

# WIADOMOŚCI STATYSTYCZNE

CZASOPISMO GŁÓWNEGO URZĘDU STATYSTYCZNEGO  
I POLSKIEGO TOWARZYSTWA STATYSTYCZNEGO

## STUDIA METODOLOGICZNE

**Marcin SALAMAGA**

### Wykorzystanie estymatora *fixed effect* do modelowania importu na przykładzie państw Grupy Wyszehradzkiej

---

W definicjach importu akcentuje się kryterium przekroczenia przez nabywane towary bądź usługi granicy obszaru celnego sprzedającego je kraju. Według takiej definicji zakup towarów czy usług, np. w obrębie Unii Europejskiej (UE), nie jest importem *sensu stricto*, lecz „zakupem wewnątrzspółnotowym”. Z kolei eksport polega na sprzedaży poza obszar celny kraju eksportera towarów i usług wytworzonych w danym państwie. Zatem sprzedaż towarów w krajach członkowskich UE jest „sprzedażą wewnątrzspółnotową”.

Istotą importu jest m.in. zaspokajanie bieżących potrzeb produkcyjnych (import zaopatrzeniowy), potrzeb rozwoju gospodarki (import inwestycyjny), a także potrzeb konsumpcyjnych ludności (import konsumpcyjny). Ta część eksportu, która służy uzyskiwaniu pieniędzy na finansowanie importu jest określana jako eksport niezbędny.

Poszerzenie UE o nowe kraje członkowskie w zauważalny sposób rzutowało na geograficzną i towarową strukturę ich wymiany handlowej. Dotyczy to również państw Grupy Wyszehradzkiej. Grupę tę tworzą: Polska, Republika Czeska, Słowacja i Węgry, współpracujące od 1991 r. Efektem tej współpracy było zawarcie Środkowoeuropejskiego Porozumienia o Wolnym Handlu (CEFTA). Położenie geograficzne, ścisła współpraca, identyczny staż członkostwa w UE

skłaniają do porównania rozwoju społeczno-gospodarczego tych krajów. Do pełnej oceny konkurencyjności gospodarek państw Grupy Wyszehradzkiej konieczna wydaje się analiza porównawcza poziomu, struktury i dynamiki wymiany handlowej tych krajów.

Celem artykułu jest pokazanie możliwości zastosowania modeli danych panelowych do analizy zmian wartości importu krajów Grupy Wyszehradzkiej. W modelach tych z danymi przekrojowo-czasowymi przyjęto założenie, że wartość importu jest finansowana z pieniędzy uzyskanych z eksportu. Dlatego eksport potraktowano jako zmienną egzogeniczną. W utworzonych panelach danych wyeksponowano strukturę przestrzenną oraz strukturę towarową wymiany handlowej porównywanych krajów. Wyniki oszacowanych modeli pozwoliły na porównanie wrażliwości importu na zmiany w eksporcie z uwzględnieniem możliwości identyfikacji czynników nieobserwowalnych. Rezultaty estymacji modeli danych panelowych dały również podstawę do określenia powiązań eksportowo-importowych według geograficznych kierunków wymiany handlowej oraz według grup towarowych wyróżnionych na podstawie sekcji nomenklatury Międzynarodowej Standardowej Klasyfikacji Handlu (*Standard International Trade Classification* — SITC).

## DANE DO OBLICZEŃ

W obliczeniach wykorzystano dane pochodzące z raportów Międzynarodowej Organizacji Pracy (*International Labour Organisation*) za pośrednictwem bazy danych brytyjskiej firmy Euromonitor: *Global Market Information Database* (GMID)<sup>1</sup>. Wartość eksportu była ustalana na warunkach FOB (*FRE on Board*), natomiast wartość importu ustalano na warunkach CIF (*Cost Insurance Freight*). Aby uzyskać spójność i porównywalność danych, w analizie uwzględniono informacje o strukturze wymiany handlowej z okresu obejmującego członkostwo państw Grupy Wyszehradzkiej w UE. W obliczeniach wykorzystano dane pochodzące z lat 2004—2008 (tabl. 1 i 2). W celu uproszczenia przedstawionych rozważań nie zastosowano rozgraniczenia pomiędzy pojęciami „eksportu” i „sprzedaży wewnątrzwspólnotowej”, a także pomiędzy pojęciami „importu” i „zakupu wewnątrzwspólnotowego”.

**TABL. 1. WARTOŚĆ EKSPORTU KRAJÓW GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W MLN USD**

| K r a j e              | 2004     | 2005     | 2006      | 2007      | 2008      |
|------------------------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|
| Polska .....           | 73578,50 | 88834,30 | 110379,40 | 139604,20 | 178653,60 |
| Republika Czeska ..... | 66868,20 | 77945,40 | 94597,10  | 122110,10 | 157190,60 |
| Słowacja .....         | 24856,40 | 31675,60 | 41733,10  | 57924,20  | 74158,40  |
| Węgry .....            | 54716,30 | 62355,00 | 74513,80  | 94261,70  | 114309,90 |

Ź r ó d ł o: obliczenia własne na podstawie danych z GMID.

<sup>1</sup> <http://www.euromonitor.com>.

**TABL. 2. WARTOŚĆ IMPORTU KRAJÓW GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W MLN USD**

| K r a j e              | 2004     | 2005      | 2006      | 2007      | 2008      |
|------------------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Polska .....           | 87181,30 | 100674,20 | 125735,30 | 163391,60 | 210486,70 |
| Republika Czeska ..... | 67435,80 | 75664,70  | 92567,80  | 117499,50 | 147665,70 |
| Słowacja .....         | 29103,60 | 34161,30  | 44138,30  | 59158,60  | 75144,90  |
| Węgry .....            | 58987,70 | 65642,70  | 77055,10  | 93444,00  | 112400,80 |

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Analizując dane w tabl. 1 i 2 można stwierdzić, że wartość eksportu i importu we wszystkich krajach Grupy Wyszehradzkiej zwiększała się z roku na rok. Jedynym krajem, w którym w latach 2004—2008 stwierdzono średnioroczne dodatnie saldo obrotów w handlu zagranicznym była Republika Czeska (ok. 3,58 mld USD). Z kolei największy deficyt w handlu zagranicznym w każdym badanym roku miała Polska (przeciętnie –19,28 mld USD rocznie). Również w Polsce miały miejsce największe obroty w handlu zagranicznym (przeciętnie 255,70 mld USD w skali roku), natomiast najmniejszy poziom obrotów stwierdzono na Słowacji (średnio 94,41 mld USD).

### *ESTYMACJA MODELI DANYCH PANELOWYCH*

Dane panelowe są danymi przekrojowo-czasowymi opisującymi zbiorowość jednostek obserwowanych w co najmniej dwóch okresach. Umożliwiają one uwzględnienie dodatkowych informacji o zbiorowości, identyfikację wpływu czynników dynamicznych na zmienną objaśnianą czy identyfikację czynników nieobserwowalnych (Koško i in., 2007). W przypadku szacowania modeli danych panelowych (z uwzględnieniem efektów indywidualnych) można w podstawowym podejściu zastosować np. estymator *fixed effect (FE)* — ustalonych efektów.

Estymator ten stosuje się przy założeniu, że efekty indywidualne dla poszczególnych jednostek nie są losowe i istnieje możliwość ich oszacowania (Greene, 2000). W celu estymacji odpowiedniego modelu macierz wartości  $k$ -zmiennych objaśniających, obserwowanych w  $T$  okresach i opisujących  $N$  obiektów, można połączyć z macierzą efektów indywidualnych, w wyniku czego otrzymujemy „poszerzoną” macierz  $X$  o wymiarach  $NT \times (K + N)$ . Wtedy model ekonometryczny można zapisać następująco:

$$y = X\alpha + \varepsilon \quad (1)$$

gdzie:

$y$  — wektor wartości zmiennej objaśnianej,  
 $X$  — macierz wartości zmiennych objaśniających (z uwzględnieniem efektów indywidualnych),

- $\alpha$  — wektor parametrów strukturalnych równania (1),  
 $\varepsilon$  — wektor składników losowych.

Odpowiednie macierze w równaniu (1) mają postać (Koško i in., 2007):

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_i \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix}_{N \times 1} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} c & 0 & \cdots & \cdots & 0 & \mathbf{X}_1 \\ 0 & \ddots & \ddots & & \vdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \ddots & 0 & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & c & \mathbf{X}_N \end{bmatrix}_{N \times (N+K)} \quad \boldsymbol{\alpha} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_N \\ \alpha_{FE} \end{bmatrix}_{(N+K) \times 1}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_i \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix}_{N \times 1} \quad \mathbf{X}_i = \begin{bmatrix} x_{i1} & x_{i2} & \cdots & x_{iK} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{T1} & x_{TK} & \cdots & x_{TK} \end{bmatrix}_{T \times K} \quad \mathbf{y}_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}_{T \times 1} \quad \boldsymbol{\varepsilon}_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{bmatrix}_{T \times 1}$$

gdzie:

- $c$  — wektor składający się z  $T$  jedynek,  
 $\alpha_{FE}$  — wektor o wymiarach  $K \times 1$  zawierający parametry stojące przy zmiennych objaśniających w modelu (1).

Przy estymacji parametrów w modelu (1) wymagane jest spełnienie klasycznych założeń metody najmniejszych kwadratów (MNK) oraz założenia głośzącego niezależność wartości wektora  $\varepsilon$  oraz wartości zmiennych  $X_i$ , tzn.:  $E(\varepsilon_{it}, x_{ik}) = 0$  dla  $t = 1, 2, \dots, T$  oraz  $k = 1, 2, \dots, K$  (Greene, 2000).

Estymacja modelu (1) wymaga odwrócenia macierzy niekiedy dużego rzędu. Dlatego stosowane są dodatkowe przekształcenia wartości zmiennych w macierzach  $\mathbf{X}$ ,  $\mathbf{y}$ . Polegają one na odjęciu od wartości zmiennych  $x_i$  i  $y_i$  dla  $i$ -tego obiektu odpowiadających im średnich arytmetycznych. Wówczas oceny parametrów w wektorze  $\alpha_{FE}$  można obliczyć zgodnie ze wzorem:

$$\hat{\alpha}_{FE} = \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)^T \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)^T \quad (2)$$

Ocenę efektów stałych pozwala wyznaczyć następujący wzór:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{\mathbf{x}}_i^T \hat{\alpha}_{FE} \quad (3)$$

Średnie błędy ocen parametrów wektora  $\alpha_{FE}$  można obliczyć korzystając z macierzy wariancji-kowariancji estymatorów:

$$D^2(\hat{\alpha}_{FE}) = \sigma_\varepsilon^2 \left( \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)^T \right)^{-1} \quad (4)$$

przy czym nieznaną wariancję składnika losowego  $\sigma_\varepsilon^2$  zastępuje się jej estymatorem postaci:

$$\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2}{NT - N - K} \quad (5)$$

gdzie  $e_{it}$  to reszty z modelu oszacowanego za pomocą estymatora  $FE$ .

Aby zbadać, czy model dla danych panelowych z efektami stałymi różnicującymi wyrazy wolne dla  $i$ -tych obiektów daje odpowiednio dokładne oszacowania parametrów w porównaniu z wynikami prostszego modelu klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK), można zastosować np. test Walda. Zgodnie z hipotezą zerową tego testu wyrazy wolne (dla wszystkich jednostek i okresów) nie różnią się istotnie od siebie. Według hipotezy alternatywnej wyrazy wolne są stałe w czasie, ale mogą różnić się dla poszczególnych jednostek. W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej należy użyć estymatora modelu danych panelowych z uwzględnieniem efektów indywidualnych. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej oznacza w praktyce, że właściwym modelem opisującym dane panelowe jest model KMNK.

Odpowiednia statystyka testu ma postać:

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/(N - 1)}{SSR_1/(NT - N - K)} \quad (6)$$

gdzie:

$SSR_0$  — suma kwadratów reszt dla modelu oszacowanego KMNK,

$SSR_1$  — suma kwadratów reszt dla modelu oszacowanego przy użyciu estymatora  $FE$ ,

$T$  — liczba okresów,

$N$  — liczba obiektów.

Zbiorem odrzucenia hipotezy zerowej jest przedział liczbowy  $< F_{\alpha, v_1, v_2}; \infty$ ), przy czym  $v_1 = N - 1$  i  $v_2 = NT - N - K$ ,  $\alpha$  — poziom istotności testu.

## WYNIKI BADAŃ

W pierwszej części analizy wykorzystano estymator *FE* do oszacowania modelu danych panelowych opisujących przestrzenną strukturę importu krajów Grupy Wyszehradzkiej. Punktem wyjścia do budowy panelu danych były informacje o wartości ich importu. Jako kierunki wymiany handlowej przyjęto regiony, których kraje cechują się spójnością geopolityczną oraz mają zbliżony poziom rozwoju społeczno-gospodarczego. Skład niektórych regionów, zwłaszcza europejskich, może być nieco inny w zależności od stosowanego kryterium wyodrębnienia obszaru (np. kryterium historyczne, geograficzne, polityczne czy gospodarcze). Aby uniknąć ewentualnej niejednoznaczności podaję skład wybranych regionów Europy:

- kraje bałkańskie: Albania, Bośnia i Hercegowina, Czarnogóra, Chorwacja, Macedonia, Serbia, Słowenia;
- kraje skandynawskie: Dania, Finlandia, Islandia, Norwegia, Szwecja;
- Benelux: Belgia, Luksemburg, Niderlandy;
- Europa Wschodnia: Białoruś, Mołdawia, Rosja, Ukraina;
- Europa Środkowo-Wschodnia: Bułgaria, Estonia, Litwa, Łotwa, Polska, Republika Czeska, Rumunia, Słowacja, Węgry;
- Europa Południowa: Cypr, Grecja, Hiszpania, Malta, Portugalia, Włochy;
- Wyspy Brytyjskie: Irlandia, W. Brytania;
- Europa Zachodnia: Austria, Francja, Niemcy, Szwajcaria.

Efekty stałe w modelu danych panelowych reprezentują parametry  $\alpha_1$ — $\alpha_9$  odnoszące się do geograficznych kierunków wymiany handlowej zgodnie z następującym porządkiem: kraje bałkańskie —  $\alpha_1$ ; Europa Wschodnia —  $\alpha_2$ ; Europa Środkowo-Wschodnia —  $\alpha_3$ ; kraje skandynawskie —  $\alpha_4$ ; Benelux —  $\alpha_5$ ; Wyspy Brytyjskie —  $\alpha_6$ ; Europa Zachodnia —  $\alpha_7$ ; Europa Południowa —  $\alpha_8$ ; pozostałe —  $\alpha_9$ .

Aby zbadać, czy stosowanie estymatora *FE* jest uzasadnione przeprowadzono test Walda, którego wyniki podano w tabl. 3.

**TABL. 3. WYNIKI TESTU WALDA DLA MODELI DANYCH PANELOWYCH OPISUJĄCYCH WYMIANĘ HANDLOWĄ W UKŁADZIE PRZESTRZENNYM**

| Statystyka testu       | Polska | Republika Czeska | Słowacja | Węgry |
|------------------------|--------|------------------|----------|-------|
| <i>F</i> .....         | 14,736 | 18,576           | 14,959   | 39,86 |
| Wartość <i>p</i> ..... | 0,000  | 0,000            | 0,000    | 0,000 |

Źródło: jak przy tabl. 1.

Wartości sprawdzianu testu *F* dla wszystkich czterech modeli są statystycznie istotne (wartości *p* są mniejsze od 0,05), zatem na podstawie otrzymanych wyników w każdym przypadku odrzucamy hipotezę zerową na rzecz hipotezy alter-

natywnej, głoszącej że wyrazy wolne  $\alpha_1$ — $\alpha_9$  są stałe w czasie. Oznacza to, że zastosowanie estymatora z efektami stałymi jest uzasadnione.

Tabl. 4 zawiera wyniki estymacji modelu danych panelowych przy wykorzystaniu estymatora *FE*. W nawiasach podano prawdopodobieństwo testowe.

**TABL. 4. PARAMETRY MODELU DANYCH PANELOWYCH OPISUJĄCYCH WYMIANĘ HANDLOWĄ KRAJÓW GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W UKŁADZIE PRZESTRZENNYM**

| Parametr modelu     | Polska        | Republika Czeska | Słowacja      | Węgry         |
|---------------------|---------------|------------------|---------------|---------------|
| $\alpha_{FE}$ ..... | 1,243 (0,000) | 0,912 (0,000)    | 0,916 (0,000) | 0,837 (0,000) |
| $\alpha_1$ .....    | -392,7        | -454,5           | -235,9        | -1206         |
| $\alpha_2$ .....    | 1793          | 2660             | 4145          | 4240          |
| $\alpha_3$ .....    | -8684         | -3322            | 2807          | -983,8        |
| $\alpha_4$ .....    | -2945         | -683,2           | -683,8        | 102,6         |
| $\alpha_5$ .....    | 1897          | 2068             | -176,9        | 2059          |
| $\alpha_6$ .....    | -4200         | -1559            | -1001         | -1127         |
| $\alpha_7$ .....    | -1355         | 676,8            | 598,6         | 5380          |
| $\alpha_8$ .....    | -1902         | -794             | -1200         | -1424         |
| $\alpha_9$ .....    | 6295          | 6962             | 1906          | 7441          |

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Prawdopodobieństwo testowe dla ocen parametru  $\alpha_{FE}$  we wszystkich przypadkach było statystycznie istotne. Porównując oceny estymatora *FE* w tabl. 4 stwierdzamy, że najbardziej wrażliwym importem na zmiany eksportu cechowała się Polska (1,243), a najmniej wrażliwy import na zmiany eksportu wystąpił na Węgrzech (0,837). Jeżeli całkowity eksport Polski wzrośnie o 1 mln USD, to wartość importu do naszego kraju zwiększy się średnio o 1,243 mln USD. Na podstawie wyników zawartych w tabl. 4 przedstawiono dwie interpretacje efektów indywidualnych dla Polski oraz Republiki Czeskiej:

- jeżeli Polska nie eksportowałaby towarów do krajów Europy Wschodniej, to średni poziom importu z krajów tego regionu wyniosłby w Polsce 1793 mln USD i byłby niższy od średniego poziomu wartości importu do Europy Wschodniej przeciętnie o 13341,2 mln USD (tabl. 5);
- jeżeli Republika Czeska nie eksportowałaby towarów do krajów Europy Wschodniej, to średni poziom importu z krajów tego regionu wyniosłby w tym kraju 2660 mln USD i byłby niższy od średniego poziomu wartości importu do Europy Wschodniej przeciętnie o 3105,82 mln USD.

W tabl. 5 i 6 przedstawiono odpowiednio przeciętne wartości importu (w skali rocznej) według kierunków wymiany handlowej oraz względne zmiany wartości importu powiązane z efektami indywidualnymi.

Reasumując, na zaprzestaniu eksportu do Europy Wschodniej najwięcej (w wymiarze absolutnym) straci Polska — średnia wartość importu z Europy Wschodniej zmniejszy się o 13341,2 mln USD (o 88,15% w stosunku do przeciętnego importu z tego regionu). Natomiast w najmniejszym stopniu zaprzesta-

nie eksportu do Europy Wschodniej „odczuje” Słowacja — jej import zmniejszył się wówczas w skali roku przeciętnie o 1649,26 mln USD (o 28,46%).

Ujemne wartości efektów cząstkowych (tabl. 4) można tłumaczyć występowaniem braku równowagi w bilansie handlowym pomiędzy wartością importu i eksportu. Przykładowo, jeżeli Polska nie eksportowałaby towarów do krajów bałkańskich, to na sfinansowanie importu z tego regionu zabrakłoby 392,7 mln USD, co w wymiarze bezwzględnym daje zmniejszenie wartości importu średnio o 1314,66 mln USD.

**TABL. 5. PRZECIĘTNE WARTOŚCI IMPORTU KRAJÓW GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W MLN USD WEDŁUG KIERUNKU WYMIANY HANDLOWEJ W LATACH 2004—2008**

| Kierunki przeznaczenia importu  | Polska   | Republika Czeska | Słowacja | Węgry    |
|---------------------------------|----------|------------------|----------|----------|
| Kraje bałkańskie .....          | 921,96   | 735,02           | 415,92   | 1053,62  |
| Europa Wschodnia .....          | 15134,20 | 5765,82          | 5794,26  | 7454,98  |
| Europa Środkowo-Wschodnia ..... | 12940,52 | 15507,22         | 14620,74 | 10292,92 |
| Kraje skandynawskie .....       | 8828,30  | 2643,66          | 797,28   | 2225,80  |
| Benelux .....                   | 12124,60 | 8450,58          | 2128,54  | 5492,16  |
| Wyspy Brytyjskie .....          | 4778,34  | 3360,50          | 747,26   | 2308,88  |
| Europa Zachodnia .....          | 51197,70 | 42288,24         | 15923,94 | 32425,66 |
| Europa Południowa .....         | 12855,78 | 6849,26          | 2876,36  | 5409,86  |
| Pozostałe .....                 | 18712,42 | 14566,40         | 5037,04  | 14842,18 |

Źródło: jak przy tabl. 1.

**TABL. 6. WZGLĘDNE ZMIANY WARTOŚCI IMPORTU W % W POWIĄZANIU Z EFEKTAMI INDYWIDUALNYMI NA PODSTAWIE OCEN PARAMETRÓW Z TABL. 4**

| Kierunki przeznaczenia importu  | Polska  | Republika Czeska | Słowacja | Węgry   |
|---------------------------------|---------|------------------|----------|---------|
| Kraje bałkańskie .....          | -142,59 | -161,84          | -156,72  | -214,46 |
| Europa Wschodnia .....          | -88,15  | -53,87           | -28,46   | -43,13  |
| Europa Środkowo-Wschodnia ..... | -167,11 | -121,42          | -80,80   | -109,56 |
| Kraje skandynawskie .....       | -133,36 | -125,84          | -185,77  | -95,39  |
| Benelux .....                   | -84,35  | -75,53           | -108,31  | -62,51  |
| Wyspy Brytyjskie .....          | -187,90 | -146,39          | -233,96  | -148,81 |
| Europa Zachodnia .....          | -102,65 | -98,40           | -96,24   | -83,41  |
| Europa Południowa .....         | -114,79 | -111,59          | -141,72  | -126,32 |
| Pozostałe .....                 | -66,36  | -52,21           | -62,16   | -49,87  |

Źródło: jak przy tabl. 1.

Analizując (dla krajów Grupy Wyszehradzkiej) zbiorcze wyniki względnych zmian importu w powiązaniu z efektami indywidualnymi w układzie przestrzennym (tabl. 6) można stwierdzić, że:

— najmniej wrażliwy import na zmiany wartości eksportu pochodził z Europy Wschodniej (najmniejsze zmiany względne importu wywołane efektami indywidualnymi),

— najbardziej wrażliwy import na zmiany eksportu pochodził z krajów bałkańskich i Wysp Brytyjskich.

W kolejnej części analizy wykorzystano estymator *FE* do szacowania modeli danych panelowych opisujących towarową strukturę importu krajów Grupy Wyszehradzkiej. Do budowy odpowiednich paneli wykorzystano strukturę wartości importu i eksportu Polski, Republiki Czeskiej, Słowacji i Węgier w latach 2004—2007 według grup towarowych wyróżnionych zgodnie z nomenklaturą SITC.

Efekty stałe w tym modelu reprezentują parametry  $\alpha_1$ — $\alpha_{10}$  odnoszące się do następujących grup towarowych: żywność i zwierzęta żywe —  $\alpha_1$ ; napoje i tytoń —  $\alpha_2$ ; surowce niejadalne z wyjątkiem paliw —  $\alpha_3$ ; paliwa mineralne, smary i materiały pochodne —  $\alpha_4$ ; oleje, tłuszcze i woski zwierzęce i roślinne —  $\alpha_5$ ; chemikalia i produkty pokrewne —  $\alpha_6$ ; towary przemysłowe sklasyfikowane głównie według surowca —  $\alpha_7$ ; maszyny, urządzenia i sprzęt transportowy —  $\alpha_8$ ; różne wyroby przemysłowe —  $\alpha_9$ ; towary i transakcje niesklasyfikowane w SITC —  $\alpha_{10}$ .

Wszystkie wyniki testu Walda podane w tabl. 7 są statystycznie istotne i wskazują, że zastosowanie estymatora *FE* w rozważanych sytuacjach było uzasadnione.

**TABL. 7. WYNIKI TESTU WALDA DLA MODELI DANYCH PANELOWYCH OPISUJĄCYCH WYMIANĘ HANDLOWĄ KRAJÓW GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W UKŁADZIE TOWAROWYM**

| Statystyka testu       | Polska | Republika Czeska | Słowacja | Węgry  |
|------------------------|--------|------------------|----------|--------|
| <i>F</i> .....         | 39,873 | 15,115           | 30,535   | 16,213 |
| Wartość <i>p</i> ..... | 0,000  | 0,000            | 0,000    | 0,000  |

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

W tabl. 8 przedstawiono wyniki estymacji modelu danych panelowych z wykorzystaniem estymatora *FE*.

**TABL. 8. PARAMETRY MODELU DANYCH PANELOWYCH OPISUJĄCYCH WYMIANĘ HANDLOWĄ KRAJÓW GRUPY WYSZEHRADZKIEJ W UKŁADZIE TOWAROWYM**

| Parametry modelu    | Polska        | Republika Czeska | Słowacja      | Węgry         |
|---------------------|---------------|------------------|---------------|---------------|
| $\alpha_{FE}$ ..... | 0,781 (0,000) | 0,751 (0,000)    | 0,861 (0,000) | 0,669 (0,000) |
| $\alpha_1$ .....    | -736,3        | 1711,0           | 655,0         | 18,0          |
| $\alpha_2$ .....    | 68,9          | 194,2            | 282,9         | 170,6         |
| $\alpha_3$ .....    | 1705,0        | 757,0            | 564,1         | 312,3         |
| $\alpha_4$ .....    | 8216,0        | 5130,0           | 3195,0        | 4185,0        |
| $\alpha_5$ .....    | 283,1         | 113,3            | 21,0          | 1,2           |
| $\alpha_6$ .....    | 10100,0       | 5177,0           | 1969,0        | 3049,0        |
| $\alpha_7$ .....    | 5645,0        | 3723,0           | -865,6        | 5824,0        |
| $\alpha_8$ .....    | 9913,0        | 1497,0           | 604,9         | 7537,0        |
| $\alpha_9$ .....    | -1330,0       | 1806,0           | 1018,0        | 1185,0        |
| $\alpha_{10}$ ..... | 2213,0        | 632,6            | 192,9         | 3870,0        |

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Porównując oceny estymatora *FE* z tabl. 8 dla danych panelowych według państw Grupy Wyszehradzkiej stwierdzamy, że w układzie towarowym najbardziej wrażliwy import na zmiany eksportu wystąpił na Słowacji (0,861), a najmniej wrażliwy import na zmiany wartości eksportu zaobserwowano na Węgrzech (0,669). Przykładowe interpretacje dla wybranych efektów stałych są następujące:

- jeżeli Polska zaprzestanie eksportu żywności i zwierząt żywych, to na sfinansowanie polskiego importu towarów z tej grupy zabraknie ok. 736,3 mln USD (o ile założymy finansowanie importu z pieniędzy pochodzących z eksportu), co powoduje w wymiarze bezwzględny zmniejszenie wartości importu średnio o 6419,8 mln USD (tabl. 9);
- gdyby Republika Czeska zaprzestała eksportu żywności i zwierząt żywych, to wartość czeskiego importu towarów z tej grupy wyniesie ok. 1711 mln USD i będzie niższa od średniej wartości importu o 1849,7 mln USD, czyli o 51,95%.

Reasumując, w przypadku zaprzestania eksportu żywności i zwierząt żywych największy spadek wartości importu (w ujęciu absolutnym) odnotowałaby Polska, a najmniejszy spadek importu miałby miejsce na Słowacji (o ok. 1204,95 mln USD). Jednak w ujęciu względnym najmniejszy spadek wartości importu (wynoszący 51,95%) wystąpiłby w Republice Czeskiej.

Analizując względne zmiany wartości importu w układzie towarowym wywołane efektami stałymi (tabl. 10) można stwierdzić, że najmniej wrażliwy import na zmiany wielkości eksportu dotyczył paliw mineralnych, smarów i materiałów pochodnych. Z kolei bardzo wrażliwy na zmiany wartości eksportu wydaje się import różnych wyrobów przemysłowych oraz maszyn, urządzeń i sprzętu transportowego.

**TABL. 9. PRZECIĘTNE WARTOŚCI IMPORTU KRAJÓW GRUPY WYSZEHRADZKIEJ WEDŁUG GRUP TOWAROWYCH NOMENKLATURY SITC W LATACH 2004—2007 W MLN USD**

| Grupy towarowe<br>według nomenklatury SITC                        | Polska   | Republika Czeska | Słowacja | Węgry    |
|-------------------------------------------------------------------|----------|------------------|----------|----------|
| Żywność i zwierzęta żywe .....                                    | 5683,50  | 3560,70          | 1859,95  | 2388,35  |
| Napoje i tytoń .....                                              | 572,88   | 522,43           | 344,33   | 284,13   |
| Surowce niejadalne z wyjątkiem paliw                              | 3452,20  | 2370,50          | 1440,23  | 1062,23  |
| Paliwa mineralne, smary i materiały<br>pochodne .....             | 11873,65 | 6949,10          | 5507,75  | 5220,40  |
| Oleje, tłuszcze i woski zwierzęce i roślinne .....                | 398,98   | 166,90           | 75,28    | 89,70    |
| Chemikalia i produkty pokrewne .....                              | 15449,55 | 9013,13          | 3809,50  | 6568,25  |
| Towary przemysłowe sklasyfikowane<br>głównie według surowca ..... | 23341,43 | 17371,18         | 7202,83  | 10296,65 |
| Maszyny, urządzenia i sprzęt transportowy .....                   | 40651,60 | 35024,50         | 15155,05 | 35147,58 |
| Różne wyroby przemysłowe .....                                    | 9061,23  | 8839,88          | 4367,83  | 5043,45  |
| Towary i transakcje niesklasyfikowane<br>w SITC .....             | 3129,70  | 1580,83          | 243,90   | 5869,75  |

Źródło: jak przy tabl. 1.

**TABL. 10. WZGLĘDNE ZMIANY WARTOŚCI IMPORTU W POWIĄZANIU Z EFEKTAMI INDYWIDUALNYMI NA PODSTAWIE OCEN PARAMETRÓW Z TABL. 8 W %**

| Grupy towarowe<br>według nomenklatury SITC                        | Polska  | Republika Czeska | Słowacja | Węgry  |
|-------------------------------------------------------------------|---------|------------------|----------|--------|
| Żywność i zwierzęta żywe .....                                    | -112,96 | -51,95           | -64,78   | -99,25 |
| Napoje i tytoń .....                                              | -87,97  | -62,83           | -17,84   | -39,96 |
| Surowce niejadalne z wyjątkiem paliw                              | -50,61  | -68,07           | -60,83   | -70,60 |
| Paliwa mineralne, smary i materiały<br>pochodne .....             | -30,80  | -26,18           | -41,99   | -19,83 |
| Oleje, tłuszcze i woski zwierzęce i<br>roślinne .....             | -29,04  | -32,12           | -72,10   | -98,66 |
| Chemikalia i produkty pokrewne .....                              | -34,63  | -42,56           | -48,31   | -53,58 |
| Towary przemysłowe sklasyfikowane<br>głównie według surowca ..... | -75,82  | -78,57           | -112,02  | -43,44 |
| Maszyny, urządzenia i sprzęt transpor-<br>towy .....              | -75,61  | -95,73           | -96,01   | -78,56 |
| Różne wyroby przemysłowe .....                                    | -114,68 | -79,57           | -76,69   | -76,50 |
| Towary i transakcje niesklasyfikowane<br>w SITC .....             | -29,29  | -59,98           | -20,91   | -34,07 |

Źródło: jak przy tabl. 1.

## Podsumowanie

Zastosowanie estymatora *FE* pozwoliło na modelowanie wartości importu z uwzględnieniem efektów indywidualnych, których nie szacuje się w zwykłych modelach KMNK. Umożliwiło to określenie bardziej szczegółowych zależności importowo-eksportowych badanych krajów w układzie przestrzennym, jak i w układzie towarowym wymiany handlowej. Przedstawione wyniki umożliwiają m.in. porównanie wrażliwości importu na zmiany w eksporcie państw Grupy Wyszehradziej zarówno pod względem wyróżnionego kierunku przeznaczenia importu (eksportu), jak i określonej grupy towarów. Warto też zwrócić uwagę na zalety samych modeli danych panelowych, które zwykle pozwalają na zmniejszenie błędów pomiaru oraz ograniczają niedogodności powstające w skutek pominięcia w modelu zmiennych nieobserwowalnych. W opisanych modelach wartość importu danego kraju uzależniono od wartości eksportu zgodnie z zasadą finansowania importu przez eksport. Tymczasem o poziomie importu decydują również czynniki leżące po stronie popytu krajowego, których ewentualne uwzględnienie w modelu wymaga szerszych badań, wykraczających poza ramy tego artykułu.

**dr Marcin Salamaga** — Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

## LITERATURA

- Greene W. (2000), *Econometric Analysis*, Prentice Hall International  
 Kośko M., Osińska M. (red.), Stempińska J. (2007), *Ekonometria współczesna*, Wydawnictwo „Dom Organizatora”, Toruń

## SUMMARY

*The EU accession of new countries had influence on geographic and commodity trade structure. This concerns i.a. Vysehrad Group States. Geopolitical location and close cooperation as well as similar membership stage of the countries provoke to compare the competitiveness of their economies by a comparative analyzing their level and structure as well as trade. The aim of the article is to show possibilities of using data panel models in analyze of import value changes of Vysehrad Group States. Area and commodity trade structures of surveyed countries were exposed in created data panels. The results permit comparing the import sensitivity to export value changes taking into consideration identification possibilities of non-observed factors.*

## РЕЗЮМЕ

*Вступление в Европейский союз (ЕС) новых стран повлияло на географическую и товарную структуру торгового обмена. Это касается, в частности, государств Вышеградской группы. Геополитическое расположение, близкое сотрудничество, то же самое количество лет членства этих стран в ЕС приводят к сопоставлению конкурентоспособности их экономики путем сравнительного анализа уровня, структуры и динамики торгового обмена.*

*Целью статьи было представление возможностей использования моделей панельных данных для анализа изменений стоимости импорта товаров отдельных стран Вышеградской группы. В образованных группах данных выдвинулась на первый план пространственная структура и товарная структура торгового обмена обследуемых стран. Полученные результаты позволили сопоставить чувствительность импорта к изменениям стоимости экспорта с учетом возможностей идентификации ненаблюдаемых факторов.*