

Artykuły

MARIUSZ HAMULCZUK

JACEK KULAWIK

WIESŁAW ŁOPACIUK

ROBERT MROCZEK

IWONA SZCZEPANIAK

BARBARA WIELICZKO

Instytut Ekonomiki Rolnictwa

i Gospodarki Żywnościowej – PIB

Warszawa

EKSPORT ROLNO-SPOŻYWCZY A BUDŻET PAŃSTWA I DŁUG PUBLICZNY

Wstęp

Bezdiskusyjne sukcesy eksportowe polskiego sektora rolno-spożywczego zasługują na szacunek, ale wzbudzają jednocześnie szerokie zainteresowanie ze strony polityków, ekonomistów, mediów i samych agroproducentów. Dotychczasowe analizy wyników eksportu skupiają się głównie na źródłach wysokiej konkurencyjności naszego agrobiznesu, zaliczając do nich przede wszystkim akcesję do UE, zmodernizowanie w ślad za tym potencjału wytwórczego oraz niskie koszty wytwarzania (Szczepaniak I. 2012, 2013).

Eksport powszechnie, i w teorii neoklasycznej, uważany jest za motor napędowy wzrostu gospodarczego. Ma to odzwierciedlenie w hipotezie Exports-Lead Growth (ELG), mówiącej, że eksport wyprzedza wzrost gospodarczy (np. Balassa B. 1978). Z drugiej strony, wielu zwolenników (np. Krugman 1984) ma hipoteza orzekająca, że to wzrost gospodarczy poprzedza zmiany w eksporcie Growth-Lead Exports (GLE). Analizie zależności między wzrostem gospodarczym a eksportem poświęcono wiele badań empirycznych (np. Jin J.C. i Yu E.S.H. 1996; Ukpolo V. 1998). Podejmowane są w nich próby odpowiedzi na pytania dotyczące kierunków zależności przyczynowo-skutkowych i charakteru występujących między nimi relacji. Natomiast w badaniach tych prawie w ogóle nie poświęca się uwagi eksportowi rolno-spożywczemu.

W niniejszym opracowaniu przedmiotem zainteresowania jest problem bardzo słabo rozpoznany w krajowych i zagranicznych badaniach, a mianowicie relacje między eksportem i eksportem netto produktów rolno-spożywczych a budżetem

państwa i zadłużeniem publicznym. Wprawdzie jest kilka opracowań ujmujących związki między tymi zmiennymi, ale eksport analizowany jest w nich na poziomie zagregowanym, a nie sektorowym (Saad W. 2012; Dritsaki Ch. 2013). Problem ten jest ważny również z uwagi na bieżące dyskusje toczące się wokół problemów budżetowych Polski, skutków gospodarczych i budżetowych embargo nałożonego przez Rosję czy afrykańskiego pomoru świń (ASF).

Temu podstawowemu celowi podporządkowana została struktura treści opracowania. Najpierw zaprezentowano zależności tożsamościowe i formalne, później ogólnie informuje się o wynikach handlu produktami rolno-spożywczymi i wpływach z tytułu podatków płaconych przez eksporterów tych produktów do budżetu państwa, a następnie dokonana została analiza ekonometryczna zebranego materiału empirycznego. Tekst kończą syntetyczne wnioski.

Podstawowe zależności – ujęcie teoretyczne

Standardowo problem zawarty w tytule artykułu analizuje się w makroekonomii i ekonomii międzynarodowej za pomocą pewnego zestawu tożsamości. Te ostatnie, jak wiadomo, są równaniami zawsze spełnianymi (prawdziwymi), ponieważ wiążą zmienne w sposób definicyjny. Od razu pojawia się tu jednak poważny problem. Generalnie chodzi o to, że tożsamości te z reguły nie bazują na żadnej dobrze ugruntowanej teorii zachowań ekonomicznych. W konsekwencji nie można z nich wyprowadzić skutków zmian określonej polityki, jeśli nie posiada się równocześnie modelu gospodarki. Poza tym istnieć może wiele modeli ekonomicznych zgodnych z danym równaniem tożsamościowym (Bartling H., Luzius F. 2008; Obstfeld M. 2006; Mankiw G. 2010; Oziewicz E., Michałowski T. (red.) 2013; Streit E.M. 2005; Świerkocki J. 2011). Kolejna komplikacja polega na tym, że rozważania inaczej wyglądają dla gospodarki małej i dużej oraz otwartej i zamkniętej. Nasza dalsza analiza prowadzona będzie w konwencji gospodarki małej i otwartej, bo taka funkcjonuje w Polsce.

Punktem wyjścia rozważań jest następujące równanie tożsamościowe tworzenia produktu lub dochodu w gospodarce narodowej:

$$Y = C + I + G + NX \quad (1)$$

gdzie:

Y – produkt (PKB albo PNB) lub dochód narodowy,

C – konsumpcja,

I – inwestycje,

G – wydatki rządowe,

NX – eksport netto jako różnica między eksportem produktów (EX) a ich importem (IM). Kategoria ta występuje również pod nazwą bilans handlowy netto. Gdy jest dodatnia, mamy do czynienia z nadwyżką handlową. W przeciwnym razie występuje deficyt handlowy¹.

¹ W najprostszycch ujęciach eksport netto odnosi się tylko do wymiany towarami/produktami. Rozszerzenie natomiast analizy o sferę usług prowadzi nas do salda rachunku obrotów bieżących (CA). Nie jest to jednak określenie zbyt precyzyjne, gdyż nie obejmuje jeszcze transferów.

Na podstawie równania 1 obliczyć można cztery wskaźniki udziału wyróżnionych w nim kategorii makroekonomicznych w tworzeniu produktu krajowego/narodowego lub dochodu narodowego. Dla naszych rozważań główne znaczenie ma relacja NX/Y . W przypadku pojedynczego kraju można by zakładać, iż wyższa jej wartość oznacza automatycznie poprawę sytuacji w zakresie równowagi zewnętrznej i wewnętrznej. W rzeczywistości nie jest to takie oczywiste. Wyższe saldo obrotów towarowych powoduje przecież generowanie nadwyżki kapitału krajowego, który może być wyeksportowany, co znajdzie odpowiedni wyraz w obrotach kapitałowych bilansu płatniczego. Wyeksportowanie kapitału wiąże się jednakże z ryzykiem jego utraty, co najmniej w części.

Problem ten podnoszony był niedawno w Niemczech. Kraj ten stanowi także wyzwanie dla strefy euro. Z grubsza chodzi o to, że Niemcy od lat wypracowują ogromną nadwyżkę handlową i w obrotach bieżących, ale inne kraje eurolandu odnotowują równolegle wysokie deficyty. W związku z tym, co jakiś czas pojawiają się propozycje, by w Eurostrefie nałożyć górny limit ww. nadwyżki na poziomie 7% PKB. W przypadku Polski natomiast można bez większych zastrzeżeń przyjąć, że wyższa relacja NX/Y oznacza poprawę naszej międzynarodowej pozycji inwestycyjnej (MPI). Stajemy się zatem mniej ryzykowni dla inwestorów zagranicznych. W tym samym kierunku oddziałuje przyspieszenie tempa wzrostu PKB wywołane wyższym NX , co poprawia wskaźniki w zakresie deficytu budżetowego i długu publicznego. Ergo: rząd może taniej finansować swoje potrzeby pożyczkowe na rynku. Dodajmy od razu jednak, że jest to pośrednie oddziaływanie NX na kondycję budżetu państwa. Do problemów tych jeszcze powrócimy.

Głębsze rozpoznanie zależności między eksportem netto a budżetem państwa wymaga odwołania się do kategorii oszczędności krajowych. W tym celu przekształcimy równanie 1 oraz wprowadzimy podatki netto (podatki brutto od gospodarstw domowych pomniejszone o transfery budżetowe do nich płynące). Otrzymujemy zatem następującą tożsamość:

$$NX = (S - I) + (T - G) \quad (2)$$

gdzie:

S – oszczędności osób prywatnych, które powstają przez pomniejszenie łącznej wartości faktycznych dochodów dyspozycyjnych z czynników produkcji (Y) o wydatki konsumpcyjne (C) oraz podatki netto (T).

Pierwsze wyrażenie po prawej stronie równania 2 oznacza nadwyżkę/deficyt finansowy sektora prywatnego, natomiast drugie jest nadwyżką/deficytem fiskalnym sektora publicznego. Skonstatujmy od razu: wyższy eksport netto może oznaczać zarówno poprawę położenia gospodarstw domowych, jak i budżetu państwa. W żadnym razie nie mamy tu do czynienia z jakimkolwiek automatyzmem. Z tego płynie też wniosek, że ponieważ teoria ekonomiczna nie daje jednoznacznych rozstrzygnięć w zakresie współzależności między bilansem handlowym a budżetem państwa, powinniśmy je równolegle analizować za pomocą

narzędzi empirycznych. Dodajmy jeszcze, że równanie 2 można przekształcić w następujący sposób (Hoover K.D. 2012):

$$NX + (S - I) + (T - G) = 0 \quad (3)$$

Wynika z powyższego, że wzrost eksportu netto musi doprowadzić do redukcji salda sektora prywatnego i/lub sektora publicznego. W praktyce nie zawsze wynikiem operacji algebraicznych jest zero, gdyż w rachunkach narodowych występują rozmaite zaokrąglenia.

Oszczędności krajowe można wyrazić jeszcze inaczej:

$$S = I + NX \quad (4)$$

Nawet pobieżna analiza bilansu płatniczego pokazuje ponadto, że eksport netto musi odpowiadać wartości odpływów kapitału netto (*NCO*). Innymi słowy, mamy:

$$NX = NCO \quad (5)$$

Pewnego rodzaju podsumowaniem dotychczasowych rozważań jest rysunek 1. Pokazano na nim możliwości polityki makroekonomicznej w zakresie koordynowania czterech ważnych agregatów: oszczędności krajowych (*S*), inwestycji krajowych (*I*), odpływu kapitału netto (*NCO*) oraz eksportu netto. Od razu dodajmy, że są to współzależności wysoce stylizowane.

Dotychczasowe nasze rozważania prowadzone były w konwencji porównawczo-statycznej. Istnieje jeszcze jednak podejście dynamiczne (Woll A. 2011). Najprostsze to takie, w którym operuje się przyrostami odpowiednich kategorii makroekonomicznych. W ślad za tym zmiany eksportu netto w jakimś okresie czasu (ΔNX) można zapisać następująco:

$$\Delta NX = \Delta EX - \Delta IM \quad (6)$$

Ponadto wiemy, że część dochodu narodowego (*Y*) może być przeznaczona na oszczędności, co wyraża stopa *s*, ale i na import, który opisuje stopa *m*. Po kilku przekształceniach można dojść do następującej formuły łączącej zmiany eksportu netto ze zmianami samego eksportu:

$$\Delta NX = \frac{s}{m + s} \cdot \Delta EX \quad (7)$$

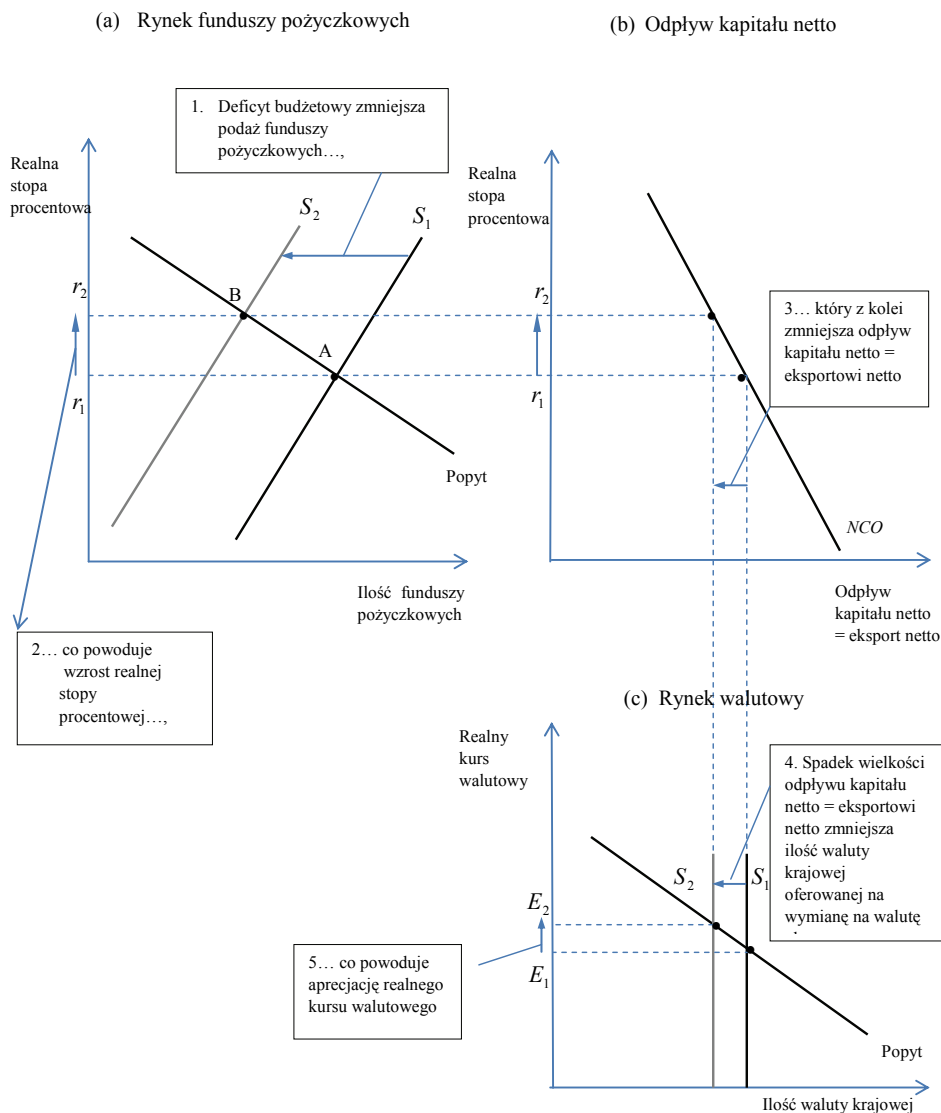
gdzie:

$s/(m+s)$ – mnożnik bilansu/salda handlowego.

Rozróżnić można teraz trzy najbardziej interesujące przypadki:

1. *s* i *m* są różne od zera. Wówczas zawsze będziemy mieli $\Delta EX > \Delta NX$. Innymi słowy, przyrost eksportu tylko w części przekłada się na poprawę salda handlowego, a więc ewentualnie i w dalszej kolejności na lepszą pozycję fiskalną danego kraju.

2. Krańcowa stopa importu $m = 0$. Wtedy $\Delta NX = \Delta EX$. Ergo: przyrost eksportu w pełni „odkłada się” w saldzie eksportu netto. W konsekwencji może polepszyć się też sytuacja w zakresie deficytu budżetowego i długu publicznego.
3. Krańcowa stopa oszczędności $s = 0$. W tym przypadku $\Delta NX = 0$, a więc mamy do czynienia z równowagą w bilansie handlowym. Byłoby to, oczywiście, równoznaczne z brakiem jakichkolwiek związków między handlem zagranicznym a budżetem państwa.



Rys. 1. Współzależności między deficytem budżetowym (rysunek a), odpływem kapitału netto = eksportowi netto (rysunek b) a kursem walutowym (rysunek c)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: (Mankiw N.G., Taylor M.P.: Makroekonomia. PWE, Warszawa 2009).

Eksport netto w makroekonomii i ekonomii międzynarodowej występuje jako zmienna objaśniająca zachowanie się innych agregatów ekonomicznych, ale też zwrotnie jest przez nie kształtowany. Tytułem tylko przykładu poniżej prezentujemy to drugie ujęcie:

$$NX = X(E^r, Y^f) - E^r M(E^r, Y, \tau, r, \varepsilon) \quad (8)$$

+ + - + - - +

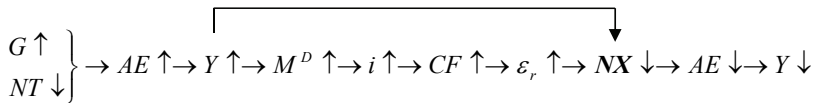
gdzie:

- X – eksport,
- $E^r M$ – nominalna wartość importu mierzona w walucie krajowej,
- E^r – realny kurs walutowy,
- Y^f – produkt całkowity reszty świata,
- Y – produkt całkowity gospodarki danego kraju,
- π – stopa podatkowa,
- r – realna stopa procentowa,
- ε – oczekiwana stopa przyszłego wzrostu gospodarczego,
- +,- – pod symbolami zmiennych oznaczają pochodne cząstkowe, a więc ich czy-
sty wpływ na eksport netto (Sorensen P.B., Whitta-Jacobson H.J. 2010).

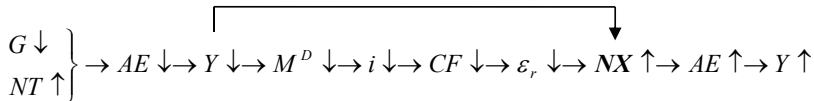
Interesujące nas problemy analizowane muszą być w perspektywie jednak całej polityki gospodarczej prowadzonej w danym czasie i miejscu. W dużym skrócie możemy powiedzieć, że polityka makroekonomiczna to każdorazowa kombinacja polityki fiskalnej i monetarnej, które w gospodarce otwartej mogą być prowadzone w reżimie stałego lub płynnego kursu walutowego. Dla naszych rozważań znaczenie ma ten ostatni. W ślad za B. Czarnym, poniżej zestawiamy standardowy ciąg zależności przyczynowo-skutkowych w ww. rodzajach polityki (Czarny B. 2011):

1. Polityka fiskalna/budżetowa:

a) łagodna:



b) restrykcyjna:



2. Polityka pieniężna monetarna:

a) łagodna:

$$M^S \uparrow \rightarrow i \downarrow \rightarrow \begin{cases} AE \uparrow \rightarrow Y \uparrow \\ CF \downarrow \rightarrow \varepsilon_r \downarrow \rightarrow NX \uparrow \rightarrow AE \uparrow \rightarrow Y \uparrow \end{cases}$$

b) restrykcyjna:

$$M^S \downarrow \rightarrow i \uparrow \rightarrow \begin{cases} AE \downarrow \rightarrow Y \downarrow \\ CF \uparrow \rightarrow \varepsilon_r \uparrow \rightarrow NX \downarrow \rightarrow AE \downarrow \rightarrow Y \downarrow \end{cases}$$

gdzie:

- AE – zagregowane wydatki,
- CF – przepływy kapitału zagranicznego,
- ε_r – realny kurs walutowy,
- G – wydatki rządowe,
- i – stopa procentowa,
- M^D – realny popyt na pieniądź,
- M^S – podaż pieniądza,
- NT – podatki netto,
- NX – **eksport netto**,
- Y – produkcja.

Powyższe zależności mają również charakter wysoce stylizowany. Oznacza to tylko ogólne zorientowanie się o prawdopodobnej reakcji gospodarki, a w tym także eksportu netto, na zmiany impulsów fiskalnych i/lub monetarnych. Pełniejszy obraz uzyskano by bez wątpienia, gdyby dysponowano modelem gospodarki narodowej w konwencji równowagi ogólnej i dynamicznej, na którym można by symulować różne scenariusze, a więc np. zmiany salda handlowego wymiany zagranicznej produktami rolno-spożywczymi. W Polsce takimi możliwościami kadrowymi i programowo-sprzętowymi dysponuje m.in. Instytut Ekonomiczny NBP.

Teraz powracamy do zależności między wzrostem gospodarczym a deficytem budżetowym i długiem publicznym. Jak pamiętamy, wzrost jest pośrednim kanałem, za pośrednictwem którego eksport i eksport netto mogą wpływać na położenie fiskalne kraju. W tym momencie skorzystamy z dorobku O. Blancharda, głównego ekonomisty MFV i profesora ekonomii *Massachusetts Institute of Technology*. Punktem wyjścia rozważań jest najprostsze tzw. budżetowe ograniczenie rządu:

$$B_t - B_{t-1} = rB_{t-1} + G_t - T_t \quad (9)$$

gdzie:

- B_t, B_{t-1} – dług publiczny odpowiednio w okresie t i $t-1$,
- G_t – wydatki rządowe w roku t ,

r – realna stopa procentowa,

T_t – podatki netto, a więc podatki brutto pomniejszone o transfery, w roku t (Blanchard O. 2011).

Dodajmy, że różnica $G_t - T_t$ określana jest jako saldo pierwotne budżetu państwa (Blanchard O. 2011; Blankart Ch.B. 2011; Brümmerhoff D. 2011)². Dodając do formuły 9 realną wielkość PKB (Y) oraz stopę jego wzrostu (g), otrzymujemy finalną postać ograniczenia budżetowego rządu:

$$\frac{B_t}{Y_t} - \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} = (r - g) \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} + \frac{G_t - T_t}{Y_t} \quad (10)$$

Po lewej stronie równania 10 mamy zmiany relacji długu publicznego do PKB w czasie, a więc wskaźnik bardzo uważnie śledzony m.in. przez Komisję Europejską, która bierze go pod uwagę przy ocenie sytuacji fiskalnej krajów członkowskich. Przykładowo, jest on uwzględniany w pracach analitycznych związanych z wdrażaniem tzw. procedury nadmiernego deficytu. Relacja powyższa zawarta jest *explicite* także w naszej konstytucji oraz ustawie o finansach publicznych. Ogólnie wskaźnik powyższy rośnie, gdy:

- zwiększa się realna stopa procentowa,
- maleje tempo wzrostu PKB,
- wyższy jest poziom początkowy PKB,
- wyższa jest relacja deficytu pierwotnego do PKB.

Wskaźnik deficyt budżetowy do PKB wykorzystywany jest także do określania zadłużenia „zrównoważonego”, a więc możliwego do spłaty. Krótko prezentujemy tu koncepcję Ch.B. Blankarta, która w istocie jest kolejnym zdynamizowaniem zmodyfikowanego ujęcia O. Blancharda (Blankart Ch.B. 2011).

Po kilku przekształceniach dochodzimy do ostatecznego równania:

$$\frac{d\left[\frac{D(t)}{Y(t)}\right]}{dt} = \frac{G'(t) - T(t)}{Y(t)} + (i - g) \frac{D(t)}{Y(t)}, \text{ przy czym } g \equiv \frac{Y'(t)}{Y(t)} \quad (11)$$

gdzie:

$D(t)$ – dług publiczny w momencie t ,

i – realna stopa procentowa,

pozostałe oznaczenia jak we wzorze 10.

² Istnieją jeszcze inne rodzaje deficytu budżetowego. Może być on liczony jak różnica między całkowitymi wydatkami państwa a jego dochodami (deficyt budżetowy rzeczywisty). Można operować po stronie wydatków realnym oprocentowaniem długu publicznego (deficyt budżetowy skorygowany o inflację). Kategorię tą można ustalać jeszcze przy założeniu, że gospodarka rozwija się według normalnego trendu (deficyt budżetowy wyrównany cyklicznie). W tym przypadku zmiana salda budżetowego spowodowana jest różnicami między produkcją potencjalną a rzeczywistą. Deficyt strukturalny z kolei to taki, który istniałby w warunkach osiągnięcia produkcji potencjalnej. W Polsce deficyt budżetowy i dług publiczny oblicza się zgodnie z zapisami ustawy o finansach publicznych. Unia Europejska z kolei stosuje własny system. Poprzednio był to ESA'95, a obecnie obowiązuje ESA'10. Różnice między polską a unijną statystyką wynoszą 1-3 p.p. w przypadku relacji dług publiczny/PKB.

Z formuły 11 wynika, że w gospodarce rosnącej, bez uwzględnienia inflacji, dług publiczny jest trwale zrównoważony, tzn. jego relacja do PKB jest stała, gdy:

1. Przy $i = g$ deficyt pierwotny jest równy zero. Innymi słowy, dług finansowany jest w całości przez gospodarkę krajową.
2. Jeśli $i > g$, potrzebna jest nadwyżka pierwotna. Im jednak później ta ostatnia się pojawi, tym wyższy musi być jej poziom.
3. Gdy $i < g$, deficyt pierwotny w stosunku do długu publicznego musi być równy różnicy między stopą wzrostu gospodarczego a realną stopą procentową.

Handel zagraniczny produktami rolno-spożywczymi i dochody budżetu państwa z tytułu podatków płaconych przez przemysł spożywczy

W okresie transformacji systemowej, a następnie członkostwa Polski w Unii Europejskiej, nastąpiły duże zmiany w polskim handlu zagranicznym produktami rolno-spożywczymi. Szybszy wzrost eksportu niż importu doprowadził do zasadniczej zmiany salda handlu zagranicznego sektora rolno-spożywczego. Polska przekształciła się z importera netto, jakim była do 2002 roku, w coraz bardziej liczącego się eksportera netto żywności. W latach 2000-2013 wartość eksportu zwiększyła się blisko siedmiokrotnie, a importu ponad czterokrotnie. Skutkiem tego w 2013 roku nadwyżka handlowa w obrotach żywnością zbliżyła się do 6 mld euro (rys. 2).

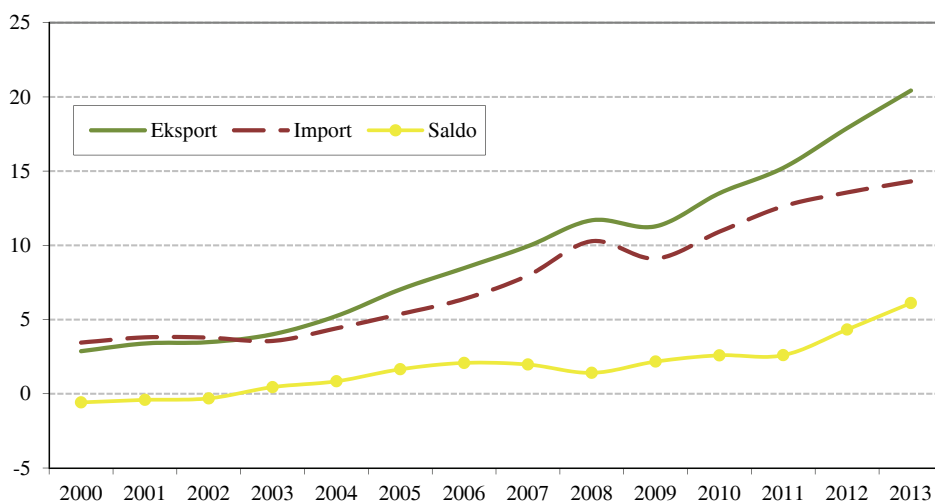
Szczególnie szybki wzrost obrotów handlowych miał miejsce od 2003 roku wraz z przyspieszeniem liberalizacji wymiany handlowej z Unią Europejską. Podpisanie w 2002 roku „umowy dwuzerowej” z UE, która zwiększyła dostęp polskich eksporterów do Jednolitego Rynku Europejskiego, spowodowało przyspieszenie średniego tempa wzrostu wartości wywozu, przede wszystkim dzięki wzrostowi eksportu do krajów członkowskich.

Wbrew wcześniejszym obawom wynikającym z przestarzałych struktur produkcyjnych polskiego rolnictwa, opóźnienia technologicznego przemysłu spożywczego, słabiej rozwiniętych struktur rynkowych, braku produktów markowych oraz niskiego poziomu działalności marketingowo-promocyjnej, okazało się, że postęp, jaki osiągnięto w okresie przygotowawczym do integracji z UE³, umożliwił wykorzystanie przewag komparatywnych w momencie otwarcia rynku unijnego i w późniejszych latach. Wcześniej dostęp ten ograniczała polityka handlowa UE, która poprzez wysokie (niejednokrotnie zaporowe) bariery celne skutecznie chroniła rynek wewnętrzny, a dostęp na warunkach preferencyjnych był ściśle limitowany (Szczepaniak I. 2012).

Przedmiotem polskiego handlu zagranicznego produktami rolno-spożywczymi są przede wszystkim produkty przemysłu spożywczego. Szacunkowy udział produktów przemysłu spożywczego w całkowitym eksporcie rolno-spożywczym

³ Decydującą rolę odegrały tu procesy dostosowawcze spowodowane urynkowieniem gospodarki żywnościowej (w tym procesy prywatyzacji z udziałem kapitału zagranicznego) oraz wysokie wymagania dotyczące standardów i jakości produkowanej żywności. Istotna była także obecność na polskim rynku międzynarodowych sieci handlowych, które mają rozwinięte kanały dystrybucji we wszystkich krajach członkowskich.

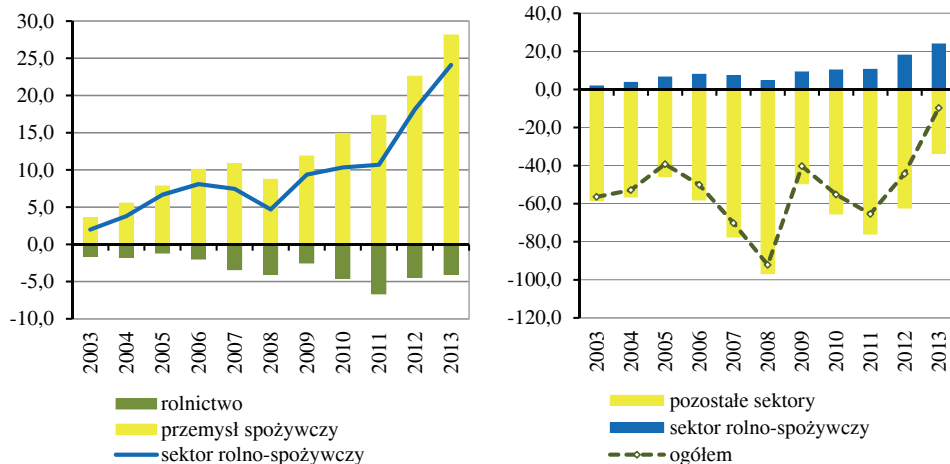
Polski sięga aż 80-85%. Udział produktów przemysłu spożywczego w imporcie rolno-spożywczym jest niższy i wynosi około 70-75%. Handel rolno-spożywczy z kolei odgrywa ważną rolę w polskim handlu zagranicznym. Udział eksportu rolno-spożywczego w eksporcie Polski ogółem przed akcesją kształtował się w granicach 8-9%, w kolejnych latach wzrósł do blisko 10%, a począwszy od 2009 roku oscyluje w granicach 11-12% (w 2013 roku przekroczył 13%). Udział importu rolno-spożywczego w imporcie Polski ogółem był niższy i w latach 2003-2008 wahał się w przedziale 6-7%. Od 2009 roku udział produktów rolno-spożywczych w całym imporcie nieprzerwanie przekracza 8% (w 2013 roku wskaźnik ten wyniósł 9,2%). Zmiany te wynikają z wyraźnie wyższej dynamiki wzrostu obrotów handlowych produktami rolno-spożywczymi niż handlu produktami pozostałych sektorów (Ambroziak Ł., Szczepaniak I. 2013).



Rys. 2. Polski handel zagraniczny produktami rolno-spożywczymi (w mld zł)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych CAAC.

Sektor rolno-spożywczy jest jedną z nielicznych gałęzi gospodarki narodowej, która uzyskuje dodatni bilans w wymianie handlowej. W warunkach znaczącego deficytu, występującego w polskim handlu produktami nieżywnościowymi (w 2013 roku 8,1 mld euro, tj. 33,8 mld zł), wysoka nadwyżka w handlu produktami rolno-spożywczymi (5,7 mld euro, tj. 24,1 mld zł) ma zatem ogromne znaczenie dla naszego bilansu handlowego. W 2013 roku nadwyżka ta pokryła ponad 70% deficytu w handlu produktami pozostałych sektorów i wywarła istotny wpływ na kierunek zmian salda wymiany handlowej Polski ogółem (deficyt zmniejszył się o ponad 3/4) – por. rys. 3b. Na saldo handlu produktami rolno-spożywczymi wpływ ma przede wszystkim saldo obrotów produktami przemysłu spożywczego, które jest dodatnie i od 2004 roku szybko wzrasta, podczas gdy deficyt w handlu zagranicznym artykułami rolnymi pozostaje bardzo głęboki (rys. 3a).



a) produkty przemysłu spożywczego i rolnictwa

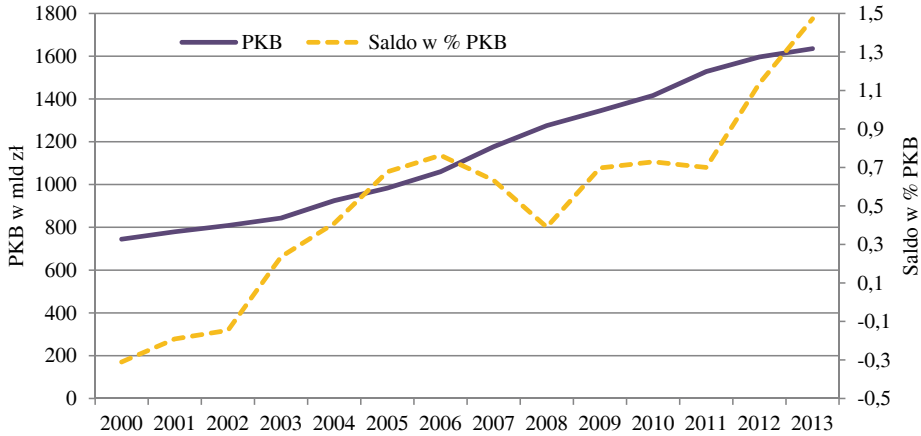
b) produkty sektora rolno-spożywczego i pozostałych sektorów

Rys. 3. Saldo obrotów handlowych Polski (mld zł)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych CAAC.

Ukształtowana struktura towarowa handlu produktami rolno-spożywczymi jest korzystna dla polskiej gospodarki i potwierdza tezę o proeksportowym charakterze rozwoju krajowego przemysłu spożywczego. Eksportując produkty przetworzone, producenci czerpią znacznie większe korzyści z wartości dodanej niż eksportując tylko surowce, niezbędne do ich wytworzenia. Przemysłowe przetwórstwo żywności z przeznaczeniem na eksport umożliwia ponadto lepsze wykorzystanie zasobów, a tym samym pozwala czerpać korzyści skali. Eksport produktów przetworzonych (finalnych) sprzyja także promocji polskiego sektora żywnościowego na rynkach zewnętrznych, którą trudniej jest prowadzić, eksportując surowce rolne czy też półfabrykaty. Z kolei import surowców (najczęściej z innych stref klimatycznych), a następnie ich przetwórstwo w kraju, jest bardziej korzystny niż import wyrobów gotowych, gdyż sprzyja poprawie salda handlu zagranicznego, a także umożliwia wytwarzanie większej wartości dodanej, lepsze wykorzystanie potencjału ekonomicznego oraz powstawanie nowych miejsc pracy.

W analizowanym okresie zarówno PKB, jak i saldo handlu zagranicznego produktami rolno-spożywczymi wykazywały tendencje wzrostowe, chociaż to ostatnie charakteryzowało się znacznie większymi wahaniami (rys. 4). Wpływu wysokości salda obrotów żywnością na PKB nie należy jednak przeceniać, mimo iż w ostatnim okresie relacja ta istotnie się zwiększyła. W latach 2012-2013 saldo wymiany produktami rolno-spożywczymi stanowiło bowiem zaledwie 1,0-1,5% PKB (w poprzednich latach ta proporcja kształtowała się wyraźnie poniżej 1%).



Rys. 4. Produkt krajowy brutto Polski i saldo obrotów polskiego handlu zagranicznego produktami rolno-spożywczymi

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych CAAC i GUS.

W kolejnym kroku dokonano próby oceny wkładu przemysłu spożywczego, a w dalszej konsekwencji eksporterów z tej branży, do budżetu państwa z tytułu odprowadzanych podatków. Z przeprowadzonych obliczeń (tab. 1) wynika, że przedsiębiorstwa przemysłu spożywczego są znaczącym i coraz bardziej liczącym się płatnikiem podatków, składających się na dochody budżetu państwa.

Największą rolę wśród odprowadzanych podatków stanowi przy tym podatek akcyzowy. Stąd wszelkie zmiany stawek tego podatku w odniesieniu do przemysłu spożywczego mają ogromne znaczenie i powinny być dobrze przemyślane, tak aby ich skutki nie były odwrotne od założonych. Łącznie podatki odprowadzane przez przedsiębiorstwa przemysłu spożywczego do budżetu w latach 2011-2013 wyniosły blisko 74 mld zł, stanowiąc w kolejnych latach odpowiednio: 9,4%, 10,2% i 10,6% całkowitych wpływów podatkowych do budżetu państwa. Udział odprowadzonych przez przemysł spożywczy podatków w PKB Polski nie był jednak wysoki i w ostatnich trzech latach kształtował się na poziomie zaledwie 1,5-1,6% (tab. 1).

Brak jest dokładnych danych statystycznych dotyczących odprowadzania poszczególnych podatków przez eksporterów produktów rolno-spożywczych czy też przedsiębiorstwa przemysłu spożywczego sprzedające swoje wyroby za granicą. Dostępne dane o wynikach handlowych sektora rolno-spożywczego, jak również badania IERiGZ-PIB dotyczące orientacji eksportowej przemysłu spożywczego (Szczepaniak I. 2012), umożliwiają jednak oszacowanie skali obciążeń podatkowych w grupie przedsiębiorstw-eksporterów. Zgodnie z tym szacunkiem, eksporterzy ci łącznie w latach 2011-2013 odprowadzili z tytułu podatków prawie 23 mld zł, przy czym udział tych podatków w całkowitych dochodach podatkowych kraju wzrósł z 2,8% w 2011 roku do 3,5% w 2013 roku (stanowiło to jednak zaledwie ok. 0,5% PKB). Spośród poszczególnych podat-

ków największy dopływ środków do budżetu pochodził z podatku akcyzowego (od 7% do 9% ogółu wpływów do budżetu z tytułu tego podatku). Udział pozostałych analizowanych podatków w dochodach państwa z tytułu tych podatków nie przekraczał 2% (tab. 1).

Należy wziąć pod uwagę, że powyżej przedstawiono tylko szacunki wpływów do budżetu państwa z tytułu podatków płaconych przez eksporterów produktów przemysłu spożywczego. Efekt netto może być znacząco różny, jeżeli byśmy uwzględnili wydatki budżetowe związane transferami, wydatki na promocję itp.

Tabela 1

Podatki w przemyśle spożywczym i ich rola w budżecie państwa w latach 2011-2013

Wyszczególnienie	Podatki w przemyśle spożywczym			w tym podatki płacone przez eksporterów produktów przemysłu spożywczego (szacunek)		
	2011	2012	2013	2011	2012	2013
Podatek akcyzowy						
Wartość (mln zł)	14 416,9	16 333,4	16 739,6	4 253,0	5 030,7	5 440,4
Udział w dochodach podatkowych ogółem (%)	24,9	27,0	27,6	7,3	8,3	9,0
Podatek VAT (saldo)						
Wartość (mln zł)	4 766,6	5 242,5	5 433,9	1 406,2	1 614,7	1 766,0
Udział w dochodach podatkowych ogółem (%)	3,9	4,4	4,8	1,2	1,3	1,6
Podatek dochodowy od osób prawnych (CIT)						
Wartość (mln zł)	1 501,7	1 501,9	1 121,7	443,0	462,6	364,6
Udział w dochodach podatkowych ogółem (%)	6,0	6,0	4,9	1,8	1,8	1,6
Podatek dochodowy od osób fizycznych (PIT)						
Wartość (mln zł)	2 229,2	2 306,8	2 381,0	657,6	710,5	773,8
Udział w dochodach podatkowych ogółem (%)	5,9	5,8	5,8	1,7	1,8	1,9
Razem podatki						
Wartość (mln zł)	22 914,4	25 384,6	25 676,2	6 759,8	7 818,5	8 344,8
Udział w dochodach podatkowych ogółem (%)	9,4	10,2	10,6	2,8	3,1	3,5
Udział w PKB (%)	1,5	1,6	1,6	0,4	0,5	0,5

Źródło: Opracowanie własne na podstawie publikowanych i niepublikowanych danych GUS.

Analiza ekonometryczna

Dalsza część analizy empirycznej skoncentrowana jest na ekonometrycznej ocenie oddziaływania zmian w handlu zagranicznym produktami rolno-spożywczymi na zadłużenie budżetu państwa. Przy okazji dokonano również weryfikacji hipotezy o wpływie eksportu na wzrost gospodarczy (ELG vs GLE). Z uwagi na fakt, że handel produktami rolno-spożywczymi stanowi tylko część handlu zagranicznego, analizie poddano również wymianę całkowitą towarami w celu weryfikacji sensowności uzyskanych wyników na niższym poziomie agregacji.

Badania oparto na kwartalnych danych z lat 2002-2013. Analizowano współzależności między następującymi zmiennymi (kategoriami ekonomicznymi, w nawiasach przyjęte oznaczenia):

- deficyt rządowy po konsolidacji (GovDebt), mln PLN, wg NBP,
- PKB (GDP), mln PLN, wg GUS,
- kurs PLN/EURO (EURO), średnia z danych miesięcznych, wg NPB,
- eksport towarów ogółem (EXP_T), mln PLN, wg Eurostat,
- eksport produktów rolno-spożywczych (EXP_Ag), mln PLN, wg Eurostat,
- eksport netto towarami ogółem, inaczej bilans handlowy (TB_T), mln PLN, wg Eurostat,
- eksport netto produktów rolno-spożywczych (TB_Ag), mln PLN, wg Eurostat.

W ocenie empirycznej zastosowano kilka metod, wychodząc od najprostszych, a kończąc na modelach ekonometrycznych. W pierwszym kroku dokonano analizy graficznej i korelacyjnej między zmianami zadłużenia SP a eksportem i eksportem netto produktów rolno-spożywczych. Analiza ta była oparta na danych skorygowanych sezonowo i pozbawionych długookresowego trendu. Do sezonowej korekty danych wykorzystano metodę X-12-ARIMA (Grudkowska S., Pańnicka E. 2007, X-12 ARIMA 2007), a do eliminacji trendu zastosowano filtr Hodricka-Prescotta (Hodrick R., Prescott E. 1997).

W kolejnym kroku wykorzystano analizę przyczynowości w sensie Grangera dla par wybranych zmiennych w celu uchwycenia kierunku dominujących zależności krótkookresowych. Skoncentrowano się na poszukiwaniu przyczyn dla zmian deficytu rządowego. Analiza ta została poprzedzona oceną stacjonarności poszczególnych szeregów czasowych z wykorzystaniem rozszerzonego testu Dickeya-Fullera (ADF) na pierwiastek jednostkowy (szerzej na ten temat np. Enders W. 2010). W teście przyczynowości przyjmuje się, że zmienna X jest przyczyną w sensie Grangera dla zmiennej Y , jeżeli wykorzystując ją potrafimy poprawić jakość prognoz zmiennej Y . Przyczynowość, z uwagi na niestacjonarność zmiennych, badano przy pomocy testu Grangera, o następującej konstrukcji (Lütkepohl H., Krätzig M. 2007; Pindyck R., Rubinfeld D. 1998):

$$\Delta y_t = A_0 D_t + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

gdzie:

A_0, α_j, β_j – parametry modelu,

D_t – zmienne deterministyczne dla uwzględnienia stałej i wahań sezonowych,

y i x – zmienne modelu podlegające badaniu,

k – liczba opóźnień,

Δ – przyrosty zmiennych,

ε – składnik losowy.

Hipoteza zerowa, mówiąca o braku przyczynowości, zakłada, że $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$. Hipoteza alternatywna orzeka natomiast o istotnym znaczeniu opóźnionych wartości zmiennej x . W analizie przyczynowości do oceny powyższych restrikcji wykorzystano test F (wariant Walda). Opóźnienia dobierano na podstawie kryterium Akaike'a.

W następnym kroku testowano występowanie zależności długookresowych między GDP, GovDebt, EURO oraz jedną ze zmiennych wyrażających eksport ogółem (EXP_T) lub eksport rolno-spożywczy (EXP_Ag). Badanie kointegracji zmiennych przeprowadzono przy pomocy procedury Johansena, dla której podstawę stanowią modele wektorowe VAR i VECM. Wektorowy model korekty błędem VAR obejmuje zestaw równań, w którym każda ze zmiennych jest wyjaśniana przez swoje przeszłe obserwacje i przeszłe obserwacje pozostałych zmiennych (Kusideł E. 2000; Tsay R. 2010):

$$Y_t = A_0 D_t + \sum_{i=1}^k A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

gdzie: Y_t – wektor bieżących obserwacji, A_0 – macierz parametrów przy zmiennych wektora zmiennych deterministycznych D_t , A_i – macierz parametrów przy opóźnionych zmiennych wektora Y_{t-i} , gdzie maksymalny rząd opóźnienia wynosi k , ε_t – wektor zmiennych losowych.

Niestacjonarne szeregi czasowe są skointegrowane, jeśli ich liniowa kombinacja jest stacjonarna $I(0)$. Nosi ona nazwę ścieżki równowagi długookresowej. Do testowania zależności kointegracyjnych model VAR jest przekształcony do postaci modelu VECM (Kusideł E. 2000; Tsay R. 2010):

$$\Delta Y_t = \psi_0 D_t + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

gdzie: $\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I$, zaś $\Pi_i = -\sum_{j=i+1}^k A_j$. Macierz Π nazywana jest macierzą równowagi długookresowej i składa się z macierzy wektorów kointegracyjnych β i macierzy dostosowań do równowagi długookresowej α , co można zapisać $\Pi = \alpha \beta$. Π_i jest macierzą parametrów krótkookresowych.

Do badania kointegracji w procedurze Johansena używa się rzędu macierzy Π , który jest równy liczbie niezależnych wektorów kointegracyjnych. Ta prawidłowość jest wykorzystana w teście śladu Johansena, którego celem jest określenie liczby wektorów kointegracyjnych (Kusideł E. 2000):

$$LR_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (15)$$

gdzie: LR_{trace} – statystyka testowa, T – liczba obserwacji, $\hat{\lambda}_i$ to wartości własne macierzy Π .

Test śladu służy do testowania hipotezy zerowej, że liczba wektorów kointegrujących jest równa lub mniejsza od r . Hipoteza alternatywna zakłada, że ta liczba jest większa od r .

Skorelowanie składników losowych między sobą umożliwia przekształcenie modelu VECM do postaci strukturalnej oraz bliższe poznanie współzależności między zmiennymi, a także znaczenia poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu innych. Wykorzystuje się w tym celu analizę funkcji odpowiedzi na impuls (*Impulse response function* – IRF) oraz dekompozycję wariancji błędów prognoz (*Forecast variance error decomposition* – FVED) (szerzej Kusideł E. 2000; Lütkepohl H., Krätzig M. 2007).

Analizę statystyczną rozpoczęto od graficznego przedstawienia zależności między deficytem budżetu państwa a eksportem towarów i saldem bilansu handlu zagranicznego towarami (ogółem i rolno-spożywczymi). Z uwagi na to, że trend i sezonowość mogą zakłócać wnioskowanie, na rysunku 5 przedstawiono dane skorygowane sezonowo i pozbawione trendu.

Najsilniejsze dodatnie zależności z deficytem budżetowym wykazuje kurs PLN/EUR (współczynnik korelacji 0,63). Z uwagi na to, że zadłużenie zagraniczne budżetu państwa wyrażone w euro w latach 2002-2013 stanowiło 15-22% całkowitego zadłużenia Polski, kurs PLN/EUR dosyć silnie wpływa na wahania w deficycie rządowym. Mniejsze znaczenie powinien mieć kurs dolara, jako że udział długu nominowanego w USD w roku 2013 nie przekraczał 6%.

Związki handlu zagranicznego (ogółem i rolno-spożywczego) z zadłużeniem są mniej wyraźne. Współczynniki korelacji zawierały się w przedziale od 0,18 (eksport ogółem) do 0,5 (eksport rolno-spożywczy). Zauważyć jednak można (rys. 5), że zadłużenie denominowane w euro poprzedza wyniki handlu zagranicznego. Eksport również jest negatywnie skorelowany z PKB.

W dalszej części badań próbowano odpowiedzieć na dwa pytania. Po pierwsze, jaki jest kierunek zależności między poszczególnymi zmiennymi, a szczególnie między zadłużeniem a handlem zagranicznym? Po drugie, czy istnieje równowaga długookresowa między wybranymi zmiennymi, która zasadniczo sama w sobie wskazuje na występowanie zależności przyczynowych?

Z uwagi na to, że analizowane zmienne były niestacjonarne (jedynie wątpliwości są w przypadku zmiennej EURO, dla której wyniki testowania były niejednoznaczne), zintegrowane w stopniu pierwszym, modele przyczynowości oparto na pierwszych przyrostach logarytmów zmiennych. Poniżej za pomocą strzałek (bez wnikania w szczegóły poszczególnych równań) oznaczono kierunki przepływu krótkookresowych impulsów między parami zmiennych (oznaczenia jak wyżej):

- GDP → GovDebt,
- GDP → EURO,
- GDP → TB_T,
- GovDebt → TB_T,
- GovDebt → Ex_T,
- GovDebt → Ex_Ag,
- GovDebt → EURO,
- EURO → TB_T,
- EURO ↔ TB_Ag.

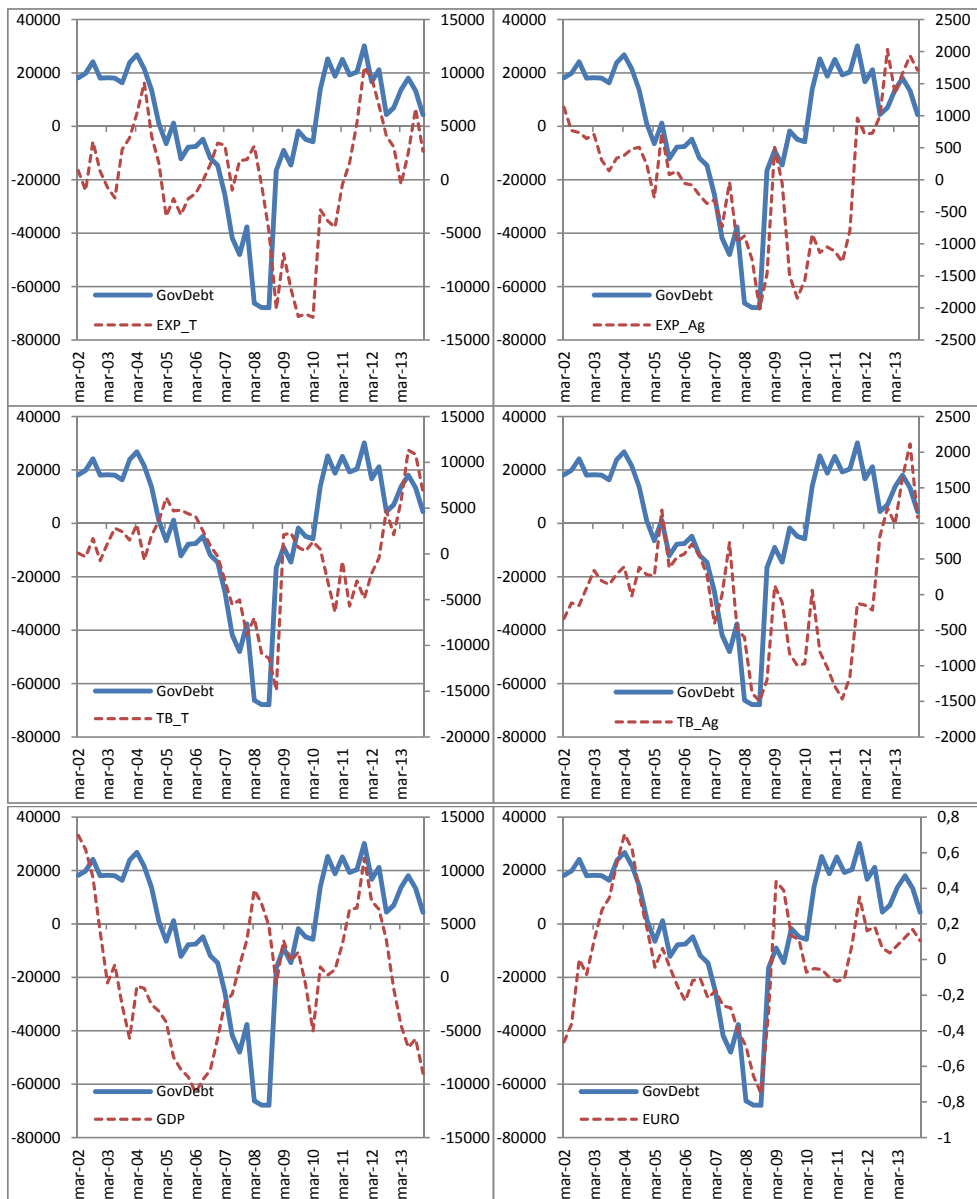
W powyższym kontekście okazuje się, że to poziom zadłużenia Skarbu Państwa determinuje rozwój handlu zagranicznego, a nie odwrotnie. Przede wszystkim to pod jego wpływem znajduje się kurs walutowy, tak ważny dla handlu zagranicznego. Jedyną zmienną, która jest przyczyną w sensie Grangera dla zadłużenia SP, jest PKB. Nie stwierdzono statystycznie istotnych związków przyczynowych między zadłużeniem SP a saldem handlu zagranicznego produktami rolno-spożywczymi. Również brak było statystycznie istotnych związków między zmianami PKB a eksportem czy bilansem handlu produktami rolno-spożywczymi.

Podsumowując, analiza ta pozwala na sformułowanie przypuszczenia, mówiącego, że główne krótkookresowe kierunki zależności o charakterze przyczynowym mogą być następujące: GDP → GovDebt → EURO → TB_T, TB_Ag, EXP_T, EXP_Ag. W tym kontekście eksport (saldo) wydaje się być kategorią wynikową, co sugeruje, że mamy do czynienia z zależnością typu GLE. Ewentualnie kurs walutowy i niektóre kategorie handlowe mogą wykazywać się dwustronnymi zależnościami.

Analizowano również występowanie zależności długookresowych między zmiennymi. Przy czym skoncentrowano się w dalszych analizach na wpływie eksportu (ogółem i rolno-spożywczego). Wyniki testu śladu zawarto w tabeli 2. Hipoteza zerowa o braku kointegracji między zmiennymi została odrzucona w obydwu zestawach zmiennych ($p=0,05$)⁴. Można ostrożnie przyjąć, że mamy do czynienia z jednym wektorem kointegrującym, co ma następujące implikacje. Po pierwsze, wskazuje to, że między zmiennymi istnieje zależność długookresowa. Po drugie, jest to potwierdzenie występowania zależności przyczynowo-skutkowych. Po trzecie, w dalszych analizach zasadne jest stosowanie modelu VECM.

W dalszej kolejności podjęto próbę oceny współzależności między zadłużeniem SP, zmianami PKB, kształtowaniem się kursu PLN/EURO a eksportem. Właściwości danych (niestacjonarność oraz istnienie jednego wektora kointegracyjnego) wskazują na możliwość zastosowania modelu VECM, który pozwala na kompleksową analizę zarówno związków długo-, jak i krótkookresowych.

⁴ Interesujące jest to, że test częściowo też sugeruje pełen rząd macierzy. Wynikać to może z faktu, że niektóre ze zmiennych mogą być stacjonarne (lub zintegrowane w stopniu ułamkowym); chodzi tutaj o np. zmienną EURO).



Rys. 5. Deficyt rządowy (lewa oś) a export, bilans handlowy, PKB i kurs PLN/EURO (prawa oś), dane skorygowane z trendu i wahań sezonowych

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych NBP, GUS, Eurostat.

Tabela 2

**Wyniki testowania zależności długookresowych
z wykorzystaniem testu śladu Johansena**

<i>r</i>	GDP, GovDebt, EURO, EXP_T			GDP, GovDebt, EURO, EXP_Ag		
	Wartość własna	Statystyka LR	Wartość <i>p</i>	Wartość własna	Statystyka LR	Wartość <i>p</i>
0	0,4169	52,3870	0,0162	0,3789	48,2390	0,0443
1	0,2640	27,5760	0,0900	0,2504	26,3280	0,1224
2	0,1811	13,4750	0,0981	0,1829	13,0680	0,1124
3	0,0890	4,2861	0,0384	0,0788	3,7746	0,0520

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 3

Oszacowania modeli VECM

Oznaczenia	Wektory kointegracyjne β	Dopasowane wektory α	Stat. t-Studenta	Wartość <i>p</i>
Model 1				
DGP	1,000	-0,043	-2,009	0,052
GovDebt	-1,180	0,062	1,628	0,112
EURO	-0,478	0,120	1,758	0,087
EXP_T	-1,684	0,178	3,100	0,004
Model 2				
DGP	1,000	0,001	0,889	0,380
GovDebt	-35,887	-0,003	-2,019	0,051
EURO	32,480	-0,008	-4,341	0,000
EXP_Ag	20,732	-0,012	-3,294	0,002

Źródło: Obliczenia własne.

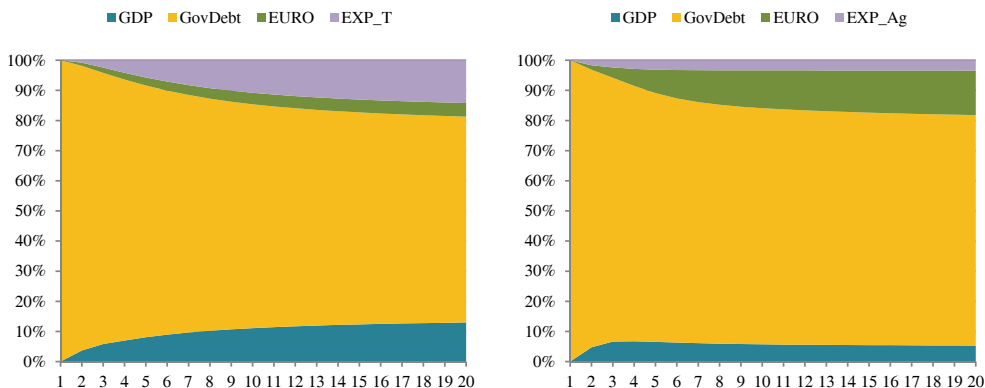
Na podstawie logarytmów zmiennych oszacowano dwa modele VECM (tab. 3) z nieograniczonym wyrazem wolnym i zmiennymi sezonowymi, przy założeniu opóźnień $k=2$ (kryterium Akaike'a):

- Model 1, w którym analizowano kształtowanie się eksportu ogółem na tle zmian PKB, zadłużenia SP i kursu walutowego.
- Model 2, w którym badano kształtowanie się eksportu produktów rolno-spożywczych na tle zmian PKB, zadłużenia SP i kursu walutowego.

Oszacowane modele spełniają podstawowe wymogi statystyczno-formalne (normalny rozkład składnika losowego wg testu Doornika-Hansena oraz brak autokorelacji składnika losowego wg testu Ljung-Boxa). Oszacowany model 1 wskazuje, że dostosowania do równowagi długookresowej mają miejsce ze strony eksportu ogółem i w słabszym wymiarze też kursu walutowego oraz PKB. Zadłużenie SP nie dostosowuje się do równowagi, co można interpretować, iż jest ono przyczyną dla zmian kursu i eksportu, a nawet PKB. Z kolei w modelu drugim to eksport produktów rolno-spożywczych oraz kurs walutowy do-

stosowują się do równowagi długookresowej. Nie stwierdzono dostosowań do równowagi po stronie PKB i zadłużenia rządowego (tab. 3). Zasadniczo są to wnioski zbliżone do ustaleń otrzymanych z testu przyczynowości Grangera, przy czym tutaj brak jest wyraźnej odpowiedzi na pytania o charakter zależności między PKB a zadłużeniem rządowym.

W kolejnym kroku przeprowadzono analizę dekompozycji wariancji błędów prognoz (w horyzoncie 5 lat) dla określenia znaczenia poszczególnych zmiennych w kształtowaniu się zadłużenia rządowego (rys. 6). Zgodnie z pierwszym modelem, zadłużenie to jest w około 4,5 % wyjaśniane przez zmiany kursu walutowego i w 14% przez eksport ogółem i w 13% przez zmiany PKB. Już na tej podstawie można sądzić, że skoro udział eksportu produktów rolno-spożywczych stanowi około 10% w eksporcie ogółem, to jego wpływ na zadłużenie SP jest niewielki. Według oszacowań modelu drugiego, zadłużenie rządowe wyjaśniane jest w 6% przez PKB, 14% przez kurs PLN/EURO i 3% przez eksport rolno-spożywczy. Potwierdzono tym samym mniejsze znaczenie eksportu rolno-spożywczego. Natomiast porównanie tych udziałów z udziałami uzyskanymi na podstawie pierwszego modelu wskazuje na dużą wrażliwość modeli VECM na zmiany zestawu zmiennych (stąd sugeruje się ostrożność w interpretacji wyników).



Rys. 6. Dekompozycje wariancji błędów prognoz zmiennej GovDebt uzyskane na podstawie alternatywnych modeli VECM

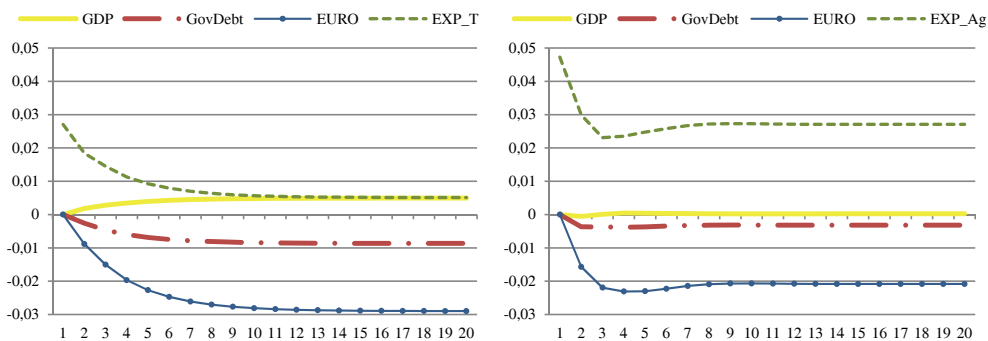
Źródło: Obliczenia własne.

Uzupełnieniem badań na podstawie modeli VECM jest analiza odpowiedzi na impuls. Umożliwia ona rozpoznanie mechanizmu generującego zmiany w systemie ekonomicznym. Wyniki te również powinny być interpretowane z pewną dozą ostrożności, jako że te metody są dosyć wrażliwe na właściwości danych, zmiany strukturalne czy uporządkowanie zmiennych.

Analiza impulsowa uzyskana na podstawie pierwszego modelu wskazuje, że wzrost PKB powoduje obniżenie długu rządowego (oraz umocnienie euro i wzrost eksportu). Odwrotnie, wzrost długu rządowego również w pozytywnym

kierunku oddziałuje na PKB (co może być związane z inwestycjami w ostatnich latach). Biorąc pod uwagę dominujący kierunek zależności, to wzrost zadłużenia przyczynia się od osłabienia kursu PLN/EURO, a co za tym idzie, do poprawy opłacalności eksportu. Wzrost eksportu z kolei powoduje obniżenie zadłużenia. Zatem, uwzględniając cały ten zestaw związków i zależności (efekt netto), osłabienie złotego wcale nie musi przyczynić się do wzrostu zadłużenia. Wnioski co do ogólnego mechanizmu sformułowane na podstawie modelu drugiego są zbieżne z zamieszczonymi wyżej.

Na rysunku 7 zawarto jedynie odpowiedź na pytanie, w jaki sposób poszczególne zmienne reagują na wzrost eksportu ogółem i eksportu rolno-spożywczego? Wpływ wzrostu eksportu na PKB jest pozytywny oraz przyczynia się do obniżenia długu rządowego i umocnienia złotego. Skumulowane efekty (5 lat) wzrostu eksportu produktów rolno-spożywczych o 1% na obniżenie długu wynoszą 0,06%, zaś 1% wzrost tego eksportu przekłada się na wzrost PKB o 0,004%. Według pierwszego modelu wzrost eksportu towarów ogółem o 1% skutkuje w perspektywie 5 lat obniżeniem długu rządowego o 0,14% oraz wzrostem PKB o 0,08%.



Rys. 7. Funkcje odpowiedzi na impuls (IRF) jednego odchylenia standardowego w zmiennej eksport (ogółem lub rolno-spożywczy) uzyskane z modelu VECM

Źródło: Obliczenia własne.

Wnioski

1. Teoretycznie rzecz biorąc, rosnący eksport i eksport netto produktów rolno-spożywczych mogą redukować deficyt budżetowy i dług publiczny oraz wskaźniki fiskalne na ich bazie obliczane. Może się to odbywać w sposób bezpośredni (poprzez saldo pierwotnego deficytu budżetowego) lub pośredni, czyli poprzez zmiany wolumenu PKB oraz tempa jego realnego wzrostu. Niestety, nie ma w tym obszarze żadnych automatycznych zależności. To oczywiste, jeśli zważywszy, że ww. eksport i eksport netto stanowią niewielki odsetek długu publicznego i PKB. Poza tym istnieje jeszcze wiele innych determinant kształtowania się powyższych kategorii, które tylko w części są kształtowane przez krajową politykę gospodarczą.

2. Dodatkowo saldo handlu zagranicznego produktami sektora rolno-spożywczego (za sprawą wysokiego salda obrotów produktami przemysłu spożywczego) i rosnący udział żywności w polskim eksporcie ogółem wyraźnie potwierdzają pozytywne zmiany strukturalne, jakie dokonały się w polskim przemyśle spożywczym oraz ich rosnące znaczenie dla gospodarki narodowej. Wzrost konkurencyjności tego sektora i jego szerokie powiązania z rynkami zagranicznymi służą nie tylko pozyskiwaniu rynków zbytu dla polskiej żywności, ale stały się także czynnikiem stabilizującym cały rynek wewnętrzny oraz ograniczającym uzależnienie bieżącej sytuacji od wahań koniunktury na rynkach zewnętrznych. W warunkach znaczącego deficytu, który występuje w polskim handlu produktami nieżywnościowymi, wysoka nadwyżka w handlu produktami rolno-spożywczymi ma zatem ogromne znaczenie dla naszego bilansu handlowego. Z punktu widzenia zmian PKB Polski, saldo wymiany żywnością nie odgrywa jednak większego znaczenia.
3. Przedsiębiorstwa przemysłu spożywczego są znaczącym płatnikiem podatków, a ich udział w całkowitych dochodach podatkowych budżetu państwa wynosi około 10%. Największą rolę wśród odprowadzanych podatków odgrywa akcyza. Postępujący od akcesji Polski do UE wzrost orientacji eksportowej przemysłu spożywczego powoduje, że zwiększa się rola podatków odprowadzanych przez eksporterów produktów spożywczych (3,5% dochodów podatkowych państwa w 2013 roku). Z punktu widzenia PKB, znaczenie podatków pochodzących z przemysłu spożywczego (w tym od eksporterów) nadal pozostaje jednak niewielkie (ok. 0,5% w latach 2012-2013).
4. Wyniki analiz ekonometrycznych opartych na testach przyczynowości oraz modelach korekty błędem wskazują, że zależności statystyczne między zadłużeniem, PKB, zmianami kursowymi oraz wynikami handlu zagranicznego są bardzo złożone. Zasadniczo eksport towarów oraz saldo wymiany handlowej (ogółem oraz towarami rolno-spożywczymi) w większym stopniu wynikają ze zmian zadłużenia rządowego i PKB, niż są ich przyczyną. Dzieje się tak poprzez wpływ zadłużenia na kształtowanie się kursu walutowego. Analizy potwierdzają, że wpływ eksportu produktów rolno-spożywczych oraz towarów ogółem na PKB jest pozytywny i jednocześnie przyczynia się do obniżenia długu rządowego. Szacunki uzyskane na podstawie modeli ekonometrycznych wskazują, że jednoprocentowy wzrost eksportu produktów rolno-spożywczych redukuje dług publiczny o 0,06%, zaś jednoprocentowy wzrost eksportu towarów ogółem – o 0,14%.

Literatura:

1. Ambroziak Ł., Szczepaniak I.: Monitoring i ocena konkurencyjności polskich producentów żywności (4). Pozycja konkurencyjna. Program Wieloletni 2011-2014, nr 74. IERiGŻ-PIB, Warszawa 2013.
2. Balassa B.: Exports and economic growth: further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 1978.
3. Bartling H., Luzius F.: Grundzüge der Volkswirtschaftslehre. 16. Auflage. Verlag Franz Vahlen, München 2008.
4. Blanchard O.: *Macroeconomics*. Fifth edition, updated edition. Prentice Hall, Boston, New York 2011.
5. Blankart Ch.B.: *Öffentliche Finanzen in der Demokratie*. Eine Einführung in die Finanzwissenschaft. 8. Auflage. Verlag Franz Vahlen, München 2011.
6. Brümmerhoff D.: *Finanzwissenschaft*. 10. Auflage. Oldenbourg Verlag, München 2011.
7. Czarny B.: *Podstawy ekonomii*. PWE, Warszawa 2011.
8. Dritsaki Ch.: Causal nexus between economic growth, exports and government debt: the case of Greece. *Procedia Economics and Finance*, 5, 2013.
9. Enders W.: *Applied Econometric Time Series*. Willey, New York 2010.
10. Grudkowska S., Pańnicka E.: X-12-ARIMA I TRAMO/SEATS – empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby. *Materiały i Studia*, nr 220. Narodowy Bank Polski, 2007.
11. Hodrick R.J., Prescott E.C.: Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, nr 29(1), 1997.
12. Hoover K.D.: *Applied intermediate macroeconomics*. Cambridge University Press, New York 2012.
13. Jin J.C., Yu E.S.H.: Exports-led growth and the US economy, another look. *Applied Economics Letters*, 3, 1996.
14. Krugman P.R.: Import protection as exports promotion [w:] *Monopolistic competition in international trade* (red. H. Kierzkowski). Oxford University Press, Oxford 1984.
15. Krugman P.R., Obstfeld M.: *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka*. PWN, Warszawa 2006.
16. Kusideł E.: *Modelowanie wektorowo-autoregresyjne VAR [w:] Metodologia i zastosowanie w badaniach ekonomicznych*. Absolwent, Łódź 2000.
17. Lütkepohl H., Krätzig M.: *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, 2007.
18. Mankiw G.: *Macroeconomics*. Seventh edition. Worth Publishers, Cambridge, New York 2010.
19. Mankiw N.G., Taylor M.P.: *Makroekonomia*. PWE, Warszawa 2009.
20. Oziewicz E., Michałowski T. (red. nauk.): *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*. PWE, Warszawa 2013.
21. Pindyck R.S., Rubinfeld D.L.: *Econometric models and economic forecasts*. Irwin/McGraw-Hill International, 1998.
22. Saad W.: Causality between economic growth, export, and external debt servicing: the case of Lebanon. *International Journal of Economics and Finance*, 4 (11), 2012.

23. Sorensen P.B., Whitta-Jacobson H.J.: Introduction advanced economics: growth and business cycles. Second edition. McGraw-Hill Higher Education, London, New York 2010.
24. Streit E.M.: Theorie der Wirtschaftspolitik. 6. Auflage. Lucius&Lucius, Stuttgart 2005.
25. Szczepaniak I. (red. nauk.): Monitoring i ocena konkurencyjności polskich producentów żywności (2). Program Wieloletni 2011-2014, nr 40. IERiGŻ-PIB, Warszawa 2012.
26. Szczepaniak I. (red. nauk.): Monitoring i ocena konkurencyjności polskich producentów żywności (3). Potencjał konkurencyjny. Program Wieloletni 2011-2014, nr 73. IERiGŻ-PIB, Warszawa 2013.
27. Świerkocki J.: Zarys ekonomii międzynarodowej. PWE, Warszawa 2011.
28. Tsay R.S.: Analysis of Financial Time Series. John Wiley & Sons, New Jersey 2010.
29. Ukpolo V.: Exports and economic growth in South Africa: evidence from cointegration and Granger causality tests. African Economic and Business Review, 1(1), 1998.
30. Woll A.: Volkswirtschaftslehre. 16. Auflage. Verlag Franz Vahlen, München 2011.
31. X-12-ARIMA Reference Manual, version 0.3. US. Bureau of the Census, 2011; <http://www.census.gov/ts/x12a/v03/x12adocV03.pdf>.

MARIUSZ HAMULCZUK

JACEK KULAWIK

WIESŁAW ŁOPACIUK

ROBERT MROCZEK

IWONA SZCZEPANIAK

BARBARA WIELICZKO

Institute of Agricultural and Food Economics

– National Research Institute

Warszawa

AGRI-FOOD EXPORTS VS. STATE BUDGET AND PUBLIC DEBT

Summary

Polish agri-food trade already in 2003 generated a positive balance. After accession to the EU it has rocketed and in 2013 twelve-fold surpassed its level recorded in 2003. Naturally, this success arouses great interest. It also has a number of macroeconomic implications.

The article focuses on the problem of poorly recognized, i.e. on interdependencies between this trade and the state budget and public debt. On the purely theoretical basis, it was found that growing exports and net exports may reduce both the budget deficit and the public debt, as well as indicators based on them. In Polish conditions, this positive effect cannot, however, be large, because the balance of agri-food trade (net exports) recently is only 1-1.5% of GDP. Even lower (approx. 0.5%) was the share of taxes paid by exporters of the food industry in GDP.

While the econometric analysis showed that the impact of exports of agri-food products and total exports of goods in GDP is positive and leads to a decline in public debt. It turned out that one-percent increase in agri-food exports lowers the above debt by 0.06%, while the same increase in total exports of goods – reduces debt by 0.14%.