

PRZEMYSŁAW KULAWCZUK

Uniwersytet Gdański

WPŁYW HARMONIZACJI PODATKOWEJ Z UNIĄ EUROPEJSKĄ NA PRODUKT KRAJOWY BRUTTO ORAZ KONSUMPCJĘ W KRAJACH EUROPY ŚRODKOWEJ¹

Wprowadzenie

1 maja 2004 r. cztery kraje Europy Środkowej: Polska, Czechy, Węgry i Słowacja, obok sześciu innych krajów, przystąpiły do Unii Europejskiej (UE). W pierwszej połowie lat dziewięćdziesiątych kraje te (poza Słowacją) zawarły układy stowarzyszeniowe ze Wspólnotami Europejskimi (WE) z intencją przystąpienia do tego ugrupowania integracyjnego. Jednym z istotnych wymagań dla członków WE, a później UE, było przeprowadzenie procesu harmonizacji podatków pośrednich. Harmonizacja, wbrew dosłownemu znaczeniu tego słowa, nie oznaczała likwidacji skrajności w opodatkowaniu pośrednim w krajach WE, np. poprzez obniżenie stawek najwyższych i podniesienie najniższych. Harmonizacja w WE i UE oznaczała tylko wprowadzenie pewnego minimalnego poziomu opodatkowania w krajach Wspólnoty. Działanie tego typu motywowano koniecznością uniknięcia zbyt gwałtownych ruchów transgranicznych w zakresie towarów objętych podatkami pośrednimi, zwłaszcza akcyzowymi.

¹ Przedstawione w poniższym artykule spostrzeżenia badawcze oparte są w istotnej części o wyniki badawcze projektu *Konkurencja i harmonizacja podatkowa w Europie Środkowej w okresie przedakcesyjnym*, realizowanego w ramach grantu Global Development Network, agencji Banku Światowego oraz CERGE – EI Instytutu Ekonomicznego Uniwersytetu Karola w Pradze i Czeskiej Akademii Nauk. W ramach projektu badano wpływ harmonizacji podatków pośrednich na szereg zmiennych makroekonomicznych oraz przeprowadzono symulację wpływu harmonizacji podatków bezpośrednich na konkurencyjność krajów Europy Środkowej w przyciąganiu bezpośrednich inwestycji zagranicznych.

W istocie rzeczy termin „harmonizacja podatków” w ujęciu UE oznacza wprowadzenie minimalnego opodatkowania towarów poprzez jego podwyżkę w krajach o niższych stawkach podatkowych. Jeżeli zaakceptujemy tezę, że w obrębie ugrupowania integracyjnego istnieje silna walka o zasoby kapitałowe, finansowe oraz bezpośrednie inwestycje zagraniczne, to możemy przyjąć, że proces harmonizacji podatków pośrednich mógł w istotnym stopniu wpłynąć na konkurencyjność poszczególnych krajów. Zasadniczą tezą przedstawionego opracowania jest sformułowanie, że harmonizacja podatków pośrednich, dokonana w krajach Europy Środkowej jako wymóg akcesji do UE, mogła silnie wpłynąć na gospodarki tych krajów poprzez ograniczenie tempa wzrostu PKB, konsumpcji, inwestycji, eksportu i sprzyjała wzrostowi importu oraz podatków pośrednich. Harmonizacja podatków pośrednich, rozumiana jako ich podwyższanie, tłumiała rozwój gospodarczy.

Istnieje logiczne wyjaśnienie tej tezy. Analizowane cztery kraje Europy Środkowej, które wstąpiły do UE w 2004 r., charakteryzowały się kilkakrotnie niższymi dochodami *per capita* niż przeciętna dla UE. Jeżeli były zmuszone przyjąć minimalne poziomy stawek podatków pośrednich, to końcowe obciążenie tymi podatkami w relacji do dochodu *per capita* mogło być znacznie większe niż w krajach UE, nawet tych o najniższych dochodach. Harmonizacja podwyższała ceny końcowe dla konsumentów i hamowała ich konsumpcję. Relatywny poziom zwiększenia się obciążenia podatkowego w zasadniczym stopniu wynikał z wielkości początkowej tych stawek oraz był uzależniony od kursów walutowych. Tak więc kraje o najniższych wyjściowych stawkach podatków pośrednich mogły najsilniej podlegać niekorzystnym skutkom harmonizacji. Podwyższenie stawek podatków pośrednich do poziomu minimalnego, ustalanego przez UE, musiało zawsze oznaczać podwyżkę cen dla konsumentów. Jeżeli podwyżki cen, wynikające z harmonizacji podatków pośrednich, łączyły się z dużymi wzrostami cen towarów harmonizowanych na rynkach światowych – to harmonizacja mogła wzmacniać niekorzystne skutki szoków cenowo-podażowych. Zagadnienie oddziaływania szoków cenowo-podażowych na gospodarkę jest szeroko omawiane w literaturze ekonomicznej.

Przedstawiona powyżej próba wytłumaczenia potencjalnych skutków harmonizacji podatków pośrednich w krajach Europy Środkowej jest niewystarczająca. Jest ponadto jednostronna. Nie jesteśmy w stanie określić, czy harmonizacja podatków pośrednich wszystkich towarów podlegających harmonizacji w ogóle wpływała na obniżenie podstawowych wielkości ekonomicznych, jaki był kierunek tego wpływu oraz jaka była siła tego wpływu. Niewykluczone jest też, że skutki harmonizacji podatków niektórych dóbr mogły się wzajemnie znosić. Na przykład harmonizacja podatków pośrednich wyrobów tytoniowych mogła przyczynić się do zmniejszenia zachorowalności społeczeństw Europy Środkowej, co mogło zaowocować zwiększeniem się produktywności. Z kolei wzrost cen paliw płynnych, wywołany w pewnym stopniu harmonizacją podatków pośrednich, mógł ograniczać pracę transportu i zakupy artykułów motoryzacyjnych. Bez pomiaru tych zjawisk trudno wydawać jakiegokolwiek sądy wartościujące.

1. Wybrane wyniki badań w zakresie harmonizacji podatkowej

Problematyka harmonizacji podatkowej, tak ważna dla obecnej Unii Europejskiej, nie jest problematyką nową. Można wręcz stwierdzić, że posiada ona głębokie historyczne tło. Jako przykład tego typu rozważań badawczych warto zacytować pracę Carstena Pallasa: *Tax harmonization: The case of Germany at the beginning of the nineteenth century lessons for the twenty first century?*² Praca ta dotyczy problemów harmonizacji podatków w procesie jednoczenia państwa niemieckiego na początku dziewiętnastego wieku. Jak stwierdza autor, pod koniec XVIII wieku na terenie Niemiec funkcjonowało 324 reżimów podatkowych, z czego po kongresie wiedeńskim w 1815 r. pozostało jedynie 41.

Zdaniem autora, w okresie pomiędzy 1790–1815 proces harmonizacji podatkowej był wymuszany przez okupację francuską. W okresie 1815–1871 proces harmonizacji podatkowej również przebiegał, ale był wolniejszy. Po zjednoczeniu Niemiec w 1871 r. pod przewodnictwem Prus, administracja nad częścią podatków (głównie pośrednich) została przetransferowana do rządu centralnego, który pod wpływem dużych potrzeb budżetowych szybko je zwiększał, chociaż konkurencja podatkowa pomiędzy częściami Niemiec ciągle przeważała. Harmonizacja podatków dokonywała się głównie poprzez dostosowania do poziomu Prus, które miały niższy poziom stawek podatkowych niż inne państwa składowe Niemiec. Jednakże późniejsze podwyżki podatków w Prusach wymuszały podwyżki również w innych państwach niemieckich.

Autor podkreśla decydującą rolę w harmonizacji podatków sił zewnętrznych: okupacji francuskiej w czasach napoleońskich oraz – obecnie – chęci uniknięcia wojny w Europie. W konkluzji artykułu autor zwraca uwagę na lekcję, jaką może wyciągnąć UE z harmonizacji w Niemczech w XIX wieku: uniknąć wymuszonej oddolnie konwergencji stawek podatkowych w wyniku podjęcia harmonizacji podatkowej oraz i w innych dziedzinach³. Artykuł C. Pallasa jest obrazem głębokiego przekonania wielu autorów niemieckich na temat złych skutków oddolnej konwergencji podatkowej oraz konieczności ścisłej koordynacji polityki fiskalnej w obliczu rosnących potrzeb w zakresie wydatków publicznych.

D. Mitchell z Cato Institute w swoim referacie *Tax competition and fiscal reform: Rewarding pro-growth policy* z kwietnia 2004 r.⁴ wskazuje, że konkurencja podatkowa zmusza rządy do przyjmowania rozwiązań podatkowych korzystnych dla podatnika. Autor ten wspomina o inicjatywie Komisji Europejskiej z 1975 r. w zakresie wprowadzenia minimalnej 45% stawki podatku CIT. Jednak ta propozycja upadła i w 2000 r. przeciętna stawka w UE spadła poniżej 30%. Autor przywołuje teorię neutralności eksportu kapitału (CEN), która postuluje likwidację ko-

² C. Pallas, *Tax harmonization: The case of Germany at the beginning of the nineteenth century lessons for the twenty first century?* Institute for Public Finance, Hamburg, Germany 2003.

³ Ibidem, s. 15.

⁴ D. Mitchell, *Tax competition and fiscal reform: Rewarding pro-growth policy*, Cato Institute, Moscow (April) 2004.

rzyści z eksportu kapitału wywoływanego różnicami podatkowymi. Według tej teorii różne stawki podatkowe wypaczają optymalną alokację zasobów, w tym zwłaszcza kapitału. Słabością tej teorii jest przyjęcie założeń o pełnej mobilności wszystkich zasobów. Jak stwierdza autor, paradoksalnie konkurencja podatkowa jest najlepszą drogą do harmonizacji podatków w dół.

C. Blackorby i C. Brett w swojej pracy⁵ zwrócili uwagę na dystrybucyjne efekty harmonizacji podatków. Te efekty mogą mieć wpływ na przepływy towarów pomiędzy krajami oraz mogą oddziaływać na uzyskiwane przychody rządowe. Jeżeli brakuje mechanizmu neutralizującego te efekty, może być wymagana dodatkowa elastyczność systemów podatkowych dla utrzymania równowagi zarówno w budżecie państwa, jak i w bilansie płatniczym. Uwagi autorów można rozumieć w ten sposób, że straty z harmonizacji np. podatków pośrednich można kompensować poprzez zwiększenie konkurencyjności w zakresie podatków bezpośrednich.

R.E. Baldwin i P. Krugmann w swojej pracy *Agglomeration, integration and tax harmonization*⁶ stwierdzają, że prosta harmonizacja podatkowa – rozumiana jako przyjęcie wspólnej stawki podatkowej – w przyjętym przez nich modelu zawsze szkodzi przynajmniej jednemu krajowi. Jak się wydaje, przyjęcie stawki pomiędzy dwiema początkowymi stawkami obu krajów może szkodzić obu krajom.

W zakresie badań kosztów harmonizacji warto wskazać na pracę E. Mendozy z The Duke University w USA z 2001 r.⁷ Autor ocenił potencjalną próbę harmonizacji polityki w zakresie opodatkowania dochodów kapitałowych w krajach Unii Europejskiej⁸. Opracował dynamiczny model ogólnej równowagi dwóch krajów w celu oszacowania potencjalnych efektów europejskiej harmonizacji podatków od dochodów kapitałowych przy wykorzystaniu wcześniej oszacowanych efektywnych stawek podatkowych z 1996 r.: dla Wielkiej Brytanii – 47%, Francji, Niemiec i Włoch – niemal 28%⁹.

Jak wykazały badania E. Mendozy, wprowadzenie harmonizacji opodatkowania kapitału, poprzez wprowadzenie stawek brytyjskich, podniosłyby konsumpcję *per capita* o 1,3% w Zjednoczonym Królestwie i jedynie o 0,1% w Europie Kontynentalnej¹⁰. Strategie harmonizacji podatków od dochodów kapitałowych, polegające na zaplanowaniu podatków poniżej poziomu Zjednoczonego Królestwa, spowodowałyby w Europie Kontynentalnej straty w dobrobycie¹¹. „W przypadku gdyby

⁵ C. Blackorby, C. Brett, *Tax harmonization and pareto efficiency*, Department of Economics, UBC, Vancouver V6T1Z1, <http://web.arts.ubc.ca/econ/z> 2 marca 2005 r.

⁶ R.E. Baldwin, P. Krugman, *Agglomeration, integration and tax harmonization*, National Bureau of Economic Research Working Paper 9290, Cambridge 2002.

⁷ E. Mendoza, *The international macroeconomics of taxation and the case against European tax harmonization*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 8217, Cambridge, (April) 2001.

⁸ W praktyce chodzi o efektywne opodatkowanie inwestycji kapitałowej podatkiem CIT.

⁹ E. Mendoza, L.L. Tesar, A. Razin., *Effective tax rates in macroeconomics: cross country estimates of tax rates factor incomes and consumption*, „Journal of Monetary Economics” 1994, 34, s. 297–323.

¹⁰ Ibidem, s. 5.

¹¹ Ibidem, s. 6.

zharmonizowane stawki podatkowe byłyby przeciętną Zjednoczonego Królestwa i Europy Kontynentalnej, dobrobyt Zjednoczonego Królestwa wzrósłby o 2%, a Europa Kontynentalna miałaby stratę 2,7%”. Wyniki badań E. Mendozy są ilustracją typowego wyboru ekonomicznego, w którym realizacja wspólnych rozwiązań powoduje, że jedne kraje zyskują, a inne tracą¹². Można wręcz postawić tezę, że harmonizacja podatków prowadzi do podwyżek podatków w krajach najtańszych podatkowo dla biznesu, co redukuje ich przewagi konkurencyjne oraz – jak wykazują badania E. Mendozy – redukuje dobrobyt. Kwestia redukcji dobrobytu staje się bardziej oczywista w przypadku podatków pośrednich. Duże wzrosty akcyzy i VAT bardzo poważnie wpływają na wysokość cen towarów i ich wielkość konsumpcji.

W 2004 r. zespół autorski Niemieckiego Instytutu Badań Ekonomicznych (DIW) z Berlina opracował symulacje wpływu harmonizacji podatków obciążających produkty energetyczne na PKB i Terms of Trade w zakresie przyjętej w październiku 2003 r. dyrektywy UE 2003/96/EC o wprowadzeniu minimalnych stawek opodatkowania produktów energetycznych i elektryczności¹³. Dyrektywa określiła obowiązujące od 2004 r. stawki oraz stawki obowiązujące od 2010 r. W symulacji, dokonanej w oparciu o modele CEG, przyjęto trzy scenariusze: minimalnej harmonizacji MTH (kraje wprowadzają przynajmniej stawkę minimalną), pełnej harmonizacji FTH (obok akceptacji stawki minimalnej, kraje o wyższych stawkach obniżają swoje stawki do poziomu stawki minimalnej) oraz harmonizacji według propozycji Komisji Europejskiej z 1997 r. (podwyżki stawek minimalnych, ale i utrzymanie stawek wyższych). Wyniki symulacji przedstawiono w tabelicy 1.

Jak pokazują symulacje DIW-u, harmonizacja podatków w zakresie produktów energetycznych jest korzystna lub neutralna dla dużych krajów UE i niekorzystna dla trzech krajów Europy Środkowej. Najsilniejsze negatywne efekty dotyczą Republiki Czeskiej. Wyniki modelu wskazują na relatywnie duży koszt harmonizacji podatków pośrednich w zakresie produktów energetycznych dla Europy Środkowej.

¹² Porównaj również inne prace w tym zakresie: R.E. Baldwin, P. Krugman, *Agglomeration, integration and tax harmonization*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 9290, Cambridge 2002; M.A. Desai, C.F. Foley, J.R. Hines Jr., *Chains of ownership, regional tax competition, and foreign direct investment*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 9224, Cambridge 2002; E. Janeba, G. Schjelderup, *Why Europe should love tax competition – and the U.S. even more so*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 9334, Cambridge 2002; E. Janeba, J.D. Wilson, *Tax competition and trade protection*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 7402, Cambridge 1999; M. Keen, *The welfare economics of tax co-ordination in the European community: a survey*, „Fiscal Studies”, vol. 14, 1993; A. Razin, R. Sadka, *International tax competition and gains from tax harmonization*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 3152, Cambridge 1991; H.W. Sinn, *Tax harmonization and tax competition in Europe*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 3248, Cambridge 1991.

¹³ M. Kohlhaus, K. Schumacher, J. Dieckmann, M. Cames, D. Schumacher, *Economic, environmental and international trade effects of the EU directive on energy tax harmonization*, DIW, Berlin 2004.

Tablica 1

Zmiany w realnym PKB i Terms of Trade w symulacji DIW 2004 (w proc.)

Kraj	Zmiana realnego PKB			Zmiany Terms of Trade		
	FTH	MTH	MTH97	FTH	MTH	MTH97
FRAU	0,56	0,00	0,00	-0,10	0,00	-0,03
DEU	0,57	0,00	0,01	-0,10	0,00	0,02
GBR	0,87	0,00	0,00	0,17	0,00	-0,03
ITA	0,87	0,00	0,01	-0,10	0,00	0,02
CZE	-0,19	-0,13	-0,58	-0,14	-0,10	-0,35
HUN	0,12	-0,01	-0,44	-0,03	0,00	-0,02
POL	-0,11	-0,06	-0,40	-0,17	-0,06	-0,24
XAC	-0,22	-0,18	-0,57	0,07	0,03	0,00
XEU	0,23	0,00	-0,18	-0,03	0,00	0,03
XOECD	-0,02	0,00	0,00	-0,16	0,00	0,04

Źródło: M. Kohlhaus, K. Schumacher, J. Dieckmann, M. Cames, D. Schumacher, *Economic, environmental and international trade effects of the EU directive on energy tax harmonization*, DIW, Berlin 2004.

2. Wskaźnikowa koncepcja pomiaru wpływu harmonizacji podatków pośrednich na PKB i konsumpcję w krajach Europy Środkowej

Istotą proponowanej koncepcji pomiaru wpływu harmonizacji podatków pośrednich na ceny jest wykorzystanie informacji dostarczanej przez urzędy statystyczne krajów Europy Środkowej na temat wskaźników cen w poszczególnych grupach towarowych w zakresie towarów podlegających harmonizacji. Wykorzystanie w analizie wskaźników cen określiło nazwę zapisanej w punkcie 2 propozycji jako koncepcji wskaźnikowej. Istotnym elementem koncepcji wskaźnikowej jest wyeliminowanie z proponowanych indeksów skutków wzrostu cen, wynikającego z ogólnych tendencji inflacyjnych oraz wpływu szoków cenowo-podażowych np. na rynku paliw płynnych (dalej zwanych w uproszczeniu szokami cenowymi). Można zakładać w uproszczeniu, że jeżeli od ogólnej zmiany cen w danym asortymencie objętym harmonizacją odejmiemy jej element względnie stały (ogólny wzrost cen) oraz element zmienny zależny od szoków cenowych, to w występującej pozostałości dominujący będzie czynnik zmiany podatków pośrednich. Założono, że zmiany podatków pośrednich w grupach towarowych objętych harmonizacją wynikały bezpośrednio z konieczności dostosowania się krajów Europy Środkowej do wymagań UE. Pominięto więc możliwość, że zmiany podatków wynikały z wewnętrznej polityki poszczególnych krajów, zwłaszcza że tego typu polityka była wymagana przez UE. Niestety, nie można z tego typu wskaźników wyeliminować elementu nadgorliwości, czyli podwyższania stawek podatków pośrednich w szybszym tempie, niż wymagała tego Komisja Europejska.

Omawianą zależność można opisać w następujący sposób:

$$\Delta P_{\text{harm}} = \Delta P_{\text{ogółem}} - \Delta P_{\text{const}} - \Delta P_{\text{szok}}$$

gdzie:

ΔP_{harm} – zmiana poziomu cen w wyniku harmonizacji,

$\Delta P_{\text{ogółem}}$ – zmiana ogólnego wskaźnika cen w danej grupie towarowej,

ΔP_{const} – zmiana wskaźnika cen w wyniku ogólnych tendencji inflacyjnych w gospodarce,

ΔP_{szok} – zmiana wskaźnika cen w wyniku szoków cenowych.

Można przyjąć, że są trzy zasadnicze grupy towarów harmonizowanych:

- alkohol i produkty tytoniowe – oznaczmy je AL,
- paliwa płynne do transportu – oznaczmy je FU,
- elektryczność, gaz i paliwa stałe do ogrzewania – oznaczmy je EL.

Można przyjąć także, że istnieją kwartalne wartości indeksów CPI w powyższych grupach towarowych o podstawie stałej (kumulatywnie rosnące) dla poszczególnych krajów z Europy Środkowej¹⁴ oraz przeciętny wskaźnik dla UE. Dysponujemy także ogólnymi wskaźnikami wzrostu cen dóbr i usług konsumpcyjnych CPI dla krajów Europy Środkowej i przeciętnym wskaźnikiem dla UE. Można więc obliczyć indeks, który określa, w jakim stopniu zmiany cen w danym asortymencie towarowym podlegającym harmonizacji przekraczają przeciętny wskaźnik cen. Ten indeks może mieć w stosunku do pierwszej grupy towarowej postać ilorazu CPI_{ai}/CPI . Indeks ten eliminuje wpływ ogólnej zmiany cen na zmiany cen towarów podlegających harmonizacji; pokazuje łączny wpływ na zmiany cen towarów harmonizowanych zarówno samej harmonizacji, ale również i szoków cenowych.

Zasadniczym problemem badawczym jest wyizolowanie wpływu szoków cenowych na zmiany cen towarów harmonizowanych, czyli wydzielenie zmian cen towarów harmonizowanych spowodowanych przez harmonizację oraz zmian cen spowodowanych przez szoki cenowe.

Podobny indeks – jak określony powyżej dla Polski i Słowacji (CPI_{ai}/CPI) – można skonstruować dla piętnastu krajów UE łącznie, (nazywając je „UE15”). Ten indeks pokaże nam, w jakim zakresie szoki cenowe wpływały na zmiany cen w danych asortymentach, pod warunkiem że w krajach UE 15 nie był realizowany proces harmonizacji podatków pośrednich albo był też on bardzo słaby. Jeżeli podzielimy indeks dla danego kraju Europy Środkowej np. $CPI_{\text{ai}}/CPI(\text{PL})$ przez analogiczny indeks dla UE15 $CPI_{\text{ai}}/CPI(\text{UE15})$, to uzyskamy nowy indeks, który będzie określał nadwyżkę zmian cen wywołanych harmonizacją i szokami cenowymi w kraju Europy Środkowej nad zmianami wywołanymi szokami cenowymi i ewentualnie niewielką harmonizacją wewnątrz UE 15.

¹⁴ Pełny zestaw tych wskaźników zgromadzono w stosunku do Polski i Słowacji.

Jeżeli zaakceptujemy założenie, że wpływ szoków cenowych był taki sam w krajach Europy Środkowej i w krajach UE15, to ten nowy indeks będzie pokazywał wpływ różnic w sile harmonizacji podatków pośrednich pomiędzy poszczególnymi krajami Europy Środkowej a krajami UE 15 na zmiany cen, czyli wpływ harmonizacji netto na zmiany cen. Nowy indeks można zatem nazwać Indeks Harmonizacji Netto w asortymencie alkoholu i oznaczyć jako NHI_{al} .

Matematyczne sformułowanie indeksu dla Polski $NHI_{al(PL)}$ byłoby następujące:

$$NHI_{al(PL)} = CPI_{al(PL)} / CPI_{(PL)} / CPI_{al(EU15)} / CPI_{(EU15)} \quad (1)$$

Indeks ten eliminuje również wpływ różnic w stopie inflacji pomiędzy danym krajem Europy Środkowej a UE 15, ponieważ:

$$NHI_{al(PL)} = CPI_{al(PL)} / CPI_{al(EU15)} / CPI_{(PL)} / CPI_{(EU15)} \quad (2)$$

Podobne jak (1) sformułowanie Indeksu Harmonizacji Netto może być zastosowane do paliw i elektryczności. Stąd:

$$NHI_{fu(PL)} = CPI_{fu(PL)} / CPI_{(PL)} / CPI_{fu(EU15)} / CPI_{(EU15)} \quad (3)$$

i

$$NHI_{el(PL)} = CPI_{el(PL)} / CPI_{(PL)} / CPI_{el(EU15)} / CPI_{(EU15)} \quad (4)$$

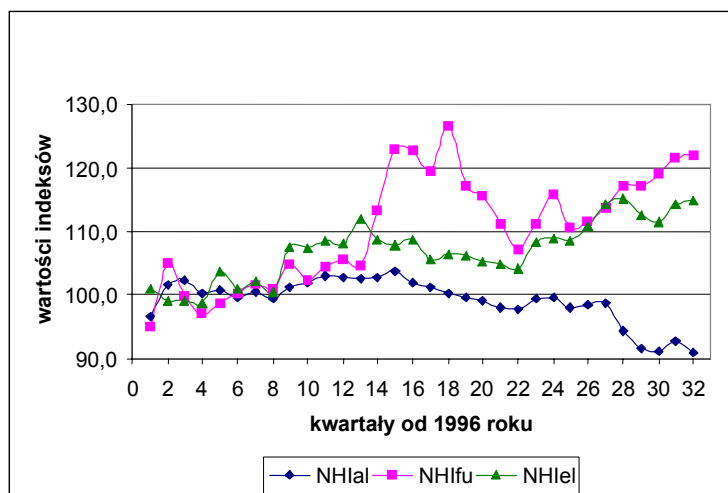
Ta metodologia (indeksów harmonizacji netto) pozwoliła na wydzielenie indeksu cenowego, pokazującego wpływ harmonizacji netto na poziomy cen w krajach Europy Środkowej, w relacji do piętnastu krajów UE, pod warunkiem że wpływ szoków cenowych na poziom cen był taki sam w krajach Europy Środkowej, jak i w UE 15.

Skonstruowane indeksy (1,3,4) można było zastosować w sposób bezpośredni do Polski i Słowacji ze względu na dostępność danych w ramach europejskiego systemu rachunków narodowych ESA 95. Urzędy statystyczne Czech i Węgier nie dostarczyły danych na temat indeksów cenowych w zakresie paliw płynnych i elektryczności, dlatego zaproponowano zastosowanie indeksu (1) tak jak w Polsce i Słowacji, ale zamiast indeksów (2) i (3), indeksów zastępczych w zakresie danych, które były dostępne i obejmowały dane dotyczące towarów zharmonizowanych bezpośrednio i pośrednio. Były to indeksy obejmujące następujące asortymenty towarowe i usługowe:

1. Mieszkalnictwo, woda, elektryczność, gaz i inne paliwa – można nazwać ten indeks Indeks Harmonizacyjnym Netto w zakresie utrzymania gospodarstw domowych i oznaczyć jako NHI_{hm} .
2. Transport, który może silniej odzwierciedlać zmiany cen w zakresie paliw płynnych, artykułów motoryzacyjnych, ubezpieczeń itp. Indeks ten można nazwać Indeks Harmonizacyjnym Netto w zakresie transportu i oznaczyć jako NHI_{tr} .

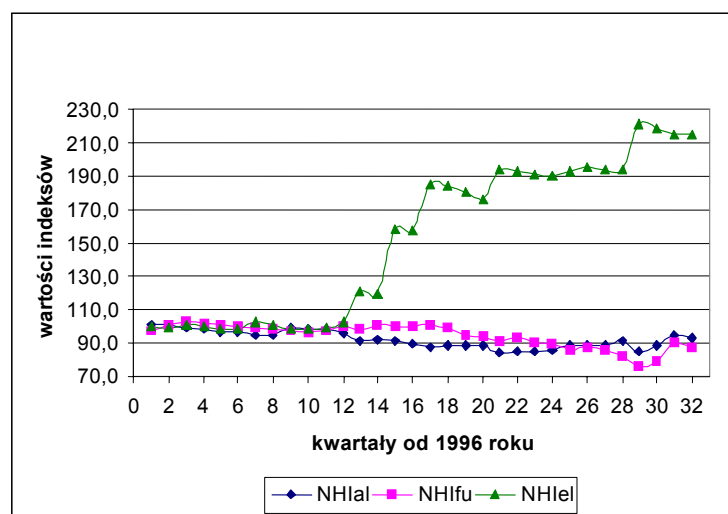
Przyjęto, że konstrukcja tych indeksów jest analogiczna jak indeksów (1), (3), (4) w stosunku do Polski i Słowacji. Na poniższych wykresach przedstawiono kształtowanie się wartości indeksów harmonizacyjnych w poszczególnych krajach Europy Środkowej.

Warto podkreślić, że indeksy harmonizacyjne posiadają bardzo jasną interpretację ekonomiczną. Indeks równy 100 oznacza brak różnicy w sile harmonizacji pomiędzy danym krajem Europy Środkowej a przeciętną dla EU 15. Wartości indeksów powyżej 100 wskazują, w jakim zakresie harmonizacja w danym kraju była większa od harmonizacji w krajach Piętnastki. Na przykład wartość indeksu równa 160 oznacza, że harmonizacja netto w danym kraju Europy Środkowej przekroczyła poziom dla Piętnastki o 60 punktów procentowych.



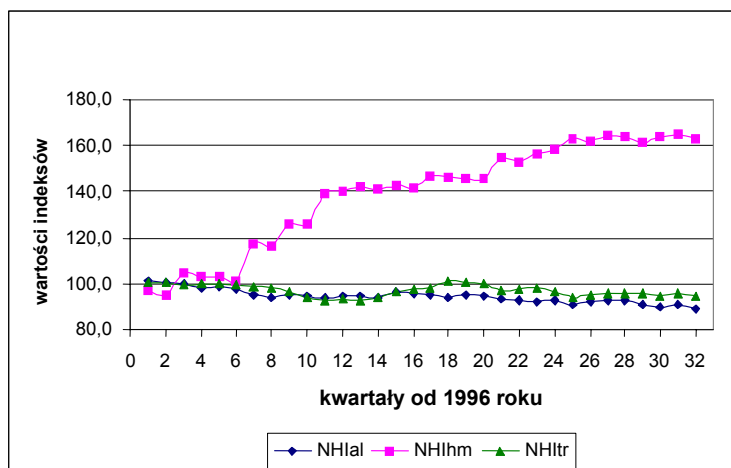
Rys. 1. Indeksy harmonizacyjne Polska

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



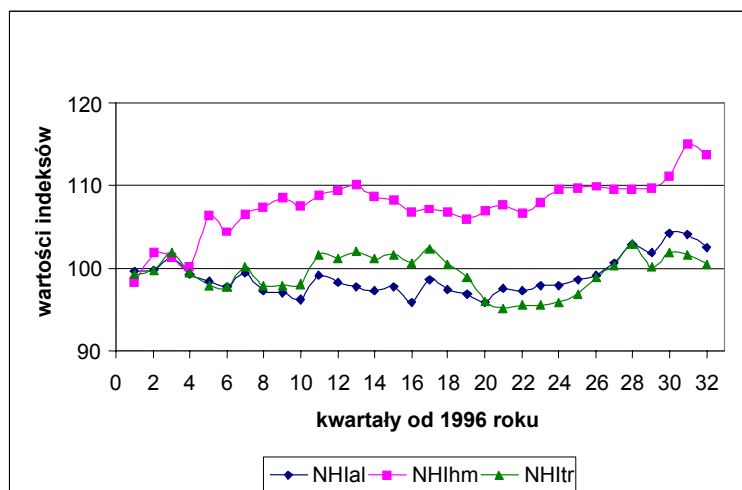
Rys. 2. Indeksy harmonizacyjne Słowacja

Źródło: jak wyżej.



Rys. 3. Indeksy harmonizacyjne Czechy

Źródło: jak wyżej.



Rys. 4. Indeksy harmonizacyjne Węgry

Źródło: jak wyżej.

3. Hipotezy o wpływie harmonizacji podatków pośrednich na PKB i konsumpcję w krajach Europy Środkowej

3.1. Procedura badawcza

W celu zbadania wpływu harmonizacji podatkowej na podstawowe wielkości ekonomiczne zastosowano jako punkt wyjścia podstawową zależność bilansu dochodu (produktu), uzupełniając ją o dodatkowe elementy w postaci indeksów har-

monizacyjnych. Dysponowano szeregami czasowymi dla czterech krajów Europy Środkowej oraz danymi dla UE 15 dostarczonymi przez Eurostat w ramach systemu rachunków narodowych ESA 95. System rachunków narodowych obejmuje w zdecydowanej większości wielkości bilansowe gospodarki narodowej. Założono, że modele regresji wiernie przedstawiają zależności czasowe pomiędzy zmiennymi składowymi rachunku dochodu narodowego na podstawie szeregów czasowych, natomiast zestaw wskaźników harmonizacyjnych będzie dołączany do równań bilansowych. Jeżeli drastycznemu pogorszeniu ulegnie jakość modelu, to może to oznaczać, że wskaźniki te nie są dobrym przybliżeniem (aproksymacją) zjawiska harmonizacji, które dałoby się zastosować w modelach regresji. Jeżeli natomiast włączenie wskaźników harmonizacyjnych da modele w wysokim stopniu tłumaczące zależności pomiędzy zmiennymi, to postępowanie takie będzie dopuszczalne.

Przyjęto też, że zastosowana będzie procedura uzupełniania lub eliminacji zmiennych modelowych, jeżeli dzięki tej procedurze miałyby polepszyć się jakości oszacowania modelu. Zmiennymi, które rozważano jako zmienne uzupełniające równania, były podatki pośrednie oraz wpływy z podatków akcyzowych. Te ostatnie dane były dostępne jedynie w ujęciu rocznym, w związku z tym dokonano dekompozycji szeregu czasowego wpływów z podatków akcyzowych według rozkładu podatków pośrednich. Zmienna wpływu z podatków akcyzowych była jednak wykorzystywana w nielicznych przypadkach.

Zastosowana procedura zmierzała do określenia czy:

1. W ogóle istnieje jakakolwiek zależność pomiędzy wskaźnikami harmonizacyjnymi a zmienną objaśnianą (np. PKB).
2. Jeżeli badaną zależność się obserwuje, to jak wiernie model ją przedstawia.
3. Jaki jest kierunek tej zależności: dodatni czy ujemny.
4. Jaka jest siła tej zależności: chodziło o porównanie zarówno siły zależności w poszczególnych asortymentach towarowych wewnątrz jednego kraju, jak i siły oddziaływania zmiennych, porównując uzyskane wskaźniki w poszczególnych krajach Europy Środkowej.

Przedstawione podejście nawiązuje do podejścia eksperymentalnego. Proponowana procedura wprowadza do typowych układów równowagi bilansowej dochodu nowe zmienne w postaci indeksów harmonizacyjnych. Chcemy więc zburzyć tę równowagę bilansową dochodu za pomocą indeksów harmonizacyjnych. Jeżeli uda się pomimo tego zburzenia równowagi bilansowej ponownie ją uzyskać za pomocą nowych oszacowań modelu, to będziemy mogli stwierdzić, iż prawdopodobnie mogą istnieć zależności liczbowe pomiędzy poszczególnymi kategoriami ekonomicznymi a indeksami harmonizacyjnymi.

3.2. Wnioskowanie i interpretacja

Autor nie rości sobie uprawnień do twierdzenia, że zbadane zależności w każdym przypadku przedstawiają związki przyczynowo-skutkowe. Nie dopuszcza więc kategorię sądów, że harmonizacja bezwzględnie wpływa np. na poziom PKB. Wynika to z ułomności weryfikacji hipotez statystycznych, które powinny weryfikować wiarygodność danych z próby, a szeregi czasowe nie są próbami

w ujęciu statystycznym. Dyskusje na temat jakości regresji, w tym zwłaszcza na temat tak zwanych regresji pozomych czy fałszywych, skłaniają autora do dużej ostrożności w formułowaniu wniosków końcowych. Dopuszczamy więc, że niektóre oszacowania nie będą idealne z punktu widzenia ekonometrycznego (bądź nawet ułomne), ale przynajmniej w pewnym zakresie będą w stanie pokazać nam charakter zależności. Traktujemy aparat narzędziowy ekonometryczno-statystyczny jako dodatkowe narzędzie do uprawdopodobnienia niektórych tez, do których można dojść na gruncie teorii ekonomii.

3.3. Formowanie podstawowych hipotez

Podstawowe hipotezy badania to:

- 1) Harmonizacja podatków pośrednich zmniejsza PKB (GDP),
- 2) Harmonizacja podatków pośrednich zmniejsza konsumpcję (C).

Hipotezy te można ująć w postaci równań liniowych:

- 1) $GDP_t = \alpha_{11}U + \alpha_{12}FC_t + \alpha_{13}GFC_t + \alpha_{14}Ex_t - \alpha_{15}Im_t + \alpha_{16}Tlsp_t - \alpha_{17}NHI_{alt} - \alpha_{18}NHI_{fut} - \alpha_{19}NHI_{elt} + \xi_{t1}$
- 2) $FC_t = \alpha_{21}U + \alpha_{22}GDP_t - \alpha_{23}GFC_t - \alpha_{24}Ex_t + \alpha_{25}Im_t - \alpha_{26}Tlsp_t - \alpha_{27}NHI_{alt} - \alpha_{28}NHI_{fut} - \alpha_{29}NHI_{elt} + \xi_{t2}$

gdzie:

GDP – produkt krajowy brutto,

U – wyraz wolny,

FC – konsumpcja gospodarstw domowych, rządu i organizacji non-profit,

GFC – nakłady inwestycyjne,

Ex – eksport,

Im – import,

ET – wpływy z podatków pośrednich,

Tlsp – podatki pośrednie pomniejszone o subsydia do produktów,

NHI_{alt} , NHI_{fu} , NHI_{el} – indeksy harmonizacyjne netto wyjaśnione powyżej (Polska i Słowacja),

α_{ij} – współczynniki kierunkowe przy zmiennych,

ξ_{ti} – składnik losowy,

t – kwartały.

W wersji hipotez dla Czech i Węgier występują dwa inne ostatnie człony (poza składnikiem losowym), które zastępują dwa ostatnie człony dla Polski i Słowacji: NHI_{hm} , NHI_{tr} – indeksy harmonizacyjne netto w zakresie utrzymania gospodarstw domowych i w zakresie transportu (omówione wcześniej). W przedstawionych równaniach znaki + i – pokazują przypuszczalny kierunek zależności (dodatni lub ujemny).

Powyższe hipotezy dotyczą krajów Europy Środkowej o niższym poziomie podatków pośrednich niż minimalne wysokości stawek podatków towarów harmonizowanych. Należy też zwrócić uwagę, że pojęcie „harmonizacja podatków pośred-

nich” oznacza w istocie podwyżkę podatków dla tych krajów bez żadnych ruchów po stronie krajów o wysokich podatkach w postaci obniżek podatków, czyli prawdziwej harmonizacji podatków, polegającej na wzajemnym zmniejszaniu różnic w stosunku do stawki docelowej. Gdybyśmy w przedstawionych powyżej hipotezach zmienili słowo „harmonizacja” na słowo „podwyżka”, to hipotezy te można byłoby udowodnić na gruncie niemal każdej teorii ekonomicznej.

W ramach procedury badawczej dopuszczono przekształcenie zależności liniowych przedstawianych w powyższych hipotezach w zależności wykładniczo-potęgowy, w których zamiast zmiennych występują ich logarytmy naturalne. Dla uzyskania stacjonarności szeregów czasowych dopuściliśmy także przekształcenie logarytmów badanych zmiennych w pierwsze różnice logarytmów badanych zmiennych, które interpretuje się jako kwartalne stopy wzrostu danej zmiennej.

W efekcie dla każdego z krajów Europy Środkowej sformułowano dwie hipotezy, które przetestowano w zakresie szeregów czasowych, obejmujących dane od pierwszego kwartału 1996 r. do ostatniego kwartału 2003 r. Niestety pełne szeregi czasowe w zakresie wszystkich zmiennych musiały być skracane albo na początku, albo na końcu tego okresu ze względu na brak danych oraz opóźnienia lub przyspieszenia szeregów czasowych, celowo przyjęte w modelach. W efekcie kwartalne szeregi czasowe liczyły od 20 do 30 okresów. Wszystkie dane były liczone w cenach stałych, co automatycznie zapewniała internetowa baza danych Eurostatu.

4. Wpływ harmonizacji podatków pośrednich na Produkt Krajowy Brutto

Dla oszacowania wpływu harmonizacji na PKB posłużono się procedurą opisaną w punkcie 3. Ze względu na niestacjonarność danych, zmienne poddano logarytmowaniu, a następnie wyliczono pierwsze różnice pomiędzy logarytmami naturalnymi zmiennych oraz ich kwartalnymi opóźnieniami. W efekcie powstały nowe zmienne, już stacjonarne, które można zapisać w następujący sposób:

$$DLGDP_{t/t-1} = \ln GDP_t - \ln GDP_{(t-1)}$$

Wykorzystując właściwości logarytmów, można łatwo przekształcić zmienną DLGDP w sposób następujący:

$$DLGDP_{t/t-1} = \ln(GDP_t/GDP_{(t-1)})$$

Zmienna $DLGDP_{t/t-1}$ oznacza więc indeks, pokazujący wartość logarytmu ilorazu danej zmiennej przez jej kwortalne opóźnienie. Indeks ten można nazwać kwartalnym indeksem wzrostu danej zmiennej w stosunku do wartości tej zmiennej opóźnionej o kwartał. Wartości nowych zmiennych wstawiono do równań liniowych, przedstawiających hipotezy zawarte w punkcie 3 oraz dokonano szacowania modeli regresji. Warto podkreślić, że oszacowania odpowiadają wartości funkcji wykładniczo-potęgowy, przy której wskaźniki stojące przy zmiennych objaśnianych oznaczają wartość elastyczności tej zmiennej wobec zmiennej objaśnianej.

Uzyskano następujące oszacowania¹⁵:

1) dla Polski

$$DLGDP_t = 0,44473DLFC_t + 0,095524DLGCF_t + 0,052638DLEx_{(t-1)} + 0,086026 DLIIm_t$$

(4,3779) (9,6491) (5,5874) (3,5537)

$$- 0,63618 DLNHIa_t - 0,13517 DLNHIfu_{(t-3)} + 0,0013855 U_t$$

(-2,5326) (-3,0233) (0,68817)

$$R^2 = 0,99066, \quad DW = 1,98.$$

Model pokazuje ujemne zależności pomiędzy kwartalnym tempem wzrostu PKB a kwartalnym tempem wzrostu indeksów hamronizacyjnych, obejmujących alkohol i wyroby tytoniowe oraz paliwa płynne. Może to oznaczać, że przyspieszeniu kwartalnego tempa wzrostu PKB w Polsce towarzyszyło obniżenie kwartalnego tempa wzrostu indeksów harmonizacyjnych. Warto zwrócić uwagę na opóźnienie indeksu harmonizacji podatków w zakresie paliw, co może oznaczać, że proces oddziaływania harmonizacji podatków pośrednich jest rozciągnięty w czasie.

2) dla Słowacji

$$DLGDP_t = 0,69953 DLFC_t + 0,29441 DLGFC_t + 0,72973 DLEx_t - 0,71580 DLIIm_t$$

(28,3888) (29,6076) (18,7241) (-25,0964)

$$+ 0,13315 DLNHIa_{(t-4)} - 0,14716 DLNHIfu_t + 0,031420 DLNHIel_{(t-1)} - 0,0015183 U_t$$

(2,0650) (-4,3241) (1,8569) (-1,0406)

$$R^2 = 0,99152, \quad DW = 2,4594.$$

Oszacowane wartości zmiennych w regresji wskazują na ujemną zależność pomiędzy kwartalnym wzrostem PKB a kwartalnym wzrostem indeksu harmonizacyjnego w zakresie paliw. Dodatkowo zależności występują w zakresie indeksu dotyczącego cen energii oraz alkoholu i wyrobów tytoniowych. Ta ostatnia zależność jest jednak mniej wyraźna.

3) dla Czech

$$DLGDP_t = 0,76208 DLFC_t + 0,28706 DLGFC_t + 0,52078 DLEx_t - 0,58912 DLIIm_t$$

(29,6483) (35,3929) (15,9475) (-15,5353)

$$- 0,11077 DLNHIa_t + 0,089678 DLNHIel_t - 0,4799E-3 U_t$$

(-1,4888) (1,4215) (-0,55565)

$$R^2 = 0,99231, \quad DW = 1,9637.$$

Uzyskane dane oszacowania wskazują na ujemną zależność pomiędzy kwartalnym tempem wzrostu PKB a kwartalnym tempem wzrostu indeksu harmonizacyjnego w grupie używek oraz dodatnią zależność pomiędzy wzrostem PKB a wzrostem indeksu harmonizacyjnego w zakresie energii.

¹⁵ W stosunku do wszystkich oszacowań przeprowadzono podstawowe testy statystyczne, weryfikujące jakość modelu. W niniejszym artykule dla przejrzystości wywodu pominięto je.

4) dla Węgier

I wersja z NHIaI

$$DLGDP_t = 0,81893DLFC_t + 0,28505 DLGFC_t + 0,65818 DLEx_t - 0,77569 DLIIm_t$$

(18,1451) (24,5019) (27,1005) (-17,5574)

$$- 0,37585 DLNHIaI_t + 0,0027078 U_t$$

(-4,6573) (2,1952)

$$R^2 = 0,99114, DW = 2,2439.$$

4 b) II wersja z NHIeI

$$DLGDP_t = 0,80698 DLFC_t + 0,28554 DLGFC_t + 0,65966 DLEx_t - 0,75707 DLIIm_t$$

(15,9618) (20,5714) (23,6723) (-15,3878)

$$- 0,28284 DLNHIeI_t + 0,0017913 U_t$$

(-3,5555) (1,3428)

$$R^2 = 0,98925, DW = 1,8384.$$

Oszacowania dla Węgier ujawniają negatywną zależność pomiędzy kwartalnym tempem wzrostu PKB a indeksem harmonizacyjnym dotyczącym używek¹⁶ oraz energii elektrycznej. Uzyskane dane dla 4 krajów Europy Środkowej można przedstawić w formie tablicy porównawczej. Poniżej przedstawiono porównanie zależności pomiędzy indeksami harmonizacyjnymi a PKB w 4 krajach Europy Środkowej.

Tablica 2

Porównanie zależności pomiędzy indeksami harmonizacyjnymi a PKB w 4 krajach Europy Środkowej

Kraj i zmienna objaśniana	Istnienie zależności [prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy o istotności zmiennej]	Kierunek zależności	Siła zależności
Polska - DLGDP	DLNHIaI – istnieje wyraźna [0,025] DLNHIfu – istnieje wyraźna [0,019] DLNHIeI – nie oszacowano	Ujemny Ujemny	-0,63618 -0,13517
Słowacja - DLGDP	DLNHIaI – istnieje mniej dokładna [0,053] DLNHIfu – istnieje dokładna [0,000] DLNHIeI – istnieje wyraźna [0,079]	Dodatni Ujemny Dodatni	0,13315 -0,14716 0,31420
Czechy -DLGDP	DLNHIaI – istnieje mało dokładna [0,155] DLNHIhm – nie oszacowano DLNHltr – istnieje mało dokładna [0,173]	Ujemny Dodatni	-0,11077 0,089678
Węgry - DLGDP	DLNHIaI – istnieje dokładna [0,000] DLNHIhm – nie oszacowano DLNHltr – istnieje dokładna [0,002]	Ujemny Ujemny	-0,37585 -0,28284

Źródło: Opracowanie własne na podstawie oszacowań modeli regresji.

¹⁶ Warto zwrócić uwagę, że oszacowana ujemna zależność pomiędzy harmonizacją podatków pośrednich w zakresie używek (gł. papierosów) może być niezgodna z wnioskami G. Kopits, I. Szekely, którzy przewidywali wzrost PKB o 0,5% z tytułu harmonizacji cen papierosów na Węgrzech por.: G. Kopits, I. Szekely (2002), *Fiscal policy challenges of EU accession for Central European accession countries*. Paper presented to the OeNB East-West Conference, Vienna 2002.

Dane zamieszczone w tablicy wskazują na fakt, iż dosyć czytelne zależności pomiędzy kwartalnymi wzrostami indeksów harmonizacyjnych a wzrostami PKB zaobserwowano w odniesieniu do Polski, Słowacji i Węgier. W tych krajach po dwa z trzech indeksów wykazywało wiarygodne zależności z PKB. W Republice Czeskiej zależności pomiędzy harmonizacją używek i wpływem harmonizacji podatków na transport co prawda istniały, ale nie były one zbyt dokładne. Zależności pomiędzy harmonizacją podatków pośrednich w zakresie używek a PKB były zróżnicowane pomiędzy krajami Europy Środkowej. Na Słowacji zaobserwowano dodatnią zależność, natomiast w pozostałych krajach była ona ujemna. W Polsce była ona dwukrotnie silniejsza niż na Węgrzech i niemal sześciokrotnie silniejsza niż w Czechach. W Polsce i na Słowacji zaobserwowano ujemną zależność pomiędzy PKB a harmonizacją podatków w zakresie paliw płynnych. Na Słowacji była ona podobnie silna jak w Polsce. Na Węgrzech i w Czechach takiej zależności nie liczone (brak danych), ale wykryto zależność pomiędzy wpływem harmonizacji podatków pośrednich na transport a zmianami PKB. Zależność ta była trzykrotnie silniejsza na Węgrzech niż w Republice Czeskiej.

Reasumując należy stwierdzić, iż istnieją widoczne zależności pomiędzy harmonizacją podatków pośrednich a PKB. Są one w większości oszacowanych modeli ujemne. Najsilniejsze zależności pomiędzy harmonizacją a PKB występują na Słowacji i w Polsce, dosyć silne obserwuje się na Węgrzech. W Republice Czeskiej obserwowane zależności są zarówno najsłabsze, jak i oszacowania są najmniej dokładne.

5. Wpływ harmonizacji podatków pośrednich na konsumpcję

Dla oszacowania wpływu harmonizacji na konsumpcję (FC) posłużono się procedurą opisaną w punkcie 3. Ze względu na niestacjonarność danych, zastosowano zróżnicowaną procedurę dla Polski i Słowacji oraz Czech i Węgier. Dla Polski szacowano wielkości logarytmów naturalnych z zakresie jak największej liczby zmiennych, dopiero jeżeli nie były one stacjonarne, to stosowano procedurę obliczania różnic pomiędzy logarytmami naturalnymi zmiennej i jej wielkości kwartalnie opóźnionej, co dawało bardzo czytelne interpretacje. W stosunku do indeksów harmonizacyjnych we wszystkich przypadkach szacowano pierwsze różnice logarytmów. W stosunku do Słowacji, Czech i Węgier zawsze w oszacowaniach stosowano zmienne różnicowe poza składnikiem resztowym.

Interpretacja zmiennej logarytmicznej-różnicowej jest analogiczna jak DLGDP, ale w odniesieniu do konsumpcji końcowej. Interpretacja zmiennej tylko logarytmicznej jest prostsza, ponieważ współczynniki przy zmiennych niezależnych oznaczają ich elastyczność względem zmiennej zależnej.

Zmienna konsumpcja końcowa pokazuje wielkość konsumpcji gospodarstw domowych, rządu oraz organizacji nienakierowanych na osiągnięcie zysku. Jest to agregat, który występuje w systemie ESA 95 i który pokazuje całą wartość kon-

sumpcji w gospodarce, a nie tylko konsumpcję prywatną, jak to zwykle się przedstawiać w ekonomii. W przypadku gdy nie udawało się oszacować wiarygodnego modelu dla wszystkich zmiennych równocześnie, czyniono to oddzielnie dla każdej z nich z osobna.

Uzyskano następujące oszacowania:

1) dla Polski I wersja z NHI_{al} i NHI_{fu}

$$\begin{aligned} LFC_t = & 0,70607 LGDP_{(t-1)} - 0,045701 LGCF_{(t-1)} + 0,036668 LEX_{(t-2)} + 0,14894 LET_t \\ & (14,8171) \quad (-4,1507) \quad (4,2366) \quad (7,3836) \\ & - 0,65574 DLNHI_{al_t} + 0,20875 DLHI_{fu_t} + 1,9706 U_t \\ & (-4,0348) \quad (4,8112) \quad (5,2229) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,99276, \quad DW = 2,2073.$$

II wersja z NHI_{fu} i NHI_{el}

$$\begin{aligned} LFC_t = & 0,75995 LGDP_{(t-1)} - 0,041959 LGCF_{(t-1)} + 0,030618 LEX_{(t-2)} + 0,11847 LET_t \\ & (21,5140) \quad (-4,3552) \quad (3,6308) \quad (6,0048) \\ & + 0,19128 DLNHI_{fu_t} - 0,24631 DLNHI_{el_t} + 1,6318 U_t \\ & (5,3886) \quad (-4,1760) \quad (5,6365) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,99294, \quad DW = 1,8509.$$

2) dla Słowacji

$$\begin{aligned} DLFC_t = & 1,3966 DLGDP_t - 0,41338 DLGCF_t - 1,0224 DLEX_t + 1,0168 DLI_{m_t} \\ & (28,3888) \quad (-23,4355) \quad (-16,2268) \quad (31,4246) \\ & - 0,16540 DLNHI_{al_{(t-4)}} + 0,21099 DLXNHI_{fu_t} - 0,043078 DLXNHI_{el_{(t-1)}} + 0,0021886 U_t \\ & (-1,7709) \quad (4,4533) \quad (-1,7924) \quad (1,0629) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,99365, \quad DW = 2,4255.$$

3) dla Czech

$$\begin{aligned} DLFC_t = & 1,1806 DLGDP_t - 0,34181 DLGCF_t - 0,60071 DLEX_t + 0,76220 DLI_{m_t} \\ & (23,9584) \quad (22,8229) \quad (-13,7544) \quad (22,8359) \\ & + 0,12928 DLNHI_{al_t} - 0,084910 DLNHI_{hm_{(t-2)}} - 0,25903 DLNHI_{tr_{(t-2)}} + 0,3436E-3 U_t \\ & (1,3776) \quad (-2,2583) \quad (-2,4158) \quad (0,25995) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,99709, \quad DW = 2,5618.$$

4) dla Węgier I wersja z NHI_{al}

$$\begin{aligned} DLFC_t = & 1,1351 DLGDP_t - 0,33491 DLGCF_t - 0,75169 DLEX_t + 0,93169 DLI_{m_t} \\ & (17,8554) \quad (-19,9693) \quad (-16,0789) \quad (23,0542) \\ & + 0,47754 DLNHI_{al_t} - 0,0034834 U_t \\ & (4,9581) \quad (-2,4101) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,97805, \quad DW = 2,1413.$$

II wersja z NHI_{tr}

$$\begin{aligned} DLFC_t = & 1,1366 DLGDP_t - 0,33577 DLGCF_t - 0,75791 DLEX_t + 0,91626 DLI_{m_t} \\ & (15,9618) \quad (-17,6368) \quad (-14,4105) \quad (20,4575) \end{aligned}$$

$$+ 0,35357 \text{ DLNHItr}_t - 0,0023998 \text{ U}_t$$

$$(3,8633) \quad (-1,5324)$$

$$R^2 = 0,97246, \text{ DW} = 1,7884.$$

Zależności opisane w powyższych oszacowaniach można przedstawić w tablicy 3.

Tablica 3

Porównanie zależności pomiędzy indeksami harmonizacyjnymi a konsumpcją (FC)
w 4 krajach Europy Środkowej

Kraj i zmienna objaśniana	Istnienie zależności [prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy o istotności zmiennej]	Kierunek zależności	Siła zależności
Polska - LFC	DLNHlal – istnieje dokładnie [0,001]	Ujemny	-0,65574
	DLNHlifu – istnieje dokładnie [0,000]	Dodatni	0,20875 (0,19128)
	DLNHlel – istnieje dokładnie [0,000]	Ujemny	-0,24631
Słowacja - DLFC	DLNHlal – istnieje mało dokładnie [0,093]	Ujemny	-0,16540
	DLNHlifu – istnieje dokładnie [0,000]	Dodatni	0,21099
	DLNHlel – istnieje mniej dokładnie [0,089]	Ujemny	-0,043078
Czechy - DLFC	DLNHlal – istnieje mało dokładnie [0,184]	Dodatni	0,12928
	DLNHlhm – istnieje dość dokładnie [0,036]	Ujemny	-0,084910
	DLNHltr – istnieje dość dokładnie [0,026]	Ujemny	-0,25903
Węgry - DLFC	DLNHlal – istnieje dokładnie [0,000]	Dodatni	0,47754
	DLNHlhm – nie oszacowano		
	DLNHltr – istnieje dokładnie [0,001]	Dodatni	0,35357

Źródło: Opracowanie własne na podstawie oszacowań modeli regresji.

Dane przedstawione w tablicy wskazują na uzyskanie, w zdecydowanej większości przypadków, bardzo dokładnych oszacowań zmiennych harmonizacyjnych. Dotyczy to wszystkich analizowanych krajów. Należy jednak zwrócić uwagę na zróżnicowane znaczenie zmiennych objaśnianych. Dla Polski jest to wielkość wydatków konsumpcyjnych, a dla trzech pozostałych krajów jest to kwartalne tempo wzrostu wydatków konsumpcyjnych. Ponadto zarówno w jednym, jak i drugim przypadku konsumpcja obejmuje prywatną i rządową.

Uzyskane wyniki oszacowań Polski i Słowacji wskazują na silne negatywne zależności pomiędzy wielkością wydatków konsumpcyjnych a kwartalnym wzrostem indeksu harmonizacyjnego dotyczącego używek. Tak więc na podstawie przedstawionych danych można oceniać, że harmonizacja podatków pośrednich nie generowała wzrostu wydatków konsumpcyjnych w obu krajach. Również harmonizacja podatków pośrednich w zakresie energii w Polsce nie generowała wzrostu wydatków konsumpcyjnych. Na Słowacji była podobna zależność. W obu krajach widoczna jest natomiast pozytywna zależność pomiędzy wielkością wydatków konsumpcyjnych a kwartalnym wzrostem paliwowego indeksu harmonizacyjnego. W obu krajach wzrostowi kwartalnego indeksu paliwowego towarzyszył wzrost wydatków konsumpcyjnych. Oddziaływanie to było trzykrotnie silniejsze na Słowacji niż w Polsce.

Jeżeli chodzi o Węgry i Czechy to można stwierdzić, że harmonizacji podatków pośrednich w zakresie używek towarzyszył wzrost kwartalnego tempa wzrostu wydatków konsumpcyjnych; zależność ta była niemal czterokrotnie silniejsza na

Węgrzech niż w Czechach. W Czechach obserwowano ujemną zależność pomiędzy kwartalnym wzrostem indeksu NHI_{hm} oraz NHI_{tr} , co może świadczyć, że harmonizacja w tych grupach nie wywoływała jakiegoś szczególnego zwiększenia wydatków konsumpcyjnych. Warto podkreślić, iż ujemna zależność pomiędzy zagregowanym indeksem NHI_{hm} a wydatkami konsumpcyjnymi w Czechach jest nieduża. Na Węgrzech kwartalny indeks wzrostu NHI_{tr} wykazywał silną dodatnią zależność pomiędzy kwartalnym wzrostem wydatków konsumpcyjnych. Mogło to oznaczać, że wzrost cen paliw silnie przekładał się na ceny transportu właśnie w tym kraju. Reasumując, należy stwierdzić, iż w większości analizowanych przypadków istniały pozytywne zależności pomiędzy indeksami harmonizacyjnymi a wzrostem wydatków konsumpcyjnych. Może to świadczyć o tym, że harmonizacja silnie wpływała na konsumpcję, stymulując wzrost wydatków ogółem. Były też zależności ujemne, które świadczyły o tym, że harmonizacja podatków pośrednich mogła wpływać na obniżenie tempa wzrostu lub poziomu konsumpcji ogółem. Taka sytuacja mogła mieć miejsce, jeżeli efekt zmniejszenia konsumpcji w jednostkach fizycznych był silniejszy niż efekt wzrostu konsumpcji wartościowo.

Wnioski końcowe

Przeprowadzone badania umożliwiają sformułowanie następujących wniosków:

1. Istnieją czytelne zależności pomiędzy indeksami harmonizacyjnymi a podstawowymi wielkościami makroekonomicznymi. Wykorzystując równania regresji w stosunku do bilansu dochodu oraz dodanych zmiennych harmonizacyjnych, przy stosowaniu przekształceń zmiennych dopuszczalnych statystycznie, można było uzyskać w większości bardzo wiarygodne zależności w stosunku do badanych relacji. Harmonizacja podatków pośrednich rzeczywiście wpływa na gospodarkę. Wpływ ten ma charakter wymierny.
2. Uzyskane wyniki w poważnym stopniu potwierdziły przedstawione hipotezy, zwłaszcza hipotezę o negatywnym wpływie harmonizacji podatków pośrednich na PKB. Można uznać, że harmonizacja podatków pośrednich przynajmniej jednej grupy towarowej w każdym z krajów Europy Środkowej wpływa negatywnie na poziom PKB. Najsilniejsze negatywne zależności zaobserwowano w Polsce i na Węgrzech. Były one słabsze na Słowacji i najsłabsze w Republice Czeskiej.
3. Dość niespodziewane wyniki osiągnięto, badając wpływ harmonizacji podatków pośrednich na wydatki konsumpcyjne. W stosunku do 5 oszacowanych zmiennych harmonizacja wywierała negatywny wpływ na wartość ogólnych wydatków konsumpcyjnych, a w stosunku do 6 pozytywny. Negatywny wpływ może oznaczać, że konsumenci reagowali na wzrost cen istotnym ograniczeniem spożycia dóbr poddanych harmonizacji. Dotyczy to zwłaszcza Polski i Czech, czyli krajów, w których obserwowano po dwie negatywne zależności. Jednak na Słowacji była tylko jedna negatywna zależność, a na Wę-

- grzech nie zaobserwowano żadnej. Na Węgrzech i na Słowacji dominowały zależności dodatnie. Czyli harmonizacji towarzyszył wzrost wydatków konsumpcyjnych w cenach stałych.
4. Harmonizacja podatków pośrednich w większości przypadków oznaczała koszty dla krajów Europy Środkowej w postaci spadku PKB. Obliczone współczynniki elastyczności nie mają charakteru symulacji, a odzwierciedlają procesy realne w okresie przedakcesyjnym. Warto jednak zwrócić uwagę, że koszty te były większe niż w symulacji DIW (obejmującej okres po 2004 r.). Na przykład w obliczonych modelach regresji dla Polski wzrostowi kwartalnego tempa harmonizacji podatków pośrednich w zakresie paliw o 1% towarzyszył spadek kwartalnego tempa wzrostu PKB o 0,135%, a w modelu DIW w faktycznie realizowanym scenariuszu minimalnym przewiduje się spadek PKB o 0,06% (ale w stosunku do wszystkich energetycznych produktów harmonizowanych). Czyli znacznie mniejszy niż w modelach regresji. Jeżeli symulacja DIW jest dokładna, może to oznaczać, że większość kosztów związanych z harmonizacją podatków pośrednich Europa Środkowa ma już za sobą.

Bibliografia

- Baldwin R.E., Krugman P., *Agglomeration, integration and tax harmonization*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 9290, Cambridge 2002
- Blackorby C., Brett C., *Tax harmonization and pareto efficiency*, Department of Economics, UBC, Vancouver V6T121, <http://web.arts.ubc.ca/econ/> z 2 marca 2005 r.
- Desai M.A., Foley C.F., Hines J.R. Jr., *Chains of ownership, regional tax competition, and foreign direct investment*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 9224, Cambridge 2002
- Janeba E., Schjelderup G., *Why Europe should love tax competition – and the U.S. even more so*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 9334, Cambridge 2002
- Janeba E., Wilson J.D., *Tax competition and trade protection*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 7402, Cambridge 1999
- Keen M., *The welfare economics of tax co-ordination in the European community: a survey*, „Fiscal Studies”, vol. 14, 1993
- Kohlhaus M., Schumacher K., Dieckmann J., Cames M., Schumacher D., *Economic, environmental and international trade effects of the EU directive on energy tax harmonization*, DIW, Berlin 2004
- Kopits G., Szekely I., *Fiscal policy challenges of EU accession for central European accession countries*, Paper presented to the OeNB East-West Conference, Vienna 2002

- Mendoza E., *The international macroeconomics of taxation and the case against European tax harmonization*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 8217, Cambridge 2001
- Mendoza E., Tesar L.L., Razin A., *Effective tax rates in macroeconomics: Cross country estimates of tax rates factor incomes and consumption*, „Journal of Monetary Economics” 1994, 34, s. 297–323
- Mitchell D., *Tax competition and fiscal reform: Rewarding pro-growth policy*, Cato Institute, Moscow, (April) 2004
- Pallas C., *Tax harmonization: The case of Germany at the beginning of the nineteenth century. Lessons for the twenty first century?* Institute for Public Finance, Hamburg, Germany 2003
- Razin A., Sadka R., *International tax competition and gains from tax harmonization*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 3152, Cambridge 1991
- Sinn H.W., *Tax harmonization and tax competition in Europe*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 3248, Cambridge 1991