



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



Robert Kelm  

Katedra Modeli i Prognoz
Ekonometrycznych, Uniwersytet Łódzki,
Polska
(autor do korespondencji)

Izabela Sobiech Pellegrini  

Katedra Ekonomii I, Szkoła Główna
Handlowa w Warszawie, Polska

Import inflacji i sprzężenie płacowo-cenowe w Polsce*

Imported Inflation and the Wage-Price Nexus in Poland

Streszczenie

Różnorodność szoków oddziałujących na inflację cen w Polsce sprawia, że rozstrzygnięcie o roli każdego z nich nie jest możliwe bez wykorzystania właściwych metod analizy ilościowej. W artykule przedstawiono ekonometryczny makromodel cen i płac, w którym wyeksponowano bezpośrednie oddziaływanie na inflację szoków podażyowych transmitowanych z rynków surowców energetycznych oraz oddziaływanie tych szoków na sprzężenie płacowo-cenowe. Ze względu na tajność danych o cenach i wolumenów importu gazu ziemnego z Rosji do Polski zaproponowano metodę oszacowania deflatora importu gazu ziemnego na podstawie danych o pozostałych głównych surowcach energetycznych (ropa naftowa i węgiel). Model umożliwia ocenę, w jakim stopniu ceny krajowe (CPI) zależą od tendencji na rynkach światowych (w tym od cen surowców energetycznych), a w jakim stopniu od cen krajowych; możliwe jest oszacowanie wpływu polityki fiskalnej na kształtowanie się cen. Równania modelu są konstruowane przy wykorzystaniu metod kointegracyjnych dla zdezagregowanych indeksów cen konsumenta i cen importu. Własności systemu 19 równań są badane przy wykorzystaniu analizy mnożnikowej. Zaprezentowano wyniki symulacji, w której założono niepodejmowanie działań antykryzysowych w okresie pandemii COVID-19. Uzyskane wyniki wskazują na istotną rolę polityki fiskalnej w kształtowaniu cen.

Słowa kluczowe:

sprzężenie płacowo-cenowe,
makromodel ekonometryczny, analiza
kointegracyjna, polityka fiskalna,
symulacja

Kody klasyfikacji JEL:

C32, C51, H50, E31

Historia artykułu:

nadestany: 13 kwietnia 2023 r.
poprawiony: 22 czerwca 2023 r.
zaakceptowany: 10 lipca 2023 r.

Keywords:

wage-price nexus, econometric
macro-model, cointegration analysis,
fiscal policy, simulation

JEL classification codes:

C32, C51, H50, E31

Article history:

submitted: April 13, 2023
revised: June 22, 2023
accepted: July 10, 2023

Abstract

Quantitative analysis is an appropriate tool to disentangle the impact of various recent shocks on price inflation in Poland. This article presents an econometric macro-model of prices and wages in which the direct impact of supply shocks transmitted from energy commodity markets on inflation is highlighted, and the impact of these shocks on the wage-price nexus. Due to the secrecy of data on the prices and volumes of natural gas imports from Russia to Poland, we propose a method for estimating the natural gas import deflator based on data on other

* Tekst zawiera wyniki badań prowadzonych przy konstruowaniu modelu makroekonometrycznego *New Econometric Model of Public Finance* (NEMPF) w Ministerstwie Finansów. Wyrażone poglądy są poglądami autorów i niekoniecznie odzwierciedlają poglądy instytucji, z którymi są związani. Autorzy dziękują Rafałowi Chmurze, Szymonowi Fabiańskiemu, uczestnikom seminarium Modelowania Gospodarki Narodowej kierowanego przez prof. dr hab. Aleksandra Welfe oraz recenzentom za cenne uwagi i komentarze.

main energy resources (crude oil and coal). The model allows us to assess to what extent domestic prices (CPI) depend on trends in world markets, including energy commodity prices. It is also possible to estimate the impact of fiscal policy on price developments. The equations of the model are constructed using cointegration methods for disaggregated consumer and import price indices. The properties of the system of 19 equations are investigated using multiplier analysis. We present the results of a simulation in which no anti-crisis measures were assumed during the COVID-19 pandemic. The obtained results indicate the important role of fiscal policy in shaping prices.

Wprowadzenie

Wskazanie przyczyn gwałtownego przyspieszenia procesów inflacyjnych w Polsce w 2021 r. jest zadaniem trudnym ze względu na wielość potencjalnych źródeł wzrostu cen. Zgodnie z argumentem często podnoszonym w dyskusjach analityków praprzyczyn akceleracji cen należy upatrywać we wzroście podaży pieniądza wywołanym wprowadzeniem tarczy antykryzysowej w początkowym okresie pandemii COVID-19. Przy takiej interpretacji wzrosty cen są skutkiem realizacji odroczonego popytu konsumpcyjnego. Uwagę zwraca w tym przypadku fakt, że opóźnienie, z jakim nadwyżkowy popyt (głównie konsumpcyjny) przekładałby się na ceny, musiałoby wynosić ok. 2 lat, co wydaje się okresem zaskakująco długim. Zgodnie z podobną interpretacją, w której jednak akcent kładzie się na znaczenie nieco innych czynników, przyczyną wzrostu cen była nazbyt liberalna polityka stóp procentowych banku centralnego, co doprowadziło – ponieważ były one mierzone przy wykorzystaniu bieżącej, a nie oczekiwanej inflacji cen – do ustalenia się ujemnych stóp procentowych już w połowie 2020 r., a w okresach następnym – do utrwalenia się ich dalszego trendu spadkowego. I w tym przypadku główną rolę we wzroście inflacji cen (i płac) przypisuje się nadmiernemu popytowi konsumpcyjnemu, przy czym rzadziej jest podkreślany fakt, że zdecydowanie bardziej restrykcyjna polityka monetarna stałaby w opozycji do impulsu fiskalnego wprowadzonego w ramach tzw. tarczy antykryzysowej i przełożyłaby się (przynajmniej w krótkim okresie) na wzrost stopy bezrobocia.

Drugim, niebudzącym wskazanych wyżej wątpliwości czynnikiem proinflacyjnym były gwałtowne wzrosty cen surowców energetycznych już na początku 2021 r. Uwagę zwraca fakt, że wzrosty te rozkładały się różnie dla poszczególnych surowców (węgla, gazu ziemnego i ropy naftowej), co sprawiło, że stosowanie narzędzi analitycznych, które dotychczas traktowano jako standardowe i które wykorzystywały niemal wyłącznie ceny ropy naftowej jako aproksymantę trendów cenowych na rynkach surowcowych, przestało być skuteczne. Problem okazał się o tyle istotny, że od 3 kwartału 2020 r. do 3 kwartału 2022 r. wyrażone w euro ceny węgla i gazu ziemnego wzrosły odpowiednio o ok. 400% i 900%, podczas gdy wzrosty cen ropy naftowej okazały się względnie umiarkowane i nie przekroczyły 300%.

Jeśli uwzględnić dodatkowe czynniki przyspieszające inflację, jakimi były gwałtowne wzrosty cen praw do emisji CO₂ oraz wzmacniający wzrosty cen surowców wybuch wojny na Ukrainie, to wyłania się obraz wielopłaszczyznowego i rozłożonego w czasie szoku inflacyjnego, który uruchomił mechanizmy opisywane przez model sprzężenia płacowo-cenowego, obecnie określane mianem efektów drugiej rundy.

Pierwszym celem artykułu jest próba dokonania syntezy informacji dotyczących nakreślonych wyżej mechanizmów i zaproponowanie empirycznego modelu inflacji w Polsce od – w przybliżeniu – połowy pierwszej dekady bieżącego stulecia do pierwszego kwartału 2022 r. Przegląd literatury wskazuje, że problem importu inflacji za pośrednictwem cen surowców energetycznych znalazł się w ostatnim czasie w centrum uwagi zarówno w odniesieniu do Polski (patrz [Grodziński i in. \[2022\]](#), [Mróz i in. \[2022\]](#), [Przekota \[2022\]](#), [Przekota, Szczepańska-Przekota \[2022\]](#); wcześniejsze badania: [Przybyliński \[2008; 2010\]](#)), jak i w szerszym kontekście międzynarodowym [[Baba, Lee, 2022](#); [Killian, Zhou, 2022a; 2022b](#)] i zmniejszył zainteresowanie popularnym do niedawna efektem przenoszenia kursu walutowego na ceny krajowe (ang. *pass-through effect*; np. [Woźniak \[2014\]](#) i cytowana tam literatura). Ekonometryczna analiza sprzężenia inflacyjnego ma zdecydowanie dłuższą

tradycję, a kierunki i metody jej prowadzenia są dobrze rozpoznane (np. **Welfe, Majsterek [2002]**, **Majsterek, Kelm [2007]**, **Majsterek, Welfe [2010; 2012]**).

Innym, w naszej opinii ważniejszym celem artykułu jest empiryczna dekompozycja mechanizmu importu inflacji wynikającej ze wzrostu cen różnych surowców energetycznych. Zgodnie z naszą najlepszą wiedzą badania w tym zakresie dla Polski nie były jeszcze prowadzone na poziomie makroekonomicznym, a są one o tyle istotne, że szoki podażowe płynące ze światowych rynków węgla, gazu ziemnego i ropy naftowej z różną siłą wzbudzają sprzężenie płacowo-cenowe. Niewątpliwą barierę dla badań ilościowych stanowi tutaj tajemnica danych o cenach importu gazu ziemnego z Rosji. Proponujemy sposób ominięcia tej przeszkody. Jeszcze innym celem prezentowanych badań jest ocena stabilności mechanizmów kształtujących ceny różnych grup towarów i usług, a w szczególności deflator konsumpcji indywidualnej w podziale na składnik bazowy oraz składniki odzwierciedlające wahania cen energii i żywności.

Struktura artykułu odzwierciedla kolejne etapy konstruowania modelu inflacji dla Polski. Najpierw omówiono modele teoretyczne stanowiące podstawę empirycznych badań cen i przedstawiono specyfikację równań sprzężenia inflacyjnego obejmującego płace nominalne, ceny producenta i ceny konsumenta. Następnie zaprezentowano rozważania, które dotyczą dekompozycji indeksu cen importu i mają na celu wyekstrahowanie jego składowych „energetycznych”, oraz propozycję specyfikacji równań opisujących składniki ogólnego deflatora importu. W tej części zawarto również opis przyjętych metod oszacowania indeksów cen importu węgla, gazu ziemnego i ropy naftowej. Kolejno przedstawiono metody estymacji parametrów modelu oraz uzyskane wyniki. Analizę własności modelu oraz wyniki eksperymentu symulacyjnego mającego na celu kwantyfikację inflacyjnych skutków niewprowadzenia tarczy antykryzysowej w okresie pandemii COVID-19 ukazano w ostatniej części. W zakończeniu sformułowano najważniejsze wnioski.

Teoretyczne podstawy modelowania cen. Specyfikacja modelu pętli inflacyjnej

Teoretyczne podstawy makroekonomicznego modelowania cen są powszechnie znane, co nie zmienia faktu, iż wybór struktury modelu empirycznego nie jest oczywisty. Przyjęcie założenia o wyłącznie popytowych przyczynach inflacji cen, które może być punktem wyjścia do wyjaśnienia wysokiej dynamiki cen w Polsce w okresie pandemii COVID-19, prowadzi do równania cen wiążącego ich poziom (P) z relacją nominalnych agregatów pieniężnych (M^P) i wolumenu produkcji (X) oraz ze zmiennymi aproksymującymi zmiany szybkości obiegu pieniądza (V). Podstawowy problem z empiryczną implementacją równania wymiany $M^P V = aPX$, gdzie a jest wielkością skalującą, wynika z faktu, że jest ono tautologią, a o uwikłanym w nim kierunku przyczynowości można wnioskować wyłącznie na podstawie badań empirycznych. Te ostatnie wskazują, że zmienną dostosowującą się do warunku równowagi zgodnego z równaniem Fishera częściej są agregaty pieniężne, a to oznacza, że równanie wymiany należy postrzegać w pierwszym przybliżeniu jako relację opisującą popyt na pieniądź (np. **Kelm [2005]**, **Kelm, Majsterek [2006]**).

Alternatywne podejście do analizy i modelowania cen pojawia się po przyjęciu założenia o występowaniu na rynku towarowym konkurencji doskonałej lub zbliżonej do doskonałej, gdy krajowe firmy są biorcami cen (ang. *price-takers*). Przy dodatkowym i mało krępującym w przypadku Polski założeniu o niewielkich rozmiarach gospodarki i jej otwartości na handel zagraniczny właściwym środowiskiem analizy cen jest wówczas model, w którym dokonuje się rozróżnienia między sektorem produkującym dobra wymienne (ang. *tradables*, *exposed sector*) a sektorem wytwarzającym dobra niewymienne (ang. *non-tradables*, *sheltered sector*). Założenie konkurencji doskonałej implikuje, że ceny w sektorze otwartym (P^T) są określane przez ceny zagranicznego sektora *tradables* i nominalny kurs walutowy (*via* mechanizmy arbitrażowe implikowane przez parytet siły nabywczej walut), ceny sektora zamkniętego (P^{NT}), obejmujące w głównej mierze ceny usług, są zaś funkcją jednostkowych kosztów pracy i narzutów na ceny. Trajektoria cen równowagi jest definiowana wówczas jako średnia ważona cen w sektorach, $P = \epsilon P^T + (1 - \epsilon) P^{NT}$, $0 < \epsilon < 1$.

Ograniczenia powyższego środowiska analitycznego w zastosowaniach empirycznych są powszechnie znane, a niespełnienie założeń konkurencji doskonałej i niemożność oddzielenia sektora *tradables* od sektora *non-tradables* powoduje, że w makromodelowaniu stosowane są rozwiązania nawiązujące do koncepcji krzywej Phillipsa. Mikropodstaw cenowej krzywej Phillipsa z oczekiwaniami inflacyjnymi i sztywnościami cenowymi można poszukiwać m.in. w pracach Rotemberga [1982] i Calvo [1983]. Z kolei Taylor [1979] prezentuje model cenowej krzywej Phillipsa, w której o inercji procesów inflacyjnych decyduje lepkość płac nominalnych. We wszystkich wskazanych przypadkach analizy prowadzą do modelu, w którym bieżąca inflacja cen jest wprost proporcjonalna do inflacji oczekiwanej z dokładnością do napięć rynkowych aproksymowanych przez lukę popytową lub lukę bezrobocia¹:

$$\Delta p_t = E_t \Delta p_{t+1} + \psi_1 G_t, \quad (1)$$

gdzie G jest względnym odchyleniem produkcji zrealizowanej (popytu) od produkcji potencjalnej $(Y - \bar{Y}) / \bar{Y}$ ($\psi_1 > 0$) lub stopy bezrobocia od stopy NAIRU $U - \bar{U}$ ($\psi_1 < 0$) lub udziału płac w wynagrodzeniu czynników produkcji (ang. *wage share*; Bårdsen i in. [2005], rozdz. 4–5, 7)².

Truizmem jest stwierdzenie, że najpoważniejszy problem w zastosowaniach równania (1) w badaniach empirycznych wynika z obecności oczekiwań inflacyjnych jako zmiennej objaśniającej bieżącą inflację. Problemy narastają, gdy analizą obejmowane są okresy gwałtownych ruchów cenowych indukowanych przez szoki podażowe. Wówczas stabilizujący wpływ banków centralnych na oczekiwania inflacyjne ulega erozji, a wykorzystanie wyników bezpośrednich badań oczekiwań inflacyjnych i próby konstruowania modeli na ich podstawie są problematyczne. Te ostatnie zastrzeżenia sprawiły, że w prezentowanym badaniu przyjęto rozwiązanie polegające na modelowym replikowaniu mechanizmów kształtujących oczekiwania inflacyjne (ang. *model based expectations*). W tym celu specyfikację (1) rozszerzono o składnik mierzący odchylenia cen od ich poziomu równowagi (\bar{p}):

$$\Delta p_t = E_t \Delta p_{t+1} + \psi_{11} G_t + \psi_{12} (p_{t-1} - \bar{p}_{t-1}). \quad (2)$$

Jeśli poziom cen w równowadze jest funkcją K zmiennych $\mathbf{x}_{(k)}$, $\bar{p}_t = f_1(\boldsymbol{\beta}(L)\mathbf{x}_{(k)t}, \mathbf{v}_t)$, gdzie $\boldsymbol{\beta}(L)$ jest wielomianowym operatorem opóźnień, $\boldsymbol{\beta}$ – wektorem parametrów, $\mathbf{v}_t \sim i.i.d(\mathbf{0}, \boldsymbol{\sigma}_1^2)$, a oczekiwania inflacyjne są formułowane na podstawie przeszłych stóp wzrostu cen oraz bieżących i opóźnionych stóp wzrostu zmiennych determinujących ceny w równowadze, tj. $E_t \Delta p_{t+1} = f_2(a(L)\Delta p_t, \boldsymbol{\gamma}(L)\Delta \mathbf{x}_{(k)t}, \boldsymbol{\omega}_t)$, gdzie: $a(L)$, $\boldsymbol{\gamma}(L)$ – wielomianowe operatory opóźnień, a , $\boldsymbol{\gamma}$ – parametry, $\boldsymbol{\omega}_t$ – błąd oczekiwań, $\boldsymbol{\omega}_t \sim i.i.d(\mathbf{0}, \boldsymbol{\sigma}_2^2)$, to empiryczną aproksymację krzywej Phillipsa można zapisać w postaci prostego modelu korekty błędem (ang. *error correction model* – ECM):

$$\Delta p_t = \sum_k^K \left(\sum_{s=0}^{S-1} \beta_{k,s} \Delta x_{k,t-s} \right) + \sum_{s=1}^{S-1} \alpha_s \Delta p_{t-s} + \psi_{11} G_t + \psi_{12} (p_{t-1} - \bar{p}_{t-1}), \quad (3)$$

w którym dwa pierwsze składniki po prawej stronie znaku równości aproksymują proces formułowania oczekiwań inflacyjnych.

W makromodelowaniu powszechnie przyjętym punktem wyjścia analizy cen jest wywodząca się z modeli przepływów międzygałęziowych kosztowa formuła inflacji. Ceny producenta w j -tej sekcji są definiowane przez równanie (np. Welfe [1998], Przybyliński [2008]):

$$P_{jt}^Q = \sum_{i=1}^I \alpha_{Qj}^i P_{ijt}^Q + \sum_{i=1}^I \alpha_{MQj}^i P_{ijt}^{MQ} + A_{jt}^K + ULC_{jt} + O_{jt}^K + \mu_{jt}, \quad (4)$$

¹ Małymi literami oznaczono w artykule logarytmy naturalne zmiennych; tutaj: $p = \ln P$.

² Pełne omówienie wątków teoretycznych związanych z konstruowaniem empirycznych krzywych Phillipsa daleko wykracza poza ramy jakiegokolwiek artykułu naukowego. Czytelnikom zainteresowanym tą tematyką należy polecić doskonałą, aktualną i przywoływaną w tekście monografię Bårdsena i in. [2005].

gdzie: P_{ij}^Q, P_{ij}^{MQ} – deflator produkcji w krajowej i zagranicznej sekcji i wykorzystywanej w ramach zużycia pośredniego w sekcji j , $\alpha_{Qij}, \alpha_{MQij}$ – współczynniki zużycia materiałowego, A_j^K – nominalne koszty amortyzacji w przeliczeniu na jednostkę produkcji w sekcji j , ULC_j – jednostkowe koszty pracy w sekcji j , O_j^K – pozostałe koszty jednostkowe w sekcji j (ubezpieczenia, raty odsetkowe i kapitałowe od kredytów, koszty usług niematerialnych i in.), μ_j – jednostkowe narzuty cenowe na produkcję sekcji j .

Przyjęcie mało krępującego założenia o stałym udziale kosztów pozostałych O_j^K w kosztach ogółem i agregacja równania (4) po sekcjach j prowadzi do równania cen producenta w równowadze, którego zbliżone warianty są obecne w zdecydowanej większości tradycyjnych makromodeli gospodarek różnych krajów lub gospodarek różnych ugrupowań krajów (np. **Fagan i in. [2001]**, **Welfe i in. [2006]**, **Budnik i in. [2009]**, **Dudek i in. [2012]**):

$$p_t^Q = \delta_0 + \delta_1(w_t^p - l_t^p) + (1 - \delta_1)p_t^{MQ} + \psi_{11}G_t + \mu_t, \quad (5)$$

gdzie: w_t^p – płace nominalne, l_t^p – wydajność pracy, p_t^{MQ} – ceny importu zaopatrzeniowego, $\mu_t = f((Y_t - \bar{Y}_t) / \bar{Y}_t, \dots)$, $0 < \delta_1 < 0$.

Oceny parametru δ_1 , mierzącego relatywne znaczenie kosztów płacowych w kształtowaniu cen, tylko w przypadkach małych gospodarek o dużym udziale sektora *tradables* są mniejsze niż 0,65. Występuje tym samym konieczność rozszerzenia analizy na mechanizmy kształtujące płace nominalne. Teoretycznych podstaw modeli sprzężenia inflacyjnego między cenami i płacami należy poszukiwać w pracach **Layarda i Nickella [1984]** oraz **Layarda i in. [1991]**, w których rozwinięto teorię roli związków zawodowych w negocjacjach płacowych, a także w pracach m.in. **Bruna [1979]** i **Blancharda i Kiyotakiego [1987]**, w których nakreślono mechanizmy kształtowania cen w warunkach konkurencji monopolistycznej. Rozwiązania stosowane w modelowaniu płac nawiązują do mechanizmów indeksacji w ramach negocjacji między związkami zawodowymi i pracodawcami oraz zależności płac realnych od wydajności pracy. Równanie płac nominalnych w^p ustalanych w negocjacjach płacowych przyjmuje postać:

$$w_t^p = \lambda_0 + \lambda_{11}p_t^C + \lambda_{12}p_t^Q + \lambda_2l_t^p + \psi_2G_t, \quad (6)$$

zgodnie z którą płace nominalne zmieniają się wprost proporcjonalnie do kombinacji zmian cen producenta p^Q i konsumenta p^C , $\lambda_{11} + \lambda_{12} = 1$, $\lambda_2 > 0$. **Bårdsen i in. [2005: 79–82]** wskazują, że rozszerzenie sprzężenia płacowo-cenowego złożonego z (i) równania (5), w którym na miejscu cen importu zaopatrzeniowego p^{MQ} występuje ogólny deflator importu p^M , (ii) równania (6) oraz będącego aproksymacją tożsamości (iii) równania cen konsumenta:

$$p_t^C = \theta_0 + \theta_1(p_t^Q + tx_t) + (1 - \theta_1)(p_t^M + tx_t + cd_t) \quad (7)$$

proceedzi do modelu z nieidentyfikowalnymi parametrami; tx – stawka podatków pośrednich, cd – stawka celna. Rozwiązanie problemu identyfikowalności wymaga nałożenia restrykcji $\lambda_{11} = 0$ i $\psi_2 = 0$ lub $\lambda_{12} = 0$ i $\psi_{11} = 0$. W dalszej części artykułu przyjmujemy to drugie rozwiązanie, co oznacza, że punktem wyjścia analiz empirycznych dla Polski jest system trzech równań:

$$p_t^Q = \delta_0 + \delta_1(w_t^p - l_t^p) + (1 - \delta_1)p_t^M, \quad (8a)$$

$$w_t^p - p_t^C = \lambda_0 + \lambda_2l_t^p + \psi_2(U_t - \bar{U}_t), \quad (8b)$$

$$p_t^C = \theta_0 + \theta_1(p_t^Q + tx_t) + (1 - \theta_1)(p_t^M + tx_t + cd_t), \quad (9)$$

gdzie: $0 < \delta_1, \theta_1 < 1$, $\psi_2 < 0$; weryfikacji jest ponadto poddawana hipoteza tzw. długookresowej homogeniczności płac realnych i wydajności pracy, $\lambda_2 = 1$.

Rozszerzenia: struktura cen konsumenta i cen importu. Baza danych

Wykorzystanie modelu sprzężenia płacowo-cenowego o strukturze zdefiniowanej przez równania (8)–(9) do opisu mechanizmów kształtujących ceny jest niewystarczające ze względu na niejednorodność cen konsumenta, a w świetle (i) sekwencji szoków zapoczątkowanych wybuchem pandemii COVID-19, (ii) szoków podaźowych manifestujących się gwałtownymi i różnymi co do skali wzrostami cen nośników energii oraz (iii) szoków towarzyszących wojnie na Ukrainie – również ze względu na niejednorodność cen importu, w szczególności cen surowców energetycznych. Przyjęcie takiej perspektywy w analizie sprzężenia inflacyjnego wymusza rozbudowę modelu (8)–(9), której pierwszy krok jest oczywisty i polega na dezagregacji indeksu cen konsumenta na indeks cen bazowych p^{CB} , cen energii p^{CE} i cen żywności p^{CF} :

$$p_t^C = \tilde{\omega}_{Bt} p_t^{CB} + \tilde{\omega}_{Et} p_t^{CE} + \tilde{\omega}_{Ft} p_t^{CF}, \quad (10)$$

gdzie $\tilde{\omega}_{Bt}$, $\tilde{\omega}_{Et}$, $\tilde{\omega}_{Ft}$ oznaczają zmienne w czasie wagi składowych koszyka konsumenta, $\tilde{\omega}_{Bt} + \tilde{\omega}_{Et} + \tilde{\omega}_{Ft} = 1$. Motywy stojące za dekompozycją cen konsumenta są powszechnie znane i akceptowane: ceny energii i ceny żywności charakteryzują się większą wariancją i większą podatnością na zewnętrzne zaburzenia i jednocześnie nie są podatne na oddziaływanie polityki monetarnej. Dlatego też ta ostatnia powinna koncentrować się na zmianach indeksu cen bazowych, na które można pośrednio wpływać za pomocą stóp procentowych banku centralnego. Idąc dalej, należy zauważyć, że również indeks cen energii p^{CE} jest kategorią niejednorodną ze względu na obecność kategorii, których ceny są regulowane, i także wymaga stosownej dezagregacji:

$$p_t^C = \tilde{\omega}_{Bt} p_t^{CB} + \tilde{\omega}_{Et} \left(\tilde{\omega}_{ENt} p_t^{CEN} + \tilde{\omega}_{EELt} \tilde{p}_t^{CEEL} + \tilde{\omega}_{EGAt} \tilde{p}_t^{CEGA} \right) + \tilde{\omega}_{Ft} p_t^{CF}, \quad (11)$$

gdzie: p^{CEEL} , p^{CEGA} , p^{CEN} – indeksy cen energii elektrycznej i gazu ziemnego dla gospodarstw domowych oraz indeks cen pozostałych nośników energii, $\tilde{\omega}_{ENt} + \tilde{\omega}_{EELt} + \tilde{\omega}_{EGAt} = 1$.

Synteza ogólnego równania cen konsumenta (9) i tożsamości (11) prowadzi do następującego układu trzech równań cen konsumenta:

$$p_t^{Ci} = \theta_{i0} + \theta_{i1} \left(p_t^{Qi} + \tilde{tx}_t^i \right) + (1 - \theta_{i1}) \left(p_t^{Mi} + \tilde{tx}_t^i + \tilde{cd}_t^i \right), \quad (12)$$

gdzie: $i = \{B, F, EN\}$. Ze względu na niedostępność odpowiednio szczegółowych danych w dalszej części badań przyjęto upraszczające założenie o stałości stawek podatków pośrednich ($tx^i \cong tx$) i cel ($cd^i \cong cd$) oraz założenie o aproksymowaniu indeksów cen producenta ogólnym deflatorem wartości dodanej brutto ($p^{Qi} \cong p^Q$):

$$p_t^{Ci} = \theta_{i0} + \theta_{i1} \left(p_t^Q + \tilde{tx}_t \right) + (1 - \theta_{i1}) \left(p_t^{Mi} + \tilde{tx}_t + \tilde{cd}_t \right). \quad (13)$$

Struktura powyższego równania implikuje konieczność dokonania stosownej dekompozycji deflatora importu:

$$p_t^M = \tilde{\varphi}_{Bt} p_t^{MB} + \tilde{\varphi}_{Et} p_t^{ME} + \tilde{\varphi}_{Ft} p_t^{MF}, \quad (14)$$

gdzie: $\tilde{\varphi}_{Bt} + \tilde{\varphi}_{Et} + \tilde{\varphi}_{Ft} = 1$, która bezpośrednio koresponduje z dezagregacją indeksu cen konsumenta (10), ale również nie uwzględnia niejednorodności deflatora importu surowców energetycznych p^{ME} :

$$p_t^{ME} = \tilde{\tau}_{OIt} p_t^{MEOI} + \tilde{\tau}_{COt} p_t^{MECO} + \tilde{\tau}_{GAt} p_t^{MEGA}, \quad (15)$$

gdzie sub- i superskryptami OI , CO , GA wyróżniono ceny importu, odpowiednio: ropy naftowej, węgla i gazu ziemnego, $\tilde{\tau}_{OIt} + \tilde{\tau}_{COt} + \tilde{\tau}_{GAt} = 1$.

Podstawowy problem związany z modelowaniem składowych deflatora importu wynika z faktu, że dane o cenach importu surowców energetycznych oraz ich udziały $\tilde{\varphi}_{Bt}$, $\tilde{\varphi}_{Et}$ i $\tilde{\varphi}_{Ft}$ w równaniu (15) są niedostępne ze względu na objęcie tajemnicą statystyczną informacji dotyczących importu gazu ziemnego z Rosji. W związku z tym indeks p^{ME} zastąpiono jego aproksymacją. I tak na podstawie danych udostępnianych przez Eurostat możliwe jest obliczenie indeksów cen importu ropy naftowej \tilde{p}^{MEOI} i węgla \tilde{p}^{MECO} . Wykorzystano do tego informacje

o wartości importu tych surowców oraz dane o cenach za 100 kg surowca (co wiąże się z dodatkowym założeniem o w przybliżeniu niezmienną strukturze jakościowej importu obu surowców w kolejnych okresach, *vide* Aneks 1). W przypadku cen importu gazu ziemnego przyjęto założenie o ich zbliżonym poziomie i zbliżonej wariancji do tych, które charakteryzują ceny importu do krajów Unii Europejskiej (UE) – w estymacji i dalszych analizach wykorzystano dane dla rynku UE w przeliczeniu na złote. Do ustalenia wag $\tilde{\tau}_{OIt}$, $\tilde{\tau}_{COt}$ i $\tilde{\tau}_{GAIt}$ w równaniu (15) wykorzystano dane publikowane przez Międzynarodową Agencję Energetyczną (International Energy Agency – IEA), która udostępnia informacje o imporcie surowców energetycznych do Polski w jednostkach wytworzonej z nich energii (w teradzulach). Zgodnie z wiedzą autorów jest to jedyna dostępna informacja, którą można wykorzystać jako przybliżenie struktury wolumenów importu surowców energetycznych do Polski. Takie rozwiązanie wiąże się z założeniem, zgodnie z którym ceny surowców zawierają *implicite* informację o ich potencjale energetycznym.

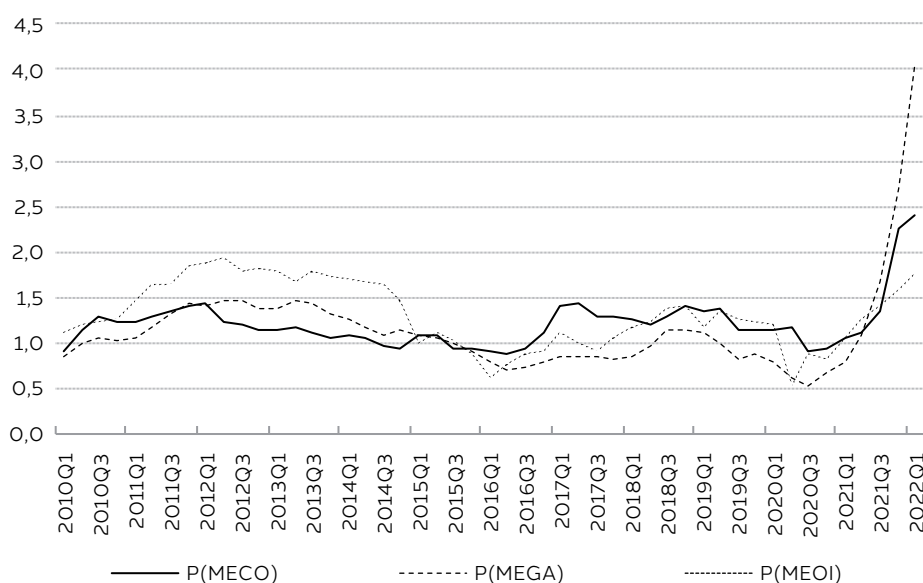
Ostatni etap konstruowania bazy danych dla równań cen importu obejmował wyznaczenie aproksymanty bazowego deflatora importu p^{MB} , który jest wykorzystywany jako determinanta bazowych cen konsumenta w równaniu (13). I w tym przypadku barierą okazuje się niedostępność informacji o cenach i wolumenie importu gazu ziemnego, co powoduje, że na etapie konstruowania szeregów czasowych w równaniu (14) występują dwie wielkości nieznane – waga $\tilde{\varphi}_{Bt}$ (lub $\tilde{\varphi}_{Et}$) i indeks cen p^{MB} . Przyjęte w tym przypadku rozwiązanie przybliżone polegało na korekcie udziałów indeksów cen ropy naftowej i węgla o niemożliwy do uwzględnienia udział indeksu cen gazu ziemnego w agregatowym deflatorze importu surowców energetycznych p^{ME} . Ostatecznie oszacowania bazowego deflatora importu p^{MB} wyznaczono z tożsamości:

$$p_t^M = \tilde{\varphi}_{ECOt} p_t^{MECO} + \tilde{\varphi}_{EOIt} p_t^{MEOI} + \tilde{\varphi}_{Ft} p_t^{MF} + (1 - \tilde{\varphi}_{ECOt} - \tilde{\varphi}_{EOIt} - \tilde{\varphi}_{Ft}) p_t^{MB}, \quad (16)$$

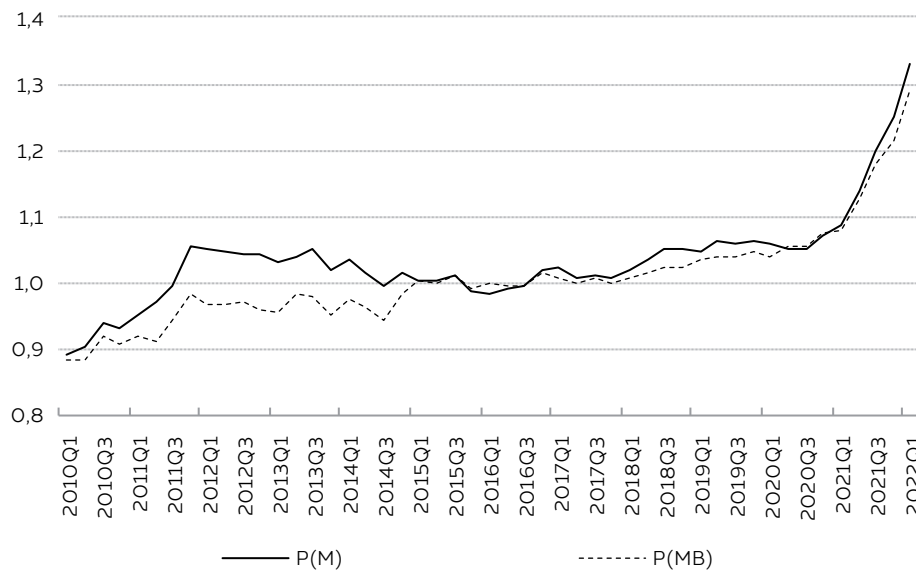
gdzie: $\tilde{\varphi}_{ECOt} = \tilde{\varphi}_{ECOt} (\tilde{\tau}_{OIt} + \tilde{\tau}_{COt})^{-1}$, $\tilde{\varphi}_{ECOt}$ – udział importu węgla w imporcie ogółem (dane udostępniane przez Eurostat), $\tilde{\varphi}_{EOIt} = \tilde{\varphi}_{EOIt} (\tilde{\tau}_{OIt} + \tilde{\tau}_{COt})^{-1}$, $\tilde{\varphi}_{EOIt}$ – udział importu ropy naftowej w imporcie ogółem (dane udostępniane przez Eurostat). Przyjęte rozwiązanie polegało zatem na „rozrzuceniu” nieobserwowalnych cen importu gazu ziemnego na ceny importu węgla i ropy naftowej poprzez zwiększenie przypisywanych im wag za pomocą informacji publikowanej przez IEA.

Przebieg tak wyznaczonych złotych deflatorów importu węgla, ropy naftowej i gazu ziemnego zilustrowano na rysunku 1. Rysunek 2 przedstawia trajektorie deflatora importu ogółem i bazowego deflatora importu w złotych.

Rysunek 1. Deflatory importu węgla p^{MECO} , gazu ziemnego p^{MEGA} i ropy naftowej p^{MEOI} (w PLN; 2015=1)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IEA.

Rysunek 2. Deflator importu p^M i bazowy deflator importu p^{MB} (w PLN; 2015=1)

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując rozważania o konstruowaniu bazy danych dla deflatorów importu, należy wskazać, że do modelu rozważanego w dalszej części pracy oprócz równania (15) wchodzi tożsamość definiująca ogólny indeks cen w imporcie:

$$p_t^M = \tilde{\varphi}_{Bt} p_t^{MB} + \left(\frac{\tilde{\varphi}_{EOIt}}{\tilde{\tau}_{OIt} + \tilde{\tau}_{COt}} p_t^{MEOI} + \frac{\tilde{\varphi}_{ECOIt}}{\tilde{\tau}_{OIt} + \tilde{\tau}_{COt}} p_t^{MECO} \right) + \varphi_{Ft} p_t^{MF} \quad (17)$$

oraz równanie cen bazowych w imporcie, którego specyfikacja nawiązuje do koncepcji gospodarki będącej jednocześnie biorcą i dawcą cen w handlu zagranicznym:

$$p_t^{MB} = \zeta_0 + \zeta_1 p_t^Q + (1 - \zeta_1)(\tilde{p}^W + \tilde{b}), \quad (18)$$

gdzie: \tilde{p}^W – deflator wartości dodanej w strefie euro, \tilde{b} nominalny kurs PLN/EUR (cena 1 EUR w PLN).

Metodyka i wyniki estymacji

W prezentowanym badaniu empirycznym akcent jest kładziony na wykorzystanie technik ekonometrycznych opartych na analizie szeregów czasowych, a zgodność ścieżek zmiennych endogenicznych replikowanych przez docelowy model z ich historycznymi trajektoriami jest jednym z warunków akceptacji struktury modelu. Przyjęcie takiej perspektywy zawęża zbiór metod estymacji parametrów i wnioskowania o własnościach stochastycznych modelu do analizy skointegrowania zmiennych generowanych przez procesy niestacjonarne, pozwalającej na identyfikowanie zależności równowagowych (relacji kointegrujących), ku którym grawitują zmienne modelu po ich uprzednim wytrąceniu z równowagi przez zewnętrzne szoki.

Punktem wyjścia analizy kointegracyjnej jest wektorowy model korekty błędem (ang. *vector error correction model* – VEC), pozwalający na uwzględnienie najczęściej spotykanej w zastosowaniach empirycznych przyrostostacjonarności zmiennych (patrz [Johansen \[1999\]](#), [Juselius \[2006\]](#); także: [Majsterk \[2008\]](#), [Welfe \[2018\]](#)):

$$\Delta y_{(j)t} = \alpha (\beta' y_{(j)t-1}) + \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \Delta y_{(j)t-s} + \Phi d_{(j)t} + \varepsilon_{(j)t}, \quad (19)$$

gdzie: $\mathbf{y}_{(j)}$ – wektor J zmiennych endogenicznych, $\boldsymbol{\beta}$ – macierz kointegrująca, $\boldsymbol{\alpha}$ – macierz dostosowań, $\boldsymbol{\Gamma}_s$ – macierz parametrów krótkookresowych, $\mathbf{d}_{(j)}$ – wektor zmiennych deterministycznych, $\boldsymbol{\Phi}$ – macierz parametrów, $\boldsymbol{\varepsilon}_{(j)}$ – składnik losowy, $\boldsymbol{\varepsilon}_{(j)} \sim i.i.d.$, $j = 1, \dots, J$, $t = 1, \dots, T$, $s = 1, \dots, S-1$; \mathbf{X}' oznacza transpozycję \mathbf{X} .

O przydatności modeli VEC decyduje fakt, że pozwalają ustalić liczbę i strukturę relacji równowagi $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{y}_{(j)}$ (równoważnie: $f(\mathbf{y}_{(j)}) = 0$) i wskazać te zmienne, które dostosowują się do tych relacji równowagi. Co więcej, prowadzona w modelach VEC analiza kointegracyjna (tj. poszukiwanie relacji spełniających warunek stacjonarności, $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{y}_{(j)} \sim I(0)$) pozwala uniknąć wnioskowania o modelowanym systemie na podstawie regresji pozornych.

Estymacja parametrów modelu VEC polega na zastosowaniu podejścia **Johansena** [1988] (także: **Majsterek** [1998]). Procedura estymacyjna ma charakter iteracyjny; obejmuje ustalenie optymalnego opóźnienia S w korespondującym z (19) modelu wektorowej autoregresji (*vector autoregressive model* – VAR), sekwencje testów rzędu kointegracji (ustalenie liczby relacji równowagi), testów słabej egzogeniczności (identyfikacja zmiennych niedostosowujących się do relacji równowagi) oraz testów restrikcji strukturalizujących relacje równowagowe (szerzej o procedurze: **Greenslade i in.** [2002], **Welfe** [2018], rozdz. 12). Wnioskowanie o własnościach stochastycznych modelu prowadzone jest przy wykorzystaniu standardowych testów braku autokorelacji, homogeniczności i normalności składników losowych $\boldsymbol{\varepsilon}_{(j)}$, stabilność oszacowań parametrów $\boldsymbol{\beta}$ podlega zaś weryfikacji przy wykorzystaniu testów opartych na wynikach estymacji rekursywnej (szerzej: **Juselius** [2006], rozdz. 9).

Najpoważniejszym ograniczeniem w wykorzystaniu modeli VEC jest niemożność estymacji parametrów modeli o większych rozmiarach, a główną przyczyną jest niedostateczna liczebność dostępnych szeregów czasowych.

Choć istnieją i są stosowane metody budowania modeli VEC o relatywnie dużej liczbie wektorów kointegrujących (np. **Kelm** [2013], rozdz. 9, **Kelm** [2016]) oraz funkcjonują procedury łączenia w większe systemy oddzielnie konstruowanych cząstkowych modeli VEC (strategia modelowania „od szczegółu do ogółu” K. Juselius; patrz **Juselius** [2006], rozdz. 19), to ich zastosowanie przy konstruowaniu kwartalnego modelu cen w Polsce jest skrajnie problematyczne. I w tym przypadku ograniczeniem jest mała liczebność szeregów czasowych, których długość wynosi wprawdzie ponad 100 obserwacji (od 1995 r.), ale długość efektywna, gdy uwzględnić ewidentne zmiany strukturalne po przystąpieniu Polski do UE, redukuje się do ok. 60 obserwacji (okres 2005–2021). W praktycznych zastosowaniach użyteczne jest zatem zmniejszenie liczby szacowanych parametrów poprzez rozważenie warunkowych modeli VEC, w których wybrane zmienne są *a priori* uznawane za słabo egzogeniczne. W przypadku modelowania gospodarki małej i otwartej na handel zagraniczny i przepływy kapitałów naturalne i niekontrowersyjne do uznania *a priori* za słabo egzogeniczne są takie zmienne, jak światowe ceny surowców czy też stopy oprocentowania aktywów denominowanych w głównych walutach światowych. W przypadku, gdy wśród J zmiennych modelu (19) występuje L zmiennych słabo egzogenicznych, model warunkowy K zmiennych endogenicznych przyjmuje postać:

$$\Delta \mathbf{y}_{1(k)t} = \boldsymbol{\alpha}_1 (\boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_{(j)t-1}) + \boldsymbol{\Gamma}_0 \Delta \mathbf{y}_{2(j)t} + \sum_{s=1}^{S-1} \boldsymbol{\Gamma}_{s,1} \Delta \mathbf{y}_{(j)t-s} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{d}_{(j)t} + \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{(j)t}, \quad (20)$$

gdzie: $\mathbf{y}'_{(j)t} = [\mathbf{y}'_{1(k)t}, \mathbf{y}'_{2(l)t}]$, $\boldsymbol{\alpha}' = [\boldsymbol{\alpha}'_1, \boldsymbol{\alpha}'_2] = [\boldsymbol{\alpha}'_1, \mathbf{0}']$, $\boldsymbol{\Gamma}'_s = [\boldsymbol{\Gamma}'_{s,1}, \boldsymbol{\Gamma}'_{s,2}]$, $\boldsymbol{\Gamma}_0 = \boldsymbol{\Omega}_{12}, \boldsymbol{\Omega}_{22}^{-1}$, $\boldsymbol{\Omega}$ – macierz wariancji-kowariancji składnika losowego $\boldsymbol{\varepsilon}_{(j)t}$, $K + L = J$.

Estymacji parametrów modeli płac nominalnych i cen o specyfikacjach omówionych w poprzednim punkcie dokonano w rozłącznych modelach warunkowych, w których słaba egzogeniczność zmiennych wynikała – w pierwszej kolejności – z testów restrikcji zerowych na parametry dostosowań $\boldsymbol{\alpha}$, w drugiej zaś – gdy testy słabej egzogeniczności odrzucały hipotezy o słabej egzogeniczności – z założeń o niedostosowywaniu się zmiennych zewnętrznych dla gospodarki Polski do trajektorii równowagi zmiennych krajowych. W obu przypadkach macierz dostosowań $\boldsymbol{\alpha}$ była zredukowana do macierzy $\boldsymbol{\alpha}_1$, a liczba szacowanych parametrów ulegała zmniejszeniu. We wszystkich modelach potwierdzono obecność pojedynczych relacji kointegrujących.

Wyniki estymacji parametrów i podstawowe diagnostyki dla poszczególnych równań zawarto w tabeli 1³. Ich analiza pozwala sformułować następujące wnioski. Po pierwsze, empiryczne potwierdzenie znajdują założenia homogeniczności długookresowej w równaniach cen. Czynnikiem dominującym w kształtowaniu cen konsumenta jest deflator wartości dodanej brutto (dalej w uproszczeniu: ceny producenta), którego „udział” w formowaniu zmienności rozważonych składowych cen konsumenta kształtuje się na poziomie ok. 80%. Wątpliwości może budzić „graniczny” wynik testu $LR(0,049)$ restrykcji strukturalizujących w równaniu cen żywności. Analiza alternatywnych specyfikacji nie prowadzi do poprawy uzyskanego wyniku. Z tej przyczyny ostateczna akceptacja równania cen żywności jako składnika modelu pętli inflacyjnej wynikała z jego zadowalających (choć najgorszych wśród równań zawartych w tabeli 1) własności w symulacjach *ex post* (vide ostatnia część niniejszego artykułu *Symulacyjny model pętli inflacyjnej – struktura i własności*).

Po drugie, problematyczne jest potwierdzenie poprawności restrykcji rozważanych w równaniu płac nominalnych. Wyniki empiryczne nie podważają wprawdzie tezy o wprost proporcjonalnym przełożeniu zmian cen konsumenta na zmiany płac nominalnych (graniczny poziom istotności równy 0,106), ale wyraźnie różna ocena elastyczności płac nominalnych względem wydajności (0,892) i jej precyzyjne oszacowanie ($t = 23,6$) są przyczynami, dla których hipoteza o wprost proporcjonalnej zależności płac realnych od wydajności pracy budzi spore wątpliwości (graniczny poziom istotności p -value w teście LR równy 0,036). I w tym przypadku o ostatecznym włączeniu do modelu pętli inflacyjnej równania płac przedstawionego w tabeli 1 zadecydowały dobre wartości pozostałych diagnostyk modelu (przede wszystkim brak autokorelacji składnika losowego) oraz – podobnie jak w przypadku równania cen żywności – akceptowalne własności równania w symulacjach *ex post*.

Po trzecie, wyniki estymacji wskazują na dominujące znaczenie cen producentów krajowych w kształtowaniu bazowych cen importu. Wyniki uzyskiwane w alternatywnych specyfikacjach nie dają przesłanek podważenia takiej regularności, co uzasadnia sformułowanie wniosku o istotnej roli mechanizmu *pricing-to-market* i/lub procesów indukowanych przez globalne łańcuchy wartości dodanej w kształtowaniu cen importu. Do analogicznych wniosków prowadzi analiza wyników w równaniu cen eksportu, w którym elastyczność względem cen producentów krajowych wynosi 0,75 ($t = 18,9$).

Po czwarte, zauważalne jest znaczne zróżnicowanie wartości parametrów korekty błędem mierzących szybkość, z jaką zmienne objaśniane podążają w kierunku trajektorii równowagi wyznaczanych przez wektory kointegrujące. Najszybszymi dostosowaniami charakteryzują się bazowe ceny importu (i ceny eksportu), dla których tzw. półokres wygasania (ang. *half-life*; okres, w którym niwelowana jest połowa zaobserwowanej nierównowagi, $HL = \ln(0,5) / \ln(1 + ECT)$) wynosi trochę ponad 2 miesiące, 95% nierównowagi jest zaś niwelowanych przez procesy równoważące system w nieco ponad 3 kwartały. Inaczej jest w przypadku cen konsumenta, dla których to HL wynosi ponad 3 kwartały, a zniwelowanie 95% nierównowagi zajmuje już niemal 3 i pół roku. Takie wyniki potwierdzają powszechnie akceptowany pogląd o tzw. sztywnościach cen konsumenta i trwałości inflacji cen. Nieco większą elastycznością dostosowań do równowagi charakteryzują się ceny producenta (i ceny nakładów inwestycyjnych, HL równy pół roku), a znacznie większą – co jest wynikiem dość zaskakującym – płace nominalne (HL na poziomie 1 i jednej czwartej kwartału).

Po piąte, problematyczne jest potwierdzenie relacji równowagi bez uwzględnienia zachodzących w nich zmian strukturalnych. Identyfikacja wektorów kointegrujących wymaga ich uzupełnienia o stosowne zmienne sztuczne aproksymujące skokowe przesunięcia poziomów równowagi we wszystkich modelach VEC z wyjątkiem modeli opisujących ceny producentów krajowych i ceny żywności. Większość korekt wektorów kointegrujących znajduje satysfakcjonujące lub niekontrowersyjne uzasadnienie, gdy uwzględnione zostaną zda-

³ Ze względu na ograniczoną objętość artykułu są prezentowane oszacowania tylko najważniejszych parametrów i podawane najważniejsze charakterystyki poszczególnych równań. Z tej samej przyczyny nie są raportowane wyniki estymacji parametrów równań cen spożycia publicznego, nakładów inwestycyjnych brutto i eksportu. Równania opisujące te zmienne mają w omawianym dalej modelu charakter postrekurencyjny (nie wchodzą w sprzężenia jednoczesne ze zmiennymi endogenicznymi wyróżnionymi w tabeli 1 i nie wpływają na ich trajektorie) i z perspektywy dalszej analizy ich znaczenie jest mniejsze. Bardziej szczegółowe informacje dotyczące wyników estymacji można uzyskać bezpośrednio od autorów.

rzenia losowe (wybuch pandemii COVID-19), egzogeniczne szoki (wzrost cen uprawnień do emisji CO₂) lub zdarzenia o naturze politycznej, którym towarzyszą zmiany w kombinacjach polityki monetarnej i fiskalnej.

Tabela 1. Wyniki estymacji parametrów równowagi

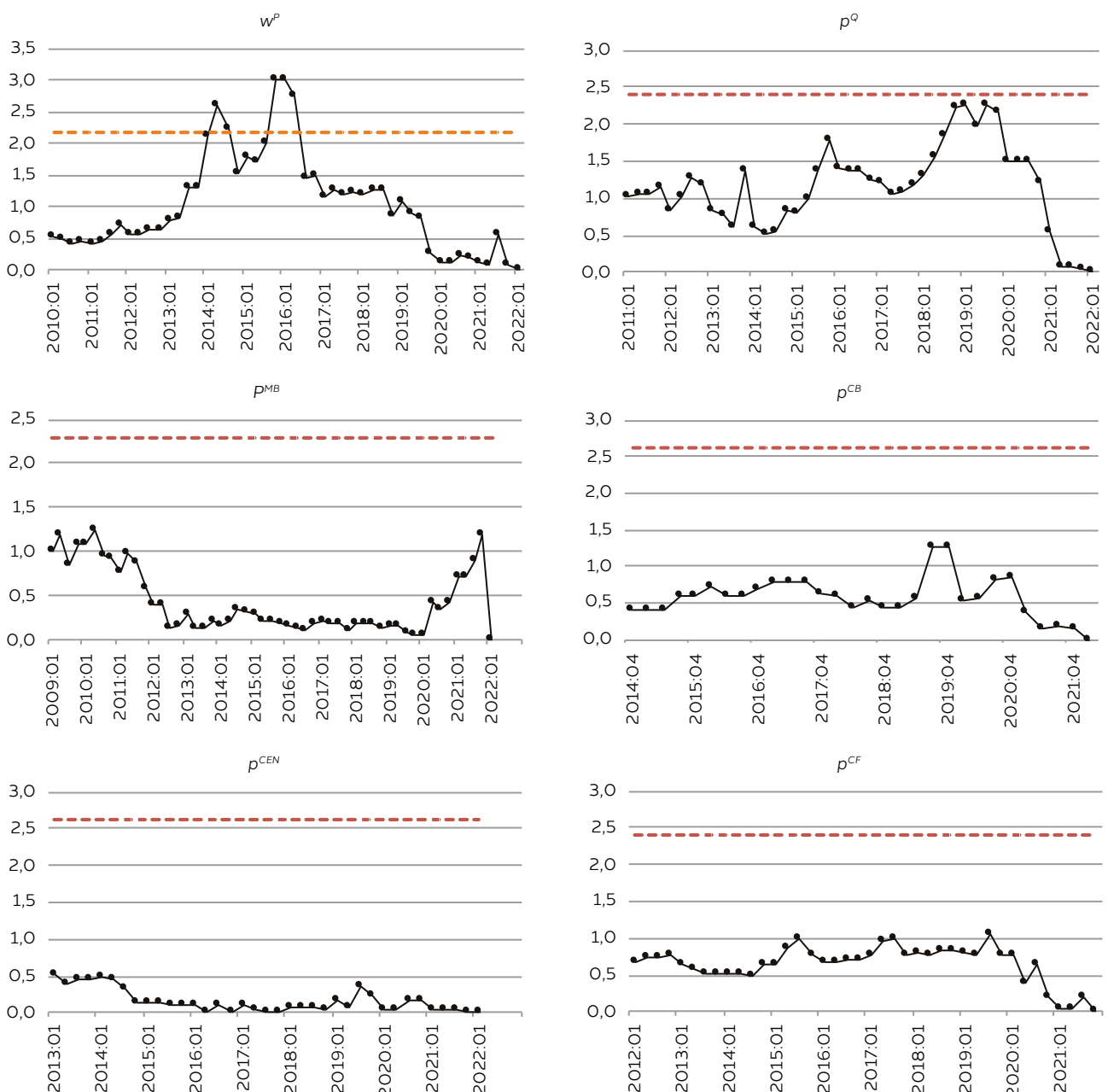
| | w^p 05:4–22:1 | p^q 04:1–22:1 | p^{MB} 05:1–22:1 | p^{CB} 07:4–22:1 | p^{CEN} 06:2–22:1 | p^{CF} 05:1–22:1 |
|---------------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| ECT^{VEC} | -0,429 (8,4) | -0,306 (3,9) | -0,619 (6,8) | -0,212 (2,8) | -0,204 (7,0) | -0,172 (2,6) |
| w^p | | 0,727 (8,9) | | | | |
| l^p | 1 (-) | -0,727 (-8,9) | | | | |
| p^c | 1 (-) | | | | | |
| p^q | | | 0,640 (9,2) | 0,867 (17,6) | 0,857 (29,4) | 0,778 (26,5) |
| p^m | | 0,273 (3,4) | | | | |
| p^{MB} | | | | 0,133 (2,7) | | |
| p^{ME} | | | | | 0,143 (4,9) | |
| p^{MF} | | | | | | 0,222 (7,6) |
| $\tilde{p}^w + \tilde{b}$ | | | 0,360# (5,2) | | | |
| $U - \bar{U}$ | -1,631# (9,8) | | | | | |
| t | | | | 0,0011 (8,5) | 0,0009 (2,5) | |
| C^{B131} | | | | 0,013 (4,1) | | |
| C^{B154} | | | | -0,007 (3,0) | | |
| C^{B161} | 0,031 (5,6) | | | | | |
| C^{B202} | 0,014 (1,4) | | -0,036 (2,4) | | 0,200 (7,8) | |
| C^{B212} | | | 0,108 (6,5) | | | |
| LR | 0,036 | 0,86 | 0,761 | 0,534 | 0,340 | 0,049 |
| $LM(1)$ | 0,42 | 0,46 | 0,30 | 0,56 | 0,04 | 0,37 |
| $LM(2)$ | 0,54 | 0,81 | 0,42 | 0,89 | 0,66 | 0,90 |
| $LM(4)$ | 0,36 | 0,18 | 0,53 | 0,06 | 0,65 | 0,53 |
| DH | 0,56 | 0,63 | 0,15 | 0,82 | 0,72 | 0,08 |
| $ARCH(1)$ | 0,23 | 0,75 | 0,20 | 0,06 | 0,59 | 0,42 |

Uwagi: W kolumnach podano oszacowania parametrów dostosowań (ang. *error correction term* – ECT), parametrów równowagi długookresowej oraz diagnostyki w sześciu rozłącznych systemach VEC opisujących zmienne wyróżnione w główce tabeli; pod symbolami zmiennych podano informację o rozpiętości wykorzystanych szeregów czasowych. W boczku tabeli zawarto symbole zmiennych objaśniających w relacjach równowagi; symbolami C^B wyróżniono zmienne zero-jedynkowe, których włączenie do relacji kointegrujących okazało się niezbędne przy identyfikacji relacji równowagi; symbol $C^{B_{xy}}$ oznacza zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość 1 od kwartału y roku 20xx. Symbolami # w superskryptach ocen parametrów wyróżniono zmienne uznane *a priori* za słabo egzogeniczne. Dla diagnostyk podano graniczne poziomy istotności; LR – test ilorazu wiarygodności restrykcji strukturalizujących, $LM(1)$, $LM(2)$, $LM(4)$ – testy autokorelacji składnika losowego rzędu 1, 2 i 4; $ARCH(1)$ – test homoskedastyczności składnika losowego rzędu 1, DH – test normalności składnika losowego Doornika–Hansena (szczegóły w: Juselius [2006], rozdz. 4). W nawiasach podano wartości ilorazów t .

Źródło: opracowanie własne.

I tak skokowe, ale dość umiarkowane co do skali wzrosty płac realnych względem wydajności pracy i ustalonej sytuacji na rynku pracy można wiązać po 2016 r. z liberalizacją polityki płac minimalnych (zmienna C^{B161}), a od 2 kwartału 2020 r. z ekspansją fiskalną realizowaną w ramach tzw. tarczy anty kryzysowej (C^{B202}). Z kolei gwałtowny, skokowy wzrost cen energii identyfikowany w modelu od 2 kwartału 2020 r. ma bezpośredni związek z zarysowującym się od 2018 r. wzrostowym i akcelerującym w latach następnych trendem cen uprawnień do emisji CO₂, obniżką podatku akcyzowego w 2019 r. w ramach tzw. ustawy Sasina (ustawa z dnia 28 grudnia 2018 r., Dz.U. 2018 poz. 2538) i ponownym podniesieniem akcyzy w 2020 r. przy zdecydowanie wyższych cenach uprawnień do emisji. Z tej perspektywy obecność zmiennej C^{B202} w równaniu konsumpcyjnych cen energii jest w pełni uzasadniona. Zmiany wyrazów wolnych w systemie VEC opisującym bazowe ceny importu można wiązać ze spadkiem popytu na dobra importowane w okresie pandemii COVID-19 (C^{B202}) oraz z bardzo silnymi, wtórnymi efektami wzrostu światowych cen gazu ziemnego i węgla ($C^{B21:2}$).

Rysunek 3. Rekursywne testy stałości parametrów równowagi

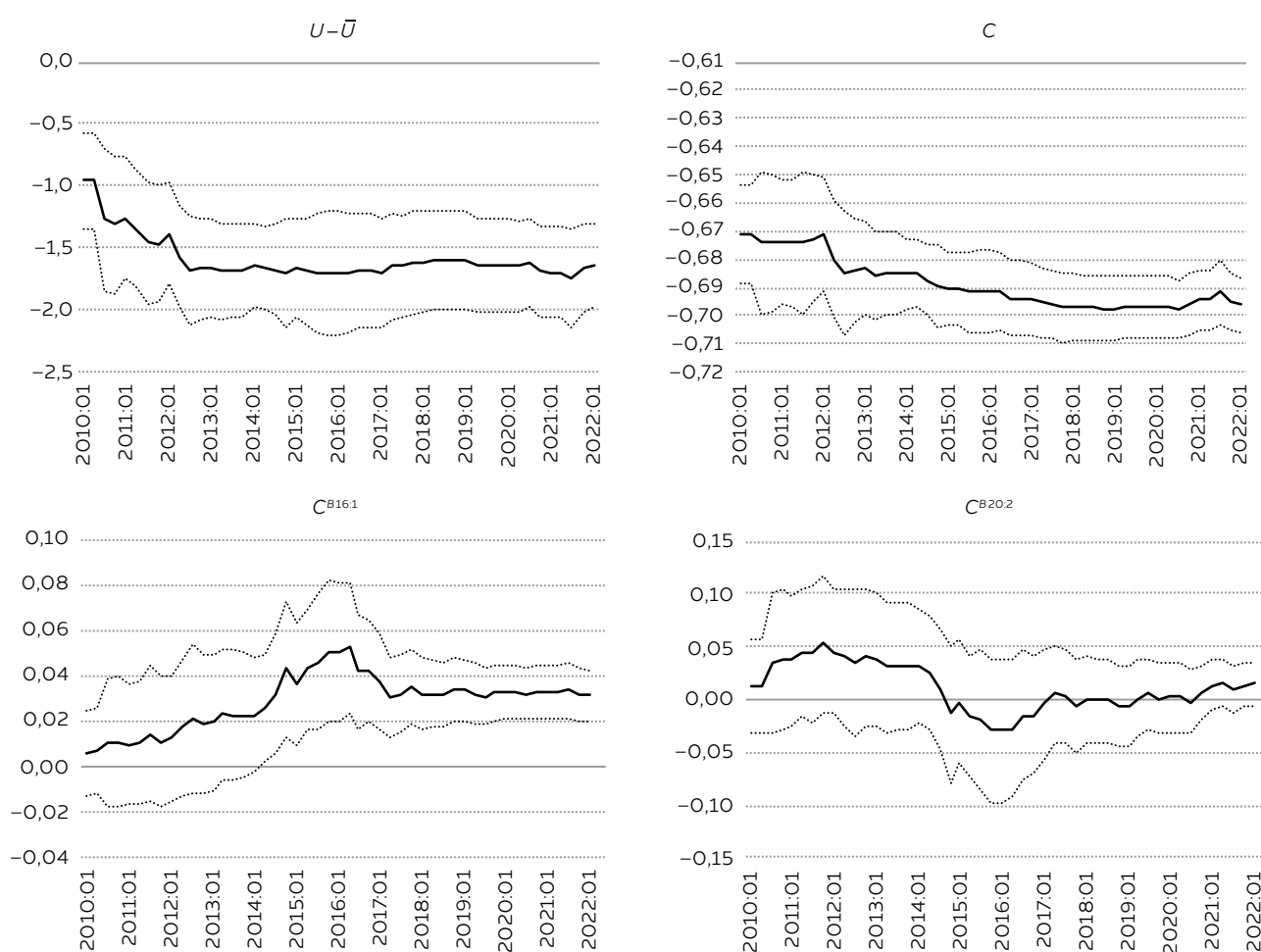


Linią przerywaną wyróżniono wartości krytyczne testów.

Źródło: opracowanie własne.

Na ostatnim etapie procedury estymacyjnej weryfikacji poddano hipotezy o stałości oszacowań parametrów równowagi. W tym celu wykorzystano rekursywne testy stałości parametrów równowagi w macierzach β ; weryfikacji poddano hipotezy $H_0: \beta_{T_i} = \beta_0$, gdzie β_0 jest równe oszacowaniu parametrów równowagi w całej próbie $\beta_0 = \beta$, β_{T_i} zaś oznacza wartości parametrów w podpróbach o rosnącej długości $T_i = T_1, T_2, \dots, T$ [Juselius, 2006: 159–160]. Wyniki testów podsumowano na rysunku 3 – poziomą linią oznaczono na nim wartości krytyczne przy poziomie istotności 0,05, których przekroczenie daje podstawy do odrzucenia hipotez H_0 w każdym z modeli VEC. Wnioski są klarowne: jedynie w przypadku modelu płac przeciętnych istnieją podstawy do kwestionowania hipotezy o stałości parametrów równowagi. W celu udzielenia ostatecznej odpowiedzi na pytanie o poprawność specyfikacji modelu opisującego w^p przeprowadzono estymację rekursywną wszystkich parametrów, których oceny na całej dostępnej próbie zawarto w tabeli 1. Jej wyniki nie dostarczają poważniejszych przesłanek zakwestionowania ocen parametrów równania płac (rysunek 4).

Rysunek 4. Estymacja rekursywna parametrów równowagi w równaniu płac nominalnych w^p



Liniami kropkowanymi wyróżniono przedział o rozpiętości dwóch odchyłeń standardowych; symbolem C oznaczono wyraz wolny w relacji równowagi.

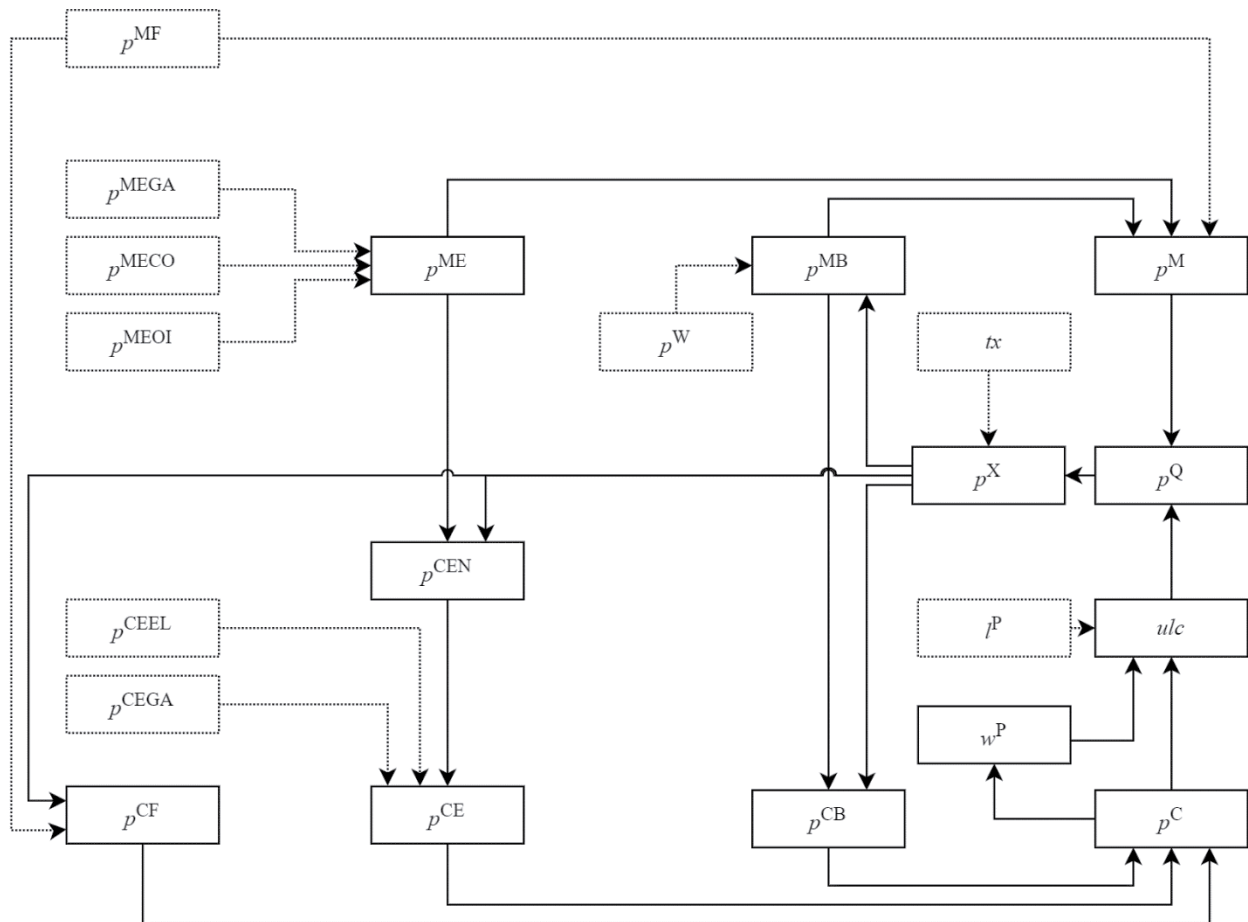
Źródło: opracowanie własne.

Symulacyjny model pętli inflacyjnej – struktura i własności

W obecnej wersji model sprzężenia płacowo-cenowego liczy łącznie 19 równań, w tym 9 równań stochastycznych. Model ma charakter współzależny z jedną zmienną osiową (ang. *feedback variable*), którą jest indeks cen producenta (deflator wartości dodanej brutto). Aneks 2 zawiera stylizowane specyfikacje równań stochastycznych oraz tożsamości.

Pełną strukturę zależności przyczynowo-skutkowych modelu zilustrowano na rysunku 5.

Rysunek 5. Zależności przyczynowo-skutkowe w modelu sprzężenia płacowo-cenowego



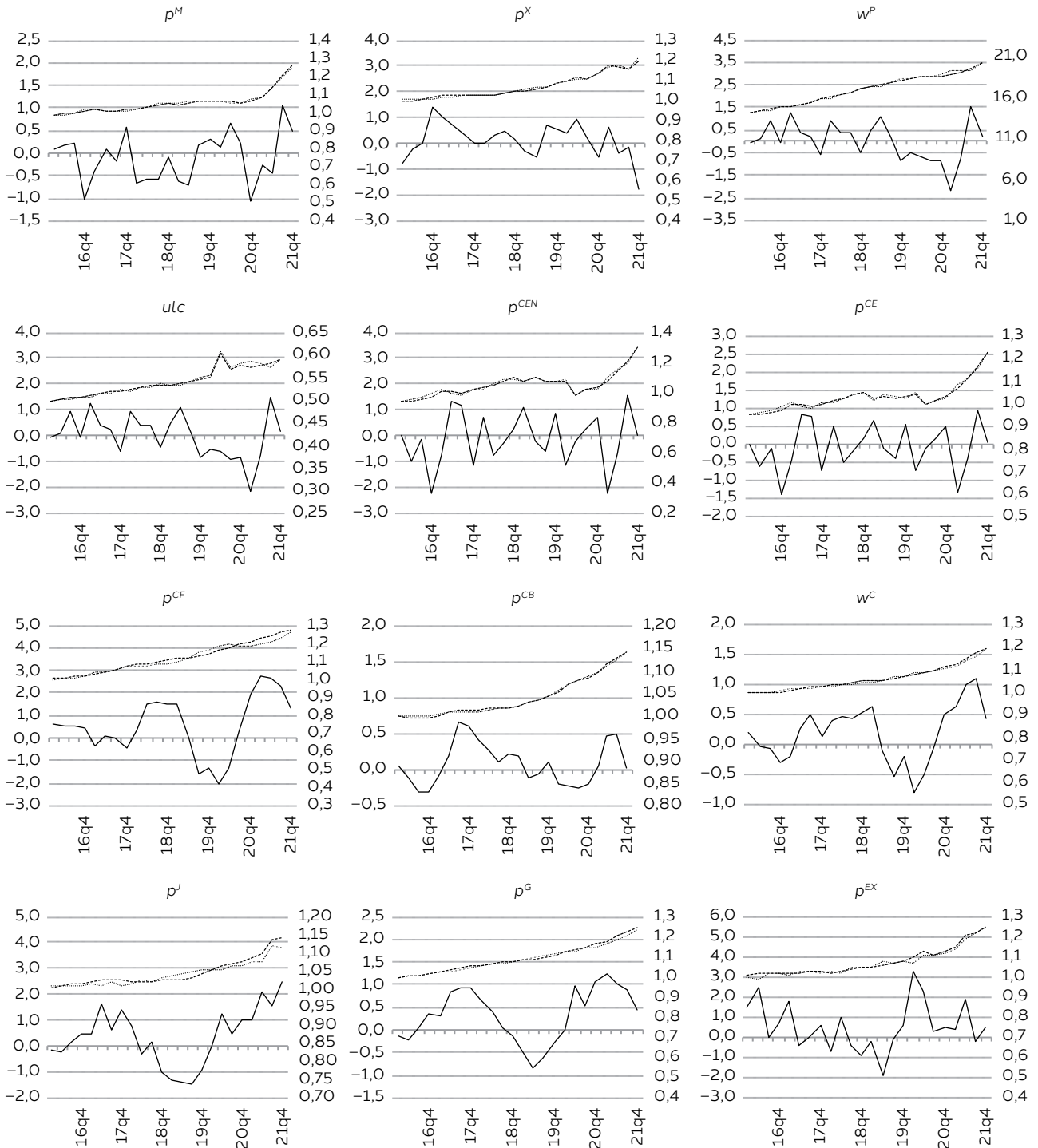
Źródło: opracowanie własne.

Po przyjęciu za punkt wyjścia złotych deflatorów gazu ziemnego (p^{MEGA}), węgla (p^{MECO}) i ropy naftowej (p^{MEOI}), które zależą tożsamościowo od ich odpowiedników wyrażonych w euro i kursu złotego do euro, wyznaczany jest indeks cen importu surowców energetycznych (p^{ME}). Ten ostatni jest jednym ze składników deflatora importu ogółem (p^M) oddziałującego na ceny producenta (p^Q). Analogicznie przebiega zależność złotych cen importu żywności (p^{MF}). Indeks cen wartości dodanej brutto po uwzględnieniu egzogenicznych narzutów (tx) z tytułu podatków od produkcji (przede wszystkim VAT i akcyza), ceł i subsydiów definiuje deflator produktu krajowego brutto (p^X), który w dalszej kolejności wpływa na bazowy deflator importu p^{MB} , deflator importu ogółem (p^M) i zwrótnie – na deflator wartości dodanej brutto (p^Q). W ten sposób domykane jest pierwsze sprzężenie zwrotne zainicjowane przez ceny importu surowców energetycznych i żywności.

Jednocześnie zmiany cen importu surowców energetycznych (p^M) inicjują razem z deflatorem PKB zmiany rynkowych cen energii konsumowanej przez gospodarstwa domowe (p^{CEN}), które – po uwzględnieniu zmian egzogenicznych cen regulowanych energii elektrycznej (p^{CEEL}) i gazu ziemnego (p^{CEGA}) – definiują reakcje konsumenckiego indeksu cen energii (p^{CE}). Drugi składnik CPI, tj. konsumencki indeks cen żywności (p^{CF}), zależy od złotego deflatora importu żywności i cen producentów krajowych skorygowanych o narzuty tx . Ostatni składnik CPI, ceny bazowe konsumenta (p^{CB}), jest w modelu funkcją bazowego deflatora importu (p^{MB}) oraz deflatora PKB (p^X). Bazowe ceny konsumenta, ceny energii i żywności składają się tożsamościowo na agregatowy indeks CPI (p^C), który wprost proporcjonalnie wpływa na płace nominalne (w^P). Te ostatnie, po uwzględnieniu egzogenicznej w modelu wydajności pracy l^P , określają jednostkowe koszty pracy (ulc), które są dominującym czynnikiem kształtującym deflator wartości dodanej.

Powyższe związki domykają zależności definiujące sprzężenie płacowo-cenowe, na które składają się w modelu trzy sekwencje zależności: (i) $p^C \rightarrow w^P \rightarrow ulc \rightarrow p^Q \rightarrow p^X \rightarrow p^{CB} \rightarrow p^C$, (ii) $p^C \rightarrow w^P \rightarrow ulc \rightarrow p^Q \rightarrow p^X \rightarrow p^{CE} \rightarrow p^C$ oraz (iii) $p^C \rightarrow w^P \rightarrow ulc \rightarrow p^Q \rightarrow p^X \rightarrow p^{CF} \rightarrow p^C$. Egzogeniczne impulsy wzmacniające powyższe sprzężenia zwrotne płyną ze strony wskazywanych zmiennych egzogenicznych. Dodatkowym sprzężeniem obecnym w modelu jest zależność $p^M \rightarrow p^Q \rightarrow p^X \rightarrow p^{MB} \rightarrow p^M$.

Rysunek 6. Rozwiązanie bazowe



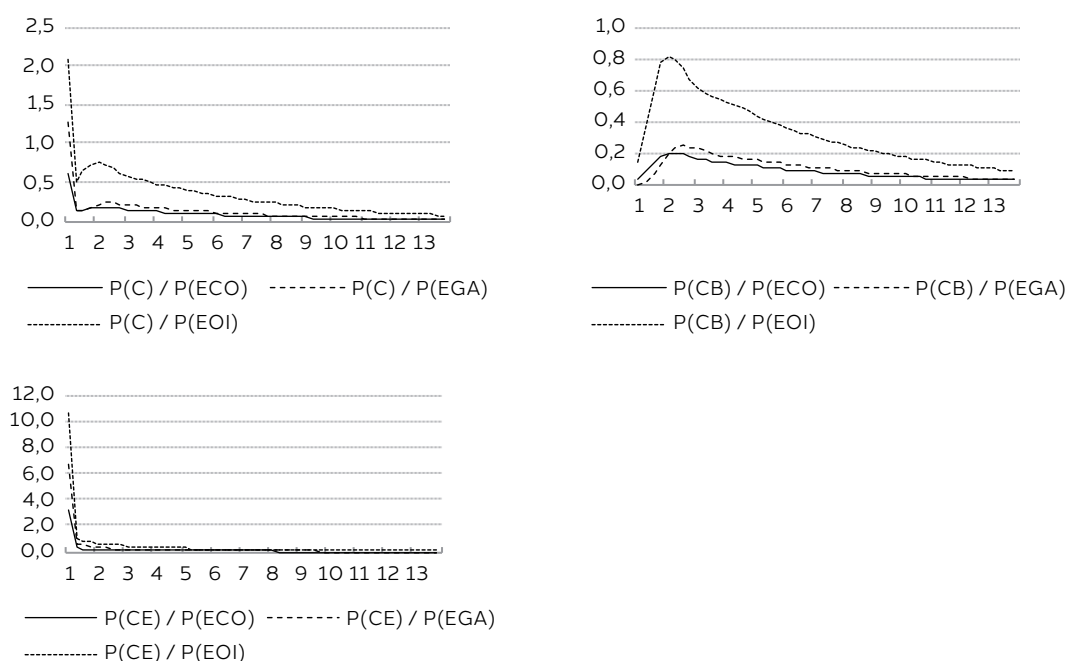
Na rysunku przedstawiono historyczne wartości zmiennych (linie kropkowane), rozwiązanie bazowe (linie przerywane, prawa oś) oraz procentowe odchylenia rozwiązania bazowego od wartości historycznych (linie ciągłe, lewa oś).

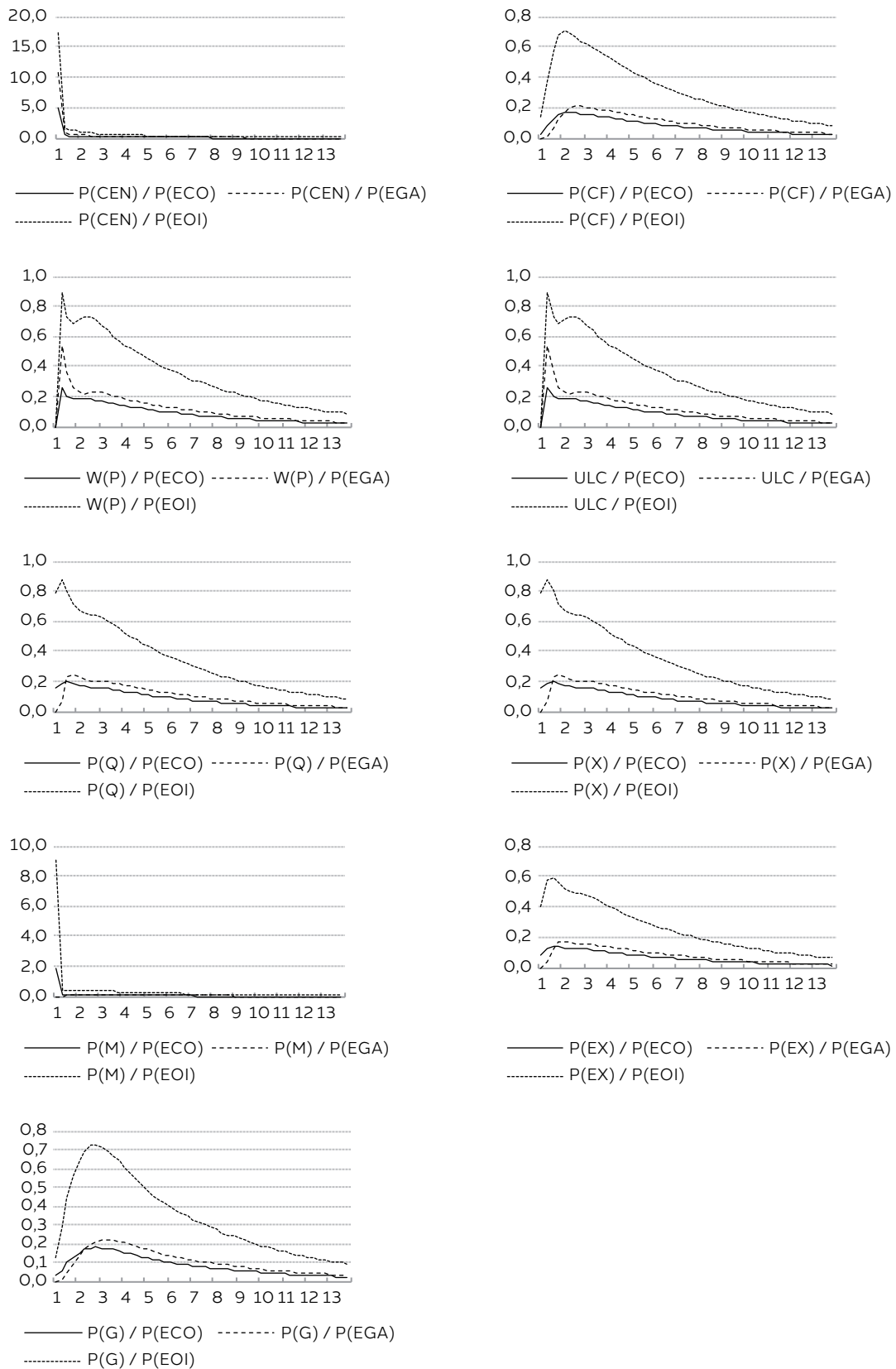
Źródło: opracowanie własne.

Własności modelu przeanalizowano na dwa sposoby. Pierwszy polegał na przeprowadzeniu dynamicznej symulacji kontrfaktycznej (rozwiązania bazowego), w której ramach zweryfikowano zdolności modelu do odtwarzania historycznych ścieżek zmiennych endogenicznych w okresie 24 kwartałów (lata 2015–2021) przy ustalonych historycznych poziomach zmiennych egzogenicznych. Wyniki rozwiązania *ex post* przedstawiono na rysunku 6. Ich analiza pozwala sformułować kilka wniosków. Przede wszystkim, wyniki dla większości zmiennych mieszczą się w wąskim, wynoszącym $\pm 1,5\%$ przedziale odchyłeń procentowych symulacji od wartości historycznych. Jest to wynik w pełni satysfakcjonujący. Najpoważniejsze zastrzeżenia można mieć w przypadku rozwiązania uzyskiwanego dla cen żywności p^{CF} i cen nakładów inwestycyjnych brutto p^I (błędy z przedziału, w przybliżeniu, $\pm 2,5\%$). Z perspektywy własności modelu sprzężenia inflacyjnego większym problemem są oscylacje cen żywności (p^I ma charakter postrekurencyjny), których przenoszenie jest widoczne w rozwiązaniu dla ogólnego indeksu CPI. Ponieważ odchylenia tego ostatniego od trajektorii historycznej pozostają niewielkie, zdolność modelu do replikowania danych historycznych uznano za akceptowalną.

Drugim narzędziem służącym do ocen własności modelu symulacyjnego jest analiza mnożnikowa, która pozwala prześledzić reakcje systemu na zewnętrzne zaburzenia reprezentowane przez zmiany wartości (wybranych) zmiennych egzogenicznych i ocenić zgodność kierunków, skali i długotrwałości reakcji zmiennych endogenicznych. Na tym etapie badań rozważono impulsowe mnożniki względem cen surowców energetycznych p^{MECO} , p^{MEGA} i p^{MEOI} (rysunek 7), stawki podatków od produkcji i importu oraz subsydiów tx i wydajności pracy l^p (rysunek 8). Skala zaburzeń trzech pierwszych zmiennych egzogenicznych została ustalona na podstawie ich zmienności między trzecimi kwartałami lat 2020 i 2022 (poza próbą estymacyjną). Wyrażone w euro wzrosty cen węgla, gazu ziemnego i ropy naftowej wynosiły w tym czasie odpowiednio: ok. 400%, 900% i prawie 280%. Mnożniki względem tych zmiennych zostały obliczone przy kompromisowym impulsowym ich wzroście w pierwszym okresie symulacji o 400%. W przypadku stawki tx punktem odniesienia były jej wartości w okresie 2020:3–2022:1, bliskie poziomowi 14,7%; mnożnik obliczono przy założeniu wzrostu tx o 1 punkt procentowy. W przypadku wydajności pracy wprowadzono standardowe co do skali zaburzenie, podnosząc jej poziom o 10%.

Rysunek 7. Mnożniki względem cen importu węgla p^{MECO} , gazu ziemnego p^{MECO} i ropy naftowej p^{MEOI}

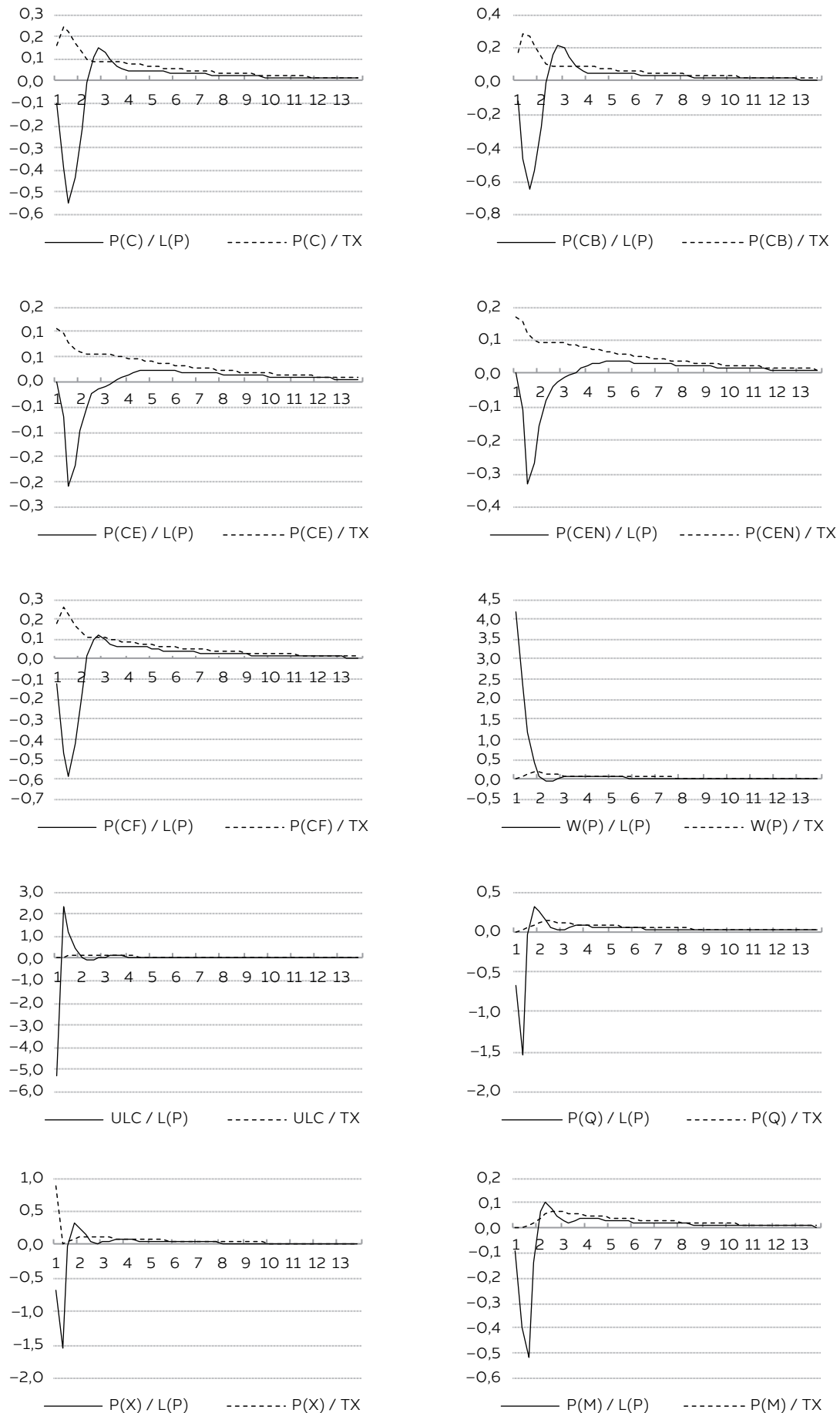


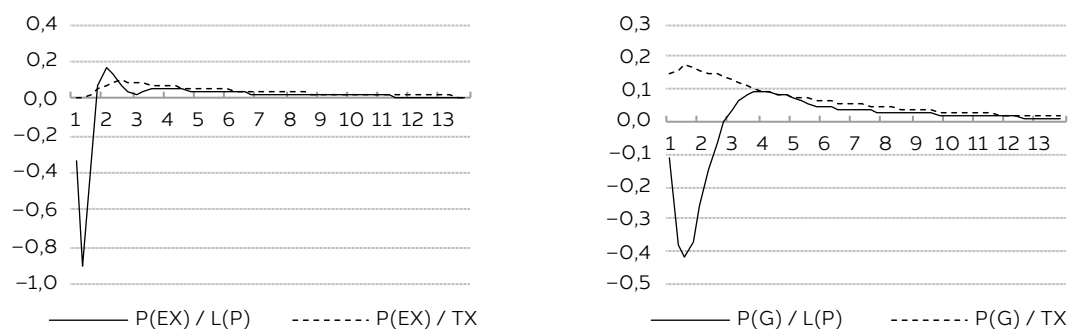


Na rysunku przedstawiono procentowe odchylenia od rozwiązania bazowego. Na osi odciętych odłożono lata. Oznaczenie $P(a) / P(b)$ identyfikuje reakcję zmiennej a na impulsowy wzrost zmiennej b .

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 8. Mnożniki względem wydajności pracy l^p i efektywnej stawki podatków skorygowanych o subwencje tx





Uwagi: Por. rysunek 7.

Źródło: opracowanie własne.

Kierunki reakcji zmiennych endogenicznych są zgodne z oczekiwaniami. Nieintuicyjne są jedynie wyniki uzyskane w mnożnikach względem wydajności pracy. Wyjaśnienie takiej reakcji modelu jednak nie jest kłopotliwe: impulsowy wzrost l^p pociąga za sobą wzrost płac nominalnych w^p o ok. 4%, co przekłada się na spadek jednostkowych kosztów pracy i cen (w pierwszej kolejności: p^Q); pojawiające się następnie dodatnie odchylenia cen są konsekwencją rozłożonych w czasie dostosowań płac nominalnych przy niezmienionej w następnych okresach wydajności pracy i – tym samym – spadku ulc .

Pozytywną, będącą rodzajem warunku dostatecznego akceptacji modeli empirycznych cechą reakcji zmiennych endogenicznych jest wygasanie szoków wzdłuż ścieżki długookresowych. Uwagę zwraca dość długi okres powrotu systemu na ścieżki równowagi. Ta cecha modelu jest pochodną wskazywanej już inercji dostosowań zmiennych będących składnikami indeksu CPI (p^{CB} , p^{CEN} , p^{CF} ; *vide* tabela 1).

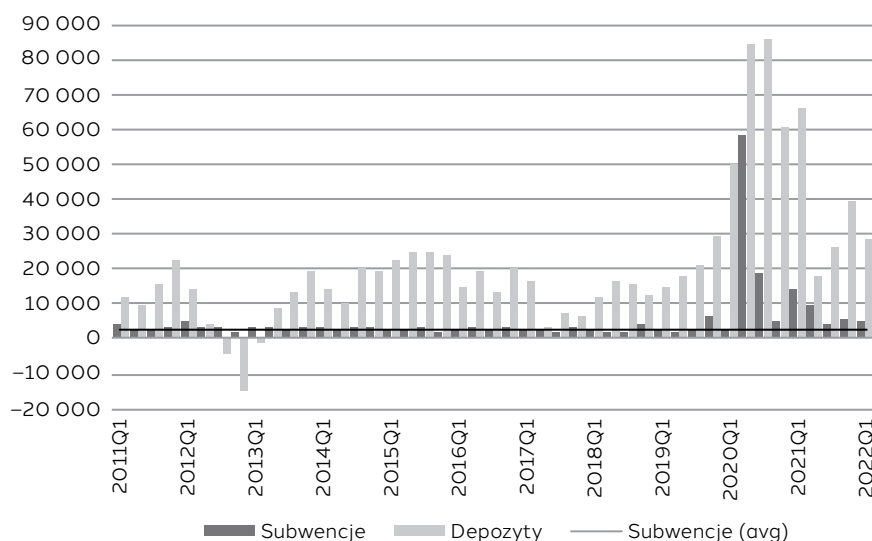
Ostatnim wątkiem, który należy poruszyć przy omawianiu reakcji modelu na zaburzenia, są dostosowania systemu do impulsowego zaburzenia tx . W szczególności uwagę zwraca ich poprawny kierunek, ale relatywnie niewielka skala. Taki wynik stał się podstawą do skonstruowania scenariusza symulacyjnego, w którym próbujemy ocenić inflacyjne skutki niewprowadzenia tarczy antykryzysowej w okresie nasilenia pandemii COVID-19. Scenariusz skonstruowano następująco. Po pierwsze, oszacowano skalę subwencji, które trafiły do przedsiębiorstw w ramach szeregu regulacji prawnych (świadczenia postojowe, zwolnienia ze składek na ubezpieczenia społeczne i zdrowotne, dofinansowanie do wynagrodzeń, umorzenia dla mikro, małych i średnich przedsiębiorstw w ramach Tarczy Finansowej PFR). Rysunek 9 przedstawia strumień subwencji oraz ich przeciętny poziom w okresie przed pandemią. Kwotę subwencji w ramach tarczy antykryzysowej ustalono jako nadwyżki ponad poziom przeciętny; wynosi ona w scenariuszu blisko 90 mld PLN. Po drugie, skalkulowano przybliżoną kwotę, o którą uległy powiększeniu depozyty przedsiębiorstw w trakcie funkcjonowania tarczy antykryzysowej. Na rysunku 9 zawarto roczne przyrosty depozytów; przyrost notowany w 2 kwartale 2020 r. wyniósł ok. 45 mld PLN. Oznacza to, że w przybliżeniu połowa subwencji zwiększyła płynność w systemie bankowym, a efektywny wzrost popytu wyniósł jedynie 45 mld PLN. Przy takich warunkach początkowych w scenariuszu założono (i) brak subwencji w kwocie 90 mld PLN (w okresie 2020:2–2021:2), (ii) spadek popytu (PKB) w kwocie 45 mld PLN (rozłożony na okres 2020:2–2020:4) oraz (iii) kompensujący spadające dochody podatkowe wzrost stawek tx , który musiałby wynieść kolejno 16,2, 2,6, 2,2, 2,1 i 1,3 punktu procentowego w okresie 2020:2–2021:2.

Tabela 2. Odchylenia rocznych stóp wzrostu w scenariuszu braku subwencji od rzeczywistych rocznych stóp wzrostu (w punktach procentowych)

| | p^C | p^{CB} | p^{CE} | ulc | w^p | p^X |
|------|-------|----------|----------|-------|-------|-------|
| 2020 | 3,0 | 3,4 | 1,3 | 0,9 | 0,9 | 5,1 |
| 2021 | 0,6 | 0,8 | 0,2 | 2,7 | 2,8 | -1,5 |

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 9. Subwencje i przyrost depozytów przedsiębiorstw (w mln PLN)



Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2 zawiera zestawienie wyników uzyskanych w tak nakreślonym scenariuszu. Przy ocenie wyników symulacji należy pamiętać, że rozważony scenariusz ma charakter warunkowy względem modelu i zawiera wyniki uzyskane przy założeniu egzogeniczności m.in. wydajności pracy. Co więcej, przy wyznaczaniu zwiększonej stawki podatków, cel i subwencji tx niemożliwa była ocena erozji bazy opodatkowania. Jest prawdopodobne, że podniesienie efektywnej stawki tx musiałoby być większe od założonego w scenariuszu, by możliwe było odtworzenie dochodów podatkowych na poziomach wynikających z trendu obserwowanego przed pandemią COVID-19. W takim przypadku wielkości zawarte w tabeli 2 należałoby traktować jako minimalne.

Zakończenie

Wnioski płynące z przedstawionych badań można sformułować poprzez ocenę zastosowania tradycyjnych metod ekonometrycznych w makromodelowaniu i na płaszczyźnie ekonomii normatywnej. W pierwszym przypadku należy podkreślić, że artykuł dostarcza silnych argumentów wspierających tezę o użyteczności ekonometrii stosowanej w badaniu systemów ekonomicznych. Niezależnie od faktu objęcia analizą okresu silnych perturbacji cenowych uzyskane wyniki potwierdzają stabilność relacji równowagowych wiążących rozważone zmienne nominalne. Taka cecha relacji kointegrujących jest potwierdzana jednocześnie na etapie estymacji parametrów i na etapie badania zdolności większego systemu równań do replikowania ścieżek historycznych.

Drugim, w naszej ocenie równie ważnym wnioskiem płynącym z przedstawionych badań jest ten o możliwości i celowości wykorzystywania w analizach ekonomicznych większych systemów równań, również wtedy, gdy napotykana jest bariera niedostępności danych o odpowiednim stopniu szczegółowości. Nasze badania ilustrują przypadek wykorzystania zmiennych symptomatycznych (*proxy* cen importu gazu ziemnego do Polski), który znacząco poszerza możliwości analityczne poprzez uzyskanie odpowiednio głębokiego wglądu w mechanizmy ekonomiczne.

Na płaszczyźnie ekonomii normatywnej wyniki badań potwierdzają ugruntowaną tezę o sztywnościach nominalnych, co natychmiast pociąga za sobą tezę o uporczywym charakterze inflacji cen w Polsce w najbliższych kilku latach. Takie sformułowanie nie oznacza jednak, że jedynym mechanizmem duszącym inflację cen musi być radykalne zaostrenie polityki stóp procentowych banku centralnego. Przedstawiony scenariusz symulacyjny – przy wszystkich, ale nie nazbyt poważnych zastrzeżeniach wobec jego cząstkowego charakteru – wskazuje jednoznacznie, że alternatywą dla jastrzębich podwyżek stóp procentowych banku centralnego może być nie mniej radykalna w swych skutkach polityka obniżania stawek podatkowych.

Bibliografia

- Baba C., Lee J. [2022], *Second-Round Effects of Oil Price Shocks – Implications for Europe’s Inflation Outlook*, IMF Working Paper No. 173.
- Bårdsen G., Eitrheim Ø., Jansen E. S., Nymoen R. [2005], *The Econometrics of Macroeconomic Modelling*, Oxford University Press, Oxford.
- Blanchard O.J., Kiyotaki N. [1987], Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand, *American Economic Review*, 77: 647–666.
- Bruno M. [1979], Price and Output and Adjustment: Micro Foundations and Macro Theory, *Journal of Monetary Economics*, 5: 187–212.
- Budnik K., Greszta M., Hulej M., Krzesicki O., Lewińska R., Murawski K., Rot M., Rybaczyk B. [2009], *An Update of the Macroeconomic Model of the Polish Economy NECMOD*, National Bank of Poland Working Paper No. 64.
- Calvo G.A. [1983], Straggled Contracts in a Utility-Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12: 383–398.
- Dudek S., Pachucki D., Zachłód-Jelec M., Zając T., Kolski P., Fudała-Poradzińska I., Danielski K. [2012], *eMPF Econometric Model of Public Finance*, MF Working Paper Series No. 4.
- Fagan G., Henry J., Mestre R. [2001], *An Area-wide Model (AWM) for the Euro Area*, European Central Bank Working Paper Series No. 42.
- Greenslade J., Hall S., Henry S. [2002], On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: A Modelling Strategy with an Application to UK Wages and Prices, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26: 1517–1537.
- Grodzicki M., Możdżeń M., Surmacz T. [2022], Poland: Policies Dealing with the Inflation Crisis, *Wirtschaft und Gesellschaft*, 48(4): 519–544.
- Johansen S. [1995], *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Juselius K. [2006], *The Cointegrated VAR Model*, Oxford University Press, Oxford.
- Kelm R. [2005], Ekonometryczny model cen i popytu na pieniądź w Polsce: perspektywa średniookresowa 1995–2003, *Ekonomista*, 4: 449–481.
- Kelm R. [2013], *Kurs zoty/euro: teoria i empiria*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kelm R. [2016], Eksport, import i kurs złotego: 2000–2014, *Bank i Kredyt*, 47: 585–620.
- Kelm R., Majsterek M. [2006], The I (2) Analysis of Money Demand and Inflation in Poland in the Transition Period 1995–2005, w: Welfe W., Welfe A. (red.), *Macromodels 2005. Proceedings of the Thirtieth Second International Conference*, University of Łódź, Łódź.
- Kilian L., Zhou X. [2022a], Oil Prices, Gasoline Prices and Inflation Expectations, *Journal of Applied Econometrics*, 37: 867–881.
- Killian L., Zhou X. [2022b], *A Broader Perspective on the Inflationary Effects of Energy Price Shocks*, FED Working Paper No. 2224.
- Layard R., Nickell S. [1986], Unemployment in Britain, *Economica*, 53: 121–166.
- Layard R., Nickell S., Jackman R. [1991], *Unemployment*, Oxford University Press, Oxford.
- Majsterek M., Kelm R. [2007], Relationship Between Wages and Prices in the Polish Economy. An I(2) Approach, w: Welfe W., Welfe A. (red.), *Proceedings of the 33-th Conference “Macromodels ‘06”, Chair of Econometric Models and Forecasts*, Łódź.
- Majsterek M., Welfe A. [2010], Długookresowe związki płacowo-cenowe i rola systemu podatkowego, *Ekonomista*, 5: 677–700.
- Majsterek M., Welfe A. [2012], Price-wage nexus and the role of a tax system, *Economic Change and Restructuring*, 45: 121–133.
- Mróz M., Niedziółka D., Witkowski B., Wojtkowska-Lodej G. [2022], Wpływ cen energii na procesy inflacyjne w gospodarkach państw Europy Środkowo-Wschodniej, w: *Raport SGH i Forum Ekonomicznego*, SGH, Warszawa.
- Przekota G. [2022], Do High Fuel Prices Pose an Obstacle to Economic Growth? A Study for Poland, *Energies*, 15(18): 6606.
- Przekota G., Szczepańska-Przekota A. [2022], Pro-Inflationary Impact of the Oil Market – A Study for Poland, *Energies*, 15(9): 3045.
- Przybyliński M. [2008], Prices of Energy and Foreign Trade in the Framework of the Polish Model IMPEC, w: Grassini M., Bardazzi R. (red.), *Structural Changes, International Trade and Multisectoral Modelling*: 209–220, Firenze University Press, Firenze.
- Przybyliński M. [2010], Influence of Energy Prices on Competitiveness of the Polish Economy, w: Pocs R., Auzina A., Ozolina V. (red.), *Development and Applications of Multisectoral Macroeconomic Models*, RTU Publishing House, Riga.
- Roberts J.M. [1995], New Keynesian Economics and Phillips Curve, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27: 975–984.
- Rotemberg J.J. [1982], Sticky Prices in the United States, *Journal of Political Economy*, 60: 1187–1211.
- Taylor J.B. [1979], Straggled Contracts in a Macro Model, *American Economic Review*, 69: 108–113.
- Welfe A. [2018], *Ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Welfe A., Karp P., Kęblowski P. [2006], *Mechanizmy makroekonomiczne w gospodarce polskiej. Analiza ekonometryczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

Welfe A., Majsterek M. [2002], Wage and Price Inflation in Poland in the Period of Transition – The Cointegration Analysis, w: Charemza W.W., Strzala K. (red.), *East European Transition and EU Enlargement*, Physica-Verlag, Heidelberg.

Welfe W. [1998], Modelling Inflation in Poland, *Przegląd Statystyczny*, 45: 309–329.

Woźniak A. [2014], Przenoszenie zmian kursu walutowego na inflację w Polsce, *Bank i Kredyt*, 45.

Aneks 1. Źródła danych o strukturze cen importu

Tabela A1. Źródła danych o wskaźnikach cen importu surowców energetycznych

| Ceny importu | Zmienna | Jednostka | Źródło | Baza |
|----------------------------|---|----------------|-----------------------------|-----------------------------|
| Ropa naftowa | [3330] Crude petroleum | EUR/100 kg | Eurostat | EU trade since 1999 by SITC |
| Gaz ziemny | [343] Natural gas, whether or not liquefied | | | |
| Węgiel | [32] Coal, coke and briquettes | | | |
| Żywność (i żywe zwierzęta) | [CPO11] Food / [O] Food and live animals | 2015 = 100 EUR | Eurostat | Food price monitoring tool |
| Wagi $\tilde{\tau}_i$ | | | | |
| Ropa naftowa | Import w jednostkach energii | teradžule | International Energy Agency | |
| Gaz ziemny | | | | |
| Węgiel | | | | |

Źródło: opracowanie własne.

Aneks 2. Stylizowany model sprzężenia płacowo-cenowego

Gwiazdkami wyróżniono równania stochastyczne; falki wyróżniają zmienne egzogeniczne i egzogeniczne wagi.

- 1.* Płace nominalne: $w^p = w^p(p^c, \tilde{l}^p, \tilde{U} - \tilde{U}, \dots)$
2. Jednostkowe koszty pracy: $ulc = w^p - \tilde{l}^p$
- 3.* Indeks cen wartości dodanej brutto: $p^Q = p^Q(ulc, p^M, \dots)$
4. Indeks cen produktu krajowego brutto: $p^X = p^Q + \tilde{t}x$
- 5.* Bazowy indeks cen konsumenta: $p^{CB} = p^{CB}(p^X, p^{MB} + \tilde{t}x, \dots)$
6. Indeks cen konsumenta, energia: $p^{CE} = \tilde{\omega}_{EN} p^{CEN} + \tilde{\omega}_{EEL} \tilde{p}^{CEEL} + \tilde{\omega}_{EGA} \tilde{p}^{CEGA}$
- 7.* Konsumentencki indeks rynkowych cen energii: $p^{CEN} = p^{CEN}(p^X, p^{ME} + \tilde{t}x, \dots)$
- 8.* Indeks cen konsumenta, żywność: $p^{CF} = p^{CF}(p^X, p^{MF} + \tilde{t}x, \dots)$
9. Indeks cen konsumenta: $p^C = \tilde{\omega}_B p^{CB} + \tilde{\omega}_E p^{CE} + \tilde{\omega}_F p^{CF}$
10. Złotowy deflator importu węgla: $p^{MECO} = \tilde{p}^{MECO(EUR)} + \tilde{b}$
11. Złotowy deflator importu ropy naftowej: $p^{MEOI} = \tilde{p}^{MEOI(EUR)} + \tilde{b}$
12. Złotowy deflator importu gazu ziemnego: $p^{MEGA} = \tilde{p}^{MEGA(EUR)} + \tilde{b}$
13. Deflator importu surowców energetycznych: $p^{ME} = \tilde{\tau}_{OI} p^{MEOI} + \tilde{\tau}_{CO} p^{MECO} + \tilde{\tau}_{GA} p^{MEGA}$
- 14.* Bazowy deflator importu: $p^{MB} = p^{MB}(p^Q, \tilde{p}^w + \tilde{b}, \dots)$
15. Złotowy deflator importu żywności: $p^{MF} = \tilde{p}^{MF(EUR)} + \tilde{b}$

16. Deflator importu:
$$p^M = \tilde{\varphi}_B p^{MB} + \left(\frac{\tilde{\varphi}_{EOI}}{\tilde{\tau}_{OI} + \tilde{\tau}_{CO}} p^{MEOI} + \frac{\tilde{\varphi}_{ECO}}{\tilde{\tau}_{OI} + \tilde{\tau}_{CO}} p^{MECO} \right) + \tilde{\varphi}_F p^{MF}$$
- 17.* Deflator eksportu:
$$p^{EX} = p^{EX}(p^Q, \tilde{p}^W + \tilde{b}, \dots)$$
- 18.* Deflator spożycia publicznego:
$$p^G = p^G(p^X, \dots)$$
- 19.* Deflator nakładów inwestycyjnych brutto:
$$p^I = p^I(p^X, p^M, \dots)$$