p-ISSN 0044-1600
e-ISSN 2392-3458

www.zer.waw.pl

Zagadnienia Ekonomiki Rolnej

4(353) 2017, 110-124

10.5604/01.3001.0010.6759

IMRE FERTŐ
Uniwersytet w Kaposvárze
Węgry
Instytut Ekonomii, Centrum Studiów Ekonomicznych i Regionalnych,
Węgierska Akademia Nauk
Budapeszt, Węgry
ANDRÁS BENCE SZERB
Instytut Ekonomii, Centrum Studiów Ekonomicznych i Regionalnych,
Węgierska Akademia Nauk
Budapeszt, Węgry

ROLA KRYZYSU ŻYWNOŚCIOWEGO I KOSZTÓW HANDLOWYCH W EKSPORCIE WĘGIERSKIEJ KUKURYDZY*

Abstrakt

Kukurydza jest jednym z najważniejszych produktów eksportu rolnego na Węgrzech. W artykule omówiono rolę kryzysu gospodarczego i kosztów handlowych w kształtowaniu się wzoru węgierskiego eksportu kukurydzy w latach 1996-2015. Autorzy zastosowali standardowy model grawitacyjny, aby wyjaśnić czynniki wzrostu węgierskiego eksportu kukurydzy na rynku światowym. Uzyskane wyniki sugerują, że po stronie popytu zarówno wielkość rynku importerów, jak i ich przychody mają pozytywny i znaczący wpływ na eksport węgierskiej kukurydzy. Odległość i kryzys mają negatywny wpływ, natomiast członkostwo w UE ma pozytywny wpływ na eksport węgierskiej kukurydzy.

Słowa kluczowe: rolnictwo, handel zbożem, przemysł rolny, kukurydza, Węgry, model grawitacyjny.

Kody JEL: Q11, Q13, Q17.

Wprowadzenie

Coraz więcej literatury przedmiotu zajmuje się wpływem światowego kryzysu żywnościowego na rynki towarowe (np. Akhter, 2017; Gutierezz, 2012; Tadassee, Algier, Kalkuhl i von Braun, 2016). Większość dokumentów skupia

* Artykuł został opracowany w ramach projektu: NKFI-115788 „Kryzysy gospodarcze i międzynarodowy handel rolny".

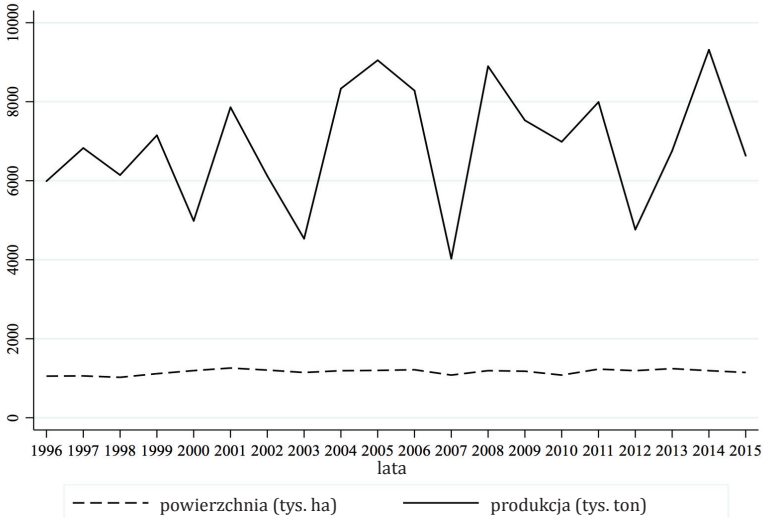
się na różnych efektach wzrostu cen na rynkach towarowych i ubóstwie w krajach rozwijających się, a mniej uwagi poświęca się skutkom kryzysu w handlu produktami rolno-spożywczymi (np. Heady, 2011; Giordani, Rocha i Ruta, 2016). Pomimo że znaczenie imprez handlowych na rynkach ryżu i pszenicy jest szeroko analizowane, właściwie nie było dyskusji na temat wydarzeń handlowych jako ważnego czynnika na rynkach kukurydzy. Zaniedbanie to jest po części zrozumiałe w świetle pewnych istotnych cech na światowym rynku kukurydzy (Heady, 2011). Po pierwsze Stany Zjednoczone mocno dominują na światowym rynku kukurydzy, odpowiadając za około 60 procent światowego eksportu, w konsekwencji ograniczenia w handlu w innych częściach świata w mniejszym stopniu wpływają na cenę międzynarodową. Po drugie kukurydza jest również stosowana jako pasza dla zwierząt gospodarskich w dużej części świata (w porównaniu z ryżem i pszenicą, które są zazwyczaj podstawowym pożywieniem), stąd popyt na kukurydzę jest stosunkowo elastyczny, co z kolei pociąga za sobą mniejszą wrażliwość na wstrząsy w handlu. Po trzecie wcześniejsze badania potwierdzają, że rosnące ceny ropy znacznie przyczyniły się do sytuacji w zakresie kosztów produkcji i transportu kukurydzy (Headey i Fan, 2008; Mitchell, 2008). Wreszcie coraz szersze zastosowanie kukurydzy do produkcji biopaliw wskazuje na duże oddziaływanie na światowy rynek kukurydzy, co sprawia, że wyjaśnienia dotyczące rosnących cen kukurydzy w oparciu o przesłanki dotyczące handlu są mniej atrakcyjne.

Niemniej pomimo tych cech światowego rynku kukurydzy istnieją pewne podstawy uzasadniające znaczenie analizy handlu na tym rynku. Światowy handel kukurydzą tradycyjnie jest przedmiotem interwencji w handlu. Liczba dużych graczy na rynku światowym jest ograniczona. Z drugiej strony kraje eksportujące stosują różne programy promocyjne, natomiast kraje importujące stosują szeroki zakres barier w handlu w celu ochrony swoich rynków krajowych. Te strategie handlu odgrywają istotną rolę w determinowaniu przepływów kukurydzy (Koo i Karemera, 1991). Pomimo znaczenia kukurydzy w światowym rolnictwie, badania naukowe dotyczące handlu kukurydzą są dość ograniczone. Istnieją nieliczne opracowania skupiające się na międzynarodowym handlu zbożami ze szczególnym naciskiem na globalnych graczy (np. Jayasinghe, Beghin i Moschini, 2010; Haq, Meilke i Cranfield, 2013), jednak prawie wcale nie ma materiałów dotyczących niewielkich krajów eksportujących kukurydzę. Niniejszy artykuł stara się wypełnić tę lukę. Pomimo że Węgry są niewielkim eksporterem kukurydzy, znalazły się na 8. miejscu wśród krajów eksportujących w 2016 roku. Możemy więc stwierdzić, że Węgry stanowią dobre studium przypadku pozwalające na zbadanie roli kosztów handlu w przypadku małego, ale jednak nadal ważnego gracza wśród światowych eksporterów kukurydzy. Ponadto niedawny kryzys żywnościowy jest dodatkową motywacją dla naszych badań. Celem artykułu jest analiza wpływu kosztów handlu i kryzysów żywnościowych w węgierskim eksporcie kukurydzy w ostatnich dwóch dekadach. Strukturę artykułu opisano poniżej. Po pierwsze przedstawiamy krótki

przegląd węgierskich sektorów kukurydzy. W kolejnej części omówiono metodologię empiryczną, po której następuje prezentacja rezultatów, zaś końcowa część zawiera wnioski.

Węgierski sektor kukurydzy

Na Węgrzech dominuje sektor upraw, 80 procent gruntów rolnych jest wykorzystywanych przez sektor roślin uprawnych. Udział gruntów uprawy kukurydzy wynosi około 40 procent z całkowitej powierzchni gruntów uprawnych wynoszącej 1,1 miliona hektara. Węgierska produkcja kukurydzy wykazuje silne wahania spowodowane warunkami klimatycznymi, od 4 do 9,5 miliona ton (Rys. 1). Węgry są jednym z największych producentów w Unii Europejskiej z 10-12 procentami rocznej produkcji UE. Po Francji (13-16 milionów ton), Rumunii (7-12 mln ton) i Włoszech (8-10 mln ton) Węgry zazwyczaj zajmują pozycję pomiędzy czwartą a szóstą, zależnie od plonów w danym roku (KSH, 2016). Kukurydza jest najważniejszym eksportowym produktem rolnym na Węgrzech. Eksportowy kierunek produkcji kukurydzy wzrósł szczególnie po przystąpieniu do UE z uwagi na przemiany strukturalne w węgierskim rolnictwie. Udział sektora upraw wzrósł kosztem sektorów produkcji zwierzęcej, tym samym krajowy popyt na kukurydzę również zmalał.

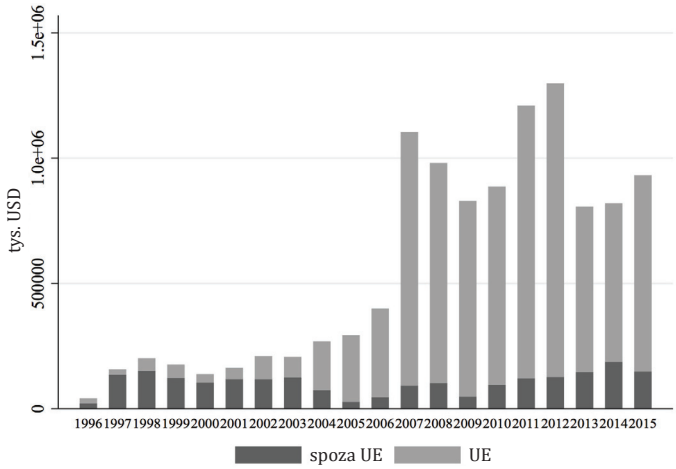


Rys. 1. Produkcja kukurydzy na Węgrzech, 1996-2015.
Źródło: obliczenia własne autora w oparciu o KSH, 2017.

Węgierski eksport kukurydzy wahał się znacząco pomiędzy 1996 a 2015 rokiem. Poziom węgierskiego eksportu był dość niski w pierwszym dziesięcioleciu okresu objętego analizą (rys. 2). Niemniej w drugim dziesięcioleciu eksport ku-

kurydzy wzrósł średnio ponad dwukrotnie. Zarazem nie odnotowano znaczących zmian w powierzchni zasiewów i średniej wielkości plonów kukurydzy. Wpływ kryzysu żywnościowego jest widoczny pomimo niewielkich zbiorów, wartość eksportu radykalnie wzrosła. Wartość eksportu spadła w 2008 i 2009 r., a powróciła do wcześniejszego poziomu dopiero w 2011 roku. Wartość eksportu za ostatni rok źródłowy spadła do poziomu niższego niż we wspomnianych latach.

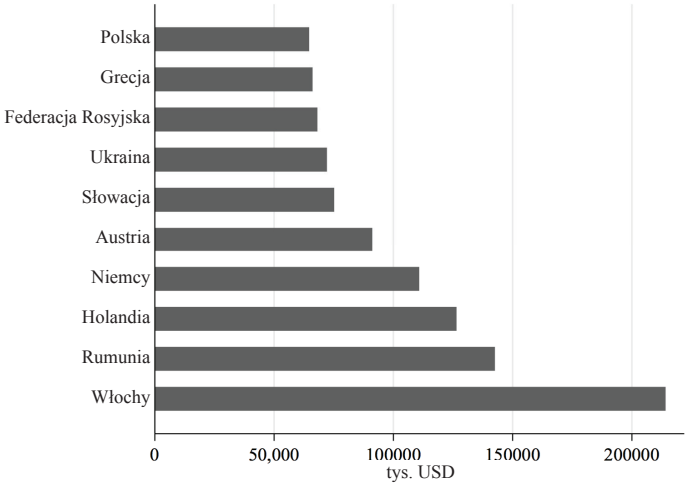
Najważniejszymi miejscami przeznaczenia dla węgierskiego eksportu kukurydzy są Włochy, Rumunia, Holandia, Niemcy i Austria (Rys. 3). Włochy są tradycyjnie jednym z największych rynków dla węgierskich produktów zbożowych, w tym dla kukurydzy Rumunia również odgrywa ważną rolę, ponieważ funkcjonuje w głównej mierze jako kraj tranzytu i punkt wyjścia na rynek Morza Czarnego dla węgierskiej kukurydzy z uwagi na Dunaj przepływający przez obydwa kraje. Wartość średniego eksportu kolejnych trzech krajów na Rys. 3 pokazuje znaczenie ich sektora przetwórczego w przypadku węgierskiego eksportu kukurydzy, a także znaczenie kanału Ren-Men-Dunaj, który jest jedynym szlakiem wodnym przecinającym kontynent i umożliwiającym nawigację i transport wodny. Dwa duże rynki spoza UE nadal odgrywają stosunkowo dużą rolę: rynek rosyjski i ukraiński.



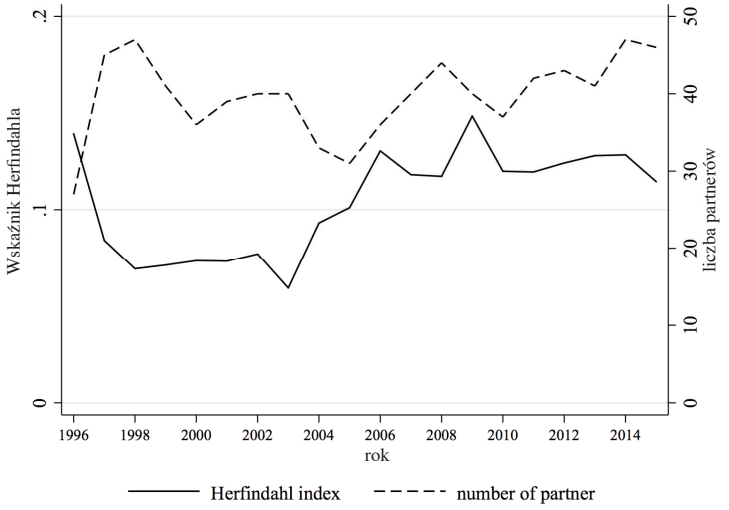
Rys. 2. Węgierski eksport kukurydzy z podziałem na główne segmenty rynkowe, 1996-2015. Źródło: obliczenia własne autora w oparciu o dane World Bank (2017a).

W okresie objętym analizą Węgry eksportowały kukurydzę do 83 krajów. Liczba miejsc docelowych zmniejszyła się istotnie z każdym rokiem. Liczba partnerów handlowych waha się pomiędzy 27 a 47 (rys. 4). Co ciekawe w pierwszej dekadzie koncentracja geograficzna eksportu kukurydzy była o wiele niższa przy mniejszej wartości eksportu. Koncentracja geograficzna wzrosła wraz

z większą liczbą partnerów handlowych i wyższą wartością eksportu w drugiej połowie okresu. Niemniej brak stabilności w liczbie partnerów rynkowych częściowo wskazuje, że źródła wzrostu eksportu kukurydzy w znacznej mierze opierają się na wzroście eksportu na tradycyjnych rynkach, a w mniejszej mierze na znalezieniu nowych miejsc docelowych dla eksportu węgierskiej kukurydzy.



Rys. 3. Średni eksport do 10 głównych miejsc z Węgier pomiędzy 1996 a 2015 rokiem.
Źródło: obliczenia własne autora w oparciu o dane World Banku (2017a).



Rys. 4. Koncentracja rynku i liczba relacji eksportowych na rynku w węgierskim eksporcie kukurydzy.
Źródło: obliczenia własne autora w oparciu o dane World Banku (2017a).

Materiał i metody

Zgodnie z międzynarodowymi opracowaniami dotyczącymi handlu model grawitacyjny stał się standardowym zestawem narzędzi w empirycznej analizie handlu rolnego, naświetlając jego pewne cechy szczególne. Podstawowe wyjaśnienie modelu ekonometrycznego zaczyna się od tradycyjnej teorii grawitacyjnej, która wskazuje, że handel dwustronny między krajami jest dodatnio powiązany z ich krajowym rozmiarem ekonomicznym (dochody) i ujemnie powiązany z odległością geograficzną (np. Anderson, 1979; Frankel i Rose, 2002; Anderson i van Wincoop, 2003; Bojnec i Fertő, 2010). Wzrost krajowego dochodu generuje większy popyt, a lokalizacja najbliższego kraju partnerskiego obniża koszty transportu.

Pomimo że nie ma materiałów poświęconych wyłącznie handlowi kukurydzą, niektóre opracowania badały, przynajmniej częściowo, handel zbóż z wykorzystaniem podejścia grawitacyjnego. Koo i Karemera (1991) wykorzystują model grawitacyjny do badania międzynarodowego rynku pszenicy, wykazując, że moce produkcyjne, dochód i środki w zakresie polityki handlowej odgrywają ważną rolę w ustalaniu przepływów handlowych pszenicy. Coraz więcej jest badań naukowych dotyczących oceny wpływu RTA na handel rolny. Koo, Kennedy i Skripnitchenko (2006) podkreślają, że RTA generują zazwyczaj wzrost wielkości handlu wśród członków, ale niekoniecznie powodują przekierowanie handlu. Ghazalian, Larue i Gervais (2011) twierdzą, że preferencje taryfowe mają większy wpływ na tworzenie wewnątrzregionalnego handlu UE niż na preferencje nietaryfowe. Serrano i Pinilla (2012) podkreślają, że rolą RTA w UE jest wywieranie o wiele większego wpływu na produkty rolne niż inne. Ghazalian (2015) stwierdza, że efekt odległości na handel ujawnia istotne różnice w krajach należących do różnych grup ekonomicznych i geoekonomicznych.

W niniejszym dokumencie badamy czynniki determinujące węgierski eksport kukurydzy pomiędzy 1996 a 2015 r. przy użyciu standardowego modelu grawitacyjnego. Dane eksportowe pochodzą z bazy danych Comtrade ONZ (UNSD, 2017) z bazą danych i oprogramowaniem **World Integrated Trade Solution** (WITS) (w dolarach amerykańskich) (World Bank, 2017a). Analiza empiryczna opiera się na handlu dwustronnym kukurydzą na czterocyfrowym poziomie Systemu Zharmonizowanego (kod HS1005).

Standardowy wzór równania grawitacjnego można opisać dla wartości X_{ij}, która jest wartością eksportu z kraju eksportującego *i* do kraju importującego *j* w określonym czasie t (Anderson i van Wincoop, 2003):

$$X_{ijt} = G_t M_{it}^{x} M_{jt}^{m} \varphi_{ijt} \tag{1}$$

gdzie: M^{x}_{it} oraz M^{m}_{jt} oznaczają atrybuty kraju eksportującego i importującego, G_t jest wspólnym wektorem dla danego roku określającym handel. Zmienność

w intensywności handlu jest wprowadzana poprzez ϕ_{ijt}. Zgodnie z Head, Mayer i Ries (2010) odnosimy się doMxit i Mxjt jako do efektów monadycznych i do ϕ_{ijt} jako do efektu diadycznego.

Za Eaton i Kortum (2002) szacujemy log terminu diadycznego ϕ_{ijt} jako kombinację liniową czynników wpływających na koszty handlu pomiędzy krajami partnerskimi:

$$ln\varphi_{ijt} = \delta D_{ijt} + u_{ijt} \tag{2}$$

D_{ijt} i u_{ijt} opisują obserwowany i nieobserwowany komponent dwustronnych kosztów handlu. Standardowe podejście do estymacji modelu grawitacyjnego polega na przyjęciu log równania (1) i zastąpieniu w równaniu (2) dla uzyskania poniższego wzoru:

$$lnX_{ijt} = lnG_t + lnM_{it}^{x} + lnM_{jt}^{m} + \delta \boldsymbol{D}_{ijt} + u_{ijt} \tag{3}$$

Autorzy stosują fikcyjne zmienne do określenia G_t. W empirycznej literaturze przedmiotu cechy eksportera i importera zazwyczaj zbliżają się do PKB i PKB *per capita*. Za Head, Mayer i Ries (2010) oddzielamy wielkość i skutki rozwoju, tym samym wyrażamy warunki monadyczne liczbą ludności (Pop) i PKB *per capita* (GDPCAP). Z wykorzystaniem tych monadycznych efektów możemy przekształcić równanie (3) następująco:

$$lnX_{ijt} = lnG_t + \alpha_1 lnPOP_{it}^{x} + \alpha_2 lnGDPCAP_{it}^{x} + \alpha_3 lnPOP_{it}^{m} + \\ + \alpha_4 lnGDPCAP_{jt}^{m} + \delta \boldsymbol{D}_{ijt} + u_{ijt} \tag{4}$$

Takie ramy teoretyczne również zapewniają podejście do identyfikacji efektu rynku rodzimego lub odwrotnego efektu rynku rodzimego dla różnych branż (Feenstra, 2004). Efekty rynku rodzimego oznaczają, że w przypadku zróżnicowanych produktów eksport jest bardziej podatny na zmiany w dochodach kraju eksportującego niż kraju importującego. Przeciwnie, handel jednorodnymi towarami jest bardziej wrażliwy na dochód z kraju importującego niż dochód krajowy eksportera i pokazuje odwrotny efekt rynkowy.

Najnowsza literatura przedmiotu uwzględniła kwestie dotyczące prawidłowej specyfikacji i interpretacji grawitacyjnego równania handlu w estymacji empirycznej (zob. przegląd autorów: Bachetta, Beverelli, Cadot, Fugazza, Grether, Helble, Nicita i Piermartini, 2012; Head i Mayer, 2013). Warianty równania (4) mają zastosowanie do wielu opracowań empirycznych. Niemniej w równaniu tym jest poważny brak, który stał się dobrze znany po ważnym opraco-

waniu sporządzonym przez Andersona i van Wincoopa (2003). Niektórzy badacze twierdzą, że standardowe przekrojowe metody przynoszą stronnicze rezultaty, ponieważ nie kontrolują niejednorodnych relacji handlowych (np. Feenstra, 2004; Helpman, Melitz i Rubinstein, 2008). Mówiąc inaczej, równanie (4) pomija wielostronne warunki odporności, które są funkcjami całego zbioru ϕ_{ijt}. Jest kilka rodzajów podejścia do oszacowania wielostronnych warunków odporności. Preferowana metoda w przypadku większości opracowań wykorzystuje efekty stałe dla każdego eksportera-roku i importera-roku w celu „absorpcji" efektów monadycznych w równaniu (3). Zważywszy na fakt, że dostępny nam przypadek cechuje jedno miejsce pochodzenia (Węgry), włączenie jedynie efektów stałych może uwzględniać zmienne kontrolowane dla odporności wielostronnej. Niemniej należy podkreślić, że uwzględnienie tych efektów stałych par już z kolei uwzględnia zmienne kontrolowane dla odporności wielostronnej. W związku z tym włączenie efektów stałych jest zbędne w rozszerzonym modelu grawitacyjnym niezmiennych w czasie zmiennych kosztów handlu, które są zazwyczaj uwzględniane, kiedy szacunek jest przeprowadzany zwykłą metodą najmniejszych kwadratów – odległość, wspólna granica, itd. Jedno pochodzenie oznacza, że liczba par jest zbieżna z liczbą miejsc przeznaczenia. W związku z tym w naszym przypadku uwzględnienie zmiennej o innej wartości dla każdej pary i stałej w czasie może kontrolować zarówno wielostronną odporność, jak i nieobserwowalną niejednorodność (Serrano, García-Casarejos, Gil-Pareja, Llorca-Vivero i Pinilla, 2015).

Dzielimy zbiór zmiennych diadycznych, D_{ijt}, na dwie grupy: zbiór zmiennych kontrolnych zazwyczaj używanych w regresjach grawitacyjnych i zbiór wskaźników reprezentujących umowy handlowe. Czynnikami kontrolnymi niezmiennymi w czasie są odległość i wspólna granica. W przypadku Węgier, inne zwyczajowe wskaźniki zastępcze, takie jak język, wspólny system prawny i więzy kolonialne nie mają w naszym przypadku zastosowania. Niezmienne w czasie zmienne również służą do uwzględnienia zmiennych kontrolowanych, zarówno dla wielostronnej odporności, jak i nieobserwowalnej niejednorodności. Czynniki kontrolne zmienne w czasie obejmują przynależność do wspólnego regionalnego porozumienia handlowego (RTA), wspólna przynależność do GATT/WTO i wspólne członkostwo w Unii Europejskiej. Wreszcie dodajemy niezmienną w czasie zmienną fikcyjną (kryzys) w celu kontrolowania wpływu kryzysu żywnościowego. Opis i źródła zmiennych zawarto w tabeli 1.

Drugą kwestią ekonometryczną jest sposób traktowania dwustronnych przepływów handlowych o wartości zerowej. Wiadomo, że standardowe modele grawitacyjne nie radzą sobie z łatwością z zerowymi przepływami handlowymi. W literaturze przedmiotu spowodowało to szeroko zakrojoną praktykę ignorowania przepływów zerowych w analizie handlu dwustronnego. Niemniej obserwacje o wartości zerowej zawierają ważne informacje pozwalające lepiej zrozumieć schematy dwustronnych przepływów handlowych. W związku z tym nie

powinny być odrzucane a priori. Kilka rodzajów podejścia metodologicznego zastosowano lub zasugerowano w celu uwzględnienia problemu zerowych przepływów handlowych. Pierwsze wspólne rozwiązanie ogranicza próbę do obserwacji niezerowych w celu uniknięcia problemów z estymacją związaną z zerowymi przepływami handlowymi. Drugie rozwiązanie jest takie, że (część) wartości zerowych można zastąpić niewielką stałą. W ten sposób podwójny model log można estymować bez wykluczania par krajów zerowego przepływu handlowego z próby. Trzeci rodzaj opracowań wykorzystywał standardowy model Tobita do estymacji równania grawitacyjnego o zerowych przepływach handlowych (np. Rose, 2004; Anderson i Marcouiller, 2002). Czwarty typ opracowań stosuje model selekcji próby Heckmana (1979) do wartości zerowych handlu (Francois i Manchin, 2013; Linders i de Groot, 2006) twierdząc, że model ten jest preferowany zarówno teoretycznie, jak i ekonometrycznie. Wreszcie Santos Silva i Tenreyro (2006) proponują estymator PPML do rozwiązania problemu heteroskedastyczności. Martin i Pham (2015) twierdzą, że w przypadku niewielkiego ułamka wartości zerowych, model estymatora PPML jest preferowaną metodą do zastosowania przy estymacji. Niemniej Santos Silva i Tenreyro (2011) pokazują, że estymator zazwyczaj zachowuje się dobrze, nawet kiedy odsetek zer w próbie jest bardzo wysoki. Tym samym w celu rozwiązywania problemów heteroskedastyczności stosujemy technikę estymacji PPML. Ponadto wyliczamy pogrupowane standardowe błędy na poziomie pary krajów.

Tabela 1

Opis zmiennych

Zmienna	Definicja	Źródło
X	Eksport w bieżących dolarach amerykańskich	Comtrade
POP	Dane dotyczące ludności	WDI
GDPCAP	PKB per capita w bieżących dolarach amerykańskich	WDI
Odległość	Fizyczna odległość pomiędzy stolicami krajów w przypadku par krajów	CEPII
Granica	Zmienna fikcyjna równa jedności dla eksportujących i importujących krajów ze wspólną granicą lądową	CEPII
RTA	Zmienna fikcyjna równa jedności par krajów objętych tym samym regionalnym porozumieniem handlowym	WTO
WTO	Zmienna fikcyjna równa jedności dla par krajów objętych tą samą umową WTO	WTO
UE	Zmienna fikcyjna równa jedności dla par krajów należących do Unii Europejskiej	CEPII
Kryzys	Zmienna fikcyjna równa jedności dla okresu po 2007 r.	

Źródło: opracowanie własne autora.

Wyniki i omówienie

Przedstawiamy trzy różne specyfikacje, zaczynając od zmiennych monadycznych i niezmiennych w czasie zmiennych monadycznych i dodając kolejno diadyczną zmienną w czasie i zmienne kryzysu (tab. 2). W odniesieniu do zmiennych monadycznych widzimy, że atrybuty oparte na pochodzeniu nie są istotne. Nieistotne efekty zmiennej eksportera PKB per capita wskazują na brak efektów rynku rodzimego, potwierdzając teoretyczne hipotezy i empiryczne ustalenia (Feenstra, 2004; Serrano i Pinilla, 2014). Nasze szacunki pokazują, że wzrost w dochodzie i populacji kraju-importera per capita promuje handel dwustronny z elastycznością, która waha się od 0,821 do 0,342. Należy zauważyć, że elastyczność dochodu *per capita* podwaja elastyczność liczby ludności. Zgodnie z oczekiwaniem teoretycznym istotny dochód importera *per capita* potwierdza odwrotny efekt rynku rodzimego w przypadku rynku kukurydzy. Odległość między partnerami redukuje handel i szacowaną elastyczność pomiędzy 1,357 a 1,583, wyższą niż typowe ustalenia w literaturze przedmiotu (jeden). Co zaskakujące, wpływ wspólnej granicy jest nieistotny dla wszystkich specyfikacji, co nie jest zgodne z ustaleniami we wcześniejszych dokumentach (np. Haq, Meilke i Cranfield, 2013; Ghazalian, 2015).

Tabela 2

Wyniki estymacji

	1	2	3
Zmienne monadyczne			
W miejscu poch. POP	-9,654	-9,047	4,849
W miejscu przezn. POP	0,821***	0,786***	0,789***
W miejscu poch. GDPCAP	1,164***	0,476	-0,190
W miejscu przezn. GDPCAP	0,494***	0,371*	0,342*
Stałe czasowo zmienne diadyczne			
W odległ.	-1,583***	-1,388***	-1,357***
GRANICA	-0,260	-0,098	-0,058
Zmienne czasowo zmienne diadyczne			
WTO		0,079	0,087
RTA		-0,511	-0,505
UE		1,102***	1,240***
Dodatkowa zmienna			
Kryzys			-0,886***
stała	24,308	28,970**	3,383
N	1581	1581	1581
R^2	0,451	0,454	0,481

Uwaga: ***, **, * oznaczają istotność na poziomie 1, 5 i 10%.

Źródło: opracowanie własne.

Przyglądając się diadycznym zmiennym w czasie, obserwujemy, że członkostwo w WTO i wspólne uczestnictwo w RTA nie mają istotnego wpływu na węgierski eksport kukurydzy. Ustalenia te są sprzeczne z typowymi rezultatami w rolniczej literaturze przedmiotu (np. Haq, Meilke i Cranfield, 2013; Ghazalian, 2015; Koo, Kennedy i Skripnitchenko, 2006; Serrano i Pinilla, 2012; Serrano, García-Casarejos, Gil-Pareja, Llorca-Vivero i Pinilla, 2015). Pozytywne i istotne efekty członkostwa w UE dla węgierskiego eksportu kukurydzy są zgodne z innymi opracowaniami podkreślającymi pozytywny wpływ integracji z UE (np. Serrano i Pinilla, 2012). Silne oddziaływanie UE może wyjaśniać częściowo nieznaczący wpływ RTA i WTO. Rysunek 2 potwierdza, że rynek UE odgrywa ważną rolę w węgierskim eksporcie kukurydzy i 8 z 10 czołowych miejsc przeznaczenia zajmują państwa członkowskie UE (rys. 3). Ostatnia kolumna przedstawia model powiększony ze zmienną kryzysu. Nasze wyliczenia sugerują, że kryzys ma silny i negatywny wpływ na węgierski eksport kukurydzy.

Wnioski

W dokumencie zbadano rolę kryzysu gospodarczego i kosztów handlu w węgierskim modelu eksportu kukurydzy w okresie od 1996 do 2015 roku. Autorzy wykorzystują standardowy model grawitacyjny w celu objaśnienia czynników napędzających węgierski eksport kukurydzy na rynek światowy. Węgierski eksport kukurydzy wzrósł znacząco po 2004 r., wykazując istotne wahania. Koncentracja geograficzna węgierskiego eksportu kukurydzy również wzrosła po rozszerzeniu UE z istotnymi rocznymi wahaniami pod względem partnerów handlowych. Nasze wyniki wskazują, że po stronie popytu, zarówno wielkość rynku importerów, jak i dochód importerów ma pozytywny i znaczący wpływ na węgierski eksport kukurydzy. Brak efektów na rodzimym rynku, natomiast odwrotne efekty na rynku rodzimym są ważnymi czynnikami napędzającymi węgierski eksport kukurydzy. W ramach kosztów handlu odległość ma silny negatywny wpływ na eksport kukurydzy. O ile członkostwo w UE istotnie i pozytywnie wpłynęło na węgierski eksport kukurydzy, wpływ innych umów handlowych nie jest dla Węgier istotny. Można to tłumaczyć wysokimi kosztami handlu na Węgrzech. Współczynniki odległości są stale wyższe niż w przypadku współczynników członkostwa w UE. Jako jednorodny produkt podlegający niestabilnym warunkom krajowym i rynkowym, kukurydza niekoniecznie jest odpowiednim produktem dla długoterminowej i zrównoważonej strategii eksportu rolnego. Pomimo dobrych warunków klimatycznych i sprzyjających uwarunkowań polityki rolnej, zakres węgierskiego eksportu kukurydzy jest raczej ograniczony. Dalsze badania są niezbędne dla lepszego zrozumienia możliwości europejskiego eksportu kukurydzy.

References

Akhter, S. (2017). Market integration between surplus and deficit rice markets during global food crisis period. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, nr 61*(1), ss. 172-188.

Anderson, J.E. (1979). A theoretical foundation for the gravity equation. *American Economic Review*, nr 69, ss. 106-116.

Anderson, J.E., Marcouiller, D. (2002). Insecurity and the Pattern of Trade: An Empirical Investigation. *Review of Economics and Statistics, nr 84*(2), ss. 342-352.

Anderson, J.E., van Wincoop, E. (2003). Gravity with gravitas: a solution to the border problem. *American Economic Review*, nr 1, ss. 170-92.

Bacchetta, M., Beverelli, C., Cadot, O., Fugazza, M., Grether, J.M., Helble, M., Nicita, A., Piermartini, R. (2012). *A practical guide to trade policy analysis*. Switzerland: World Trade Organisation and United Nation. June 2012, p. 106.

Bojnec, Š., Fertő, I. (2010). Internet and international food industry trade. *Industrial Management & Data Systems, nr 110*(5), ss. 744-761.

CEPII (2017). Distances. In: *CEPII* (ed.). Retrieved from: http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/distances.html.

Eaton, J., Kortum, S. (2002). Technology, geography, and trade. *Econometrica, nr 70*(5), ss. 1741-1779.

Feenstra, R. (2004). *Advanced International Trade*. Princeton University Press.

Francois, J., Manchin, M. (2013). Institutions, infrastructure, and trade. *World Development*, nr 46, ss. 165-175.

Frankel, J.A., Rose, A. (2002). An estimate of the effect of common currencies on trade and income. *Quarterly Journal of Economics, nr 117*(2), ss. 437-466.

Ghazalian, P.L. (2015). On the magnitude of the geographic distance effect on primary agricultural and processed food trade. *Agribusiness, nr 31*(2), ss. 148-170.

Ghazalian, P.L., Larue, B., Gervais, J-P. (2011). Assessing the implication of regional preferential market access for meat commodities. *Agribusiness, nr 27*(3), ss. 292-310.

Giordani, P.E., Rocha, N., Ruta, M. (2016). Food prices and the multiplier effect of trade policy. *Journal of International Economics, nr 101*(1), ss. 102-122.

Gutierrez, L. (2012). Speculative bubbles in agricultural commodity markets. *European Review of Agricultural Economics, nr 40*(2), ss. 217-238.

Haq, Z.U., Meilke, K., Cranfield, J. (2013). Selection bias in a gravity model of agrifood trade. *European Review of Agricultural Economics, nr 40*(2), ss. 331-360.

Head, K., Mayer, T. (2013). *Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook*. CEPII Working Paper (Centre d'études prospectives et d'informations internationales). No. 2013–27 September.

Head, K., Mayer, T., Ries, J. (2010). The erosion of colonial trade linkages after independence. *Journal of International Economics, nr 81*(1), ss. 1-14.

Headey, D. (2011). Rethinking the global food crisis: The role of trade shocks. *Food Policy, nr 36*(2), ss. 136-146.

Headey, D., Fan, S. (2008). Anatomy of a crisis: the causes and consequences of surging food prices. *Agricultural Economics*, nr 39, ss. 375-391.

Heckmann, J.J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica, no. 47*(1), ss. 153-161.

Helpman, E., Melitz, M., Rubinstein, Y. (2008). Estimating trade flows: trading partners and trading volumes. *Quarterly Journal of Economics, nr 123*(2), ss. 441-487.

Jayasinghe, S., Beghin, J.C., Moschini, G. (2010). Determinants of world demand for US corn seeds: the role of trade costs. *American Journal of Agricultural Economics, no. 92*(4), ss. 999-1010.

Koo, W.W., Karemera, D. (1991). Determinants of world wheat trade flows and policy analysis. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, nr 39, ss. 439-455.

Koo, W.W., Kennedy, P.L., Skripnitchenko, A. (2006). Regional preferential trade agreements: Trade creation and diversion effects. *Review of Agricultural Economics*, nr 28, ss. 408-415.

KSH (2016). *A mezőgazdaság szerepe a nemzetgazdaságban, 2015*. Retrieved from: http://www.ksh.hu/docs/hun/xftp/idoszaki/mezo/mezoszerepe15.pdf.

KSH (2017). *A fontosabb szántóföldi növények betakarított területe, össze termése és termésátlaga (1990-)*. Retrieved from: http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_omn007a.html.

Linders, G-J.M., De Groot, H.L.F. (2006). *Estimation of the Gravity Equation in the Presence of Zero Flows*. Amsterdam: Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2006-072/3.

Martin, W., Pham, C. (2015). *Estimating the gravity model when zero trade flows are frequent and economically determined* (Nr 7308). The World Bank.

Mitchell, D. (2008). *A Note on Rising Food Prices*. Policy Research Working Paper No. 4682, The World Bank, Washington, DC.

Rose, A.K. (2004). Do We Really Know That the WTO Increases Trade? *American Economic Review, nr 94*(1), ss. 98-114.

Santos Silva, J., Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *Review of Economics and Statistics, nr 88*(4), ss. 641-658.

Santos Silva, J., Tenreyro, S. (2011). Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator. *Economics Letters, nr 112*(2) ss. 220-222.

Serrano, R., Pinilla, V. (2012). The long-run decline in the share of agricultural and food products in international trade: a gravity equation approach to its causes. *Applied Economics*, nr 44, ss. 4199-4210.

Serrano, R., Pinilla, V. (2014). Changes in the structure of world trade in the agri-food industry: the impact of the home market effect and regional liberalization from a long-term perspective, 1963-2010. *Agribusiness, nr 30*(2), ss. 165-183.

Serrano, R., García-Casarejos, N., Gil-Pareja, S., Llorca-Vivero, R., Pinilla, V. (2015). The Internationalisation of the Spanish Food Industry, 1970–2012: The Home Market Effect and European Market Integration. *Spanish Journal of Agricultural Research, no. 13*(3). ss. 1-13.

Tadasse, G., Algieri, B., Kalkuhl, M., von Braun, J. (2016). Drivers and triggers of international food price spikes and volatility. In: *Food Price Volatility and Its Implications for Food Security and Policy* (ss. 59-82). Springer International Publishing.

UNSD (2017). Commodity Trade Database (COMTRADE). United Nations Statistical Division, New York.

World Bank (2017a). Commodity Trade Database (COMTRADE), Available through World Bank's World Integrated Trade Solution (WITS) software at: http://www.wits.worldbank.org, Washington D.C.

World Bank (2017b). World Development Indicators. Retrieved from: http://www.wits.worldbank.org, Washington, D.C.

World Trade Organization (WTO) (2017). Regional trade agreements. Retrieved from: https://www.wto.org/english/tratop_e/region_e/region_e.htm.

MRE FERTŐ
Kaposvár University
Hungary
ANDRÁS BENCE SZERB
Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies,
Hungarian Academy of Sciences
Budapest, Hungary

THE ROLE OF FOOD CRISIS AND TRADE COSTS IN THE HUNGARIAN MAIZE EXPORTS*

Abstract

Maize is one of the most important agricultural export products in Hungary. The paper investigates the role of economic crisis and trade costs on the pattern of Hungarian maize exports over the period from 1996 to 2015. The authors employ standard gravity model to explain the drivers of Hungarian maize exports at the world market. The results suggest that on the demand side both importers' market size and the importers' income have positive and significant impacts on Hungarian maize exports. The distance and crisis have negative impacts, whilst the EU membership positively influenced Hungarian maize exports.

Keywords: agriculture, grain trading, agribusiness, maize, Hungary, gravity model.

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 15.12.2017.

O ile nie jest to stwierdzone inaczej, wszystkie materiały na stronie są dostępne na licencji Creative Commons Uznanie Autorstwa 3.0 Polska. Pewne prawa zastrzeżone na rzecz Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB.