

## STUDIA METODOLOGICZNE

**Michał KRUSZKA**

### Funkcja popytu na towary importowane

---

Jednym z najczęściej komentowanych zjawisk gospodarczych zachodzących w XX w. stała się globalizacja. Towarzyszy jej dynamiczny wzrost wolumenu wymiany międzynarodowej, na którą składa się eksport i import. W tym samym czasie postępuje proces liberalizacji polityki handlowej, który stopniowo, lecz stale znosi ograniczenia nakładane szczególnie na import. Nakazuje to przeprowadzenie wnikliwej analizy zjawisk zachodzących po stronie napływu zagranicznych dóbr. Równocześnie dostrzec można stopniową zmianę wśród dominujących uczestników międzynarodowych stosunków gospodarczych. Jej najbardziej widocznym przejawem jest rosnąca rola państw rozwijających się. Wśród nich bardzo istotne znaczenie zyskały kraje Ameryki Łacińskiej.

Celem analizy przeprowadzonej w artykule jest ustalenie, czy można dostrzec empirycznie zweryfikowany związek między importem towarów a liberalizacją polityki handlowej. Realizacja tego zadania wymaga oszacowania funkcji popytu na import (*import demand function*) i określenia odpowiedniej elastyczności.

## METODYKA ANALIZY

Podstawowe znaczenie dla prowadzonej analizy ma zdefiniowanie relacji opisującej wewnętrzny popyt danego kraju na towary importowane<sup>1</sup>. Ma ona odzwierciedlać zjawisko makroekonomiczne. Należy zatem uznać, że jest zagregowanym popytem indywidualnych nabywców, co nakazuje sięgnąć do teorii mikroekonomicznych. Wówczas trzeba rozważyć wybór pomiędzy podejściem Marshalla i Hicksa. Pierwsze z nich oparte jest na maksymalizacji użyteczności z konsumpcji, zakładając ograniczenie budżetowe, które zdeterminowane jest wartością dochodu oraz cenami nabywanych dóbr. Druga koncepcja stanowi, że konsument dąży do osiągnięcia zakładanego poziomu użyteczności przy minimalizacji wydatków<sup>2</sup>.

Z uwagi na dalsze odwołanie się do związków makroekonomicznych, należy odrzucić kompensacyjną teorię popytu Hicksa. Nie sposób bowiem obronić postulatu dążenia w skali ogólnokrajowej do radykalnego ograniczenia wydatków konsumpcyjnych lub inwestycyjnych. Dlatego w analizie popytu danego kraju na import (lub zagranicznego popytu na eksport z badanego kraju) wykorzystuje się funkcję zakładającą maksymalizację użyteczności przy danym dochodzie i cenach.

Wracając do mikroekonomicznych podstaw analizowanych zależności należy podać założenia kształtujące preferencje konsumenta. W podstawowym modelu przyjmuje się, że towar importowany i rodzimy są niedoskonałymi substytutami. Gdyby tak nie było, to możliwe jest dojście do granicznego rozwiązania optymalnego, które polega na nabywaniu tylko jednego z dóbr (Czarny, 2006). Zatem musiałyby wystąpić stan autarkii lub zanik wewnętrznej produkcji. Rzeczywistość gospodarcza sama nakazuje przyjęcie zastrzeżenia o niedoskonałej zastępowalności towarów krajowych i zagranicznych.

Zagregowany popyt na towary importowane<sup>3</sup> można ująć w ogólnej postaci jako:

$$M_i^* = f(Y_{hi}; P_{hi}; P_{fi}) \quad (1)$$

gdzie:

$M_i^*$  — wielkość popytu na towary importowane,

$Y_h$  — nominalny dochód wewnętrzny,

---

<sup>1</sup> W polskich klasyfikacjach statystycznych występuje niekonsekwencja terminologiczna, gdyż produkty, jako efekty działalności gospodarczej, są zaliczane do wyrobów lub usług, ale w przypadku handlu zagranicznego produkty opuszczające obszar celny zalicza się do towarów lub usług. Dostrzegając to, pozostałem jednak przy uzusie językowym — pozausługowe produkty, będące przedmiotem transakcji międzynarodowej — nazywam towarami. W anglojęzycznej literaturze stosuje się konsekwentnie terminologię: *goods*, *services* oraz *merchandise trade*, *trade in services*.

<sup>2</sup> Formalną analizę tych ujęć przeprowadzają Kiedrowski i Konopczyński (2005), s. 59—73. Optymalizację decyzji konsumenckich w warunkach otwartości gospodarki przedstawia Kruszką (2002), s. 102—117.

<sup>3</sup> Kwestia kursu walutowego będzie poruszona dalej.

$P_h$  — ceny towarów krajowych,  
 $P_f$  — ceny towarów importowanych,  
 $t$  — czas.

Biorąc pod uwagę wcześniejsze spostrzeżenia na temat marshallowskiego charakteru funkcji (1), teraz należy dodać, że jest ona dodatnio jednorodna stopnia zero, tak wobec zmian dochodu, jak i cen. Zatem, jeżeli  $Y_h$  i ceny wszystkich towarów wzrosną (lub spadną) o tyle samo procent, to popyt nie zmieni się. Własność ta zwana jest brakiem iluzji pieniądza i pozwala wyrazić wewnętrzny popyt na import jako funkcję realnego dochodu i cen relatywnych:

$$M_t^* = g(Y_t; P_t) \quad (2)$$

gdzie:

$Y$  — realny dochód wewnętrzny wyrażony jako stosunek  $Y_h/P_h$ ,  
 $P$  — ceny relatywne obliczone jako  $P_f/P_h$ .

W literaturze przedmiotu powszechnie przyjmuje się, że związki pomiędzy wielkościami ekonomicznymi mają w zdecydowanej większości charakter multiplikatywny. Wówczas relację (2) można także zapisać w formie równania liniowego względem parametrów, ale wymaga to obustronnego logarytmowania:

$$\ln M_t^* = \theta_0 + \theta_1 \ln Y_t + \theta_2 \ln P_t + u_t \quad (3)$$

gdzie  $u_t$  — składnik losowy.

Współczynniki  $\theta_1$  oraz  $\theta_2$  należy interpretować odpowiednio jako dochodową i cenową elastyczność popytu.

Uwzględniając zachowanie się popytu można oczekiwać, że elastyczność dochodowa jest dodatnia, gdyż wzrost realnego dochodu wewnętrznego powinien stymulować wielkość importu. Oznacza to, że towary importowane są dobrami normalnymi. Goldstein i Khan (1976) zauważyli, że import należy postrzeżać jako różnicę między wielkością wewnętrzną konsumpcji i wewnętrzną produkcją towarów substytucyjnych. Wzrost  $Y$  może wpłynąć na tak szybki wzrost produkcji, że jej tempo przewyższy stopę wzrostu konsumpcji. Wówczas powiększaniu się dochodu realnego może towarzyszyć spadek  $M$ , a więc  $\theta_1$  będzie liczbą ujemną.

W funkcji (3) oczekuje się ujemnej cenowej elastyczności popytu na towary importowane. Przypomnieć należy, że ceny relatywne określono jako stosunek cen towarów importowanych do cen niedoskonale substytucyjnych towarów krajowych. Jeśli  $P_f$  wzrasta, to krajowe odpowiedniki stają się relatywnie tańsze, a więc maleje popyt na towary importowane. Wszystkie przytoczone interpretacje zakładają spełnienie warunku *ceteris paribus*.

Relacja (3) odzwierciedla związku przyjmowane *ex ante*. Jeśli przyjmie się, że na rynku wymiany towarowej zachodzi równowaga, to wielkość popytu na towary importowane ( $M^*$ ) powinna być równa faktycznym rozmiarom importu ( $M$ ). Spełnienie tej równości jest możliwe tylko wówczas, gdy wielkość popytu ( $M^*$ ) natychmiastowo i ciągle dopasowuje się do każdej zmiany realnego dochodu i cen relatywnych. Jest to wysoce restrykcyjny warunek, który można złagodzić, formułując mechanizm tylko częściowego dopasowania importu. Wówczas zmiany  $M_t$  są zależne od przeszłej wielkości importu ( $M_{t-1}$ ). Uwzględniając wcześniejsze zastrzeżenie o odwołaniu się do równania liniowego względem parametrów, czyli tak jak w relacji (3), można częściowe dopasowanie importu zapisać:

$$\Delta \ln M_t = \phi (\ln M_t^* - \ln M_{t-1}) \quad (4)$$

gdzie  $\phi$  — współczynnik dopasowania,  $0 < \phi < 1$ .

Symbol  $\Delta$  jest operatorem pierwszej różnicy, a zatem  $\Delta \ln M_t = \ln M_t - \ln M_{t-1}$ . Wprowadzając równanie (3) do (4) uzyskuje się postać:

$$\Delta \ln M_t = \phi (\theta_0 + \theta_1 \ln Y_t + \theta_2 \ln P_t + u_t - \ln M_{t-1}) \quad (5)$$

Z tego względu można ostatecznie zapisać:

$$\ln M_t = \delta_0 + \delta_1 \ln Y_t + \delta_2 \ln P_t + (1 - \phi) \ln M_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

gdzie:

$$\delta_0 = \phi \theta_0,$$

$$\delta_1 = \phi \theta_1,$$

$$\delta_2 = \phi \theta_2,$$

$$\eta_t = \phi u_t \text{ — składnik losowy.}$$

Zmienne uwzględnione w równaniu (6) należy zamienić na ich pierwsze przyrosty<sup>4</sup>, liczone względem czasu. Wówczas otrzymuje się<sup>5</sup>:

$$m_t = \sigma_0 + \sigma_1 y_t + \sigma_2 p_t + \sigma_3 m_{t-1} + \psi_t \quad (7)$$

<sup>4</sup> Pozwala to ominąć problem niestacjonarności szeregów czasowych.

<sup>5</sup> Ze względu na to, że różnica logarytmów (tu: pierwszy przyrost logarytmu uwzględnianych zmiennych) jest logarytmem ilorazu, w którym dzielną jest bieżąca wartość, a dzielnikiem wartość z poprzedniego okresu, można stwierdzić, że zmienne z relacji (5) zastąpiono w zależności (6) ich stopami wzrostu. W przypadku faktycznej wielkości importu daje to:  $\Delta \ln M_t = \ln M_t - \ln M_{t-1} = \ln \left( \frac{M_t}{M_{t-1}} \right) = m_t$ .

gdzie:

$m$  — logarytm naturalny stopy wzrostu importu,  
 $y$  — logarytm naturalny stopy wzrostu realnego dochodu wewnętrznego,  
 $p$  — logarytm naturalny stopy wzrostu cen relatywnych,  
 $\sigma_1$  — krótkookresowa dochodowa elastyczność popytu na towary importowane,  
 $\sigma_2$  — krótkookresowa cenowa elastyczność popytu na towary importowane,  
 $\sigma_3$  — skorygowany współczynnik dopasowania,  $\sigma_3 = 1 - \phi$ ,  
 $\psi_t$  — składnik losowy.

Długookresową elastyczność popytu uzyskuje się dzieląc odpowiednio  $\sigma_1$  lub  $\sigma_2$  przez  $1 - \sigma_3$ .

Estymacja modelu opisanego relacją (7), czyli podstawowej funkcji popytu na towary importowane, stała się początkowym etapem naszej analizy. Wykonując ją sięgnięto do narzędzi wykorzystywanych w odniesieniu do danych panelowych.

Termin „dane panelowe” obejmuje zbiór informacji, który identyfikuje zestaw cech badanych jednostek statystycznych przy założeniu, że realizacje przypisane tym cechom mogą zmieniać się. Przykładowo, jednostką może być gospodarka wybranego kraju. Zmiennymi mogą być import towarów oraz ceny importu, a wariantami — konkretne wartości z uwzględnianego okresu analizy. W takim ujęciu staje się zrozumiałe, że dane panelowe są połączeniem danych przekrojowych (agregowanych według schematu „jedna cecha — wiele jednostek statystycznych — jeden okres”) oraz szeregów czasowych (budowanych przy założeniu „jedna cecha — dana jednostka — wiele okresów”).

Greene (2002) stwierdza, że ustalenie zależności między zmiennymi wprowadzonymi do panelu wymaga estymacji relacji:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' \mathbf{x}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

gdzie:

$y$  — zmienna objaśniana,  
 $\alpha_i$  — efekt indywidualny,  
 $\mathbf{x}$  — macierz obserwacji zmiennych objaśniających,  
 $\beta$  — wektor parametrów,  
 $\varepsilon$  — składnik losowy,  
 $i$  — indeks jednostki statystycznej,  $i = 1, \dots, N$ ,  
 $t$  — czas,  $t = 1, \dots, T$ .

Wykorzystywany panel zawiera wówczas  $N \times T$  obserwacji zmiennych objaśniających.

Należy podkreślić, że w relacji (8) macierz  $\mathbf{x}_{it}$  nie zawiera stałych składników. Efekt indywidualny ( $\alpha_i$ ) jest traktowany jako źródło zróżnicowania populacji, gdyż może mieć inną wartość dla każdej badanej jednostki  $i$ , ale zawsze stałą. W takim ujęciu uważa się, że efekty indywidualne nie mają przypadkowego charakteru i należy oszacować ich wartość. Dlatego relację (8) zwykle określa się mianem modelu z ustalonymi efektami — *fixed effects model* (Verbeek, 2004). Praktyczne zastosowanie tego podejścia wymaga nieraz odwracania macierzy bardzo dużego rzędu, co może być nazbyt skomplikowane. Stosuje się więc uśrednienie modelu względem czasu ( $t$ ), a następnie odejmuje się stronami równanie (8) i jego uśredniony odpowiednik. Następnie można dokonać estymacji badanej relacji, wykorzystując klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (KMNK), ale prowadzi się ją na danych przetransformowanych we wskazany sposób. W literaturze przedmiotu taki zabieg nazywany jest wykorzystaniem estymatora wewnątrzgrupowego (Maddala, 2006).

Alternatywne podejście zakłada, że efekty indywidualne mają losowy charakter, a ich rozkład charakteryzuje się średnią równą  $\mu$  i wariancją  $\sigma_\alpha$ . Nadal efekty indywidualne są uznawane za stałe, choć różne dla poszczególnych jednostek. Verbeek (2004) stwierdza, że w takim ujęciu  $\alpha_i$  staje się częścią składnika losowego, a podstawowy model należy zapisać jako:

$$y_{it} = \mu + \beta' \mathbf{x}_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

gdzie  $\mu$  — stała.

Wówczas nie jest możliwe oszacowanie konkretnych wartości efektów indywidualnych, ale — ponieważ są one traktowane jako część składnika losowego — możliwe jest oszacowanie ich dyspersji. Podkreślić jednak należy, że takie podejście równoznaczne jest z pojawieniem się autokorelacji składnika losowego, a zatem zamiast KMNK konieczne jest użycie uogólnionej metody najmniejszych kwadratów — UMNK (Welfe, 1995). Trudno jednak z góry zakładać, jaka jest wartość współczynnika autokorelacji składnika losowego. W praktyce trzeba zatem sięgnąć do uogólnionej metody najmniejszych kwadratów z estymacją — EUMNK. W takiej sytuacji parametry  $\beta$  uzyskuje się dzięki zastosowaniu estymatora efektów losowych, którego postać podaje Verbeek (2004), a relacja (9) nosi nazwę modelu z losowymi efektami (*random effects model*).

Oba wymienione estymatory wskażą takie same wartości parametrów  $\beta$  wówczas, gdy wariancja składnika losowego  $\varepsilon$  wyniesie 0. Jeśli warunek ten nie jest spełniony, a wariancja efektów indywidualnych różni się od 0, to stosowanie KMNK prowadzi do nadmiernego przywiązywania wagi do wariancji wewnątrzgrupowej. Korzystniejsze jest wtedy zastosowanie EUMNK.

Wskazane związki stanowią podstawową ideę testu Hausmana (1978), dzięki któremu można dokonać wyboru odpowiedniego modelu, kierując się wskaza-

niami formalno-statystycznymi. Hipoteza zerowa ( $H_0$ ) zakłada, że  $\mathbf{x}_{it}$  oraz  $\alpha_i$  nie są skorelowane. Wówczas estymator efektów losowych jest zgodny i nie mniej efektywny niż estymator wewnątrzgrupowy. Wtedy oceny parametrów  $\beta$  uzyskane dwiema wskazanymi metodami nie powinny istotnie różnić się od siebie. Brak podstaw do odrzucenia  $H_0$  wskazuje na zasadność użycia modelu z losowymi efektami.

Duże różnice w ocenach parametrów oszacowanych na podstawie modeli z losowymi lub ustalonymi efektami są najczęściej spowodowane obciążeniem estymatora efektów losowych<sup>6</sup>. Gdyby tak było, to należy ten stan wiązać z występowaniem korelacji między  $\mathbf{x}_{it}$  oraz  $\alpha_i$ . W takim razie test Hausmana powinien wskazać na konieczność odrzucenia hipotezy zerowej, a zatem korzystniejsze jest posługiwanie się estymatorem wewnątrzgrupowym, który w takich warunkach jest zgodny i efektywny.

Test Hausmana wykorzystuje wektor różnic:

$$q = \hat{\beta}_W - \hat{\beta}_{RE} \quad (10)$$

gdzie:

$\hat{\beta}_W$  — wektor ocen parametrów uzyskanych dzięki modelowi z ustalonymi efektami,

$\hat{\beta}_{RE}$  — wektor ocen parametrów uzyskanych dzięki modelowi z losowymi efektami.

Konieczne jest jeszcze ustalenie macierzy kowariancji dla  $q$ , którą przy braku podstaw do odrzucenia  $H_0$  wyraża się jako:

$$\mathbf{cov}(q) = \mathbf{cov}(\hat{\beta}_W) - \mathbf{cov}(\hat{\beta}_{RE}) \quad (11)$$

Ostatecznie statystyka testowa przybiera postać:

$$\xi_H = q' \cdot [\hat{\mathbf{cov}}(\hat{\beta}_W) - \hat{\mathbf{cov}}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} \cdot q \quad (12)$$

gdzie  $\hat{\mathbf{cov}}$  — oszacowanie rzeczywistej macierzy kowariancji.

Statystyka testu Hausmana ( $\xi_H$ ) ma rozkład  $\chi^2$  z  $k$  stopniami swobody, gdzie  $k$  oznacza liczbę parametrów w wektorze  $\beta$ .

<sup>6</sup> Drugim powodem może być nieodpowiednia postać funkcyjna modelu.

W przypadku modeli opartych na danych panelowych możliwe jest określenie ich jakości dopasowania, ale nie można wprost używać zależności typowych dla analizy szeregów czasowych. Verbeek wskazuje na najczęściej spotykane miary, do których zalicza ogólny, wewnątrzgrupowy oraz międzygrupowy współczynnik determinacji. Odpowiednio, są one definiowane jako:

$$R^2 = r^2 \{ \hat{y}_{it}; y_{it} \} \quad (13)$$

$$R_W^2 = r^2 \{ \hat{y}_{it} - \bar{\hat{y}}_i; y_{it} - \bar{y}_i \} \quad (14)$$

$$R_B^2 = r^2 \{ \bar{\hat{y}}_i; \bar{y}_i \} \quad (15)$$

gdzie:

$R^2$  — ogólny współczynnik determinacji,

$R_W^2$  — wewnątrzgrupowy współczynnik determinacji,

$R_B^2$  — międzygrupowy współczynnik determinacji,

$r$  — współczynnik korelacji liniowej Pearsoa,

$\hat{y}_{it}$  — teoretyczne wartości zmiennej  $y_{it}$  uzyskane dzięki oszacowanemu modelowi,

$\bar{y}_i$  — średnia arytmetyczna zmiennej  $y_{it}$  liczona względem czasu;  $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ ,

$\bar{\hat{y}}_i$  — średnia arytmetyczna teoretycznych wartości zmiennej  $y_{it}$  liczona względem czasu;  $\bar{\hat{y}}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{it}$ .

Na maksymalizację ogólnego współczynnika determinacji można liczyć w przypadku estymacji modelu z użyciem estymatora KMNK. Oznacza to więc niewystępowanie efektów indywidualnych, co jest dosyć rzadkie w analizach ekonomicznych sięgających do danych panelowych. Wewnątrzgrupowy współczynnik determinacji ma szczególne znaczenie w przypadku modeli z ustalonymi efektami, czyli takich, w których oceny parametrów uzyskano dzięki estymatorowi typu  $\hat{\beta}_W$ . W tym przypadku  $R_W^2$  określa, jaki procent wariancji wewnątrz badanej grupy daje się wyjaśnić wariancją zmiennych opisujących. Z kolei międzygrupowy współczynnik determinacji powinien być maksymalny wówczas, gdy do oceny parametrów modelu wykorzystywany jest estymator międzygru-



powy, czyli taki, w którym estymuje się zależności między średnią arytmetyczną zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających<sup>7</sup>.

Podkreślić należy, że w modelowaniu danych panelowych współczynniki determinacji osiągają zwykle dosyć niskie wartości i ich znaczenie jest dużo mniejsze niż w przypadku estymacji wykorzystującej szeregów czasowe. Wynika to z odrębności założeń, które należy przyjąć przy konstruowaniu materiału źródłowego. W przypadku badania opartego na szeregach czasowych analizuje się zmienne opisujące tę samą jednostkę statystyczną. Dlatego poszukuje się zestawu determinant najlepiej wyjaśniających zmienność wielkości opisywanej. Z tego właśnie powodu klasycznie pojmowany współczynnik determinacji  $R^2$  informuje o tej „jakościowej” cesze uzyskanego modelu ekonometrycznego.

Sięgnięcie do danych panelowych oznacza połączenie szeregów czasowych z danymi przekrojowymi. Oznacza to, że analizuje się także wariancję zmiennej objaśnianej w przekroju między jednostkami statystycznymi. Z uwagi na możliwość wystąpienia istotnej odmienności między tymi obiektami nie należy oczekiwać, że uwzględnione zmienne objaśniające okażą się wysoce skuteczne w opisywaniu zmienności zarówno w wymiarze czasowym, jak i przekrojowym. Zdecydowanie większe znaczenie przypisuje się wówczas statystycznej istotności oceny parametru przy każdym elemencie macierzy  $x_{it}$ . Dzięki temu możliwe jest określenie efektu, jaki wywiera zmiana wielkości opisującej.

W ujęciu podmiotowym opracowania analizie poddano zjawiska zachodzące w gospodarce 18 państw Ameryki Łacińskiej. Pod uwagę wzięto kraje, w których dominuje język hiszpański lub portugalski: Argentynę, Boliwię, Brazylię, Chile, Dominikanę, Ekwador, Gwatemalę, Honduras, Kolumbię, Kostarykę, Meksyk, Nikaragwę, Panamę, Paragwaj, Peru, Salwador, Urugwaj i Wenezuelę<sup>8</sup>.

Podstawowa forma funkcji popytu na towary importowane została określona relacją (7). Przejście do jej operacyjnego zastosowania było możliwe dzięki wielu internetowym bazom danych. Informacje o wartości importu towarów w cenach bieżących, wyrażonej w dolarach amerykańskich, zaczerpnięto z opracowania WDI (2008). Wewnętrzny dochód zilustrowano danymi o PKB w cenach stałych, dla których rok 2000 był okresem bazowym, pochodzącymi z ECLAC (2008). W tym przypadku PKB też był wyrażany w USD. Indeksy cen opisano wskaźnikiem cen importowych oraz CPI. Każdorazowo przyjęto, że rok 2000 = 100. Baza ECLAC była źródłem danych o cenach importowych, natomiast CPI pozyskano z IFS (2008). W całym badaniu korzystano z rocznych szeregów czasowych dla lat 1985—2006.

---

<sup>7</sup> Ostatecznie można dowiedzieć, że estymator losowy jest ważoną kombinacją estymatora wewnątrzgrupowego i międzygrupowego. Z tego względu modeli z efektami ustalonymi lub losowymi nie należy porównywać przez odwoływanie się do wybranej postaci współczynnika determinacji.

<sup>8</sup> Z uwagi na niedostępność danych w badaniu pominięto Kubę. Podkreślić należy, że geograficznie Meksyk leży w Ameryce Północnej, ale kryterium językowe decyduje o jego przynależności do Ameryki Łacińskiej. Odwrotna sytuacja dotyczy np. Surinamu i Gujany, które leżą w Ameryce Południowej, ale hiszpański lub portugalski nie jest tam językiem urzędowym.

PODSTAWOWA FUNKCJA POPYTU NA TOWARY IMPORTOWANE

Przyjmując wcześniej wskazane założenia, dokonano oszacowania funkcji o postaci opisanej relacją (7). Z uwagi na użycie zmiennej opisującej tempo wzrostu realnego importu opóźnionej o jeden okres ( $m_{t-1}$ ), każdy szereg czasowy został zawężony do lat 1986—2006. Badaniem objęto osiemnaście państw, panel zawierał 378 obserwacji. Najpierw oszacowano model z ustalonymi efektami, a następnie model z efektami losowymi. Uzyskane rezultaty przedstawia tabl. 1.

TABL. 1. PODSTAWOWA FUNKCJA POPYTU NA TOWARY IMPORTOWANE W AMERYCE ŁACIŃSKIEJ W LATACH 1986—2006

Wyszczególnienie	Wartość parametru modelu	
	z ustalonymi efektami	z losowymi efektami
<b>Symbole parametru funkcji (7)</b>		
$\sigma_0$ .....	-0,03 (2,92)	-0,08 (2,74)
$\sigma_1$ .....	3,12 (16,96)	2,03 (12,06)
$\sigma_2$ .....	-0,04 (3,29)	-0,09 (4,79)
$\sigma_3$ .....	0,02 (0,45)	0,15 (0,94)
<b>Statystyka diagnostyczna</b>		
$R^2$ .....	0,25	0,31
$R_w^2$ .....	0,46	0,42
$R_B^2$ .....	0,12	0,20
$F$ .....	99,84	x
Wald $\chi^2$ .....	x	300,61

U w a g a. Liczby w nawiasach są bezwzględными wartościami statystyki *t*-Studenta.

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

W estymowanych modelach pojawiły się różnice w ocenach poszczególnych parametrów, dlatego przeprowadzono test Hausmana (Hausman, 1978). Empiryczna wartość jego statystyki to  $\xi_H = 7,89$ . Wektor parametrów modeli ( $\beta$ ) miał trzy elementy, a zatem  $\xi_H$  ma rozkład  $\chi^2$  z trzema stopniami swobody. Wartość krytyczna dla poziomu istotności 0,05 wynosi wówczas 7,81. A zatem wartość empiryczna przekroczyła krytyczną. Należy więc odrzucić hipotezę o braku korelacji zmiennych niezależnych i efektów indywidualnych. Bardziej zasadne jest tu użycie estymatora wewnątrzgrupowego, czyli w dalszej interpretacji odwołano się do modelu z ustalonymi efektami.

Wartości podstawowej statystyki diagnostycznej, charakteryzującej uzyskaną funkcję, nie podważają zasadności jej estymacji. Wewnątrzgrupowy współczynnik determinacji (46%) i statystyka *F* wskazują na istotność całości równania, przy dobrym dopasowaniu do danych empirycznych, zwłaszcza w sytuacji korzystania z danych panelowych.

Kluczowe parametry badanej zależności opatrzone są znakami zgodnymi z oczekiwaniami wynikającymi z teorii ekonomii. Krótkookresowa dochodowa elastyczność popytu na towary importowane jest dodatnia, natomiast elastyczność cenowa jest ujemna. Oznacza to, że wzrost realnego produktu krajowego brutto (*ceteris paribus*) generuje szybszy wzrost importu, podczas gdy wzrost cen towarów importowanych lub spadek cen towarów krajowych (*ceteris paribus*) hamuje powiększanie się napływu towarów z zagranicy. Podkreślić należy, że  $y$  i  $p$  są statystycznie istotne w objaśnianiu dynamiki  $m$ .

Wartość parametru stojącego przy  $y$  wskazuje na wysoką krótkookresową elastyczność względem zmian dochodu. Dokonując przeliczenia na elastyczność długookresową uzyskuje się wartość 3,18. Można zatem stwierdzić, że towary importowane są w gospodarce latynoamerykańskiej traktowane jako dobra wyższego rzędu, zarówno w krótkim jak i w długim okresie. Jeżeli popyt importowy jest elastyczny względem zmian dochodu, to wzrost gospodarczy jest skojarzony z dynamiką wydatków importowych przekraczających tempo przyrastania PKB. Oznacza to pojawienie się niebezpieczeństwa szybkiego narastania deficytu na rachunku bieżącym bilansu płatniczego.

Krótkookresowa i długookresowa cenowa elastyczność popytu na towary importowane wyniosła tylko 0,04. Tak więc, w każdym okresie, popyt okazał się bardzo mało elastyczny wobec zmian cen relatywnych. Budnikowski (2003) przypomina, że dzięki warunkowi Marshalla-Lerner można określić potencjalne efekty dewaluacji waluty krajowej. Poprawi ona saldo rachunku bieżącego, wówczas gdy suma bezwzględnych wartości elastyczności cenowej popytu zagranicy na eksportowane towary oraz popytu wewnętrznego na importowane towary przewyższy wartość 1. W tym artykule nie szacowano funkcji popytu na eksport, ale niska elastyczność cenowa popytu na towary importowane może sugerować, że polityka obniżania wartości krajowego pieniądza może być w Ameryce Łacińskiej wysoce nieskuteczna jako instrument poprawy bilansu handlowego. Taką sugestią należy traktować z daleko posuniętą ostrożnością, gdyż brak pełnych podstaw do takiego wnioskowania.

#### ROZSZERZONA FUNKCJA POPYTU NA TOWARY IMPORTOWANE

Kolejnym etapem prowadzonego badania było wzbogacenie funkcji popytu importowego — po stronie potencjalnych determinant — o zmienne pokazujące prowadzenie polityki otwierania gospodarki latynoamerykańskiej na konkurencję międzynarodową. Pierwszą z nich była przeciętna stawka celna *ad valorem*. Określono ją jako iloraz wartości wpływów z ceł i wartości importu towarów. Dane o przychodach celnych z lat 1985—1990 zaczerpnięto z bazy OxLAD (2003), natomiast informacje dla kolejnych lat pozyskano z ECLAC (2008).

Dodatkową zmienną uwzględnianą w opracowaniu był dychotomiczny indeks otwartości wskazany przez Wacziargą i Horn Welch (2008). Autorzy ci skorzystali z podejścia zaproponowanego przez Sachsa i Warnera (1995), na mocy którego uznaje się, że kraj prowadzi protekcyjną politykę handlową, jeśli:

- średnia stopa cła przewyższa 40%,
- ograniczenia pozataryfowe obejmują ponad 40% wolumenu importu,
- istnieje co najmniej dwudziestoprocentowa różnica pomiędzy rynkowym (czarnorynkowym) i oficjalnym kursem walutowym,
- państwo zachowuje monopol w handlu towarami kluczowych branż,
- system gospodarczy ma socjalistyczny charakter<sup>9</sup>.

Spełnienie choć jednego z tych warunków powoduje nadanie kodu 0 (gospodarka jest zamknięta). W przeciwnym przypadku Wacziarg i Horn Welch przypisują danemu państwu kod 1 (gospodarka jest otwarta). W artykule wykorzystano tak właśnie skonstruowany miernik, nadając uwzględnianemu krajowi kod 1 od roku, w którym Wacziarg i Horn Welch uznali, że wdrożono liberalną politykę handlową.

W końcowej wersji szacowano funkcję:

$$m_t = \rho_0 + \rho_1 y_t + \rho_2 p_t + \rho_3 m_{t-1} + \rho_4 tar_t + \rho_5 WH_t + \eta_t \quad (16)$$

gdzie:

*tar* — przeciętna stopa cła *ad valorem*,

*WH* — zmienna zero-jedynkowa określająca otwartość gospodarki według Wacziargą i Horn Welch,

$\eta_t$  — składnik losowy.

Ponownie estymacji poddano modele z ustalonymi i losowymi efektami. Uzyskane rezultaty zawiera tabl. 2.

Różnice w ocenach poszczególnych parametrów ponownie skłoniły do przeprowadzenia testu Hausmana. Empiryczna wartość jego statystyki wyniosła tym razem 10,72. Wartość krytyczna dla poziomu istotności 0,05 i pięciu stopni swobody (bo tyle elementów liczył teraz wektor  $\beta$ ) to 11,07. Przyjęcie poziomu istotności równego 0,10 wskazuje na wartość krytyczną równą 9,24. Bardziej rygorystyczne wnioskowanie statystyczne nakazuje przyjęcie do dalszej analizy modelu z efektami losowymi.

<sup>9</sup> W tym przypadku zastosowano kryteria podane przez Kornaia (1992).

**TABL. 2. ROZSZERZONA FUNKCJA POPYTU NA TOWARY IMPORTOWANE  
W AMERYCE ŁACIŃSKIEJ W LATACH 1986—2006**

Wyszczególnienie	Wartości parametru modelu	
	z ustalonymi efektami	z losowymi efektami
<b>Symbole parametru funkcji (16)</b>		
$\rho_0$ .....	-0,07 (3,35)	-0,09 (3,87)
$\rho_1$ .....	3,09 (17,01)	2,23 (13,12)
$\rho_2$ .....	-0,05 (3,65)	-0,03 (3,99)
$\rho_3$ .....	0,02 (0,59)	0,11 (0,84)
$\rho_4$ .....	-0,56 (2,96)	-0,72 (3,27)
$\rho_5$ .....	0,04 (2,02)	0,02 (1,94)
<b>Statystyka diagnostyczna</b>		
$R^2$ .....	0,26	0,24
$R_W^2$ .....	0,49	0,40
$R_B^2$ .....	0,09	0,11
$F$ .....	64,32	x
Wald $\chi^2$ .....	x	322,15

U w a g a. Liczby w nawiasach są bezwzględnyimi wartościami statystyki *t*-Studenta.

Ź r ó ł o: obliczenia własne.

Sięgnięto jednak ponownie do modelu z ustalonymi efektami, o czym zdecydowały dwie przesłanki. Po pierwsze, hipotezy o braku korelacji  $x_{it}$  oraz  $\alpha_i$  nie można odrzucić na poziomie istotności 0,05; można tak już postąpić dla poziomu istotności równego 0,06. Po drugie, indeks Wacziurga i Horn Welch, jeśli przybrał wartość równą 1, to formalnie może się ponownie stać zerem, o ile któreś państwo odstąpi od liberalizacji i wdroży protekcyjnistyczną politykę handlową. W badanym okresie żaden kraj tak nie postąpił. Bardziej zasadne jest uznanie, że efekty indywidualne mają ustalony charakter.

Rozszerzona funkcja popytu na towary importowane potwierdziła statystycznie istotne oddziaływanie zmian realnego dochodu i cen relatywnych na dynamikę importu. Raz jeszcze ujawniło się pozytywne powiązanie  $y$  i  $m$ , wskazujące na wysoką elastyczność popytu importowego względem procentowych przyrostów dochodu. Równocześnie popyt ten jest bardzo mało elastyczny względem zmian cen relatywnych. Elastyczność krótkookresowa i długookresowa jest do siebie bardzo zbliżona, gdyż parametr związany z  $m_{t-1}$  jest bliski zeru.

Bardzo istotne jest wykazanie trwałego i statystycznie istotnego związku dynamiki importu z polityką liberalizacji handlu międzynarodowego. Są dwa zasadnicze tego powody. Po pierwsze, redukcja taryf celnych stymuluje wzrost importu. Wniosek ten wyciągnąć można na podstawie ujemnego znaku parametru stojącego przy zmiennej *tar*. Dodatkowo należy podkreślić statystyczną istotność stwierzonego związku, nawet przy poziomie istotności równym 0,01. Elastyczność popytu na towary importowane wobec stawki cła wynosi ok. 0,56

(tabl. 2), a więc redukcja przeciętnej stawki *ad valorem* o 1 p.proc. łączy się z podniesieniem stopy wzrostu importu o mniej więcej 0,5 p.proc.<sup>10</sup>.

Po drugie, zakrojone na większą skalę otwieranie się na konkurencję międzynarodową, którego wyrazem jest nie tylko obniżanie barier taryfowych, ale także pozataryfowych, również wywołuje trwały efekt w postaci powiększenia się *m*. Świadczy o tym dodatni i statystycznie istotny parametr dla indeksu Wacziarga i Horn Welch. Jego wartość wskazuje, że otwarcie gospodarki podniosło *m* o nieco ponad 4 p.proc. w porównaniu z okresem prowadzenia protekcjonistycznej polityki handlowej<sup>11</sup>.

## Uwagi końcowe

Dzięki określeniu podstawowej formy badanej funkcji wyznaczono dochodową i cenową elastyczność popytu na import w niektórych krajach Ameryki Łacińskiej. W każdym przypadku uzyskano parametry opatrzone znakiem zgodnym z rozważaniami teoretycznymi, a wartości statystyki diagnostycznej nie dawały podstaw do odrzucenia hipotez o istotności stwierdzonych związków. Rozbudowanie funkcji popytu na import o wskaźniki identyfikujące liberalizację polityki handlowej pozwoliło zauważyć, że w badanych latach istniało istotne i negatywne oddziaływanie tempa zmian stawek celnych na stopę wzrostu importu. Podkreślić trzeba, że uzyskany współczynnik elastyczności był zbliżony, co do bezwzględnej wartości, do 0,5. Można więc sądzić, że redukcja barier taryfowych o 1 p.proc. wiąże się ze zwiększeniem tempa wzrostu importu towarów (*m*) o ok. 0,5 p.proc.

Liberalizacja polityki handlowej nie powinna sprowadzać się tylko do wymiaru celnego. Należy pamiętać, że cła mogą być instrumentem o dyskrejonalnym zastosowaniu. Oznacza to, że rząd danego państwa może swobodnie odstąpić od zmniejszania taryfy, kierując się motywami, o których nie musi informować swych partnerów gospodarczych. Sytuacja diametralnie się zmienia, jeśli kraj podpisał wielostronne porozumienia handlowe, w których podstawowym instrumentem jest klauzula największego uprzywilejowania. Wówczas dowolne podwyższanie obciążeń naraża na wszczęcie procedury rozwiązywania sporów,

---

<sup>10</sup> Rezultaty dotyczące elastyczności dochodowej, cenowej oraz względem stawek celnych są zbliżone do wyników, które uzyskała Santos-Paulino (2002), s. 959—974, stosując inne metody i korzystając z odmiennego pod względem podmiotowym panelu.

<sup>11</sup> W modelu potęgowym, który jest linearyzowany względem parametrów, zmienne zero-jedynkowe nie podlegają logarytmowaniu. Nie oblicza się też ich pierwszych przyrostów. Parametry stojące przy wskaźnikach dychotomicznych nie są współczynnikami elastyczności, lecz oznaczają względne (wyrażane w procentach) różnice między wartościami zmiennej objaśnianej uzyskiwanej dla uwzględnianych w badaniu stanów danego zjawiska. W przypadku pracy w grę wchodzi względna różnica stopy wzrostu importu towarów po otwarciu gospodarki, w porównaniu ze stanem autarkii. Przejście do procentowego wyrażenia parametrów związanych ze zmiennymi zero-jedynkowymi wymaga przeliczenia według formuły  $(e^{\beta_i} - 1) \cdot 100\%$ , gdzie  $e$  jest podstawą logarytmu naturalnego, a  $\beta_i$  to wartość parametru stojącego przy zmiennej zero-jedynkowej. Zob. Verbeek (2004).

co z reguły kończy się wdrożeniem retorsji handlowych. Swoista „dbałość o reputację” i konieczność prawidłowego wywiązywania się z suwerennie podjętych zobowiązań powodują, że polityka zmniejszania cel i związanie się wielostronnymi umowami to komplementarne elementy procesu liberalizacji. Z tego powodu nie może dziwić przystąpienie wszystkich badanych państw do Światowej Organizacji Handlu (WTO).

Włączenie do analizy ekonometrycznej zmiennej zero-jedynkowej, która była skojarzona z otwarciem gospodarki na konkurencję międzynarodową w sposób ujmujący także usuwanie barier pozacelnych, potwierdziło stymulowanie importu przez tak prowadzoną politykę handlową. W rozpatrywanym okresie odstąpienie od protekcji powiększało tempo wzrostu importu o ok. 4 p.proc.

Wspomnieć także należy o potencjalnych implikacjach otrzymanych rezultatów w zakresie polityki handlowej. Zaobserwowana wysoka dochodowa elastyczność popytu importowego wskazuje na możliwość wystąpienia bardzo niebezpiecznego mechanizmu wymiennego, w którym wysoki wzrost gospodarczy jest okupiony nadmiernym deficytem bilansu płatniczego. Wyniki przeprowadzonych obliczeń pokazały, że w analizowanych państwach powiększenie  $y$  o 1 p.proc. generuje wzrost  $m$  o ponad 3 p.proc. W takim układzie szybkie narastanie płatności z tytułu importu nie doprowadzi do ujemnego salda tylko wówczas, gdy towarzyszy temu odpowiedni napływ środków z tytułu eksportu<sup>12</sup>. Oznacza to, że inicjacja liberalizacji polityki handlowej powinna być poprzedzona odpowiednimi działaniami promującymi eksport. Przykład Ameryki Łacińskiej, w której nazbyt często dochodziło do kryzysu w zakresie bilansu płatniczego, dowodzi, że rządy tych państw nie uwzględniły tego rodzaju relacji.

Przedstawiony sposób modelowania funkcji popytu na import można z powodzeniem odnieść także do innych państw, w tym również europejskich. Pamiętać jednak wówczas należy, że proces liberalizacji polityki handlowej jest w Unii Europejskiej zarządzany przez Komisję Europejską, na którą kraje członkowskie scedowały wyłączną kompetencję w sprawach handlu towarami. Co więcej, import należy wówczas utożsamić z przywozem dóbr spoza UE, gdyż na obszarze Unii przepływ towarów jest wolny od obciążeń celnych.

---

dr Michał Kruszka — *Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*

## LITERATURA

- Budnikowski A. (2003), *Międzynarodowe stosunki gospodarcze*, PWE, Warszawa  
Czarny E. (2006), *Mikroekonomia*, PWE, Warszawa  
ECLAC (2008), *ECLAC Database*, [www.eclac.org/estadisticas/bases/default.asp?idioma=IN](http://www.eclac.org/estadisticas/bases/default.asp?idioma=IN)

---

<sup>12</sup> Alternatywą jest stymulowanie odpowiednich przepływów kapitałowych, tak aby potencjalnie ujemne saldo rachunku bieżącego było zbilansowane dodatnim saldem rachunku kapitałowego.

- Goldstein M., Khan M. S. (1976), *Large versus Small Price Changes and the Demand for Imports*, IMF Staff Papers, vol. 23
- Greene W. H. (2002), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Upper Saddle River
- Hausman J. A. (1978), *Specification Test in Econometrics*, „Econometrica”, vol. 46
- IFS (2008), *International Financial Statistics*, IMF, [www.imfstatistics.org/imf](http://www.imfstatistics.org/imf)
- Kiedrowski R., Konopczyński M. (2005), *Funkcja popytu konsumenta*, [w:] *Podstawy ekonomii matematycznej. Elementy teorii popytu i równowagi rynkowej*, red. E. Panek, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu
- Kornai J. (1992), *The Socialist System: The Political Economy of Communism*, Oxford University Press, New York
- Kruszka M. (2002), *Optimum konsumenta w warunkach gospodarki otwartej*, „Ekonomia”, nr 8
- Maddala G. S. (2006), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- OxLAD (2003), *Oxford Latin America Economic History Database*, [www.oxlad.qeh.ox.ac.uk](http://www.oxlad.qeh.ox.ac.uk)
- Sachs J. D., Warner A. (1995), *Economic Reform and the Process of Global Integration*, Brookings Papers on Economic Activity 1, Macroeconomics
- Santos-Paulino A. (2002), *The Effects of Trade Liberalization on Imports in Selected Developing Countries*, „World Development”, vol. 30, No. 6
- Verbeek M. (2004), *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley and Sons, Ltd, Chichester
- Wacziarg R., Horn Welch K. (2008), *Trade Liberalization and Growth: New Evidence*, „The World Bank Economic Review”, vol. 22, No. 2
- Welfe A. (1995), *Ekonometria*, PWE, Warszawa
- WDI (2008), *World Development Indicators*, World Bank, [www.worldbank.org/data](http://www.worldbank.org/data)

## SUMMARY

*The paper analyses the relationship between liberalization of trade policy and the dynamics of real merchandise import of Latin America countries, using models based on panel data. Gross Domestic Product and relative prices are found to be significant determinants of the import demand function. The results also show that the reduction of import duties and elimination of other trade distortions have a strong positive impact on the real import growth.*

## РЕЗЮМЕ

*В статье обсуждается исследование соотношений либерализации торговой политики с динамикой реального импорта товаров в странах Латинской Америки. Результаты оценки, использующие анализ панельных данных показывают, что ВВП и относительные цены являются важными детерминантами функции спроса на импорт. Было замечено, что сокращение таможенных и внетамозженных барьеров значительно увеличивает темп реального роста импорта товаров.*