

*Łukasz Klimczak*

Studia Doktoranckie Wydziału Ekonomii  
i Stosunków Międzynarodowych  
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

## Model grawitacyjny jako narzędzie analizy handlu zagranicznego\*

### Streszczenie

Celem pracy jest odpowiedź na pytanie, czy standardowy model grawitacyjny może być efektywnym narzędziem analizy handlu, czy też istnieje potrzeba uzupełnienia go o dodatkowe miary dystansu. Badanie obejmuje region Bałkanów Zachodnich w latach 1995–2012.

Wyniki estymacji modelu standardowego są porównywane do wyników modelu rozszerzonego o następujące zmienne: efekt granicy, efekty działań wojennych, mniejszości narodowe, różnice w rozwoju, dystans religijny i komunikacyjny, umowy o wolnym handlu oraz zasób BIZ. W celu sprawdzenia odporności wyników, poza estymacją typu *pooled*, szacowane są modele z jedno- i dwukierunkowymi efektami stałymi, z efektami losowymi, a także zawierające alternatywne zmienne.

Rezultaty badania pokazują, że istnieją liczne determinanty handlu specyficzne dla regionu, które powinny być uwzględnione w modelu. Zaliczyć do nich można w szczególności podobieństwo struktur wyznaniowych i językowych, wojny czy porozumienia o wolnym handlu.

**Słowa kluczowe:** Bałkany Zachodnie, model grawitacyjny, handel międzynarodowy, determinanty handlu.

---

\* Artykuł powstał w wyniku realizacji projektu sfinansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2013/11/N/HS4/03642. Autor pragnie wyrazić podziękowania Panu dr. Sławomirowi Śmiechowi z Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie za cenne uwagi dotyczące niniejszego badania.

## 1. Wprowadzenie

Model grawitacyjny jest narzędziem często wykorzystywanym w analizach handlu zagranicznego z uwagi na swój intuicyjny charakter, a także zdolność do wyjaśniania determinant handlu w badaniach empirycznych. W swojej formie podstawowej model ten miał wyjaśniać wartość handlu za pomocą „mas” partnerów handlowych oraz „dystansu” pomiędzy nimi, co stanowiło analogię do równania grawitacji Newtona (por. [Tinbergen 1962, Pöyhönen 1963, Linneman 1966]). Masa była zazwyczaj przybliżana przez PKB i (lub) populację badanych krajów, natomiast dystans – poprzez fizyczną odległość pomiędzy ich stolicami albo najbardziej rozwiniętymi regionami gospodarczymi, choć występowały w tym charakterze także inne zmienne (por. [Kandogan 2009, Wydymus 2012]). Jako że model okazał się dobrym narzędziem w wyjaśnianiu determinant handlu, jego różne postaci ewoluowały, przynosząc szereg nowych zmiennych dodawanych do prawej strony równania. Nasuwają się więc dwa pytania:

1) czy, a jeśli tak, to jakie dodatkowe zmienne powinny znaleźć się w modelu?

2) jaka jest ich relacja do głównego konceptu modelu grawitacji, wyjaśniającego wartość handlu przez masę oraz dystans?

Odpowiedzią na pierwsze z powyższych pytań jest zdolność modelu „standardowego” (tzn. niezawierającego zmiennych dodatkowych) do wyjaśniania wartości handlu. Jeżeli PKB i populacja partnerów handlowych oraz dystans fizyczny pomiędzy nimi wyjaśniałyby go w stopniu wystarczającym, nie istniałyby przesłanki do wskazywania dodatkowych czynników potencjalnie wpływających na handel. Przeprowadzona analiza pokazuje jednak, że włączenie dodatkowych zmiennych skutkuje dużo lepszym dopasowaniem modelu do danych empirycznych.

Odpowiadając na drugie pytanie, należy zaznaczyć, że istnieje potrzeba skategoryzowania wszystkich zmiennych określających dystans w grupach reprezentujących jego fizyczne, ekonomiczne, polityczne, kulturowe, komunikacyjne oraz historyczne aspekty. Pomoże to w lepszym zrozumieniu ich natury oraz ich skutków.

Region Bałkanów Zachodnich (dalej BZ) wydaje się dobrym obiektem w badaniach nad znaczeniem dla handlu czynników natury historyczno-kulturowej, ponieważ charakteryzuje się następującymi cechami:

– jego mieszkańcy są wyznawcami trzech wielkich religii (katolicyzmu, prawosławia i islamu),

- jego mieszkańcy mówią zasadniczo podobnymi, choć nie takimi samymi językami (nie licząc Albanii)<sup>1</sup>,
- w niedalekiej przeszłości region ten był obszarem działań wojennych<sup>2</sup>,
- występują znaczące różnice w poziomie rozwoju tego regionu<sup>3</sup>.

Nie można pominąć również faktu, że region Bałkanów Zachodnich odgrywał w ostatnich latach niezwykle istotną rolę w polityce zagranicznej Unii Europejskiej [Molendowski 2011], a wszystkie państwa wchodzące w jego skład biorą udział w procesie integracji z Unią<sup>4</sup>.

Celem przeprowadzonej analizy jest odpowiedź na pytanie, czy w przypadku państw regionu Bałkanów Zachodnich można zdefiniować inne czynniki wpływające na wartość handlu wzajemnego niż te zawarte w standardowej postaci modelu grawitacyjnego, a jeżeli tak, to jakie.

W artykule przybliżono pojęcia masy i dystansu w handlu oraz zaprezentowano zmienne dodatkowe ujęte w modelu. Przedstawiono matematyczne postaci modelu standardowego oraz modelu rozszerzonego. Zaprezentowano wyniki analizy regresji oraz ich interpretację. Następnie zbadano odporność wyników zarówno na zmienioną specyfikację ekonometryczną modelu, jak i na zastosowanie alternatywnych zmiennych objaśniających. W podsumowaniu przedstawiono główne wnioski z przeprowadzonej analizy oraz rekomendacje dotyczące dalszych badań.

## 2. Wybrane ujęcia masy oraz dystansu w rozszerzonych modelach grawitacyjnych

Założenia teorii grawitacji w handlu opierają się na dwóch kluczowych pojęciach: masie oraz dystansie, które określają zbiór zmiennych mających charakteryzować odpowiednio:

---

<sup>1</sup> Serbski, chorwacki i bośniacki należą do południowo-zachodnich języków słowiańskich, natomiast macedoński – do południowo-wschodnich (za: [www.ethnologue.com](http://www.ethnologue.com), dostęp: 30.09.2013).

<sup>2</sup> Począwszy od pierwszego roku analizy, a więc 1995, region doświadczył konfliktów zbrojnych pomiędzy Bośnią a Serbią (1995), Chorwacją a Serbią (1995), Kosowem a Serbią (1998, 1999) oraz Kosowem a Macedonią (2001) [UCDP Datasets... 2013]. W niniejszym badaniu konflikty, w których Kosowo jest jedną ze stron, są przypisane Albanii w związku z bliskością etniczną obu narodów.

<sup>3</sup> W 1995 r. Bośnia miała najniższy poziom PKB *per capita* (w cenach stałych z 2005 r.) w całym regionie – 904 USD, natomiast Chorwacja najwyższy – 6536 USD. W 2012 r. najniższą wartością PKB *per capita* charakteryzowała się Serbia – 3348 USD, natomiast najwyższą ciągle Chorwacja – 10 346 USD (za: [unctadstat.unctad.org](http://unctadstat.unctad.org), dostęp: 19.11.2013).

<sup>4</sup> Chorwacja jako pierwszy z krajów Bałkanów Zachodnich została przyjęta do Unii w 2012 r.

- każdy z dwóch krajów uczestniczących w bilateralnej wymianie handlowej,
- różnorakie relacje, w jakich się te kraje znajdują<sup>5</sup>.

Zmienne określające masę powinny z jednej strony odzwierciedlać potencjał podaży kraju eksportera, a z drugiej – potencjał popytowy kraju importera [Czarny i Folfas 2011]. W przeprowadzonej analizie przyjęto dla obu powyższych przypadków podział tych zmiennych na zmienne określające potencjał:

- gospodarczy (np. PKB, PKB *per capita*),
- ludnościowy (np. populacja, zasób siły roboczej, odsetek ludności z wyższym wykształceniem),
- technologiczny (np. zasób BIZ, *unit export value*).

Znacznie częściej w literaturze przedmiotu omawiane są jednakże analizy czynników określających relację pomiędzy dwoma konkretnymi krajami, a więc określające dystans je dzielący. Podział zmiennych reprezentujących dystans wprowadzono w pracy *Ekonometria przestrzenna* [1991], dzieląc odległości na:

- fizyczną,
- czasową (czas konieczny do pokonania danej odległości),
- ekonomiczną (nakład pracy niezbędny do pokonania dystansu wyrażony np. jako koszt transportu<sup>6</sup>),
- społeczną (np. liczba wolnych miejsc pracy czy natężenie rozmów telefonicznych),
- polityczną (jako zmienna 0–1, oznaczająca preferowanie stosunków/relacji między danymi krajami).

Należy przy tym zwrócić uwagę, że pierwsze trzy typy dystansu są *de facto* różnymi miarami tej samej charakterystyki, czyli odległości fizycznej. Niezależnie, czy mierzona w kilometrach, w godzinach koniecznych na jej pokonanie, czy też w złotówkach, które trzeba wydać, ażeby przesłać partię towaru, są to ciągle charakterystyki odległości fizycznej. Dwa ostatnie typy odległości stanowią natomiast odrębne kategorie.

W literaturze anglojęzycznej punktem odniesienia są często prace J.E. Andersona i E. van Wincoopa [2003, 2004], w których przedstawiono i uporządkowano znaczną część wcześniejszych ustaleń badaczy w tym zakresie, przyczyniając się jednocześnie do rozpoczęcia szerszej dyskusji na temat kosztów w handlu. Powołując się na opisany przez J. McCalluma [1995] tzw. efekt granicy (*border*

<sup>5</sup> O problemach związanych z właściwym doбором zmiennych charakteryzujących masę oraz dystans pisał m.in. S. Wydymus [2012].

<sup>6</sup> Wśród współczesnych analiz handlu zagranicznego wykorzystujących model grawitacyjny problematykę związaną z transportem towarów jako podstawę konstrukcji miernika odległości ekonomicznej podjęli m.in. N. Drzewoszewska, M.B. Pietrzak i J. Wilk [2013].

*effect*), autorzy poszerzają analizę na większą liczbę krajów oraz, w szczególności, prezentują nowy podział kosztów (odległości) na:

– polityczne (*policy barrier*, bazujące na stawkach celnych i ograniczeniach pozataryfowych),

– transportowe (*transport costs*; bezpośrednio – stawki transportowe i ubezpieczeniowe, pośrednio – związane z procesem przygotowania produkcji eksportowej),

– dystrybucji hurtowej i detalicznej (*wholesale and retail distribution costs*).

J.E. Anderson i E. van Wincoop wyszczególniają dystans związany z posiadaniem lub nieposiadaniem wspólnego języka, a także przedstawiają prace analizujące odległość jako poziom dyspersji cenowej pomiędzy krajami, która to charakterystyka obejmować ma całokształt kosztów-odległości pomiędzy krajami. Z drugiej strony postulują oni włączanie do analiz zmiennej *multilateral trade resistance* (MTR)<sup>7</sup>, która odnosi się do relatywnych barier w handlu [Anderson i van Wincoop 2003, 2004].

Za kolejne kamienie milowe w badaniach nad znaczeniem odległości w handlu można uznać prace J. Melitza [2008] oraz J. Melitza i F. Toubala [2012]. W odróżnieniu od większości wcześniejszych badań, stawiających w centrum uwagi głównie bariery geograficzne oraz polityczne, autorzy ci kierują swą uwagę na bariery komunikacyjne i kulturowe. W wielu wcześniejszych pracach kwestia wpływu języka na handel już się pojawiała, była ona jednakże sprowadzana najczęściej do zmiennej binarnej odzwierciedlającej ten sam język urzędowy. Autorzy obu przywołanych wyżej prac wprowadzają w nich bardziej kompleksowe miary możliwości komunikacyjnych pomiędzy obywatelami poszczególnych krajów<sup>8</sup>.

W przeprowadzonej analizie przyjęto podział dystansu (lub też odległości, barier czy kosztu) pomiędzy krajami na sześć kategorii:

1) dystans fizyczny – związany z geograficznym położeniem jednego kraju względem drugiego. Nie ma przy tym znaczenia sposób jego mierzenia (kilometry, godziny potrzebne na jego pokonanie czy złotówki, które trzeba wydać

<sup>7</sup> Popularną miarą zmiennej ogólnego oddalenia (*remoteness variable*) lub wielostronnego oporu (*multilateral resistance*) danego kraju jest wskaźnik wyrażony wzorem:

$$Rem_i = \sum_j \frac{dist_{ij}}{(PKB_j / PKB_{ROW})}$$

gdzie licznik stanowi dystans fizyczny pomiędzy dwoma krajami,

natomiast mianownik to relacja PKB kraju-partnera do PKB „reszty świata” [Gomez i Milgram 2009].

<sup>8</sup> Równoległa dyskusja nad typologią odległości w handlu toczyła się w literaturze z obszaru zarządzania (por. [Berry i in. 2010, Ellis 2007, Ghemawat 2001, Hofstede 1980, House i in. 2004, Williamson 1985]).

na przemieszczenie ładunku). Do dystansu fizycznego zaliczono także kwestie związane z istnieniem granic państwowych<sup>9</sup>;

2) dystans polityczny – związany z efektami decyzji politycznych, np. członkostwo w WTO, przynależność do strefy wolnego handlu, unii celnej bądź walutowej;

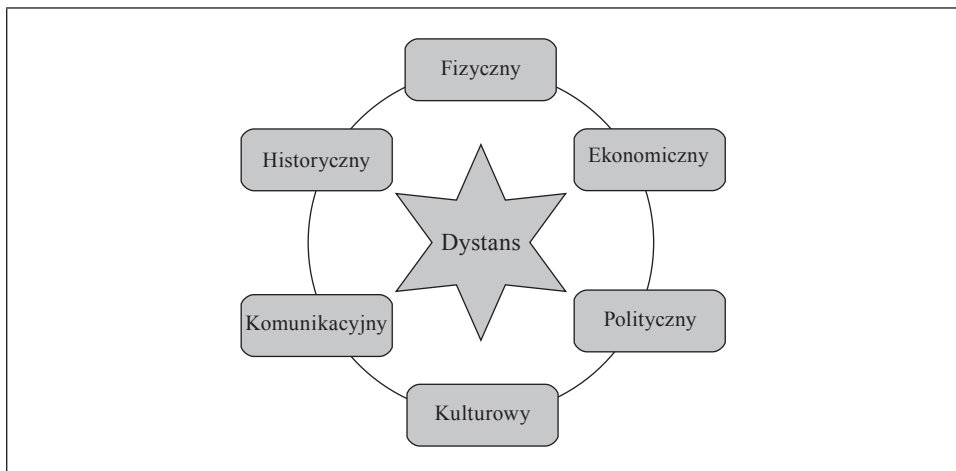
3) dystans ekonomiczny – wyrażający zróżnicowanie poziomu rozwoju gospodarczego badanych krajów lub też ich wyposażenia w czynniki produkcji, np. różnica w poziomie PKB *per capita*, różnica w *export unit value*;

4) dystans kulturowy – określający wpływ różnorodności kulturowej na handel, w tym różnorodności religijnej, np. podobieństwo struktur wyznaniowych, liczba lub procent imigrantów z kraju eksportera;

5) dystans komunikacyjny – odzwierciedlający problemy związane z brakiem możliwości bezpośredniej komunikacji, np. obowiązujący język urzędowy, możliwość bezpośredniej komunikacji;

6) dystans historyczny – pokazujący, jak wspólna historia determinuje obecne relacje handlowe, np. dawne relacje kolonialne, prowadzenie działań wojennych, dawna wspólna państwowość.

Główne elementy powyższego podziału przedstawiono na rys. 1.



Rys. 1. Rodzaje dystansu w handlu

Źródło: opracowanie własne.

<sup>9</sup> Odrębny kierunek badań światowych wskazuje także na konieczność uwzględniania jako zmiennej kontrolnej tzw. dystansu wewnętrznego (*internal distance*). Jest to związane z faktem, że kwestie odległości fizycznej pomiędzy krajami mogą być zaburzone przez geograficzną wielkość ich samych (por. [Head i Mayer 2000]). Popularną miarę dystansu wewnętrznego wprowadził E. Leamer [1997], określając go jako pierwiastek kwadratowy z powierzchni kraju.

W przeprowadzonej analizie zmienne dodatkowe, rozszerzające model standardowy, przypisano do sześciu zaproponowanych kategorii dystansu. Ogólny opis poszczególnych zmiennych określających dystans zawartych w modelu rozszerzonym przedstawiono w tabeli 1, natomiast bardziej szczegółową ich charakterystykę zawierają prace Ł. Klimczaka [2014] oraz J. Trivić i Ł. Klimczaka [2015]. Matematyczną postać wskaźników *RELIG* oraz *LANG*, a także wskaźnika *RELIG 1* estymowanego w punkcie 5 artykułu przedstawiają poniższe wzory:

1) matematyczna postać zmiennej *RELIG*:

$$RELIG_{ij} = 1 - \sum_{k=1, \dots, n} \frac{|R_{ik} - R_{jk}|}{2}, \quad (1)$$

gdzie:

$RELIG_{ij}$  – wskaźnik podobieństwa struktur wyznaniowych krajów  $i$  i  $j$ ,

$R_{ik}$  – udział osób należących do grupy wyznaniowej  $k$  w kraju  $i$ ,

$R_{jk}$  – udział osób należących do grupy wyznaniowej  $k$  w kraju  $j$ ;

2) matematyczna postać wskaźnika *LANG*:

$$LANG_{ij} = \sum_{\substack{k=1, \dots, n \\ l=1, \dots, n}} S_{ik} \cdot S_{jl} \cdot sim_{kl}, \quad (2)$$

gdzie:

$LANG_{ij}$  – wskaźnik podobieństwa językowego krajów  $i$  i  $j$ ,

$S_{ik}$  – udział osób posługujących się  $k$ -tym językiem w kraju  $i$ ,

$S_{jl}$  – udział osób posługujących się  $l$ -tym językiem w kraju  $j$ ,

$sim_{kl}$  – stopień pokrewieństwa języków  $k$  i  $l$ , przyjmujący wartości 0; 0,25; 0,5; 0,75 bądź 1 w zależności od wzajemnego położenia na tzw. drzewie języków zaczerpniętym ze strony [www.ethnologue.com](http://www.ethnologue.com) (dostęp 19.11.2013);

3) matematyczna postać wskaźnika *RELIG 1*:

$$RELIG 1_{ij} = \sum_{k=1, \dots, n} R_{ik} \cdot R_{jk}, \quad (3)$$

gdzie:

$RELIG 1_{ij}$  – wskaźnik podobieństwa struktur wyznaniowych krajów  $i$  i  $j$ ,

$R_{ik}$  – udział osób należących do grupy wyznaniowej  $k$  w kraju  $i$ ,

$R_{jk}$  – udział osób należących do grupy wyznaniowej  $k$  w kraju  $j$ .

Tabela 1. Zmienne określające dystans zastosowane w modelu rozszerzonym

Nazwa zmiennej	Rodzaj dystansu	Opis zmiennej	Źródło danych
<i>DIST</i>	fizyczny	określa odległość geograficzną pomiędzy stolicami danych krajów ( <i>great circle distance</i> )	CEPII
<i>BORDER</i>	fizyczny	przyjmuje wartość 1 w przypadku, gdy kraje sąsiadują ze sobą	atlas geograficzny
<i>FTA</i>	polityczny	przyjmuje wartość 1, gdy kraje mają podpisaną umowę o wolnym handlu	różne źródła
<i>PERCAP_ DIFF</i>	ekonomiczny	wartość bezwzględna z różnicy w poziomie PKB <i>per capita</i> obu krajów	UNCTAD STAT
<i>MINOR</i>	kulturowy	liczebność diaspory kraju eksportera w kraju importera	różne źródła
<i>RELIG</i>	kulturowy	wskaźnik wyrażający podobieństwo struktur wyznaniowych (wzór (1))	worldmapper.org
<i>LANG</i>	komunikacyjny	wskaźnik wyrażający prawdopodobieństwo, że dowolnie wybrane dwie osoby będą mogły się porozumieć, ważony podobieństwem języków (wzór (2))	ethnologue.com
<i>WAR*</i>	historyczny	przyjmuje wartość 1 w przypadku, gdy oba kraje w danym roku były w stanie wojny	UCDP Datasets
<i>WAR + X*</i>	historyczny	przyjmuje wartość 1 w przypadku, gdy oba kraje <i>x</i> lat przed analizowanym rokiem były w stanie wojny	UCDP Datasets

\* W przypadku wojny w Kosowie wskaźniki *WAR* oraz *WAR + X* dla tego terytorium zostały przypisane Albanii.

Źródło: opracowanie własne.

Model zawiera osiem zmiennych binarnych (*BORDER*, *FTA*, *WAR* i *WAR+1* do *WAR+5*), trzy zmienne w postaci logarytmów naturalnych liczb nieujemnych (*DIST*, *PERCAP\_DIFF*, *MINOR*) oraz dwa wskaźniki, których wartości zawierają się w przedziale  $\langle 0, 1 \rangle$ , a więc *RELIG* i *LANG*. Ponadto do modelu włączono dodatkową zmienną określającą masę eksportera, a mianowicie zasób bezpośrednich inwestycji zagranicznych (*FDI*).



### 3. Specyfikacja modelu

W celu stwierdzenia, czy istnieją specyficzne determinanty wymiany handlowej pomiędzy państwami regionu BZ, porównano stopień dopasowania do danych empirycznych modelu grawitacyjnego w swojej podstawowej postaci z modelem rozszerzonym o specyficzne dla regionu zmienne. Niski stopień dopasowania modelu standardowego sugerowałby konieczność uwzględnienia części lub wszystkich dodatkowych zmiennych w analizie handlu regionu.

#### Model podstawowy

W modelu podstawowym objaśniającym wartość eksportu z kraju  $i$  do kraju  $j$  w roku  $t$  jako zmienne egzogeniczne przyjęto wartości PKB i populacji obu partnerów handlowych (jako reprezentację ich mas) oraz dystans fizyczny pomiędzy ich stolicami. Model ma charakter potęgowy, co umożliwi interpretację parametrów stojących przy zmiennych jako ich elastyczności<sup>10</sup>:

$$EXP_{ijt} = a_0 PKB_{it}^{a1} PKB_{jt}^{a2} POP_{it}^{a3} POP_{jt}^{a4} DIST_{ij}^{a5} e^{\delta}, \quad (4)$$

gdzie:

$EXP_{ijt}$  – eksport z kraju  $i$  do kraju  $j$  w roku  $t$ ,

$PKB_{it}$  – PKB kraju  $i$  w roku  $t$ ,

$PKB_{jt}$  – PKB kraju  $j$  w roku  $t$ ,

$POP_{it}$  – populacja kraju  $i$  w roku  $t$ ,

$POP_{jt}$  – populacja kraju  $j$  w roku  $t$ ,

$DIST_{ij}$  – dystans fizyczny pomiędzy stolicami krajów  $i$  i  $j$ ,

$a_0$  – wyraz wolny,

$a1$ – $a5$  – parametry modelu,

$\delta$  – składnik losowy.

Poprzez obustronne zlogarytmowanie uzyskano postać liniową, umożliwiającą szacowanie parametrów metodą regresji liniowej. Badanie objęło eksport w obrębie krajów BZ<sup>11</sup> w latach 1995–2012 (18 lat), co dało 375 obserwacji<sup>12</sup>. Okres analizy związany był z jednej strony z podpisaniem w 1995 r. układu w Dayton, kończącego wojnę w Bośni, a z drugiej strony ze wstąpieniem Chorwacji do Unii Europejskiej w 2013 r. Decyzja o przyjęciu eksportu – a nie eksportu i importu – jako zmiennej zależnej spowodowana była faktem, że inne

<sup>10</sup> Jest to jedna z najpopularniejszych postaci modelu grawitacji [Czarny i Folfas 2011].

<sup>11</sup> Albanii, Bośni i Hercegowiny, Chorwacji, Macedonii oraz Serbii i Czarnogóry (jako jednego państwa do 2007 r. oraz oddzielnie od 2008 r.). W analizie nie uwzględniono Kosowa z uwagi na brak danych dla większości zmiennych.

<sup>12</sup> Z wyłączeniem obserwacji zerowych.

czynniki mogą wpływać na eksport niż na import<sup>13</sup>. Tym samym przyjęcie jako zmiennej zależnej tylko eksportu czyni analizę dokładniejszą (por. [Śledziwska 2012]).

Warto zwrócić uwagę, że takie podejście do badania handlu z wykorzystaniem modelu grawitacji, w którym analizuje się handel „wszystkich ze wszystkimi” w pewnym regionie, jest raczej rzadkie (por. [Metody statystyki... 1988]). Większość tego typu analiz zawęży liczbę krajów raportujących, rozszerzając jednocześnie liczbę krajów – partnerów handlowych.

Wysoki stopień dopasowania modelu podstawowego do danych empirycznych mogłyby oznaczać brak przesłanek rozszerzania go o kolejne zmienne reprezentujące potencjalne determinanty handlu. Szczególnie miarodajne wydaje się w tym przypadku oszacowanie modelu bez efektów stałych dla par krajów, gdyż efekty te zawierają w sobie informacje dostarczane przez zmienne dystansu.

#### *Model rozszerzony*

We wzorze, który opisuje model rozszerzony, z uwagi na dużą liczbę zmiennych przyjęto zapis wektorowy. Dwa pierwsze wektory ujmują zmienne charakteryzujące masy odpowiednio eksportera i importera, natomiast sześć kolejnych zawiera zmienne charakteryzujące dystans według podziału przedstawionego w punkcie 2 artykułu. Model ten ma następującą postać:

$$EXP_{ijt} = a_0 x_{it}^{\beta_1} m_{jt}^{\beta_2} df_{ij}^{\beta_3} dp_{ij}^{\beta_4} de_{ij}^{\beta_5} dku_{ij}^{\beta_6} dko_{ij}^{\beta_7} dh_{ij}^{\beta_8} e^{\delta}, \quad (5)$$

gdzie:

$EXP_{ijt}$  – eksport z kraju  $i$  do kraju  $j$  w roku  $t$ ,

$x_{it}$  – masa kraju eksportera ( $i$ ),

$m_{jt}$  – masa kraju importera ( $j$ ),

$df_{ij}$  – dystans fizyczny między  $i$  oraz  $j$ ,

$dp_{ij}$  – dystans polityczny między  $i$  oraz  $j$ ,

$de_{ij}$  – dystans ekonomiczny między  $i$  oraz  $j$ ,

$dku_{ij}$  – dystans kulturowy między  $i$  oraz  $j$ ,

$dko_{ij}$  – dystans komunikacyjny między  $i$  oraz  $j$ ,

$dh_{ij}$  – dystans historyczny między  $i$  oraz  $j$ ,

$a_0$  – stała,

$\beta_1$ – $\beta_8$  – wektory parametrów,

$\delta$  – wyraz wolny.

Większość analiz wykorzystujących model grawitacji sprzed lat 90. XX w. była przeprowadzana na podstawie danych przekrojowych, dopiero od tego czasu autorzy skłaniają się ku korzystaniu z danych panelowych [Baltagi, Egger

<sup>13</sup> Na przykład zasób BIZ w kraju eksportera czy diaspora eksportera w kraju importera.

i Pfaffermayr 2003]. Nie istnieje jednak jedna powszechnie przyjęta metoda estymacji. Stąd dla oszacowania parametrów model przedstawiono w trzech postaciach<sup>14</sup>:

- typu *pooled*, szacowany MNK,
- z efektami stałymi (*fixed effects*), wraz z dodatkowym oszacowaniem parametrów dla zmiennych niezmiennych w czasie<sup>15</sup>,
- z efektami losowymi (*random effects*).

W przypadku pierwszego z modeli przyjmowane jest założenie o niewystępowaniu efektu indywidualnego, czyli że populacja jest homogeniczna, a za odchylenia wartości rzeczywistej od teoretycznej w przypadku zmiennej objaśnianej odpowiada wyłącznie składnik losowy. Panel traktowany jest wtedy jako zbiór danych przekrojowych. Jeśli założenie to jest niespełnione, co w analizach handlu zagranicznego jest wysoce prawdopodobne, estymator ten jest nieefektywny.

Założeniem estymacji modelu z efektami stałymi jest nieprzypadkowy charakter efektów indywidualnych. Istotnym problemem jest fakt, że modele z efektami stałymi nie pozwalają szacować wartości parametrów zmiennych stałych w czasie. W celu rozwiązania tego problemu posłużono się metodą zaproponowaną przez I.W. Chenga i H.J. Walla [2005]<sup>16</sup>, składającą się z dwóch etapów. W pierwszym z nich buduje się model typu *fixed*, w drugim natomiast dokonuje się regresji zmiennych stałych w czasie na efektach stałych – wyrazie wolnym, uzyskanym z szacowania w etapie pierwszym. Wartości szacowane w drugim etapie są w tabelach 3 i 4 zapisane pogrubioną czcionką. Tę metodę stosowali także m.in. M. Bussière, J. Fidrmuc i B. Schnatz [2005], badając procesy integracji handlowej krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W przeprowadzonej analizie problem zmiennych stałych w czasie dotyczył pięciu zmiennych: *DIST*, *BORDER*, *RELIG*, *LANG* oraz *MINOR*.

W przypadku modelu z efektami losowymi przyjmuje się założenie, że efekty indywidualne mają charakter losowy i są częścią składnika losowego. Ze względu na występującą autokorelację składnika losowego model typu *random* nie może być szacowany KMNK, ale UMNK.

Wyniki szacowania oraz testy pomocnicze miały dać odpowiedź na pytanie o charakter zbioru danych, a także o potrzebę dalszego włączania do modelu zmiennych specyficznych dla regionu BZ.

---

<sup>14</sup> Oszacowania parametrów modelu dokonywane były przy użyciu programu GRETL 1.9.6 cvs.

<sup>15</sup> Dodatkowe oszacowanie dotyczy tylko modelu rozszerzonego.

<sup>16</sup> Innym podejściem pozwalającym rozwiązać ten problem jest estymacja metodą Hausmana-Taylor (por. [Cieśliński, Michałek i Mycielski 2009, Czarny i Folfas 2011, Czarny i Śledziwska 2012]).

## 4. Wyniki analizy regresji

W standardowym modelu ujęto pięć zmiennych egzogenicznych najbardziej charakterystycznych dla modeli grawitacji: PKB i populację obu krajów oraz dystans fizyczny pomiędzy ich stolicami. Na tym etapie badania (bez zmiennych dodatkowych) przeanalizowano także istotność statystyczną oraz siłę wpływu podstawowych zmiennych objaśniających na wartość eksportu w handlu bilateralnym.

Tabela 2. Oszacowania parametrów modelu podstawowego

Wyszczególnienie	<i>Pooled – MNK</i>		<i>Fixed</i>		<i>Random</i>	
	współczynnik	wartość <i>p</i>	współczynnik	wartość <i>p</i>	współczynnik	wartość <i>p</i>
<i>const</i>	2,83	0,1264	105,20	0,0000***	2,56	0,5975
<i>PKB exp</i>	2,38	< 0,00001***	2,43	< 0,00001***	2,60	< 0,00001***
<i>POP exp</i>	1,43	< 0,00001***	2,01	< 0,00001***	1,92	< 0,00001***
<i>PKB imp</i>	-1,10	< 0,00001***	-4,78	0,0135**	-1,18	0,0062***
<i>POP imp</i>	-0,56	0,0076***	-11,87	< 0,00001***	-1,30	0,0026***
<i>DIST</i>	-2,53	< 0,00001***	×	×	-2,48	0,0008***
$R^2$	0,40		0,88		×	
Skorygowane $R^2$	0,39		0,87		×	
Liczba obserwacji	339		399		399	

Objaśnienie: \* statystyczna istotność przy  $p < 0,1$ , \*\* statystyczna istotność przy  $p < 0,5$ , \*\*\* statystyczna istotność przy  $p < 0,01$ .

Źródło: opracowanie własne.

Istotną kwestią dla dalszego procesu badawczego była wartość skorygowanego współczynnika determinacji  $R^2$  dla oszacowań metodami *pooled* i *fixed*. Dla modelu *pooled* wyniósł on zaledwie 0,39, podczas gdy dla modelu *fixed* – 0,87. Oznaczało to, że pomiędzy parami krajów istnieją duże różnice, których zmienność wyjaśnia prawie połowę zmienności wartości eksportu. Stanowiło to podstawę do włączenia do modelu zmiennych dodatkowych.

Po włączeniu do modelu dodatkowych zmiennych reprezentujących dystans oraz jednej zmiennej reprezentującej masę eksportera (zasób BIZ) skorygowany współczynnik determinacji  $R^2$  dla modelu *pooled* wzrósł aż do 0,72, natomiast dla modelu *fixed* do 0,89. Oznacza to, że zmienne dodatkowe pomogły wyjaśnić znaczną większość zmienności zmiennej objaśnianej (wartości eksportu), która w modelu podstawowym wyjaśniona była przez efekty stałe. Potwierdza to tezę o konieczności rozszerzania standardowego modelu handlu o zmienne kulturowe, komunikacyjne, polityczne i (lub) historyczne.

Interpretując poszczególne oceny parametrów regresji, należy zwrócić uwagę na fakt, że nie są one standaryzowane, co uniemożliwia ich hierarchizowanie. Parametr drugiej po odległości między stolicami zmiennej określającej dystans fizyczny – *BORDER* – w modelu *pooled* okazał się statystycznie istotny przy  $p < 0,01$  (wartość parametru: 0,82), natomiast nieistotny w modelu *random*. Jako że zmienna ta jest stała w czasie, oszacowanie parametru przy niej stojącego było możliwe w modelu z efektami stałymi jedynie metodą Chenga-Walla – wyniosła ona 6,66.

Tabela 3. Oszacowania parametrów modelu rozszerzonego

Wyszczególnienie	<i>Pooled – MNK</i>		<i>Fixed</i>		<i>Random</i>	
	współczynnik	wartość $p$	współczynnik	wartość $p$	współczynnik	wartość $p$
<i>const</i>	-2,82	0,1436	62,03	0,0311**	-13,57	0,0025***
<i>PKB exp</i>	1,53	0,0001***	2,63	<0,00001***	2,60	<0,00001***
<i>PKB imp</i>	0,44	0,1059	2,04	<0,00001***	1,73	<0,00001***
<i>POP exp</i>	-0,94	0,0036***	-1,86	0,0135	-1,40	0,0010***
<i>POP imp</i>	-0,29	0,3104	-9,62	<0,00001***	-1,27	0,0022***
<i>DIST</i>	0,69	0,0238**	<b>6,66</b>	<0,00001***	0,15	0,8392
<i>PERCAP_DIFF</i>	-0,31	<0,00001***	-0,06	0,3264	-0,05	0,3219
<i>BORDER</i>	0,82	0,00001***	<b>5,02</b>	<0,00001***	0,73	0,1914
<i>RELIG</i>	0,46	0,4093	<b>9,06</b>	<0,00001***	4,32	0,0001***
<i>LANG</i>	6,52	<0,00001***	<b>13,21</b>	<0,00001***	6,33	0,0001***
<i>FTA</i>	1,22	<0,00001***	0,22	0,1821	0,33	0,0473**
<i>MINOR</i>	-0,01	0,5173	<b>-0,26</b>	<b>0,0003***</b>	-0,02	0,7600
<i>WAR</i>	-1,62	0,0026***	-1,10	0,0017***	-1,25	0,0004***
<i>WAR + 1</i>	-3,36	<0,00001***	-2,51	<0,00001***	-2,66	<0,00001***
<i>WAR + 2</i>	-0,37	0,4079	-0,08	0,7782	-0,13	0,6612
<i>WAR + 3</i>	-0,44	0,3317	-0,24	0,4085	-0,27	0,3562
<i>WAR + 4</i>	-0,74	0,0981*	-0,23	0,4306	-0,29	0,3284
<i>WAR + 5</i>	-0,30	0,5095	0,10	0,7327	0,06	0,8316
<i>FDI</i>	-0,13	0,2408	-0,12	0,2389	-0,09	0,3676
$R^2$	0,73		0,91		×	
Skorygowane $R^2$	0,72		0,89		×	
Liczba obserwacji	375		375		375	

Objaśnienie: wartości oznaczone pogrubioną czcionką dotyczą wyniku drugiego etapu analizy regresji metodą zaproponowaną przez I.H. Chenga i H.J. Walla [2005]; \* statystyczna istotność przy  $p < 0,1$ , \*\* statystyczna istotność przy  $p < 0,5$ , \*\*\* statystyczna istotność przy  $p < 0,01$ .

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych zawartych w tabeli 1.

Następnymi potencjalnymi determinantami eksportu było sześć zmiennych binarnych charakteryzujących stan wojny pomiędzy państwami (*WAR*) bądź kolejne lata po jej zakończeniu (*WAR+1* do *WAR+5*). Zgodnie z oczekiwaniami we wszystkich trzech modelach wszystkie parametry przy nich stojące okazały się ujemne, przy czym najwyższe ich wartości oraz statystyczną istotność odnotowano przy zmiennych *WAR+1* oraz *WAR*. Można się zastanowić nad faktem, że kolejne lata po wojnach, reprezentowane przez zmienne od *WAR+2* do *WAR+5*, mają znikomy wpływ na wartość eksportu<sup>17</sup>. Najwyraźniej, choć działania wojenne odbijają się negatywnie na relacjach handlowych pomiędzy krajami, życie gospodarcze odradza się znacząco już w dwa lata po wojnie.

Wśród zmiennych określających dystans kulturowy pierwszą stanowi liczebność diaspory eksportera w kraju importera (*MINOR*). Wbrew oczekiwaniom parametr stojący przy tej zmiennej miał wartości ujemne, choć niewielkie ( $-0,01$ ;  $-0,26$  i  $-0,02$ ), i był statystycznie nieistotny. Pamiętać jednak należy o niedostatkach przyjętego miernika. Po pierwsze, budowany jest on na podstawie danych szacunkowych, a więc występuje problem ich dokładności. Po drugie, choć migracja jest procesem dynamicznym (szczególnie w okresach wojen), informacje o diasporze pochodzą tylko z jednego roku (najczęściej z 2008 r.).

Jako zmienną reprezentującą dystans ekonomiczny przyjęto wartość bezwzględną różnicy w PKB *per capita*. Określa ona różnicę w bogactwie krajów, ale także w stopniu ich rozwoju oraz w wyposażeniu w czynniki produkcji. Zgodnie z założeniami nowej teorii handlu kraje bardziej podobne do siebie pod względem poziomu bogactwa/rozwoju powinny ze sobą więcej handlować, co wydają się potwierdzać wyniki analizy. W modelu *pooled* parametr stojący przy tej zmiennej przyjął wartość  $-0,31$  i był istotny statystycznie. W modelach *fixed* i *random* wartość parametru była bliska 0 (odpowiednio  $-0,06$  i  $-0,05$ ).

Druga zmienna reprezentująca dystans kulturowy, a więc podobieństwo struktur religijnych (*RELIG*), w modelu *fixed* była szacowana metodą Chenga-Walla, a wartość parametru przy niej stojącego wyniosła 9,06. W modelu *pooled* okazała się ona mieć pozytywny, choć niewielki wpływ na wartość eksportu (0,46). W modelu *random* natomiast wpływ ten był silny (4,32), a parametr stojący przy zmiennej był statystycznie istotny przy  $p < 0,01$ . Oznacza to, że podobieństwo struktur religijnych jest jedną z ważniejszych determinant wpływających na wartość i kierunki współpracy handlowej w regionie BZ. Wyniki te ukazują trudność, jaką muszą pokonać eksporterzy chcący z sukcesem konkurować na rynku odmiennym pod względem wyznaniowym.

Kolejna ważna z perspektywy celów badania zmienna – możliwość bezpośredniej komunikacji (*LANG*) – jako jedyna reprezentuje dystans komunikacyjny.

<sup>17</sup> Wyjątkami są tu istotna statystycznie *WAR+4* w modelu *pooled*, a także dodatnie znaki ocen parametrów stojących przy zmiennej *WAR+5* w modelach *fixed* i *random*.

Jej dosyć złożona konstrukcja ma na celu jak najdokładniejsze odzwierciedlenie możliwości porozumiewania się mieszkańców poszczególnych krajów. W badaniu parametr stojący przy tej zmiennej okazał się istotny statystycznie i przyjmował wysokie wartości. Dla modelu *pooled* miał on wartość 6,52, natomiast dla modelu *random* – 6,33. Oznacza to, że bariery komunikacyjne należą do poważnych przeszkód w handlu pomiędzy krajami. Podobnie jak w przypadku zmiennej *RELIG*, szacowanie metodą Chenga-Walla dało bardzo wysoką wartość parametru – 13,21.

Dystans polityczny reprezentowała zmienna *FTA*, odzwierciedlająca procesy liberalizacji handlu. Niezależnie od modelu parametr przy niej stojący przyjmował wartości dodatnie, odpowiednio 1,22, 0,22 i 0,33 dla modeli *pooled*, *fixed* i *random*. W przypadku modeli *pooled* i *random* był on istotny statystycznie, natomiast w modelu *fixed* – nie. Wyniki te świadczą o tym, że liberalizacja handlu, która dokonała się poprzez podpisanie umów o wolnym handlu, wpłynęła w pewnym stopniu na wzrost jego wartości.

Ostatnią zmienną w modelu rozszerzonym był zasób bezpośrednich inwestycji zagranicznych w kraju eksportera (*FDI*). Jest to zmienna określająca masę jako potencjał technologiczny kraju eksportera (por. klasyfikacja w punkcie 2). Wyniki badania wskazały, że niezależnie od modelu parametr stojący przy tej zmiennej przyjmuje wartości ujemne w przedziale od  $-0,13$  (w modelu *pooled*) do  $-0,09$  (w modelu *random*), natomiast w żadnym przypadku nie jest on istotny statystycznie.

W modelu rozszerzonym przeprowadzono testy mające dać odpowiedź na pytanie, która z szacowanych postaci modelu jest najwłaściwsza. Test na różnicowanie wyrazu wolnego w grupach wykazał, że model uwzględniający specyficzne efekty dla par krajów lepiej odpowiada danym empirycznym niż model ich nieuwzględniający (statystyka testu:  $F(35, 326) = 17,21$ , z wartością  $p = P(F(35, 326) > 17,21) = 5,7407e-055$ ). Z kolei zgodnie z testem Breusch-Pagana, model z efektami losowymi lepiej odzwierciedla rzeczywistość niż model typu *pooled*. Przy hipotezie zerowej zakładającej, że wariancja błędu w jednostce = 0, asymptotyczna statystyka testu chi-kwadrat wyniosła 465,689, z wartością  $p = 2,77849e-103$ . Wyniki testu Hausmana nie dały podstaw do potwierdzenia zgodności estymatora UMNK, którym szacowany był model z efektami losowymi. Asymptotyczna statystyka testu: chi-kwadrat = 34,52, z wartością  $p = 0,001$ . Oznacza to, że nawet po wprowadzeniu do modelu zmiennych charakteryzujących dystans nadal najbardziej odpowiednim modelem jest model *fixed*.



## 5. Odporność rezultatów na zmiany w specyfikacji modeli oraz w metodach estymacji

Prawidłowe wnioskowanie na podstawie analizy ekonometrycznej wymaga sprawdzenia odporności jej rezultatów na zmiany w specyfikacji modelu oraz na inne metody jego szacowania. Z tego powodu poniżej przedstawiono wyniki analizy jedno- oraz dwukierunkowych efektów stałych, a także zastępowania dotychczasowych zmiennych zmiennymi alternatywnymi, głównie zaczerpniętymi z literatury przedmiotu.

### *Analiza efektów stałych*

Efekty stałe dla poszczególnych par krajów bądź lat mogą dać odpowiedź na wiele szczegółowych pytań dotyczących kierunków handlu lub warunków zewnętrznych determinujących w określonych latach zachowania rynkowe. Stąd do modelu *pooled* dołączono najpierw zmienne binarne określające daną parę krajów (jednokierunkowe, *one-way*), a następnie także rok obserwacji (dwukierunkowe, *two-way*).

Dołączenie do modelu efektów stałych dla par krajów sprawiło, że parametry stojące przy niektórych zmiennych objaśniających stały się istotne statystycznie, natomiast parametry kilku innych tę cechę utraciły. Do pierwszej z tych grup zaliczyć można parametry zmiennych *PKB imp* i *POP imp*. Wyniki te można interpretować w ten sposób, że kontrolowanie efektów bilateralnych uwypukla znaczenie potencjału kraju importera, a więc popytowego aspektu handlu. W drugiej grupie istotność statystyczną straciły parametry stojące przy zmiennych:

- dystansu: *PERCAP\_DIFF*, *FTA*, *WAR+4*,
- masy: *POP exp*.

Znaczna część informacji dostarczanych przez te cztery zmienne została więc ujęta w efektach bilateralnych.

W kolejnym etapie dołączono efekty czasowe (model *two-way*), co sprawiło, że parametr stojący przy zmiennej *FTA* zyskał istotność statystyczną. Może to oznaczać, że nie należy rozpatrywać dynamicznych zmian związanych z liberalizacją handlu w oderwaniu od zmian w makrooczeniu, np. światowego kryzysu gospodarczego, którego skutki zostały ujęte w efektach czasowych.

### *Alternatywne miary wybranych rodzajów dystansu*

Ostatnim etapem analizy modelu było jego oszacowanie po uprzednim włączeniu kolejno szeregu alternatywnych miar niektórych rodzajów dystansu. Zabieg ten miał służyć dwóm celom:

- sprawdzeniu, jak zmieniają się oszacowania parametrów po wstawieniu alternatywnych postaci zmiennych,



– sprawdzeniu, czy wnioski na temat wpływu zjawisk, które były reprezentowane przez zmienne pierwotne, zostaną podtrzymane, gdy zmienne te przyjmą inną postać.

Tabela 4. Oszacowania parametrów modelu rozszerzonego z jedno- i dwukierunkowymi efektami stałymi

Wyszczególnienie	Pooled – MNK		Pooled – MNK ( <i>du</i> )		Pooled – MNK ( <i>du, dt</i> )	
	współczynnik	wartość <i>p</i>	współczynnik	wartość <i>p</i>	współczynnik	wartość <i>p</i>
<i>const</i>	-2,82	0,1436	72,62	0,0126**	62,93	0,0424**
<i>PKB exp</i>	1,53	0,0001***	2,64	< 0,00001***	3,59	< 0,00001***
<i>PKB imp</i>	0,44	0,1059	2,04	< 0,00001***	2,43	< 0,00001***
<i>POP exp</i>	-0,94	0,0036***	-1,83	0,3848	-1,80	0,4130
<i>POP imp</i>	-0,29	0,3104	-9,56	< 0,00001***	-9,93	< 0,00001***
<i>DIST</i>	0,69	0,0238**	<b>6,66</b>	< 0,00001***	<b>5,07</b>	< 0,00001***
<i>PERCAP_DIFF</i>	-0,31	< 0,00001***	-0,06	0,3262	-0,07	0,2959
<i>BORDER</i>	0,82	0,00001***	<b>5,02</b>	< 0,00001***	<b>4,32</b>	< 0,00001***
<i>RELIG</i>	0,46	0,4093	<b>9,06</b>	< 0,00001***	<b>9,55</b>	< 0,00001***
<i>LANG</i>	6,52	< 0,00001***	<b>13,21</b>	< 0,00001***	<b>12,66</b>	< 0,00001***
<i>FTA</i>	1,22	< 0,00001***	0,22	0,1745	0,47	0,0259**
<i>MINOR</i>	-0,01	0,5173	<b>-0,26</b>	<b>0,0003***</b>	<b>-0,34</b>	<b>0,0000***</b>
<i>WAR</i>	-1,62	0,0026***	-1,10	0,0015***	-0,92	0,0115**
<i>WAR + 1</i>	-3,36	< 0,00001***	-2,52	< 0,00001***	-2,46	< 0,00001***
<i>WAR + 2</i>	-0,37	0,4079	-0,08	0,7733	0,03	0,9193
<i>WAR + 3</i>	-0,44	0,3317	-0,24	0,4016	-0,12	0,6965
<i>WAR + 4</i>	-0,74	0,0981*	-0,23	0,4244	0,02	0,9362
<i>WAR + 5</i>	-0,30	0,5095	0,10	0,7308	0,19	0,5329
<i>FDI</i>	-0,13	0,2408	-0,12	0,2266	0,21	0,2227
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,73		0,91		0,91	
Skorygowane <i>R</i> <sup>2</sup>	0,72		0,89		0,89	
Liczba obserwacji	375		385		375	

Objaśnienie: wartości oznaczone pogrubioną czcionką dotyczą wyniku drugiego etapu analizy regresji metodą zaproponowaną przez I.H. Chenga i H.J. Walla [2005]; oznaczenia modeli: *du* – model zawierający efekty stałe dla par krajów, *dt* – model zawierający efekty stałe dla czasu; \* statystyczna istotność przy  $p < 0,1$ , \*\* statystyczna istotność przy  $p < 0,5$ , \*\*\* statystyczna istotność przy  $p < 0,01$ .

Źródło: obliczenia własne.

Zmienną *LANG* postanowiono zastąpić kolejno przez trzy zmienne alternatywne:

– *LANG 1* – niespotkana przez autora wcześniej w literaturze przedmiotu, stanowiła zmienną binarną przyjmującą wartość 1 w przypadku, gdy oba kraje posiadały wspólne języki urzędowe lub gdy ich języki urzędowe były najbliższej spokrewnione (na najniższej gałęzi drzewa językowego),

– *LANG 2* – stanowiła najpowszechniej wykorzystywaną miarę podobieństwa językowego, czyli zmienną przyjmującą wartość 1 w przypadku tych samych języków urzędowych,

– zmienna „historyczna” *SMCTR* – przyjmująca wartość 1 dla pary krajów, które w latach po II wojnie światowej należały do jednego wspólnego organizmu państwowego<sup>18</sup>.

Zmienną alternatywną dla *RELIG* była *RELIG 1*, określająca prawdopodobieństwo, że dwie losowo wybrane osoby z dwóch krajów będą tego samego wyznania (por. [Helble 2007, Guiso 2009, Melitz i Toubal 2012]).

Zmienna *RELIG 1* przyjmuje, podobnie jak zmienna *RELIG*, wartości z przedziału  $(0, 1)$ . Jej cechą charakterystyczną jest to, że przyjmuje ona niższe wartości w przypadku krajów zróżnicowanych wyznaniowo, co zdaniem autora stanowi jej poważne ograniczenie. Nawet obliczając wartość tego wskaźnika dla dwóch identycznych, ale wewnętrznie zróżnicowanych pod względem religijnym krajów, można otrzymać bardzo niski wynik<sup>19</sup>. Drugą cechą charakterystyczną wskaźnika *RELIG 1* jest jego mniejsza wariancja niż w przypadku wskaźnika *RELIG* (dla badanej próby państw BZ odpowiednio 0,02 i 0,08).

Ostatnią zmienną alternatywną była *MINOR 1*. W przeciwieństwie do *MINOR* miała ona charakter binarny, przyjmowała wartość 1 w przypadku, gdy w kraju importera występowała diaspora kraju eksportera. Ponieważ kwestią umowną jest to, od jakiej liczby lub odsetka mieszkańców uznawać istnienie diaspory, przyjęto jako cenzus występowanie jej w bazie danych ethnologue.com.

Analizując zmienne reprezentujące dystans komunikacyjny, można dostrzec, że obie zmienne (*LANG 1* i *LANG 2*) wykazały dodatni (odpowiednio 0,69 i 1,85) i statystycznie istotny (przy  $p < 0,05$  (*LANG 1*) lub  $p < 0,01$  (*LANG 2*)) wpływ na wartość eksportu. Parametry stojące przy obu tych zmiennych przyjmują jednakże niższe wartości niż parametr przy zmiennej *LANG*. Potwierdza to założenie, że opieranie się na językach faktycznie używanych w danym kraju, a nie tylko urzędowych, przy uwzględnieniu ich wzajemnego podobieństwa,

---

<sup>18</sup> Przynależność do jednego organizmu państwowego ma szerszą interpretację, implikuje bowiem także nasilone powiązania handlowe pomiędzy firmami, tworzenie wspólnych łańcuchów produkcji itd.

<sup>19</sup> Przykładowo wartość wskaźnika *RELIG 1* przy konfiguracji krajów Albania–Albania wyniósłby 0,38, a dla Bośnia–Bośnia – 0,44.

Tabela 5. Oszacowania parametrów modelu rozszerzonego zawierającego zmienne alternatywne

Wyszczególnienie	Pooled – MNK		Pooled – MNK (LANG 1)		Pooled – MNK (LANG 2)		Pooled – MNK (SMCTR)		Pooled – MNK (RELIG 3)		Pooled – MNK (MINOR 0-1)	
	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p
<i>const</i>	-2,82	0,1436	5,38	0,0123**	5,22	0,0099***	4,37	0,0160**	-6,23	0,0008***	-3,21	0,1071
<i>PKB exp</i>	1,53	0,0001***	1,88	0,0000***	1,87	<0,00001***	1,15	0,0017***	1,84	<0,00001***	1,52	0,0001***
<i>POP exp</i>	-0,94	0,0036***	0,75	0,0261**	0,76	0,0122**	0,21	0,4313	0,71	0,0075***	0,47	0,0857*
<i>PKB imp</i>	0,44	0,1059	-1,22	0,0014***	-1,52	0,0000***	-0,47	0,1415	-1,16	0,0002***	-0,95	0,0033***
<i>POP imp</i>	-0,29	0,3104	-0,45	0,1813	-0,78	0,0138**	0,17	0,5408	-0,50	0,0650*	-0,29	0,3115
<i>DIST</i>	0,69	0,0238**	-0,36	0,3314	0,38	0,2829	-0,81	0,0035***	0,78	0,0077***	0,73	0,0158**
<i>PERCAP_DIFF</i>	-0,31	<0,00001***	-0,46	<0,00001***	-0,44	<0,00001***	-0,21	0,0010***	-0,24	0,0002***	-0,31	<0,00001***
<i>BORDER</i>	0,82	0,00001***	1,38	<0,00001***	1,76	<0,00001***	1,33	<0,00001***	0,69	0,0011***	0,83	0,0001***
<i>RELIG</i>	0,46	0,4093	-1,92	0,0017***	-1,40	0,0155**	-1,47	0,0032**			0,50	0,3675
<i>LANG</i>	6,52	<0,00001***							6,95	<0,00001***	6,36	<0,00001***
<i>FTA</i>	1,22	<0,00001***	1,21	0,0000***	1,10	0,0000***	1,13	<0,00001***	1,13	<0,00001***	1,20	<0,00001***
<i>MINOR</i>	-0,01	0,5173	0,05	0,0137**	0,02	0,3094	0,00	0,8712	-0,01	0,5496		
<i>WAR</i>	-1,62	0,0026***	-2,09	0,0010***	-1,97	0,0010***	-1,46	0,0049***	-1,45	0,0061***	-1,62	0,0027***
<i>WAR+1</i>	-3,36	<0,00001***	-3,91	<0,00001***	-3,52	<0,00001***	-3,31	<0,00001***	-3,18	<0,00001***	-3,35	<0,00001***
<i>WAR+2</i>	-0,37	0,4079	-0,72	0,1788	-0,43	0,3878	-0,52	0,2322	-0,27	0,5376	-0,37	0,4079
<i>WAR+3</i>	-0,44	0,3317	-0,81	0,1294	-0,53	0,2879	-0,56	0,1922	-0,35	0,4357	-0,44	0,3304
<i>WAR+4</i>	-0,74	0,0981*	-1,13	0,0328**	-0,83	0,0954*	-0,85	0,0500**	-0,60	0,1750	-0,74	0,0988*
<i>WAR+5</i>	-0,30	0,5095	-0,72	0,1720	-0,43	0,3835	-0,37	0,3896	-0,16	0,7144	-0,30	0,5094
<i>FDI</i>	-0,13	0,2408	-0,23	0,0763*	-0,17	0,1558	-0,03	0,8013	-0,17	0,1080	-0,13	0,2533
<i>MINOR_0-1</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,07	0,6619
<i>RELIG 1</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	3,46	0,0002***	-	-

cd. tabeli 5

Wyszczególnienie	Pooled – MNK (LANG 1)		Pooled – MNK (LANG 2)		Pooled – MNK (SMCTR)		Pooled – MNK (RELIG 3)		Pooled – MNK (MINOR 0-1)	
	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p	współczynnik	wartość p
LANG 1	0,69	0,0191**	–	–	–	–	–	–	–	–
LANG 2	–	–	1,85	<0,00001***	–	–	–	–	–	–
SMCTR	–	–	–	–	2,04	<0,00001***	–	–	–	–
R <sup>2</sup>	0,63		0,67		0,76		0,74		0,73	
Skorygowane R <sup>2</sup>	0,61		0,65		0,75		0,73		0,72	
Liczba obserwacji	375		375		365		375		375	

Objaśnienie: \* statystyczna istotność przy  $p < 0,1$ , \*\* statystyczna istotność przy  $p < 0,5$ , \*\*\* statystyczna istotność przy  $p < 0,01$ .

Źródło: opracowanie własne.

w pełniejszym stopniu oddaje charakter dystansu komunikacyjnego niż znane miary alternatywne.

Włączenie do modelu zmiennej *SMCTR* w miejsce blisko skorelowanej zmiennej *LANG* daje interesujący rezultat. Zgodnie z przewidywaniami jej parametr ma wartość dodatnią (2,04) i jest statystycznie istotny. Jednakże przy zastosowaniu tej zmiennej, niosącej ze sobą duży ładunek informacyjny, statystyczną istotność zyskuje parametr stojący przy zmiennej *RELIG*. Może to nasuwać interpretację, że fakt dawnej przynależności do jednego państwa wzmacnia efekty związane z różnicami w strukturach wyznaniowych.

Interesujący rezultat daje także włączenie do modelu zmiennej *RELIG 1* w miejsce *RELIG*. Zmienna *RELIG 1* wykazuje bowiem kilkukrotnie większy wpływ na wartość eksportu niż zmienna *RELIG*. Odwołując się do charakterystyki zmiennej *RELIG 1*, można wysunąć wniosek, że na wartość eksportu ma wpływ nie tylko podobieństwo struktur wyznaniowych, ale także ich wewnętrzne zróżnicowanie w obrębie obu krajów. Stąd tylko krok do stwierdzenia, że kraje jednolite pod względem religijnym eksportują więcej. Ta teza wymaga jednak potwierdzenia za pomocą nieco innego aparatu badawczego.

Ostatnia zmienna alternatywna, *MINOR 1*, wykazała się dodatnią wartością parametru przy niej stojącego, w przeciwieństwie do zmiennej *MINOR* (odpowiednio 0,06 i -0,01). Parametr ten w obu przypadkach okazał się nieistotny statystycznie. Wyniki te nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie, jak traktować kwestie mniejszości narodowych w analizach handlu zagranicznego.

## 6. Podsumowanie

Przedstawione badanie przyczyniło się do lepszego rozumienia kilku kwestii związanych z grawitacyjnym modelem handlu. Po pierwsze, wydaje się, że tzw. model standardowy, w którym wartość obrotów handlowych jest wyjaśniana przez PKB, populację oraz fizyczny dystans, w niewystarczającym stopniu odpowiada danym empirycznym. Istnieje więc konieczność uzupełnienia go o zmienne reprezentujące inne rodzaje dystansu, w szczególności dystans polityczny, ekonomiczny, historyczny, komunikacyjny oraz kulturowy.

Po drugie, model z efektami stałymi okazał się najlepiej dopasowany do danych spośród wszystkich modeli; następny pod względem dopasowania był model z efektami losowymi. Oznacza to, że nawet kontrolując wiele różnych zmiennych charakterystycznych dla par krajów, nieobserwowalne bilateralne efekty mają istotny wpływ na wartość obrotów handlowych. Model typu *pooled*, jak wynika z analizy składnika losowego, nie jest odpowiednim rodzajem estymacji modelu grawitacyjnego.

Po trzecie, w przypadku krajów Bałkanów Zachodnich zazwyczaj zaniedbywane pozaekonomiczne kwestie, takie jak język, kultura czy historia, zdają się odgrywać niezwykle ważną rolę w wyjaśnianiu wartości handlu zagranicznego. Jako że ten wniosek może być częściowo efektem wewnętrznego zróżnicowania analizowanego regionu, dalsze badania na większej liczbie krajów są potrzebne, żeby potwierdzić lub zakwestionować przedstawione rezultaty.

## Literatura

- Anderson J.E., van Wincoop E. [2003], *Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle*, „American Economic Review”, vol. 93, nr 1, <http://dx.doi.org/10.1257/000282803321455214>.
- Anderson J.E., van Wincoop E. [2004], *Trade Costs*, „Journal of Economic Literature”, vol. 42, nr 3, <http://dx.doi.org/10.1257/0022051042177649>.
- Baltagi B.H., Egger P., Pfaffermayr M. [2003], *A Generalized Design for Bilateral Trade Flow Models*, „Economics Letters”, vol. 80, nr 3, [http://dx.doi.org/10.1016/s0165-1765\(03\)00115-0](http://dx.doi.org/10.1016/s0165-1765(03)00115-0).
- Berry H., Guillén M.F., Zhou N. [2010], *An Institutional Approach to Cross-national Distance*, „Journal of International Business Studies”, vol. 41, <http://dx.doi.org/10.1057/jibs.2010.28>.
- Bussière M., Fidrmuc J., Schnatz B. [2005], *Trade Integration of Central and Eastern European Countries: Lessons from a Gravity Model*, European Central Bank Working Paper, nr 545, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Cheng I.H., Wall H.J. [2005], *Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration*, „Federal Reserve Bank of St. Louis Review”, vol. 87, nr 1.
- Cieślak A., Michałek J.J., Mycielski J. [2009], *Prognoza skutków handlowych przystąpienia do Europejskiej Unii Monetarnej dla Polski przy użyciu uogólnionego modelu grawitacyjnego*, „Bank i Kredyt”, vol. 40, nr 1.
- Czarny E., Folfas P. [2011], *Modele grawitacji jako narzędzie analityczne w ekonomii międzynarodowej [w:] Rola informatyki w naukach ekonomicznych i społecznych. Innowacje i implikacje interdyscyplinarne*, red. Z.E. Zieliński, Wyższa Szkoła Handlowa im. Bolesława Markowskiego w Kielcach, Kielce.
- Czarny E., Śledziwska K. [2012], *Międzynarodowa współpraca gospodarcza w warunkach kryzysu*, PWE, Warszawa.
- Drzewoszevska N., Pietrzak M.B., Wilk J. [2013], *Grawitacyjny model przepływów handlowych między krajami Unii Europejskiej w dobie globalizacji*, „Collegium of Economic Analysis Annals”, nr 30/2013.
- Ekonometria przestrzenna* [1991], red. A. Zeliaś, PWE, Warszawa.
- Ellis P.D. [2007], *Paths to Foreign Markets: Does Distance to Market Affect Firm Internationalisation?*, „International Business Review”, vol. 16, nr 5, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ibusrev.2007.06.001>.
- Ghemawat P. [2001], *Distance Still Matters: The Hard Reality of Global Expansion*, „Harvard Business Review”, vol. 79, nr 8.

- Gómez E., Milgram B.J. [2009], *Are Estimation Techniques Neutral to Estimate Gravity Equations? An Application to the Impact of EMU on Third Countries' Exports*, Proceeding of the XI Conference on International Economics, Universidad de Barcelona, Barcelona.
- Guiso L., Sapienza P., Zingales L. [2009], *Cultural Biases in Economic Exchange?*, „Quarterly Journal of Economics”, vol. 124, nr 3, <http://dx.doi.org/10.1162/qjec.2009.124.3.1095>.
- Head K., Mayer T. [2000], *Non-Europe: The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU*, „Weltwirtschaftliches Archiv”, vol. 136, nr 2, <http://dx.doi.org/10.1007/bf02707689>.
- Helble M. [2007], *Is God Good for Trade?*, „Kyklos”, vol. 60, nr 3, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-6435.2007.00377.x>.
- Hofstede G. [1980], *Culture's Consequences: International Differences in Work-related Values*, Sage, Beverly Hills.
- House R.J., Hanges P.J., Javidan M., Dorfman P., Gupta V. [2004], *Culture, Leadership, and Organizations: The GLOBE Study of 62 Societies*, Sage, Thousand Oaks.
- Kandogan Y. [2009], *A Gravity Model for Components of Imports*, „Review of Applied Economics”, vol. 5, nr 1–2.
- Klimczak Ł. [2014], *Determinanty handlu wzajemnego państw Bałkanów Zachodnich*, „Zeszyty Naukowe Podkarpackiej Szkoły Wyższej im. bł. ks. Władysława Findysza w Jaśle”, nr 11.
- Leamer E. [1997], *Access to Western Markets, and Eastern Effort Levels [w:] Lessons from the Economic Transition: Central and Eastern Europe in the 1990s*, red. S. Zecchini, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht–Boston.
- Linneman H. [1966], *An Econometric Study of World Trade Flows*, North-Holland Publishing Co., Amsterdam.
- McCallum J. [1995], *National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns*, „The American Economic Review”, vol. 85, nr 3.
- Melitz J. [2008], *Language and Foreign Trade*, „European Economic Review”, vol. 52, nr 4, <http://dx.doi.org/10.1016/j.euroecorev.2007.05.002>.
- Melitz J., Toubal F. [2012], *Native Language, Spoken Language, Translation and Trade*, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper, nr 8994, CEPR, London.
- Metody statystyki międzynarodowej* [1988], red. A. Zeliaś, PWE, Warszawa.
- Molendowski E. [2011], *Western Balkan Countries – Main Issues Concerning Co-operation and Integration with the European Union [w:] Scientific Conference „Contemporary Issues in Business, Management and Education ‘2011”*, Vilnius Gediminas Technical University, Vilnius.
- Pöyhönen K. [1963], *Towards a General Theory of International Trade*, „Ekonomiska Samfundet Tidskrift”, nr 16.
- Śledziewska K. [2012], *Regionalizm handlowy w XXI wieku. Przesłanki teoretyczne i analiza empiryczna*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Tinbergen J. [1962], *Shaping the World Economy. Suggestions for an International Economic Policy*, The Twentieth Century Fund, New York.
- Trivić J., Klimczak Ł. [2015], *The Determinants of Intra-Regional Trade in the Western Balkans*, „Proceedings of Rijeka Faculty of Economics: Journal of Economics and Business”, vol. 33, nr 1.
- UCDP Datasets* [2013], [www.pcr.uu.se/research/ucdp/datasets](http://www.pcr.uu.se/research/ucdp/datasets) (dostęp: 19.11.2013).

Williamson O.E. [1985], *The Economic Institutions of Capitalism*, Free Press, New York.  
Wydymus S. [2012], *System współzależności wskaźników makroekonomicznych w grawitacyjno-potencjałowym modelu polskiego handlu zagranicznego* [w:] *Handel i współpraca międzynarodowa w warunkach kryzysu gospodarczego*, red. S. Wydymus, M. Maciejewski, Fundacja Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.

## **The Gravity Model as a Tool for the Analysis of International Trade**

(Abstract)

The aim of the paper is to determine whether a standard gravity model of trade can work effectively or if a need exists to supplement it with additional measures of “distance”. The region of the Western Balkans from 1995 to 2012 was studied.

The estimation results of the standard model are compared to the results of the model augmented by variables: border effect, war and post-war effects, minorities, difference in development, religious and language distance, FTA and FDI stock. In order to check for robustness of the results, apart from “pooled” type estimation, models with random effects, one-way and two-way fixed effects were estimated. A model with alternative explanatory variables was also considered.

The findings show that there are a number of trade determinants specific to this region, which need to be included in the model. The most important are: similarities in language and religious structures, wars and free trade agreements.

**Keywords:** Western Balkans, gravity model, international trade, trade determinants.