



**Institute of Economic Research Working Papers**

**No. 34/2013**

**Analiza procesu konwergencji wydatków na żywność  
gospodarstw domowych w Polsce**

*Iwona Müller-Frączek*

*Joanna Muszyńska*

*Michał Bernard Pietrzak*

**Toruń, Poland 2013**

Iwona Müller-Frączek

muller@econ.umk.pl

Nicolaus Copernicus University in Toruń, Department of Econometrics and  
Statistics, ul. Gagarina 13a, 87-100 Toruń

Joanna Muszyńska

Joanna.Muszynska@umk.pl

Nicolaus Copernicus University in Toruń, Department of Econometrics and  
Statistics, ul. Gagarina 13a, 87-100 Toruń

Michał Bernard Pietrzak

pietrzak@umk.pl

Nicolaus Copernicus University in Toruń, Department of Econometrics and  
Statistics, ul. Gagarina 13a, 87-100 Toruń

## **Analiza procesu konwergencji wydatków na żywność gospodarstw domowych w Polsce**

**JEL Classification:** *C23, D12, R20, O12*

**Keywords:** convergence, household, panel data model

**Abstract:** This paper presents an analysis of expenditure on food of households in Poland in the years 1999-2010. Since their level and dynamics can be used as a measure of well-being of society this process was used to examine internal social convergence of regions, in this case the voivodeships. The aim of this paper was to validate the hypothesis about the process for  $\beta$ -convergence in the share of household expenditure on food in total expenditures. The research has allowed the identification of long-term tendency of the level of expenditure on food in Polish households. Based on the analysis of conditional convergence, the article indicates household disposable income as a strong determinant of social convergence process in Poland. For the verification of hypotheses dynamic panel models were applied. The analysis was based on data from the CSO website. All calculations were performed in the Gretl.

## **Wprowadzenie**

Konwergencja, inaczej zbieżność, jest pojęciem często używanym zarówno w badaniach naukowych (por. Barro, Sala-I-Martin, 1991; Sala-I-Martin 1996; Ciołek 2005, Pietrzak 2012) jak i w dyskusjach mniej

formalnych (por. Doyle, Kuijs, Jiang 2001). Najczęściej rozważa się konwergencję gospodarczą, czyli wyrównywanie poziomu rozwoju gospodarczego regionów, mierzonego poziomem PKB per capita. Badania prowadzone są zarówno dla gospodarek krajowych jak i mniejszych regionów, w Polsce np. województw.

Z punktu widzenia państwa można mówić o konwergencji zewnętrznej, czyli upodabnianiu się regionów różnej wielkości w obrębie struktury większej niż kraj, np. Unia Europejska, jak i wewnętrznej, czyli upodabniania się regionów wewnątrz danego państwa.

Niektórzy badacze utożsamiają rozwój gospodarczy z rozwojem społecznym, uważając, że wzrostowi poziomu PKB per capita odpowiada wzrost standardu życia społeczeństwa. Inni autorzy wyraźnie rozdzielają te dwa procesy i podkreślają, że poziom PKB per capita nie charakteryzuje pewnych aspektów poziomu życia. W tym kontekście rozważa się, odmienną od gospodarczej, konwergencję społeczną. Jest ona rozumiana jako proces upodabniania się poziomu życia społeczeństwa. Wśród mierników jakości życia wymienić można np. oczekiwaną długością życia, umieralność noworodków, dzienne spożycie protein, dzienne spożycie kalorii, poziom wykształcenia, dostępność telewizji, itp. Badania prowadzone są różnymi metodami, m. in. za pomocą klasycznej regresji przekrojowej, estymacji jądrowej czy analizy skupień (por. Hobijn, Franses 2001, Neumayer 2003).

Przedmiotem badań, opisanych w artykule, była wewnętrzna konwergencja<sup>1</sup> społeczna w Polsce na poziomie województw, w latach 1999-2010. Miernikiem jakości życia gospodarstwa domowego, wykorzystanym w analizie, był udział wydatków na żywność w wydatkach ogółem. Zgodnie z prawem Engla, im wyższy poziom zamożności gospodarstwa domowego, tym niższy udział wydatków na żywność w wydatkach na towary i usługi konsumpcyjne. Celem badania była weryfikacja hipotezy o zachodzeniu absolutnej  $\beta$ -konwergencji tego procesu. Jej potwierdzenie stało się podstawą do rozszerzenia badania. W kolejnej hipotezie wskazano dochód rozporządzalny gospodarstw domowych jako silną determinantę konwergencji społecznej. Do jej weryfikacji wykorzystano badania nad warunkową konwergencją typu  $\beta$ .

W analizach wykorzystano metody związane z dynamicznymi modelami panelowymi, opisane w literaturze m. in. przez Baltagi'ego (2005) oraz Dańską-Borsiak (2011). Badanie konwergencji poprzedzono analizą statystyczną wykorzystywanych danych.

---

<sup>1</sup>W artykule rozważano wyłącznie konwergencję typu  $\beta$ . Inne rodzaje konwergencji, ponieważ nie są analizowane, zostały pominięte.

## Procedura badawcza

Konwergencja typu  $\beta$  występuje, gdy regiony, początkowo gorzej rozwinięte, doganiają regiony, startujące z wyższego pułapu. Rozważane są dwa rodzaje konwergencji tego typu:

absolutna (bezwarunkowa) – w której regiony dążą do tego samego punktu równowagi,

warunkowa – w której każdy z regionów dąży do właściwego dla siebie punktu równowagi, zależnego od stanu początkowego.

W badaniu absolutnej  $\beta$ -konwergencji dla procesu Y wykorzystano dynamiczny model panelowy postaci:

$$\ln \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}} = \alpha - \beta \ln Y_{i,t-1} + \eta_i + u_{it}, \quad (1)$$

gdzie:

$i$  – numer regionu,  $i=1, \dots, N$ ,

$t$  – numer okresu,  $t=1, \dots, T$ ,

$\eta_i$  – efekty grupowe,

$u_{it}$  – składnik losowy.

Zjawisko bezwarunkowej  $\beta$ -konwergencji dla procesu Y zachodzi, gdy parametr  $\beta$  w równaniu (1), przyjmuje dodatnią wartość. Świadczy to o stałym w czasie, ujemnym skorelowaniu poziomu procesu z jego stopą wzrostu<sup>2</sup>.

Na podstawie parametru  $\beta$  można wyznaczyć szybkość zbieżności do stanu równowagi (tempo doganiania), zgodnie ze wzorem:

$$\lambda = -\ln(1 - \beta), \quad (2)$$

Dla potrzeb estymacji równanie (1) zapisuje się w postaci:

$$y_{i,t} = \alpha + (1 - \beta)y_{i,t-1} + \eta_i + u_{it}, \quad (3)$$

gdzie:

$$y_{i,t} = \ln Y_{i,t}.$$

W celu dokładniejszego opisu badanego zjawiska rozważono również  $\beta$ -konwergencję warunkową, w której uwzględnia się wpływ innych czynników na stopę wzrostu procesu Y. Badanie  $\beta$ -konwergencji warunkowej przeprowadzono w oparciu o model z jedną zmienną objaśniającą, postaci:

---

<sup>2</sup> W podejściu statycznym, szacuje się regresję przekrojową między poziomem procesu w okresie początkowym, a stopą wzrostu dla ustalonego przedziału czasu.

$$\ln \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}} = \alpha - \beta \ln Y_{i,t-1} + \gamma \ln X_{it} + \eta_i + u_{it}, \quad (4)$$

gdzie:

$i$  – numer regionu,  $i=1, \dots, N$ ,

$t$  – numer okresu,  $t=1, \dots, T$ ,

$\eta_i$  – efekty grupowe,

$u_{it}$  – składnik losowy.

Analogicznie jak poprzednio, konwergencja warunkowa zachodzi, gdy parametr  $\beta$  jest dodatni, a więc zachodzi ujemna autokorelacja pomiędzy procesem, a jego stopą wzrostu. Można również wyznaczyć tempo zbieżności zgodnie ze wzorem (2). Jednakże tempo to wyznaczane jest przy silnym założeniu, że warunki wpływające na stopę wzrostu procesu  $Y$ , inaczej mówiąc wartości procesu  $X$ , są takie same dla wszystkich regionów.

Dla potrzeb estymacji równanie (4) zapisuje się w postaci:

$$y_{i,t} = \alpha + (1 - \beta)y_{i,t-1} + \gamma x_{it} + \eta_i + u_{it}, \quad (5)$$

gdzie:

$$y_{i,t} = \ln Y_{i,t},$$

$$x_{i,t} = \ln X_{i,t}.$$

## Metoda estymacji

Estymatory, wykorzystywane do szacowania parametrów modeli panelowych, w przypadku modeli dynamicznych tracą swoje własności. Zastosowanie zarówno klasycznej MNK jak i UMNK (w przypadku braku sferyczności składnika losowego), a także estymatora wewnątrzgrupowego powoduje obciążenie uzyskiwanych ocen parametrów. Jak wykazano m.in. w pracach Blundella, Bonda, i Windmeijera (2000), Ciołek (2003), w przypadku klasycznej MNK ocena parametru  $(1-\beta)$  jest przeszacowana, natomiast zastosowanie estymatora wewnątrzgrupowego powoduje jego niedoszacowanie. Obciążenie parametru autoregresyjnego modeli przekłada się na dokładność oceny szybkości konwergencji. Zastosowanie klasycznej MNK powoduje jej niedoszacowanie, natomiast w przypadku estymatora within wyliczona szybkość konwergencji jest zawyżona.

Estymacja dynamicznych modeli panelowych wymaga stosowania odmiennych metod. Ich przegląd można znaleźć m.in. w pracach Hsiao (2003), Baltagi'ego (2005).

W badaniu empirycznym, które było przedmiotem niniejszego artykułu, oceny parametrów modeli szacowano przy pomocy systemowego estymatora Uogólnionej Metody Momentów. Jego istota polega na estymacji układu równań w postaci pierwszych różnic oraz równań uwzględniających niezróżnicowane poziomy zmiennych. Do wyznaczenia ocen parametrów modelu wykorzystuje się macierz obserwacji, w której zmienne objaśniające, skorelowane ze składnikiem losowym, zastępowane są instrumentami, zdefiniowanymi jako opóźnione wartości zmiennych, dla równań w postaci pierwszych różnic, oraz opóźnione pierwsze różnice, dla równań w poziomach.

Jakość modelu, szacowanego za pomocą systemowego estymatora UMM, ocenia się na podstawie testów statystycznych, których szczegółowe omówienie można znaleźć m.in. w pracach Ciołek (2004), Dańska-Borsiak (2011).

Diagnoza poprawności uzyskanych wyników wymaga przede wszystkim weryfikacji hipotezy o właściwej specyfikacji modelu, czyli prawidłowym doborze zmiennych instrumentalnych. Dobór ten uważa się za właściwy jeżeli instrumenty nie są skorelowane ze składnikiem losowym modelu. Do oceny zgodności estymatora konieczna jest także weryfikacja założenia o braku autokorelacji składnika losowego drugiego rzędu, w równaniach dla pierwszych różnic. Obecność autokorelacji rzędu pierwszego przyrostów zakłóceń  $\Delta u_{it}$  nie świadczy o niezgodności estymatora systemowego UMM. Przeciwnie, jest ona zjawiskiem spodziewanym, wynikającym z konstrukcji modelu (por. Dańska-Borsiak 2011).

W prezentowanym badaniu empirycznym, ocenę poprawności doboru zmiennych instrumentalnych przeprowadzono na podstawie testu Sargana. Hipoteza zerowa testu zakłada, że zmienne instrumentalne nie są skorelowane ze składnikiem losowym. Brak podstaw do jej odrzucenia potwierdza zatem poprawność specyfikacji modelu i zasadność wprowadzenia instrumentów.

Do oceny występowania autokorelacji składnika losowego pierwszego i drugiego rzędu, w równaniach dla pierwszych różnic, wykorzystano test Arellano-Bonda. W obu przypadkach, hipoteza zerowa testu zakładała nieistotność współczynnika autokorelacji odpowiedniego rzędu. Model uważa się za poprawnie zbudowany jeżeli nie stwierdza się podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, mówiącej o braku autokorelacji rzędu drugiego, przy jednoczesnym odrzuceniu hipotezy o nieistotności współczynnika autokorelacji pierwszego rzędu.

Istotność parametrów strukturalnych modelu weryfikowano na podstawie testu Walda.

## Analiza statystyczna materiału empirycznego

Analizę przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych, zaczerpniętych z witryny internetowej GUS. Wykorzystano w niej średnie, miesięczne dochody i wydatki, przypadające na 1 osobę w gospodarstwie domowym. Badaniem objęto 16 województw w latach 1999-2010.

Przeprowadzona analiza statystyczna wykazała umiarkowaną, ale zwiększającą się dyspersję dochodów gospodarstw domowych, w zależności od ich lokalizacji. Współczynnik zmienności, kształtujący się na poziomie 10% w pierwszych latach badania, wzrósł do 13% w roku 2010. Dywersyfikację potwierdzają także relacje między dochodami osiąganymi przez gospodarstwa domowe w poszczególnych regionach oraz zmiany poziomu dochodów i tempo tych zmian.

Najwyższy poziom dochodów zaobserwowano w Mazowieckiem. Były one wyższe o ok. 20-30% od przeciętnych w Polsce. Dochody wyższe od średnich w kraju uzyskiwały także gospodarstwa domowe w województwach pomorskim, dolnośląskim i śląskim. Najniższe dochody osiągalni mieszkańcy województwa podkarpackiego. Stanowiły one zaledwie 75-85% średnich dochodów w Polsce. Dochodami znacznie niższymi od przeciętnych charakteryzowały się także gospodarstwa domowe zlokalizowane w województwach świętokrzyskim, podlaskim i lubuskim.

**Tabela 1.** Relacje przeciętnych miesięcznych dochodów rozporządzalnych gospodarstw domowych w poszczególnych regionach do średniego dochodu w Polsce (Polska=100)

rok województwo	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
łódzkie	103	104	100	99	100	99	101	100	98	97	100	99
mazowieckie	121	123	120	120	126	128	123	126	130	128	129	134
małopolskie	100	96	98	95	94	98	96	92	93	96	93	93
śląskie	107	108	107	104	102	102	104	102	99	100	100	98
lubelskie	88	82	86	88	91	92	88	87	85	84	82	82
podkarpackie	85	81	82	81	82	80	81	77	75	76	75	76
podlaskie	85	86	90	94	85	88	95	98	95	89	91	92
świętokrzyskie	83	85	86	87	85	84	82	84	83	84	84	86
lubuskie	98	100	98	98	95	89	91	101	98	101	99	97
wielkopolskie	100	99	99	96	97	95	97	98	96	97	98	94
zachodniopomorskie	105	99	100	99	99	104	100	100	97	100	102	100
dolnośląskie	104	99	101	104	102	102	102	102	102	107	105	104
opolskie	91	101	98	97	97	101	105	95	99	103	97	94

kujawsko-pomorskie	92	94	94	98	90	89	87	92	97	91	91	97
pomorskie	101	103	106	112	108	102	105	109	111	105	104	104
warmińsko-mazurskie	83	90	90	89	90	89	92	89	90	94	97	93

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

W latach 1999-2010 gospodarstwa domowe w Polsce podwoiły wartość swoich nominalnych dochodów rozporządzalnych. Średnie, roczne tempo zmian dochodów nominalnych wyniosło 7,1%. Zdecydowanie niższy, od wzrostu wielkości nominalnych, był wzrost wartości realnych. W roku 2010, średni, miesięczny, realny dochód rozporządzalny przeciętnego gospodarstwa domowego w Polsce był wyższy od dochodu z roku 1999 o 47,4%. Oznacza to, że wzrastał one średnio o 3,6% rocznie.

Gospodarstwa domowe w poszczególnych regionach kraju charakteryzowały się odmiennym tempem wzrostu dochodów. Najszybciej zmieniały się dochody gospodarstw zlokalizowanych w województwach: warmińsko-mazurskim, mazowieckim i podlaskim. Średnie, roczne tempo wzrostu wielkości nominalnych wyniosło w tych regionach ok.8%, a w przypadku dochodów realnych kształtowało się na poziomie ok.4,5%. W województwach tych odnotowano także najwyższe przyrosty dochodów, w badanym okresie. Wyniosły one ponad 130% w przypadku wielkości nominalnych i ok. 60% w przypadku dochodów realnych. Najniższe wzrosty dochodów i najslabsze tempo zmian zaobserwowano w województwach podkarpackim, śląskim i małopolskim.

**Tabela 2.** Dynamika zmian dochodów gospodarstw domowych w Polsce

województwo	dochody nominalne		dochody realne	
	dynamika 2010/1999	średnie roczne tempo wzrostu	dynamika 2010/1999	średnie roczne tempo wzrostu
łódzkie	2,051	6,7%	1,420	3,2%
mazowieckie	2,356	8,1%	1,631	4,5%
małopolskie	1,979	6,4%	1,370	2,9%
śląskie	1,956	6,3%	1,355	2,8%
lubelskie	1,993	6,5%	1,380	3,0%
podkarpackie	1,903	6,0%	1,317	2,5%
podlaskie	2,302	7,9%	1,594	4,3%
świętokrzyskie	2,195	7,4%	1,520	3,9%
lubuskie	2,099	7,0%	1,454	3,5%
wielkopolskie	2,013	6,6%	1,394	3,1%
zachodniopomorskie	2,008	6,5%	1,390	3,0%
dolnośląskie	2,133	7,1%	1,477	3,6%
opolskie	2,200	7,4%	1,523	3,9%
kujawsko-pomorskie	2,259	7,7%	1,564	4,1%
pomorskie	2,190	7,4%	1,517	3,9%



warmińsko-mazurskie	2,368	8,2%	1,640	4,6%
<b>Polska</b>	<b>2,128</b>	<b>7,1%</b>	<b>1,474</b>	<b>3,6%</b>

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

W roku 1999, wydatki na żywność, przeciętnego gospodarstwa domowego w Polsce, stanowiły ok. 31% ogółu jego wydatków. W kolejnych latach udział ten obniżał się średnio o 2% rocznie, do poziomu 25% w roku 2010.

Podobnie jak w przypadku dochodów, analiza statystyczna udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem wykazała umiarkowane, ale powiększające się zróżnicowanie ich poziomu, w zależności od lokalizacji gospodarstwa domowego. Współczynnik zmienności, wynoszący ok.5% w początkowym okresie badania, wzrósł do 8% w roku 2010.

Najwyższym poziomem udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem charakteryzowały się gospodarstwa domowe w województwach: świętokrzyskim, podlaskim, podkarpackim i warmińsko-mazurskim. Odsetek wydatków na żywność był w tych regionach od kilku do kilkunastu procent wyższy niż przeciętny w kraju. Najmniejszą część ogółu swoich wydatków przeznaczali na żywność mieszkańcy województwa mazowieckiego. W roku 2010, udział wydatków na żywność, w tym regionie kraju, był aż o 15% niższy od przeciętnego w Polsce. Odsetek niższy od średniego zaobserwowano także w Łódzkiem, Opolskiem i Dolnośląskiem.

**Tabela 3.** Relacje udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem w poszczególnych regionach do przeciętnego udział w Polsce (Polska=100)

rok województwo	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
łódzkie	95	96	99	95	97	96	95	93	95	98	97	96
mazowieckie	94	94	96	93	91	91	92	91	88	88	87	85
małopolskie	102	104	100	102	101	100	102	106	103	101	106	106
śląskie	93	96	94	98	99	100	99	98	101	101	99	100
lubelskie	106	105	104	103	104	101	101	101	103	101	105	107
podkarpackie	107	110	107	111	109	109	109	108	112	112	112	112
podlaskie	115	110	109	109	110	110	109	111	112	112	114	116
świętokrzyskie	111	115	114	115	109	115	116	120	118	117	117	117
lubuskie	96	100	99	103	103	100	97	99	103	100	104	102
wielkopolskie	107	103	103	104	104	102	99	100	103	106	105	103
zachodniopomorskie	97	98	100	95	97	98	105	100	102	105	105	106
dolnośląskie	92	97	98	100	99	100	97	98	96	94	94	99
opolskie	97	98	98	100	99	97	93	99	98	91	93	98
kujawsko-pomorskie	110	104	102	102	104	107	109	106	104	105	105	103

pomorskie	105	96	98	95	97	99	100	97	97	100	98	98
warmińsko-mazurskie	111	105	107	105	110	111	110	111	112	110	108	111

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Gospodarstwa domowe, zlokalizowane w różnych regionach kraju, charakteryzowały się odmiennym tempem zmian udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem. Najwyższy spadek odsetka wydatków przeznaczanych na żywność, w badanym okresie, zaobserwowano w województwach: mazowieckim (28%), pomorskim (26%) i kujawsko-pomorskim (26%). Udział wydatków na żywność obniżał się w tych regionach średnio o 2,7-3,0% rocznie. Najniższe średnie, roczne tempo spadku odnotowano w Zachodniopomorskiem (1,2%) i Dolnośląskiem (1,3%). W roku 2010, udział wydatków na żywność w wydatkach ogółem był, w tych województwach, niższy o ok.13% w stosunku do wielkości z roku 1999.

**Tabela 4.** Dynamika zmian udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem

województwo	dynamika 2010/1999	średnie roczne tempo wzrostu
łódzkie	0,798	-2,0%
mazowieckie	0,717	-3,0%
małopolski	0,829	-1,7%
śląskie	0,854	-1,4%
lubelskie	0,803	-2,0%
podkarpackie	0,838	-1,6%
podlaskie	0,803	-2,0%
świętokrzyskie	0,837	-1,6%
lubuskie	0,847	-1,5%
wielkopolskie	0,772	-2,3%
zachodniopomorskie	0,874	-1,2%
dolnośląskie	0,863	-1,3%
opolskie	0,808	-1,9%
kujawsko-pomorskie	0,741	-2,7%
pomorskie	0,739	-2,7%
warmińsko-mazurskie	0,797	-2,0%
Polska	0,796	-2,0%

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

## Wyniki empiryczne

Na podstawie danych statystycznych, opisanych w poprzedniej części, oszacowano empiryczny model absolutnej  $\beta$ -konwergencji, który przyjął postać:

$$\hat{y}_{i,t} = -0,126 + (1 - 0,086)y_{i,t-1},$$

$(\pm 0,035)$        $(\pm 0,030)$

(6)

gdzie:

$y_{i,t}$  – logarytm udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem w województwie i oraz roku  $t$ .

**Tabela 5. Wyniki testów statystycznych dla modelu (6)**

test statystyczny	wartość statystyki	p-value
AR(1)	-3,489	0,0005
AR(2)	-1,962	0,0498
Sargan	15,987	1,0000
Wald	924,811	0,0000

*Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.*

W tabeli 5 zamieszczono wyniki testów statystycznych, weryfikujących poprawność specyfikacji modelu.

Zamieszczone powyżej wyniki testów Sargana oraz Arellano-Bonda potwierdzają poprawną specyfikację modelu bezwarunkowej  $\beta$ -konwergencji. Zmienne instrumentalne, wprowadzone do modelu na potrzeby estymacji, nie były skorelowane ze składnikiem losowym modelu. Nie stwierdzono również autokorelacji zakłóceń losowych rzędu drugiego. Istotność oceny parametru autoregresyjnego potwierdził test Walda. Dodatnia wartość współczynnika  $\beta=0,086$  potwierdza postawioną hipotezę o zachodzeniu absolutnej  $\beta$ -konwergencji społecznej w Polsce na poziomie województw, mierzonej udziałem wydatków na żywność w wydatkach ogółem. Jej średnia prędkość wynosi  $\lambda=9\%$  rocznie.

Występowanie konwergencji narzuciło pytanie o uwarunkowania tego zjawiska. Oprócz dochodu rozporządzalnego gospodarstw domowych – raczej oczywistej determinanty – autorzy rozważali również inne procesy, które mogą mieć wpływ na strukturę wydatków gospodarstw domowych, np. strukturę społeczną czy poziom wykształcenia w województwie. Jednak żaden z tych procesów nie wydawał się jednoznacznie stymulować bądź destymulować wydatki na żywność. Kolejnym krokiem analizy było więc badanie  $\beta$ -konwergencji warunkowej, w oparciu o równanie (4) tylko z jedną zmienną objaśniającą - dochodem. Badanie to miało na celu nie tyle potwierdzić wpływ dochodu na konwergencję, inaczej mówiąc wykazać występowanie konwergencji warunkowej, ile ocenić siłę tego wpływu.

Narzędziem wykorzystanym do jej oceny była szybkość zbieżności warunkowej. Empiryczny model konwergencji warunkowej, przyjął postać:

$$\hat{y}_{i,t} = 1,044 + (1-0,590)y_{i,t-1} - 0,279 x_{it},$$

$(\pm 0,157) \quad (\pm 0,032) \quad (\pm 0,032)$ 
(7)

gdzie:

$y_{i,t}$  – logarytm udziału wydatków na żywność w wydatkach ogółem w województwie i oraz roku t,

$x_{i,t}$  – logarytm dochodu rozporządzalnego gospodarstw domowych w województwie i oraz roku t.

**Tabela 6.** Wyniki testów statystycznych dla modelu (7)

test statystyczny	wartość statystyki	p-value
AR(1)	-2,952	0,003
AR(2)	-2,024	0,043
Sargan	15,886	1,000
Wald	439,562	0,000

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Podobnie jak dla modelu (6), również w przypadku modelu warunkowej  $\beta$ -konwergencji, wyniki testów Sargana oraz Arellano-Bonda potwierdzają jego poprawną specyfikację. Wykorzystane w procesie estymacji instrumenty okazały się nieskorelowane z zakłóceniami losowymi. Nie zaobserwowano także autokorelacji składnika losowego rzędu drugiego. Łączną istotność ocen parametrów strukturalnych modelu potwierdził test Walda.

Na podstawie modelu (7) wyznaczono średnią prędkość zbieżności konwergencji warunkowej, którą oblicza się przy założeniu (w praktyce nierealnym), że dochód we wszystkich województwach jest identyczny. Prędkość ta wyniosła  $\lambda=89\%$ .

Dodatnia wartość współczynnika  $\beta=0,59$  potwierdza hipotezę o zachodzeniu warunkowej  $\beta$ -konwergencji z dochodem rozporządzalnym gospodarstw domowych jako zmienną determinującą to zjawisko. Niemalże dziesięciokrotna różnica pomiędzy prędkościami zbieżności warunkowej i bezwarunkowej świadczy natomiast o silnym wpływie jaką na konwergencję społeczną wywiera dochód.

## Podsumowanie

Przeprowadzone badania potwierdziły występowanie w Polsce zjawiska konwergencji społecznej, rozumianej jako zrównywanie się poziomu życia gospodarstw domowych, mierzonego udziałem wydatków na żywność w wydatkach ogółem. Dodatkowo potwierdzono kluczowy wpływ dochodu rozporządzalnego na jakość życia.

Wyniki badań są szczególnie ciekawe w obliczu badań innych autorów na temat występowania, a właściwie braku, konwergencji gospodarczej województw. Nasuwałby się wniosek, że indywidualne standardy życia się wyrównują, pomimo, że gospodarki w województwach się od siebie oddalają. Nie jest to niemożliwe. Jak podkreśla wielu autorów, PKB per capita nie odzwierciedla złożonej struktury procesów społecznych. Bardziej trafny wydaje się jednak wniosek, iż poziom zamożności społeczeństwa w Polsce jest na tyle wysoki, że miernik dobrobytu wykorzystany w badaniach, czyli udział wydatków na żywność w wydatkach ogółem, jest niewystarczający. Trafniejsze byłoby wykorzystanie miernika syntetycznego, który uwzględniałby również inne aspekty poziomu życia. Takie rozważania będą stanowiły dalszy kierunek badań autorów.

## Bibliografia

- Baltagi B. H., (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Ltd., Chichester.
- Barro R. J., Sala-I-Martin X., (1991), *Convergence across States and Regions*, Brookings Papers on Economic Activity.
- Blundell R., Bond S., Windmeijer F., (2000), *Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator*, eprint.ucl.ac.uk/4070/1/4070.pdf.
- Ciołek D., (2003), *Badanie konwergencji krajów Europy Środkowo-Wschodniej w wykorzystaniem danych panelowych*, "Dynamiczne Modele Ekonometryczne", VIII Ogólnopolskie Seminarium Naukowe, www.dem.umk.pl/DME.
- Ciołek D., (2004), *Konwergencja krajów w okresie transformacji do Unii Europejskiej*, praca doktorska, Uniwersytet Gdański.
- Dańska-Borsiak B., (2011), *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Doyle P., Kujis L., Jiang G., (2001), *Real convergence to EU income levels: Central Europe from 1990 to the long term*, IMF Working Papers, WP/01/46.

- Hobijn B., Franses P. H., (2001), *Are living standards converging?*, "Structural Change and Economic Dynamic", Elsevier Science B.V., nr 12, [www.elsevier.nl/locate/econbase](http://www.elsevier.nl/locate/econbase).
- Hsiao C., (2003), *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Neumayer E., (2003), *Beyond income: convergence in living standards, big time*, Structural Change and Economic Dynamics, Elsevier B.V., nr 14, [www.sciencedirect.com](http://www.sciencedirect.com).
- Pietrzak M.B. (2012), *Wykorzystanie przestrzennego modelu regresji przelącznikowej w analizie regionalnej konwergencji w Polsce*, „Ekonomia i Prawo” Tom XI, nr , s. 167-185.
- Sala-I-Martin X., (1996), *The Classical Approach to Convergence Analysis*, The Economic Journal, vol. 106, nr 437, [www.jstor.org](http://www.jstor.org).