdziale 3 opiera się na procedurze opisanej szeroko w literaturze (zob. np. Herbst i Schorfheide, 2015). W pierwszym kroku, nieliniowe zależności pomiędzy zmiennymi zostały zapisane w postaci przybliżenia pierwszego rzędu wokół stanu ustalonego. Następnie, model jest rozwiązany ze względu na racjonalne oczekiwania. W tym celu zastosowano metodę Blancharda-Kahna (1980) z wykorzystaniem dekompozycji Schura (Klein, 2000). W trzecim kroku, model zostaje powiązany ze zmiennymi obserwowalnymi i zapisany w przestrzeni stanów, co przy założeniu rozkładu normalnego dla egzogenicznych szoków, umożliwia oszacowanie parametrów modelu za pomocą metody największej wiarygodności przy użyciu filtru Kalmana. W ostatnim

kroku, przy użyciu metod próbkowania Monte Carlo łańcuchami Markowa, na podstawie funkcji gęstości *a priori* $P(\Theta)$ oraz numerycznych szacunków funkcji wiarygodności $P(Y|\Theta)$ dla wektora parametrów Θ szacowane są kwantyle i momenty łącznego rozkładu *a posteriori* ($P(\Theta|Y)$)[12]. W tym celu posługuję się wzorem Bayesa:

$$P(\Theta|Y) = \frac{P(Y|\Theta)P(\Theta)}{P(Y)} \tag{1}$$

W celu skonstruowania rozkładu *a posteriori* wykorzystuję algorytm Metropolisa-Hastingsa (MH, por. An i Schorfheide, 2007). Dla każdej rozważanej specyfikacji buduję 4 łańcuchy po 100000 losowań, z czego 15% początkowych próbek zostaje wyłączonych z dalszej analizy. Wszystkie kroki zapisane powyżej, począwszy od rozwiązania systemu ze względu na racjonalne oczekiwania aż do otrzymania ostatecznych szacunków rozkładu prawdopodobieństwa *a posteriori* zostały zaimplementowane w pakiecie Dynare 4.5.3 programu MATLAB (Adjemian i inni, 2011).

Metoda ta zostanie wykorzystana do estymacji parametrów kilku alternatywnych specyfikacji modelu. Na ich podstawie będę wnioskować o hipotezach badawczych postawionych wcześniej, tj.: czy sztywności cenowe w polskiej gospodarce są heterogeniczne oraz na jaki wskaźnik inflacji reaguje bank centralny w Polsce. Wybór pomiędzy specyfikacjami, podobnie jak sama estymacja, będzie przebiegał na gruncie wnioskowania bayesowskiego.

Podejście bayesowskie umożliwia formalne porównanie alternatywnych modeli (zob. Kass i Raftery, 1995 oraz Herbst i Schorfheide, 2015) na podstawie ilorazu szans *a posteriori*. Oznaczmy przykładowe, alternatywne specyfikacje przez $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$. Każdej z nich przypisuję prawdopodobieństwo *a priori*, odpowiednio $P(\mathcal{M}_1)$ i $P(\mathcal{M}_2) = 1 - P(\mathcal{M}_1)$. W celu ewaluacji prawdopodobieństwa *a posteriori* dla $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$ pod warunkiem zbioru danych oznaczonego przez Y szacuję czynnik Bayesa (zob. Kass i Raftery, 1995, s. 776):

$$B_{12} = \frac{P(Y|\mathcal{M}_1)}{P(Y|\mathcal{M}_2)}, \tag{2}$$

gdzie $P(Y|\mathcal{M}_1) = \int P(Y|\Theta, \mathcal{M}_1)P(\Theta|\mathcal{M}_1)\, d\Theta$ jest gęstością brzegową danych w modelu $\mathcal{M}_1$, a $P(\Theta|\mathcal{M}_1)$ prawdopodobieństwem *a priori* dla wektora parametrów szacowanych w modelu.

[12] Analityczne wyznaczenie momentów i kwantyli rozkładu *a posteriori* w modelach DSGE nie jest możliwe, zob. Herbst i Schorfheide (2015, s. 29-30).

Gęstość brzegowa danych może zostać oszacowana na różne sposoby. Po pierwsze, wyznaczyć ją można w sposób analityczny, za pomocą przybliżenia Laplace'a, które korzysta z aproksymacji rozkładu *a posteriori* za pomocą rozkładu normalnego. Po drugie, gęstość brzegową danych wyznaczyć można korzystając z poszczególnych losowań z rozkładu *a posteriori*. Do drugiej kategorii zaliczamy m.in. zmodyfikowaną średnią harmoniczną (Geweke, 1999) – metodę tę zastosuję w rozdziale 4 w celu oszacowania czynnika Bayesa w odniesieniu do analizowanych modeli[13]. Pozostałe metody wyznaczania gęstości brzegowej danych obejmują wiele wariantów i modyfikacji średniej harmonicznej i arytmetycznej (zob. np. Newton i Raftery, 1994; Lenk, 2009; Osiewalski i Pajor, 2013). Szeroki przegląd istniejących metod wraz z propozycją nowego sposobu wyznaczania brzegowej gęstości danych (zmodyfikowaną średnią arytmetyczną) prezentuje Pajor (2017).

Czynnik Bayesa (2) oraz iloraz szans *a priori* $\frac{P(\mathcal{M}_1)}{P(\mathcal{M}_2)}$ wpływają na oszacowanie ilorazu szans przemawiających za prawdziwością modelu $\mathcal{M}_1$:

$$\frac{P(\mathcal{M}_1|Y)}{P(\mathcal{M}_2|Y)} = \frac{P(Y|\mathcal{M}_1)}{P(Y|\mathcal{M}_2)}\frac{P(\mathcal{M}_1)}{P(\mathcal{M}_2)} \tag{3}$$

Przy założeniu równych szans *a priori* dla porównywanych specyfikacji, iloraz szans *a posteriori* równy jest czynnikowi Bayesa. Jego interpretacja różni się nieznacznie w zależności od źródła. Jeffreys (1961, cytat za: Kass i Raftery, 1995, s. 777) podaje następujące przedziały wartości czynnika Bayesa:

Tab. 1 Interpretacja czynnika Bayesa według Jeffreysa (1961).

$\log_{10}(\mathrm{B}_{12})$:	B_{12}:	Przewaga modelu $\mathcal{M}_1$ nad $\mathcal{M}_2$ jest:
od 0 do 0,5	od 1 do 3,2	niezauważalna (*not worth more than a bare mention*)
od 0,5 do 1	od 3,2 do 10	znaczna (*substantial*)
od 1 do 2	od 10 do 100	silna (*strong*)
powyżej 2	powyżej 100	decydująca (*decisive*)

Źródło: Kass i Raftery, 1995, s. 777.

Z kolei Kass i Raftery (1995, s. 777) podają interpretacje posługując się skalą logarytmiczną, która jest wykorzystywana w klasycznych testach ilorazu wiarygodności:

[13] W przypadku estymowanych w rozdziale 4 wariantów modeli brzegowa gęstość danych oszacowana za pomocą zmodyfikowanej średniej harmonicznej była bardzo bliska tej wynikającej z przybliżenia Laplace'a.

Tab. 2 Interpretacja czynnika Bayesa według Kassa i Raftery'ego (1995).

$2\ln(B_{12})$:	B_{12}:	Przewaga modelu $\mathcal{M}_1$ nad $\mathcal{M}_2$ jest:
od 0 do 2	od 1 do 3	niezauważalna (*not worth more than a bare mention*)
od 2 do 6	od 3 do 20	dodatnia (*positive*)
od 6 do 10	od 20 do 150	silna (*strong*)
powyżej 10	powyżej 150	bardzo silna (*very strong*)

Źródło: Kass i Raftery, 1995, s. 777.

Często podaje się także interpretację, że czynnik Bayesa mierzy relatywną przewagę modelu $\mathcal{M}_1$ w prognozowaniu zbioru danych Y. Pomimo założenia, że $P(\mathcal{M}_1) = 1 - P(\mathcal{M}_2)$, porównanie takie odporne jest na błędy specyfikacji obydwu rozpatrywanych modeli. W takiej sytuacji Fernández-Villaverde i Rubio-Ramirez (2004) wskazują, że model bardziej zgodny z procesem generującym zbiór danych Y jest wybierany jako bardziej prawdopodobny *a posteriori*. Co więcej, autorzy wspomnianej pracy wykazują, że porównanie za pomocą czynnika Bayesa jest zasadne także w przypadku modeli niezagnieżdżonych.

Rozdział 2. Inflacja bazowa – przegląd badań i praktyka banków centralnych

2.1 Pomiar inflacji

Niniejszy rozdział poświęcony jest szczególnemu miernikowi, jakim jest inflacja bazowa. Zanim jednak przejdę do omówienia poszczególnych miar inflacji bazowej i jej roli w polityce pieniężnej, zwróćmy uwagę na zagadnienia definicji i pomiaru inflacji w gospodarce.

Przez inflację rozumieć należy wzrost ogólnego poziomu cen. Laider i Parkin (1975) definiują inflację jako nieustanny proces wzrostu cen. Podkreślają też, że jest to równoznaczne ze spadkiem wartości pieniądza w czasie. Utrata wartości pieniądza odpowiada za genezę terminu „inflacja". Określenie to sięga połowy XIX w. Ciekawą dyskusję na temat definicji inflacji i jej ewolucji można znaleźć w pracy Bryana (1997, cyt za: Woźniak, 2002).

Mówiąc o wzroście ogólnego poziomu cen należy jednocześnie doprecyzować które ceny powinny być brane pod uwagę przy jego obliczaniu. Najszerszą miarą inflacji w gospodarce jest deflator PKB, który mierzy zmianę cen wszystkich produktów wchodzących w skład PKB danej gospodarki. Z punktu widzenia prowadzenia polityki pieniężnej deflator PKB ma dwie istotne wady. Po pierwsze, miernik ten dostępny jest z częstotliwością kwartalną i obarczony jest znacznym opóźnieniem, co znacznie utrudnia zastosowanie go w bieżącej ocenie procesów gospodarczych. Po drugie, w skład deflatora PKB wchodzą ceny dóbr konsumpcyjnych, pośrednich, inwestycyjnych oraz surowców. Rodzi to problemy z interpretacją zmian tak szerokiego wskaźnika cen. Przykładem jest tocząca się od wielu lat dyskusja na temat zasadności uwzględniania w mierniku inflacji cen aktywów. Problem ten analizują Alchian i Klein (1973), zauważając, że ceny aktywów – w tym dóbr trwałych i nieruchomości – stanowią pewne przybliżenie cen przyszłej konsumpcji i jako takie powinny być brane pod uwagę przy kształtowaniu polityki gospodarczej. Z kwestią tą wiąże się zagadnienie czy bank centralny powinien reagować na ceny aktywów na rynkach finansowych. Choć ceny te nie są wliczane do żadnego z omawianych tutaj wskaźników cen (deflatora PKB, CPI, czy mierników inflacji bazowej), kwestia ta jest często analizowana, zarówno na gruncie teoretycznym (zob. np. Bernanke i Gertler, 2001), jak i empirycznym (zob. np. Goczek i Partyka, 2016). Na istotną rolę cen aktywów jako źródła fluktuacji makroekonomicznych zwracają uwagę Bjørnland i Jacobsen (2010) oraz Goodhart (2001). Z drugiej strony, wielu autorów wskazuje na gwałtowny i spekulacyjny charakter wahań cen na rynkach aktywów

(zwłaszcza finansowych i nieruchomości), co sprawia, że ceny te nie powinny być traktowane na równi z pozostałymi cenami w gospodarce. Reakcja banku centralnego powinna zatem wystąpić dopiero w razie przełożenia się tych wahań na oczekiwania dotyczące kształtowania się cen konsumpcyjnych (Bernanke i Gertler, 2001).

W zakresie pomiaru i obserwacji cen, urzędy statystyczne dużo większą uwagę poświęcają szacunkom wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI). Stanowi on przybliżenie zmiany kosztów konsumpcji gospodarstw domowych, która zapewnia utrzymanie użyteczności na stałym poziomie (COLI, *Cost of Living Index*; zob. np. *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*, 2004; Diewert, 1998). Z punktu widzenia banku centralnego, ta miara inflacji najbliżej oddaje zmianę cen produktów, która ma bezpośredni wpływ na dobrobyt gospodarstw domowych.

W Polsce wskaźnik CPI dostępny jest z częstotliwością miesięczną, a jego publikacja odbywa się w ciągu kilkunastu dni od zakończenia danego miesiąca. Co więcej, Główny Urząd Statystyczny (GUS) od września 2015 roku publikuje tzw. szybki szacunek wskaźnika CPI, który udostępniany jest jeszcze pod koniec miesiąca, którego dotyczą dane. Szybkość i wysoka częstotliwość z jaką publikowany jest CPI znacznie ułatwia bieżącą analizę procesów inflacyjnych[14].

Wskaźnik CPI umożliwia też wnikliwe analizy struktury inflacji i jej źródeł dzięki temu, że dane dostępne są na niskim stopniu agregacji. Podział koszyka CPI dokonywany jest na podstawie Europejskiej Klasyfikacji Spożycia Indywidualnego według Celu (ECOICOP). Klasyfikacja ta obejmuje szczegółowo kategorie konsumpcji podzielone na 12 grup głównych (obejmujących takie agregaty jak: „żywność i napoje bezalkoholowe", „transport", „odzież i obuwie"). Na najniższym stopniu agregacji konsumpcja podzielona jest na około 300 kategorii o takim stopniu szczegółowości jak „mięso wieprzowe" czy też „energia elektryczna". Duży stopnień szczegółowości dostępnych danych przekłada się także na możliwość policzenia wskaźników cen ograniczonych do wybranych produktów, w tym różnych miar inflacji bazowej (zob. rozdział 2.2).

Zmiana cen poszczególnych produktów zestawiona jest z wagami, obliczonymi na podstawie struktury wydatków gospodarstw domowych[15]. Udział wydatków poszczególnych

[14] Trafność szybkiego szacunku CPI w okresie od września 2015 r. do marca 2019 r. wynosiła około 80% w porównaniu z opublikowanymi w późniejszym czasie danymi ostatecznymi. W pozostałych przypadkach (publikacja 8 wskaźników na 35 wszystkich opublikowanych w danym okresie) błąd wynosił 0,1 p.p. Należy zaznaczyć, że ze względu na opóźnienie w dostępności wag na dany roku, szybki szacunek CPI nie jest publikowany w dwóch pierwszych miesiącach każdego roku.

[15] Dokładny opis notowania cen i wag poszczególnych produktów oraz metody obliczania CPI dostępny jest w opracowaniu *Ceny w Gospodarce Narodowej w 2008 r.* (2009, s. 18-19).

grup produktów ustalany jest na podstawie roku poprzedniego w stosunku do notowań cen. Oznacza to, że wskaźnik CPI jest indeksem typu Laspeyresa[16]. Powodem tego przesunięcia jest opóźnienie publikacyjne z jakim dostępne są wyniki Badania Budżetów Gospodarstw Domowych, które służą za podstawę do oszacowania struktury wydatków gospodarstw domowych. Rozbieżności w momentach notowania cen produktów i ustalania ich wag w indeksie agregatowym są jednym ze źródeł potencjalnego obciążenia miary inflacji, tj. obciążenia z tytułu substytucji dóbr[17]. Jednakże, jak pokazuje badanie Hałki i Leszczyńskiej (2011), w Polsce skala obciążenia miary CPI jest niewielka, co autorki przypisują głównie częstej (tj. corocznej) zmianie wag poszczególnych produktów w koszyku CPI.

Miara CPI, dzięki silnemu zakorzenieniu w świadomości społecznej oraz staranności obliczeń pozostaje najbardziej powszechnym szacunkiem ogólnego poziomu cen. Jest to najczęściej stosowany miernik inflacji w polityce pieniężnej na świecie, a banki centralne wykorzystują go w komunikacji swoich celów i decyzji (zob. rozdział 2.5). Nie umniejszając zalet tego wskaźnika, chciałabym zwrócić też uwagę na wady jego zastosowania.

Po pierwsze, w skład koszyka CPI wchodzą produkty, których ceny znajdują się poza bezpośrednią kontrolą banku centralnego. Powodem tego jest fakt, że ceny te ustalane są w oparciu o czynniki niezależne od krajowej koniunktury i warunków gospodarczych, które kreuje krajowa polityka ekonomiczna. Do cen znajdujących się poza kontrolą władz monetarnych należą przede wszystkim ceny podatne na szoki podażowe płynące z zagranicy, tj. żywność i energia, które pozostają pod dużym (choć nie całkowitym) wpływem cen surowców na rynkach światowych. Do tej grupy możemy też zaliczyć produkty o cenach będących pod silnym wpływem decyzji administracyjnych, np. rozporządzeń władzy wykonawczej lub będące bezpośrednio pod kontrolą organów administracyjnych. Produkty te obejmuja m.in.: ceny energii elektrycznej oraz część edukacji i transportu pasażerskiego. Łącznie w 2019 roku produkty, których ceny są administrowane stanowią 15,1% koszyka CPI (*Metodyka obliczania miar...*, 2019, s. 5).

Po drugie, ze względu na opóźnienie mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, banki centralne w swoich decyzjach mogą ignorować pewne krótkotrwałe szoki, obecne w CPI.

[16] Alternatywą są np. indeksy Paaschego i Fishera, które zakładają, że struktura bieżącej konsumpcji jest znana w momencie notowania cen (zob. Diewert, 1998; Kokoszczyński, 2004, s. 139 i nast.), podczas gdy indeks Laspeyresa wykorzystuje wyłącznie strukturę konsumpcji z okresu poprzedniego.

[17] Pozostałe źródła obciążenia we wskaźniku CPI obejmują: wprowadzanie nowych dóbr na rynek, zmiany ich jakości, obciążenie z tytułu miejsca notowania cen i metody kalkulacji (wykorzystanie średniej artymetycznej zamiast geometrycznej w celu obliczenia przeciętnych cen na najniższym poziomie agregacji). Szerokie zagadnienie obciążenia w szacowaniu inflacji poruszone jest m.in. w pracach Boskina i innych (1996), Filera i Hanouska (2003), Hałki i Leszczyńskiej (2011) i Białka (2014).

W zamian za to, polityka pieniężna większą wagę przywiązuje do tendencji długookresowych. Kokoszczyński (2004, s. 146-147) zwraca uwagę, że poza informacją o tendencji inflacji, we wskaźniku CPI znajdują się także: informacje o zjawiskach przejściowych, wahaniach sezonowych oraz wstrząsach popytowych i podażowych. Mishkin (2007) postrzega inflację bazową jako przydatne przybliżenie trendu obecnego w inflacji ogółem. Skupienie się na tym mierniku pozwala uniknąć nadmiernej reakcji instrumentów polityki pieniężnej na szoki podażowe płynące z zagranicy, która może dodatkowo zwiększyć wariancję inflacji i produkcji w gospodarce. Mierniki inflacji bazowej (omówione w rozdziale 2.2) zostały stworzone w taki sposób, aby wygładzić gwałtowne zmiany cen w celu oddzielenia sygnału od przejściowego szumu. Skutkuje to tym, że przejściowe zmiany inflacji bazowej są dużo mniej prawdopodobne niż zmiany cen pozostałych produktów. Dzięki temu, można uchwycić wyraźniejszy obraz „fundamentów" inflacji, do których powraca bardziej zmienna inflacja CPI. Zagadnienie powrotu inflacji CPI do poziomu wyznaczonego za pomocą inflacji bazowej było kilkakrotnie analizowane w literaturze (Roger, 1998; Cogley, 2002; Clark, 2001). Wyniki tych badań wskazują na powrót wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych do poziomu inflacji bazowej w ciągu ok. 8-12 kwartałów od wystąpienia szoku. Z drugiej strony, wyniki analiz m.in. Richa i Steindela (2007) wskazują, że w bieżących analizach identyfikacja przejściowych szoków (na które reakcja jest nieefektywna) jest bardzo trudna.

Konsekwencją opóźnienia mechanizmu transmisji monetarnej jest także antycypacyjne nastawienie polityki pieniężnej. Oznacza ono, że banki centralne w swoich decyzjach dużą rolę przykładają do wskaźników świadczących o przyszłej inflacji. Do tego typu wskaźników zalicza się: oczekiwania inflacyjne podmiotów prywatnych i analityków rynkowych, prognozy inflacji formułowane przez same banki centralne i różnie miary inflacji bazowej. Atrakcyjność tej ostatniej wielkości jest związana z tym, że analizy na potrzeby bieżących decyzji dotyczących polityki pieniężnej prowadzone są w czasie rzeczywistym. Oznacza to, że w przeciwieństwie do analiz *ex post*, potrzebny jest szybko dostępny wskaźnik, który przybliża długookresowy trend inflacji oczyszczony z przejściowych wahań, które nie mają przełożenia przyszłą dynamikę cen w gospodarce. Z drugiej strony, jak zauważa Łyziak (2009), oczekiwania inflacyjnie mogą zależeć od postrzegania inflacji, a ta z kolei znajduje się pod silnym wpływem cen dóbr które są często nabywane lub których ceny rosną wyraźnie szybciej niż pozostałe ceny. W swoim badaniu Łyziak (2009) wskazuje, że dotyczy to w szczególności wybranych produktów żywnościowych, a więc komponentów inflacji nienależących do koszyka inflacji bazowej.

Zdolności prognostyczne inflacji bazowej badali m.in. Crone i inni (2013). Wskazują oni, że prognozy CPI uzyskane przy pomocy kształtowania się inflacji bazowej obarczone są mniejszym błędem niż prognozy uzyskane na podstawie samego CPI. Jednocześnie, podkreślają oni że wynik ten może zależeć od horyzontu prognozy i próby na jakieś przeprowadzono badanie, powstrzymując się tym samym od sformułowania, że inflacja bazowa dobrze prognozuje CPI. Do podobnych wniosków dochodzi Freeman (1998), który bada kierunek przyczynowości w sensie Grangera inflacji bazowej i CPI w Stanach Zjednoczonych, stwierdzając że nie ma wystarczających przesłanek żeby uznać inflację bazową za wskaźnik wyprzedzający kształtowanie się inflacji ogółem. Mimo niepewnych dowodów na przewagę inflacji bazowej, jako wskaźnika przybliżającego przyszłe wartości CPI, wskaźnik ten traktowany jest jako „pragmatyczna odpowiedź banków centralnych na problemy z mierzeniem inflacji" (Woźniak, 2002, s. 11).

W obliczu dużej zmienności wskaźnika inflacji i ograniczonego oddziaływania banku centralnego na ceny w gospodarce, ekonomiści dla celów polityki gospodarczej poszukują wskaźnika cen, który byłby pozbawiony przejściowych wahań i jednocześnie niósł sygnał o stanie gospodarki. W tym celu eliminuje się z ogólnego wskaźnika cen poszczególne grupy produktów: najczęściej żywność i energię, komponenty najbardziej zmienne, bądź będące wynikiem decyzji administracyjnych. Przykładowo. mierniki inflacji bazowej w bankach centralnych Kanady i Japonii wyłączają odpowiednio: podatki pośrednie i 8 grup najbardziej zmiennych oraz żywność świeżą. Istotną cechą tego rodzaju indeksów powinna być ich przejrzystość: lista produktów wykluczanych oraz system wag pozostałych w indeksie produktów powinny być stałe i określone przed ukazaniem się danych. W kolejnej części rozdziału przyjrzę się bliżej miernikom inflacji bazowej i szczegółowo omawiam te, które są obliczane dla Polski.

2.2 Rodzaje inflacji bazowej

Wymienione w rozdziale 2.1 wady wskaźnika CPI (z punktu widzenia prowadzenia polityki pieniężnej) stanowią jedną z przesłanek do budowy wskaźników inflacji bazowej. Zanim jednak przejdę do omówienia kwestii technicznych dotyczących obliczania tych wskaźników oraz ich własności statystycznych odwołam się do samej definicji inflacji bazowej.

Woźniak (2002) w swojej obszernej pracy na temat inflacji bazowej wymienia alternatywne definicje inflacji bazowej[18]. W początkowych pracach na temat inflacji bazowej były one formułowane w odwołaniu do spójnego modelu ekonomicznego, a obecnie coraz częściej podawane definicje oparte są o czysto statystyczny wymiar (wszystkie cytaty wypunktowane poniżej i ich tłumaczenie zostały przytoczone z pracy Woźniaka, 2002, s. 11):

- Eckstein (1981), uznawany za twórcę terminu „inflacja bazowa" definiuje ją jako: „stopę, która wystąpiłaby na długookresowej ścieżce wzrostu gospodarki, pod warunkiem, że ścieżka ta byłaby wolna od szoków, a stan presji popytowych byłby neutralny tak, że rynki byłyby w stanie długookresowej równowagi".
- Blinder (1982) stwierdza, że „inflacja bazowa zdeterminowana jest przez fundamentalne siły ekonomiczne, głównie różnicę pomiędzy stopą wzrostu łącznego popytu i łącznej podaży".
- Quah i Vahey (1995) z kolei odwołują się do długookresowej krzywej Phillipsa i opisują inflację bazową jako „komponent rejestrowanej inflacji, który nie ma średnio- i długookresowego wpływu na produkcję".
- Lombra i Mehra (1983) odwołują się do czysto statystycznego wymiaru, pisząc, że inflacja bazowa to „wyrażenie używane do określania, mierzenia i analizowania trendu zmian cen".
- Podobną definicję formułuje Laidler (1990) określając inflację bazową jako „długookresowe przeciętne tempo, w którym rosną ceny".

Woźniak (2002) przytaczając kolejne definicje podsumowuje, że o ile kilku autorów odnosi się do czynników stricte makroekonomicznych, to większość nowszych opracowań podkreśla takie cechy jak: uporczywość, fundamentalność i podstawowy charakter, który odróżnia inflację bazową od CPI, zdominowanego przez krótkookresowe wstrząsy[19].

Opisując możliwe sposoby budowy samego miernika inflacji bazowej odwołam się do klasyfikacji, która wyłania się z definicji przytoczonych powyżej. Trzy pierwsze z nich odwołują się do modelowych koncepcji ekonomicznych.

W świetle pracy Ecksteina (1981) inflacja bazowa została zbudowana jako wskaźnik wzrostu cen, wywołanego przez systematyczny wzrost kosztów produkcji. Należy tutaj zaznaczyć, że chodzi o krajowe koszty produkcji, a ich wzrost winien być oczyszczony z wahań sezonowych oraz związanych z przejściowymi szokami o charakterze podażowym.

[18] Inflacja bazowa nazywana jest w ten sposób w oficjalnych dokumentach NBP (zob. np. *Metodyka obliczania miar ...*, 2019), choć w ślad za angielskimi określeniami *core inflation, baseline inflation* i *underlying inflation*, w Polsce stosuje się także terminy „inflacja rdzenna" i „inflacja podstawowa".

[19] Uporczywość poszczególnych komponentów inflacji w Polsce była badana przez Hertel i Leszczyńską (2013). Z badania wynika, że inflacja bazowa charakteryzuje się wyższym stopniem uporczywości niż inflacja CPI.

W wymiarze praktycznym budowa takiego wskaźnika wymaga konstrukcji szerokiego modelu gospodarki, który pozwoli oszacować czynniki kształtujące koszty pracy i kapitału.

Z kolei Quah i Vahey (1995) proponują z kolei budowę wskaźnika w oparciu o modele wektorowej autoregresji dla inflacji i realnego PKB z wprowadzoną restrykcją. Jej sens polega na wyłonieniu takiego komponentu inflacji, który nie wpływa na wielkość realnego produktu w długim okresie.

Obydwa te podejścia wymagają stosunkowo długich szeregów danych i odwołanie się do modelu makroekonomicznego. Wydaje się to szczególnie istotne przy tworzeniu wskaźnika cen który odzwierciedlałby tę część inflacji, która znajduje się pod kontrolą banku centralnego. Z drugiej strony, przez sposób konstrukcji wartości inflacji bazowej dostępne są ze znacznym opóźnieniem oraz podlegają częstym rewizjom w miarę napływu nowych danych i reestymacji parametrów ustalonego modelu. Z tych powodów, w bieżących analizach polityki pieniężnej dużo większą popularnością cieszą się mierniki oparte na metodach czysto statystycznych.

Istotą podejścia statystycznego jest eliminacja z koszyka CPI określonych komponentów, wykorzystanie miar tendencji centralnej lub wygładzanie szeregu inflacji w oparciu o filtry statystyczne. Warto zaznaczyć, że ta ostatnia grupa metod (np. inflacja bazowa oparta o wygładzenie CPI za pomocą średniej ruchomej lub filtrem Hodricka-Prescotta) obarczona jest wadami podobnymi do wskaźników opartych o modele makroekonomiczne. Polegają one na braku bieżących wartości, istotnych z punktu widzenia podejmowania decyzji w czasie rzeczywistym oraz rewizji w miarę napływu nowych danych (Kokoszczyński, 2004, s. 151).

Podejścia polegające na eliminacji z koszyka CPI pewnych komponentów są szybko dostępne i bardzo przejrzyste w komunikacji. Wyłączane kategorie produktów znane są z góry (przed obliczeniem wysokości inflacji bazowej) i ustalane są w oparciu o następujące kryteria (Woźniak, 2002, s. 36-37):

a) ceny charakteryzują się dużą zmiennością, które sprawiają, że indeks cen charakteryzuje się wysokim stopniem zakłóceń niemających wpływu na tendencję długoterminową;

b) ceny kształtowane są przez czynniki podażowe, np. szoki podażowe na rynkach energii i żywności;

c) ceny ustalane są administracyjnie a nie rynkowo;

d) zmiany cen wysyłają niewłaściwy sygnał władzom monetarnym i podmiotom prywatnym (np. są silnie związane z wysokością stóp procentowych).

Miary oparte o tendencję centralną nie zakładają z góry eliminacji określonych kategorii produktów, a są wyrazem czysto statystycznego spojrzenia na zmiany poszczególnych cen. Mają one na celu eliminację określonych obserwacji cen z koszyka CPI, która polega na takiej modyfikacji rozkładu cen, która przybliżałaby go do rozkładu normalnego. Uważa się, że za asymetrię i kurtozę znacznie odbiegającą od kurtozy rozkładu normalnego odpowiadają czynniki, które nie powinny być brane pod uwagę przy kształtowaniu polityki pieniężnej (Woźniak, 2002, s. 41-43). Do grupy tych miar zalicza się m.in. średnią obciętą, obliczaną i wykorzystywaną także w Polsce (zob. rozdział 2.3).

Istnieją też dodatkowe miary statystyczne inflacji bazowej, takie jak średnie obcięte według kryterium stabilności zmian cen, średnia ważona wariancją, czy też dynamiczny indeks czynników, oparty o wyłonienie wspólnego czynnika opisującego zmienność poszczególnych komponentów inflacji. Szczegółowy opis każdej z tych metod leży poza zakresem niniejszej pracy, a czytelników zainteresowanych konstrukcją poszczególnych miar inflacji bazowej odsyłam do rozdziału 4 książki Woźniaka (2002). W dalszej części pracy (w rozdziale 2.3) ograniczam się do opisu wskaźników obliczanych i wykorzystywanych obecnie przez NBP.

Omawiając liczne miary inflacji bazowej warto wspomnieć o kryteriach ich oceny. Analiza normatywna powstała w odpowiedzi na brak możliwości sformułowania jednoznacznej definicji inflacji bazowej[20] i wiele miar wykorzystywanych do jej opisu. Kokoszczyński (2004) przytacza kryteria sformułowane przez Rogera (1998) oraz Wynne'a (1999). Według nich, inflacja bazowa powinna być:

- szybko dostępna,
- odporna i nieobciążona w stosunku do CPI,
- łatwo weryfikowalna przez innych uczestników rynku,
- zrozumiała dla opinii publicznej,
- pozbawiona rewizji danych,
- związana z podstawami teoretycznymi,
- wskaźnikiem o dobrych własnościach prognostycznych,
- dobrym przybliżeniem trendu występującego w CPI.

Dość powszechnie stosowane są także kryteria czysto statystyczne, zaproponowane przez Robalo Marquesa i innych (2003), sformułowane dla wskaźnika CPI, który jest zintegrowany
w stopniu pierwszym (I(1)). Głoszą one, że:

[20] Definicja ta może zależeć od celu w jakim powstał dany wskaźnik inflacji bazowej.

a) wskaźnik inflacji bazowej (π_t^B) jest zintegrowany w takim samym stopniu (tj. I(1)) i skointegrowany z CPI (π_t) wektorem [-1,1] – tzn. różnica $\pi_t^B - \pi_t$ jest stacjonarna,
b) istnieje mechanizm korekty błędem: $\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^B$ dla $\Delta\pi_t$ tj. parametr γ w równaniu: $\Delta\pi_t = \sum_{j=1}^{m} \alpha_j \, \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} \alpha_j \, \Delta\pi_{t-j}^B - \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^B) + \varepsilon_t$ jest statystycznie różny od zera,
c) inflacja bazowa jest ściśle egzogeniczna wobec parametrów równania zapisanego w punkcie b).

W rozdziale 2.3 mierniki inflacji bazowej w Polsce zostaną ocenione pod kątem wymienionych powyżej kryteriów.

2.3 Inflacja bazowa w Polsce

Inflacja bazowa w Polsce obliczana i publikowana jest od 1998 roku przez NBP. Źródłem danych o dynamice cen poszczególnych produktów oraz ich udział w koszyku konsumpcji jest GUS, ale to bank centralny oblicza poszczególne miary inflacji bazowej. Opracowanie metodyki inflacji bazowej przez bank centralny jest powszechnie stosowaną praktyką na świecie[21], co można odebrać jako sygnał świadczący o istotnej roli tej miary inflacji w polityce pieniężnej.

Od 1998 roku zakres i metodyka obliczania wskaźników w Polsce ulegały zmianom, np. do 2008 roku NBP publikował 5 miar inflacji bazowej, tj. inflacja:

- po wyłączeniu cen kontrolowanych,
- po wyłączeniu cen o największej zmienności,
- po wyłączeniu cen o największej zmienności i cen paliw,
- po wyłączeniu cen żywności i cen paliw (tzw. „inflacja netto"),
- 15% średnia obcięta.

W 2009 roku dokonano ostatniej znaczącej rewizji miar inflacji bazowej (*Rewizja miar inflacji bazowej*, 2009) i od tego czasu publikowane są cztery wskaźniki, wymienione poniżej. Publikacja wskaźników odbywa się co miesiąc, a dane są dostępne następnego dnia roboczego po opublikowaniu przez GUS danych o CPI. Wskaźniki inflacji bazowej publikowane przez NBP obejmują (definicje i waga poszczególnych produktów w koszyku CPI zostały zaczerpnięte z materiału *Metodyka obliczania miar...*, 2019):

[21] W niektórych krajach, podobnie jak w Polsce, bank centralny zajmuje się także publikacją bieżących danych o inflacji bazowej. Dzieje się tak m.in. w Kanadzie, Brazylii i Egipcie.

1) **Inflacja po wyłączeniu cen żywności i energii**

Wskaźnik ten uwzględnia zmiany cen dóbr z wyłączeniem żywności i napojów bezalkoholowych oraz energii. Do grupy energii zalicza się: paliwa, energię elektryczną, gaz, centralne ogrzewanie, ciepłą wodę oraz opał. Motywacją do wyłączenia tych cen jest ich silna wrażliwość na wewnętrzne i zewnętrzne szoki podażowe. W latach 1999-2018 udział żywności i energii w koszyku CPI wahał się w granicach 39,9%-45%. W 2019 roku udział ten wynosi 41,1%.

2) **Inflacja po wyłączeniu cen administrowanych**

Powstaje ona poprzez wyeliminowanie cen, które nie są kształtowane przez mechanizmy rynkowe, lecz podlegają różnego rodzaju regulacjom. W związku ze sposobem ustalania cen, rozkład zmian tych cen może nie odzwierciedlać długookresowych tendencji inflacyjnych. Ceny administrowane obejmują towary i usługi, których ceny znajdują się w pełni lub w znacznym stopniu pod wpływem instytucji rządowych (centralnych, samorządowych i lokalnych) oraz regulatorów. Definicja cen administrowanych została zapożyczona z ECB i obejmuje te ceny, które wynikają wprost z aktów prawnych lub decyzji administracyjnych, są przedmiotem zatwierdzenia lub nie mogą zostać zmienione bez zgody odpowiednich instytucji publicznych oraz ceny, których poziom lub dynamika zmian są prawnie ograniczone. Do cen administrowanych nie są z kolei zaliczane ceny kontrolowane pośrednio poprzez zmiany stawek podatków pośrednich, podatków i opłat ekologicznych, regulacji w zakresie bezpieczeństwa produktów oraz Wspólnej Polityki Rolnej. W latach 2001-2018 udział cen administrowanych w koszyku CPI wahał się w przedziale 12,0-20,8%. W 2019 roku udział ten wynosi 15,1%.

3) **Inflacja po wyłączeniu cen najbardziej zmiennych**

Została wprowadzona w marcu 2009 r., zastępując publikowany wcześniej „wskaźnik inflacji po wyłączeniu cen o największej zmienności". Inflacja bazowa liczona w ten sposób powstaje poprzez wyłączenie wpływu cen tych towarów i usług, które są szczególnie wrażliwe na różnego rodzaju szoki popytowe i podażowe lub cechują się istotną i zmienną w czasie sezonowością. Wyznaczenie koszyka cen najbardziej zmiennych następuje na początku każdego roku, uwzględniając dane, które napłynęły w poprzednim roku kalendarzowym. Kryterium wyboru opiera się na uszeregowaniu cen od tych o najwyższym odchyleniu standardowym z próby na poziomie elementarnych wskaźników cen i odcięciu tych cen, których łączna waga w koszyku CPI zaczyna przekraczać 20%. Miara inflacji po wyłączeniu cen najbardziej zmiennych powstaje poprzez obliczenie zagregowanego wskaźnika cen na zbiorze okrojonym o wyznaczony wg powyższej metody koszyk cen najbardziej zmiennych.

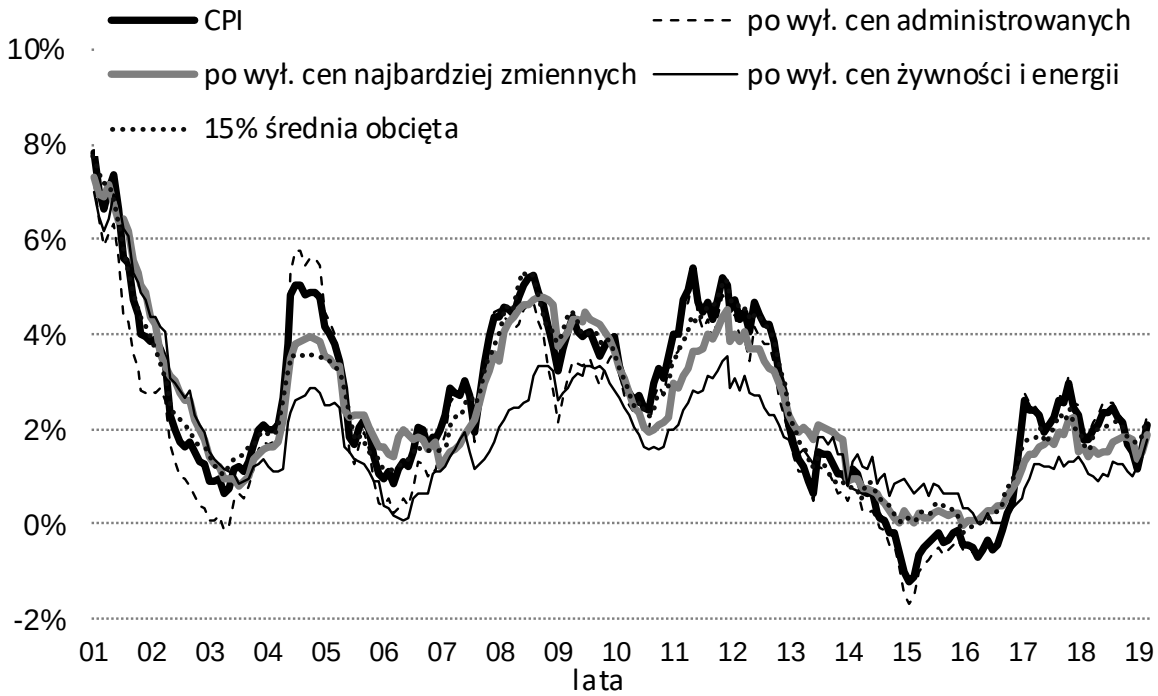
Tak wyznaczony indeks cen pomija najczęściej takie produkty jak: żywność nieprzetworzoną, produkty energetyczne (paliwa, gaz, opał) i niektóre usługi (transport powietrzny, usługi finansowe oraz telefonię komórkową). Ze względu na swoja konstrukcję udział dóbr o cenach najbardziej zmiennych w koszyku CPI wynosi w każdym roku w przybliżeniu 20%.

3) **15% średnia obcięta**

Wskaźnik ten liczony jest z pominięciem tych cen, które charakteryzują się największymi zmianami. Powstaje on poprzez uszeregowanie zdezagregowanych wskaźników cen od najniższych do najwyższych. Następnie odcina się symetrycznie z rozkładu cen te grupy, których waga skumulowana jest mniejsza niż 15% lub większa niż 85%. Innymi słowy, odrzuca się grupy o łącznej wadze 30%, których cena uległa największej zmianie w stosunku do okresu bazowego. Z tak otrzymanego zbioru cen oblicza się wskaźnik cen, zgodnie z metodyką CPI. Miara ta liczona jest oddzielnie w układzie zmian w stosunku do poprzedniego miesiąca oraz w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku.

Choć NBP w swoich materiałach odwołuje się krótko do czynników ekonomicznych[22], to wszystkie sposoby pomiaru inflacji bazowej należą do grupy metod mechanicznych (trzy pierwsze miary) i statystycznych (15% średnia obcięta).

Rys. 1 Wskaźniki inflacji bazowej w Polsce na tle CPI (dane o częstotliwości miesięcznej, zmiana w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku).



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS i NBP.

[22] Odwołanie to następuje poprzez wyjaśnienie, że inflacja bazowa „jest tą częścią inflacji rejestrowanej, która jest związana z oczekiwaniami inflacyjnymi i presją popytową oraz która jest niezależna od szoków podażowych" (*Metodyka obliczania miar* ..., 2019, s. 3).

Dokonam teraz krótkiej oceny opisanych powyżej miar inflacji pod kątem spełnienia przez nie kryteriów jakie stawia się przed inflacją bazową. Zostały one wyszczególnione w rozdziale 2.2. Możemy wśród nich wyróżnić kryteria ilościowe i jakościowe. Do tych pierwszych zaliczymy: nieobciążoność w stosunku do CPI, dobre dopasowanie do trendu występującego w CPI, dobre własności prognostyczne wobec CPI oraz wszystkie kryteria wymienione przez Robalo Marquesa i innych (2003) związane z relacją kointegrującą wiążącą dany wskaźnik inflacji bazowej z CPI.

W Tab. 3 wyszczególniono średnią i odchylenie standardowe czterech wskaźników inflacji bazowej, publikowanych przez NBP na tle CPI. Ze względu na krótszy szereg inflacji po wyłączeniu cen najbardziej zmiennych okres porównania zawężono do lat 2001-2019[23]. Z porównania wynika, że wszystkie wskaźniki z wyjątkiem inflacji po wyłączeniu cen administrowanych charakteryzują się niższą zmiennością niż CPI. Najniższą zmiennością charakteryzuje się inflacja po wyłączeniu cen energii i żywności.

Kryterium nieobciążoności możemy ocenić na podstawie porównania średniej policzonej dla poszczególnych wskaźników inflacji (Tab. 3). Dodatkowo, pomiaru obciążenia dokonam na podstawie błędu średniego (ang. *mean error*, ME), tj. przeciętnej różnicy odchyleń danej inflacji bazowej od CPI. Z obydwu porównań wynika, że najmniejszym obciążeniem w stosunku do CPI obarczony jest wskaźnik 15% średniej odciętej, co nie dziwi biorąc pod uwagę proces konstrukcji tego wskaźnika.

Kolejną mierzalną cechą inflacji bazowej jest jakość przybliżenia trendu w CPI. Zweryfikuję ją pomocą odchylenia danej miary inflacji bazowej od trendu wyznaczonego za pomocą filtru Hodricka-Prescotta (HP). Odchylenie to mierzę za pomocą średniego błędu absolutnego (ang. *mean absolute error*, MAE). Z otrzymanych błędów (Tab. 3) wynika, że trend w inflacji ogółem jest najlepiej przybliżony przez wskaźniki: inflacji po wyłączeniu cen najbardziej zmiennych oraz inflacji po wyłączeniu cen żywności i energii.

[23] Dodatkowo, szereg inflacji po wyłączeniu cen administrowanych uległ rewizji z powodu zmiany definicji cen administrowanych i w obecnym kształcie dostępny jest również od 2001 roku.

Tab. 3. Statystyki opisowe wskaźników inflacji CPI oraz 4 rodzajów inflacji bazowej, wraz z oceną spełnienia warunków ilościowych, opisanych przez Rogera (1998) oraz Wynne'a (1999). Dane o częstotliwości miesięcznej od 2001m1 do 2019m3, zmiana w stosunku do analogicznego miesiąca poprzedniego roku.

wskaźnik:	średnia	odchylenie standardowe	obciążenie w stosunku do CPI (ME)	dopasowanie do trendu HP w CPI (MAE)	*p-value* testu ADF*
CPI	2,13%	1,83%	-	-	0,044
inflacja po wył. cen żywności i energii	1,53%	1,38%	0,60%	0,83%	0,001
inflacja po wył. cen administrowanych	1,79%	1,83%	0,34%	1,24%	0,057
inflacja po wył. cen najbardziej zmiennych	2,05%	1,59%	0,08%	0,80%	0,018
15% średnia obcięta	2,11%	1,64%	0,02%	0,89%	0,007

* empiryczny poziom istotności rozszerzonego testu Dickeya-Fullera.
Źródło: obliczenia na podstawie danych GUS i NBP.

Zbadanie zdolności prognozowania inflacji CPI za pomocą wskaźników inflacji bazowej wymaga przeprowadzenia szczegółowego badania i starannego wyboru modelu prognostycznego. Zagadnienia te wykraczają poza zakres niniejszej pracy. Mogę jednak w tym miejscu przytoczyć badanie mające na celu wskazanie wskaźników wyprzedzających użytecznych w prognozowaniu inflacji w Polsce, przygotowane przez Szafrańskiego (2013). Jego celem był wybór wskaźników wyprzedzających dla inflacji CPI spośród szerokiego zestawu szeregów sięgających 2000 roku. Wśród analizowanych zmiennych znalazły się także wskaźniki inflacji bazowej. Z eksperymentu prognostycznego wynika, że spośród analizowanych szeregów najlepsze własności prognostyczne ma inflacja bazowa obliczona za pomocą 15% średniej obciętej. Opierając się na tych wynikach, mogę zatem stwierdzić, że spośród wskaźników inflacji bazowej publikowanych w Polsce najlepszą zdolność prognostyczną wobec CPI przedstawia wskaźnik 15% średniej odciętej. Różnice pomiędzy zdolnością prognozowania CPI za pomocą różnych wskaźników inflacji bazowej zbadał też dla USA Bermingham (2010). Przedstawione przez niego wyniki wskazują, że wskaźniki inflacji bazowej nie różnią się pod tym względem w sposób istotny statystycznie.

Ostatnią grupę kryteriów ilościowych, jakie stawiane są przed inflacją bazową są warunki opisane przez Robalo Marquesa i innych (2003). Zostały one sformułowane przy założeniu, że szereg inflacji ogółem w postaci dynamiki rok do roku jest zintegrowany w stopniu pierwszym. W przypadku omawianego zbioru danych, tj. inflacji ogółem dla Polski hipoteza

o istnieniu pierwiastka jednostkowego została odrzucona na poziomie istotności 5% (Tab. 3).

Z tego powodu, warunki związane z zależnością długookresową pomiędzy inflacją ogółem a poszczególnymi wskaźnikami inflacji bazowej nie mogą zostać ocenione.

Pozostałe pożądane cechy inflacji bazowej mają wymiar jakościowy i nieco subiektywny.

Kryterium szybkiej dostępności jest spełnione przez wszystkie warianty inflacji bazowej w takim samym stopniu, gdyż wszystkie wskaźniki publikowane są obecnie z niewielkim opóźnieniem (jednego dnia roboczego) w stosunku do wskaźnika CPI za dany miesiąc. Podobnie możemy ocenić rewizje danych, które co do zasady nie są przeprowadzane. Od początku okresu publikacji szeregów inflacji bazowej przeprowadzono jedynie kilka zmian w szeregach, które związane były z poważnymi zmianami metodyki obliczania szeregów (zob. *Rewizja miar inflacji bazowej,* 2009).

Przejrzystość konstrukcji i łatwa weryfikowalność poszczególnych wskaźników możemy rozumieć jako łatwość z jaką podmioty prywatne mogłyby odtworzyć dany wskaźnik z dostępnych danych. W tym przypadku, najłatwiejszy w komunikacji jest wskaźnik inflacji po wyłączeniu cen żywności i energii. Stały i jasno określony z góry katalog cen wchodzących w skład indeksu ułatwia zrozumienie i poprawia wiarygodność danego wskaźnika.

Ostatnim kryterium jest związek z podstawami teoretycznymi. Jak wspomniano przy omawianiu poszczególnych miar publikowanych przez NBP, każda z nich obliczana jest za pomocą metody mechanicznej bądź statystycznej. Związek z teorią zaznaczony jest w sposób ogólny i nie ma bezpośredniego odzwierciedlenia w żadnej z przytoczonych miar inflacji bazowej.

2.4 Inflacja bazowa w modelowaniu polityki pieniężnej

Narzędziem pozwalającym modelować politykę pieniężną z uwzględnieniem różnych miar inflacji jest między innymi klasa modeli DSGE (zob. rozdział 1.2). W swoim podstawowym wymiarze zakładają one homogeniczność produkcji w tym znaczeniu, że wszyscy producenci działają w ten sam sposób i w tych samych warunkach – w szczególności napotykają sztywności nominalne z takim samym prawdopodobieństwem. Uchylenie tego ostatniego założenia umożliwia wyłonienie z gospodarki heterogenicznych sektorów produkcji dóbr. Modelowanie produkcji oddzielnie w różnych sektorach sprawia, że model uwzględnia opis dynamiki cen różnych typów dóbr. Oznacza to odejście od typowego założenia, obecnego

w modelach DSGE, czyli od pełnej homogeniczności przedsiębiorstw[24]. Wprowadzenie heterogeniczności w mechanizmie stanowienia cen dla poszczególnych typów dóbr umożliwia uwzględnienie w modelu DSGE zdezagregowanej dynamiki cen. Podejście takie jest wykorzystywane w badaniach skutków polityki pieniężnej z uwzględnieniem różnic w dynamice inflacji różnych typów dóbr. Biorąc pod uwagę cel pracy, zbudowany model DSGE uwzględnia taki podział na sektory, w którym produkcja jednego sektora pokrywa się z koszykiem najbardziej popularnej miary inflacji bazowej (inflacja po wyłączeniu cen żywności i energii), a drugi z sektorów jest miejscem produkcji żywności i energii. Rozróżnienie tych dwóch sektorów jest dodatkowo uzasadnione przez wyniki badań wskaźników cen o niskim stopniu agregacji, które wskazują że sztywności cenowe są niższe w przypadku żywności i energii, w porównaniu do innych towarów i usług (Bils i Klenow, 2004; Dhyne i inni, 2006; Macias i Makarski, 2013). W Tab. 4 umieszczono podsumowanie tych badań, które pokazuje jaka część cen danej grupy produktów ulega zmianie w trakcie jednego miesiąca. W przypadku Polski, podobnie jak w pozostałych gospodarkach, ceny usług i produktów przemysłowych zmieniają się najrzadziej. Najwyższą częstotliwością zmian charakteryzują się za to ceny żywności nieprzetworzonej i energii[25].

Tab. 4 Miesięczna częstotliwość zmiany cen w poszczególnych grupach produktów w strefie euro, USA i Polsce, w proc.

Częstotliwość zmiany cen:	strefa euro	USA	Polska
żywności nieprzetworzonej	28,3	47,7	39,2
żywności przetworzonej	13,7	27,1	20,0
energii	78,0	74,1	25,8
produktów przemysłowych	9,2	22,4	15,1
usług	5,6	15,0	6,6
ogółem	15,3	26,1	18,8

Źródło danych: Dhyne i in. (2006); Macias i Makarski (2013).

Analiza reakcji banku centralnego na różne mierniki inflacji wpisuje się w szerszą dyskusję na temat determinant stóp procentowych. Wspomniana w rozdziale 1.1 reguła Taylora zakłada, że bank centralny reaguje jedynie na dynamikę cen konsumpcyjnych oraz na lukę produkcyjną. Liczne analizy empiryczne wskazują jednak, że bank centralny bierze pod uwagę dodatkowe czynniki, takie jak kurs walutowy (Lubik i Schorfheide, 2007), wydarzenia

[24] Homogeniczność ta polega na założeniu, że wszystkie przedsiębiorstwa działają w ten sam sposób, w oparciu o tę samą funkcję produkcji, optymalizują w oparciu o tę samą funkcję celu i przy tym samym ograniczeniu oraz mogą zmieniać ceny w oparciu o ten sam mechanizm. W modelu opisanym w nieniejszej pracy to ostatnie założenie zostało uchylone. Szczegółowo kwestię tę omawiamy w rodziale 3.

[25] Stosunkowo wysoka sztywność cen energii w Polsce wiąże się z tym, że ceny energii elektrycznej i gazu są regulowane.

giełdowe (Goczek i Partyka, 2016) i wiele innych zmiennych z zakresu rynku pracy, finansów publicznych, handlu zagranicznego. Próbę skonstruowania syntetycznej miary wszystkich czynników na które reaguje bank centralny podjęli Bernanke i Boivin (2003), Favero i inni (2005), a dla Polski podobne badanie wykonał Baranowski (2014, s. 61-81). Istnieje także wiele wariantów samej konstrukcji funkcji reakcji banku centralnego w odniesieniu do synchronizacji czasowej (reguła bieżąca, adaptacyjna i antycypacyjna).

W rozdziałach 3 i 4 przedstawiono podstawy teoretyczne i analizę empiryczną modelu, który opisuje rolę poszczególnych wskaźników cen będących składowymi wskaźnika CPI w funkcji reakcji NBP. Dodatkowo, w ramach sprawdzenia stabilności wyników poruszono też kwestie wymienione powyżej (takie jak dodatkowa reakcja na kurs walutowy, czy synchronizację czasową reguły).

W literaturze kilkukrotnie podejmowano próby zastosowania modeli DSGE z heterogenicznym mechanizmem stanowienia cen do analiz polityki pieniężnej. Przykład takiej analizy jest zaprezentowany w artykule Aokiego (2001). Konstruuje on dwusektorowy model dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej, w którym tylko jeden sektor gospodarki charakteryzuje się sztywnościami nominalnymi. Ceny produktów w drugim sektorze są doskonale giętkie. W ramach tego modelu, Aoki konstruuje krzywą Phillipsa z uwzględnieniem szoków specyficznych dla danego sektora oraz zmian cen relatywnych w gospodarce. W modelu tym inflacja w sektorze ze sztywnościami reprezentuje uporczywy komponent inflacji w tym sensie, że reaguje ona na oczekiwania co do kształtowania się przyszłej luki produkcyjnej oraz na zmiany cen relatywnych. Z tego powodu inflacja w sektorze ze sztywnościami jest dobrym przybliżeniem inflacji bazowej (*underlying inflation*). To z kolei umożliwia ocenę polityki pieniężnej prowadzonej w oparciu o różne miary inflacji.

Wnioski płynące z tego modelu mówią o tym, że optymalna polityka pieniężna – to jest taka, która maksymalizuje dobrobyt reprezentatywnego gospodarstwa domowego (Woodford, 2003, s. 383 i nast.) – stabilizuje inflację w sektorze ze sztywnościami, czyli inflację bazową. Inny kształt funkcji odpowiedzi polityki pieniężnej dający podobne rezultaty zakłada stabilizowanie cen relatywnych na pewnym optymalnym poziomie. Pozostałe warianty funkcji reakcji banku centralnego, takie jak: reakcja na inflację w całej gospodarce generują pewne straty w dobrobycie gospodarstw domowych.

Model opracowany w ramach niniejszej rozprawy różni się od pracy Aokiego (2001) przede wszystkim w sposobie ujęcia sztywności cenowych. Aoki przyjmuje, że w gospodarce część cen jest doskonale giętkich. W rozwijanym tu modelu dopuszczam sztywności w obydwu sektorach, pozwalając jednocześnie na różnice w tym zakresie.

Nieco bardziej rozbudowany model DSGE opracowali Bodenstein, i inni (2008). Główna różnica leży we wprowadzeniu sztywności płac. Pozostałe założenia, dotyczące w szczególności różnice pomiędzy dwoma sektorami zostały ujęte podobnie jak w pracy Aokiego (2001). Sektor energii charakteryzuje się więc giętkimi cenami, które zależą jedynie od szoków, a ceny pozostałych produktów zakładają występowanie sztywności cenowych modelowanych według schematu Calvo. W tak skonstruowanym modelu analizowane są alternatywne postaci funkcji reakcji polityki pieniężnej: 1) optymalna z punktu widzenia maksymalizacji dobrobytu gospodarstw domowych; 2) antycypacyjna reguła Taylora odpowiadająca na prognozy inflacji ogółem oraz lukę produkcyjną; 3) reguła Taylora odpowiadająca na prognozy inflacji w sektorze ze sztywnościami (inflacja bazowa) oraz na lukę produkcyjną.

Wyniki analiz na gruncie modelu Bodenstein i inni (2008) wskazują, że reakcja polityki pieniężnej na inflację CPI jest mniej efektywna z punktu widzenia generowania strat w dobrobycie gospodarstw domowych. Reguła Taylora oparta wyłącznie na inflacji w sektorze ze sztywnościami jest natomiast zbliżona do optymalnej.

Inflacja bazowa w kontekście polityki pieniężnej jest także rozważana z punktu widzenia gospodarek rozwijających się. Eichengreen (2006) zauważa, że kraje te są podatne na szoki płynące z międzynarodowych rynków surowców. Stwarza to dodatkowe problemy w sytuacji implementowania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. Sposobem na to jest wyłączenie z CPI cen energii i żywności i posługiwanie się inflacją bazową w polityce pieniężnej. Z drugiej strony, może to rodzić wątpliwości z zakresu wiarygodności banku centralnego, który wyłączając ze swojej funkcji celu przejściowe wahania cen surowców wpływające na znaczną część koszyka konsumpcji, może być krytykowany za niereagowanie na presję inflacyjną.

Poza modelami opisującymi *stricte* politykę pieniężną w kontekście inflacji bazowej, istnieją prace dotyczące reakcji banku centralnego na różne mierniki inflacji, obejmujące wycinek cen obserwowanych w opisywanej gospodarce. Do prac takich możemy zaliczyć m.in. artykuł Benigno i Lopeza-Salido (2006). Autorzy tego badania budują model dla gospodarki strefy euro. W ramach modelowanej gospodarki wyłonione zostają dwa obszary charakteryzujące się wyższym i niższym stopniem uporczywości. Źródłem tej różnicy jest zarówno różny poziom sztywności cenowych, jak i fakt, że tylko część cen podlega indeksacji. Autorzy badania wykazują na gruncie tak zarysowanego modelu, że optymalna polityka pieniężna przykłada wyższą wagę do inflacji o wyższym stopniu persystencji. Polityka taka przynosi wyższe korzyści z punktu widzenia gospodarstw domowych niż przykładanie tej

samej wagi do stóp inflacji w ramach strefy euro – czego odpowiednikiem jest reagowanie banku centralnego na inflację mierzoną za pomocą zharmonizowanego wskaźnika cen konsumpcyjnych (HICP) w całej strefie euro. Praca ta, z pewnymi modyfikacjami, stanowi ważny punkt odniesienia dla modelu opisanego w rozdziale 3 niniejszej pracy.

Innym przykładem analizy optymalnego wskaźnika cen, na jaki powinien reagować bank centralny jest praca Mankiwa i Reisa (2003). Proponują oni budowę nowego indeksu cen, który mógłby być wykorzystany w polityce pieniężnej, a reakcja na jego zmiany jest optymalna z punktu widzenia minimalizowania wahań koniunktury. Indeks ten dalece odbiega od szacunku zmiany kosztu utrzymania gospodarstw domowych. W jego skład wchodzą ceny dóbr pochodzących z różnych sektorów z wagami uzależnionymi od sektorowych charakterystyk, takich jak skala dostosowań cenowych, ich cykliczność i persystencja oraz skala idiosynkratycznych szoków produktywności. Ważnym wnioskiem płynącym z tego badania jest fakt, że optymalna polityka pieniężna powinna przykładać wyższą wagę do zmian cen w sektorach, w których obserwuje się wyższą dynamikę wynagrodzeń.

W dyskusji na temat reakcji banku centralnego na różne mierniki inflacji warto podnieść argument zasadności reakcji na szoki podażowe. W formalnych modelach DSGE, przedstawionych powyżej, ceny grupy produktów (np. energii w modelu Bodensteina i innych, 2008) modelowane są jako realizacja szoków podażowych. Reakcja na te zdarzenia, będące poza kontrolą banku jest często uznawana za niezasadną (Mishkin, 2007; Wojtyna, 2004, s. 160-161). Z drugiej strony, należy pamiętać o możliwości wystąpienia tzw. „efektów drugiej rundy", które mogą prowadzić do wzrostu oczekiwań inflacyjnych na które bank centralny powinien zareagować (Mishkin, 2007). Hooker (2002) zauważa, że szoki występujące na rynku ropy naftowej miały swoje odzwierciedlenie w tempie wzrostu inflacji bazowej w USA, zwłaszcza przed rokiem 1981. W późniejszym okresie zależność pomiędzy inflacją bazową a wydarzeniami na rynku ropy naftowej jest dużo słabsza. Wojtyna (2004, s. 161) zauważa, że oparcie strategii polityki pieniężnej na wskaźniku inflacji bazowej umożliwia oddzielenie efektów „pierwszej" i „drugiej rundy". Dzięki temu, zmiany inflacji bazowej mogą być postrzegane jako ta część ogólnego ruchu cen, która znajduje się pod kontrolą banku centralnego i na którą reakcja jest w pełni uzasadniona.

Kwestię reakcji na ceny będące pod wpływem szoków podażowych warto omówić na przykładzie literatury na temat reakcji banku centralnego na szoki na rynku ropy naftowej. W literaturze przedmiotu istnieje szeroka dyskusja na temat zasadności reakcji na tego typu szoki. Bernanke i inni (1997) wskazują na przykład, że restrykcyjna reakcja Systemu Rezerwy Federalnej (FED) na szoki na rynku ropy naftowej była główną przyczyną późniejszej recesji

w Stanach Zjednoczonych. Autorzy późniejszych badań (np. Hamilton i Herrera, 2004; Leduc i Sill, 2004) złagodzili ten wniosek, twierdząc że polityka pieniężna odgrywała mniejszą rolę w wywołaniu recesji. W analizie dobrobytu gospodarstw domowych dla USA, Bodenstein i inni (2012) wskazują, że optymalna polityka pieniężna to taka, która przykłada zerową wagę do cen ropy naftowej, reagując jedynie na inflację płac. Zaznaczę w tym miejscu, że analiza mająca na celu wskazanie optymalnej polityki pieniężnej dla gospodarki Polski wykracza poza zakres tej rozprawy.

2.5 Praktyka banków centralnych

Prace przytoczone w rozdziale 2.4 modele – wskazują na zalety wykorzystywania inflacji bazowej w polityce pieniężnej. Wielu autorów zwraca jednocześnie uwagę na trudności związane z komunikacją celu wyrażonego za pomocą wskaźnika cen dotyczącego jedynie wycinka cen, które stanowią o kosztach utrzymania przeciętnego gospodarstwa domowego. Nie bez znaczenia jest też fakt, że miary inflacji bazowej są najczęściej opracowywane – a w przypadku Polski (i kilku innych krajów, takich jak Kanada, Brazylia i Egipt) – także publikowane na bieżąco przez same banki centralne[26]. Może to rodzić wątpliwości związane z wiarygodnością.

Z tego powodu obecnie żaden bank centralny stosujący strategię bezpośredniego celu inflacyjnego nie wyraża poziomu tego celu za pomocą wskaźnika inflacji bazowej. W przeszłości wskaźnikiem takim posługiwały się banki centralne w Tajlandii, Czechach i Korei Południowej, jednak od 2015 roku wszystkie banki centralne wyrażają cel za pomocą wskaźnika CPI[27], a różne miary inflacji bazowej określane są czasami jako cel pośredni (Rich i Steindel, 2007). Poniżej przedstawiam przykłady w jaki sposób banki centralne wybranych krajów odwołują się do różnych miar inflacji. Poza Polską prezentuję rozwiązania zastosowane w polityce pieniężnej w: Nowej Zelandii, Kanadzie, Norwegii, Szwecji, Chile, Czechach i Tajlandii. Motywacją do wyboru tych krajów jest fakt, że ich banki centralne posługują się strategią bezpośredniego celu inflacyjnego opartego obecnie na CPI, ale jednocześnie w swoich dokumentach odwołują się wprost do inflacji bazowej. Opisywane kraje nie są jedynymi, które odwołują się do różnych mierników inflacji w swojej strategii, jednak argumentacja którą

[26] W wielu gospodarkach (takich jak: Wielka Brytania, Szwecja, Czechy) inflacja bazowa jest publikowana przez urzędy statystyczne.
[27] Pewne odejście od CPI stosowane jest w Szwecji, gdzie cel wyrażony jest w CPI policzonym przy stałej stopie procentowej (tzw. wskaźnik CPIF).

przedstawiam poniżej stanowi dobry przykład uzasadnienia motywacji jaka przyświeca konstrukcji modelu w kolejnych rozdziałach pracy.

Wśród przytoczonych przykładów znajdują się kraje o najdłuższej historii stosowania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (Nowa Zelandia, Kanada, Szwecja) oraz takie, które na jednym z etapów stosowania tej strategii posługiwały się wskaźnikiem innym niż CPI (Czechy, Tajlandia). Z przedstawionego przeglądu wynika, że wiele banków centralnych formułując cel za pomocą CPI czyni zastrzeżenie, że zakres cen objęty tym miernikiem nie w pełni odpowiada potrzebom banku centralnego. Argumenty dotyczą cen o dużej zmienności, o braku wrażliwości na decyzje krajowych władz monetarnych lub o dużej podatności na zmiany stóp procentowych (takich jak ceny związane z zakupem mieszkań). Mimo tych zastrzeżeń, w każdym z przytoczonych przykładów decyzja o wyborze CPI poparta była argumentami związanymi z wiarygodnością banku oraz łatwością komunikacji z opinią publiczną.

Polska

Jak wspomniano w rozdziale 1.1, w Polsce strategia bezpośredniego celu inflacyjnego została wprowadzona od 1999 roku (*Średniookresowa strategia polityki pieniężnej*, 1998)[28]. Strategia prowadzona przez NBP oparta jest na wskaźniku cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI). W odniesieniu do tego wskaźnika ustalana jest wysokość celu inflacyjnego oraz oceniany jest stopień jego realizacji. Głównym argumentem przemawiającym za wyborem tego wskaźnika jest fakt, iż „taka miara inflacji stosowana jest powszechnie w polskiej gospodarce od początku okresu transformacji i jest najsilniej zakorzeniona w świadomości społeczeństwa spośród różnych wskaźników wzrostu cen" (*Średniookresowa strategia polityki pieniężnej*, 1998, s. 10). Z drugiej strony, już w momencie wprowadzania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego NBP zastrzegał, że to inflacja bazowa lepiej obrazuje zjawisko trwałych zmian poziomu cen w gospodarce (*Średniookresowa strategia polityki pieniężnej*, 1998, s. 10). Dodatkowo, NBP w formułowaniu strategii zwraca uwagę na granice wpływu decyzji banku centralnego na procesy inflacyjne w gospodarce i zastrzega, iż mimo wyrażenia celu za pomocą wskaźnika CPI, inflacja bazowa będzie poddawana starannej analizie i szczegółowo komentowana w komunikatach dotyczących implementacji polityki pieniężnej.

[28] Przed 1999 rokiem NBP prowadził politykę ograniczania inflacji za pomocą łączenia dwóch typów strategii pośredniego celu inflacyjnego strategii kontroli jednocześnie kursu walutowego oraz podaży pieniądza (NBP, 1998, s. 8).

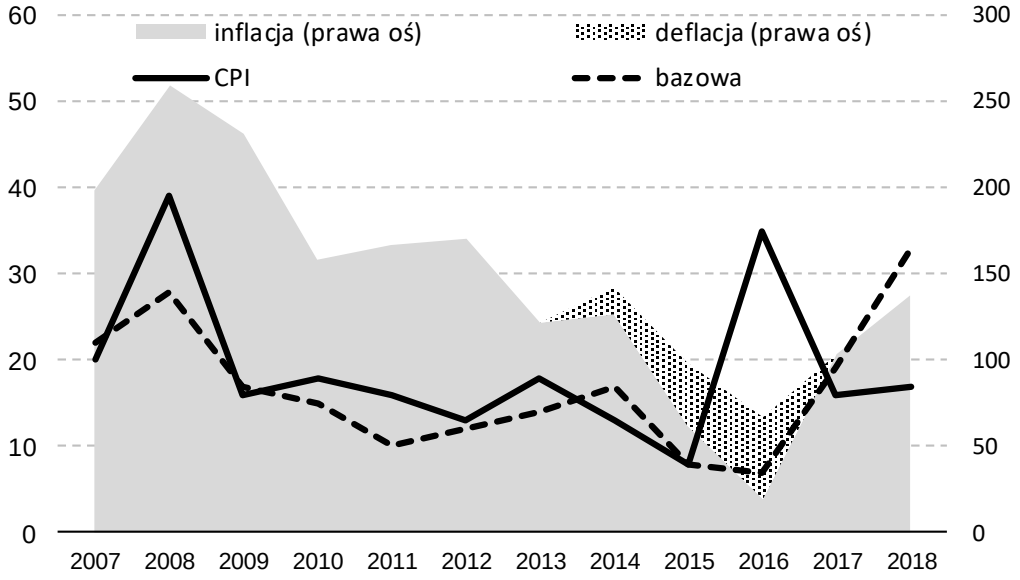
W celu weryfikacji tej deklaracji dokonam przeglądu opisu dyskusji prowadzonych na posiedzeniach Rady Polityki Pieniężnej w latach 2007-2018 pod kątem liczby odniesień do różnych miar inflacji. To krótkie badanie inspirowane jest analizami komunikatów NBP pod kątem wydźwięku tekstu z wykorzystaniem technik przetwarzania języka naturalnego (ang. *text mining*), które wykonali Doryń (2018) i Rybiński (2019). Dla celu niniejszej analizy wystarczający wydaje się pomiar częstotliwości używania określeń wyrażających różne mierniki inflacji.

Opis dyskusji (tzw. *minutes*) po posiedzeniach RPP publikowany jest od kwietnia 2007 roku. Ich częstotliwość jest miesięczna z wyjątkiem tych miesięcy, w których nie odbyły się posiedzenia RPP. Przeciętnie w ciągu roku publikowanych jest 11 takich dokumentów.

Na Rys. 2 umieszczono częstotliwość użycia określeń „inflacja", „deflacja", „CPI" oraz „inflacja bazowa" w poszczególnych opisach. Do obliczeń wzięto pod uwagę różne formy gramatyczne oraz określenia jednoznacznie wskazujące na dany miernik. Oznacza to że do określenia „CPI" zaliczono także „wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych" oraz „dynamika cen konsumpcyjnych", a do „inflacji bazowej" dołączono określenia: „inflacja netto" (określenie używane przed 2009 rokiem) oraz „inflacja po wyłączeniu cen żywności i energii". Dane ze względu na czytelność zostały zagregowane do częstotliwości rocznej.

Analiza opisów wskazuje, że najczęściej stosowane jest odwołanie do inflacji bez podawania konkretnego wskaźnika. W sytuacji precyzyjnego określenia miernika, inflacja bazowa jest wymieniana niemal równie często jak wskaźnik CPI.

Rys. 2 Analiza liczby wystąpień różnych mierników inflacji w 131 opisach po posiedzeniach Rady Polityki Pieniężnej.



Źródło: obliczenia własne na podstawie *minutes* opublikowanych przez NBP.

Nowa Zelandia

Jest to kraj, którego bank centralny jako pierwszy na świecie wprowadził strategię bezpośredniego celu inflacyjnego, w 1990 roku[29]. Cel został wyrażony w CPI, jednak bank zastrzegał, że wskaźnik ten nie jest miarą inflacji całkowicie adekwatną dla potrzeb prowadzenia polityki pieniężnej, gdyż zawiera duży udział cen związanych z zakupem mieszkań, co sprawia że CPI jest pod silnym i bezpośrednim wpływem stóp procentowych. Fakt, że stopy procentowe są komponentem wskaźnika cen sprawia, że reakcja inflacji na decyzje o wysokości stóp mogą mieć efekt odwrotny od zamierzonego – np. zaostrzenie polityki pieniężnej sprawia, że inflacja mierzona w ten sposób wzrośnie. Z tego powodu, Bank Nowej Zelandii oblicza i publikuje alternatywny wskaźnik CPI, w którego koszyku pomija się zakup mieszkań, a ceny usług mieszkaniowych przybliżone są za pomocą czynszów, które nie są bezpośrednio związane z wysokością oprocentowania kredytów[30].

Poza cenami związanymi z mieszkaniami, władze monetarne analizują także przebieg inflacji bazowej, który wskazuje tempo zmian cen dóbr niehandlowalnych. Bank Nowej Zelandii argumentuje to tym, że dynamika tych cen jest mniej zmienna niż cen dóbr handlowalnych a jej odchylenia od średniej charakteryzują się dużą persystencją (Ford i inni, 2015).

Kanada

Bezpośredni cel inflacyjny funkcjonuje tam od 1991 roku. Ustalony jest on na poziomie 2% (środek przedziału od 1% do 3%). Cel wyrażony jest w rocznym tempie wzrostu cen wskaźnika towarów i usług konsumpcyjnych, który jest uważany jako najlepsze przybliżenie zmiany kosztów życia Kanadyjczyków. Dodatkowo, bank w sposób bezpośredni deklaruje monitorowanie zestawu mierników inflacji bazowej, z których głównym jest CPIX, tj. wskaźnik inflacji po wyłączeniu ośmiu najbardziej zmiennych komponentów CPI (owoce, warzywa, 3 rodzaje paliw, raty kredytów hipotecznych, transport miejski i wyroby tytoniowe). Mierniki te pozwalają na obserwację tendencji pozbawionych przejściowych zakłóceń (skupienie się na podstawowym trendzie inflacji). Inflacja bazowa jest więc traktowana jako wskaźnik operacyjny (ang. *operational guide*) pomocny w osiągnięciu celu wyrażonego w CPI.

[29] https://www.rbnz.govt.nz/monetary-policy/policy-targets-agreements/pta1990-mar data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

[30] Szerszy przegląd sposobów ujęcia cen usług mieszkaniowych w CPI w poszczególnych krajach znajduje się w opracowaniu Leszczyńskiej (2011).

Bank Kanady w argumentuje swój wybór w następujący sposób: „Ceny niektórych dóbr i usług w koszyku CPI, zwłaszcza te będące pod wpływem światowych cen surowców, są szczególnie zmienne. Przejściowe zmiany tych cen nie mogą być wywołane przez czynniki zależne od polityki pieniężnej, gdyż działa ona z pewnym opóźnieniem. Dlatego też nie jest wskazane aby bank polegał jedynie na bieżącej stopie inflacji CPI. Bank próbuje spojrzeć na inflację ignorując przejściowe zmiany w inflacji skupiając się na trendzie wskazywanym przez inflację bazową. Mierniki inflacji bazowej są wskazywane jako wskaźniki operacyjne dla polityki pieniężnej, pokazując do jakiego poziomu zmierza inflacja przy braku korygującej polityki. Inflacja bazowa jest więc pomocna w osiąganiu celu inflacyjnego, w żadnej mierze go nie zastępując”[31].

Norwegia

Polityka pieniężna w Norwegii przyjmuje za cel niską i stabilną inflację. Cel ten wyrażony jest w postaci rocznego wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych i wynosi 2,5%. Bank centralny kieruje się jednak generalną zasadą, że zmiany cen konsumpcyjnych w wyniku zmian stóp procentowych, podatków, akcyzy oraz „przejściowych, nadzwyczajnych zaburzeń” nie są brane pod uwagę przy kształtowaniu polityki pieniężnej[32]. Ocena które zmiany cen spełniają wyżej wymienione warunki może być trudna do przeprowadzenia na bieżąco – stąd cel inflacyjny nie jest wyrażony w żadnym wskaźniku inflacji bazowej. Nie istnieje jeden wskaźnik, który zapewnia dokładny obraz presji inflacyjnej w każdej sytuacji, więc w Raportach Polityki Pieniężnej analizowanych jest kilka miar inflacji bazowej.

Szwecja:

Polityka pieniężna w Szwecji od połowy lat 1990 oparta jest na bezpośrednim celu inflacyjnym w wysokości 2%. Na początku stosowania tej strategii cel wyrażony był w CPI, ale od września 2017 roku cel wyrażony jest we wskaźniku CPIF[33], który obliczany jest jako CPI przy stałej stopie procentowej. W przeciwieństwie do CPI, CPIF nie jest pod bezpośrednim wpływem zmian w stopach procentowych (zwłaszcza kredytów hipotecznych), które są bezpośrednim odbiciem decyzji banku centralnego. Dodatkowo, Riksbank w sposób ciągły analizuje miary inflacji bazowej, w celu śledzenia zmian trwałego komponentu inflacji ogółem.

[31] https://www.bankofcanada.ca/core-functions/monetary-policy/inflation/ data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.
[32] https://www.norges-bank.no/en/topics/Statistics/Inflation/ data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.
[33] https://www.riksbank.se/en-gb/monetary-policy/the-inflation-target/ data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

Chile:

Bank centralny w Chile (*Central Bank of Chile: Monetary...*, 2007) wskazuje, że inflacja bazowa jest mniej zmienna niż CPI, dzięki czemu przyjmuje się, że ma ona silny związek ze średniookresowym trendem w inflacji. Z drugiej strony, w ślad za innymi krajami, cel inflacyjny w Chile wyrażony jest za pomocą CPI ze względu na fakt, iż: „zalety CPI związane z reprezentatywnością oraz wiarygodnością przewyższają wady związane z wysoką zmiennością".

Czechy

Bank Czech jest jednym z przykładów banków, który w momencie wprowadzania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego opierał się na innym wskaźniku niż inflacja CPI. W latach 1998-2001 cel polityki pieniężnej w Czechach był wyrażony w postaci przedziału[34] jaki powinna osiągnąć inflacja netto, czyli wskaźnik cen konsumpcyjnych z wyłączeniem cen regulowanych. Od 2002 roku cel inflacyjny jest wyrażony przy użyciu CPI. Motywacją do zmiany był fakt, że inflacja mierzona za pomocą CPI jest „wskaźnikiem bardziej zrozumiałym dla opinii publicznej, a wyrażenie celu za jego pomocą ma większe szanse kształtować oczekiwania inflacyjne podmiotów prywatnych" (CNB, 2001, s. 3).

Tajlandia

Bank Tajlandii od maja 2000 roku prowadzi strategię „elastycznego" celu inflacyjnego (celem tym był początkowo przedział 0,5-3,0%, obecnie jego wysokość wynosi 2,5% ± 1,5%), zwracając przy tym uwagę na wzrost gospodarczy i stabilność finansową. Cel inflacyjny do końca 2014 roku oparty był na kwartalnym wskaźniku inflacji bazowej w ujęciu rok do roku: CPI po wyłączeniu świeżej żywności i energii. Uzasadnieniem stosowania wskaźnika inflacji bazowej w roli celu była duża zmienność cen żywności i energii w krótkim okresie i ich niezależność od kontroli polityki pieniężnej. Włączanie tych komponentów do wskaźnika celu skutkowałoby zbyt częstymi reakcjami polityki pieniężnej, co z kolei może w niektórych sytuacjach oddziaływać negatywnie na gospodarkę. Wykluczenie świeżej żywności i energii nie tylko zmniejszało zmienność analizowanej inflacji, ale także pozwalało wyłonić trend w inflacji, który zależał od presji popytowej i tym samym znajdował się pod kontrolą banku centralnego.

[34] Przedział ten był kilkukrotnie zmieniany, od 5,5% – 6,5% w 1998 r. do 2% – 4% w 2001 r., zob.: https://www.cnb.cz/en/monetary-policy/inflation-targeting/ data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

Od 2015 roku jednakże, cel jest wyrażony w postaci wysokości CPI[35]. Bank Tajlandii motywuje zmianę tym, że CPI lepiej oddaje zmianę kosztów utrzymania gospodarstw domowych. Dodatkowo, biorąc pod uwagę wysoki udział świeżej żywności w koszyku konsumpcji (27%), CPI stanowi bardziej wiarygodny wskaźnik inflacji. Ze względu na to, wskaźnik ten jest silnie zakorzeniony w decyzjach podmiotów prywatnych.

Co więcej, bank Tajlandii zwraca uwagę, że w latach poprzedzających opisywaną zmianę celu inflacja bazowa przestała odzwierciedlać średniookresowy trend w inflacji ogółem.

Zmiana ta podyktowana była zatem dbałością o jasną komunikację banku centralnego oraz zakotwiczenie oczekiwań w odniesieniu do wskaźnika, który w istotny sposób opisuje zmiany w kosztach utrzymania.

[35] https://www.bot.or.th/English/MonetaryPolicy/MonetPolicyKnowledge/pages/target.aspx data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

Rozdział 3. Dwusektorowy nowokeynesowski model DSGE

3.1 Założenia dotyczące sektora gospodarstw domowych

W gospodarce znajduje się nieprzeliczalnie wiele gospodarstw domowych, indeksowanych za pomocą indeksu *j*, które w okresie *t* uzyskują użyteczność z konsumpcji określonego koszyka dóbr. Użyteczność tę obniża ilość pracy jaką dane gospodarstwo świadczy na rzecz przedsiębiorców. Rynek pracy w tym modelu jest pozbawiony frykcji, co oznacza, że zarówno popyt na pracę jak i jej podaż są elastyczne. Zakładam jednakże, że dany uczestnik rynku pracy nie może zmienić sektora w którym pracuje, co jest równoważne stwierdzeniu, że w krótkim okresie pracownicy nie mogą się przekwalifikować[36]. W analizowanej gospodarce wyróżniam dwa sektory produkcyjne: wytwarzanie energii i żywności oraz wytwarzanie pozostałych towarów i usług. Taki podział gospodarki w modelu uwarunkowany jest charakterystyką procesów cenotwórczych różnych produktów. Dokładny opis tego zagadnienia znajduje się w części dotyczącej funkcjonowania przedsiębiorców (3.3).

Decyzja reprezentatywnego gospodarstwa polega zatem na wyborze poziomu konsumpcji, jej struktury oraz ilości dostarczanej pracy. Istotą problemu optymalizacyjnego jest maksymalizacja użyteczności przy danym ograniczeniu budżetowym. O postaci funkcji użyteczności zakłada się, że spełnia wymagania o dodatniej i nierosnącej krańcowej użyteczności z konsumpcji oraz o dodatniej i niemalejącej przykrości z pracy (Galí, 2008). W skali całej gospodarki decyzje te przekładają się na kształtowanie zagregowanego popytu na dobra, który określony jest za pomocą dynamicznej krzywej IS. Poniżej przedstawiam zarys wyprowadzenia tych zależności dla konkretnych postaci funkcyjnych.

Funkcja użyteczności którą wykorzystuję w modelu jest dwuczynnikową funkcją o stałej relatywnej awersji do ryzyka (ang. *constant relative risk aversion,* CRRA):

$$U(C_t, N_t) = e^{\varepsilon_t^p} \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \tag{4}$$

gdzie C_t i N_t oznaczają odpowiednio poziom konsumpcji i pracy reprezentatywnego gospodarstwa domowego. Parametr awersji do ryzyka (σ) wyznacza wrażliwość międzyokresowej alokacji konsumpcji na zmiany realnej stopy procentowej. Z kolei

[36] Założenie to poparte jest danymi o niskiej mobilności zawodowej pracowników, którego skutkiem jest m.in. niedopasowanie strukturalne na rynku pracy (zob. Gałecka-Burdziak i Pater, 2015).

odwrotność elastyczności Frischa (φ) mierzy wrażliwość podaży pracy na zmianę stawki godzinowej płac. W funkcji użyteczności wprowadzony jest także element stochastyczny – szok preferencji ε_t^p, który powoduje zmianę wagi jaką gospodarstwa domowe przykładają do konsumpcji. W okresie wystąpienia szoku preferencji gospodarstwa domowe zmieniają poziom swojej konsumpcji kosztem czasu wolnego.

Problem optymalizacyjny gospodarstwa domowego polega na wyborze takiego poziomu konsumpcji i pracy, która maksymalizuje ową funkcję użyteczności. Biorąc pod uwagę dynamiczną naturę modelu, optymalizacja ta przebiega w nieskończonym horyzoncie[37], w oparciu o racjonalne oczekiwania (E_t) oraz przy założonym poziomie czynnika dyskontującego (β):

$$\max_{C_j, N_j} E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} \left(U\left(C_{j,T}, N_{j,T}\right) \right) \right\} \tag{5}$$

Koszyk konsumpcji gospodarstwa domowego *j* składa się z dóbr pochodzących z dwóch sektorów produkcyjnych. Pierwszy z sektorów, nazywany umownie sektorem, A obejmuje wytwarzanie energii i żywności. W drugim z sektorów (umownie: B) powstają pozostałe towary i usługi konsumowane przez gospodarstwa domowe. Dokonując zatem wyboru wewnątrzokresowego, gospodarstwo domowe musi ustalić jaką część środków przeznaczyć na zakup energii i żywności, a jaką spożytkować na pozostałe dobra, w tym usługi. Oznaczmy zatem przez C_t^A konsumpcję energii i żywności a przez C_t^B konsumpcję pozostałych towarów oraz usług. Konsumpcja ogółem jest agregowana za pomocą funkcji Cobba-Douglasa, podobnie jak w pracy Obstfelda i Rogoffa (2000):

$$C_t = \frac{(C_t^B)^n (C_t^A)^{1-n}}{n^n (1-n)^{1-n}}, \qquad n \in [0,1] \tag{6}$$

gdzie n oznacza udział dóbr pochodzących z sektora B, a C_t^A i C_t^B oznaczają całkowitą konsumpcję dóbr z danego sektora. Stosując agregację tego typu czynię jednocześnie założenie, że dobra pomiędzy sektorami są substytutami. Przykładem takiej substytucji jest na przykład zastępowanie konsumpcji paliwa (konsumpcja energii, sektor A) poprzez korzystanie z transport zbiorowego (konsumpcja usług, sektor B). Postać funkcyjna agregatora (6) zakłada, że elastyczność substytucji pomiędzy dobrami pochodzącymi z dwóch sektorów jest stała i równa jedności[38].

[37] Jak wspominaliśmy w rozdziale pierwszym, nieskończony horyzont planowania gospodarstw domowych odzwierciedla dbanie o przyszłe pokolenia, a także niepewność związaną z oszacowaniem przez jednostkę dokładnej długości życia (zob. Acemoglu, 2009, s. 188-190).

[38] Agregator Cobba-Douglasa jest szczególnym przypadkiem funkcji o stałej elastyczności substytucji (CES).

W skład koszyków konsumpcji z danego sektora: C_t^A i C_t^B wchodzą zarówno dobra produkowane w kraju (taka produkcja jest oznaczona indeksem H) jak i za granicą (oznaczone w dalszej części tekstu za pomocą F). W tym przypadku, podobnie jak w pracy Galego i Monacellego (2005) agregacja dokonywana jest za pomocą funkcji o stałej elastyczności substytucji (ang. *constant elasticity of substitution*, CES):

$$C_t^A = \left((1-m)^{\frac{1}{\eta}}\left(C_t^{A,H}\right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + m^{\frac{1}{\eta}}\left(C_t^{A,F}\right)^{\frac{\eta-1}{\eta}}\right)^{\frac{\eta}{\eta-1}} \tag{7}$$

$$C_t^B = \left((1-m)^{\frac{1}{\eta}}\left(C_t^{B,H}\right)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + m^{\frac{1}{\eta}}\left(C_t^{B,F}\right)^{\frac{\eta-1}{\eta}}\right)^{\frac{\eta}{\eta-1}}, m \in [0,1] \tag{8}$$

gdzie *m* jest udziałem dóbr pochodzących z zagranicy[39], a η wyznacza poziom elastyczności substytucji pomiędzy dobrami krajowymi a pochodzącymi z zagranicy w obydwu sektorach.

Na najniższym stopniu agregacji, koszyki konsumpcji w każdym z sektorów (A i B) i o danym pochodzeniu (H i F): $C_t^{A,H}, C_t^{A,F}, C_t^{B,H}$ oraz $C_t^{B,F}$ są zdefiniowane jako indeksy konsumpcji Dixita i Stiglitza (1977) o stałej elastyczności substytucji równej ϵ, gdzie $\epsilon > 1$:

$$C_t^{A,H} = \left(\int_0^1 C_t(i_A)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di_A\right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \tag{9}$$

$$C_t^{B,H} = \left(\int_0^1 C_t(i_B)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di_B\right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \tag{10}$$

$$C_t^{A,F} = \left(\int_0^1 C_t(i_C)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di_C\right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \tag{11}$$

$$C_t^{B,F} = \left(\int_0^1 C_t(i_D)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} di_D\right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \tag{12}$$

Agregacja ta zakłada, że w każdym z wymienionych powyżej czterech koszyków konsumpcji znajduje się niepoliczalnie wiele pojedynczych produktów, oznaczonych w równaniach (9)-(12) przez indeksy: i_A, i_B, i_C oraz i_D, które są produkowane przez wyspecjalizowane w produkcji jednego dobra firmy. Brak barier wejścia, nieskończenie duża liczba firm oraz fakt, że dobra są niedoskonałymi substytutami sprawia, że na rynku dóbr

[39] Zakładamy że udział ten jest taki sam w obydwu sektorach taki sam. Jest to duże uproszczenie, ale nie odbiega znacząco od rzeczywistości, jeśli weźmiemy pod uwagę, że w każdym z sektorów znajdują się zarówno dobra o wysokim udziale handlu zagranicznego (w sektorze A: nośniki energii takie jak paliwa, a w sektorze B: produkty przemysłowe) jak i te, które w większości pochodzą z kraju (w sektorze A: produkty rolnictwa, a w sektorze B: usługi).

konsumpcyjnych panuje konkurencja monopolistyczna. Każda firma może prowadzić swoją strategię cenową, ale jej wpływ na ogólny poziom cen jest pomijalnie mały. Proces produkcyjny zostanie omówiony w podrozdziale 3.3, w tym miejscu chcę jedynie nakreślić stronę popytową gospodarki.

Całkowity poziom cen dany jest zatem wzorem:

$$P_t = (P_t^B)^n (P_t^A)^{1-n} \tag{13}$$

a indeksy cen w poszczególnych sektorach A i B odpowiednio:

$$P_t^A = \left((1-m)\left(P_t^{A,H}\right)^{1-\eta} + m\left(P_t^{A,F}\right)^{1-\eta}\right)^{\frac{1}{1-\eta}} \tag{14}$$

$$P_t^B = \left((1-m)\left(P_t^{B,H}\right)^{1-\eta} + m\left(P_t^{B,F}\right)^{1-\eta}\right)^{\frac{1}{1-\eta}} \tag{15}$$

Wreszcie, krajowe i zagraniczne indeksy cen w poszczególnych sektorach, wyrażone w krajowej walucie, możemy zapisać jako zagregowane poziomy cen poszczególnych typów dóbr, indeksowanych podobnie jak poprzednio przez: i_A, i_B, i_C oraz i_D:

$$P_t^{A,H} = \left(\int_0^1 P_t(i_A)^{1-\epsilon} di_A\right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \tag{16}$$

$$P_t^{B,H} = \left(\int_0^1 P_t(i_B)^{1-\epsilon} di_B\right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \tag{17}$$

$$P_t^{A,F} = \left(\int_0^1 P_t(i_C)^{1-\epsilon} di_C\right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \tag{18}$$

$$P_t^{B,F} = \left(\int_0^1 P_t(i_D)^{1-\epsilon} di_D\right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \tag{19}$$

Przekształcając równanie (13) z wykorzystaniem równań (14) i (15), możemy zapisać logarytm ogólnego poziomu cen w gospodarce za pomocą następujących zależności:

$$p_t = np_t^B + (1-n)p_t^A = (1-m)p_t^H + mp_t^F \tag{20}$$

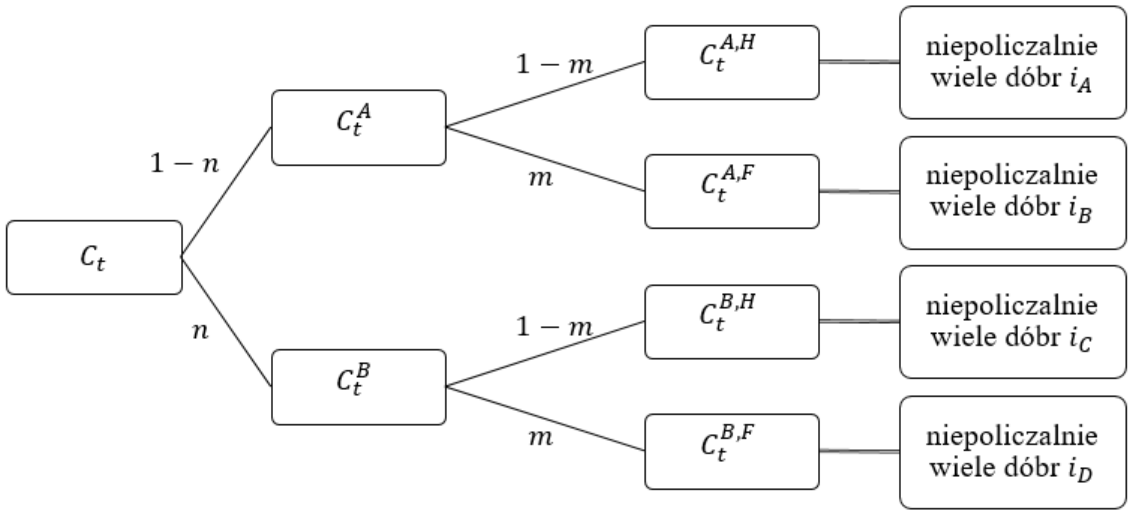
gdzie małe litery oznaczają logarytm naturalny danej zmiennej.

Konsumpcję na poszczególnych poziomach agregacji możemy opisać jako wieloetapowy proces decyzyjny. Gospodarstwo domowe, znając poziom cen P_t, w pierwszej kolejności podejmuje decyzję o całkowitych wydatkach na konsumpcję C_t. Następnie, znając stosunek cen P_t^A i P_t^B, w sposób optymalny decyduje o konsumpcji żywności i energii (C_t^A)

oraz o konsumpcji pozostałych dóbr (C_t^B). Funkcją celu tej decyzji jest zminimalizowanie wydatków na konsumpcję ogółem ($P_t C_t$). Następnie, pod warunkiem decyzji o ilości konsumpcji C_t^A (i analogicznie: C_t^B), gospodarstwo decyduje jaka część konsumpcji pochodzi z kraju $C_t^{A,H}$ ($C_t^{B,H}$), a jaka z zagranicy $C_t^{A,F}$ ($C_t^{B,F}$). Te decyzje są także wynikiem optymalizacji pod względem sumy wydatków na dobra w danym sektorze: $P_t^A C_t^A$ ($P_t^B C_t^B$). Ostatnim etapem jest decyzja o alokacji konsumpcji poszczególnych koszyków $C_t^{A,H}$, $C_t^{B,H}$, $C_t^{A,F}$ i $C_t^{B,F}$ pomiędzy indywidualne dobra oznaczone przez indeksy i_A, i_B, i_C oraz i_D. Na przykład, gospodarstwo domowe wiedząc już ile środków chce przeznaczyć np. na krajową żywność decyduje ile skonsumuje poszczególnych produktów, tj. jaką część koszyka przeznaczy na masło, chleb, mięso, itd.

Wszystkie te decyzje są warunkowe względem cen poszczególnych produktów i elastyczności ich substytucji. Agregację można przedstawić za pomocą następującego schematu:

Rys. 3 Struktura konsumpcji gospodarstw domowych.



Zgodnie ze schematem agregacji Dixita i Stiglitza (1977) możemy wyznaczyć popyt na pojedyncze dobro w każdym z koszyków konsumpcji:

$$C_t(i_A) = \left(\frac{P(i_A)}{P_t^{A,H}}\right)^{-\epsilon} C_t^{A,H} \tag{21}$$

$$C_t(i_B) = \left(\frac{P(i_B)}{P_t^{B,H}}\right)^{-\epsilon} C_t^{B,H} \tag{22}$$

$$C_t(i_C) = \left(\frac{P(i_C)}{P_t^{A,F}}\right)^{-\epsilon} C_t^{A,F} \tag{23}$$

$$C_t(i_D) = \left(\frac{P(i_D)}{P_t^{B,F}}\right)^{-\epsilon} C_t^{B,F} \tag{24}$$

Biorąc pod uwagę kolejne poziomy agregacji (równania (6) - (12)) popyt na grupę produktów składających się z tych koszyków konsumpcji możemy zapisać w następujący sposób:

$$C_t^{A,H} = (1-m)\left(\frac{P_t^{A,H}}{P_t^A}\right)^{-\eta} C_t^A \tag{25}$$

$$C_t^{B,H} = (1-m)\left(\frac{P_t^{B,H}}{P_t^B}\right)^{-\eta} C_t^B \tag{26}$$

$$C_t^{A,F} = m\left(\frac{P_t^{A,F}}{P_t^A}\right)^{-\eta} C_j^A \tag{27}$$

$$C_t^{B,F} = m\left(\frac{P_t^{B,F}}{P_t^B}\right)^{-\eta} C_j^B \tag{28}$$

$$C_t^A = (1-n)\left(\frac{P_t^A}{P_t}\right)^{-1} C_t \tag{29}$$

$$C_t^B = n\left(\frac{P_t^B}{P_t}\right)^{-1} C_t \tag{30}$$

Decyzja gospodarstw domowych, opisana za pomocą równania (5) podejmowana jest przy ograniczeniu budżetowym, które bierze pod uwagę wydatki na całość konsumpcji, zagregowaną według schematu opisanego powyżej ($P_t C_t$) oraz przychody z pracy N_t świadczonej za przeciętnym wynagrodzeniem równym W_t. W modelu zakładam istnienie rynku finansowego, który umożliwia gospodarstwom domowym lokowanie oszczędności z okresu na okres. Oszczędności netto pod koniec danego okresu oznaczmy przez B_t, a nominalną stopę procentową jako $i_t = -\ln(R_t)$. Dodatkowo, zakłada się, że zyski przedsiębiorstw (I_t) trafiają bezpośrednio do gospodarstw domowych. Ograniczenie budżetowe przyjmuje zatem postać:

$$P_t C_t + R_t B_t = B_{t-1} + W_t N_t + I_t \tag{31}$$

Ograniczenie to jest analogiczne jak w przypadku jednosektorowego modelu DSGE, opisanego przez Galego (2008), ponieważ decyzja podejmowana jest przez reprezentatywne

gospodarstwo domowe, a decyzja o konsumpcji dóbr z poszczególnych sektorów jest wtórna wobec decyzji o wydatkach na całość konsumpcji. Dodatkowo, zakładam że w każdym okresie spełniony jest tzw. warunek transwersalności, gwarantujący zakotwiczenie ścieżki konsumpcji (ang. *transversality condition*, zob. Galí, 2008, s. 42): $\lim_{T\to\infty} E_t\{B_T\} \geq 0$. Warunek ten uniemożliwia sytuację, w której gospodarstwa domowe zadłużają się w nieskończonym horyzoncie czasu (tzw. *no Ponzi game*).

Maksymalizacja funkcji użyteczności w nieskończonym horyzoncie może być przybliżona przez zbiór pojedynczych międzyokresowych decyzji przy założeniu racjonalnych oczekiwań (zob. Wickens, 2008, s. 434). Dzięki temu rozwiązaniem problemu optymalizacyjnego są następujące warunki pierwszego rzędu:

$$\frac{W_t}{P_t} = e^{-\varepsilon_t^p} C_t^{\sigma} N_t^{\varphi} \tag{32}$$

$$R_t = \beta E_t \left\{ e^{\varepsilon_t^p} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \tag{33}$$

Po zlogarytmowaniu równania (33) możemy zapisać krzywą agregatowego popytu[40]:

$$c_t = E_t\{c_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \varrho + \varepsilon_t^p) \tag{34}$$

gdzie c_t oznacza logarytm naturalny konsumpcji, $\varrho = -\ln\beta$ stopę dyskontową, a $\pi_{t+1} = \ln(P_{t+1}/P_t)$ tempo zmian cen konsumpcji.

Biorąc pod uwagę sposób agregacji konsumpcji możemy też zapisać związek pomiędzy stopą inflacji w poszczególnych komponentach konsumpcji. W celu zapisania tych zależności w postaci log-liniowej, korzystam z przybliżenia pierwszego rzędu wokół stanu ustalonego o zerowej stopie inflacji. W konsekwencji, stopę inflacji możemy wyrazić jako średnią ważoną stóp inflacji w poszczególnych sektorach gospodarki:

$$\pi_t = n\,\pi_t^B + (1-n)\,\pi_t^A \tag{35}$$

$$\pi_t = n\,((1-m)\,\pi_t^{B,H} + m\pi_t^{B,F}) + (1-n)\,((1-m)\pi_t^{A,H} + m\pi_t^{A,F}) \tag{36}$$

[40] Dokonując tego przekształcenia przyjmujemy, że logarytm wartości oczekiwanej równy jest w przybliżeniu wartości oczekiwanej logarytmu: $\ln(E_t\{x_{t+1}\}) \approx E_t\{\ln(x_{t+1})\}$.

3.2 Gospodarka światowa i czyszczenie rynku dóbr konsumpcyjnych

W modelu zakładam że opisywana gospodarka uczestniczy w gospodarce światowej na zasadach przedstawionych w pracy Galego i Monacellego (2005). Poniżej przedstawiam zbiór założeń na których opieram dalsze rozważania.

W gospodarce światowej zakładam istnienie wielu gospodarek podobnych do opisywanej w niniejszym rozdziale[41]. Podobieństwo dotyczy zarówno struktury gospodarki (złożone z analogicznych sektorów: A i B) jak i preferencji gospodarstw domowych. W ślad za pracą Galego i Monacellego (2005) zakładam, że spełnione jest prawo jednej ceny:

$$P_t^{A,F} = EX_t P_t^{A*} \tag{37}$$

$$P_t^{B,F} = EX_t P_t^{B*} \tag{38}$$

Gdzie P_t^{A*} (P_t^{B*}) to cena dobra wyprodukowanego w sektorze A (B) za granicą, a EX_t oznacza nominalny kurs walutowy[42]. Zakładamy, że dobra z danego sektora mają w gospodarce światowej taki sam poziom cen, niezależnie od tego czy zostały one wyprodukowane wewnątrz tej gospodarki, czy są importowane z opisywanej przeze mnie małej gospodarki otwartej. Wynika to wprost z braku wpływu małej gospodarki otwartej na gospodarkę światową. Jest to dość powszechne założenie wykorzystywane w modelowaniu gospodarki Polski (zob. Gottschalk i Moore, 2001; Grabek i inni, 2011; Goczek i Mycielska, 2019).

Uogólniając prawo jednej ceny na przypadek wszystkich dóbr w gospodarce[43] zakładam, że zachodzi absolutny parytet siły nabywczej pomiędzy krajami (tzw. „silny parytet siły nabywczej", zob. Wdowiński, 2010, s. 70; Kelm, 2013, s. 28-29):

$$P_t = EX_t P_t^* \tag{39}$$

Gdzie P_t^* to ogólny poziom cen za granicą. Założenie o silnym parytecie siły nabywczej jest często poddawane w wątpliwość, w szczególności w odniesieniu do krótkiego okresu. Z drugiej strony, stanowi on naturalny punkt wyjścia do rozważań na temat kursu równowagi, a teoria parytetu siły nabywczej została niejednokrotnie potwierdzona w badaniach długookresowych (Rubaszek i Serwa, 2014, s. 50-52).

Zdefiniujmy też *terms of trade* (ToT_t) oraz realny kurs walutowy (Q_t) odpowiednio za pomocą następujących wyrażeń:

[41] Na potrzeby modelu zakładamy, że w gospodarce światowej istnieje nieskończenie wiele gospodarek.
[42] Wszystkie zmienne dotyczące zagranicy w modelu oznaczone są przez gwiazdkę.
[43] Przy tym uogólnieniu korzystam z założenia, że dobra są homogeniczne pomiędzy krajami, a ich udział w koszykach konsumpcji jest taki sam (Wdowiński, 2010, s. 70-72, Rubaszek i Serwa, 2014, s. 45-46).

$$ToT_t = \frac{P_t^F}{P_t^H} = \frac{EX_t P_t^*}{P_t^H} \tag{40}$$

$$Q_t = \frac{EX_t P_t^*}{P_t} = \frac{P_t^H}{P_t} ToT_t \tag{41}$$

Pozwala to na zapisanie zależności pomiędzy realnym kursem walutowym a *terms of trade* (wykorzystujemy tu także zależność (20)), gdzie małe litery oznaczają logarytmy naturalne zmiennych:

$$q_t = (1-m) tot_t \tag{42}$$

Dodatkowo, zakładając międzynarodowy podział ryzyka możemy zapisać związek pomiędzy krajową i zagraniczną konsumpcją – por. Walsh (2010, s. 434). Przez m oznaczam udział dóbr zagranicznych w koszyku krajowej konsumpcji, a przez σ parametr awersji do ryzyka, zob. (4):

$$c_t = c_t^* + \left(\frac{1-m}{\sigma}\right) tot_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t \tag{43}$$

Krzywa agregatowego popytu za granicą, przy założeniu że z uwagi na skalę gospodarki światowej konsumpcja równa się produkcji ($y_t^* = c_t^*$), zapisana jest jako:

$$y_t^* = E_t\{y_{t+1}^*\} - \frac{1}{\sigma}(i_t^* - E_t\{\pi_{t+1}^*\} - \varrho^* + \varepsilon_t^{p*}) \tag{44}$$

W wyniku czyszczenia się rynku produktów konsumpcyjnych, całkowita produkcja w opisywanej tu gospodarce (Y_t) pokrywa zapotrzebowanie gospodarstw domowych w kraju oraz za granicą (por. Walsh, 2010, s. 437):

$$Y_t = (1-m)\left(\frac{P_t^H}{P_t}\right)^{-1} C_t + m\left(\frac{P_t^H}{EX_t P_t^*}\right)^{-1} Y_t^* \tag{45}$$

Po przekształceniu warunku (45) i zapisaniu go w postaci log-liniowej otrzymujemy warunek równowagi:

$$y_t = c_t + \frac{m \cdot v}{\sigma} tot_t \tag{46}$$

gdzie $v = \eta\sigma + (\eta\sigma - 1)(1-m)$.

Wreszcie wykorzystując równania (43), (46) oraz fakt, że $y_t^* = c_t^*$ możemy wyrazić związek produkcji krajowej i zagranicznej (gdzie $\sigma^m = \frac{\sigma}{1-m(1-v)}$):

$$y_t = y_t^* + \frac{1}{\sigma^m} tot_t \tag{47}$$

Wykorzystując zależność (46) możemy przekształcić równanie agregatowego popytu (34) do postaci, która opisuje produkcję danego kraju (y_t):

$$y_t = E_t\{y_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}\left(i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \varrho + \varepsilon_t^p\right) - \left(\frac{m \cdot v}{\sigma}\right) E_t\{\Delta tot_{t+1}\} \tag{48}$$

Następnie, posługując się definicją wskaźnika cen ogółem (20) możemy przedstawić produkcję krajową jako funkcję oczekiwanej inflacji krajowej (π_t^H), stopy procentowej (i_t) oraz oczekiwań związanych z kształtowaniem się *terms of trade* (tot_t). Taka postać krzywej agregatowego popytu jest tożsama z analogicznym równaniem zaprezentowanym przez Galego i Monacellego (2005):

$$y_t = E_t\{y_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}\left(i_t - E_t\{\pi_{t+1}^H\} - \varrho + \varepsilon_t^p\right) - \frac{m(v-1)}{\sigma} E_t\{\Delta tot_{t+1}\} \tag{49}$$

Ostatnim przekształceniem przed estymacją jest zapisanie równania (49) w stanie ustalonym (który jest osiągnięty przy zerowej luce produkcyjnej i zerowej stopie inflacji) i zapisanie odchyleń od tego stanu:

$$\hat{y}_t = E_t\{\hat{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}\left(\hat{\imath}_t - E_t\{\pi_{t+1}^H\} + \varepsilon_t^p\right) - \frac{m(v-1)}{\sigma} E_t\{\Delta tot_{t+1}\} \tag{50}$$

Gdzie: $\hat{y}_t = y_t - \tilde{y}_t$ oznacza lukę popytową (procentowe odchylenie produkcji od stanu ustalonego o giętkich cenach: $\tilde{y}$), a $\hat{\imath}_t = i_i - r_t^n$ wyznacza odchylenie stopy procentowej od naturalnej stopy procentowej: r_t^n. Naturalna stopa procentowa w tym ujęciu jest dodatnią funkcją technologii w obydwu sektorach oraz oczekiwanej dynamiki światowej luki produkcyjnej, zob. Galí i Monacelli (2005).

3.3 Założenia dotyczące przedsiębiorstw krajowych

Drugi rodzaj podmiotów w gospodarce krajowej stanowią przedsiębiorstwa, które funkcjonują w warunkach konkurencji monopolistycznej i produkują dobra przy założeniu funkcji produkcji w której kapitał jest stały, zmienia się tylko czynnik pracy[44]. Celem działania przedsiębiorstw jest maksymalizacja strumienia przyszłych zdyskontowanych zysków. Niniejszy podrozdział ma na celu przybliżenie założeń modelu, które warunkują decyzje przedsiębiorców. O ile wprowadzenie substytucyjności konsumpcji pomiędzy dobrami pochodzącymi z różnych sektorów sprawiło, że krzywa agregatowego popytu (49)

[44] Istnieją dwa powody zastosowania takiej funkcji produkcji. Po pierwsze, zakładamy, że inwestycje w kapitał nie maja istotnego przełożenia na produkcję w krótkim okresie. Po drugie, kwartalne szacunki kapitału obarczone są dużą niepewnością.

w opisywanym modelu dwusektorowym nie różni się znacząco od modeli jednosektorowych[45], to w przypadku założeń dotyczących strony podażowej gospodarki fakt istnienia dwóch sektorów ma znaczący wpływ na kształtowanie się poszczególnych zmiennych makroekonomicznych.

Założenia opisane w tym podrozdziale czerpią podstawy z pracy Benigno i Lopeza-Salido (2006), jednak w celu dopasowania modelu do danych dla Polski w rozdziale 4, opisywany przez Benigno i Lopeza-Salido model dla gospodarki zamkniętej został uogólniony na przypadek małej gospodarki otwartej.

Firmy produkujące dobra konsumpcyjne w kraju operują w dwóch sektorach gospodarki. Pierwszy z sektorów, nazywany umownie A, ogranicza się do produkcji energii i żywności. W drugim sektorze (umownie: B) powstają pozostałe dobra konsumpcyjne, w tym usługi. Firmy produkcyjne zostały podzielone w ten sposób ze względu na sposób stanowienia cen w zależności od tego czy dane dobro jest żywnością, energią, czy innym dobrem konsumpcyjnym. W rozdziale 2 opisano mikroekonomiczne przesłanki świadczące o różnicach w mechanizmie stanowienia cen w zależności od rodzaju dobra. Stanowi to punkt wyjścia do weryfikacji hipotezy badawczej, mówiącej o tym że różnice te są istotne statystycznie (H.1). W niniejszej części pracy przedstawiam zestaw założeń, który umożliwi uwzględnienie tej heterogeniczności w modelu równowagi ogólnej. Założenia te wzorowane są na modelu Benigno i Lopeza-Salido (2006) zbudowanego dla gospodarki strefy euro, który uwzględnia fakt, że w ramach Unii Gospodarczo-Walutowej (UGW) występują obszary różniące się mechanizmem stanowienia ceny. Jak pokazują autorzy, fakt ten ma istotny wpływ na prowadzenie wspólnej polityki pieniężnej. Prezentowany tu model różni się od pracy Benigno i Lopeza-Salido (2006) w trzech obszarach. Po pierwsze, podział na sektory o różnym mechanizmie stanowienia cen zostaje wprowadzony w ramach jednego kraju, a nie wewnątrz UGW. Po drugie, oryginalny model zakłada, że obszary różnią się całkowicie mechanizmem stanowienia cen, podczas gdy ja zakładam, że sam mechanizm jest podobny, a różnice dopuszczone są jedynie w zakresie parametrów stanowienia cen: prawdopodobieństwa zmiany ceny oraz indeksacji cen. Ta różnica umożliwia na modelowanie inercji wrodzonej (ang. *intrinsic persistence*) inflacji w obydwu sektorach. Po trzecie, model oryginalny jest modelem dla gospodarki zamkniętej, a model zbudowany w pracy opisuje małą gospodarkę otwartą.

[45] Różnica ta leży wyłącznie w sposobie zdefiniowania naturalnej stopy procentowej w gospodarce, która jest funkcją dwóch rodzajów technologii (z sektora A i sektora B) a nie tak jak w pracy Galego (2008) jednej, wspólnej technologii dla całej gospodarki. W opisywanym przypadku małej gospodarki otwartej, naturalna stopa procentowa zależy dodatkowo od czynników zewnętrznych, tj. zagranicznej luki produkcyjnej.

W danym sektorze producenci ustalają cenę według schematu zaproponowanego przez Galego i Gertlera (1999). Zakłada się w nim, że firmy zorientowane na przyszłość (ang. *forward-looking*) w danym okresie mają możliwość zmiany ceny ze stałym i egzogenicznym prawdopodobieństwem, które może się różnić pomiędzy sektorami. Cena wybierana przez takie przedsiębiorstwo ustalana jest w oparciu o maksymalizację strumienia przyszłych zysków z uwzględnieniem przewidywanego okresu trwania ceny. Drugi rodzaj firm, zorientowanych na przeszłość (ang. *backward-looking*), nie podejmuje wysiłku optymalizacji a jedynie indeksuje swoje ceny o przeszłą inflację. O podmiotach które w swoich działaniach posługują się prostą regułą zamiast skomplikowaną strategią optymalizacyjną mówi się, że kierują się praktyczną zasadą (ang. *rule of thumb*). Jest to konstrukcja, którą wykorzystuje się do opisu zachowania się firm i gospodarstw domowych (zob. np. Amato i Laubach, 2004).

Udział poszczególnych typów firm, podobnie jak prawdopodobieństwo napotkania sztywności cenowej, również może się różnić w zależności od sektora. Taka heterogeniczność w sposobie ustalania cen prowadzi do różnic w dynamice inflacji, co jest szczegółowo przedstawione poniżej.

W gospodarce krajowej istnieje nieskończenie wiele firm indeksowanych za pomocą $j \in [0,1]$, które operują w dwóch sektorach, indeksowanych za pomocą i: sektor $i = B$, jeżeli $j \in [0, n)$ a sektor $i = A$ jeżeli $j \in [n, 1]$. Każda z firm specjalizuje się w produkcji jednego dobra, a produkcja pojedynczej firmy w danym sektorze krajowym oznaczmy jako $Y^A(i_A)$ i $Y^B(i_B)$[46]. Funkcja produkcji dla każdej z firm jest taka sama i w zależności od sektora dana jest za pomocą wzorów:

$$Y_t^A(i_A) = Z_t^A \cdot N_t^A(i_A) \tag{51}$$

$$Y_t^B(i_B) = Z_t^B \cdot N_t^B(i_B) \tag{52}$$

gdzie Z_t^A i Z_t^B to technologia, specyficzna dla danego sektora, zawierająca stały zasób kapitału oraz szok technologiczny. Zakładamy, że dynamika technologii znajduje się pod wyłącznym wpływem stochastycznych szoków technologicznych: $z_t^A = \varepsilon_t^A$ i $z_t^B = \varepsilon_t^B$, gdzie $z_t^A \equiv \ln(Z_t^A)$ i $z_t^B \equiv \ln(Z_t^B)$ oraz $\varepsilon_t^A \sim iid\, N(0, \varsigma_A^2)$ i $\varepsilon_t^B \sim iid\, N(0, \varsigma_B^2)$. Czynię w tym miejscu założenie o braku persystencji szoków technologicznych. Jest ono silne i trudne do potwierdzenia na gruncie analiz empirycznych. Założenie to jednakże jest korzystne z punktu widzenia procedury estymacji. Uzasadnienie struktury wszystkich szoków występujących w modelu (wraz

[46] Indeksy firm odpowiadają indeksom poszczególnych dóbr, które zostały zdefiniowane w rozdziale 3.2. Jest to możliwe dzięki założeniu, że jedna firma produkuje jedno dobro.

z badaniem stabilności wyników z punktu widzenia dopuszczenia autoregresji szoków technologicznych) znajduje się w rozdziale 4.1.

Firmy, działając w warunkach konkurencji monopolistycznej, mogą ustalać własną cenę. Dzieje się to pod dwoma ograniczeniami: popytem zgłaszanym przez gospodarstwa domowe oraz sztywności cenowe (ograniczenia częstotliwości zmiany ceny). Popyt na poszczególne dobra pochodzące z krajowego sektora A (odpowiednio: B), czyli dobra oznaczone indeksem i_A (odpowiednio: i_B) zapisać można przy wykorzystaniu równań popytu (21) – (30):

$$C_t^A(i_A) = (1-m)(1-n)\left(\frac{P_t^A(i_A)}{P_t^{A,H}}\right)^{-\epsilon}\left(\frac{P_t^{A,H}}{P_t^A}\right)^{-\eta}\left(\frac{P_t^A}{P_t}\right)^{-1} C_t \tag{53}$$

$$C_t^B(i_B) = (1-m)n\left(\frac{P_t^B(i_B)}{P_t^{B,H}}\right)^{-\epsilon}\left(\frac{P_t^{B,H}}{P_t^B}\right)^{-\eta}\left(\frac{P_t^B}{P_t}\right)^{-1} C_t \tag{54}$$

Optymalna cena ustalana jest w oparciu o maksymalizację zysku w nieskończonym horyzoncie czasu i bierze pod uwagę prawdopodobieństwo napotkania sztywności cenowych w kolejnych okresach (prawdopodobieństwo Calvo oznaczone jako θ^A i θ^B w poszczególnych sektorach). W przypadku reprezentatywnej firmy z sektora wytwarzającego żywność lub energię problem optymalizacyjny możemy zapisać w następujący sposób:

$$\max_{P_t^{\#,A}(i_A)} E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\theta^A)^k \cdot \Xi_{t,t+k}\left(P_t^{\#,A}(i_A)\cdot Y_{t,t+k}^A(i_A) - W_{t+k}^A(i_A)\cdot\frac{Y_{t,t+k}^A(i_A)}{Z_{t+k}^A}\right)\right\} \tag{55}$$

gdzie $P_t^{\#,A}(i_A)$ jest optymalną ceną wybraną przez reprezentatywną firmę z sektora A; $Y_{t,t+k}(i_A)$ to całkowity popyt na dobro i_A w okresie $t+k$, pod warunkiem że optymalna cena z bieżącego okresu ($P_t^{\#,A}(i_A)$) będzie nadal obowiązywała; $W_{t+k}^A(i_A)$ oznacza płacę nominalną za pracę wykorzystywaną przez firmy z sektora A, a $\Xi_{t,t+k}$ to stochastyczny współczynnik dyskontujący, za pomocą którego przyszły dochód nominalny wyrażony jest w jednostkach bieżącego dochodu:

$$\Xi_{t,t+k} = \beta^k \frac{U_C(C_{t+k})}{U_C(C_t)}\frac{P_t}{P_{t+k}} \tag{56}$$

Zauważmy, że jeśli założymy brak niepewności co do kształtowania się przyszłej stopy procentowej (w warunkach tzw. *perfect foresight*), współczynnik dyskontujący zdefiniowany powyżej jest równoważny iloczynowi jednookresowych nominalnych stóp procentowych w okresie od t do $t+k$ (zob. równanie (33)).

Decyzje cenowe podejmowane przez wszystkie firmy z sektora A są uwarunkowane w ten sam sposób. Zakładamy, że wszystkie firmy mają taką samą funkcję kosztów, ogranicza ich taka sama funkcja popytu na ich dobra a także stałe i egzogeniczne prawdopodobieństwo możliwości zmiany ceny $(1-\theta^A)$. W konsekwencji tych założeń, cena wybrana przez reprezentatywną firmę w danym okresie jest ceną optymalną w całym sektorze A.

Warunek pierwszego rzędu dla optymalizacji wynosi (por. Benigno i Lopez-Salido, 2006, s. 591):

$$P_t^{\#,A}(i_A) = \frac{\epsilon}{\epsilon-1}\frac{E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\theta^A)^k \cdot \Xi_{t,t+k} \cdot MCN_{t,t+k}^A(i_A) \cdot Y_{t,t+k}^A(i_A)\right\}}{E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\theta^A)^k \cdot \Xi_{t,t+k} \cdot Y_{t,t+k}^A(i_A)\right\}} \tag{57}$$

gdzie $MCN_{t,t+k}^A(i_A)$ oznacza nominalny koszt krańcowy w okresie $t+k$ pod warunkiem, że cena optymalna z bieżącego okresu t będzie nadal obowiązująca. Przekształcenie wyrażenia prowadzi do równania o następującej postaci, analogicznej do tej wyrażonej m.in. u Galego (2008, s. 45):

$$E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\theta^A\beta)^k U_C(C_{t+k})Y_{t,t+k}^A(i_A)\frac{P_{t+k}^{A,H}}{P_{t+k}^H}\left(\frac{P_t^{\#,A}(i_A)}{P_t^{A,H}}\frac{P_t^{A,H}}{P_{t+k}^{A,H}} - \frac{\epsilon}{\epsilon-1}MCR_{t,t+k}^A(i_A)\right)\right\} = 0 \tag{58}$$

gdzie $MCR_{t,t+k}^A(i_A) = MCN_{t,t+k}^A(i_A)/P_{t+k}^{A,H}$ wyraża realny koszt krańcowy.

W celu umożliwienia dalszych analiz makroekonomicznych przedstawiony problem optymalizacyjny należy zapisać w postaci krótkookresowego odchylenia od stanu równowagi. Metodą najczęściej stosowaną do tego typu analiz jest log-linearyzacja, wykorzystująca rozwinięcie wyrażeń nieliniowych (na przykład warunków pierwszego rzędu) w szereg Taylora. Metoda ta wykorzystuje przybliżenie pierwszego rzędu i ma charakter lokalny. Oznacza to, że zależności wynikające z równań modelu są prawdziwe jedynie w bliskim otoczeniu wyznaczonego punktu równowagi. Istnieją metody pozwalające na przybliżenia wyższego rzędu (zob. np. Haan i De Wind, 2012) i dokładniejszy opis gospodarki także w sytuacji, gdy znajdzie się ona daleko od punktu równowagi, ale zagadnienie to wykracza poza ramy niniejszego opracowania.

Log-linearyzacja wyrażenia (58) wokół stanu ustalonego o zerowej inflacji (gdzie: $\frac{P_t^{\#,A}(i_A)}{P_t^{A,H}} = 1$ oraz $\frac{P_{t+k}^{A,H}}{P_t^{A,H}} = 1$) dokonana jest za pomocą przybliżenia pierwszego rzędu za pomocą rozwinięcia w szereg Taylora. Wyrażenie to ma postać:

$$E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\theta^A\beta)^k\left(\widehat{p_t^{\#,A}}(i_A)-\widehat{mcr^A}_{t,t+k}(i_A)-\sum_{\tau=1}^{k}\pi_{t+\tau}^{A,H}\right)\right\}=0 \tag{59}$$

gdzie $\pi_t^{A,H}=\ln\frac{P_t^{A,H}}{P_{t-1}^{A,H}}$ jest stopą inflacji krajowej w sektorze A, a daszki oznaczają procentowe odchylenia danej zmiennej od jej wartości w stanie ustalonym, odpowiednio: $\widehat{p_t^{\#,A}}(i_A)=\ln\frac{P_t^{\#,A}(i_A)}{P_t^{A,H}}$ i $\widehat{mcn}^A{}_{t,t+k}(i_A)=\ln\frac{MCR_{t,t+k}^A(i_A)}{MC}$. Przekształcając to wyrażenie korzystam z funkcji popytu ze stałą elastycznością cenową równą ϵ. Warto dodać, że przybliżenie następuje wokół stanu ustalonego o zerowej inflacji. W warunkach konkurencji monopolistycznej, marża przy optymalnej cenie wynosi wówczas $\mathrm{M}=\frac{\epsilon}{\epsilon-1}$, a równowagowy realny koszt krańcowy jest w założeniu równy odwrotności tej marży ($MC=\frac{1}{\mathrm{M}}=\frac{\epsilon-1}{\epsilon}$, zob. Galí, 2008, s. 44). Wartości te wykorzystuję jako punkt odniesienia w rozwinięciu w szereg Taylora.

Z założonej równowagi na rynku pracy wynika, że firmy zatrudniają pracowników do momentu zrównania się płacy z krańcowym produktem pracy (MPL^A). W konsekwencji tego, dalej będę się posługiwać następującym równaniem na koszt krańcowy firmy w momencie optymalizacji:

$$MCN_{t,t+k}^A(i_A)=\frac{W_{t+k}^A(i_A)}{MPL_{t,t+k}^A}=\frac{W_{t+k}^A(i_A)}{Z_{t+k}^A} \tag{60}$$

Galí (2008) zwraca uwagę, że przyjęcie założenia o funkcji produkcji o stałych korzyściach skali sprawia, że wysokość kosztu krańcowego nie zależy od poziomu produkcji, a zatem jest taka sama dla każdej firmy w sektorze A. Pozwala to wyrazić optymalną cenę w sektorze A jako funkcję przeciętnego kosztu krańcowego i sektorowej stopy inflacji:

$$\widehat{p_t^{\#,A}}(i_A)=(1-\theta^A\beta)E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\theta^A\beta)^k\left(\widehat{mcr}_{t+k}^A+\sum_{\tau=1}^{k}\pi_{t+\tau}^{A,H}\right)\right\} \tag{61}$$

Reprezentatywne przedsiębiorstwo w sektorze A, dążąc do maksymalnego zysku ustala cenę na poziomie optymalnym z punktu widzenia bieżących warunków gospodarczych. Ważnym elementem konstrukcji modelu jest wprowadzenie sztywności nominalnych w postaci nałożenia restrykcji na częstotliwość zmiany cen przez producentów. Sztywności cenowe są do modelu wprowadzone za pomocą mechanizmu ustalania cen opisanego przez Galego i Gertlera (1999), który jest modyfikacją mechanizmu Calvo (1983) – Yun (1996). Polega on na przyjęciu założenia, że część firm (frakcja ω^A) nie dokonuje optymalizacji, a jedynie koryguje swoje

ceny o zaobserwowaną inflację w swoim sektorze ($\pi_{t-1}^{A,H}$). Odpowiada to sytuacji, w której firmy nie badają dokładnie rynku, a jedynie obserwują konkurencyjne firmy i podążają za ich decyzjami. Reszta przedsiębiorców ($1-\omega^A$) dokonuje zmiany ceny w oparciu o przedstawioną powyżej kalkulację ceny optymalnej. Każde przedsiębiorstwo, niezależnie od wybranej przez siebie ceny może zostać zmuszone do pozostawienia ceny na niezmienionym poziomie w bieżącym okresie. Prawdopodobieństwo napotkania takiej bariery jest egzogeniczne, stałe i wynosi θ^A, co oznacza że każda z firm może zmienić cenę z prawdopodobienstwem $1-\theta^A$, niezależnie od tego kiedy ostatnio dokonała zmiany ceny. Efektem tego procesu jest sztywność cen w modelu, której poziom zdeterminowany jest wysokością prawdopodobieństwa braku możliwości zmiany ceny: θ^A. Sztywności nominalne polegające na braku możliwości zmiany ceny w danym okresie stanowią jedynie przybliżenie dużo bardziej skomplikowanej rzeczywistości. Mechanizm ustalania cen Calvo, choć powszechnie używany w modelowaniu DSGE, nie jest jedynym sposobem uwzględniania sztywności nominalnych. Alternatywę dla mechanizmu Calvo stanowi model Taylora (1980) o deterministycznie ustalonym czasie trwania ceny. Obydwa mechanizmy łączy uzależnienie momentu zmiany ceny od czasu (tzw. *time-depending pricing*). Odrębną grupę stanowią modele, w których czas trwania ceny zdeterminowany jest stanem gospodarki (tzw. *state-depending pricing*). Dokładne porównanie strategii ustalania cen i ich konsekwencji w modelach DSGE prezentują m.in., Bakhshi i inni (2007). Wskazują oni, że w warunkach niskiej inflacji, krzywe NKPC oparte na różnych mechanizmach stanowienia cen dostarczają podobnych wniosków empirycznych. Badanie tego zagadnienia dla Polski przeprowadzili Baranowski i inni (2012), wykazując, że model z endogenicznym sposobem modelowania sztywności cenowych (zaproponowany przez Dotseya i innych, 1999) generuje podobne wnioski makroekonomiczne w porównaniu do modelu z egzogenicznym sposobem ujęcia sztywności, typu Calvo.

Zaprezentowany mechanizm stanowienia cen prowadzi do sformułowania równania na stopę inflacji w sektorze A:

$$\pi_t^{A,H} = (1-\theta^A)(1-\omega^A)\left(\widehat{p_t^{\#,A}}(i_A) - p_{t-1}^{A,H}\right) + \omega^A \pi_{t-1}^{A,H} \qquad (62)$$

Podstawiając cenę optymalną, wyrażoną za pomocą (61) do równania (62) otrzymuję nowokeynesowską krzywą Phillipsa (NKPC), która wyjaśnia krajową stopę inflacji w sektorze produkującym żywność i energię. Równanie krzywej NKPC w jednym sektorze jest

analogiczne do krzywej Phillipsa zapisanej dla całej gospodarki krajowej w pracy Galego i Monacellego (2005)[47]:

$$\pi_t^{A,H} = \lambda^A \widehat{mcr}_t^A + \gamma_1^A E_t\{\pi_{t+1}^{A,H}\} + \gamma_2^A \pi_{t-1}^{A,H} \tag{63}$$

gdzie $\lambda^A = \frac{(1-\theta^A\beta)(1-\theta^A)(1-\omega^A)}{\phi^A}$; $\gamma_1^A = \frac{\theta^A\beta}{\phi^A}$; $\gamma_2^A = \frac{\omega^A}{\phi^A}$ i $\phi^A = \theta^A + \omega^A(1-\theta^A(1-\beta))$ są kombinacjami parametrów mikroekonomicznych, tzw. głębokich parametrów.

W drugim sektorze gospodarki (sektor B) produkowane są usługi i produkty inne niż żywność i energia. Wyprowadzenie krzywej NKPC w tym sektorze przebiega podobnie do wcześniej zaprezentowanego wyprowadzenia dla sektora A. Problem optymalizacyjny reprezentatywnej firmy produkującej pojedyncze dobro i_B można zapisać analogicznie do równania (55):

$$\max_{P_t^{\#,B}(i_B)} E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\theta^B)^k \Xi_{t,t+k}\left(P_t^{\#,B}(i_B)\cdot Y_{t,t+k}^B(i_B) - W_{t+k}^B(i_B)\cdot\frac{Y_{t,t+k}^B(i_B)}{Z_{t+k}^B}\right)\right\} \tag{64}$$

Różnice pomiędzy sektorami pojawiają się w momencie opisu założeń w ramach mechanizmu stanowienia ceny. Wiele modeli uwzględniających różniące się od siebie sektory (takie jak w pracach: Bodenstein i inni, 2008; Blanchard i Galí, 2007; Aoki, 2001) bazuje często na założeniu, że sztywności nominalne obserwowane są tylko w jednym sektorze. Drugi z analizowanych sektorów (najczęściej obejmuje on energię bądź energię i żywność) pozbawiony jest sztywności nominalnych, to znaczy ceny są doskonale giętkie. Takie zaprezentowanie problemu sprawia, że ceny energii (bądź energii i żywności) nie są wynikiem optymalizacji, lecz funkcjonują w modelu jako realizacje krótkotrwałych szoków. W mojej pracy zakładam występowanie sztywności w obydwu sektorach, pozwalając jednak na różnice w tym zakresie. W sektorze B zakładam zatem, że część firm (ω^B) nie optymalizuje swojej ceny, a jedynie indeksuje ją o zanotowaną inflację. Pozostałe przedsiębiorstwa mogą zmienić cenę z prawdopodobieństwem $1-\theta^B$. Różnica nie leży zatem w samym mechanizmie stanowienia cen, a jedynie w wartościach parametrów wyznaczających częstotliwość zmiany ceny (θ^A i θ^B) i frakcji przedsiębiorców indeksujących (ω^A i ω^B). Zróżnicowanie tych parametrów pozwala na formalne ujęcie w ramy modelu rozbieżności obserwowanych w częstotliwości zmiany cen oraz w uporczywości inflacji pomiędzy tymi dwoma sektorami[48].

[47] Galí i Monacelli (2005) korzystają w swojej pracy z założeń mechanizmu stanowienia cen Calvo (1983). Wykorzystanie w mojej pracy mechanizmu uwzględniającego fakt, że część firm nie dokonuje optymalizacji prowadzi do wprowadzenia do krzywej NKPC elementu opóźnionej inflacji (patrz: rozdział 2).
[48] Dokładny opis tych różnic znajduje się w rozdziale 2.4.

Inflację w sektorze B (czyli inflację bazową) zapisać można zatem jako funkcję ceny optymalnej oraz przeszłej inflacji:

$$\pi_t^{B,H} = (1-\theta^B)(1-\omega^B)\left(\widehat{p_t^{\#,B}}(i_B) - p_{t-1}^{B,H}\right) + \omega^B \pi_{t-1}^{B,H} \tag{65}$$

gdzie: $\pi_t^{B,H} = \ln \frac{P_t^{B,H}}{P_{t-1}^{B,H}}$ jest stopą inflacji krajowej w sektorze B, $\widehat{p_t^{\#,B}}(i_B)$ to odchylenie ceny optymalnej w sektorze B od wartości w stanie ustalonym, a $p_{t-1}^{B,H} = \ln P_{t-1}^{B,H}$.

Podstawiając do równania na inflację cenę optymalną, będącą wynikiem optymalizacji, tj.:

$$\widehat{p_t^{\#,B}}(i_B) = (1-\theta^B\beta)E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\theta^B\beta)^k\left(\widehat{mcr}_{t+k}^B + \sum_{\tau=1}^{k}\pi_{t+\tau}^{B,H}\right)\right\} \tag{66}$$

otrzymujemy nowokeynesowską krzywą Phillipsa dla inflacji krajowej w sektorze wytwarzającym usługi oraz produkty inne niż żywność i energia:

$$\pi_t^{B,H} = \lambda^B \widehat{mcr}_t^B + \gamma_1^B E_t\{\pi_{t+1}^{B,H}\} + \gamma_2^B \pi_{t-1}^{B,H} \tag{67}$$

gdzie $\lambda^B = \frac{(1-\theta^B\beta)(1-\theta^B)(1-\omega^B)}{\phi^B}$; $\gamma_1^B = \frac{\theta^B\beta}{\phi^B}$; $\gamma_2^B = \frac{\omega^B}{\phi^B}$ oraz $\phi^B = \theta^B + \omega^B(1-\theta^B(1-\beta))$ są kombinacjami parametrów mikroekonomicznych, tzw. głębokich parametrów.

Należy przy tym zwrócić uwagę, że inflacja w sektorze B mierzona jest za pomocą wskaźnika inflacji bazowej: inflacji po wyłączeniu cen żywności i energii. A zatem równanie (67) jest nowokeynesowską krzywą Phillipsa dla krajowego komponentu inflacji bazowej.

Krzywe Phillipsa w sektorach A i B (równania (63) i (70)) na tym etapie wyprowadzenia nie zakładają bezpośredniego wzajemnego wpływu cen z różnych sektorów. Jest to bezpośrednią konsekwencją zastosowanej agregacji, która zakłada stały udział dóbr w koszyku konsumpcji (równanie (6)). Jednakże, w kolejnych krokach wzajemny wpływ cen (w tym tzw. efekt rozlewania się inflacji) zostanie uwzględniony, dzięki zastąpieniu kosztu krańcowego w równaniach luką produkcyjną. Pozwoli to dodatkowo na połączenie sektorowych krzywych Phillipsa z krzywą IS (92).

Przy przedstawieniu inflacji jako funkcji luki produkcyjnej, a nie kosztu krańcowego korzystam z warunku równowagi na rynku pracy. Ze strony popytu na pracę zakładam zatem zrównanie nominalnego kosztu krańcowego z krańcowym produktem pracy ($MCN_t = \frac{W_t}{MPL_t}$). Z kolei ze strony podaży pracy zakładam zrównanie się realnej płacy z krańcową stopą substytucji konsumpcji i pracy: $\frac{W_t}{P_t} = \frac{-U_N(C_t,N_t)}{U_C(C_t,N_t)}$. Równowaga na rynku pracy przy danej,

liniowej funkcji produkcji zakłada zatem, że w poszczególnych sektorach zachodzą następujące zależności:

$$MCR_t^A = \frac{(N_t^A)^{\varphi}}{C_t^{-\sigma} Z_t^A} \frac{P_t}{P_t^{A,H}} = \frac{(Y_t^{A,H})^{\varphi}}{C_t^{-\sigma} (Z_t^A)^{(1+\varphi)}} \frac{P_t}{P_t^H} \frac{P_t^H}{P_t^{A,H}} = \frac{(Y_t^{A,H})^{\varphi}}{C_t^{-\sigma} (Z_t^A)^{(1+\varphi)}} \frac{P_t}{P_t^H} \frac{P_t^H}{P_t^{A,H}} \tag{68}$$

$$MCR_t^B = \frac{(N_t^B)^{\varphi}}{C_t^{-\sigma} Z_t^B} \frac{P_t}{P_t^{B,H}} = \frac{(Y_t^{B,H})^{\varphi}}{C_t^{-\sigma} (Z_t^B)^{(1+\varphi)}} \frac{P_t}{P_t^H} \frac{P_t^H}{P_t^{B,H}} = \frac{(Y_t^{B,H})^{\varphi}}{C_t^{-\sigma} (Z_t^B)^{(1+\varphi)}} \frac{P_t}{P_t^H} \frac{P_t^H}{P_t^{B,H}} \tag{69}$$

Powyższe równania można przekształcić, korzystając z definicji *terms of trade*: $p_t^A = p_t^{A,H} + mtot_t^A$ and $p_t^B = p_t^{B,H} + mtot_t^B$ i wyrazić w postaci log-liniowej:

$$mcr_t^A = \varphi y_t^{A,H} + \sigma c_t - (1+\varphi)\, z_t^A + mtot_t^A - n\, s_t \tag{70}$$

$$mcr_t^B = \varphi y_t^{B,H} + \sigma c_t - (1+\varphi)\, z_t^B + mtot_t^B + (1-n)\, s_t \tag{71}$$

gdzie $S \equiv \frac{P^A}{P^B}$ to cena relatywna dóbr z poszczególnych sektorów, a małe litery oznaczają logarytmy analogicznych symboli zapisanych wielkimi literami.

Korzystając z równań popytu na produkcję w poszczególnych sektorach:

$$Y_t^{A,H} = (1-m)\left(\frac{P_t^{A,H}}{P_t^A}\right)^{-\eta} (1-n)\left(\frac{P_t^A}{P_t}\right)^{-1} Y_t = (1-m)(1-n) Y_t \left(\frac{P_t^{A,H}}{P_t^A}\right)^{-\eta} S_t^{-n} \tag{72}$$

$$Y_t^{B,H} = (1-m)\left(\frac{P_t^{B,H}}{P_t^B}\right)^{-\eta} n\left(\frac{P_t^B}{P_t}\right)^{-1} Y_t = (1-m)\, n Y_t \left(\frac{P_t^{B,H}}{P_t^B}\right)^{-\eta} S_t^{(1-n)} \tag{73}$$

a także z warunku czyszczenia się rynku: $y_t = c_t + \left(\frac{m \cdot v}{\sigma^m}\right) tot_t$ oraz z przybliżenia relatywnego poziomu cen w kraju i za granicą zgodnego z parytetem siły nabywczej ($p_t - p_t^H \approx mtot_t$) możemy powiązać koszt krańcowy z produkcją krajową ogółem:

$$mcr_t^A = W^A + (\varphi + \sigma^m) y_t - (1+\varphi) z_t^A - n(\varphi+1)\, s_t + (\varphi\eta + 1 - mv) tot_t \tag{74}$$

$$mcr_t^B = W^B + (\varphi + \sigma^m) y_t - (1+\varphi) z_t^B + (1-n)(\varphi+1)\, s_t + (\varphi\eta + 1 - mv) tot_t \tag{75}$$

gdzie $W^A = \varphi((1-m) + (1-n))$; $W^B = \varphi(1-m+n)$.

W ślad za pracą Galego i Monacellego (2005, s. 718) możemy zapisać odchylenia kosztu krańcowego w każdym z sektorów od wartości w stanie ustalonym.

$$\widehat{mcr}_t^A = (\varphi + \sigma^m)\hat{y}_t - n(\varphi+1)\hat{s}_t \tag{76}$$

$$\widehat{mcr}_t^B = (\varphi + \sigma^m)\hat{y}_t + (1-n)(\varphi+1)\hat{s}_t \tag{77}$$

gdzie daszki nad każdą ze zmiennych oznaczają procentowe odchylenie od stanu ustalonego, w którym: $MCR^A = MCR^B = \frac{1}{\mathrm{M}} = \frac{\epsilon-1}{\epsilon}$ (w postaci logarytmicznej: $mcr^A = mcr^B = -\ln(\mathrm{M}) = -\mu$), $\hat{y}_t = y_t - \tilde{y}_t$, $\hat{s}_t = s_t - \tilde{s}_t$ a produkt naturalny ($\tilde{y}_t$) jest funkcją technologii w dwóch sektorach oraz *terms of trade*.

Włączając równania (76) i (77) do sektorowych NKPC (63) i (67) otrzymujemy ostateczne krzywe Phillipsa, które zostaną użyte do estymacji i dalszej analizy:

$$\pi_t^{A,H} = \lambda^A(\varphi+\sigma)\hat{y}_t - n\,\lambda^A(\varphi+1)\hat{s}_t + \gamma_1^A E_t\{\pi_{t+1}^{A,H}\} + \gamma_2^A \pi_{t-1}^{A,H} + \varepsilon_t^A \quad (78)$$

$$\pi_t^{B,H} = \lambda^B(\varphi+\sigma)\hat{y}_t + (1-n)\,\lambda^B(\varphi+1)\hat{s}_t + \gamma_1^B E_t\{\pi_{t+1}^{B,H}\} + \gamma_2^B \pi_{t-1}^{B,H} + \varepsilon_t^B \quad (79)$$

3.4 Polityka pieniężna

Zaprezentowany model gospodarki nie jest zupełny bez wyjaśnienia mechanizmu ustalania stóp procentowych. Wpływają one bezpośrednio na wysokość konsumpcji i produkcji w krótkim okresie (por. równanie (92)) i pośrednio na inflację (por. równania (93) i (94)).

W świetle modelu, w gospodarce występuje jedna stopa procentowa o zapadalności jednego okresu, która w całości kontrolowana jest przez bank centralny. Wyznaczanie stóp procentowych może być wynikiem systematycznego działania (tzw. reguły instrumentu) bądź też decyzji *ad hoc* (zob. dyskusja na temat stosowania reguł polityki pieniężnej w rozdziale 1.1).

W modelu który opisuję w bieżącym rozdziale posługuję się wyjściowo regułą Taylora (1993), która w swej oryginalnej wersji uzależnia stopę procentową (i_t) od naturalnej stopy procentowej w gospodarce (r_t^n), odchylenia inflacji od celu ($\pi_t - \bar{\pi}$) oraz od luki produkcyjnej ($\hat{y}_t$):

$$i_t = r_t^n + \phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) \quad (80)$$

W badaniach empirycznych po prawej stronie równania bardzo często stosuje się opóźnienie stopy procentowej (Mehra, 1997). Ma to na celu odzwierciedlenie faktu, że zmiany stóp procentowych rozłożone są w czasie a skala pojedynczych zmian jest niewielka. Jest to nazywane mechanizmem wygładzania stóp procentowych, który jest często wykorzystywany w analizach empirycznych (zob. np. obszerne badanie dla Polski przeprowadzone przez Baranowskiego, 2014):

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t\right) + \varepsilon_t^i \quad (81)$$

Taka postać reguły Taylora stanowi przybliżenie strategii bezpośredniego celu inflacyjnego[49], w której bank centralny zobowiązuje się do utrzymania inflacji w ramach założonego celu, a $\varepsilon_t^i \sim iid\ N(0, \varsigma_i^2)$ wyraża szok polityki pieniężnej. Jednocześnie, po spełnieniu celu podstawowego, bank centralny dba też o minimalizację wahań koniunkturalnych ($\hat{y}_t$) oraz stóp procentowych (co ma swoje odzwierciedlenie we wprowadzeniu mechanizmu wygładzania stóp procentowych).

Równanie (81) zostanie wykorzystane w estymacji modelu. Ze względu na spójność z pozostałymi założeniami, w równaniu zakładamy, że celem banku jest minimalizowanie odchyleń produkcji i inflacji od stanu ustalonego, który w przypadku obydwu zmiennych wynosi zero (stąd, w równaniu (81) pomijam $\bar{\pi}$). Jednocześnie, wykorzystując ten model do opisu polskiej gospodarki musimy pamiętać, że prowadzona przez NBP strategia bezpośredniego celu inflacyjnego zakłada dodatni poziom celu. Banki centralne ustalają poziom celu na dodatnim poziomie ze względu na możliwość dodatniego obciążenia pomiaru inflacji (Unayama, 2004; Hałka i Leszczyńska, 2011) a także ze względu na fakt, że optymalna stopa inflacji znajduje się na niskim, ale dodatnim poziomie (Khan i Senhadji, 2001; Baranowski, 2008; Coibion i inni, 2012). W konsekwencji tego, banki centralne w krajach o ustabilizowanej inflacji wyznaczają swój cel na poziomie około 2% wzrostu cen w skali rok do roku[50]. W przypadku Polski cel ten wynosi obecnie 2,5% (z dopuszczalnym przedziałem wahań ±1 punkt procentowy), jednak poziom ten obowiązuje od 2003 roku. We wcześniejszym okresie podwyższonej inflacji cel był wyższy i podlegał stopniowym korektom[51]. Zarówno fakt istnienia dodatniego celu, jak i jego zmiany zostały uwzględnione w części empirycznej pracy poprzez przekształcenie szeregu inflacji w taki sposób, aby jego średnia wynosiła zero i usunięcie z danych trendu odpowiadającego dezinflacji i zmianom wysokości celu inflacyjnego. Podobne przekształcenia dotyczą szeregu stóp procentowych, które sprowadzają szereg nominalnych stóp procentowych do postaci odchyleń od wartości w stanie ustalonym, czyli od naturalnej stopy procentowej (zob. opis przekształceń szeregów w rozdziale 4.2).

Modelując politykę pieniężną w ten sposób zakładam *implicite*, że parametry reguły Taylora są stałe w czasie. Założenie to może być poddawane w wątpliwość, zwłaszcza

[49] Strategia bezpośredniego celu inflacyjnego została wprowadzona przez Narodowy Bank Polski z początkiem 1999 roku (NBP, 1998).

[50] W poszczególnych krajach cele określone są na następujących poziomach (stan na 2018r.): strefa euro, Szwajcaria – blisko ale poniżej 2%; Wielka Brytania, USA, Norwegia – 2%, Kanada, Nowa Zelandia, Czechy – 2% (±1 p.p); Rumunia – 2,5% (±1 p.p.); Chile, Węgry – 3% (±1 p.p.).

[51] Korekty te w założeniu miały być ustalane w corocznych „Założeniach polityki pieniężnej", ale kilkukrotnie zdarzyło się, że wysokość celu była korygowana także w trakcie trwania danego roku (zob. opis celu inflacyjnego w rozdziale 4.2)

w kontekście zmian kadencji członków organów decyzyjnych. W literaturze można znaleźć wiele szacunków reguły polityki pieniężnej uwzględniających np. zmiany na stanowisku prezesa banku centralnego. Przykładem mogą być badania dla USA, które wskazują na istnienie różnic w parametrach oszacowanych dla kadencji różnych prezesów (Clarida i inni, 2000; Gamber i Hakes, 2006). Baranowski (2014, s. 78-80) wskazuje jednak, że w przypadku Polski parametry reguły Taylora nie zależą od zmian kadencji członków Rady Polityki Pieniężnej.

Reguła Taylora wyrażona równaniem (81) zostanie użyta w estymacji modelu w scenariuszu podstawowym. W celu weryfikacji hipotez badawczych poza scenariuszem bazowym, w rozdziale 4 prezentuję także wyniki dodatkowych wariantów, różniących się sposobem ujęcia zmiennych, na które reaguje bank centralny. Ocena wyników estymacji (zarówno w zakresie oszacowanych parametrów modelu, a także analizy przebiegu zmiennych w ramach funkcji odpowiedzi na impuls) pozwoli na porównanie alternatywnych scenariuszy, które możemy podzielić na dwie grupy.

Pierwsza grupa rozważanych wariantów dotyczy modelowania polityki pieniężnej, która w różnym stopniu uwzględnia rolę inflacji bazowej w polityce pieniężnej. Możliwość analizy polityki pieniężnej reagującej np. wyłącznie na inflację bazową (z pominięciem pozostałych komponentów CPI) wynika bezpośrednio z wyboru modelu opisanego w częściach 3.1.-3.3. W analizowanym modelu wyszczególniono dwa sektory zróżnicowane ze względu na mechanizm tworzenia cen. Pozwala to na oddzielne modelowanie dynamiki tych cen oraz na analizę polityki pieniężnej z uwzględnieniem tej odmiennej dynamiki w ramach jednego, spójnego modelu. Zaznaczony w rozdziale 3.3 różny stopień sztywności nominalnych rodzi naturalnie implikacje dla wyboru wskaźnika cen dla celów prowadzenia polityki pieniężnej. W dyskusji nad tym problemem (zob. np. Mishkin, 2007 oraz Bodenstein i inni, 2008) podnoszona jest m. in. kwestia tego, że niektóre ceny (w szczególności ceny energii i żywności) znajdują się pod silnym wpływem krótkotrwałych szoków oraz innych czynników niezależnych od krajowej polityki pieniężnej. Sprawia to, że bardzo często banki centralne w swoich decyzjach sygnalizują kierowanie się wysokością inflacji bazowej. Dzieje się to także wtedy, kiedy w strategii polityki pieniężnej wskazany jest cel wyrażony za pomocą CPI. Szersza dyskusja nad wskaźnikiem inflacji wykorzystywanym w polityce pieniężnej znajduje się w rozdziale 2.

W ujęciu modelowym, rozważam zatem następujące warianty funkcji reakcji banku centralnego:

1. Reakcja na inflację ogółem: CPI – wariant podstawowy, oznaczony za pomocą równania (81).

2. Reakcja na inflację bazową – w scenariuszu tym wykorzystuję alternatywną w stosunku do równania (81) funkcję reakcji:

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t^B\right) + \varepsilon_t^i \tag{82}$$

3. Reakcja na inflację w sektorze wytwarzania energii i żywności[52]:

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t^A\right) + \varepsilon_t^i \tag{83}$$

4. Reakcja na inflację bazową oraz inflację w sektorze wytwarzania energii i żywności, która różni się siłą odpowiedzi na zmiany poszczególnych mierników:

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi^A \pi_t^A + \phi_\pi^B \pi_t^B\right) + \varepsilon_t^i \tag{84}$$

Poza wymienionymi powyżej scenariuszami w badaniu rozważam także badanie stabilności wyników ze względu na:

- brak mechanizmu wygładzania stóp procentowych, co sprowadza się do estymacji modelu z następującymi wariantami funkcji reakcji banku centralnego :

$$i_t = \phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t + \varepsilon_t^i \tag{85}$$

$$i_t = \phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t^B + \varepsilon_t^i \tag{86}$$

- reakcja banku centralnego na kurs walutowy (zob. np. Lubik i Schorfheide (2007)), wyrażona za pomocą następujących reguł polityki pieniężnej:

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t - \phi_q q_t\right) + \varepsilon_t^i \tag{87}$$

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t^B - \phi_q q_t\right) + \varepsilon_t^i \tag{88}$$

- reakcja na oczekiwaną inflację oraz lukę produkcyjną (tzw. reguła antycypacyjna, zob. np. Clarida i inni, 2000):

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y E_t\{\hat{y}_{t+1}\} + \phi_\pi E_t\{\pi_{t+1}\}\right) + \varepsilon_t^i \tag{89}$$

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y E_t\{\hat{y}_{t+1}\} + \phi_\pi E_t\{\pi_{t+1}^B\}\right) + \varepsilon_t^i \tag{90}$$

gdzie $E_t\{\hat{y}_{t+1}\}$, $E_t\{\pi_{t+1}\}$ i $E_t\{\pi_{t+1}^B\}$ oznaczają racjonalne oczekiwania banku centralnego dotyczące kształtowania się odpowiednio: luki produkcyjnej, inflacji CPI oraz inflacji bazowej.

[52] Reguła oparta na inflacji energii i żywności jest mało prawdopodobna empirycznie, należy ją traktować jako pewnego rodzaju dopełnienie zestawu scenariuszy oraz badanie stabilności otrzymanych wyników.

W badaniu stabilności wyników (równania od (85) do (90)) biorę pod uwagę wyłącznie dwa najbardziej prawdopodobne scenariusze, tj. reakcji na inflację CPI oraz na inflację bazową. Prawdopodobieństwo tych dwóch scenariuszy zostało określone w części empirycznej pracy, tj. rozdziale 4.

Wszystkie powyższe warianty są ze sobą porównane za pomocą oszacowań parametrów oraz czynnika Bayesa, którego konstrukcja i interpretacja zostały opisane w rozdziale 1.3.

3.5 Rozwiązanie modelu i warunki istnienia równowagi

Przedstawiony powyżej model w najgłębszej warstwie opisuje nieliniowe zależności pomiędzy podstawowymi wielkościami ekonomicznymi. Dodatkowo, decyzje poszczególnych podmiotów podejmowane są w oparciu o racjonalne, endogeniczne oczekiwania. Te dwie cechy sprawiają, że model przed estymacją należy przekształcić do postaci log-liniowej, a następnie rozwiązać system równań ze względu na racjonalne oczekiwania. Pierwsze przekształcenie wykorzystuje przybliżenie pierwszego rzędu wokół stanu ustalonego, który znajduje się w punkcie o zerowej luce produkcyjnej i inflacji ($\hat{y}_t = y_t - \tilde{y}_t = 0$ oraz $\pi_t = \pi_t^A = \pi_t^B = 0$) oraz nominalnej stopie procentowej równej stopie naturalnej, która jak wspominałam w rozdziale 3.2, jest funkcją czynników realnych ($i_t = r_t^n$). Przekształcenie to zostało wykonane w toku wyprowadzania równań (92), (93) i (94).

Rozwiązanie układu równań (pełen zbiór estymowanych równań został przedstawiony w rozdziale 4.1) ze względu na racjonalne oczekiwania polega na zapisaniu wszystkich zmiennych endogenicznych układu jako funkcji zmiennych egzogenicznych i opóźnionych zmiennych endogenicznych. Ze względu na znaczny stopień skomplikowania modelu, rozwiązanie analityczne nie jest możliwe, dlatego wykorzystuje się w tym celu metody numeryczne. Do rozwiązania modelu używanego w tej pracy wykorzystuję metodę Blancharda i Kahna (1980). Szczegółowy opis tej metody wraz z rozszerzeniem grupy specyfikacji modeli, do których można ją zastosować znajduje się w pracy Simsa (2002), a w literaturze polskiej metodę tę krok po kroku prezentuje Sobczak (2015). Metoda ta polega na zapisaniu zloglinearyzowanego modelu w postaci wyrażonej wzorem ogólnym:

$$E_t\{\boldsymbol{x}_{t+1}\} = \boldsymbol{A}\boldsymbol{x}_t + \boldsymbol{B}\boldsymbol{v}_t \tag{91}$$

gdzie wektor $\boldsymbol{x}_{t+1}$ zawiera wszystkie zmienne endogeniczne antycypacyjne modelu, a w wektorze $\boldsymbol{v}_t$ umieszczone zostały wszystkie zmienne egzogeniczne. Zgodnie z warunkiem Blancharda-Kahna (1980, s. 1308) jednoznaczne rozwiązanie tego systemu równań istnieje

wtedy i tylko wtedy, gdy liczba wartości własnych macierzy $\boldsymbol{A}$ leżących poza kołem jednostkowym jest równa liczbie antycypacyjnych zmiennych w modelu.

Oznacza to, że dla danego modelu nie zawsze istnieje jednoznacznie określona równowaga możliwa do osiągnięcia w warunkach racjonalnych oczekiwań (istnienie tzw. *rational-expectations equilibrium*). Woodford (2003, s. 241-242) definiuje tę równowagę jako taki zestaw procesów zmiennych endogenicznych[53], który spełnia układ równań modelu (91) dla każdego $t > 0$.

Na istnienie tej równowagi mają wpływ zarówno wartości parametrów modelu (takie jak np. stopień sztywności Calvo), jak i zastosowana reguła stopy procentowej. O ile równania opisujące prawo ruchu inflacji i produkcji określone są przez dokładnie wyrażone założenia mikroekonomiczne, to stopa procentowa jest w pewnym sensie modelowana *ad hoc*. W skrajnym przypadku można potraktować stopę procentową jako czysto egzogeniczną. Jak zauważa Woodford (2003, s. 252-253) takie podejście wyklucza istnienie jednoznacznie określonego rozwiązania. Woodford wskazuje także, że dla istnienia równowagi kluczowy jest wybór reguły spełniającej zasadę Taylora, która mówi, że w odpowiedzi na wzrost inflacji nominalna stopa procentowa powinna się zwiększać w stosunku wyższym niż jeden do jednego. Mając na względzie stopień skomplikowania modelu nie oznacza to jednak automatycznie, że warunek ten jest jednoznaczny z przyjęciem parametru $\phi_\pi > 1$. W przypadku opisywanego w bieżącym rozdziale modelu (i analizowanych tu wariantów reguły stopy procentowej danych równaniami od (81) do (90)) dużą rolę odgrywają także pozostałe parametry funkcji reakcji banku centralnego i całego modelu.

Rozważania na temat warunków istnienia rozwiązania modelu gospodarki zamkniętej z sektorowym zróżnicowaniem sztywności cenowych znajdują się w pracy Carlstroma i innych (2006). Autorzy wskazują, że w przypadku reakcji banku centralnego na wybrany, sektorowy wskaźnik cen, zastosowanie ma zmodyfikowana zasada Taylora. Głosi ona, że warunkiem istnienia równowagi jest silna reakcja na wskaźnik cen, który jest użyty do sformułowania celu polityki pieniężnej. Autorzy zauważają, że w przypadku spełnienia tej zasady na poziomie sektorowym, spełnienie jej na poziomie agregatowym (tj. ogólnego poziomu cen w gospodarce) nie jest konieczne dla stabilności modelu.

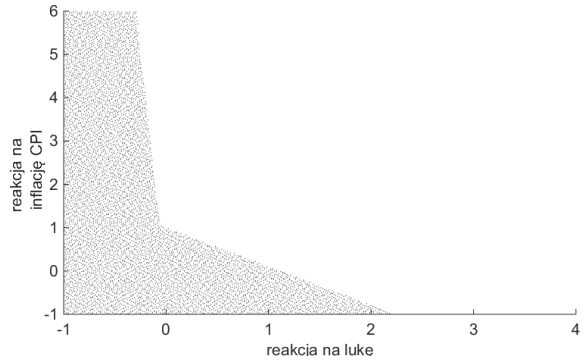
Do podobnych wniosków prowadzi analiza stabilności rozwiązania modelu sektorowego dla gospodarki otwartej. Na wykresach poniżej (Rys. 4) prezentuję przykładowe

[53] W rozważanym przez Woodforda modelu są to 3 zmienne: inflacja, luka produkcyjna i nominalna stopa procentowa. Model którym posługuję się tutaj ma szerszy zestaw zmiennych endogenicznych, który obejmuje: lukę produkcyjną, inflację w dwóch sektorach produkcyjnych, stopę procentową i realny kurs walutowy.

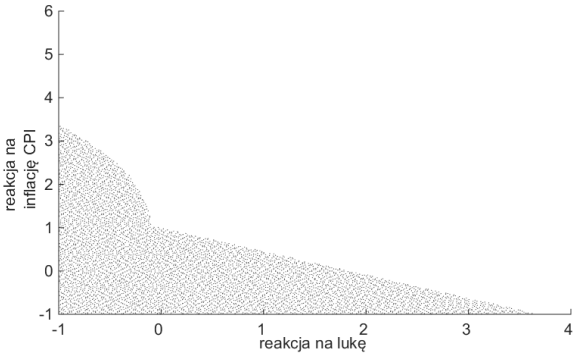
obszary istnienia jednoznacznego rozwiązania rozwiniętego w niniejszym rozdziale modelu ze względu na wartości parametrów reakcji banku centralnego na lukę (ϕ_y) i inflację (ϕ_π). W celu zobrazowania problemu istnienia rozwiązania posługuję się kalibracją modelu dla czterech przykładów, które różnią się wybranym stopniem sztywności cen (parametry θ^A i θ^B) oraz wyborem specyfikacji funkcji reakcji banku centralnego. Pozostałe parametry modelu są wspólne w każdym wariancie i zostały skalibrowane zgodnie ze średnią rozkładów *a priori*, które zostały szczegółowo opisane w rozdziale 4.4.

Rys. 4 Obszary istnienia jednoznacznego rozwiązania równowagi przy założeniu 4 przykładowych specyfikacji i parametryzacji modelu.

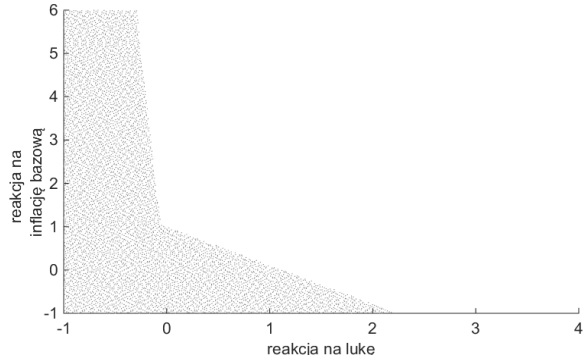
- reakcja na inflację CPI, równanie (81)
- $\theta^A = 0{,}95;\ \theta^B = 0{,}95;\ \phi_i = 0{,}7$



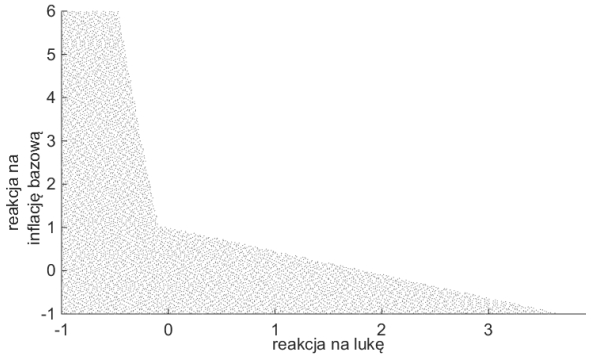
- reakcja na inflację CPI, równanie (81)
- $\theta^A = 0{,}67;\ \theta^B = 0{,}95;\ \phi_i = 0{,}7$



- reakcja na inflację bazową, równanie (82)
- $\theta^A = 0{,}95;\ \theta^B = 0{,}95;\ \phi_i = 0{,}7$



- reakcja na inflację bazową, równanie (82)
- $\theta^A = 0{,}67;\ \theta^B = 0{,}95;\ \phi_i = 0{,}7$



Uwaga: kolorem szarym zaznaczono obszary w których model nie ma jednoznacznego rozwiązania.
Źródło: obliczenia własne.

Dwa górne wykresy dotyczą funkcji reakcji w scenariuszu podstawowym, w którym zakładam reakcję banku centralnego na inflację CPI. W dolnej części rysunku prezentuję wyniki dla wariantu, w którym bank centralny reaguje tylko na inflację bazową. Dodatkowo,

rozpatruję równolegle przypadki braku różnic w sztywnościach cenowych pomiędzy sektorami (lewa kolumna) oraz występowanie silnych różnic (prawa kolumna)[54]. Obszar istnienia jednoznacznego rozwiązania ogranicza każdorazowo kombinację dopuszczalnych parametrów modelu w procedurze estymacji.

[54] Parametr Calvo na poziomie 0,67 implikuje, że przeciętny czas trwania ceny wynosi około 3 kwartałów. Parametr sztywności na poziomie 0,95 oznacza zaś, że ceny trwają przeciętnie aż 20 kwartałów.

Rozdział 4. Wyniki estymacji i symulacji

4.1 Estymowany model

Model opisany w rozdziale 3, wyrażony równaniami (50), (78), (79) i (81) został oszacowany za pomocą estymacji bayesowskiej z wykorzystaniem kwartalnych danych dla Polski. Zanim jednak przejdziemy do opisu danych oraz wyników tej estymacji, zapiszmy postać modelu po niezbędnych przekształceniach, które wynikają z dostępności danych oraz konieczności zapisania tożsamości uzupełniających system równań wyprowadzony z mikropodstaw.

Po pierwsze, równanie (50) zostało przekształcone przy użyciu tożsamości (42) w taki sposób, aby wyrażało zależność luki produkcyjnej od oczekiwanej luki, realnej stopy procentowej oraz realnego kursu walutowego. Przekształcenie to spowodowane jest tym, że kurs walutowy jest silniej zakorzeniony w decyzjach gospodarczych niż *terms of trade*. Dodatkowo, kurs dostępny jest z dużo mniejszym opóźnieniem publikacyjnym, co pozwala na szybszą ocenę sytuacji przez podmioty gospodarcze:

$$\hat{y}_t = E_t\{\hat{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}\left(\hat{\imath}_t - E_t\{\pi^H_{t+1}\} + \varepsilon^p_t\right) - \frac{m(v-1)}{\sigma(1-m)}E_t\{\Delta q_{t+1}\} \tag{92}$$

gdzie:

$\hat{y}_t$ – luka produkcyjna: procentowe odchylenie produkcji od stanu ustalonego;

$\hat{\imath}_t$ – odchylenie nominalnej stopy procentowej od stopy naturalnej;

π^H_t – inflacja krajowa;

q_t – procentowe odchylenie realnego kursu walutowego od stanu ustalonego;

σ, m, v – parametry modelu, opisane szczegółowo w rozdziale 3;

ε^p_t – szok preferencji.

Drugim elementem systemu są dwie krzywe Phillipsa, wyjaśniające dynamikę inflacji w dwóch sektorach produkcyjnych gospodarki krajowej:

$$\pi^{A,H}_t = \lambda^A(\varphi+\sigma)\hat{y}_t - n\,\lambda^A(\varphi+1)\hat{s}_t + \gamma^A_1 E_t\{\pi^{A,H}_{t+1}\} + \gamma^A_2\pi^{A,H}_{t-1} + \varepsilon^A_t \tag{93}$$

$$\pi^{B,H}_t = \lambda^B(\varphi+\sigma)\hat{y}_t + (1-n)\,\lambda^B(\varphi+1)\hat{s}_t + \gamma^B_1 E_t\{\pi^{B,H}_{t+1}\} + \gamma^B_2\pi^{B,H}_{t-1} + \varepsilon^B_t \tag{94}$$

gdzie:

$\pi^{A,H}_t, \pi^{B,H}_t$ – inflacja w krajowym sektorze produkującym odpowiednio: żywność i energię oraz pozostałe dobra;

$\hat{s}_t$ – odchylenie cen relatywnych od stanu ustalonego;

$\lambda^A, \lambda^B, \varphi, n, \gamma_1^A, \gamma_2^A, \gamma_1^B, \gamma_2^B$ – parametry modelu, opisane szczegółowo w rozdziale 3;

$\varepsilon_t^A, \varepsilon_t^B$ – szoki technologiczne w odpowiednich sektorach.

Ze względu na fakt, że krajowe komponenty inflacji w danym sektorze są trudne do zaobserwowania, w modelu posługuję się także zestawem tożsamości, wysnutych wprost z zależności pomiędzy poszczególnymi komponentami inflacji – zob. równanie (35), (37)-(41) i definicja cen relatywnych pod równaniem (71):

$$\pi_t = (1-n)\pi_t^A + n\pi_t^B \tag{95}$$

$$\pi_t^H = (1-n)\pi_t^{A,H} + n\pi_t^{B,H} \tag{96}$$

$$\pi_t^A = \pi_t^{A,H} + \frac{m}{1-m}\Delta q_t \tag{97}$$

$$\pi_t^B = \pi_t^{B,H} + \frac{m}{1-m}\Delta q_t \tag{98}$$

$$\hat{s}_t = \hat{s}_{t-1} + \pi_t^A - \pi_t^B \tag{99}$$

gdzie:

π_t – inflacja ogółem;

π_t^A – inflacja żywności i energii;

π_t^B – inflacja pozostałych dóbr (inflacja bazowa).

Politykę pieniężną w podstawowym wariancie modelu wyrażam za pomocą standardowej reguły Taylora, w której nominalna stopa procentowa zależy od odchylenia stopy inflacji od założonego celu $(\pi_t - \bar{\pi})$[55], wielkości luki produkcyjnej $(\hat{y}_t)$ oraz dodatkowo od stopy procentowej z przeszłości (tzw. mechanizm wygładzania stóp procentowych). Dodatkowo w równaniu zakładam występowanie czynnika stochastycznego, tj. szoku polityki pieniężnej ε_t^i.

$$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t\right) + \varepsilon_t^i \tag{100}$$

Ostatnią zależnością w rozpatrywanym modelu jest prawo ruchu realnego kursu walutowego, które wyrażone jest za pomocą procesu autoregresyjnego pierwszego rzędu, AR(1). Niestrukturalna postać tego równania wynika z faktu, iż kurs walutowy w krótkim okresie podlega silnym wahaniom które nie zależą od stanu gospodarki. W równaniu tym także zakładam występowanie czynnika stochastycznego: ε_t^q.

$$q_t = \rho^q q_{t-1} + \varepsilon_t^q \tag{101}$$

[55] Jak wspominałąm wcześniej, postępując w zgodzie z założeniami modelu, przyjmuję w części empirycznej, że cel inflacyjny wynosi 0. Dane zostały przekształcone w sposób adekwatny do tego założenia – zob. opis przekształceń w rozdziale 4.2.

System wyrażony za pomocą równań (92)-(101) po rozwiązaniu racjonalnych oczekiwań możemy następnie zapisać w przestrzeni stanów, powiązać poszczególne zmienne endogeniczne z szeregami czasowymi i w ostatnim kroku oszacować parametry modelu za pomocą wnioskowania bayesowskiego. Zestaw zmiennych egzogenicznych w omawianym systemie składa się z następujących szoków, wyrażonych za pomocą wzorów:

- szok technologiczny w sektorze A: $\varepsilon_t^A \sim iid\ N(0, \varsigma_A^2)$
- szok technologiczny w sektorze B: $\varepsilon_t^B \sim iid\ N(0, \varsigma_B^2)$
- szok preferencji: $\varepsilon_t^p = \rho_p \varepsilon_{t-1}^p + \zeta_t^p$ and $\zeta_t^p \sim iid\ N(0, \varsigma_p^2)$
- szok polityki pieniężnej: $\varepsilon_t^i \sim iid\ N(0, \varsigma_i^2)$
- szok realnego kursu walutowego: $\varepsilon_t^q \sim iid\ N(0, \varsigma_q^2)$.

Ważnym założeniem przy definicji wyżej wymienionych szoków jest brak struktury autoregresyjnej we wszystkich szokach z wyjątkiem szoku preferencji. U podstaw tego założenia leżą względy empiryczne, które sprawiają, że w dużych modelach identyfikacja pomiędzy parametrami procesów AR i MA może rodzić problemy w procesie estymacji. Problem słabej identyfikacji persystencji szoku, na przykładzie szoku polityki pieniężnej poruszają m.in. Carrillo i inni (2007) oraz Bartolomeo i Pietro (2017). Wzorując się na drugiej cytowanej pracy, przeprowadzam badanie stabilności wyników ze względu na różne sposoby ujęcia persystencji technologii. Na podstawie bayesowskiego porównania modeli możemy stwierdzić, że alternatywna specyfikacja (w której uwzględniam strukturę AR(1) dla szoków ε_t^A i ε_t^B) jest nieco mniej prawdopodobna empirycznie – wyniki tego porównania prezentuję w Załączniku E. Co więcej, w przypadku estymowania modelu z autoregresją szoków technologicznych algorytm Metropolisa Hastingsa nie uzyskuje zbieżności według kryterium Brooksa i Gelmana (1998), co może wskazywać na duże problemy z identyfikacją parametrów. Biorąc pod uwagę powyższe, w modelu którego wyniki podaję w dalszej części pracy modelu nie estymuję persystencji szoków: technologicznych, polityki pieniężnej i kursu walutowego. W zamian zakładam, że persystencja danej zmiennej (inflacji, stopy procentowej i kursu walutowego) jest przybliżona przez współczynnik autoregresyjny stojący w równaniu opisującym daną zmienną[56]. W związku z tym, struktura autoregresyjna została narzucona tylko w szoku obecnym w równaniu (92), a pozostałe szoki w równaniach: (93), (94), (100) i (101) mają narzuconą strukturę białego szumu.

[56] Należy zaznaczyć, że wielu autorów włącza do modeli DSGE persystencję szoków niezależnie od współczynnika autoregresyjnego w równaniu opisującym np. inflację lub lukę produkcyjną (zob. np. Smets i Wouters, 2003).

Zmienne obserwowalne w modelu, które mogę powiązać z odpowiednimi szeregami czasowymi obejmują następujący zbiór: luka produkcyjna ($\hat{y}_t$), inflacja w sektorze produkującym żywność i energię (π_t^A), inflacja w sektorze produkującym pozostałe dobra (π_t^B); realny kurs walutowy (q_t) i nominalna stopa procentowa (i_t).

4.2 Dane

Do estymacji wykorzystuję kwartalne obserwacje dla Polski z okresu 1999q1-2017q4. Początek próby zbiega się z początkiem obowiązywania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego w Polsce. Wcześniejsze obserwacje zostały wyłączone z okresu analizy, ponieważ dotyczą innego reżimu polityki pieniężnej, opartego na celach pośrednich, dotyczących kontroli podaży pieniądza oraz stabilizacji kursu walutowego (zob. rozdział 1.1). Źródłem wszystkich danych jest Główny Urząd Statystyczny (GUS).

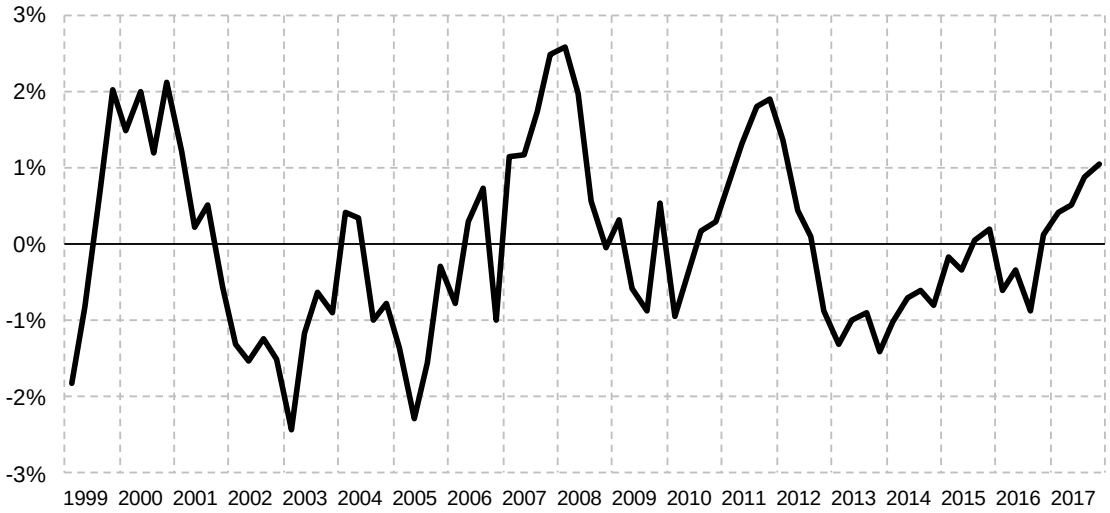
Założenia modelu teoretycznego są bardzo rygorystyczne w zakresie charakterystyki danych. Jak wspominam w rozdziale 1, modele klasy DSGE wykorzystywane są do opisu fluktuacji gospodarczych w średnim okresie (o częstotliwości od 8 do 32 kwartałów – Canova i Ferroni, 2011, s. 74), bez próby wyjaśnienia zależności długookresowych. W tym celu, w analizach empirycznych najczęściej stosuje się przekształcenia surowych szeregów, mające na celu mechaniczne wyłączenie z nich trendów o niższej częstotliwości (Smets i Wouters, 2003; Ireland, 2004; Christensen i Dib, 2008)[57].

Poniżej prezentuję dokładny opis przekształceń, jakie zastosowano do szeregów użytych następnie w estymacji. Ich celem jest uzyskanie stacjonarnych i pozbawionych trendu szeregów służących do opisu podstawowych zmiennych w modelu, które wyrażone są jako procentowe odchylenia od stanu ustalonego. Główną metodą wyłączania trendu z danych, jaką posługuję się w badaniu empirycznym jest filtr Hodricka-Prescotta (HP). Dodatkowo, w celu sprawdzenia stabilności wyników, estymację bayesowską wykonuję także przy użyciu danych pozbawionych trendu kwadratowego (zob. wyniki w Załączniku C). Służy to sprawdzeniu w jakim stopniu metoda filtrowania wpływa na wyniki estymacji (na taką możliwość wskazują Canova i Ferroni, 2011).

[57] Mechaniczne pozbawienie trendu, np. za pomocą filtrów statystycznych lub wykorzystania przyrostów bywa krytykowane (zob. np. Canova i Ferroni, 2011) za względu na wprowadzenie dodatkowego błędu pomiaru czy też pominięcie wspólnych trendów, które mogą mieć swoje odzwierciedlenie także w krótkim okresie. W celu uwzględnienia tych zastrzeżeń, w niektórych pracach stosuje się mniej standardowe techniki, np. modelowanie za pomocą DSGE z uwzględnieniem niestacjonarnych szoków (zob. np. Gorodnichenko i Ng, 2010) lub włączenie komponentu cyklicznego w ramy modeli DSGE (zob. np. Canova i Ferroni, 2011; Justiniano i inni, 2011).

Do opisu luki produkcyjnej ($\hat{y}_t$) zostały wykorzystane wyrównane sezonowo kwartalne dane o produkcie krajowym brutto (PKB) w cenach stałych. Produkt potencjalny został wyznaczony za pomocą filtru HP. Ostateczny szereg luki produkcyjnej (Rys. 5) został policzony jako procentowe odchylenie PKB od tak wyznaczonego potencjału.

Rys. 5 Luka produkcyjna w Polsce w latach 1999-2017 (PKB w cenach stałych, SA, filtr HP).



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Dane o inflacji dóbr konsumpcyjnych w sektorze produkującym żywność i energię (π_t^A) oraz w sektorze produkującym pozostałe dobra konsumpcyjne (π_t^B) zostały policzone na podstawie kwartalnego tempa zmian cen poszczególnych typów dóbr (Rys. 6). W tym celu, koszyk wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) został podzielony na dwie części: żywność i energia (sektor A) oraz pozostałe dobra konsumpcyjne (sektor B). W ten sposób, tempo zmian cen w sektorze B pokrywa się z najpopularniejszą miarą inflacji bazowej, tj. inflacją po wyłączeniu cen żywności i energii (zob. rozdział 2). Tempo zmian cen w sektorze A zostało policzone jako średnia ważona tempa zmian cen żywności i energii. Źródłem informacji o zmianie cen tych komponentów oraz ich wag[58] w koszyku konsumpcji jest GUS. Obydwa szeregi wyrażone są w postaci procentowej zmiany poziomu cen kwartał do poprzedniego kwartału. Dane zostały poddane odsezonowaniu metodą Tramo/Seats. Dodatkowo, dane zostały pozbawione trendu za pomocą filtru HP, co ma na celu odzwierciedlenie założeń modelu teoretycznego[59]. W wyniku zastosowania filtru HP

[58] Wagi w koszyku CPI w Polsce zmieniane są co roku.

[59] Podobne przekształcenie w odniesieniu co całego zbioru danych, łącznie z inflacją i stopą procentową stosują m.in. Christensen i Dib (2008). Autorzy artykułu uzasadniaja zastosowanie filtru HP występowaniem malejącego trendu w danych.

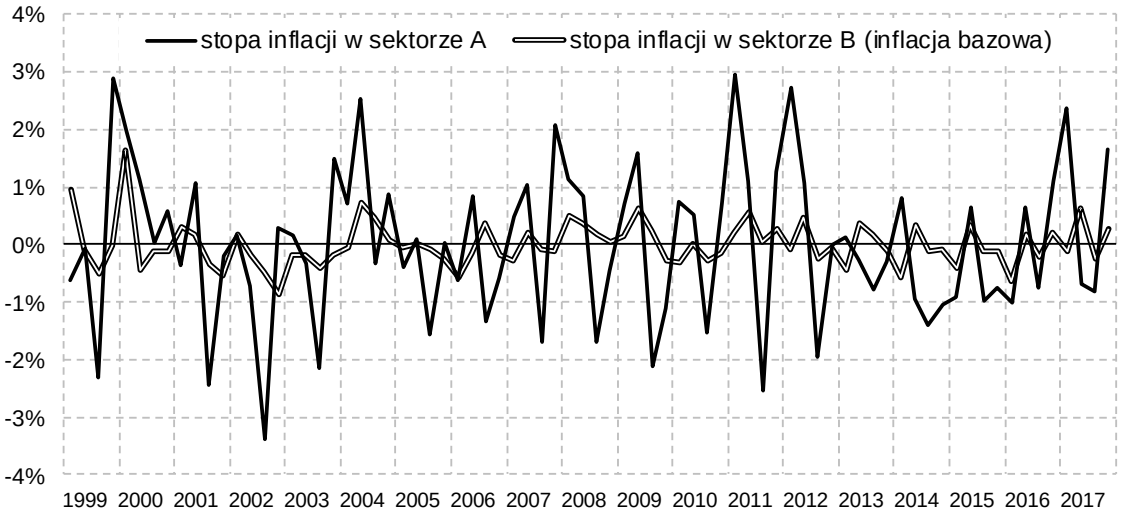
otrzymane szeregi są pozbawione nie tylko trendu, ale także średniej. Z tego powodu, w zapisie równania (100) pominięty został cel inflacyjny.

Podobny efekt mogłoby przynieść samo odjęcie celu inflacyjnego od szeregu inflacji, ale ze względu na fakt, że okres badania obejmuje okres silnej dezinflacji, wykorzystanie danych odfiltrowanych wydaje się lepszym rozwiązaniem z kilku powodów. Po pierwsze, cel inflacyjny wyrażony jest we wskaźniku CPI, w dokumentach NBP brak jest jednoznacznego odwołania się do poszczególnych komponentów inflacji w kontekście celu inflacyjnego, co sprawia że przekształcenie np. inflacji bazowej w ten sposób jest obarczone dużą niepewnością. Po drugie, w okresie 1999-2003 wysokość celu inflacyjnego była kilkukrotnie modyfikowana. Co więcej, cel ten wyrażony był na wyrażony na różne sposoby:

- przedział bez wyraźnie zaznaczonego punktu centralnego: np. cel na rok 1999, zgodnie z którym inflacja pod koniec roku powinna znajdować się w przedziale 8,0-8,5% (*Założenia polityki pieniężnej na rok 1999*, 1998, s. 5);
- przedział o niesymetrycznych krańcach: np. cel na rok 2001, który obejmował przedział 6-8%, ale NBP zastrzegał, że w przypadku wystąpienia korzystnych szoków podażowych dolna granica przedziału nie będzie traktowana jako bezwzględnie wiążąca (*Założenia polityki pieniężnej na rok 2001*, 2000, s. 6-7);
- cel wyrażony punktowo z dopuszczalnym marginesem wahań (od 2002 roku cel ten wynosił kolejno: 5%, 3% i 2,5% ± 1 p.p.).

Biorąc pod uwagę stopniowe modyfikacje formy i wysokości celu (także w trakcie obowiązywania założeń polityki pieniężnej na dany rok – np. w roku 2000 i 2002), przybliżam jego wysokość za pomocą komponentu cyklicznego filtru HP. Oddaje to w pewien sposób ewolucję poglądów członków Rady Polityki Pieniężnej (RPP) oraz warunków otoczenia gospodarczego Polski, które miały wpływ na postępującą dezinflację.

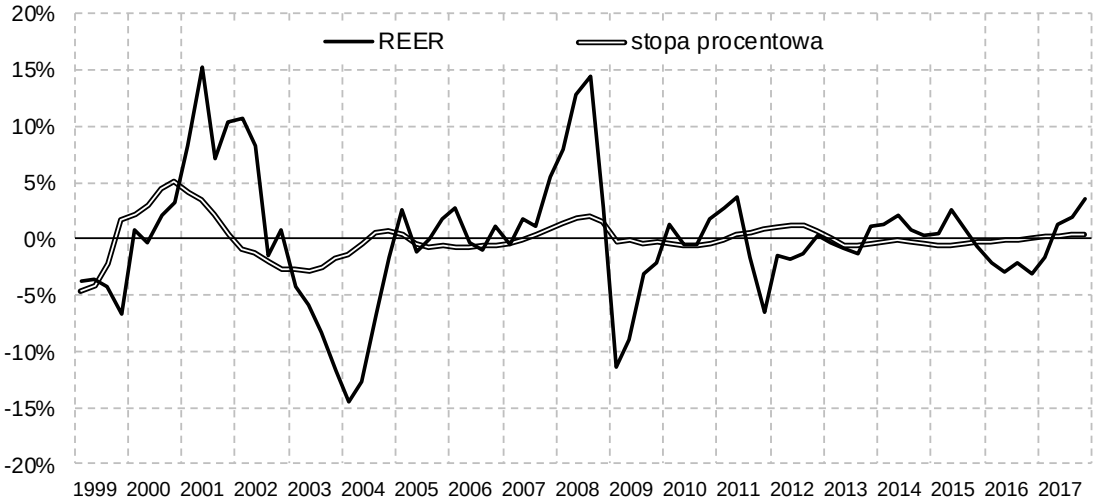
Rys. 6 Stopa inflacji w analizowanych sektorach w Polsce, 1999–2017 (q/q, SA, filtr HP).



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Realny kurs walutowy (q_t) został przybliżony za pomocą logarytmu efektywnego kursu walutowego (REER), wyrażonego w cenach stałych, a nominalna stopa procentowa (i_t) za pomocą 3 miesięcznej stopy na rynku międzybankowym (WIBOR 3M). Miara ta jest często wykorzystywana w analizach reguły Taylora (zob. np. Goczek i Partyka, 2016). Stopa WIBOR nie znajduje się pod bezpośrednią kontrolą banku centralnego (jak np. stopa referencyjna NBP), jednak została ona wybrana jako najlepsze przybliżenie stopy rynkowej, która uwzględnia nie tylko bezpośrednie zmiany stóp procentowych przez NBP, ale także wykorzystanie pozostałych instrumentów polityki pieniężnej. Silny związek pomiędzy stopą referencyjną a krótkookresowymi stopami na rynku międzybankowym pokazują Serwa i Szymańska (2004). Zarówno REER, jak i stopa rynkowa są powszechnie stosowane w empirycznych modelach DSGE. Obydwa szeregi zostały pozbawione trendu i średniej przy wykorzystaniu filtru HP. Podobnie jak w przypadku analogicznych przekształceń luki produkcyjnej i szeregów inflacji, celem zastosowania filtru jest sprowadzenie danych do postaci zgodnej z założeniami modelu teoretycznego.

Rys. 7 Realny kurs walutowy i stopa procentowa (WIBOR 3M) w Polsce, 1999–2017 (filtr HP).



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Przed estymacją modelu wszystkie szeregi przekształcone w sposób opisany powyżej zostały zweryfikowane pod kątem stacjonarności. Wyniki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) dla każdego szeregu wskazują na odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności 5%. Wyniki testu wraz z podstawowymi statystykami opisowymi dla każdego szeregu umieszczone są w Tab. 5.

Tab. 5. Statystyki opisowe zmiennych użytych w bazie danych i wyniki testu pierwiastka jednostkowego.

szereg (odpowiadający mu symbol w modelu)	średnia	odchylenie standardowe	min	max	p-value testu ADF
luka produkcyjna ($\hat{y}_t$)	0,00	1,17	-2,45	2,59	0,018
inflacja w sektorze żywności i energii (π_t^A)	0,00	1,35	-3,39	2,96	<0,001
inflacja bazowa (π_t^B)	0,00	0,39	-0,85	1,65	<0,001
realny kurs walutowy (q_t)	0,00	5,53	-14,5	15,28	0,024
nominalna stopa procentowa (i_t)	0,00	1,66	-4,73	5,02	0,023

Uwaga: wszystkie zmienne wyrażone są w postaci odchylenia od stanu ustalonego, w punktach procentowych.
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

4.3 Metoda estymacji

Metoda estymacji przedstawionego modelu DSGE, wykorzystana w tym rozdziale opiera się na procedurze opisanej szczegółowo w literaturze (zob. np. Herbst i Schorfheide, 2015). Jak wspomniano w rozdziale 1.3, w pierwszym kroku zależności pomiędzy zmiennymi zostały zapisane w postaci przybliżenia pierwszego rzędu wokół stanu ustalonego, czyli w postaci log-liniowej za pomocą równań (92) - (101). W drugim kroku model jest rozwiązywany ze względu na racjonalne oczekiwania metodą Blancharda-Kahna

z wykorzystaniem dekompozycji Schura (Klein, 2000). W trzecim kroku wiążę model ze zmiennymi obserwowalnymi, opisanymi w rozdziale 4.2 i zapisuję go w przestrzeni stanów. Następnie, parametry modelu są szacowane za pomocą metody największej wiarygodności przy użyciu filtru Kalmana, co jest możliwe dzięki założeniu, że zmienne egzogeniczne (szoki) mają rozkład normalny. W ostatnim kroku, na podstawie funkcji gęstości *a priori* $P(\Theta)$ oraz numerycznych szacunków funkcji wiarygodności $P(Y|\Theta)$ dla wektora parametrów Θ szacowane są kwantyle i momenty łącznego rozkładu *a posteriori*, który jest wyznaczony za pomocą wzoru Bayesa (1). Na tym etapie akceptowane są jedynie te wartości parametrów, dla których model racjonalnych oczekiwań ma jednoznacznie określone rozwiązanie (kwestia ta została szczegółowo poruszona w rozdziale 3.5).

W celu skonstruowania rozkładu *a posteriori* wykorzystuję algorytm Metropolisa-Hastingsa (MH). Dla każdej rozważanej specyfikacji modelu buduję 4 łańcuchy po 100000 losowań, z czego 15% początkowych losowań zostaje wyłączonych z dalszej analizy, dzięki czemu uzyskuję niezależność od warunków początkowych. Zbieżność algorytmu MH została oceniona na podstawie kryterium Brooksa i Gelmana (1998).

Wszystkie kroki zapisane powyżej, począwszy od rozwiązania systemu ze względu na racjonalne oczekiwania aż do otrzymania ostatecznych szacunków rozkładu *a posteriori* zostały zaimplementowane w pakiecie Dynare 4.5.3 programu MATLAB.

Poza omówieniem szacunków parametrów modelu oznaczonego równaniami (92)-(101), w dalszej części pracy przedstawiam także formalny wybór pomiędzy specyfikacjami, który będzie pomocny w weryfikacji hipotez postawionych na początku pracy. Rozpatrywane specyfikacje obejmują następujące warianty. Po pierwsze, model z heterogenicznymi parametrami mechanizmu stanowienia cen w sektorach (θ^A, θ^B, ω^A i ω^B) zostanie porównany z modelem, w którym wprowadzam restrykcję mówiącą, że parametry stanowienia cen nie różnią się pomiędzy sektorami ($\theta^A = \theta^B$ oraz $\omega^A = \omega^B$). Takie porównanie pozwoli na weryfikację hipotezy pierwszej, mówiącej o tym że w Polsce istnieją statystycznie istotne różnice w mechanizmach stanowienia cen w poszczególnych sektorach. Po drugie, porównanie będzie dotyczyło alternatywnych postaci funkcji reakcji banku centralnego (równania (100) (81) do (90)). Pozwoli ono na weryfikację drugiej hipotezy, mówiącej o tym jakim wskaźnikiem inflacji kierował się NBP w swoich decyzjach w analizowanym.

Porównania o których mowa będą przebiegały w sposób formalny, z wykorzystaniem czynnika Bayesa, który został opisany w rozdziale 1.3.

4.4 Założenia dotyczące głębokich parametrów modelu

Ze względu na rozbudowany model pod względem liczby parametrów oraz stosunkowo krótką próbą część parametrów została skalibrowana (zob. Tab. 6). Zabieg ten ma na celu poprawę stopnia identyfikacji modelu i jakości oszacowania pozostałych parametrów[60]. Kalibracja dotyczy tylko tych parametrów, które są najsłabiej zidentyfikowane na gruncie mojego modelu oraz mają najsilniejsze poparcie empiryczne i w literaturze. Po pierwsze, udział sektora zagranicznego w konsumpcji (m) został ustalony na poziomie 0,2 co jest zbliżone do przeciętnego udziału importu dóbr i usług w wartości produkcji globalnej w tablicach przepływów międzygałęziowych w latach 2005 i 2010. Po drugie, udział produktów z sektora B, oznaczony przez n, został ustalony na poziomie 0,58, czyli na poziomie średniej wagi produktów innych niż żywność i energia w koszyku CPI w latach 1999-2017. Mówiąc inaczej, jest to udział koszyka inflacji bazowej w koszyku inflacji ogółem. Poza tym, skalibrowano także parametry mówiące o elastyczności substytucji pomiędzy dobrami krajowymi a pochodzącymi z zagranicy w obydwu sektorach (η w równaniach (7) i (8) w rozdziale 3.1). Przyjęto, że poziom tej elastyczności równy jest elastyczności substytucji pomiędzy produktami z sektora A i B, czyli wynosi jeden[61]. W końcu, kalibracji podlegają także parametry β i φ (zob. równania (4) i (5) w rozdziale 3.1), mierzące odpowiednio czynnik dyskontowy oraz odwrotność elastyczności Frischa, czyli wrażliwości podaży pracy na zmianę stawki godzinowej płac. Współczynnik dyskontowy na poziomie 0,99 został zaczerpnięty z literatury (Smets i Wouters, 2003; Galí, 2008, s. 52). Jego wartość implikuje równowagową roczną stopę procentową w wysokości 4%. Odwrotność elastyczności Frischa została ustalona na poziomie 2, co odpowiada kalibracjom innych autorów na poziomie pośrednim pomiędzy niskimi wartościami wskazywanymi przez literaturę empiryczną z dziedziny mikroekonomii rynku pracy oraz nieco wyższymi szacunkami makroekonomicznymi (por. np. Smets i Wouters, 2003; Peterman, 2016)[62].

[60] Kalibracja parametrów słabo zidentyfikowanych w modelach równowagi ogólnej jest częstą praktyką, zob. np. Smets i Wouters (2003).

[61] Jednostkowa elastyczność substytycji w agregacji danej wzorami (4) i (5) jest równoznaczna z agregacją za pomocą funkcji Cobba-Douglasa, która jest szczególnym przypadkiem funkcji o stałej elastyczności substytucji.

[62] Whalen i Reichling (2017) w swojej pracy przedstawiają szeroki przegląd badań empirycznych, wskazując, że elastyczność Frischa szacowana jest na poziomie od 0,27 do 0,52.

Tab. 6. Parametry kalibrowane.

parametr	wartość skalibrowana
udział dóbr pochodzących z zagranicy w koszyku konsumpcji (m)	0.2
udział produktów z sektora B w koszyku konsumpcji (n)	0.58
elastyczność substytucji pomiędzy dobrami krajowymi i zagranicznymi (η)	1
czynnik dyskontujący (β)	0.99
odwrotność elastyczności Frischa (φ)	2

Źródło: Smets i Wouters (2003), Baranowski i Szafrański (2012); obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Pozostałe parametry były estymowane z uwzględnieniem następujących rozkładów *a priori* (Tab. 7). Wykorzystano trzy typy rozkładów. Dla parametrów, których sens ekonomiczny pozwala na przybranie wartości jedynie w przedziale od 0 do 1 zastosowano rozkład beta. Są to parametry mówiące o prawdopodobieństwie napotkania sztywności cenowych (θ^A i θ^B), udziały firm indeksujących swoje ceny (ω^A i ω^B) oraz parametry procesów autoregresyjnych (ϕ_i, ρ^q i ρ_p). W przypadku trzech ostatnich parametrów kształt wybranego rozkładu *a priori* zapewnia dodatnią autokorelację i stabilność rozwiązania modelu (parametr AR mniejszy od 1).

Średnia rozkładów dla parametrów θ^A i θ^B wynosi 0,67 co odpowiada przeciętnej częstotliwości zmiany cen w całej gospodarce na poziomie około 3 kwartałów (nie odbiega to od szacunków empirycznych dla Polski: Macias i Makarski (2013) podają, że przeciętnie ceny w Polsce zmieniają się co 10,9 miesięcy, a Jankiewicz i Kołodziejczyk (2008), że największy odsetek przedsiębiorstw deklaruje zmianę cen raz w roku). Rozkłady dla tych parametrów są dość rozproszone, dzięki czemu 90% przedział o najwyższym prawdopodobieństwie (ang. *highest density region,* HDR) *a priori* obejmuje szeroki zakres wartości, od 0,43 do 0,92. Wobec braku informacji na temat frakcji firm indeksujących oraz wysokości parametrów autoregresyjnych, dla parametrów ω^A, ω^B, ϕ_i, ρ^q i ρ_p założono luźne rozkłady beta, których 90% przedziały HDR obejmują wartości od 0,1 do 0,9. Choć Rabanal i Rubio-Ramírez (2008) proponują rozkłady jednostajne dla parametrów autoregresyjnych, to w niniejszej pracy postępuję zgodnie z podejściem zaproponowanym przez Del Negro i Schorfheide (2008). Zgodnie z nim, gęstość prawdopodobieństwa parametru AR zbliżającego się do 1 powinna gwałtownie spadać, co poprawia własności rozkładu *a posteriori* i znacznie ułatwia obliczenia.

Przy parametrach, które ze względu na swój sens ekonomiczny mogą przybrać jedynie wartości dodatnie, w tym większe od jedności, korzystam z rozkładów gamma. Dotyczy to parametru awersji do ryzyka (σ) oraz siły reakcji banku centralnego na lukę produkcyjną i na inflację (ϕ_y i ϕ_π). Średnie rozkładów gamma dla powyższych parametrów zostały ustalone uwzględniając literaturę dotyczącą gospodarki Polski. Średnia rozkładu gamma dla parametru

awersji do ryzyka wynosi 2 (Baranowski i Szafrański, 2012). Z kolei parametry reguły Taylora zakładają silniejszą reakcję na inflację (średnia rozkładu wynosi 3) niż na lukę (średnia rozkładu w punkcie 0,5). Należy przy tym zaznaczyć, że informacja na temat powyższych parametrów jest obarczona dużą niepewnością, co ma swoje odzwierciedlenie w znacznym rozproszeniu rozkładów *a priori.* Przykładowo, 90% przedział HDR dla parametrów reguły Taylora obejmuje wartości od 0,12 do 0,87 (reakcja na lukę) oraz od 1,78 do 4,19 (reakcja na inflację).

Zmienność szoków *a priori* została zdefiniowana za pomocą odwrotnych rozkładów gamma z nieskończoną wariancją. Średnia rozkładów dla odchylenia standardowego poszczególnych szoków została ustalona na poziomie niższym od odchylenia standardowego zmiennej będącej pod bezpośrednim wpływem danego szoku w modelu. W ślad za literaturą (Adolfson i inni, 2013; Smets i Wouters, 2003) wariancja odwrotnych rozkładów gamma *a priori* nie została zdefiniowana (co odpowiada odwrotnemu rozkładowi gamma o parametrze skali równym 2). W celu zwiększenia czytelności i łatwiejszego porównania rozkładów *a priori* i *a posteriori*, omawiając wyniki estymacji w części 4.5 porównuję przedziały o największej gęstości prawdopodobieństwa tych rozkładów.

Tab. 7 Rozkłady *a priori* estymowanych parametrów i ich pierwsze i drugie momenty.

parametr:	wyjaśnienie	typ rozkładu	średnia	odchylenie standardowe
σ	parametr awersji do ryzyka	gamma	2,0	1,00
θ^A	prawdopodobieństwo Calvo w sektorze A	beta	0,67	0,15
θ^B	prawdopodobieństwo Calvo w sektorze B	beta	0,67	0,15
ω^A	udział firm indeksujących w sektorze A	beta	0,5	0,25
ω^B	udział firm indeksujących w sektorze B	beta	0,5	0,25
ϕ_i	parametr wygładzania stóp procentowych	beta	0,5	0,25
ϕ_y	reakcja banku centralnego na lukę produkcyjną	gamma	0,5	0,25
ϕ_π	reakcja banku centralnego na inflację	gamma	3,0	0,75
ρ^q	parametr AR dla realnego kursu walutowego	beta	0,5	0,25
ρ_p	parametr AR dla szoku preferencji	beta	0,5	0,25
ς_p	odchylenie standardowe innowacji w szoku preferencji	odwrotny gamma	0,5	∞
ς_A	odchylenie standardowe innowacji w szoku produkcyjnym w sektorze A	odwrotny gamma	1,0	∞
ς_B	odchylenie standardowe innowacji w szoku produkcyjnym w sektorze B	odwrotny gamma	0,1	∞
ς_i	odchylenie standardowe innowacji w szoku polityki pieniężnej	odwrotny gamma	0,1	∞
ς_q	odchylenie standardowe innowacji w szoku realnego kursu walutowego	odwrotny gamma	1,0	∞

Źródło: obliczenia własne.

4.5 Wyniki estymacji modelu DSGE

Wyniki estymacji modelu oznaczonego równaniami od (92) do (101) przedstawione są w Tab. 8 i na wykresach poniżej (Rys. 8 i Rys. 9). Dla ułatwienia porównań w kolejnych etapach badania specyfikację tę oznaczmy przez $\mathcal{M}_1$.

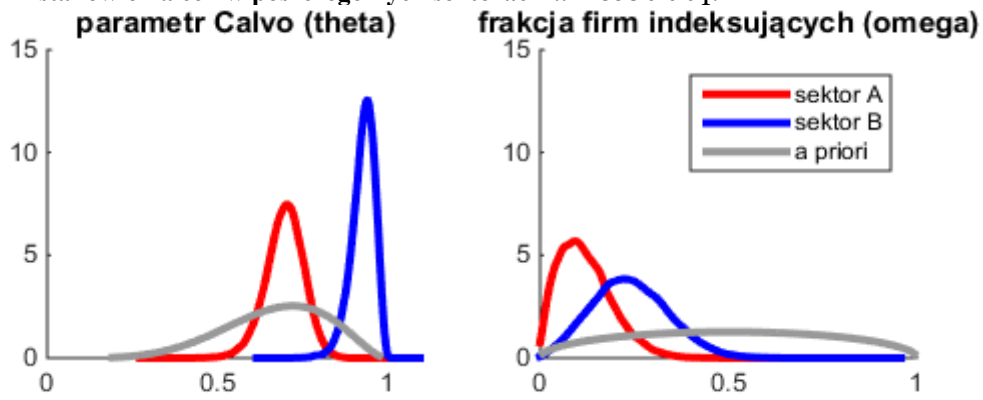
Z porównania gęstości rozkładów *a priori* i *a posteriori* wynika, że dane zawierają informacje cenne z punktu widzenia bayesowskiej aktualizacji wiedzy. Rozkłady *a posteriori* są jednomodalne i najczęściej bardziej skoncentrowane niż rozkłady zakładane przed badaniem. Świadczy to o tym, że dane użyte w badaniu wnoszą istotną informację na temat kształtowania się parametrów głębokich modelu.

Tab. 8 Wyniki estymacji dwusektorowego modelu DSGE ($\mathcal{M}_1$) – charakterystyka rozkładów.

parametr	rozkład *a priori*			rozkład *a posteriori*		
	typ rozkładu	90% przedział HDR †		średnia	90% przedział HPD †	
σ	gamma	0,47	3,47	1,59	1,06	2,09
θ^A	beta	0,43	0,92	0,70	0,61	0,79
θ^B	beta	0,43	0,92	0,93	0,88	0,98
ω^A	beta	0,10	0,90	0,12	0,01	0,22
ω^B	beta	0,10	0,90	0,24	0,07	0,40
ϕ_i	beta	0,10	0,90	0,71	0,64	0,77
ϕ_y	gamma	0,12	0,87	1,81	1,42	2,19
ϕ_π	gamma	1,78	4,19	1,37	0,85	1,86
ρ^q	beta	0,10	0,90	0,80	0,67	0,93
ρ_p	beta	0,10	0,90	0,84	0,76	0,92
ς_p	odwrotny gamma	0,06	0,95	0,98	0,74	1,21
ς_A	odwrotny gamma	0,11	1,89	1,62	1,29	1,94
ς_B	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,77	0,63	0,90
ς_i	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,60	0,51	0,69
ς_q	odwrotny gamma	0,11	1,89	3,57	3,09	4,03
logarytm brzegowej gęstości danych: $\ln P(Y\|\mathcal{M}_1)$ = -638,467						

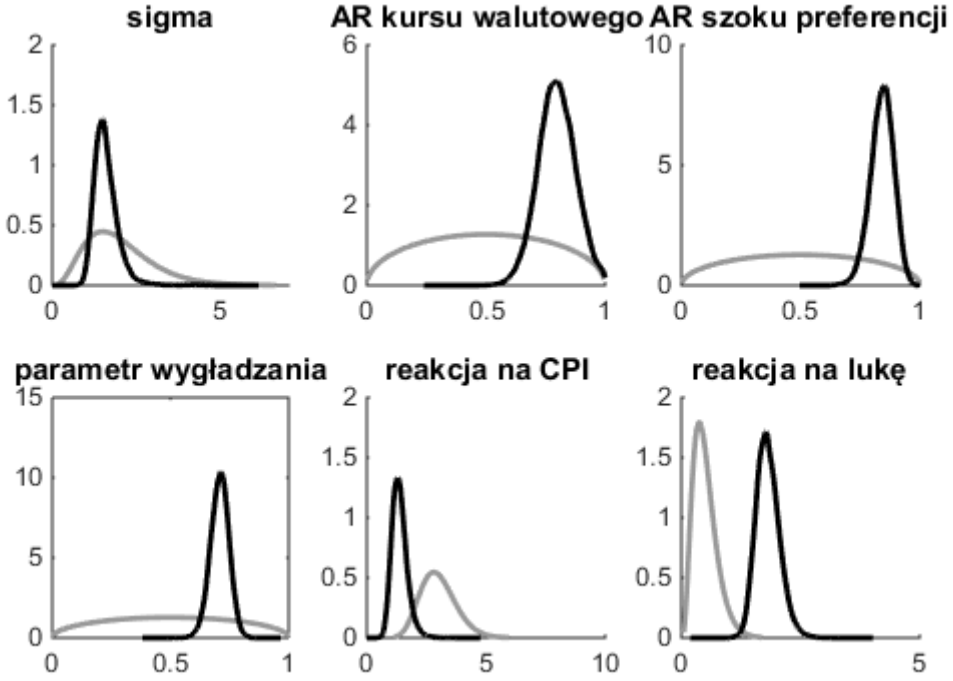
† Obszary największej gęstości: HDR: *highest density region;* HPD: *highest posterior density.*
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 8 Wyniki estymacji bayesowskiej – różnica rozkładów *a posteriori* dla parametrów opisujących mechanizm stanowienia cen w poszczególnych sektorach w modelu $\mathcal{M}_1$.



Źródło: obliczenia własne.

Rys. 9 Wyniki estymacji bayesowskiej – gęstość rozkładów *a posteriori* dla pozostałych parametrów modelu $\mathcal{M}_1$.



Źródło: obliczenia własne.

Najważniejszym wnioskiem płynącym z wyników estymacji jest sektorowe zróżnicowanie parametrów opisujących mechanizm stanowienia cen. Prawdopodobieństwo napotkania sztywności cenowych w sektorze B (θ^B) jest *a posteriori* wyraźnie wyższe niż w sektorze A (θ^A). Przeciętny implikowany czas trwania cen w tych sektorach wynosi odpowiednio 18 i 3,5 kwartałów. Przeciętny czas trwania ceny został policzony na podstawie parametrów Calvo w poszczególnych sektorach, przy wykorzystaniu wyrażenia: $\frac{1}{1-\theta}$ (zob. Galí, 2008, s. 43). Ze względu na nieliniowość tego przybliżenia, implikowany czas trwania cen

został policzony dla każdej wartości θ^A i θ^B wylosowanej z rozkładu *a posteriori* i dopiero na ich podstawie obliczono średni czas trwania ceny.

Dodatkowo, frakcja firm indeksujących swoje ceny (w przeciwieństwie do frakcji firm optymalizujących) jest również przeciętnie wyższa w sektorze B (ω^B), choć w tym przypadku różnice są mniej wyraźne. Wyższa sztywność cenowa oraz silniejsze zorientowanie na przeszłość cenotwórców w sektorze B łącznie przekładają się na wyższą uporczywość inflacji bazowej. Wynik ten jest zgodny z licznymi badaniami nad uporczywością inflacji w poszczególnych sektorach, zob. m.in. Lünnemann i Mathä (2004), Bilke (2005), oraz Hertel i Leszczyńska (2013).

Formalną weryfikację hipotezy H.1, (głoszącej, że różnice w parametrach opisujących mechanizm stanowienia cen w poszczególnych sektorach są istotne statystycznie) przedstawiam w następnej części badania.

Szacunki parametrów dotyczących bezpośrednio polityki pieniężnej (ϕ_i, ϕ_y i ϕ_π) wskazują, że w Polsce występuje silny mechanizm wygładzania stóp procentowych. Wyniki estymacji parametru wygładzania stóp procentowych (zob. Tab. 8) nie odbiegają znacząco od rezultatów uzyskanych przez innych autorów badających gospodarkę Polski. Badania empiryczne z wykorzystaniem estymacji bayesowskiej wskazują, że w Polsce średnia rozkładu *a posteriori* parametru wygładzania wynosi, w zależności od badania: od 0,66 do 0,78 (różne specyfikacje szacowane przez Kuchtę, 2014); 0,80 (Baranowski i Szafrański, 2012) i 0,83 (Grabek i inni, 2011). Nieco wyższe szacunki otrzymano w badaniach wykorzystujących estymację metodą uogólnionych momentów: 0,96 (Sznajderska, 2014) i 0,90-0,96 (różne specyfikacje szacowane przez Baranowskiego, 2014).

Zaskakująca jest natomiast siła reakcji banku centralnego na lukę produkcyjną i inflację (odpowiednio ϕ_y i ϕ_π). Mimo stosowania strategii bezpośredniego celu inflacyjnego przez NBP, w świetle mojego modelu, w latach 1999-2017 reakcja na lukę produkcyjną była silniejsza niż na inflację. Jest to wynik nietypowy z punktu widzenia wcześniejszych wyników innych autorów. Kuchta (2014), Baranowski i Szafrański (2012), Grabek i inni (2011), Baranowski (2014) – wszystkie cytowane prace wskazują, że reakcja na inflację kilkukrotnie przewyższa reakcję na lukę produkcyjną. Wytłumaczeniem tego wyniku może być fakt, że zastosowana w modelu funkcja reakcji jest liniowa i zakłada symetryczną reakcję na wysoką i niską inflację. Okres deflacji, który przypadał w latach 2014-2016 znacząco różnił się od reszty próby, co mogło wpłynąć na zniekształcenie wyników. Dodatkowo w modelu zakładam, że jedynym instrumentem banku centralnego jest zmiana stóp procentowych (bezpośrednio

przez zmianę stóp procentowych oraz pośrednio, przez operacje otwartego rynku), nie uwzględniam natomiast wprowadzonego w lipcu 2013 r. (zob. *Raport o inflacji, listopad 2013 r.*) niestandardowego instrumentu polityki pieniężnej, tzw. *forward guidance* (Nakov, 2008; Filardo i Hofmann, 2014). Polega on na sygnalizowaniu przyszłych zamiarów banku centralnego bez wprowadzania faktycznych zmian instrumentów polityki pieniężnej. Dzięki takiej komunikacji, bank może kształtować oczekiwania podmiotów prywatnych i wpływać na decyzje dotyczące konsumpcji i inwestycji bez zmiany faktycznych stóp procentowych. Instrument ten jest często wykorzystywany w sytuacji bardzo niskich stóp procentowych, w obliczu ZLB (zob. rozdział 1.1).

W kolejnych częściach badania funkcja reakcji banku centralnego będzie estymowana w wariantach alternatywnych, opisanych równaniami od (82) do (84). Pozwoli to na odpowiedź na pytanie jakimi przesłankami kierował się bank centralny w swoich decyzjach. Dodatkowo, w celu zbadania stabilności otrzymanych wyników, w rozdziale 4.6 przedstawiam wyniki alternatywnych specyfikacji, które zakładają brak wygładzania stóp procentowych, regułę antycypacyjną zamiast bieżącej oraz dodatkową reakcję na kurs walutowy (równania od (85) do (90)).

Zanim przejdziemy do dyskusji na temat prowadzonej polityki pieniężnej w świetle zaobserwowanych różnic w sztywności cenowej pomiędzy sektorami, sprawdźmy czy różnice te istotne statystycznie. W celu formalnej weryfikacji tej hipotezy, w kolejnym kroku oszacowano parametry modelu (92)-(101), wprowadzając restrykcję polegającą na zrównaniu parametrów opisujących mechanizm stanowienia cen w poszczególnych sektorach. Sens ekonomiczny takiej restrykcji możemy opisać jako sytuację, w której ceny produktów w poszczególnych sektorach są ustalane przy tych samych założeniach na temat przeciętnej częstotliwości zmiany ceny oraz takiego samego udziału firm, które indeksują ceny o przeszłą inflację zamiast podejmować wysiłek optymalizacyjny. Jednocześnie, ceny tych produktów podlegają działaniu sektorowych szoków, które są nieskorelowane pomiędzy sektorami. Wariancja tych szoków, podobnie jak w modelu dwusektorowym może się różnić. Specyfikację modelu z nałożonymi restrykcjami na wartości parametrów ($\theta^A = \theta^B$ oraz $\omega^A = \omega^B$) oznaczam przez $\mathcal{M}_2$.

Wyniki tej estymacji zaprezentowane są w Tab. 9, a porównania tych dwóch specyfikacji dokonano na podstawie czynnika Bayesa (Tab. 10).

Tab. 9 Wyniki estymacji dwusektorowego modelu DSGE z restrykcjami ($\mathcal{M}_2$).

parametr	rozkład *a priori*			rozkład *a posteriori*		
	typ rozkładu	90% przedział HDR †		średnia	90% przedział HPD †	
σ	gamma	0,47	3,47	1,68	1,09	2,25
$\theta^A = \theta^B$	beta	0,43	0,92	0,86	0,79	0,93
$\omega^A = \omega^B$	beta	0,10	0,90	0,14	0,04	0,25
ϕ_i	beta	0,10	0,90	0,72	0,66	0,79
ϕ_y	gamma	0,12	0,87	1,89	1,46	2,30
ϕ_π	gamma	1,78	4,19	1,39	0,81	1,92
ρ^q	beta	0,10	0,90	0,79	0,65	0,93
ρ_p	beta	0,10	0,90	0,81	0,72	0,89
ς_p	odwrotny gamma	0,06	0,95	1,06	0,77	1,33
ς_A	odwrotny gamma	0,11	1,89	1,31	1,11	1,52
ς_B	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,89	0,72	1,05
ς_i	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,60	0,50	0,68
ς_q	odwrotny gamma	0,11	1,89	3,57	3,10	4,04
logarytm brzegowej gęstości danych: $\ln P(Y\|\mathcal{M}_2)$ = -643,046						

† Obszary największej gęstości: HDR: *highest density region;* HPD: *highest posterior density.*
Źródło: obliczenia własne.

Porównując charakterystyki rozkładów *a posteriori* specyfikacji $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$ należy zwrócić uwagę na niewielkie różnice pomiędzy szacunkami wartości parametrów innych niż θ i ω. W przypadku modelu z restrykcją na parametry opisujące mechanizm stanowienia cen w poszczególnych sektorach średnia rozkładu *a posteriori* dla parametrów θ i ω znajduje się pomiędzy średnimi z rozkładów *a posteriori* szacowanych oddzielnie w sektorach (θ^A, θ^B oraz ω^A, ω^B).

Wyniki porównania tych specyfikacji wskazują, że model z heterogenicznymi parametrami mechanizmu stanowienia cen jest wyraźnie bardziej prawdopodobny. Zgodnie z obydwoma klasyfikacjami czynnika Bayesa, podanymi w rozdziale 1.3 przewaga tego modelu jest silna. Pozwala nam to stwierdzić, że mechanizm stanowienia cen różni się pomiędzy sektorami w sposób znaczący.

Tab. 10 Wyniki bayesowskiego porównania modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$.

	model	prawdopodobieństwo modelu *a priori*	brzegowa gęstość danych	czynnik Bayesa, iloraz szans prawdopodobieństwa modeli *a posteriori*
$\mathcal{M}_1$	równania (92) - (101) estymowane bez restrykcji	$P(\mathcal{M}_1) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_1) = -638{,}5$	$B_{12} = \frac{P(Y\|\mathcal{M}_1)}{P(Y\|\mathcal{M}_2)} = 97{,}4$
$\mathcal{M}_2$	restrykcje: $\theta^A = \theta^B$; $\omega^A = \omega^B$	$P(\mathcal{M}_2) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_2) = -643.0$	

Źródło: obliczenia własne.

4.6 Alternatywne warianty polityki pieniężnej

Po potwierdzeniu statystycznie istotnych różnic w procesach cenotwórczych w poszczególnych sektorach przechodzę do analizy różnych wariantów polityki pieniężnej.

W tym celu, bazując na modelu dwusektorowym ($\mathcal{M}_1$) rozważmy cztery alternatywne postaci implementacji polityki pieniężnej, polegające na wykorzystaniu różnych funkcji reakcji banku centralnego. W pierwszej z nich estymuję model z wykorzystaniem równania (81), czyli przy założeniu, że bank centralny reaguje na inflację ogółem. Jest to równoważne z zaprezentowanymi już wynikami estymacji $\mathcal{M}_1$. Trzy pozostałe warianty zakładają reakcję na inne mierniki inflacji: wyłącznie na inflację bazową ($\mathcal{M}_3$, funkcja reakcji banku centralnego dana wzorem (82)), wyłącznie na inflację żywności i energii ($\mathcal{M}_4$, funkcja reakcji banku centralnego dana wzorem (83)) i wreszcie reakcja na obydwa mierniki inflacji (w sektorze *A* i *B*(82)) ale przy dopuszczeniu różniej siły tej reakcji ($\mathcal{M}_5$, funkcja reakcji banku centralnego dana wzorem (84)). Warianty te można opisać za pomocą następujących funkcji reakcji (kolejno modele od $\mathcal{M}_3$ do $\mathcal{M}_5$):

Tab. 11 Rozważane warianty z punktu widzenia wskaźnika inflacji na który reaguje bank centralny.

symbol modelu	funkcja reakcji banku centralnego dana wzorem:	
$\mathcal{M}_1$:	$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t\right) + \varepsilon_t^i$	(81)
$\mathcal{M}_3$:	$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t^B\right) + \varepsilon_t^i$	(82)
$\mathcal{M}_4$:	$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t^A\right) + \varepsilon_t^i$	(83)
$\mathcal{M}_5$:	$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi^A \pi_t^A + \phi_\pi^B \pi_t^B\right) + \varepsilon_t^i$	(84)

Każda ze specyfikacji została wykorzystana w estymacji bayesowskiej przeprowadzonej w sposób opisany w rozdziale 4.3. Dla każdego z parametrów założono te same rozkłady *a priori*, opisane w rozdziale 4.4 oraz przedstawione w Tab. 7. Wyniki charakterystyk rozkładu *a posteriori* (jego średnia i krańce 90% przedziałów HPD) poszczególnych wariantów zebrane zostały w Tab. 12.

Tab. 12 Wyniki estymacji dwusektorowego modelu DSGE z różnymi wariantami funkcji reakcji: $\mathcal{M}_1$, $\mathcal{M}_3$, $\mathcal{M}_4$ i $\mathcal{M}_5$.

parametr	wariant $\mathcal{M}_1$	wariant $\mathcal{M}_3$	wariant $\mathcal{M}_4$	wariant $\mathcal{M}_5$
σ	1,59 (1,06; 2,09)	1,58 (1,03; 2,11)	1,63 (1,12; 2,12)	2,10 (1,04; 3,28)
θ^A	0,70 (0,61; 0,79)	0,72 (0,63; 0,81)	0,69 (0,60; 0,78)	0,66 (0,56; 0,77)
θ^B	0,93 (0,88; 0,98)	0,91 (0,83; 0,98)	0,94 (0,90; 0,98)	0,77 (0,64; 0,90)
ω^A	0,12 (0,01; 0,22)	0,13 (0,01; 0,23)	0,12 (0,01; 0,21)	0,13 (0,01; 0,24)
ω^B	0,24 (0,07; 0,40)	0,25 (0,06; 0,41)	0,23 (0,07; 0,39)	0,25 (0,06; 0,42)
ϕ_i	0,71 (0,64; 0,77)	0,69 (0,62; 0,75)	0,73 (0,67; 0,80)	0,80 (0,74; 0,86)
ϕ_y	1,81 (1,42; 2,19)	1,83 (1,44; 2,21)	1,91 (1,47; 2,34)	1,68 (1,04; 2,29)
ϕ_π	1,37 (0,85; 1,86)	1,67 (0,94; 2,34)	0,87 (0,55; 1,18)	ϕ_π^A: 1,28 (0,72; 1,83) ϕ_π^B: 2,95 (1,62; 4,29)
ρ^q	0,80 (0,67; 0,93)	0,81 (0,67; 0,94)	0,79 (0,67; 0,91)	0,92 (0,82; 1,00)
ρ_p	0,84 (0,76; 0,92)	0,84 (0,76; 0,92)	0,84 (0,76; 0,92)	0,78 (0,69; 0,87)
ς_p	0,98 (0,74; 1,21)	0,98 (0,73; 1,23)	0,99 (0,76; 1,23)	1,30 (0,87; 1,72)
ς_A	1,62 (1,29; 1,94)	1,57 (1,26; 1,87)	1,64 (1,31; 1,97)	1,71 (1,32; 2,08)
ς_B	0,77 (0,63; 0,90)	0,78 (0,63; 0,92)	0,76 (0,63; 0,89)	0,92 (0,70; 1,14)
ς_i	0,60 (0,51; 0,69)	0,61 (0,51; 0,70)	0,61 (0,52; 0,71)	0,67 (0,55; 0,78)
ς_q	3,57 (3,09; 4,03)	3,58 (3,09; 4,04)	3,56 (3,07; 4,03)	3,65 (3,14; 4,13)
$\ln P(Y\|\mathcal{M})$	-638,467	-638,163	-644,536	-649,528

Uwaga: w tabeli podano średnie rozkładów *a posteriori*, a w nawiasach poniżej krańce 90% przedziałów HPD.
Źródło: obliczenia własne.

Porównując charakterystyki rozkładów *a posteriori* rozważanych modeli możemy wysnuć następujące wnioski. Przede wszystkim, w każdym z analizowanych wariantów utrzymuje się wyraźna różnica w parametrach opisujących mechanizm stanowienia cen w poszczególnych sektorach. Niezależnie od wskaźnika inflacji użytego w modelowaniu

funkcji reakcji banku centralnego, szacunki wskazują, że poziom sztywności cenowej w przypadku żywności i energii jest dużo niższy niż w sektorze produkującym inne dobra, w tym usługi. Przeciętny czas trwania cen w sektorze A wynosi dla każdej specyfikacji około 3 kwartałów. Z kolei szacunki czasu trwania cen w sektorze B w zależności od specyfikacji wskazują na wartości od niecałych 6, przez 15 do aż 21 kwartałów. Oszacowanie parametru θ^B w specyfikacji $\mathcal{M}_5$ wyraźnie odbiega od pozostałych wersji modelu. Należy jednak zaznaczyć, że model ten jest najmniej prawdopodobny empirycznie (zob. porównanie w Tab. 15). Podobne rozbieżności nie dotyczą oszacowań parametrów ω^A i ω^B, według których, niezależnie od specyfikacji, udział firm *backward looking* w sektorze A wynosi około 12%, a w sektorze *B* około 24%.

Największe różnice zachodzą w przypadku oszacowań parametrów reguły polityki pieniężnej, co jest oczywiste biorąc pod uwagę fakt, że modele różnią się od siebie rodzajem wskaźnika inflacji, na który reaguje bank centralny. Największą uwagę zwraca silna reakcja na inflację bazową, widoczna w szacunkach parametrów ϕ_π i ϕ_π^B odpowienio w modelach $\mathcal{M}_3$ i $\mathcal{M}_5$. Siła reakcji w tym przypadku jest wyższa niż w przypadku inflacji w sektorze A oraz inflacji CPI.

W ostatnim wierszu Tab. 12 umieszczone zostały wartości logarytmu brzegowej gęstości danych każdego z rozważanych wariantów. Na jego podstawie przeprowadzam formalne porównanie specyfikacji modelu. Porównanie to pozwoli odpowiedzieć na pytanie która postać funkcji reakcji banku centralnego była najbardziej prawdopodobna z punktu widzenia analizowanego zbioru danych. Każdą ze specyfikacji: $\mathcal{M}_3$, $\mathcal{M}_4$ i $\mathcal{M}_5$ porównano niezależnie ze specyfikacją wyjściową $\mathcal{M}_1$. Wyniki tych zestawień umieszczono kolejno w Tab. 13, Tab. 14 i Tab. 15. Wynika z nich, że jedynie specyfikacja $\mathcal{M}_3$ jest równie prawdopodobna *a posteriori* w porównaniu do wariantu bazowego. Możemy to interpretować jako przesłankę do stwierdzenia, że w Polsce reakcja na inflację bazową w latach 1999-2017 była równie prawdopodobna co reakcja na inflację CPI.

Pozostałe specyfikacje modelu dwusektorowego (tj. reakcja na inflację cen energii i żywności oraz reakcja na inflację w różnych sektorach z różną siłą) zostały odrzucone na podstawie analizowanego zbioru danych. Czynnik Bayesa wskazuje, że przewaga modelu wyjściowego nad specyfikacjami $\mathcal{M}_4$ i $\mathcal{M}_5$ jest decydująca.

Tab. 13 Wyniki bayesowskiego porównania modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.

	model	prawdopodobieństwo modelu *a priori*	logarytm brzegowej gęstości danych	czynnik Bayesa, iloraz szans prawdopodobieństwa modeli *a posteriori*
$\mathcal{M}_1$	równania (92) - (101)	$P(\mathcal{M}_1) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_1) = -638{,}5$	$B_{31} = \frac{P(Y\|\mathcal{M}_3)}{P(Y\|\mathcal{M}_1)} = 1{,}35$
$\mathcal{M}_3$	równania (92) - (99), (101) i (82)	$P(\mathcal{M}_3) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_3) = -638{,}2$	

Źródło: obliczenia własne.

Tab. 14 Wyniki bayesowskiego porównania modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_4$.

	model	prawdopodobieństwo modelu *a priori*	logarytm brzegowej gęstości danych	czynnik Bayesa, iloraz szans prawdopodobieństwa modeli *a posteriori*
$\mathcal{M}_1$	równania (92) - (101)	$P(\mathcal{M}_1) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_1) = -638{,}5$	$B_{14} = \frac{P(Y\|\mathcal{M}_1)}{P(Y\|\mathcal{M}_4)} = 432$
$\mathcal{M}_4$	równania (92) - (99), (101), (83)	$P(\mathcal{M}_4) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_4) = -644{,}5$	

Źródło: obliczenia własne.

Tab. 15 Wyniki bayesowskiego porównania modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_5$.

	model	prawdopodobieństwo modelu *a priori*	logarytm brzegowej gęstości danych	czynnik Bayesa, iloraz szans prawdopodobieństwa modeli *a posteriori*
$\mathcal{M}_1$	równania (92) - (101)	$P(\mathcal{M}_1) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_1) = -638{,}5$	$B_{15} = \frac{P(Y\|\mathcal{M}_1)}{P(Y\|\mathcal{M}_5)} = 63647$
$\mathcal{M}_5$	równania (92) - (99), (101) i (84)	$P(\mathcal{M}_5) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_5) = -649{,}5$	

Źródło: obliczenia własne.

Biorąc pod uwagę dwa najbardziej prawdopodobne scenariusze, tj. reakcji na inflację CPI oraz na inflację bazową, w ostatnim kroku przeprowadzam badanie stabilności otrzymanych wyników z punktu widzenia polityki pieniężnej wyrażonej wzorami (85) - (90). Znaczenie tych scenariuszy zostało omówione w rozdziale 3.4. Poszczególne specyfikacje zakładają kolejno: brak mechanizmu wygładzania stóp procentowych, dodatkową reakcję na kurs walutowy (zob. np. Lubik i Schorfheide, 2007) oraz regułę antycypacyjną (zob. np. Clarida i inni, 2000; Baranowski, 2014, s. 41-43). Każda ze specyfikacji została uwzględniona w dwóch najbardziej prawdopodobnych wariantach, $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.

Tab. 16 Rozważane warianty z punktu widzenia postaci funkcji reakcji banku centralnego – badanie stabilności wyników.

wyniki w Załączniku B:	postać estymowanej funkcji reakcji banku centralnego:	
Tab. 17	$i_t = \phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t + \varepsilon_t^i$	(85)
Tab. 18	$i_t = \phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t^B + \varepsilon_t^i$	(86)
Tab. 17	$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t - \phi_q q_t\right) + \varepsilon_t^i$	(87)
Tab. 18	$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y \hat{y}_t + \phi_\pi \pi_t^B - \phi_q q_t\right) + \varepsilon_t^i$	(88)
Tab. 17	$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y E_t\{\hat{y}_{t+1}\} + \phi_\pi E_t\{\pi_{t+1}\}\right) + \varepsilon_t^i$	(89)
Tab. 18	$i_t = \phi_i i_{t-1} + (1-\phi_i)\left(\phi_y E_t\{\hat{y}_{t+1}\} + \phi_\pi E_t\{\pi_{t+1}^B\}\right) + \varepsilon_t^i$	(90)

Wyniki porównania poszczególnych scenariuszy przedstawione są w Załączniku B. Wynika z niego, że żaden z rozważanych wariantów polityki pieniężnej nie jest bardziej prawdopodobny niż scenariusze wyjściowe. Prawdopodobieństwo zbliżone do wariantu podstawowego uzyskujemy jedynie w przypadku reguł antycypacyjnych (równania (89) i (90)).

4.7 Analiza funkcji reakcji poszczególnych zmiennych na szoki

Wyniki estymacji modelu oceniam pod kątem ekonomicznym na podstawie funkcji odpowiedzi na impuls (ang. *impulse response function*, IRF). Ze względu na wybraną metodę estymacji możemy dość dokładnie oszacować nie tylko wartość funkcji IRF, ale także jej niepewność. W tym celu posługuję się IRF z bayesowskimi przedziałami ufności, które powstają w oparciu o cały rozkład *a posteriori* otrzymanych parametrów, a nie tylko jego wartość oczekiwaną.

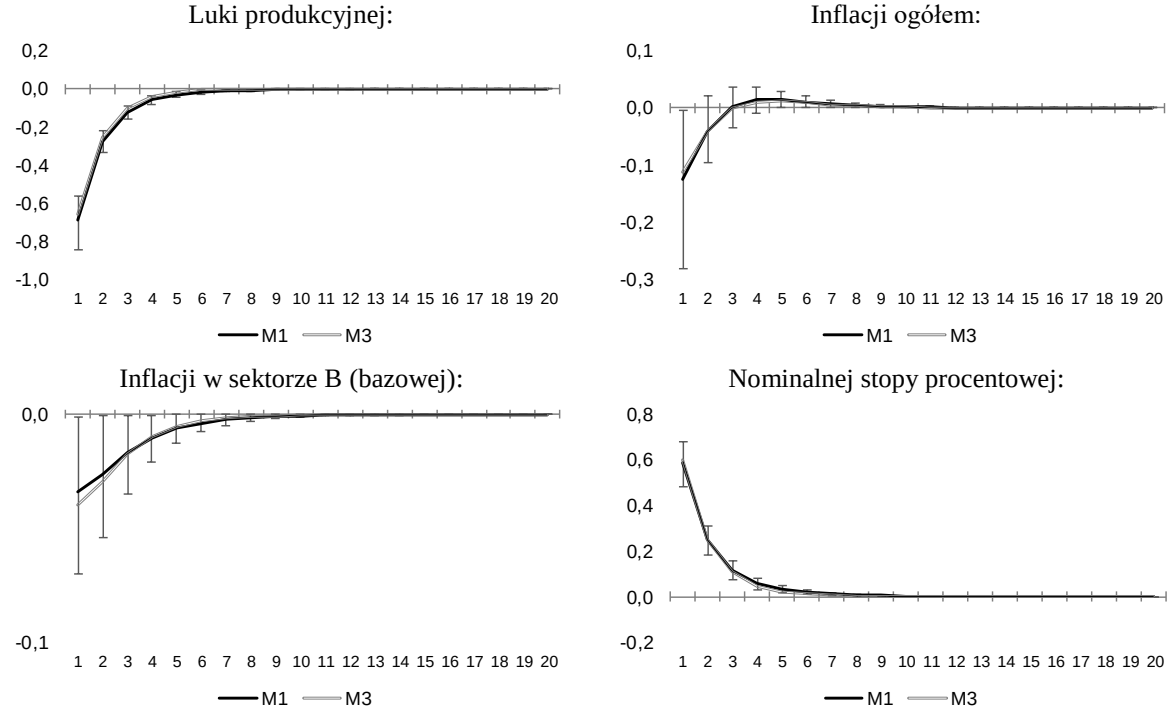
Analizując IRFy skupiam się na trzech następujących wariantach modelu. W głównej części pracy omawiam i porównuję model z heterogenicznym mechanizmem stanowienia cen w sektorach i polityką pieniężną reagującą na inflację CPI ($\mathcal{M}_1$) z modelem z heterogenicznym mechanizmem stanowienia cen w sektorach i polityką pieniężną reagującą na inflację bazową ($\mathcal{M}_3$). Jak wynika z szacunków przedstawionych w rozdziale 4.6 te dwa warianty najlepiej spośród wszystkich analizowanych wersji modelu opisują gospodarkę Polski w okresie 1999-2017. Trzecim wariantem, dla którego policzone zostały wartości funkcji odpowiedzi na impuls jest model z restrykcjami na parametry mechanizmu stanowienia cen ($\mathcal{M}_2$). Mimo, że wyniki wskazują, że model taki nie jest prawdopodobny empirycznie (zob. porównanie w Tab. 10), takie porównanie pozwoli ocenić jak zmieniają się wnioski dla polityki gospodarczej gdy badacz nie uwzględnia w modelu zróżnicowania sektorowego procesów cenotwórczych.

Analizuję przebieg 4 głównych zmiennych w modelu: luki produkcyjnej, inflacji ogółem, inflacji bazowej oraz nominalnej stopy procentowej w odpowiedzi na wszystkie szoki występujące w modelu. Ilustracja odpowiedzi pozostałych zmiennych (inflacji w sektorze A, cen relatywnych i realnego kursu walutowego) została przesunięta do Załącznika D1.

Wykresy (od Rys. 10 do Rys. 14) przedstawiają porównanie funkcji odpowiedzi na impuls dla modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$. Dla pierwszego z nich prezentuję wartości odpowiadające średniej z rozkładu *a posteriori* oszacowanych parametrów wraz z 90% przedziałami HPD, a w przypadku modelu $\mathcal{M}_3$ ograniczam się jedynie do średniej, mając na względzie czytelność wykresów.

Odpowiedź luki produkcyjnej i wskaźników inflacji na dodatni szok polityki pieniężnej (Rys. 10) jest zgodny z intuicją ekonomiczną. Nieoczekiwane zaostrzenie polityki pieniężnej (podniesienie stopy procentowej o 1 p.p.)[63] obniża zarówno lukę produkcyjną jak i inflację w całej gospodarce. Spadek inflacji bazowej jest słabszy, co ma związek z wyższym stopniem sztywności cenowych w sektorze odpowiadającym temu wskaźnikowi cen.

Rys. 10 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok polityki pieniężnej (ε_t^i) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.



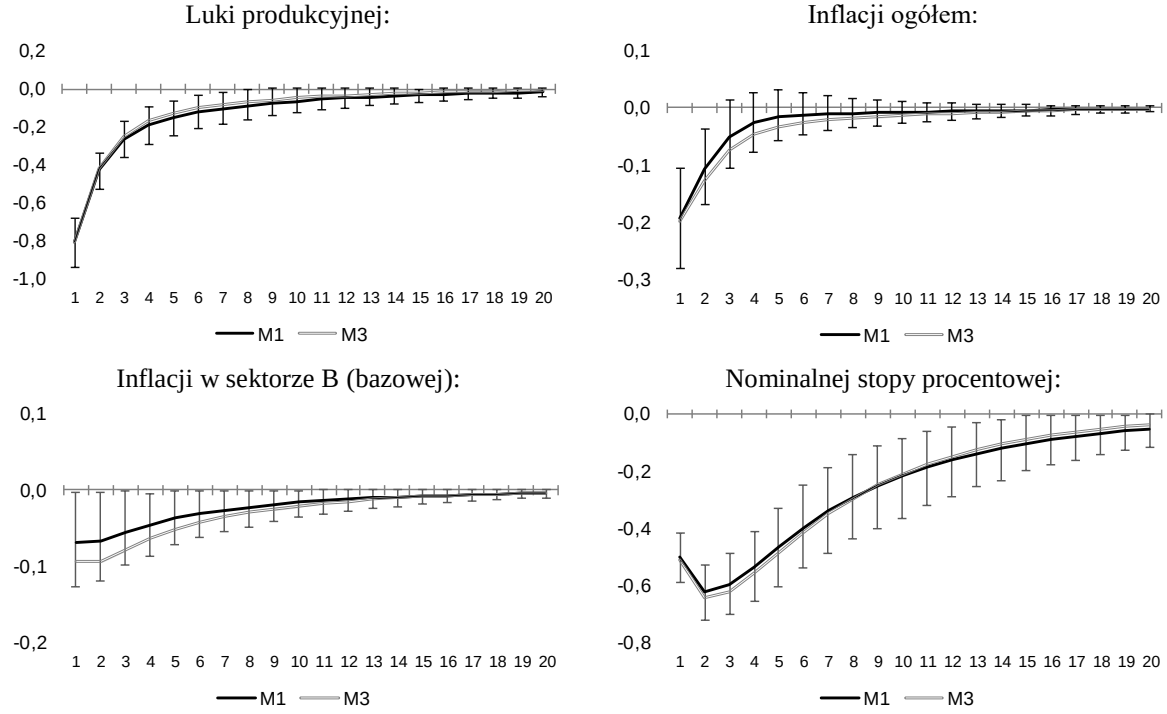
Uwaga: Czarne i szare krzywe wyrażają odpowiedzi na jednostkowy szok i obliczone są na podstawie średniej z rozkładu *a posteriori* danego modelu. Pionowe linie wyznaczają krańce 90% przedziałów HPD odpowiedzi na impuls w modelu $\mathcal{M}_1$. Reakcja w przypadku każdej zmiennej wyrażona jest w postaci odchylenia od wartości w stanie ustalonym, w punktach procentowych. oddziaływanie

[63] Odpowiedź nominalnej stopy procentowej jest niższa niż wartość szoku polityki pieniężnej z uwagi na bieżące i przyszłe (przez racjonalne oczekiwania) oddziaływania zmiennych w modelu.

Źródło: obliczenia własne.

Szok preferencji (występujący w krzywej IS – równanie (92), Rys. 11), który sprawia, że gospodarstwa domowe zmniejszają swoją bieżącą konsumpcję powoduje spadek luki produkcyjnej i inflacji (zarówno CPI jak i w mniejszym stopniu inflacji bazowej). W odpowiedzi na to, bank centralny reaguje redukcją stóp procentowych.

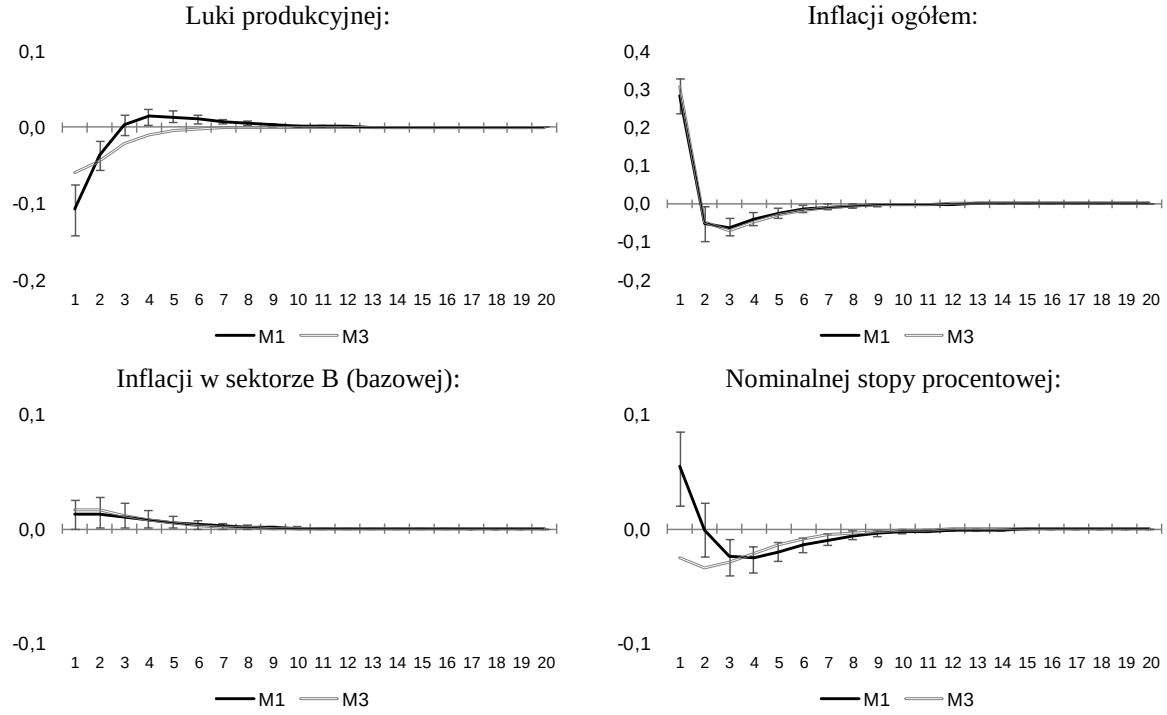
Rys. 11 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok preferencji (ζ_t^p) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.



Uwaga: Czarne i szare krzywe wyrażają odpowiedzi na jednostkowy szok i obliczone są na podstawie średniej z rozkładu *a posteriori* danego modelu. Pionowe linie wyznaczają krańce 90% przedziałów HPD odpowiedzi na impuls w modelu $\mathcal{M}_1$. Reakcja w przypadku każdej zmiennej wyrażona jest w postaci odchylenia od wartości w stanie ustalonym, w punktach procentowych.
Źródło: obliczenia własne.

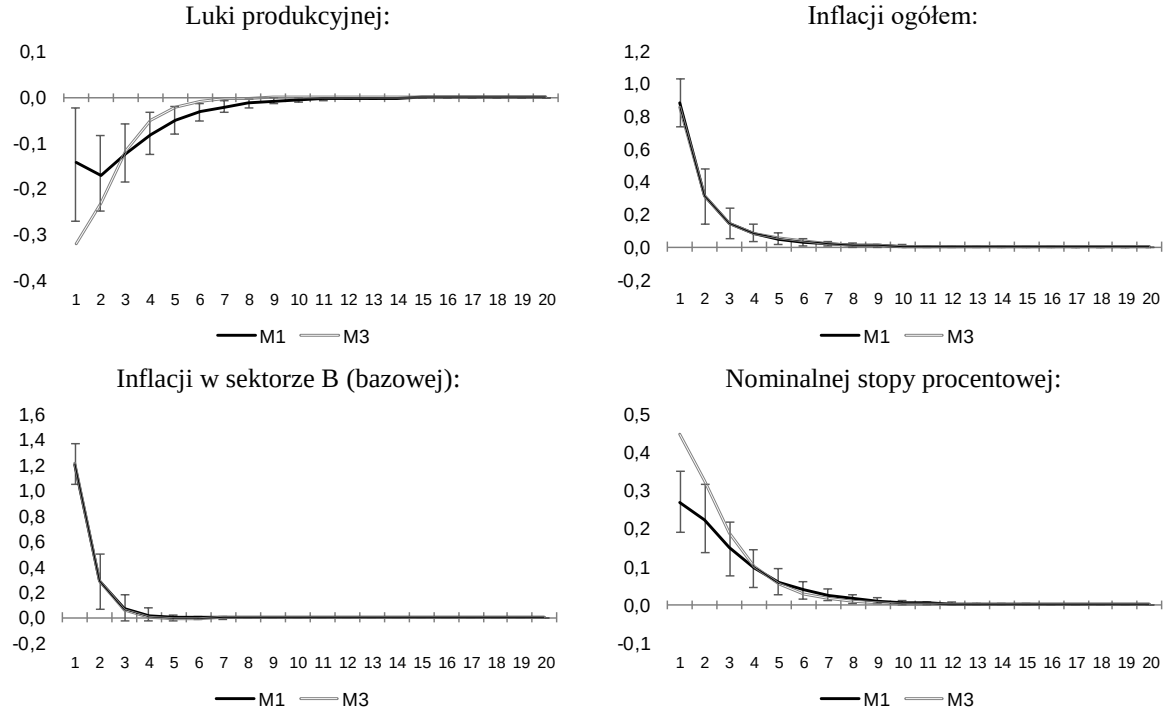
Negatywny szok technologiczny w każdym z sektorów (Rys. 12 i Rys. 13), polegający np. na spadku produktywności pracy powoduje bezpośredni wzrost cen w danym sektorze i spadek luki produkcyjnej. Ze względu na substytucję, jaka zachodzi pomiędzy dobrami wytwarzanymi w różnych sektorach, efekt ten dotyka także pozostałych cen w gospodarce. W przypadku szoku technologicznego w sektorze *A* wzrost cen dóbr pochodzących z sektora *B* jest znikomy. Ma to olbrzymie znaczenie dla polityki pieniężnej: jeśli porównamy reakcję banku centralnego w modelach $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$, to zauważymy że ma ona odwrotny znak w początkowym okresie po wystąpieniu szoku. Powodem tego jest fakt, że w modelu $\mathcal{M}_3$ bank centralny bierze pod uwagę jedynie inflację bazową, której wzrost jest nieznaczny. Wobec tego, źródła reakcji banku centralnego (tj. obniżenia stóp procentowych) należy raczej upatrywać w spadku luki produkcyjnej.

Rys. 12 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok technologicznym w sektorze A (ε_t^A) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.



Uwaga: Czarne i szare krzywe wyrażają odpowiedzi na jednostkowy szok i obliczone są na podstawie średniej z rozkładu *a posteriori* danego modelu. Pionowe linie wyznaczają krańce 90% przedziałów HPD odpowiedzi na impuls w modelu $\mathcal{M}_1$. Reakcja w przypadku każdej zmiennej wyrażona jest w postaci odchylenia od wartości w stanie ustalonym, w punktach procentowych.
Źródło: obliczenia własne.

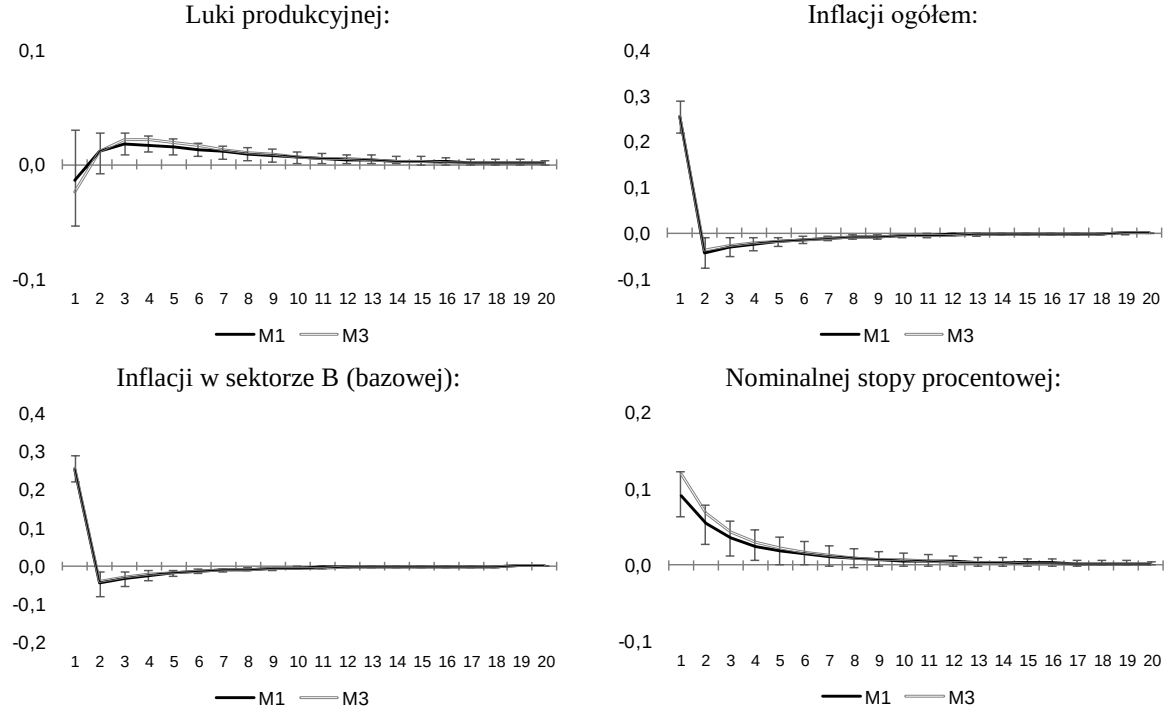
Rys. 13 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok technologiczny w sektorze B (ε_t^B) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.



Uwaga: Czarne i szare krzywe wyrażają odpowiedzi na jednostkowy szok i obliczone są na podstawie średniej z rozkładu *a posteriori* danego modelu. Pionowe linie wyznaczają krańce 90% przedziałów HPD odpowiedzi na impuls w modelu $\mathcal{M}_1$. Reakcja w przypadku każdej zmiennej wyrażona jest w postaci odchylenia od wartości w stanie ustalonym, w punktach procentowych.
Źródło: obliczenia własne.

Umocnienie realnego kursu walutowego powoduje wzrost cen, zarówno w sektorze A jak i B (Rys. 14). Siła tej reakcji jest taka sama, co wynika z przyjęcia założenia o stałym i równym udziale dóbr importowanych w konsumpcji dóbr z poszczególnych sektorów. Wzrost cen w gospodarce pociąga za sobą bardziej restrykcyjną politykę pieniężną, tj. wzrost stóp procentowych ponad poziom wynikający z tendencji długookresowych.

Rys. 14 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok kursu walutowego (ε_t^q) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.



Uwaga: Czarne i szare krzywe wyrażają odpowiedzi na jednostkowy szok i obliczone są na podstawie średniej z rozkładu *a posteriori* danego modelu. Pionowe linie wyznaczają krańce 90% przedziałów HPD odpowiedzi na impuls w modelu $\mathcal{M}_1$. Reakcja w przypadku każdej zmiennej wyrażona jest w postaci odchylenia od wartości w stanie ustalonym, w punktach procentowych.
Źródło: obliczenia własne.

Z porównania IRF z modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$ (Załącznik D2) wynika, że model heterogeniczny generuje mniejszą zmienność inflacji bazowej w odpowiedzi na szok polityki pieniężnej. Jednakże, takie porównanie powinno być traktowane z dużą ostrożnością, gdyż jak wskazano wcześniej (w rozdziale 4.5), ich założenia są sprzeczne. O ile obydwa modele mogą stanowić przybliżenie rzeczywistości, to tylko jeden z nich należy potraktować jako bliższy tej rzeczywistości. W świetle wcześniejszych wyników i silnych przesłanek świadczących o heterogeniczności w stanowieniu cen, możemy traktować wnioski z modelu $\mathcal{M}_2$ jako obciążone. Wykorzystywanie w ocenie polityki gospodarczej modelu, który nie uwzględnia tej heterogeniczności prowadzi m.in. do przeszacowania: odpowiedzi inflacji bazowej na szok polityki pieniężnej (Rys. 26) i odpowiedzi inflacji i stopy procentowej na szok technologiczny w sektorze A (Rys. 24).

Zakończenie

Punktem wyjścia do podjęcia tematu rozprawy była dyskusja na temat wyboru wskaźnika cen wykorzystywanego do prowadzenia polityki pieniężnej. Przeprowadzone analizy dotyczą gospodarki, w której polityka pieniężna prowadzona jest w oparciu o strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Obecnie wszystkie kraje posługujące się tą strategią wyrażają swój cel inflacyjny za pomocą wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI). Mimo istnienia tego konsensusu, w literaturze przedmiotu oraz w komunikatach banków centralnych można znaleźć przesłanki świadczące o tym, że informacje o zmianie cen wchodzących w skład koszyka CPI mają zróżnicowaną wartość z punktu widzenia prowadzenia polityki pieniężnej. Różnice te wypływają m.in. z niejednorodnego stopnia sztywności cenowych oraz skali uporczywości komponentów inflacji. Te dwa czynniki mają duże znaczenie z punktu widzenia skutecznego oddziaływania polityki pieniężnej na gospodarkę. Sektorowe zróżnicowanie sztywności cenowych (sygnalizowane w badaniach mikroekonomicznych m.in. przez Dhyne i innych, 2006; Bilsa i Klenowa, 2004 oraz Maciasa i Makarskiego, 2013) wpływa zatem na efektywność polityki pieniężnej prowadzonej na podstawie reguł opartych o różne mierniki inflacji (Benigno i Lopez-Salido, 2006). W szczególności, przypatruję się różnicom jakie występują w mechanizmach cenotwórczych pomiędzy dwoma sektorami. W pierwszym produkowana jest żywność i energia, a w drugim – pozostałe towary i usługi. Produkcja drugiego z sektorów jest tożsama ze składem koszyka najpopularniejszej miary inflacji bazowej, tj. inflacji po wyłączeniu cen żywności i energii.

Rola różnych mierników inflacji w polityce pieniężnej ma także silny związek z tym, czy dane ceny znajdują się pod kontrolą władz monetarnych. Dotyczy to zwłaszcza dóbr będących pod znacznym wpływem wahań sezonowych, czynników zagranicznych, szoków podażowych oraz decyzji administracyjnych. W wymiarze praktycznym oznacza to, że banki centralne często analizują pomocnicze miary inflacji, które uwzględniają jedynie wybrane ceny dóbr konsumpcyjnych. Te dwie kwestie: zróżnicowanie sektorowe sztywności cenowych oraz granice wpływu banku centralnego na poszczególne ceny stanowiły główną motywację do podjęcia analiz w ramach rozprawy.

Głównym celem pracy była budowa spójnego narzędzia analitycznego, modelu klasy DSGE, który dostarczyłby odpowiedzi na następujące pytania badawcze:

1. Czy sztywności cenowe w Polsce różnią się pomiędzy sektorami w sposób istotny statystycznie?

2. Na który wskaźnik cen reaguje bank centralny w Polsce?

W rozprawie przedstawiono szczegóły konstrukcji modelu DSGE, którego założenia pozwalają na uwzględnienie sektorowego zróżnicowania mechanizmu stanowienia cen w ramach jednej gospodarki. Konstrukcja modelu czerpie w dużej mierze z rozwiązań opracowanych wcześniej w literaturze (zob. Aoki, 2001 i Benigno i Lopez-Salido, 2006), jednak w przeciwieństwie do cytowanych prac przyjmuje, że opisywana gospodarka jest otwarta. Rezultatem tego rozszerzenia jest możliwość analizowania polityki pieniężnej, która bierze pod uwagę heterogeniczność w mechanizmie stanowienia cen w ramach małej gospodarki otwartej.

W części empirycznej pracy przedstawiono wyniki estymacji bayesowskiej opisanego wyżej modelu dla gospodarki Polski w okresie od 1999 do 2017 roku. Otrzymane rezultaty pozwoliły na weryfikację następujących hipotez badawczych.

H.1: W Polsce ceny energii i żywności charakteryzują się istotnie niższą sztywnością niż ceny pozostałych towarów i usług.

Na podstawie porównania szacunków parametrów modelu z heterogenicznym sposobem ustalania cen w gospodarce z szacunkami dotyczącymi modelu bez tej heterogeniczności możemy stwierdzić, że hipoteza H.1 jest prawdziwa. Na gruncie ekonometrii bayesowskiej wykazuję, że model uwzględniający sektorowe zróżnicowanie sztywności cenowych i persystencji inflacji jest blisko 100 razy bardziej prawdopodobny.

Potwierdzenie tej hipotezy stanowi punkt wyjścia do dalszej analizy, polegającej na badaniu kilku wariantów polityki pieniężnej, w których bank centralny reaguje na wybrane wskaźniki cen. Z drugim pytaniem badawczym, postawionym we wprowadzeniu związana jest jedna główna hipoteza badawcza H.2, oraz trzy pomocnicze: H.2a – H.2c:

H.2: Mimo wyrażenia celu inflacyjnego za pomocą CPI, NBP w swoich decyzjach kieruje się inflacją po wyłączeniu cen energii i żywności.

H.2a: Prowadząc politykę bezpośredniego celu inflacyjnego, NBP w swoich decyzjach uwzględnia dodatkowo kurs walutowy.

H.2b: NBP w swoich decyzjach stosuje mechanizm wygładzania stóp procentowych.

H.2c: NBP kieruje się w swoich decyzjach regułą antycypacyjną, tj. reaguje na oczekiwania dotyczące przyszłych oczekiwanych (a nie bieżących) wartości zmiennych makroekonomicznych.

Weryfikacja wszystkich wymienionych powyżej hipotez przebiegała w podobny sposób, to jest poprzez formalne porównanie bayesowskie modeli uwzględniających poszczególne warianty polityki pieniężnej.

Hipoteza mówiąca o reakcji banku centralnego na inflację bazową nie została jednoznacznie rozstrzygnięta. Wyniki estymacji parametrów modeli w których bank centralny reaguje na CPI lub na inflację bazową wskazują, że obydwa warianty są równie prawdopodobne. Co więcej, parametry wyznaczające siłę reakcji na inflację w tych wariantach nie różnią się w sposób istotny statystycznie.

Weryfikacja hipotez pomocniczych została dokonana na podstawie porównania wariantów modelu, w których funkcja reakcji banku centralnego zakładała: brak mechanizmu wygładzania stóp procentowych, dodatkową reakcję na kurs walutowy oraz reakcję na oczekiwane wartości zmiennych makroekonomicznych. Wszystkie te scenariusze dotyczyły zarówno modelu, w którym bank centralny reaguje na CPI jak i modelu zakładającego reakcję na inflację bazową.

Poprzez porównania bayesowskie wymienionych powyżej wariantów możemy jednoznacznie odrzucić hipotezę, mówiącą o reakcji banku centralnego na kurs walutowy oraz uznać za prawdziwą hipotezę głoszącą, że bank centralny stosuje mechanizm wygładzania stóp procentowych. Ostatnia z postawionych hipotez nie została rozstrzygnięta w sposób jednoznaczny. Powodem tego jest fakt, że prawdopodobieństwa scenariuszy, w których NBP reaguje na obecne i przyszłe wartości luki i inflacji (CPI bądź bazowej) są zbliżone.

Dodatkowych wniosków płynących z badania dostarcza analiza funkcji odpowiedzi na impuls, przeprowadzona dla modelu z heterogenicznym mechanizmem stanowienia cen. Wykazano, że wykorzystywanie w ocenie polityki gospodarczej modelu, który nie uwzględnia tej heterogeniczności może prowadzić do obciążonych wniosków. Jeśli uznamy przedstawiony w pracy model za prawdziwy, to analizy przeprowadzone bez uwzględnienia heterogeniczności mogą prowadzić do przeszacowania odpowiedzi inflacji bazowej na szok polityki pieniężnej i odpowiedzi inflacji i stopy procentowej na szok technologiczny w sektorze produkującym żywność i energię.

W literaturze przedmiotu można odnaleźć konstrukcje teoretyczne umożliwiające podobne analizy dla gospodarek zamkniętych (zob. np. Aoki, 2001). Za mój główny wkład można jednak uznać konstrukcję modelu DSGE, który poza sektorowym zróżnicowaniem w mechanizmie stanowienia cen uwzględnia także otwartość gospodarki. Dzięki temu zaproponowany model można wykorzystać do opisu innych gospodarek otwartych. Co więcej, w dotychczasowych analizach modeli dwusektorowych nie odnalazłam szczegółowej analizy warunków istnienia równowagi w modelu DSGE dla gospodarki otwartej (dla gospodarki zamkniętej zagadnienie to rozważali Carlstrom i inni, 2006). Zagadnienie to rozpatruję w części 3.5 rozprawy. Dodatkowo, stworzony model dzięki szacunkom dla Polski dostarcza aktualnych

wniosków dotyczących polityki pieniężnej. Przede wszystkim, w mojej ocenie, dotychczasowa literatura przedmiotu nie dostarcza formalnej analizy roli jaką w polskiej polityce pieniężnej odgrywa inflacja bazowa. Przedstawiony w rozprawie model teoretyczny oraz jego zastosowanie dla Polski w mojej ocenie uzupełnia tę lukę.

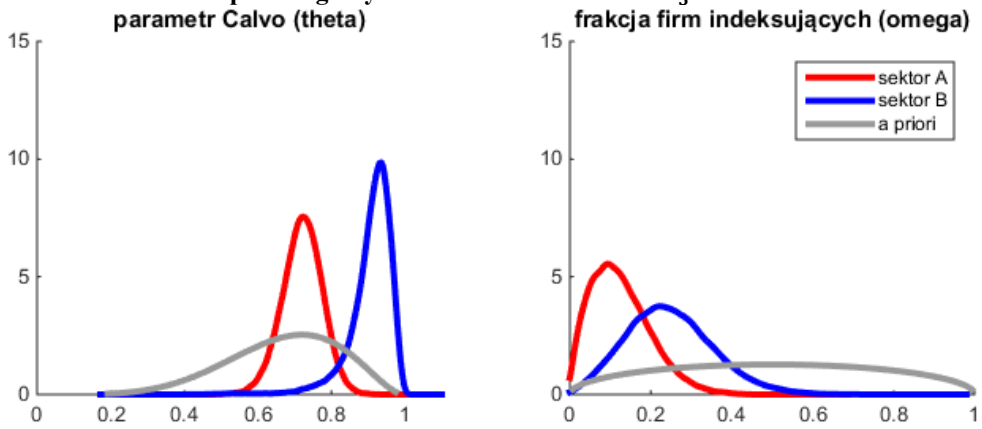
Głównych ograniczeń badania przedstawionego w rozprawie należy upatrywać w stosunkowo prostej strukturze modelu. Brak uwzględnienia sztywności płac, roli państwa oraz bezpośrednich skutków inwestycji sprawia, że zaprezentowane wyniki należy traktować jako warunkowe ze względu na przyjęte narzędzie. Ciekawym rozszerzeniem modelu byłoby także odejście od założenia prawa jednej ceny, które jest krytykowane w badaniach empirycznych (zob. np. badanie konwergencji cen w artykule Hałki i Leszczyńskiej-Paczesnej, 2019). Poza wymienionymi powyżej uproszczeniami, zastosowano stałą w czasie regułę Taylora, co może wpływać na wyniki szacunków. Możliwą kontynuację badań może stanowić zatem uwzględnienie zmiennej w czasie reguły banku centralnego, zwłaszcza w kontekście rozpoczęcia w 2013 r. sygnalizowania przyszłych zamiarów NBP jako uzupełnienia zmian instrumentów polityki pieniężnej (tzw. *forward guidance*). Wymagałoby to oszacowania modelu DSGE o zmiennych parametrach, na przykład z wykorzystaniem mechanizmu przełączenia reżimów za pomocą procesu Markowa (Liu i inni, 2011; Foerster i inni, 2016). Tego typu rozszerzenia bedą kierunkiem moich dalszych badań.

Wszystkie wnioski przedstawione w pracy mają charakter analizy pozytywnej. Z punktu widzenia postawionego problemu, interesujące byłoby także przeprowadzenie analizy normatywnej, polegającej na odpowiedzi na pytanie na które ceny powinien reagować bank centralny, aby prowadzona polityka była najbardziej efektywna.

Załączniki

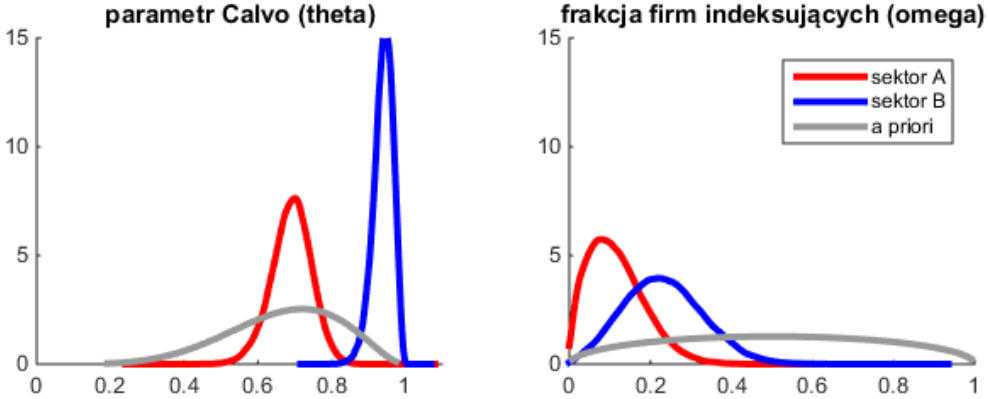
Załącznik A. Sektorowe różnice w stanowieniu cen – alternatywne warianty

Rys. 15 Wyniki estymacji bayesowskiej – różnica rozkładów *a posteriori* dla parametrów opisujących mechanizm stanowienia cen w poszczególnych sektorach w modelu $\mathcal{M}_3$.



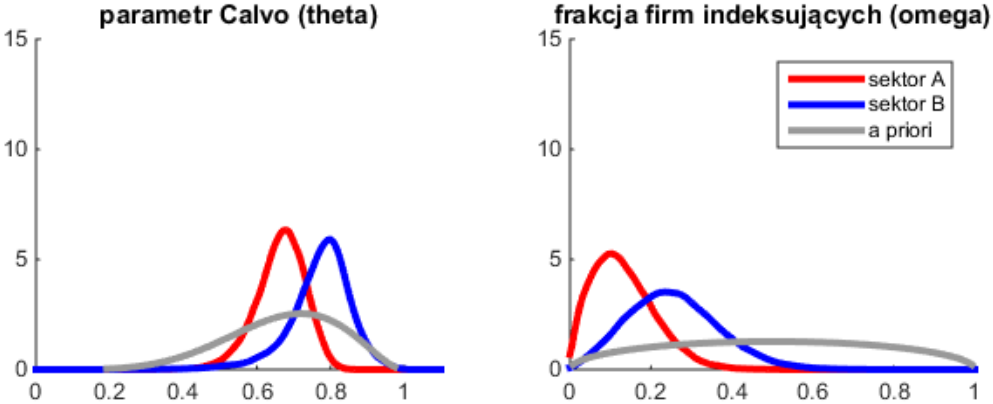
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 16 Wyniki estymacji bayesowskiej – różnica rozkładów *a posteriori* dla parametrów opisujących mechanizm stanowienia cen w poszczególnych sektorach w modelu $\mathcal{M}_4$.



Źródło: obliczenia własne.

Rys. 17 Wyniki estymacji bayesowskiej – różnica rozkładów *a posteriori* dla parametrów opisujących mechanizm stanowienia cen w poszczególnych sektorach w modelu $\mathcal{M}_5$.



Źródło: obliczenia własne.

Załącznik B. Badanie stabilności wyników

Tab. 17 Wyniki estymacji dwusektorowego modelu DSGE ($\mathcal{M}_1$) przy wykorzystaniu alternatywnych specyfikacji funkcji reakcji banku centralnego.

parametr	wariant $\mathcal{M}_1$ - podstawowy	bez wygładzania stóp procentowych	reakcja na kurs walutowy	reguła forward looking
σ	1,59 (1,06; 2,09)	0,82 (0,57; 1,06)	1,44 (1,01; 1,88)	1,73 (0,98; 2,43)
θ^A	0,70 (0,61; 0,79)	0,64 (0,53; 0,75)	0,69 (0,59; 0,78)	0,78 (0,69; 0,87)
θ^B	0,93 (0,88; 0,98)	0,95 (0,91; 0,99)	0,93 (0,88; 0,98)	0,94 (0,90; 0,98)
ω^A	0,12 (0,01; 0,22)	0,14 (0,01; 0,25)	0,13 (0,01; 0,23)	0,11 (0,01; 0,20)
ω^B	0,24 (0,07; 0,40)	0,18 (0,03; 0,31)	0,24 (0,07; 0,40)	0,13 (0,00; 0,25)
ϕ_i	0,71 (0,64; 0,77)	----------	0,74 (0,68; 0,80)	0,61 (0,53; 0,70)
ϕ_y	1,81 (1,42; 2,19)	1,43 (1,13; 1,73)	2,08 (1,61; 2,54)	2,11 (1,47; 2,82)
ϕ_π	1,37 (0,85; 1,86)	1,06 (0,69; 1,44)	1,43 (0,89; 1,94)	1,85 (0,88; 2,77)
ϕ_q	----------	----------	0,76 (0,64; 0,88)	----------
ρ^q	0,80 (0,67; 0,93)	0,77 (0,65; 0,88)	0,08 (0,03; 0,14)	0,88 (0,79; 0,99)
ρ_p	0,84 (0,76; 0,92)	0,84 (0,77; 0,92)	0,85 (0,77; 0,93)	0,89 (0,83; 0,95)
ς_p	0,98 (0,74; 1,21)	0,74 (0,61; 0,87)	0,98 (0,74; 1,20)	0,88 (0,68; 1,07)
ς_A	1,62 (1,29; 1,94)	1,76 (1,36; 2,15)	1,64 (1,30; 1,96)	1,48 (1,21; 1,73)
ς_B	0,77 (0,63; 0,90)	0,79 (0,65; 0,93)	0,77 (0,63; 0,90)	0,84 (0,68; 0,99)
ς_i	0,60 (0,51; 0,69)	1,70 (1,37; 2,02)	0,60 (0,50; 0,69)	0,52 (0,45; 0,60)
ς_q	3,57 (3,09; 4,03)	3,56 (3,08; 4,03)	3,57 (3,10; 4,05)	3,60 (3,13; 4,08)
$\ln P(Y\|\mathcal{M})$	-638,467	-677,923	-644,970	-641,599

Uwaga: w tabeli podano średnie rozkładów *a posteriori*, a w nawiasach poniżej krańce 90% przedziałów HPD. Parametr reakcji na kurs walutowy (ϕ_q) został oszacowany przy wykorzystaniu rozkładu *a priori* gamma o średniej 0,5 i odchyleniu standardowym 0,25.

Źródło: obliczenia własne.

Tab. 18 Wyniki estymacji dwusektorowego modelu DSGE ($\mathcal{M}_3$) przy wykorzystaniu alternatywnych specyfikacji funkcji reakcji banku centralnego.

parametr	wariant $\mathcal{M}_3$ - podstawowy	bez wygładzania stóp procentowych	reakcja na kurs walutowy	reguła forward looking
σ	1,58 (1,03; 2,11)	0,61 (0,15; 0,99)	1,41 (0,98; 1,84)	1,72 (1,00; 2,46)
θ^A	0,72 (0,63; 0,81)	0,64 (0,47; 0,79)	0,71 (0,62; 0,80)	0,73 (0,64; 0,83)
θ^B	0,91 (0,83; 0,98)	0,66 (0,18; 0,99)	0,92 (0,85; 0,98)	0,93 (0,89; 0,98)
ω^A	0,13 (0,01; 0,23)	0,16 (0,02; 0,30)	0,13 (0,01; 0,24)	0,13 (0,01; 0,23)
ω^B	0,25 (0,06; 0,41)	0,25 (0,05; 0,44)	0,24 (0,07; 0,41)	0,04 (0,00; 0,09)
ϕ_i	0,69 (0,62; 0,75)	----------	0,72 (0,66; 0,79)	0,55 (0,45; 0,65)
ϕ_y	1,83 (1,44; 2,21)	1,25 (0,64; 1,76)	2,09 (1,64; 2,54)	1,78 (0,87; 2,64)
ϕ_π	1,67 (0,94; 2,34)	2,86 (0,83; 5,76)	1,64 (1,00; 2,27)	2,92 (1,33; 4,51)
ϕ_q	----------	----------	0,08 (0,02; 0,13)	----------
ρ^q	0,81 (0,67; 0,94)	0,79 (0,67; 0,92)	0,76 (0,64; 0,88)	0,92 (0,84; 1,00)
ρ_p	0,84 (0,76; 0,92)	0,87 (0,79; 0,96)	0,85 (0,78; 0,93)	0,89 (0,83; 0,96)
ς_p	0,98 (0,73; 1,23)	0,76 (0,63; 0,89)	0,97 (0,75; 1,20)	0,87 (0,67; 1,07)
ς_A	1,57 (1,26; 1,87)	1,73 (1,28; 2,17)	1,57 (1,25; 1,87)	1,58 (1,24; 1,89)
ς_B	0,78 (0,63; 0,92)	1,61 (0,61; 3,29)	0,77 (0,63; 0,91)	0,93 (0,78; 1,08)
ς_i	0,61 (0,51; 0,70)	1,92 (1,32; 2,58)	0,61 (0,51; 0,70)	0,49 (0,41; 0,57)
ς_q	3,58 (3,09; 4,04)	3,55 (3,07; 4,01)	3,56 (3,09; 4,03)	3,63 (3,14; 4,10)
$\ln P(Y\|\mathcal{M})$	-638,163	-671,528	-664,840	-638,819

Uwaga: w tabeli podano średnie rozkładów *a posteriori*, a w nawiasach poniżej krańce 90% przedziałów HPD. Parametr reakcji na kurs walutowy (ϕ_q) został oszacowany przy wykorzystaniu rozkładu *a priori* gamma o średniej 0,5 i odchyleniu standardowym 0,25.

Źródło: obliczenia własne.

Załącznik C. Wyniki estymacji na podstawie innej metody przekształcenia danych

Tab. 19 Wyniki estymacji dwusektorowego modelu DSGE ($\mathcal{M}_1$) przy wykorzystaniu danych przekształconych za pomocą trendu kwadratowego.

parametr	rozkład *a priori*			rozkład *a posteriori*		
	typ rozkładu	90% przedział HDR †		średnia	90% przedział HPD †	
σ	gamma	0,47	3,47	2,68	1,49	3,98
θ^A	beta	0,43	0,92	0,83	0,76	0,90
θ^B	beta	0,43	0,92	0,94	0,91	0,98
ω^A	beta	0,10	0,90	0,14	0,01	0,26
ω^B	beta	0,10	0,90	0,28	0,10	0,46
ϕ_i	beta	0,10	0,90	0,77	0,72	0,83
ϕ_y	gamma	0,12	0,87	1,25	0,93	1,53
ϕ_π	gamma	1,78	4,19	1,56	0,89	2,19
ρ^q	beta	0,10	0,90	0,90	0,80	1,00
ρ_p	beta	0,10	0,90	0,89	0,84	0,95
ς_p^2	odwrotny gamma	0,06	0,95	1,04	0,73	1,34
ς_A^2	odwrotny gamma	0,11	1,89	1,44	1,17	1,70
ς_B^2	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,77	0,63	0,91
ς_i^2	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,60	0,51	0,69
ς_q^2	odwrotny gamma	0,11	1,89	3,72	3,22	4,21

logarytm brzegowej gęstości danych = -670,01

† Obszary największej gęstości: HDR: *highest density region;* HPD: *highest posterior density.*
Źródło: obliczenia własne.

Tab. 20 Wyniki estymacji dwusektorowego modelu DSGE z restrykcjami ($\mathcal{M}_2$) przy wykorzystaniu danych przekształconych za pomocą trendu kwadratowego.

parametr	rozkład *a priori*			rozkład *a posteriori*		
	typ rozkładu	90% przedział HDR †		średnia	90% przedział HPD †	
σ	gamma	0,47	3,47	3,75	1,83	5,73
$\theta^A = \theta^B$	beta	0,43	0,92	0,94	0,91	0,97
$\omega^A = \omega^B$	beta	0,10	0,90	0,17	0,05	0,29
ϕ_i	beta	0,10	0,90	0,78	0,73	0,83
ϕ_y	gamma	0,12	0,87	1,20	0,90	1,52
ϕ_π	gamma	1,78	4,19	1,65	0,94	2,34
ρ^q	beta	0,10	0,90	0,95	0,88	1,00
ρ_p	beta	0,10	0,90	0,90	0,85	0,96
ς_p^2	odwrotny gamma	0,06	0,95	1,12	0,75	1,46
ς_A^2	odwrotny gamma	0,11	1,89	1,28	1,08	1,47
ς_B^2	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,84	0,69	0,98
ς_i^2	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,60	0,51	0,69
ς_q^2	odwrotny gamma	0,11	1,89	3,76	3,26	4,27

logarytm brzegowej gęstości danych = -670,67

† Obszary największej gęstości: HDR: *highest density region;* HPD: *highest posterior density.*
Źródło: obliczenia własne.

Tab. 21 Wyniki estymacji dwusektorowego modelu DSGE z reakcją na inflację bazową ($\mathcal{M}_3$) przy wykorzystaniu danych przekształconych za pomocą trendu kwadratowego.

parametr	rozkład *a priori*			rozkład *a posteriori*		
	typ rozkładu	90% przedział HDR †		średnia	90% przedział HPD †	
σ	gamma	0,47	3,47	2,93	1,52	4,47
θ^A	beta	0,43	0,92	0,84	0,77	0,91
θ^B	beta	0,43	0,92	0,94	0,90	0,98
ω^A	beta	0,10	0,90	0,15	0,01	0,27
ω^B	beta	0,10	0,90	0,27	0,08	0,44
ϕ_i	beta	0,10	0,90	0,76	0,70	0,81
ϕ_y	gamma	0,12	0,87	1,21	0,89	1,51
ϕ_π	gamma	1,78	4,19	1,73	0,93	2,49
ρ^q	beta	0,10	0,90	0,91	0,81	1,00
ρ_p	beta	0,10	0,90	0,90	0,84	0,95
ς_p^2	odwrotny gamma	0,06	0,95	1,05	0,72	1,37
ς_A^2	odwrotny gamma	0,11	1,89	1,42	1,16	1,67
ς_B^2	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,78	0,63	0,92
ς_i^2	odwrotny gamma	0,01	0,19	0,61	0,52	0,70
ς_q^2	odwrotny gamma	0,11	1,89	3,74	3,22	4,23

logarytm brzegowej gęstości danych = -671,00

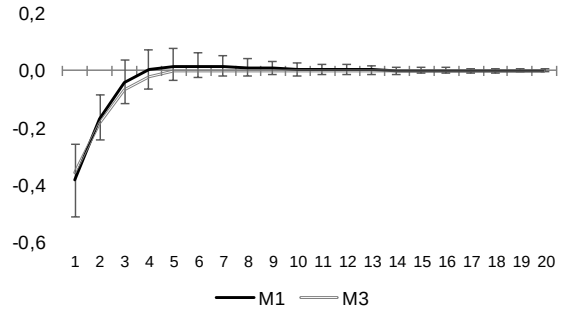
† Obszary największej gęstości: HDR: *highest density region;* HPD: *highest posterior density.*
Źródło: obliczenia własne.

Załącznik D. Funkcje odpowiedzi na impuls

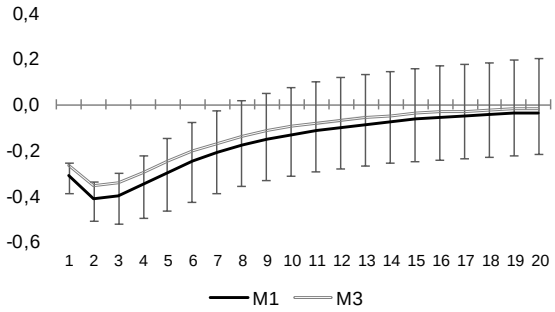
Załącznik D1. Odpowiedź pozostałych zmiennych na szoki w modelach $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.

Rys. 18 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok preferencji (ζ_t^v) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.

Inflacji w sektorze A:



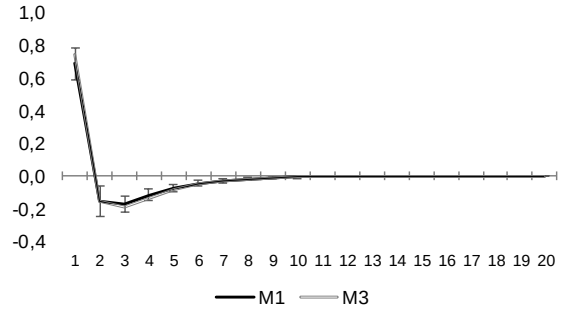
Cen relatywnych:



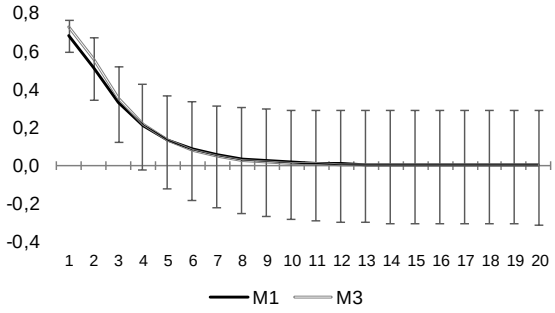
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 19 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok produkcyjny w sektorze A (ε_t^A) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.

Inflacji w sektorze A:



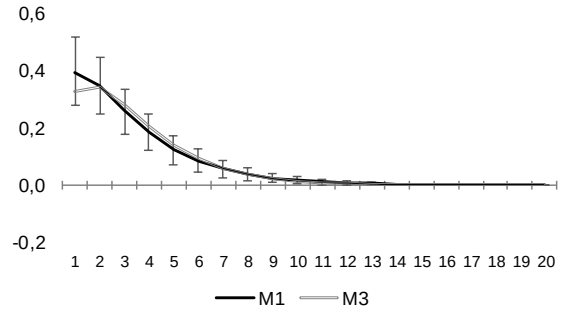
Cen relatywnych:



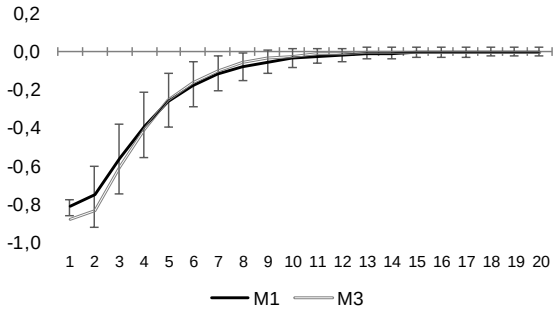
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 20 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok produkcyjny w sektorze B (ε_t^B) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.

Inflacji w sektorze A:



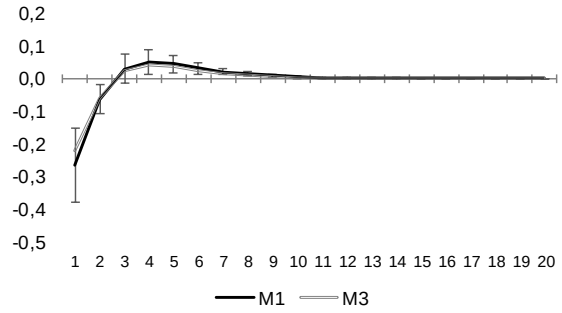
Cen relatywnych:



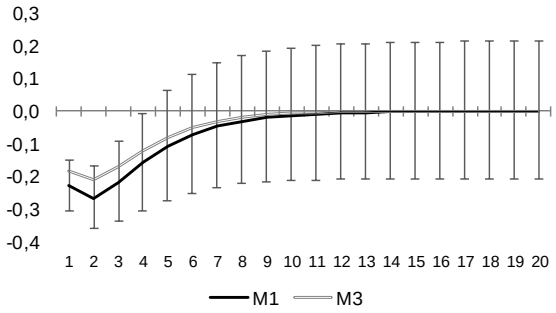
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 21 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok polityki pieniężnej (ε_t^i) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.

Inflacji w sektorze A:



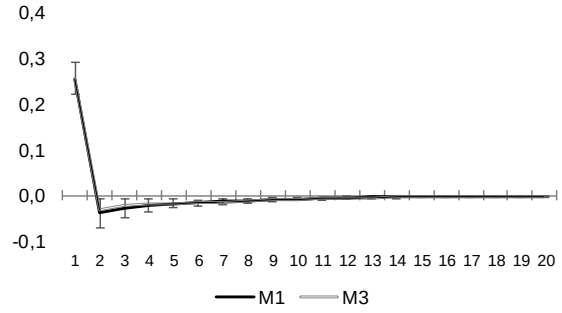
Cen relatywnych:



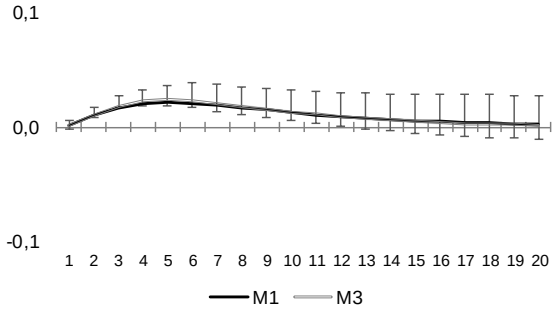
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 22 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok kursu walutowego (ε_t^q) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_3$.

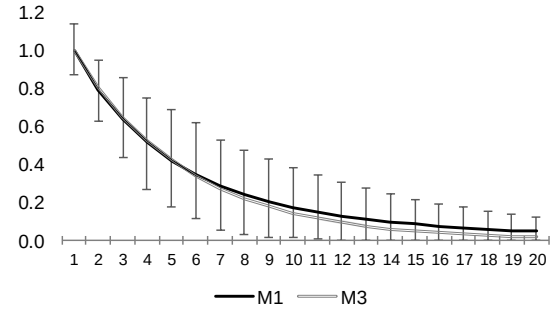
Inflacji w sektorze A:



Cen relatywnych:



Realnego kursu walutowego:

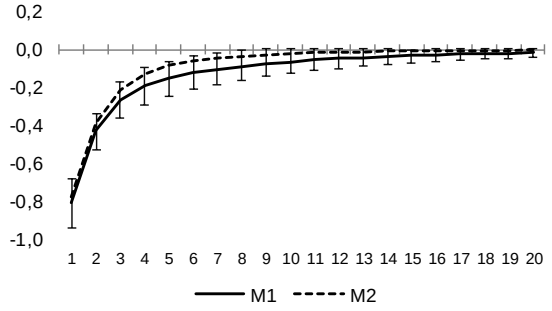


Źródło: obliczenia własne.

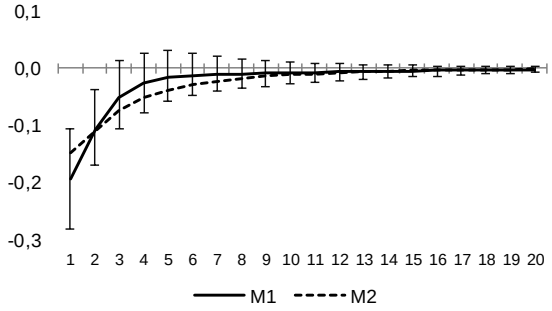
Załącznik D2. Odpowiedź zmiennych na szoki w modelach $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$.

Rys. 23 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok preferencji (ζ_t^v) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$.

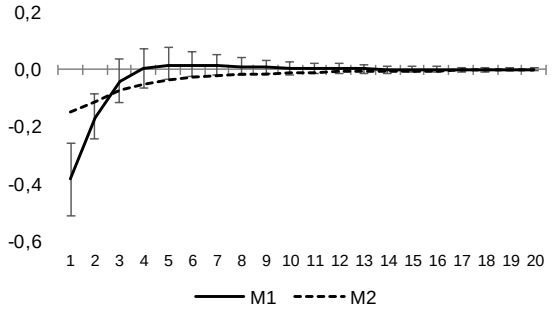
Luki produkcyjnej:



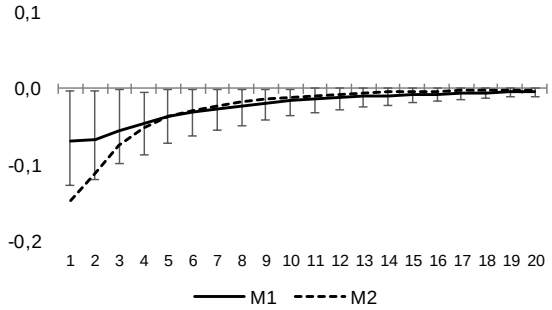
Inflacji ogółem:



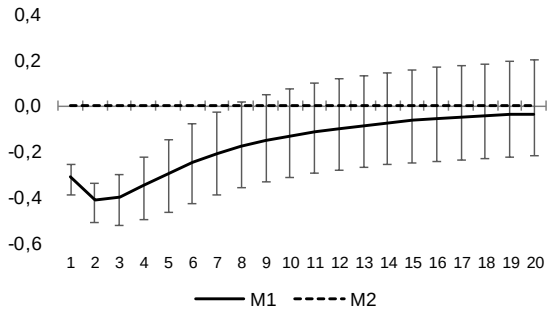
Inflacji w sektorze A:



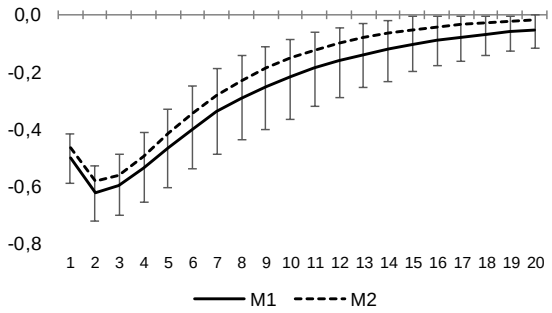
Inflacji w sektorze B:



Cen relatywnych:

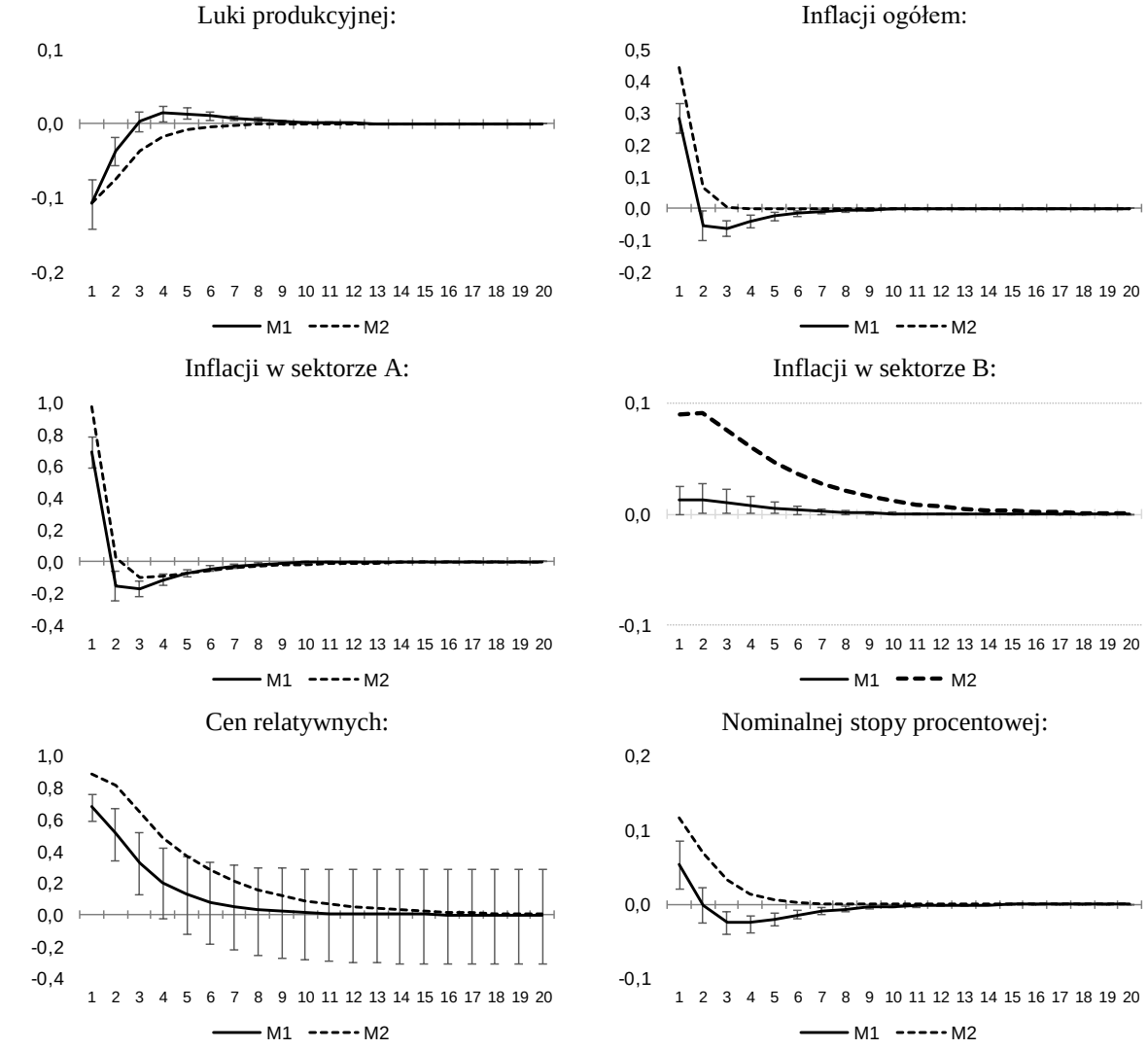


Nominalnej stopy procentowej:



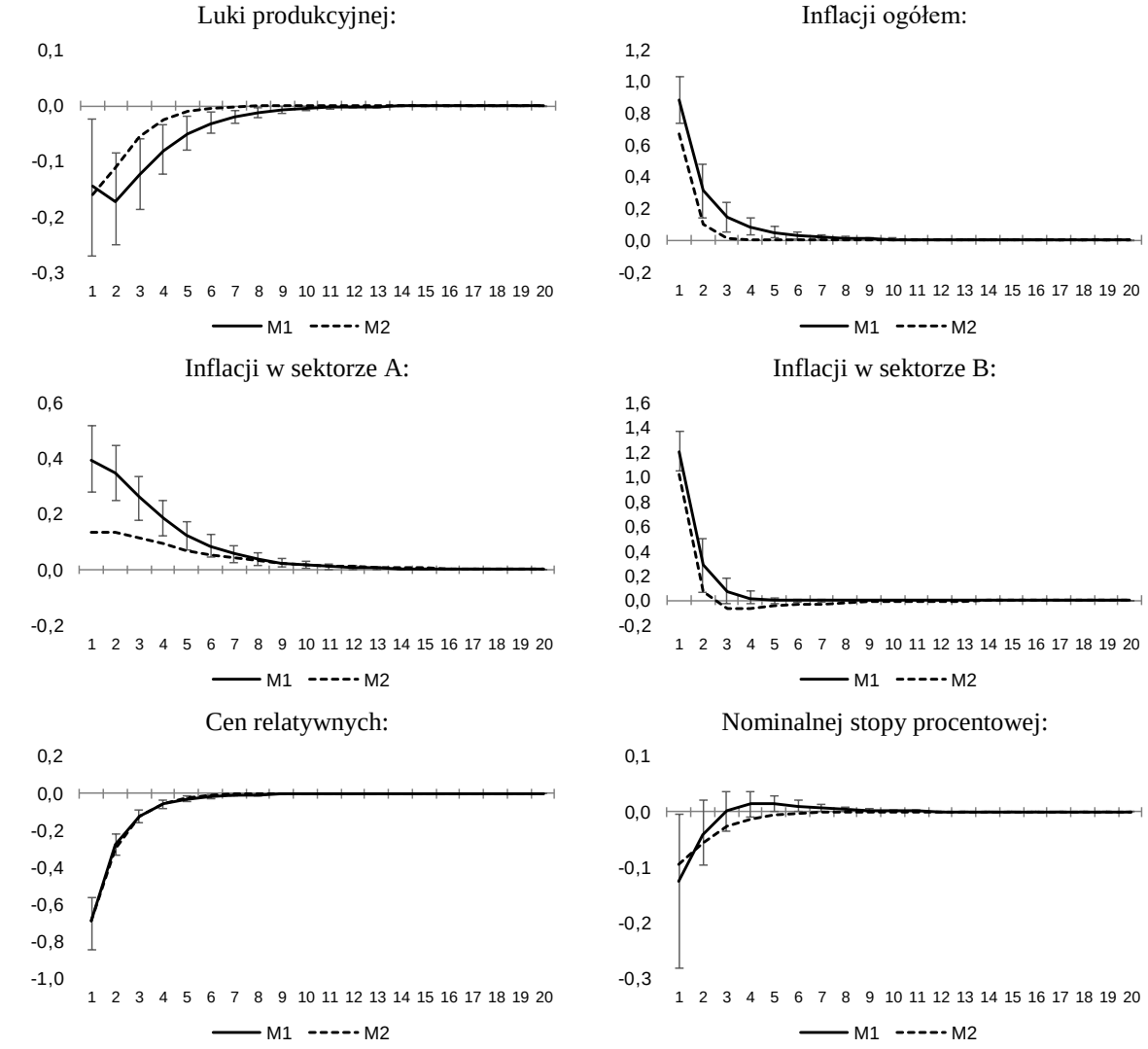
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 24 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok produkcyjny w sektorze A (ε_t^A) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$.



Źródło: obliczenia własne.

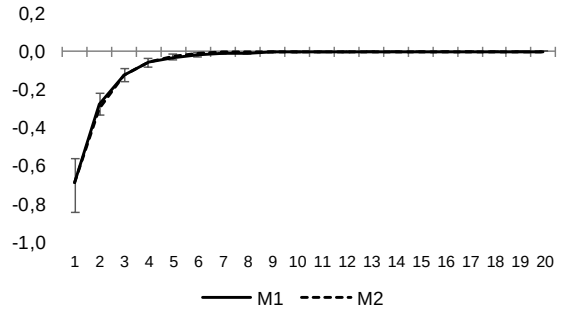
Rys. 25 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok produkcyjny w sektorze B (ε_t^B) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$.



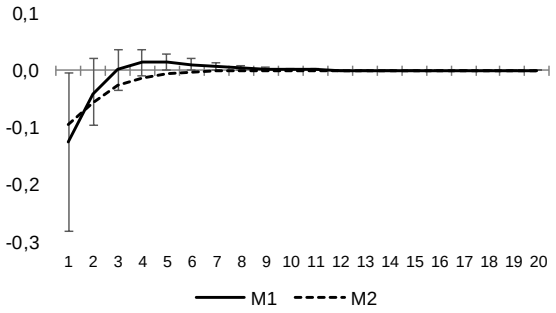
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 26 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok polityki pieniężnej (ε_t^i) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$.

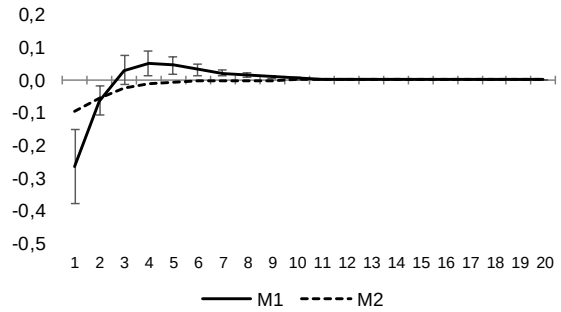
Luki produkcyjnej:



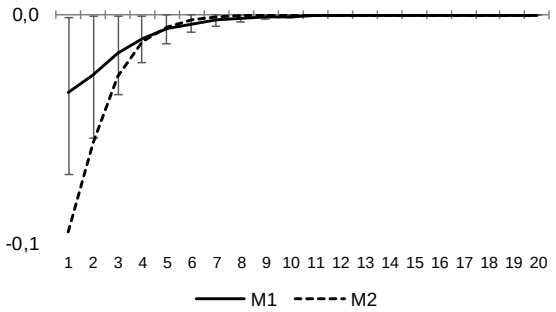
Inflacji ogółem:



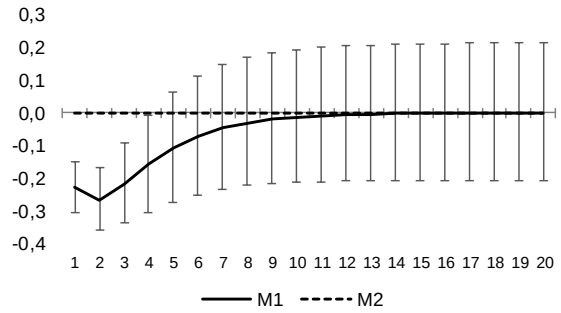
Inflacji w sektorze A:



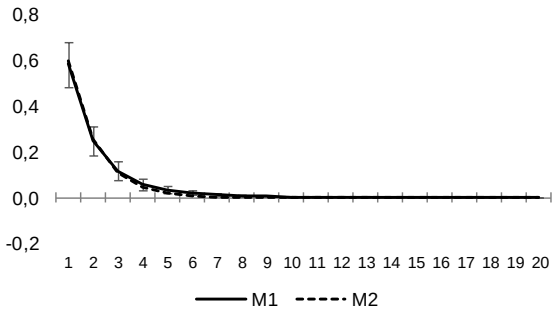
Inflacji w sektorze B:



Cen relatywnych:



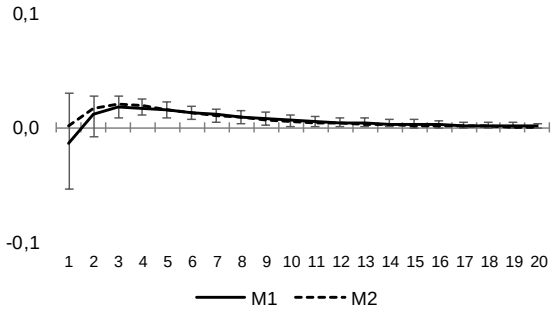
Nominalnej stopy procentowej:



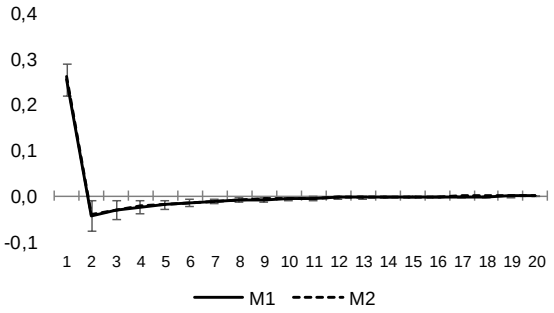
Źródło: obliczenia własne.

Rys. 27 Odpowiedź poszczególnych zmiennych na szok kursu walutowego (ε_t^q) w ramach modeli $\mathcal{M}_1$ i $\mathcal{M}_2$.

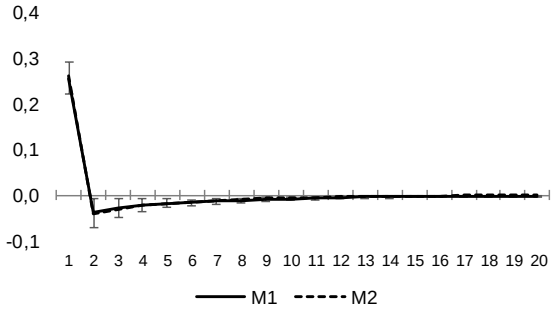
Luki produkcyjnej:



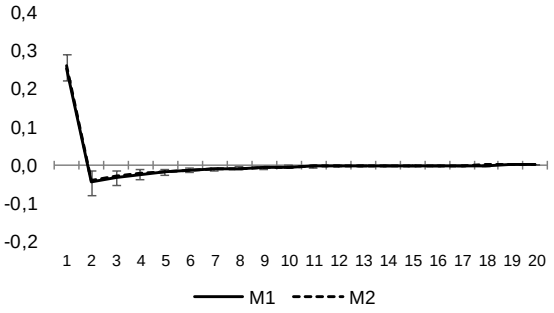
Inflacji ogółem:



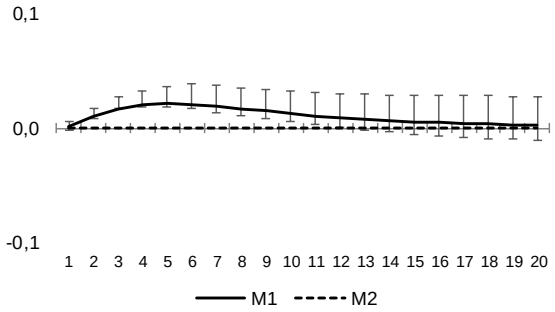
Inflacji w sektorze A:



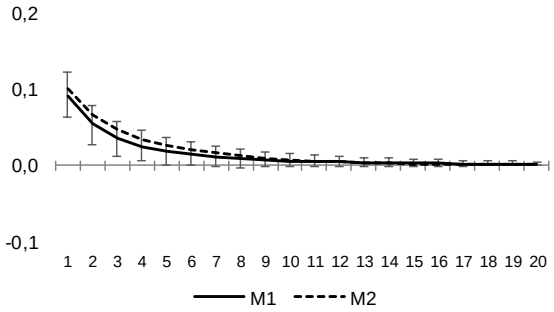
Inflacji w sektorze B:



Cen relatywnych:



Nominalnej stopy procentowej:



Źródło: obliczenia własne.

Załącznik E. Model z persystencją szoków technologicznych

Tab. 22 Wyniki bayesowskiego porównania modeli o specyfikacji $\mathcal{M}_1$ i modelu z wprowadzoną dodatnią autoregresją szoków technologicznych $\mathcal{M}_1^{per}$.

	model	prawdopodobieństwo modelu *a priori*	logarytm brzegowej gęstości danych	czynnik Bayesa, iloraz szans prawdopodobieństwa modeli *a posteriori*
$\mathcal{M}_1$	równania (92) - (101)	$P(\mathcal{M}_1) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_1) = -638{,}5$	$B = \frac{P(Y\|\mathcal{M}_1)}{P(Y\|\mathcal{M}_1^{per})} = 10{,}3$
$\mathcal{M}_1^{per}$	model z autoregresją szoków ε_t^A i ε_t^B	$P(\mathcal{M}_1^{per}) = 0.5$	$\ln P(Y\|\mathcal{M}_1^{per}) = -640{,}8$*	

Uwaga: przy estymacji tego modelu nie uzyskano zbieżności algorytmu MH, mimo zastosowania łańcuchów MCMC o długości 500000 losowań, co może wskazywać na problemy z identyfikacją persystencji szoków technologicznych (zob. rozdział 4.1).
Źródło: obliczenia własne.

Spis literatury

Acemoglu D. (2009), *Introduction to Modern Economic Growth*, Princeton University Press.

Adjemian S., Bastani H., Juillard M., Karame F., Maih J., Mihoubi F., Perendia G., Pfeifer J., Ratto M., Villemot S. (2011), *Dynare: Reference manual version 4*, Dynare Working Paper Series, CEPREMAP.

Adolfson M., Laséen S., Christiano L., Trabandt M., Walentin K. (2013), *Ramses II – Model description*, Sveriges Riksbank Occasional Paper Series, no. 12.

Adolfson M., Laséen S., Lindé J., Svensson L.E.O. (2014), *Monetary policy trade-offs in an estimated open-economy DSGE model*, „Journal of Economic Dynamics and Control", vol. 42, s. 33-49.

Alchian, A., Klein B. (1973), *On a Correct Measure of Inflation*, „Journal of Money, Credit and Banking", vol. 5 (1), s. 173-191.

Amato, J.D., Laubach T. (2004), *Implications of Habit Formation for Optimal Monetary Policy*, „Journal of Monetary Economics", vol. 51 (2), s. 305–325.

An S., Schorfheide F. (2007), *Bayesian Analysis of DSGE Models*, „Econometric Review", vol. 26 (2–4), s. 113–172.

Aoki K. (2001), *Optimal Monetary Policy Responses to Relative-Price Changes*, „Journal of Monetary Economics", vol. 48, s. 55–80.

Bakhshi H., Khan H., Rudolf B. (2007), *The Phillips Curve under State-Dependent Pricing*, „Journal of Monetary Economics", vol. 54 (8), s. 2321–2345.

Baranowski P. (2008), *Optymalna stopa inflacji w modelowaniu wzrostu gospodarczego*, „Ekonomista", nr 4, s. 447–466.

——— (2014), *Reguły polityki pieniężnej w Polsce. Podejście ilościowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

Baranowski P., Górajski M., Malaczewski M., Szafrański G. (2016), *Inflation in Poland under state-dependent pricing*, „Ekonomicky Casopis", vol. 64 (10), s. 937–957.

Baranowski P., Szafrański G. (2012), *Reakcja gospodarki polskiej na szok polityki pieniężnej w małym modelu DSGE - na ile wybór metody estymacji determinuje wyniki?*, „Bank i Kredyt" vol. 43 (4), s. 119–144.

Barro R.J., Gordon D.B. (1983), *Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy*, „Journal of Monetary Economics", vol. 12 (1), s. 101–121.

Bartolomeo G., Pietro M. (2017), *Intrinsic Persistence of Wage Inflation in New Keynesian Models of the Business Cycles*, „Journal of Money, Credit and Banking", vol. 49 (6), s. 1161–1195.

Benigno P. (2004), *Optimal Monetary Policy in a Currency Area*, „Journal of International Economics", vol. 63 (2), s. 293–320.

Benigno P., Lopez-Salido D.J. (2006), *Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area*, „Journal of Money, Credit and Banking", vol. 38 (3), s. 587–614.

Bermingham C. (2010), *A Critical Assessment of Existing Estimates of US Core Inflation*, „Journal of Macroeconomics", vol. 32 (4), s. 993–1007.

Bernanke B., Boivin J. (2003), *Monetary policy in a data-rich environment*, „Journal of Monetary Economics", vol. 50 (3), s. 525–546.

Bernanke B., Gertler M. (2001), *Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?*, „American Economic Review", vol. 91 (2), s. 253–257.

Bernanke B., Gertler M., Watson M. (1997), *Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks*, „Brookings Papers on Economic Activity", vol. 28 (1), s. 91–124.

Bernanke B., Laubach T., Mishkin F.S., Posen A.S. (2018), *Inflation targeting: lessons from the international experience*, Princeton University Press.

Białek J. (2014), *Pomiar obciążenia wskaźnika cen dóbr i usług konsumpcyjnych*, „Gospodarka Narodowa", vol. 271 (3), s. 63–80.

Bilke L. (2005), *Break in the mean and persistence of inflation: a sectoral analysis of French CPI*, „Banque de France Working Papers", no. 122.

Bils M., Klenow P.J. (2004), *Some Evidence on the Importance of Sticky Prices*, „Journal of Political Economy", vol. 112 (5), s. 947–985.

Bjørnland H.C., Jacobsen D.H. (2010), *The Role of House Prices in the Monetary Policy Transmission Mechanism in Small Open Economies*, „Journal of Financial Stability", vol. 6 (4), s. 218–229.

Blanchard O., Galí J. (2010), *Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment*, „American Economic Journal: Macroeconomics", vol. 2 (2), s. 1–30.

Blanchard O., Dell'Ariccia G., Mauro P. (2010), *Rethinking Macroeconomic Policy*, „Journal of Money, Credit and Banking", vol. 42, s. 199–215.

Blanchard O., Kahn C. (1980), *The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations*, „Econometrica", vol. 48 (5), s. 1305–1311.

Blinder A.S. (1982), *Book review of core inflation by Otto Eckstein*, „Journal of Political Economy", vol. 90, s. 1306–1309, [za:] Woźniak, 2002.

Bodenstein M., Erceg C.J, Guerrieri L. (2008), *Optimal Monetary Policy with Distinct Core and Headline Inflation Rates*, „Journal of Monetary Economics", vol. 55, s. 18–33.

Bodenstein M., Guerrieri L., Killian L. (2012), *Monetary Policy Responses to Oil Price Fluctuations*, „IMF Economic Review", vol. 60 (4), s. 470–504.

Boskin M.J., Dulberger E.R., Gordon R.J., Griliches Z., Jorgenson D. (1996), *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, Washington DC.

Brooks S.P., Gelman A. (1998), *General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations*, „Journal of Computational and Graphical Statistics", vol. 7 (4), s. 434–455.

Bruine De Bruin W., Vanderklaauw W., Downs J.S, Fischhoff B., Topa G., Armantier O. (2010), *Expectations of Inflation: The Role of Demographic Variables, Expectation Formation and Financial Literacy*, „The Journal of Consumer Affairs", vol. 44 (2), s. 381–402.

Bryan M.F. (1997), *On the Origin and Evolution of the Word Inflation*, „Economic Commentary", Federal Reserve Bank of Cleveland.

Brzoza-Brzezina M., Kolasa M., Makarski K. (2013), *The Anatomy of Standard DSGE Models with Financial Frictions*, „Journal of Economic Dynamics and Control", vol. 37 (1), s. 32–51.

Brzoza-Brzezina M., Kolasa M., Szetela M. (2016), *Is Poland at Risk of the Zero Lower Bound?*, „Bank i Kredyt", vol. 47 (3), s. 195–226.

Budnik K., Greszta M., Hulej M., Kolasa M, Murawski K., Rot M., Rybaczyk B., Tarnicka M. (2009), *The New Macroeconometric Model of the Polish Economy*, NBP Working Paper, no. 62.

Burgess S., Fernandez-Corugedo E., Groth C, Harrison R., Monti F., Theodoridis K, Waldron M. (2013), *The Bank of England's Forecasting Platform: COMPASS, MAPS, EASE and the Suite of Models*, Bank of England Working Papers, no. 471.

Calvo G.A. (1983), *Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*, „Journal of Monetary Economics", vol. 12 (3), s. 383–398.

Canova F. (1994), *Statistical Inference in Calibrated Models*, „Journal of Applied Econometrics", vol. 9, s. 123–144.

Canova F., Ferroni F. (2011), *Multiple Filtering Devices for the Estimation of Cyclical DSGE Models*, „Quantitative Economics", vol. 2 (1), s. 73–98.

Carlstrom C.T., Fuersta T.S., Ghironic F. (2006), *Does it matter (for equilibrium determinacy) what price index the central bank targets?*, „Journal of Economic Theory", vol. 128, s. 214–231.

Carrillo J., Fève P., Matheron J. (2007), *Monetary Policy Inertia or Persistent Shocks: A DSGE Analysis*, „International Journal of Central Banking", vol. 3 (2), s. 1–38.

Central Bank of Chile: Monetary Policy in an Inflation Targeting Framework (2007), Banco Central de Chile.

Ceny w Gospodarce Narodowej w 2008 r. (2009), Gówny Urząd Statystyczny.

Christensen I., Dib A. (2008), *The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model*, „Review of Economic Dynamics", vol. 11 (1), s. 155–178.

Christiano L.J., Eichenbaum M., Rebelo S. (2011), *When Is the Government Spending Multiplier Large?*, „Journal of Political Economy", vol. 119 (1), s. 78–121.

Christiano L.J., Eichenbaum M., Trabandt M. (2018), *On DSGE Models*, „Journal of Economic Perspectives", vol. 32 (3), s. 113–140.

Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L. (2005), *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy*, „Journal of Political Economy", vol. 113 (1), s. 1–45.

Christiano L.J., Motto R., Rostagno M. (2010), *Financial Factors in Economic Fluctuations*, European Central Bank Working Paper Series, no. 1192.

Clarida R., Galí J., Gertler M. (1999), *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective*, „Journal of Economic Literature", vol. 37 (December), s. 1661–1707.

——— (2000), *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, „Quarterly Journal of Economics", vol. 115 (1), s. 147–180.

——— (2002), *A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis*, „Journal of Monetary Economics", vol. 49 (5), s. 879–904.

Clark T. (2001), *Comparing Measures of Core Inflation*, „Economic Review", Federal Reserve Bank of Kansas City, no. 2, s. 5–31.

Cogley T. (2002), *A Simple Adaptive Measure of Core Inflation*, „Journal of Money, Credit, and Banking", vol. 34 (1), s. 94–113.

Coibion O., Gorodnichenko Y., Wieland J. (2012), *The Optimal Inflation Rate in New Keynesian Models: Should Central Banks Raise Their Inflation Targets in Light of the Zero Lower Bound*?, „Review of Economic Studies", vol. 79 (4), s. 1371–1406.

Colander D., Howitt P., Kirman A., Leijonhufvud A., Mehrling P. (2008), *Beyond DSGE Models: Toward an Empirically Based Macroeconomics*, „American Economic Review", vol. 98 (2), s. 236–240.

Consumer Price Index Manual: Theory and Practice (2004), International Labour Organization.

Crone T.M., Khettry N.N, Mester L.J., Novak J.A. (2013), *Core Measures of Inflation as Predictors of Total Inflation*, „Journal of Money, Credit and Banking", vol. 45 (2–3), s. 505–519.

Dejong D.N., Dave C. (2011), *Calibration*, [w:] „Structural Macroeconometrics", Princeton University Press.

Dhyne E., Álvarez L.J., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffmann J., Jonker N., Lünnemann P., Rumler F., Vilmunen J. (2006), *Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data*, „Journal of Economic Perspectives", vol. 20 (2), s. 171–192.

Diewert W.E. (1998), *Index Number Issues in the Consumer Price Index*, „Journal of Economic Perspectives", vol. 12 (1), s. 47–58.

Dixit A.K., Stiglitz J.E. (1977), *Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity*, „American Economic Review", vol. 67 (3), s. 297–308.

Doryń W. (2018), *Analiza wydźwięku dyskusji na posiedzeniach Rady Polityki Pieniężnej*, „Wiadomości Statystyczne", nr 7, s. 72–85.

Dotsey M., King R., Wolman A. (1999), *State-Dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output*, „Quarterly Journal of Economics", vol. 112 (2), s. 655–690.

Eckstein O. (1981), *Core Inflation*,Prentice Hall Inc, [za:] Woźniak, 2002.

Eichenbaum M., Fisher J. (2004), *Evaluating the Calvo Model of Sticky Prices*, NBER Working Papers, no. 10617.

Eichengreen B. (2006), *Can Emerging Markets Float? Should They Inflation Target?* [w:] „Monetary Integration and Dollarization", Edward Elgar Publishing.

Erceg C.J., Henderson D.W., Levin A.T. (2000), *Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts*, „Journal of Monetary Economics", vol. 46 (2), s. 281–313.

Favero C.A., Marcellino M., Neglia F. (2005), *Principal components at work: the empirical analysis of monetary policy with large data sets*, „Journal of Applied Econometrics", vol. 20 (5), s. 603–620.

Fernández-Villaverde J. (2010), *The Econometrics of DSGE Models*, „SERIEs", vol. 1 (1–2), s. 3–49.

Fernández-Villaverde J., Rubio-Ramirez J.F. (2004), *Comparing Dynamic Equilibrium Models to Data: A Bayesian Approach*, „Journal of Econometrics", vol. 123 (1), s. 153–187.

Filardo A., Hofmann B. (2014), *Forward Guidance at the Zero Lower Bound*, „BIS Quarterly Review", no. March, s. 37–54.

Filer R.K., Hanousek J. (2003), *Inflationary Bias in Middle to Late Transition Czech Republic*, „Economic Systems", vol. 27, s. 367–376.

Fischer S. (1977), *Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule*, „Journal of Political Economy", vol. 85 (1), s. 191–205.

Foerster A., Rubio-Ramírez J.F., Waggoner D.F., Zha T. (2016), *Perturbation methods for Markov-switching dynamic stochastic general equilibrium models*, „Quantitative economics", vol. 7 (2), s. 637–669.

Ford D., Kendall E., Richardson A. (2015), *Evaluating Monetary Policy*, „Reserve Bank of New Zealand Bulletin", vol. 78 (7), s. 1–21.

Freeman D.G. (1998), *Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation?*, „Economics Letters", vol. 58 (2), s. 143–147.

Furceri D., Mourougane A. (2010), *The Effects of Fiscal Policy on Output: A DSGE Analysis*, OECD Economics Department Working Papers, no. 770.

Gałecka-Brudziak E., Pater R. (2015), *Ile Jest Wolnych Miejsc Pracy w Polsce?*, „Gospodarka Narodowa", vol. 279 (5), s. 171–186.

Galí J. (2008), *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*, Princeton University Press.

Galí J., Gertler M. (1999), *Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*, „Journal of Monetary Economics", vol. 44 (2), s. 195–222.

Galí J., Monacelli T. (2005), *Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy*, „Review of Economic Studies", vol. 72 (3), s. 707–734.

Gamber E.N., Hakes D.R. (2006), *The Taylor rule and the appointment cycle of the chairperson of the Federal Reserve*, „Journal of Economics and Business", vol. 58 (1), s. 55–66.

Georgiadis G., Jančoková M. (2017), *Financial Globalisation, Monetary Policy Spillovers and Macro-Modelling: Tales from 1001 Shocks*, ECB Working Paper Series, no. 2082.

Gertler M., Sala L., Trigari A. (2008), *An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining*, „Journal of Money, Credit and Banking", vol. 40 (8), s. 1713–1764.

Geweke J. (1998), *Using simulation methods for bayesian econometric models: inference, development,and communication*, „Econometric Reviews", vol. 18 (1), s. 1–73.

Goczek Ł., Mycielska D. (2019), *Actual Monetary Policy Independence in a Small Open Economy: The Polish Perspective*, „Empirical Economics", vol. 56 (2), s. 499–522.

Goczek Ł., Partyka K. (2016), *Reakcja polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe*, „Gospodarka Narodowa", nr 5, s. 27–50.

——— (2019), *Too Small to Be Independent? On the Influence of ECB Monetary Policy on Interest Rates of the EEA Countries*, „Economic Modelling", vol. 78, s. 180–191.

Goodfriend M., King R. (1997), *The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy*, [w:] „NBER Macroeconomics Annual", s. 231–296.

Goodhart C. (2001), *What Weight Should Be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation?*, „The Economic Journal", vol. 111 (472), s. 335–256.

Gordon R.J. (1982), *Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980*, „Journal of Political Economy", vol. 90, s. 1087–1117.

Gorodnichenko Y., Ng S. (2010), *Estimation of DSGE Models When the Data Are Persistent*, „Journal of Monetary Economics", vol. 57, s. 325–340.

Gottschalk J., Moore D. (2001), *Implementing Inflation Targeting Regimes: The Case of Poland*, „Journal of Comparative Economics", vol. 29, s. 24–39.

Grabek G., Kłos B., Koloch G. (2011), *SOE – An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Policy Analysis And Forecasting*, NBP Working Paper, no. 83.

Gust C., Herbst E., López-Salido D., Smith M.E. (2017), *The Empirical Implications of the Interest-Rate Lower Bound*, „American Economic Review", vol. 107 (7), s. 1971–2006.

Haan W.J.D., De Wind J. (2012), *Nonlinear and Stable Perturbation-Based Approximations*, „Journal of Economic Dynamics and Control", vol. 36 (10), s. 1477–1497.

Hałka A., Leszczyńska A. (2011), *Wady i zalety wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych – szacunki obciążenia dla Polski*, „Gospodarka Narodowa", nr 9, s. 51–75.

Hałka A., Leszczyńska-Paczesna A. (2019), *Price convergence in the European Union – What has changed?*, „Economic Modelling", vol. 79 (C), s. 226–241.

Hamilton J.D., Herrera A.M. (2004), *Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy*, „Journal of Money, Credit, and Banking", vol. 36 (2), s. 265–286.

Hammond G. (2012), *State of the Art Inflation Targeting*, Bank of England Centre for Central Banking Studies.

Herbst E., Schorfheide F. (2015), *Bayesian Estimation of DSGE Models*. Princeton University Press.

Hertel K., Leszczyńska A. (2013), *Uporczywość inflacji i jej komponentów – badanie empiryczne dla Polski*, „Przegląd Statystyczny", nr 2, s. 187–209.

Hooker M.A. (2002), *Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime*, „Journal of Money, Credit and Banking", vol. 34 (2), s. 540–561.

Ireland P.N. (2004), *Money's Role in the Monetary Business Cycle*, „Journal of Money, Credit, and Banking", vol. 36 (6), s. 969–983.

Jankiewicz Z., Kołodziejczyk D. (2008), *Mechanizmy kształtowania cen w przedsiębiorstwach polskich na tle zachowań firm ze strefy euro*, „Bank i Kredyt", vol. 39 (2), s. 19–42.

Jeffreys H. (1961), *Theory of Probability*, Oxford University Press. [za:] Kass i Raftery, 1995.

Jonung L., Laidler D. (1988), *Are Perceptions of Inflation Rational? Some Evidence for Sweden*, „American Economic Review", vol. 78 (5), s. 1080–1087.

Justiniano A., Primiceri G., Tambalotti A. (2011), *Investment Shocks and the Relative Price of Investment*, „Review of Economic Dynamics", vol. 14 (1), s. 101–121.

Kass R., Raftery A. (1995), *Bayes Factors*, „Journal of the American Statistical Association", vol. 90 (430), s. 773–795.

Kelm R. (2013), *Kurs złoty/euro: teoria i empiria*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

Khan M., Senhadji S. (2001), *Treshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth: An Overview*, International Monetary Fund Working Paper, no. 48.

Klein P. (2000), *Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model*, „Journal of Economic Dynamics and Control", vol. 24, s. 1405–1423.

Kokoszczyński R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna*, PWE, Warszawa.

Kuchta Z. (2014), *Nominal Wage Rigidities in Small-Scale DSGE Models: An Empirical Analysis for the Polish Economy*, „Gospodarka Narodowa", vol. 6 (274), s. 31–56.

Kydland F., Prescott E. (1977), *Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans*, „Journal of Political Economy", vol. 85 (3), s. 473–492.

——— (1982), *Time to Build and Aggregate Fluctuations*, „Econometrica", vol. 50 (6), s. 1345–1370.

Laidler D. (1990), *The Zero-Inflation Target: an Overview of the Economic Issues*, [w:] R.G. Lipsey, „Zero Inflation: The Goal of Price Stability", Policy Study No. 8, Howe Institute, [za:] Woźniak, 2002.

Laidler D., Parkin M. (1975), *Inflation: A Survey*, „The Economic Journal", vol. 85 (340), s. 741–809.

Leduc S., Sill K. (2004), *A Quantitative Analysis of Oil-Price Shocks, Systematic Monetary Policy, and Economic Downturns*, „Journal of Monetary Economics", vol. 51, s. 781–808.

Lenk P. (2009), *Simulation Pseudo-Bias Correction to the Harmonic Mean Estimator of Integrated Likelihoods*, „Journal of Computational and Graphical Statistics", vol. 18 (4), s. 941–960.

Leszczyńska A. (2011), *Ceny usług związanych z użytkowaniem mieszkań przez właścicieli we wskaźniku cen towarów i usług konsumpcyjnych*, „Wiadomości Statystyczne", nr 3, s. 1–10.

Liu Z., Waggoner D.F., Zha T. (2011), *Sources of macroeconomic fluctuations: A regime-switching DSGE approach*, „Quantitative Economics", vol. 2 (2), s. 251–301.

Lombra R.E., Mehra Y. (1983), *Aggregate Demand. Food Prices and the Underlying Rate of Inflation*, „Journal of Macroeconomics", vol. 5 (4), s. 383–398, [za:] Woźniak, 2002.

Lubik T.A., Schorfheide F. (2007), *Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation*, „Journal of Monetary Economics", vol. 54 (4), s. 1069–1087.

Lünnemann P., Mathä T. (2004), *How Persistent Is Disaggregate Inflation? An Analysis Across EU15 Countries and HICP Sub-Indices*, ECB Working Paper Series, no. 415.

Łyziak T. (2009), *Is Inflation Perceived by Polish Consumers Driven by Prices of Frequently Bought Goods and Services?*, „Comparative Economic Studies", vol. 51(1), s. 100–117.

Macias P., Makarski K. (2013), *Stylizowane fakty o cenach konsumenta w Polsce*, Materiały i Studia NBP, nr 295.

Mankiw G., Reis R. (2003), *What Measure of Inflation Should a Central Bank Target?*, „Journal of the European Economic Association", vol. 1 (5), s. 1058–1086.

Mehra Y. (1997), *A Federal Funds Rate Equation*, „Economic Inquiry", vol. 35 (3), s. 621–630.

Metodyka obliczania miar inflacji bazowej publikowanych przez Narodowy Bank Polski (2019), Narodowy Bank Polski.

Mishkin F.S. (2007), *Inflation Dynamics*, „International Finance", vol. 10 (3), s. 317–334.

Nakov A. (2008), *Optimal and Simple Monetary Policy Rules with Zero Floor on the Nominal Interest Rate*, „International Journal of Central Banking", no. June, s. 73–127.

Negro Del M., Schorfheide F. (2008), *Forming Priors for DSGE Models (and How It Affects the Assessment of Nominal Rigidities*, „Journal of Monetary Economics", vol. 55 (7), s. 1191–1208.

Newton M.A., Raftery A.E. (1994), *Approximate Bayesian Inference with the Weighted Likelihood Bootstrap*, „Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)", vol. 56 (1), s. 3–48.

Obstfeld M., Rogoff K. (2000), *New Directions for Stochastic Open Economy Models*, „Journal of International Economics", vol. 50, s. 117–153.

Opis dyskusji na posiedzeniu decyzyjnym Rady Polityki Pieniężnej w dniu 20 stycznia 2008 r. (2008), Narodowy Bank Polski.

Opis dyskusji na posiedzeniu decyzyjnym Rady Polityki Pieniężnej w dniu 9 stycznia 2019 r. (2019), Narodowy Bank Polski.

Osiewalski J., Pajor A. (2013), *A Note on Lenk's Correction of the Harmonic Mean Estimator*, „Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics", vol. 5, s. 271–275.

Pajor A. (2017), *Estimating the Marginal Likelihood Using the Arithmetic Mean Identity*, „Bayesian Analysis", vol. 12 (1), s. 261–287.

Peterman W.B. (2016), *Reconciling Micro and Macro Estimates of the Frisch Labor Supply Elasticity*, „Economic Inquiry", vol. 54 (1), s. 100–120.

Postek Ł. (2011), *Nieliniowy model mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce w latach 1999-2009. Podejście empiryczne*, Materiały i Studia NBP, no 256.

Quah D., Vahey S.P. (1995), *Measuring Core Inflation*, „The Economic Journal", vol. 105 (432), s. 1130–1144, [za:] Woźniak, 2002.

Rabanal P., Rubio-Ramírez J.F. (2008), *Comparing New Keynesian Models in the Euro Area: A Bayesian Approach*, „Spanish Economic Review", vol. 10 (1), s. 23–40.

Raport o inflacji, listopad 2013 r. (2013), Narodowy Bank Polski.

Raport o inflacji, listopad 2018 r. (2018), Narodowy Bank Polski.

Rewizja miar inflacji bazowej (2009), Narodowy Bank Polski.

Rich R.W., Steindel C. (2007), *A Comparison of Measures of Core Inflation*, „Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review", December, s. 19–38.

Robalo Marques C., Duarte Neves P., Morais Sarmento L. (2003), *Evaluating Core Inflation Indicators*, „Economic Modelling", vol. 20 (4), s. 765–775.

Roger S. (1998), *Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement*, Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series, no G98/9.

Rotemberg J.J. (1982), *Sticky Prices in the United States*, „Journal of Political Economy", vol. 90 (6), s. 1187–1211.

Rotemberg J.J., Woodford M. (1997), *An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy*, „NBER Macroeconomics Annual", no 12, s. 297–346.

Rubaszek M., Serwa D. (2014), *Analiza kursu walutowego*, [red.] Wanda Marcinkowska-Lewandowska, C.H. Beck.

Rybinski K. (2019), *A Machine Learning Framework for Automated Analysis of Central Bank Communication and Media Discourse. The Case of Narodowy Bank Polski*, „Bank i Kredyt", vol. 50 (1), s. 1–20.

Serwa D., Szymańska M. (2004), *Reakcje rynków finansowych na szoki w polityce pieniężnej*, „Bank i Kredyt", vol. 35 (6), s. 16–31.

Sims C.A. (1996), *Macroeconomics and Methodology*, „Journal of Economic Perspectives", vol. 10 (1), s. 105–120.

——— (2002), *Solving Linear Rational Expectations Models*, „Computational Economics", vol. 20 (1–2), s. 1–20.

Slobodyan S., Wouters R. (2012), *Learning in an Estimated Medium-Scale DSGE Model*, „Journal of Economic Dynamics and Control", vol. 36 (1), s. 26–46.

Smets F., Wouters R. (2003), *An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area*, „Journal of the European Economic Association", vol. 1 (5), s. 1123–1175.

Snowdon B., Vane H.R. (2005), *Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State*, Edward Elgar Pub.

Sobczak K. (2015), *Metoda Blancharda-Kahna rozwiązywania modeli DSGE na przykładzie podstawowego modelu nowej szkoły keynesowskiej*, „Studia Oeconomica Posnaniesia", vol. 3 (2), s. 70–91.

Stiglitz J.E. (2018), *Where Modern Macroeconomics Went Wrong*, „Oxford Review of Economic Policy", vol. 34 (1–2), s. 70–106.

Strategia polityki pieniężnej po 2003 roku (2003), Narodowy Bank Polski.

Szafrański G. (2013), *Syntetyczne wskaźniki wyprzedzające w prognozowaniu inflacji w Polsce*, „Przegląd Statystyczny", nr 3, s. 395–416.

Sznajderska A. (2014), *Asymmetric effects in the Polish monetary policy rule*, „Economic Modelling", vol. 36, s. 547–556.

Średniookresowa strategia polityki pieniężnej (1998), Narodowy Bank Polski.

Taylor J.B. (1980), *Aggregate Dynamics and Staggered Contracts*, „Journal of Political Economy", vol. 88 (1), s. 1–23.

——— (1993), *Discretion versus Policy Rules in Practice*, „Carnegie-Rochester Confer. Series on Public Policy", vol. 39, s. 195–214.

——— (2016), *The Staying Power of Staggered Wage and Price Setting Models in Macroeconomics*, „Handbook of Macroeconomics", no 2.

The Setting of the Inflation Target for 2002 – 2005 (2001), Czech National Bank.

Unayama T. (2004), *Upward Bias in the Consumer Price Index under the Zero-Inflation Economy*, „Economics Letters", vol. 85 (1), s. 139–144.

Ustawa z dnia 29 sierpnia 1997 r. o Narodowym Banku Polskim, Dz. U. z 2017 r. poz. 1373.

Walsh C.E. (2010), *Monetary Theory and Policy*, MIT Press Cambridge.

Wdowiński P. (2010), *Modele kursów walutowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.

Whalen C., Reichling F. (2017), *Estimates of the Frisch Elasticity of Labor Supply: A Review*, „Eastern Economic Journal", vol. 43 (1), s. 37–42.

Wickens M. (2008), *Macroeconomic Theory*, Princeton University Press.

Wojtyna A. (2000), *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*, PWN.

Wojtyna A. (2004), *Szkice o Polityce Pieniężnej*, PWE.

Woodford M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Interest and Prices*, Princeton University Press.

Woźniak P. (2002), *Inflacja bazowa*, Wydawnictwo CASE.

Wynne M.A. (1999), *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues*, ECB Working Paper Series, no. 5.

Yun T. (1996), *Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles*, „Journal of Monetary Economics", vol. 37 (2), s. 345–370.

Założenia polityki pieniężnej na rok 1999 (1998), Narodowy Bank Polski.

Założenia polityki pieniężnej na rok 2001 (2000), Narodowy Bank Polski.

Spis stron internetowych:

www.bankofcanada.ca/core-functions/monetary-policy/inflation/ data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

www.norges-bank.no/en/topics/Statistics/Inflation/ data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

www.rbnz.govt.nz/monetary-policy/policy-targets-agreements/pta1990-mar data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

www.riksbank.se/en-gb/monetary-policy/the-inflation-target/ data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

www.cnb.cz/en/monetary-policy/inflation-targeting/ data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.

www.bot.or.th/English/MonetaryPolicy/MonetPolicyKnowledge/pages/target.aspx data dostępu: 24 kwietnia 2019 r.