

STUDIA METODOLOGICZNE

Paweł BARANOWSKI, Aleksandra HAŁKA

Inflacja importowana w Polsce

Celem artykułu jest zbadanie wpływu cen importu (ceny produktów kupowanych za granicą wyrażone w walucie krajowej) na mierniki cen krajowych — indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych (*CPI* ogółem) oraz indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu na rynku krajowym (*PPI* krajowe).

Ceny importu stanowią istotny czynnik kształtujący ceny krajowe, lecz pozostający w dużym stopniu poza kontrolą krajowej polityki gospodarczej. Siła wpływu zmian cen dóbr importowanych na ceny krajowe ma również duże znaczenie w kształtowaniu polityki monetarnej. Decyzje dotyczące np. zacieśnienia polityki pieniężnej w reakcji na podwyższony poziom inflacji krajowej powinny również uwzględniać wzrost cen wynikający z napływu czynników niezależnych od prowadzonej polityki, np. cen importu (Taylor, 2000).

Przedmiotem rozważań będzie zarówno wpływ długookresowy (analiza poziomów cen), jak i krótkookresowy (analiza miesięcznej dynamiki cen). Oszacowane początkowo zależności długookresowe (za pomocą metod kointegracji szeregów czasowych) posłużą następnie do budowy modelu wektorowej korekty błędem, za pomocą którego zbadana zostanie krótkookresowa reakcja gospodarki na impulsowy wzrost cen importu.

DANE LICZBOWE WYKORZYSTANE W ANALIZIE

Badanie przeprowadzono na podstawie miesięcznych danych obejmujących okres od stycznia 2000 r. do października 2011 r. Zdecydowano się na zastosowanie podejścia kosztowego, przyjmując, że na ceny krajowe wpływają przede wszystkim wynagrodzenia i ceny importu. W porównaniu do standardowego modelu kosztowego¹, opisany model nie uwzględnia wydajności pracy, co wynika z braku dobrych mierników agregatowej wydajności pracy wykorzystujących dane o częstotliwości miesięcznej².

Do analizy użyto następujących danych ze zbiorów informacyjnych GUS³:

- CPI* — CPI ogółem (indeks jednopodstawowy) — wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych obliczony na podstawie notowań cen detalicznych produktów reprezentantów. Na podstawie cen pojedynczych produktów oblicza się wskaźniki cen poszczególnych dóbr na poziomie grup elementarnych, a następnie są one agregowane według formuły Laspeyresa, z udziałem wag wartościowych obliczonych na podstawie badań budżetów gospodarstw domowych z poprzedniego roku;
- PPIK* — PPI na rynku krajowym (indeks jednopodstawowy) — wskaźnik cen produkcji sprzedanej na rynku krajowym, w skład którego wchodzi wyłącznie ceny dóbr i usług stosowane w obrocie krajowym. Podstawowym źródłem informacji o cenach producenta są sprawozdania przedsiębiorstw. Średnie ceny produktu reprezentanta są agregowane według formuły Paasche'ego, z użyciem wag wartościowych aktualizowanych co miesiąc;
- WYN* — wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw bez wypłat z zysku (w złotych, brutto), pochodzące ze sprawozdań przedsiębiorstw, w których liczba pracujących przekracza 9 osób (dane nie obejmują zatrudnionych poza granicami kraju, a także rolnictwa indywidualnego);

¹ Sztadynger (2002), s. 240 i 241; Welfe i Welfe (2004), s. 180—182.

² W wyniku przeprowadzonej recenzji zwrócono uwagę, że na ceny produkcji przemysłowej w znacznym stopniu oddziałują również koszty materiałów i energii. Uwzględnienie tego czynnika jest zasadne, choć wymagałoby dalszej rozbudowy modelu (również o nowe zmienne opisujące koszty materiałów i energii) oraz wyróżnienia krajowych i zagranicznych kosztów materiałów i energii (te drugie zawarte są już w badaniu, gdyż stanowią składową cen importu).

³ Opis zmiennych wykonano na podstawie publikacji GUS — *Ceny...* (2011), *Rocznik...* (2010), *Zasady...* (2008).

CIMP — ceny importu (indeks jednopodstawowy) — wskaźnik cen towarów dostarczonych do granicy celnej kraju. Ceny jednostkowe dóbr reprezentantów agregowane są do indeksów niższego szczebla formułą Laspeyresa na podstawie wag wartościowych aktualizowanych co miesiąc, a następnie na wyższych szczeblach agregacji — wag aktualizowanych raz na kilka lat (ostatnio w 2005 r.).

W badaniu zastosowano zmienne odsezonowane metodą TRAMO/SEATS (TRAMO — *Time series Regression with ARIMA noise, Missing observations and Outliers*; SEATS — *Signal Extraction in ARIMA Time Series*), w postaci logarytmów (zmienne transformowane w ten sposób oznaczono małymi literami). W ramach wstępnych analiz zbadano stacjonarność zmiennych, stosując dwa testy — rozszerzony test pierwiastka jednostkowego Dickey-Fullera (ADF) oraz test stacjonarności Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS)⁴. Równoległe zastosowanie testów ADF i KPSS pozwalało na potwierdzenie wyników, co jest szczególnie ważne wobec problemu słabej mocy tych testów. W teście ADF hipoteza zerowa zakłada niestacjonarność szeregu, z kolei w teście KPSS hipoteza zerowa zakłada jego stacjonarność. Wyniki przedstawiono w tabl. 1.

⁴ Szerszy opis np. Wdowiński (2010), s. 37—40.

**TABL. 1. TESTY PIERWIASTKA JEDNOSTKOWEGO I STACJONARNOŚCI
DLA ZASTOSOWANYCH ZMIENNYCH**

Zmienne	ADF	KPSS	Zmienne	ADF	KPSS
<i>cpi</i>	-0,99	1,48***	Δ <i>cpi</i>	-6,73***	0,21
<i>ppik</i>	0,90	1,39***	Δ <i>ppik</i>	-8,30***	0,15
<i>wyn</i>	-0,53	1,38***	Δ <i>wyn</i>	-12,27***	0,12
<i>cimp</i>	-0,72	1,05***	Δ <i>cimp</i>	-12,05***	0,10

U w a g a: *** oznaczają odrzucenie hipotezy zerowej odpowiednio na poziomie istotności 1%.

Na podstawie przeprowadzonych testów możemy wyciągnąć następujące wnioski⁵:

- ADF na 10% (i niższym) poziomie istotności — nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności (istnieniu pierwiastka jednostkowego) poziomów/logarytmów wszystkich analizowanych zmiennych,
- KPSS na 1% (i wyższym) poziomie istotności — odrzucamy hipotezę zerową o stacjonarności poziomów/logarytmów wszystkich analizowanych zmiennych,
- ADF na 1% (i wyższym) poziomie istotności — odrzucamy hipotezę zerową o niestacjonarności przyrostów logarytmów wszystkich analizowanych zmiennych,
- KPSS na 10% (i niższym) poziomie istotności — odrzucamy hipotezę zerową o stacjonarności przyrostów logarytmów wszystkich analizowanych zmiennych.

Biorąc pod uwagę zebrane wnioski stwierdzamy, że wszystkie zmienne zastosowane w badaniu są zintegrowane w stopniu pierwszym. Z tego względu w badaniu zależności pomiędzy poziomami badanych zmiennych konieczne jest zastosowanie metod kointegracji szeregów czasowych.

MODEL VAR

Podstawą dalszych analiz zależności będzie model wektorowej autoregresji (VAR), pozwalający najpełniej uwzględnić dynamiczne zależności pomiędzy badanymi zmiennymi. Na jego podstawie zostaną oszacowane zależności długookresowe (wyniki prezentujemy w następnej części opracowania). Użyty w analizach model VAR ma postać:

$$cpi_t = a_0 + \sum_{i=1}^Q a_{1,i} \cdot cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^Q a_{2,i} \cdot ppik_{t-i} + \sum_{i=1}^Q a_{3,i} \cdot wyn_{t-i} + \sum_{i=1}^Q a_{4,i} \cdot cimp_{t-i} + \varepsilon_{cpi,t}$$

⁵ Zastosowano wartości krytyczne „z poprawką na krótkie próby” wyznaczone przez MacKinnona (1996). W teście występowała stała, a ilość opóźnień dobrano wykorzystując kryterium Schwarz.

$$ppik_t = b_0 + \sum_{i=1}^Q b_{1,i} \cdot cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^Q b_{2,i} \cdot ppik_{t-i} + \sum_{i=1}^Q b_{3,i} \cdot wyn_{t-i} + \sum_{i=1}^Q b_{4,i} \cdot cimp_{t-i} + \varepsilon_{ppik,t}$$

$$wyn_t = c_0 + \sum_{i=1}^Q c_{1,i} \cdot cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^Q c_{2,i} \cdot ppik_{t-i} + \sum_{i=1}^Q c_{3,i} \cdot wyn_{t-i} + \sum_{i=1}^Q c_{4,i} \cdot cimp_{t-i} + \varepsilon_{wyn,t}$$

$$cimp_t = d_0 + \sum_{i=1}^Q d_{1,i} \cdot cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^Q d_{2,i} \cdot ppik_{t-i} + \sum_{i=1}^Q d_{3,i} \cdot wyn_{t-i} + \sum_{i=1}^Q d_{4,i} \cdot cimp_{t-i} + \varepsilon_{cimp,t}$$

gdzie:

a, b, c, d — parametry strukturalne,

$\varepsilon_{*,t}$ — składniki losowe.

Pierwszym etapem analiz był wybór liczby opóźnień w modelu VAR. Liczbę opóźnień (Q) dobrano stosując kryteria informacyjne (Akaike’a, Schwarza i Hannan-Quinna) oraz kryterium minimalnego błędu jednookresowej prognozy. Wyniki przedstawia tabl. 2.

TABL. 2. WARTOŚCI KRYTERIÓW WYBORU OPÓŹNIEŃ W MODELU VAR

Liczba opóźnień	Akaike’a	Schwarza	Hannan-Quinna	FPE
$Q = 1$	-27,42	-27,00	-27,25	14,50
$Q = 2$	-28,01	-27,26	-27,70	8,02
$Q = 3$	-28,09	-27,01	-27,65	7,44
$Q = 4$	-28,03	-26,62	-27,46	7,87
$Q = 5$	-27,89	-26,14	-27,18	9,13
$Q = 6$	-27,78	-25,70	-26,93	10,30

U w a g a. FPE oznacza wartość kryterium opartą na błędach prognoz *ex-post* wyznaczanych na jeden okres naprzód (z uwagi na czytelność zapisu została ona pomnożona przez czynnik skalujący 10^{18}); wartości optymalne kryterium wyróżniono pogrubieniem.

Na podstawie kryterium Akaike’a oraz FPE wybrano model o opóźnień $Q=3$ miesiące. Przy standardowych poziomach istotności tak zbudowany model cechował brak autokorelacji składników losowych (1, 2 oraz 12 rzędu)⁶. Ponadto w teście Doornika-Hansena brak było podstaw do odrzucenia hipotezy o tym, że składniki losowe pochodziły z wielowymiarowego rozkładu normalnego (choć dopiero przy 1% poziomie istotności). Kryteria Schwarza i Hannan-Quinna wskazywały na nieco krótszy rząd opóźnień (2 miesiące). Przyjęcie takiego rzędu opóźnień nie zmieniało znacząco oszacowań zależności długookresowych,

⁶ Empiryczny poziom istotności testu (*pvalue*) LM na autokorelację rzędu 1, 2 oraz 12 wyniósł odpowiednio: 11,9%, 19,3% oraz 58,5%.

aczkolwiek tak zbudowany model wykazywał statystycznie istotną autokorelację składników losowych (rzędu 1 i 2).

ZALEŻNOŚCI DŁUGOOKRESOWE

W celu analizy zależności długookresowych zastosowano metodę Johansena⁷, z tą jednak różnicą, że przyjęto *a priori* liczbę wektorów kointegrujących. Takie podejście uzasadniamy słabymi, małopróbkowymi, własnościami testów kointegracji (szczególnie ważne wobec wyniku testu Doornika-Hansena, który może sugerować nieznaczące odchylenia rozkładu reszt od rozkładu normalnego) oraz strukturą powiązań oczekiwaną na podstawie przesłanek ekonomicznych.

Naszym zdaniem oddziaływanie cen importu na CPI przebiega na dwa sposoby — bezpośrednio (poprzez zmianę cen importowanych produktów końcowych) oraz pośrednio (poprzez zmianę kosztów produkcji będącą efektem zmiany cen surowców i materiałów). W rezultacie przyjmujemy następującą strukturę długookresowych zależności pomiędzy analizowanymi zmiennymi:

- ceny konsumenta w długim okresie są kształtowane przez ceny producenta i ceny importu (szczególnie w części koszyka obejmującej towary) oraz wynagrodzenia (szczególnie w części koszyka obejmującej towary),
- ceny producenta w długim okresie są kształtowane głównie przez ceny importu i wynagrodzenia,
- w przypadku cen producenta spełniony jest warunek homogeniczności — jednoczesny wzrost cen importu i wynagrodzeń o 1% w długim okresie spowoduje 1% wzrost cen producenta,
- w długim okresie ceny konsumenta nie mają bezpośredniego wpływu na ceny producenta.

Założenia te odpowiadają postaciom zależności długookresowych⁸:

$$\begin{aligned}cpi &= \beta_1 + \beta_2 ppik + \beta_3 wyn + \beta_4 cimp \\ppik &= \beta_5 + 0 \cdot cpi + \beta_6 wyn + (1 - \beta_6) cimp\end{aligned}$$

gdzie β — parametry opisujące zależności długookresowe (tworzące wektory kointegracyjne).

Dodatkowo nałożono restrykcje na parametry dostosowań krótkookresowych. Przyjęto, że odchylenia poziomu cen importu od wielkości wynikającej z długookresowej równowagi nie wpływają na dynamikę cen importu w krótkim okresie (tzw. słaba egzogeniczność).

⁷ Szerszy opis metod kointegracji, w tym metody Johansena, przedstawiają np. Majsterek (2008), s. 45—59 oraz Wdowiński (2010), s. 50—52.

⁸ W równaniach tych wprowadzono stałą, która stanowi czynnik skalujący. Stała ta nie ma interpretacji i dlatego, w celu zwiększenia czytelności zapisu, będzie dalej pominięta.

Biorąc pod uwagę założone restrykcje oszacowano następujące zależności długookresowe⁹:

$$cpi = 0,218ppik + 0,292wyn + 0,147cimp$$

$$ppik = 0,521wyn + 0,479cimp$$

$$LR-test = 3,65 \text{ (} pvalue = 30,2\% \text{)}$$

Otrzymane wyniki są poprawne ekonomicznie — oszacowana długookresowa elastyczność ma dodatni znak i nie przekracza jedności. Wyniki testu ilorazu wiarygodności wskazują, że na 10% (i niższym) poziomie istotności nałożone restrykcje są statystycznie uzasadnione. Ponadto analizy przeprowadzone w modelu bez restrykcji słabej egzogeniczności importu doprowadziły do zbliżonych wyników.

Oszacowany bezpośredni wpływ cen importu na CPI wskazuje, że trwałe podwyższenie cen importu o 1% spowoduje, *ceteris paribus*, długookresowy wzrost cen towarów i usług konsumpcyjnych o ok. 0,15%, natomiast efekt pośredni to trwały wzrost cen importu, co spowoduje, *ceteris paribus*, długookresowy wzrost cen produkcji sprzedanej na rynku krajowym o ok. 0,48%. Taki wzrost cen producenta z kolei sprawi, *ceteris paribus*, że w długim okresie ceny towarów i usług konsumpcyjnych wzrosną dodatkowo o ok. 0,1%.

Elastyczność bezpośredniego wpływu wynagrodzeń jest zbliżona do udziału usług w koszyku CPI (28,8% w 2011 r.), co jest zgodne z założeniem, że w długim okresie ceny usług są kształtowane głównie przez wynagrodzenia. Suma elastyczności bezpośredniego wpływu cen importu i cen producenta na CPI wynosi ok. 37%. Wartość ta jest nieco mniejsza niż pozostała część koszyka CPI (po wyłączeniu udziału usług i żywności, który wynosi ok. 47%), co odpowiadałoby założeniu, że ceny towarów konsumpcyjnych są w przeważającej mierze kształtowane przez ceny importu oraz krajowe ceny producenta.

ZALEŻNOŚCI KRÓTKOOKRESOWE

Analiza zależności długookresowych z modelu VAR pozwala na dołączenie do prowadzonej analizy modelu wektorowej korekty błędem (VECM). W takim modelu zostaną równocześnie oszacowane zależności długo-, jak i krótkookresowe. Jednocześnie wykorzystanie modelu VECM w analizie umożliwia budowę modelu „oszczędnego” w parametry, a przy tym pozwala na ekonomiczną interpretację parametrów¹⁰. Z jednej strony w tak skonstruowanym modelu występują jawnie wprowadzone zależności długookresowe. Z drugiej natomiast, taki model umożliwia przeprowadzenie analizy krótkookresowej dynamiki po-

⁹ Zasadność nałożenia restrykcji została także zweryfikowana przy pomocy testu ilorazu wiarygodności (wartość statystyki testowej oznaczono jako LR-test i podano pod oszacowanymi równaniami).

¹⁰ Lütkepohl (2005), s. 244—251; Majsterek (2008), s. 75 i następne; Wdowiński (2010), s. 50—52.

wrotu systemu do równowagi po wystąpieniu szoku. Model VECM użyty w analizie zależności krótkookresowych przedstawia się następująco:

$$\begin{aligned}
 \Delta cpi_t &= a_0 + \sum_{i=1}^Q a_{1,i} \cdot \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^Q a_{2,i} \cdot \Delta ppik_{t-i} + \sum_{i=1}^Q a_{3,i} \cdot \Delta wyn_{t-i} + \\
 &\quad + \sum_{i=1}^Q a_{4,i} \cdot \Delta cimp_{t-i} + a_{EC,1} CT_{1,t-1} + a_{EC,2} CT_{2,t-1} + \varepsilon_{cpi,t} \\
 \Delta ppik_t &= b_0 + \sum_{i=1}^Q b_{1,i} \cdot \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^Q b_{2,i} \cdot \Delta ppik_{t-i} + \sum_{i=1}^Q b_{3,i} \cdot \Delta wyn_{t-i} + \\
 &\quad + \sum_{i=1}^Q b_{4,i} \cdot \Delta cimp_{t-i} + b_{EC,1} CT_{1,t-1} + b_{EC,2} CT_{2,t-1} + \varepsilon_{ppik,t} \\
 \Delta wyn_t &= c_0 + \sum_{i=1}^Q c_{1,i} \cdot \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^Q c_{2,i} \cdot \Delta ppik_{t-i} + \sum_{i=1}^Q c_{3,i} \cdot \Delta wyn_{t-i} + \\
 &\quad + \sum_{i=1}^Q c_{4,i} \cdot \Delta cimp_{t-i} + c_{EC,1} CT_{1,t-1} + c_{EC,2} CT_{2,t-1} + \varepsilon_{wyn,t} \\
 \Delta cimp_t &= d_0 + \sum_{i=1}^Q d_{1,i} \cdot \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^Q d_{2,i} \cdot \Delta ppik_{t-i} + \sum_{i=1}^Q d_{3,i} \cdot \Delta wyn_{t-i} + \\
 &\quad + \sum_{i=1}^Q d_{4,i} \cdot \Delta cimp_{t-i} + \varepsilon_{cimp,t}
 \end{aligned}$$

gdzie:

$CT_{1,t} = cpi_t - 0,218ppik_t - 0,292wyn_t - 0,147cimp_t$ — składnik korekty błędem reprezentujący pierwszy wektor kointegrujący,

$CT_{2,t} = ppik_t - 0,521wyn_t - 0,479cimp_t$ — składnik korekty błędem reprezentujący drugi wektor kointegrujący.

Tak skonstruowany model cechował się dobrymi własnościami statystycznymi — składniki losowe były nieautokorelowane¹¹ i pochodziły z rozkładu normalnego (choć, podobnie jak w przypadku modelu VAR, dopiero na 1% poziomie istotności).

W celu analizy zależności krótkookresowych zbadano reakcję cen konsumentów oraz producenta na jednorazowy wzrost cen importu. W tym celu wyznaczono funkcje reakcji na impuls (IRF)¹².

¹¹ LM 1, 2 i 12 *pvalue* przekracza 50%.

¹² Od strony technicznej wymagało to rozwiązania systemu ze względu na szoki (np. rekurencyjnie podstawiając po prawej stronie równania zapisane dla okresu $t-1$, $t-2$,... itd. Szerzej zagadnienie to omawia Lütkepohl (2005), s. 51 i 52 oraz 262—264).

Do identyfikacji wpływu poszczególnych zaburzeń na zmienne tworzące model VECM konieczne jest zdefiniowanie struktury zależności jednoczesnych. W opisywanym badaniu skorzystano z najbardziej popularnej w literaturze dekompozycji Choleskiego¹³, wprowadzając następujące kierunki jednoczesnego wpływu:

- ceny konsumenta pozostają pod (jednoczesnym) wpływem wszystkich pozostałych zmiennych (czyli cen producenta, wynagrodzeń oraz cen importu),
- ceny producenta pozostają pod (jednoczesnym) wpływem cen importu i wynagrodzeń, natomiast brak jest (jednoczesnego) wpływu cen konsumenta,
- wynagrodzenia pozostają pod (jednoczesnym) wpływem cen importu, natomiast brak jest (jednoczesnego) wpływu cen konsumenta i cen producenta,
- ceny importu nie zależą od bieżących cen konsumenta, cen producenta i wynagrodzeń.

Na wykresie przedstawiono dynamikę reakcji cen producenta i konsumenta na krótkookresowy wzrost dynamiki cen importu o 1 p.proc. Na osi poziomej zaznaczono ilość miesięcy od czasu wystąpienia impulsu.

Wyniki wskazują, że:

- reakcja krajowych cen producenta na krótkookresowy wzrost cen importu jest rozłożona w czasie (po upływie 12 miesięcy obserwujemy ok. połowy łącznej reakcji krótkookresowej),

¹³ Lütkepohl (2005), s. 58 i 59.

- w pierwszych 3 miesiącach od wzrostu cen importu reakcja cen konsumenta jest słaba, a dopiero w kolejnych miesiącach staje się silniejsza (po upływie 12 miesięcy następuje ok. 70% łącznej reakcji krótkookresowej),
- łączny efekt krótkookresowego wzrostu cen importu o 1 p.proc. na ceny producenta wynosi 0,25 p.proc. i jest o ok. połowy słabszy niż wpływ długookresowy,
- łączny efekt krótkookresowego wzrostu cen importu o 1 p.proc. na ceny konsumenta wynosi 0,12 p.proc. i jest o ok. połowy słabszy niż wpływ długookresowy.

Krótsze opóźnienie wpływu cen importu na ceny konsumenta może wynikać z faktu, że w koszyku CPI występują towary bezpośrednio importowane. Natomiast w przypadku cen producenta głównym kanałem transmisji szoku są koszty produkcji, których wpływ zazwyczaj następuje z opóźnieniem. Zaskakująca jest przy tym bardzo słaba początkowa reakcja cen konsumenta na wzrost cen importu, zwłaszcza wobec występowania w koszyku CPI importowanych dóbr finalnych. Takie zachowanie cen konsumenta w reakcji na szok cen importu może wynikać np. z niskiego wskaźnika rotacji zapasów czy sztywności cen dóbr finalnych, bezpośrednio importowanych.

Porównanie siły reakcji długookresowej (wynikającej wyłącznie z oszacowanej zależności długookresowej) i łącznej reakcji krótkookresowej (wynikającej z zależności długookresowych i krótkookresowych dostosowań) wskazuje, że po wzroście cen importu dostosowania krótkookresowe działają w kierunku osłabienia wpływu cen importu na ceny producenta i konsumenta. Wydaje się, że dostosowania te mogą wynikać z czynników, które nie są bezpośrednio wyspecyfikowane w modelu — jak np. negatywna reakcja popytu na wzrost cen bądź zahamowanie wzrostu cen w wyniku działań banku centralnego.

Podsumowanie

W artykule zbadano wpływ cen importu na mierniki cen krajowych — indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych (*CPI* ogółem) oraz indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu na rynku krajowym (*PPI* krajowe). Do badania reakcji cen krajowych zastosowano analizę opartą na modelu wektorowej autoregresji oraz modelu wektorowej korekty błędem, dzięki którym można prześledzić zależności zarówno długo-, jak i krótkookresowe. Na podstawie przeprowadzonych analiz możemy sformułować następujące wnioski:

- zarówno ceny producenta, jak i konsumenta reagują ze znacznym opóźnieniem na zmiany cen importu. Po 12 miesiącach można zaobserwować jedynie ok. 50% wpływu impulsu cenowego cen importu na ceny producenta i ok. 70% na ceny konsumenta, co może wynikać z występowania w koszyku CPI importowanych dóbr finalnych,
- w długim okresie 1% wzrost cen importu wpłynie na trwałe podniesienie cen producenta o ok. 0,48%,

- w długim okresie 1% wzrost cen importu wpłynie na trwałe podniesienie cen konsumenta o ok. 0,25%, przy czym niemal połowa z tego efektu wynika z wpływu pośredniego (wpływu na ceny producenta, które są jednym z czynników kształtujących ceny konsumenta),
- krótkookresowy wpływ wzrostu cen importu zarówno na ceny konsumenta, jak i producenta jest słabszy niż wpływ długookresowy, co może wynikać z czynników nieuwzględnionych bezpośrednio w modelu (np. reakcji popytu lub polityki monetarnej na wzrost cen).

Interesującym zagadnieniem byłoby również porównanie z wynikami badań wpływu cen importu na ceny krajowe w innych krajach (McCarthy, 2006; How..., 2006; Hahn, 2003). Niestety, ze względu na znaczne różnice w konstrukcji modeli (częstotliwość danych, dobór zmiennych, ilość wektorów kointegracyjnych), takie bezpośrednie porównanie nie jest możliwe. Dlatego też pożądane jest dokonanie podobnej analizy dla innych krajów, co w szczególności pozwoli ocenić, na ile siła wpływu cen importu na ceny krajowe zależy od otwartości gospodarki.

dr Paweł Baranowski — NBP i Uniwersytet Łódzki, **mgr Aleksandra Halka** — NBP

LITERATURA

- Ceny w gospodarce narodowej I—XII 2010* (2011), GUS
- Hahn E. (2003), *Pass-through of external shocks to euro area inflation*, „EBC Working Paper”, No. 243
- How has the globalization affected inflation?* (2006), Chapter III, IMF World Economic Outlook, April
- Lütkepohl H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin
- MacKinnon J. (1996), *Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests*, „Journal of Applied Econometrics”, vol. 11, No. 6
- Majsterek M. (2008), *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo UŁ, Łódź
- MacCarthy J. (2006), *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies*, Federal Reserve Bank of New York
- Rocznik Statystyczny Handlu Zagranicznego 2010* (2010), GUS
- Sztaudynger J. J. (2002), *Prognozowanie cen*, [w:] Milo W. (red.), *Prognozowanie i symulacja*, Wydawnictwo UŁ, Łódź
- Taylor J. B. (2000), *Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms*, „European Economic Review”, vol. 44, No. 7
- Wdowiński P. (2010), *Modele kursów walutowych*, Wydawnictwo UŁ, Łódź
- Welfe W., Welfe A. (2004), *Ekonometria stosowana*, PWE, Warszawa
- Zasady metodyczne statystyki rynku pracy i wynagrodzeń* (2008), GUS

SUMMARY

This article attempts to assess the impact of import price index on prices of goods and services (total CPI) in Poland and the producer price in the domestic market (domestic PPI). Based on monthly data, dependences were examined according to both long-term (price analysis, using the method co-integrative) and short-term (monthly analysis of price dynamics, using a vector error correction model). The study shows that both producer prices and the consumer react with a considerable delay to changes in import prices. Long-term effect of elasticity of import prices on producer prices is more than double than on consumer price and amounted to approximately 0,5. Moreover, for both measures, the long-term impact of domestic prices was stronger than in the short term.

РЕЗЮМЕ

В статье была предпринята попытка оценки влияния импортных цен на показатели цен потребительских товаров и услуг (CPI в общем) в Польше и цен проданной промышленной продукции на внутреннем рынке (PPI для страны в целом). На основе месячных данных были обследованы как долгосрочные зависимости (анализ цен с использованием коинтеграционного метода), так и краткосрочные (анализ месячной динамики цен с использованием модели векторной корректировки ошибкой).

Результат обследования говорит о том, что как цены производителя, так и потребителя реагируют на изменения импортных цен со значительной задержкой. Долгосрочная гибкость влияния импортных цен на цены производителя два раза больше по сравнению с влиянием на цены потребителя и составляла ок. 0,5. Кроме того, в случае обоих измерителей цен для страны в целом долгосрочное влияние было сильнее чем в краткий период.