

**Paweł Wyrzykowski**

*Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy*

## **KONWERGENCJA CEN ŻYWNOŚCI W UNII EUROPEJSKIEJ**

### *FOOD PRICE CONVERGENCE IN EUROPEAN UNION*

**Słowa kluczowe: konwergencja sigma beta, ceny żywności, Unia Europejska, relatywny poziom cen**

*Key words: convergence sigma beta, food, European Union, comparative price level*

**Abstrakt.** Wykorzystując dane o relatywnym poziomie cen żywności i produktów żywnościowych, przeanalizowano proces konwergencji cen tych produktów wśród krajów UE w latach 1999-2014. Przeprowadzona analiza wykazała istnienie procesów konwergencji typu sigma i beta dla cen żywności ogółem. Tempo konwergencji beta dla żywności ogółem wyniosło 3,5%, a czas potrzebny do zredukowania połowy odległości do wspólnego poziomu cen żywności wyniósł 20,1 lat. Konwergencja beta została udowodniona dla wszystkich grup produktów żywnościowych (pieczywa i produktów zbożowych, mięsa, ryb, mleka serów i jaja, olejów i tłuszczów, owoców, warzyw i ziemniaków), jednak tempo konwergencji było zróżnicowane. Nasilenie procesu konwergencji sigma było odmienne w poszczególnych okresach. Spadek zróżnicowania cen miał miejsce w latach 1999-2008, a formalna akcesja w 2004 roku nie wpłynęła na jego tempo. Proces konwergencji cen żywności typu sigma nie wystąpił po 2008 roku, czyli od momentu kryzysu finansowego.

### **Wstęp**

W sposób ogólny konwergencję można zdefiniować jako proces rozwoju, w rezultacie którego zmienne ekonomiczne w analizowanych państwach zbliżają się do siebie [Evans i in. 1983]. Przeciwnym pojęciem jest zjawisko dywergencji oznaczającej, że wraz z rozwojem różnice w zmiennych ekonomicznych między państwami pogłębiają się. Hipotezę konwergencji na gruncie ekonomii sformułował w latach 40. XX wieku Jan Tinbergen [Churski 2005]. Jej intensywny rozwój miał miejsce od lat 90 ubiegłego stulecia [Nowak 2006], gdy większość państw ówczesnej UE przygotowywała się do przyjęcia wspólnej waluty, a kraje starające się o wstąpienie do Wspólnoty koncentrowały się na wypełnieniu wymogów akcesyjnych.

Teoretyczną podstawą do rozważań na temat konwergencji cenowej jest prawo jednej ceny, zgodnie z którym w warunkach doskonałej konkurencji ceny takich samych dóbr w różnych krajach wyrównują się, a jedyne różnice wynikają z kosztów transportu [Samuelson 1952]. W rzeczywistości, prawo jednej ceny jest trudne do spełnienia ze względu na istnienie niedoskonałych form działalności rynku. Postępujące procesy integracji na rynku Unii Europejskiej (UE), który opiera się na czterech swobodach (przepływu towarów, swobodnego przemieszczania się osób na rynku pracy, przepływu kapitału i usług) [Wolszczak-Derlacz, De Blander 2009] powinny jednak prowadzić do zmniejszenia zróżnicowania cen nawet na odległych geograficznie rynkach [Fritzer 2012]. Redukcja dyspersji cen wspierana jest również przez wzrost znaczenia wymiany międzynarodowej [Sevela 2006].

Prawo jednej ceny jest związane z teorią parytetu siły nabywczej (PPS), który sprowadza prawo jednej ceny do poziomu agregatów [Dzik-Walczak 2014]. W wersji absolutnej PPS oznacza relację między cenami dóbr wyrażonych w walutach narodowych w różnych krajach. Podzielenie PPS przez oficjalny kurs walutowy każdego kraju do euro pozwala na uzyskanie porównawczego poziomu cen (ang. *Comparative Price Level* – CPL), który umożliwia porównywanie poziomów cen w poszczególnych państwach w odniesieniu do przeciętnego dla UE.

W literaturze, mimo licznych badań nad konwergencją cen żywności [m.in. Zawojcka 2012, Lindenblatt, Feuerstein 2014] niewielką rolę przywiązywano do porównania konwergencji cen poszczególnych grup produktów żywnościowych, bardziej zwracając uwagę na porównanie między ugrupowaniami. Z tego względu, celem artykułu było sprawdzenie czy w UE występuje

przestrzenna konwergencja beta i sigma cen detalicznych żywności i poszczególnych grup produktów żywnościowych (pieczywa i produktów zbożowych, mięsa, ryb, mleka serów i jaj, olejów i tłuszczów oraz owoców warzyw i ziemniaków) oraz porównanie grup produktów żywnościowych pod względem zróżnicowania cen i tempa ich konwergencji.

### Material i metodyka badań

Metody weryfikacji zjawiska konwergencji pozwalają na wyróżnienie dwóch podstawowych rodzajów konwergencji – typu sigma i typu beta, które są powszechnie wykorzystywane do porównań przestrzennych. Podstawowym etapem analizy zróżnicowania cen jest porównanie dyspersji cen dla danej grupy krajów w różnych okresach. Zmniejszenie się różnic w poziomach cen w analizowanych krajach oznacza konwergencję typu sigma [Barro, Sala-i-Martin 1995]. Za miarę zróżnicowania cen wykorzystuje się najczęściej wariancję, współczynnik zmienności, odchylenie standardowe. W opracowaniu za miarę dyspersji przyjęto odchylenie standardowe logarytmów naturalnych poziomów cen (które dla danych rzeczywistych przy średnim poziomie cen dla UE-27 = 100 odpowiada współczynnikowi zmienności). W celu potwierdzenia sigma konwergencji posłużono się wzorem [Próchniak, Rapacki 2007]:

$$SD_{CPL} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \varepsilon_t$$

gdzie:  $SD_{CPL}$  – odchylenie standardowe logarytmu naturalnego indeksu CPL,  $t$  – zmienna objaśniająca wyrażająca moment w czasie,  $\alpha_0, \alpha_1$  – parametry modelu,  $\varepsilon_t$  – błąd losowy.

Zbieżność sigma występuje, jeżeli parametr jest ujemny i statystycznie istotny. Ze względu na wyłącznie linowy charakter modelu analizę rozszerzono o weryfikację graficzną modelu oraz zastosowano tradycyjny test na stałość wariancji F-Snedecora [Wolszczak- Derlacz 2007].

Konwergencja typu beta oznacza ujemną relację między początkowym poziomem cen a średnią stopą ich wzrostu [Wolszczak-Derlacz 2007]. Statystycznym narzędziem służącym do weryfikacji tego zjawiska są modele ekonometryczne, w których zmienną objaśniającą jest początkowy poziom cen (jest to jedyna zmienna objaśniająca, zatem testowana jest hipoteza o występowaniu konwergencji absolutnej lub bezwarunkowej). Weryfikując konwergencje typu beta posłużono się następującym wzorem analizującym średnie przyrosty cen dla danych przekrojowych [Sala-i-Martin 1996, Kusideł 2013]:

$$\ln\left(\frac{P_{it}}{P_{i0}}\right) \frac{1}{T} = a + b \ln(P_{i0}) + \varepsilon_{it}$$

gdzie:  $P_{i0}$  – poziom cen w  $i$ -tym kraju w okresie początkowym,  $P_{it}$  – poziom cen w  $i$ -tym kraju w okresie końcowym,  $a, b$  – parametry modelu,  $T$  – interwał między pierwszą a ostatnią obserwacją.

Ujemny i statystycznie istotny parametr  $b$  świadczy o wystąpieniu beta konwergencji:

$$b = -(1 - e^{-\beta T})/T$$

Estymator ten służy do wyliczania parametru  $\beta$ , tj. współczynnika zbieżności, informującego o tempie konwergencji, który wyznacza się przekształcając powyższe równanie:

$$\beta = -\ln(1 + b)/T$$

Parametr  $\beta$  informuje o tempie w jakim poziomy cen zbliżają się do stanu równowagi długookresowej w ciągu jednego okresu. Im wyższa co do modułu jest jego wartość, tym szybsze jest tempo konwergencji. Natomiast czas potrzebny do redukcji o połowę odległości do poziomu cen, tzw. *half-life* oblicza się na podstawie wzoru:

$$hl = -\frac{\ln 2}{\beta}$$

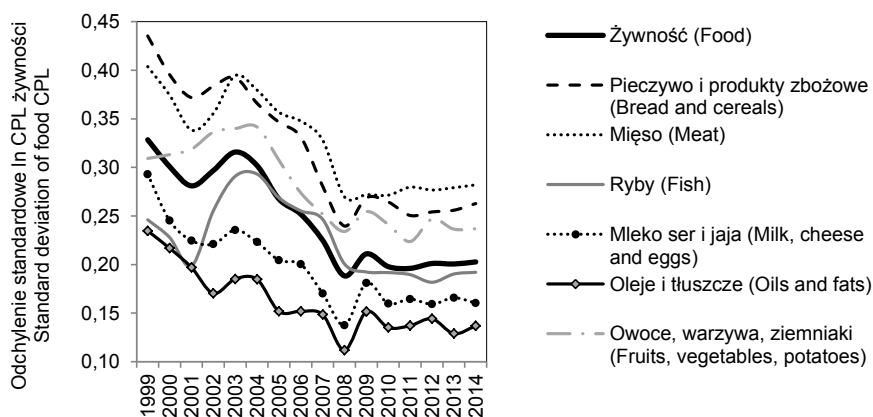
W analizie wykorzystano dane o CPL dla poszczególnych grup produktów żywnościowych publikowane przez Eurostat. Ramy czasowe badania (lata 1999-2014) podyktowane były dostępnością

danych dla wszystkich krajów UE-27. Przyjęty zakres czasowy obejmuje znaczące wydarzenia, wpływające na funkcjonowanie gospodarek krajów członkowskich – akcesję 10 państw do UE w 2004 roku oraz czas kryzysu finansowego. O ile w większości sektorów liberalizacja handlu przebiegała stopniowo w ciągu całego dziesięciolecia przed akcesją, o tyle w sektorze rolnym faktycznie nastąpiła dopiero wraz z przystąpieniem nowych krajów [Zawojńska 2012, Lindenblatt, Feuerstein 2014]. Z tego względu zasadne jest pytanie czy różnice w poziomach cen produktów żywnościowych zmniejszyły się wraz z upływem czasu. Celowe jest również zwrócenie uwagi na wpływ kryzysu finansowego na proces konwergencji.

### Sigma konwergencja cen żywności w Unii Europejskiej

Przeprowadzona dla 27 krajów UE analiza wykazała istnienie istotnej statystycznie konwergencji sigma dla relatywnego poziomu cen żywności. Odchylenie standardowe naturalnego logarytmu poziomu cen żywności między państwami UE-27 obniżyło się z 0,33 w 1999 roku do 0,20 w 2014 roku (rys. 1). Zaobserwowano istotny statystycznie spadek zróżnicowania cen dla następujących grup produktów żywnościowych: pieczywa i produktów zbożowych (zmniejszenie odchylenia standardowego o 0,17), mleka serów i jaj (o 0,13), mięsa (o 0,12) oraz olejów i tłuszczów (o 0,10). Nie wykazano natomiast istotnie statystycznej konwergencji sigma dla owoców, warzyw i ziemniaków oraz ryb. Analiza regresji wykazała natomiast istnienie procesu konwergencji sigma dla wszystkich grup żywności (tab. 1). Należy podkreślić, że zmniejszenia zróżnicowania relatywnego poziomu cen nastąpiło głównie w latach 2000-2008, czyli do momentu kryzysu finansowego. W tym okresie odchylenie standardowe dla cen żywności obniżyło się o 0,14, czyli w większym stopniu niż w latach 2000-2014. W 2014 roku w porównaniu z 2008 roku odchylenie standardowe było większe dla wszystkich grup produktów żywnościowych, z wyjątkiem ryb. Analiza testu na stałość wariancji w 2014 roku w porównaniu z 2008 roku nie potwierdziła istnienia konwergencji sigma w tym okresie dla wszystkich grup produktów żywnościowych (tab. 1).

Badając poszczególne grupy produktów żywnościowych zaobserwowano, że w analizowany okresie odchylenie standardowe logarytmu naturalnego CPL było najwyższe dla mięsa (średnio 0,33) oraz pieczywa i produktów zbożowych (0,32). Zróżnicowanie cen było natomiast najmniejsze w przypadku olejów i tłuszczów (0,16) oraz mleka serów i jaj (0,20).



Rysunek 1. Odchylenie standardowe relatywnego poziomu cen żywności w UE

Figure 1. Standard deviation of food CPL in the EU

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

Tabela 1. Wyniki oceny konwergencji typu sigma

Table 1. Sigma convergence estimates

Wyszczególnienie/Specification	Poziomy istotności testu na stałość wariancji F-Snedecora/p-value for F-Snedecora test			Ocena regresji/Regression estimation	
	2008/ 1999	2014/ 2008	2014/ 1999	współczynnik kierunkowy/ directional coefficient	poziom istotności statystyki t/p-value for T statistic
				1999-2014	
Żywność/Food	0,003**	0,355	0,008**	-0,0096	0,000**
Pieczywo i produkty zbożowe/Bread and cereals	0,002**	0,321	0,006**	-0,0127	0,000**
Mięso/Meat	0,022*	0,410	0,036*	-0,0090	0,000**
Ryby/Fish	0,152	0,413	0,106	-0,0051	0,000**
Mleko ser i jaja/Milk, cheese and eggs	0,000**	0,218	0,002**	-0,0077	0,000**
Oleje i tłuszcze/Oils and fats	0,000**	0,156	0,004**	-0,0061	0,000**
Owoce, warzywa, ziemniaki/Fruits, vegetables, potatoes	0,081	0,475	0,090	-0,0077	0,000**

Istotne na poziomie \*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ /Significance level \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

### Beta konwergencja cen żywności w Unii Europejskiej

Konwergencja beta oznacza, że im niższa jest wartość początkowa indeksu CPL, tym wyższe jest tempo jego wzrostu. Zatem w krajach o relatywnie niższym poziomie cen żywności powinno się oczekiwać relatywnie szybszego tempa wzrostu cen. Oszacowane modele potwierdzają istnienie statystycznie istotnej konwergencji beta dla cen żywności oraz poszczególnych grup produktów żywnościowych. Oznacza to, że w krajach UE-27 istnieje ujemna relacja między początkowym poziomem cen żywności a ich średnią stopą wzrostu. Tempo konwergencji jest jednak różne w poszczególnych grupach produktów żywnościowych, a dla żywności ogółem wynosi 3,5%. Zatem, przy takim tempie konwergencji, czas potrzebny do zredukowania połowy odległości do wspólnego poziomu cen żywności wyniósł 20,1 lat.

Tabela 2. Wyniki oceny konwergencji typu beta

Table 2. Beta convergence estimates

Wyszczególnienie/Specification	Współczynnik b/b coefficient	Statystyka t/t statistic	R <sup>2</sup>	Beta	Half-life
Żywność/Food	-0,027	-9,5*	0,78	0,035	20,1
Pieczywo i produkty zbożowe/Bread and cereals	-0,028	-9,0*	0,76	0,038	18,5
Mięso/Meat	-0,021	-8,3*	0,73	0,025	27,6
Ryby/Fish	-0,027	-4,0*	0,39	0,036	19,5
Mleko ser i jaja/Milk, cheese and eggs	-0,036	-8,3*	0,74	0,053	13,0
Oleje i tłuszcze/Oils and fats	-0,042	-7,0*	0,66	0,070	9,8
Owoce, warzywa, ziemniaki/Fruits, vegetables, potatoes	-0,021	-4,4*	0,43	0,026	26,7

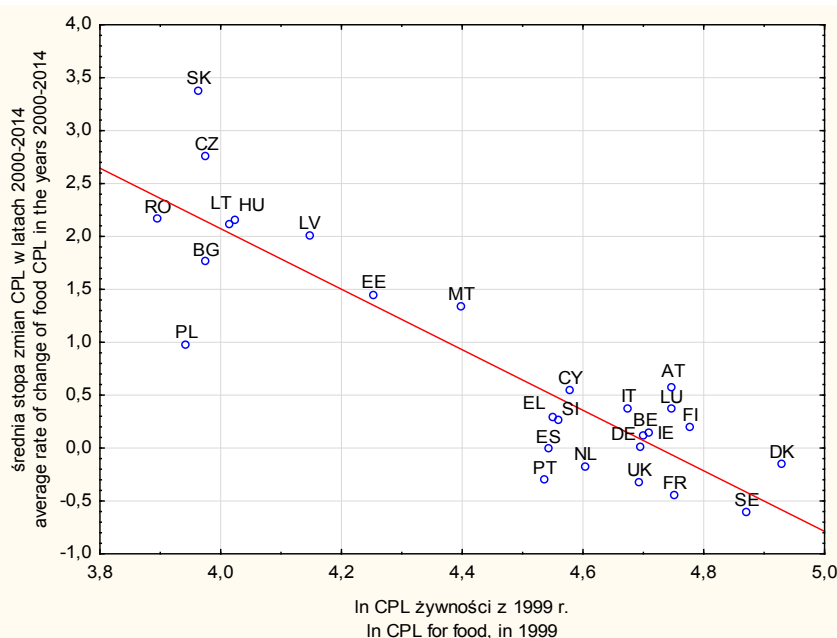
\* istotność na poziomie  $p < 0,01$ /significance level  $p < 0.01$

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

W analizowanym okresie najszybszym tempem konwergencji beta charakteryzowały się oleje i tłuszcze (7,0%). W przypadku tej grupy produktów wartość współczynnika *high-life* wyniosła 9,8 lat, tj. ponad 10 lat mniej niż żywności ogółem. Najniższe tempo konwergencji beta uzyskano dla produktów mięsnych (2,5%) oraz owoców warzyw i ziemniaków (2,6%), a czas potrzebny do zmniejszenia połowy dystansu do wspólnego poziomu cen wyniósł odpowiednio 27,6 i 26,7 lat (tab. 2).

Na rysunku 2 przedstawiono zależność średniej stopy wzrostu porównawczego poziomu cen żywności w latach 1999-2014 od ich poziomu z 1999 roku. Zgodnie z konwergencją beta stopa wzrostu cen w krajach o niskim poziomie początkowym powinna być wyższa niż w krajach o relatywnie wysokim poziomie cen. Z wykresu można wywnioskować, że konwergencja cen żywności wynika ze zmniejszenia zróżnicowania między nowymi a starymi krajami UE. Należy zauważyć, że Polska, która miała niski początkowy poziom cen, charakteryzuje się niższą niż pozostałe nowe kraje członkowskie średnią stopą wzrostu cen żywności.



Rysunek 2. Zależność między stopą wzrostu relatywnego poziomu cen żywności w latach 2000-2014 a poziomem cen z 1999 roku

Figure 2. Growth rate of comparative price level for food over 2000-2014 versus the level of food prices in 1999

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

### Podsumowanie i wnioski

Przeprowadzona analiza zróżnicowania poziomów cen żywności w UE-27 w latach 1999-2014 wykazała istnienie procesów konwergencji typu sigma i beta dla cen żywności ogółem. Konwergencja beta, która jest warunkiem koniecznym do zaistnienia konwergencji sigma została udowodniona w przypadku wszystkich produktów żywnościowych, jednak tempo doganiania było zróżnicowane. Najszybciej do ustalonego poziomu cen dążyły ceny olejów i tłuszczów, które rocznie średnio pokonują 7,0% odległości do stanu równowagi (co pozwoli w ciągu 9,4 lat zmniejszyć te różnice o połowę), a najwolniej, bo w tempie 2,5% rocznie dążyły ceny produktów mięsnych (*half-life* wyniósł 27,6 lat).

Nasilenie procesu konwergencji sigma było zróżnicowane w poszczególnych okresach. Spadek zróżnicowania cen miał miejsce do 2008 roku, a formalna akcesja w 2004 roku nie wpłynęła na jego tempo. Proces konwergencji cen żywności sigma nie wystąpił po 2008 roku, na co wpływ miał kryzys finansowy. Konwergencja poziomu cen żywności wynikała ze zmniejszenia się różnic między nowymi a starymi krajami członkowskimi. Analiza wariancji między latami 1999 a 2014 nie wykazała istnienia sigma konwergencji dla cen owoców, warzyw i ziemniaków oraz cen ryb.

### Literatura

- Barro R. J., Sala-i-Martin X. 1992: *Convergence*, Journal of Political Economy, 100(2), 223-251.
- Churski P. 2005: *Czynniki rozwoju regionalnego w świetle koncepcji teoretycznych*, Zesz. Nauk. Wyższej Szkoły Humanistyczno-Ekonomicznej we Włocławku, Nauki Ekonomiczne, t. XIX, z. 3, Gospodarka Regionu na Jednolitym Rynku Europejskim, Wybrane zagadnienia, Włocławek, 13-30.
- Dzik-Walczak A. 2014: *Tempo konwergencji cenowej w krajach Unii Europejskiej*, Ekonomia, nr 36/2014, Warszawa, 91-123.
- Evans O., Nyberg P., Ungerer H. 1983: *The European monetary system: the experience*, International Monetary Fund, Washington, 1979-1982.
- Fritzer F. 2012: *Price level convergence before and after the advent of EMU*, Monetary Policy & the Economy, Quarterly Review of Economic Policy, nr Q1/12, Oesterreichische Nationalbank, 105-116.
- Kusidel E. 2013: *Konwergencja gospodarcza w Polsce i jej znaczenie w osiąganiu celów polityki spójności*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź, 46-49.
- Lindenblatt A., Feuerstein S. 2014: *Price convergence after the Eastern enlargement of the EU: evidence from retail food prices*, European Review of Agricultural Economics, doi: 10.1093/erae/jbu038, 1-21.
- Nowak W. 2006: *Koncepcje konwergencji w teorii wzrostu gospodarczego*, Nierówności Społeczne a Wzrost Gospodarczy, nr 8, 254.
- Próchniak M., Rapacki R. 2007: *Konwergencja beta i sigma w krajach postsocjalistycznych w latach 1990-2005*, Bank i Kredyt, nr 8-9, 42-60.
- Samuelson P.A. 1952: *Spatial price equilibrium and linear programming*, The American Economic Review, nr 42(3), 283-303.
- Sevela M. 2006: *Price levels convergence of consumer expenditures in the European Union*, Agricultural Economy, vol. 52(5), 197-204.
- Wolszczak- Derlacz J., De Blander R. 2009: *Price convergence in the European Union and in the New Member States*, Bank i Kredyt, 40(2), 37-60.
- Wolszczak-Derlacz J. 2007: *Wspólna Europa, różne ceny – analiza procesów konwergencji*, CeDeWu.pl, Warszawa, 109.
- Zawojska A. 2012: *Zróżnicowanie i konwergencja cen dóbr konsumpcyjnych w integrującej się Europie*, Rocz. Ekon. Rol. i Roz. Obsz. Wiej., t. 99, z. 2, 16-32.

### Summary

*Using Comparative Price Level data for food and food products, we analysed a process of convergence in prices of these products among EU countries over the period 1999-2014. The analysis confirms the existence of beta and sigma convergence processes for overall food prices. The rate of beta convergence for overall food was 3.5%, and the half-life coefficient was 20.1 years. Beta convergence has been demonstrated for all food groups (breads and cereal products, meat, fish, milk, cheese and eggs, oils and fats, fruits, vegetables and potatoes), but rate of catch-up effect was differentiated. The severity of the convergence process sigma varied in different periods. The decrease of price differentiation occurred in 1999-2008, but formal accession in 2004 did not affected it's pace. The sigma convergence process for food prices has not occurred after 2008, since the financial crisis.*

Adres do korespondencji  
mgr Paweł Wyrzykowski  
Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy  
ul. Świętokrzyska 20 00-002 Warszawa, tel. 22 505 46 90  
e-mail: pawel.wyrzykowski@ierigz.waw.pl