

DOI: 10.18276/sip.2016.45/1-29

Henryk Kowgier*

Uniwersytet Szczeciński

PORÓWNANIE DYNAMIKI PRODUKCJI W BUDOWNICTWIE W POLSCE Z DYNAMIKĄ PRODUKCJI W BUDOWNICTWIE KRAJÓW UNII EUROPEJSKIEJ W LATACH 2006–2014

Streszczenie

W artykule dokonano porównania dynamiki produkcji w budownictwie w Polsce z dynamiką produkcji w budownictwie wybranych krajów Unii Europejskiej w latach 2006–2014, wykorzystując do tego celu dane nieuwzględniające sezonowości, zaczerpnięte z GUS (2015). Zwrócono uwagę na to, że Polska miała w badanym okresie największą średnią dynamikę w Unii Europejskiej. Zbudowano również modele liniowe, które łączą dynamikę w Polsce z dynamiką niektórych krajów Unii. Artykuł kończą stosowne wnioski związane z przeprowadzoną analizą statystyczną.

Słowa kluczowe: analiza statystyczna, dynamika produkcji w budownictwie

Wstęp

Do badania zmian w czasie najczęściej wykorzystuje się wskaźniki dynamiki o podstawie stałej i o podstawie zmiennej. Punktami odniesienia są odpowiednio: okres bazowy lub okres poprzedzający. Porównując ze sobą dwa okresy, dzielimy dane dotyczące okresu badanego (zazwyczaj jest to bieżący rok) przez dane dotyczące okresu wyjściowego – zwyczajowo jest to rok przeszły. Wynik mnożymy

* Adres e-mail: kowhenry@interia.eu.

przez 100%. Wskaźnik dynamiki informuje o tym, jak dane zjawisko uległo zmianie, czy na przykład stopa inflacji rośnie i jak szybko w porównaniu do roku poprzedniego, czy też jak szybko rośnie, czy maleje bezrobocie itp. Jak wynika z raportu przygotowanego przez globalną sieć przedsiębiorstw świadczących usługi księgowo, audytorskie i doradcze (PwC) oraz Polski Związek Firm Deweloperskich (PZFD), rynek budowlany w Polsce to potężna i wciąż rozwijająca się gałąź gospodarki. Przykładowo wartość dodana wytworzona bezpośrednio przez sektor budowlany w roku 2014 wyniosła ponad 115 mld zł i stanowiła 6,7% PKB. Sektor budowlany był i jest w dalszym ciągu ważnym płatnikiem podatków zasilających budżet państwa. Szacowane dochody z podatku VAT w roku 2014 wyniosły około 6,5–07 mld zł, czyli około 2,7 p.p. dochodów podatkowych ogółem i około 5,6 p.p. całkowitych dochodów z podatku VAT w Polsce. Należy dodać, że działalność budowlana jest jednym z najistotniejszych kreatorów popytu dla innych sektorów gospodarki – od przemysłu, poprzez usługi i handel, jak również ma bardzo duże znaczenie dla wszystkich gospodarek regionalnych w Polsce. Celem artykułu jest porównanie dynamiki produkcji w budownictwie w Polsce z dynamiką produkcji w budownictwie w wybranych krajach Unii Europejskiej w latach 2006–2014. W badaniach wykorzystano dane zaczerpnięte z opracowań GUS, posługując się głównie metodę statystyczną w zakresie: analizy korelacji, regresji oraz analizy wybranych statystyk opisowych. W celu przeprowadzenia stosownych badań informacje o wskaźnikach dynamiki o podstawie zmiennej zaczerpnięte z GUS umieszczono w tabelach 1–2. Dotyczą one wskaźników dynamiki wszystkich działów związanych z budownictwem w danych krajach Unii Europejskiej.

Tabela 1. Dynamika produkcji w budownictwie w krajach Unii Europejskiej w latach 2006–2014

Lata	P	WBR	N	F	H	PR	IR
1	2	3	4	5	6	7	8
2006	115,9	101,4	106,1	102,5	102,2	93,9	103,9
2007	116,5	102,3	102,8	104,3	95,7	96,0	86,5
2008	110,0	98,7	99,8	98,0	83,7	95,8	70,8
2009	104,6	88,4	99,9	94,6	88,8	90,1	63,1
2010	104,6	107,2	99,5	97,6	79,6	89,1	70,3
2011	111,8	102,2	107,8	98,3	80,3	87,3	83,3
2012	93,7	92,4	99,0	94,7	94,6	83,8	97,6
2013	94,1	101,6	99,7	100,4	101,4	84,1	111,4

1	2	3	4	5	6	7	8
2014	105,9	108,7	102,7	97,0	117,5	91,1	108,1
	FIN	CZ	SŁE	SŁO	LI	ŁO	W
2006	107,8	106,3	115,7	115,7	121,5	113,3	103,8
2007	111,0	106,9	118,5	105,7	122,4	113,7	106,4
2008	103,3	100,1	115,5	111,4	104,3	97,1	99,1
2009	87,4	99,4	79,0	89,2	51,7	65,0	88,5
2010	111,5	92,3	83,1	95,2	92,3	76,5	96,4
2011	108,1	96,4	75,2	97,9	122,4	112,4	95,8
2012	99,1	92,7	83,2	88,0	93,0	114,4	86,6
2013	96,8	93,1	97,5	94,6	111,3	107,4	89,3
2014	100,4	104,3	119,5	95,5	116,9	107,9	93,1

Oznaczenia: P – Polska, WBR – Wielka Brytania, N – Niemcy, F – Francja, H – Hiszpania, PR – Portugalia, IR – Irlandia, FIN – Finlandia, CZ – Czechy, SŁE – Słowenia, SŁO – Słowacja, LI – Litwa, ŁO – Łotwa, W – Włochy.

Źródło: GUS (2015).

Tabela 2. Dynamika produkcji w budownictwie w krajach Unii Europejskiej w latach 2006–2014

Lata	G	E	M	L	B	BU	R
1	2	3	4	5	6	7	8
2006	103,7	126,9	104,7	102,3	103,7	124,1	115,5
2007	114,3	113,6	108,7	102,8	102,0	128,2	133,1
2008	107,8	86,8	107,5	98,9	100,7	112,0	126,7
2009	82,5	70,2	103,4	100,1	96,6	85,4	85,0
2010	70,8	91,4	101,7	100,2	98,6	85,1	86,6
2011	58,7	127,3	104,5	101,1	105,3	87,4	102,9
2012	66,6	116,7	101,7	96,9	99,1	99,3	101,4
2013	91,8	99,9	101,9	95,7	97,2	96,3	99,4
2014	115,5	97,4	101,2	103,2	99,8	101,7	93,3
	CH	HL	SZ	WG	D	C	A
2006	111,6	103,3	112,0	99,2	106,0	104,1	105,9
2007	104,2	106,2	111,4	85,7	102,6	106,8	103,9
2008	114,5	104,0	98,6	95,0	100,6	102,3	99,2
2009	93,1	95,5	87,9	95,7	89,6	89,4	98,2
2010	83,0	89,1	107,8	89,5	90,6	92,0	95,9
2011	88,6	100,9	102,4	92,0	103,8	89,0	101,9
2012	88,1	91,9	96,0	93,4	99,7	80,9	103,5

	1	2	3	4	5	6	7	8
2013		94,7	95,2	96,6	108,4	103,2	76,3	100,4
2014		92,7	103,2	112,5	113,6	103,5	76,9	98,2

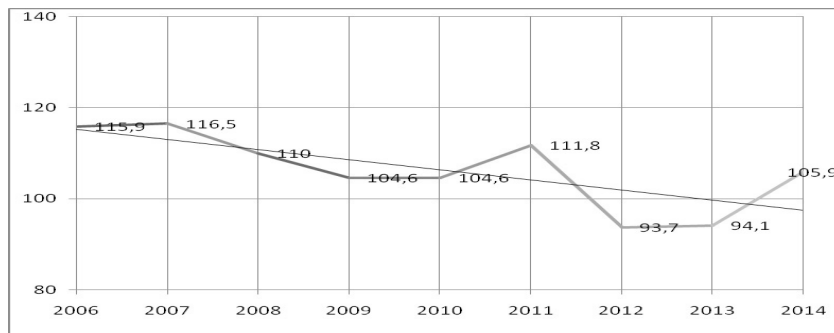
Oznaczenia: G – Grecja, E – Estonia, M – Malta, L – Luksemburg, B – Belgia, BU – Bułgaria, R – Rumunia, CH – Chorwacja, HL – Holandia, SZ – Szwecja, WG – Węgry, D – Dania, C – Cypr, A – Austria.

Źródło: GUS (2015).

1. Analiza statystyczna danych

Na rysunku 1 widać, że największą dynamikę produkcji w budownictwie w Polsce odnotowano w roku 2007 i wynosiła ona 116,5. Natomiast najniższą zaobserwowano w 2012 roku i miała wartość 93,7.

Rysunek 1. Wskaźniki dynamiki o podstawie zmiennej produkcji w budownictwie w Polsce w latach 2006–2014



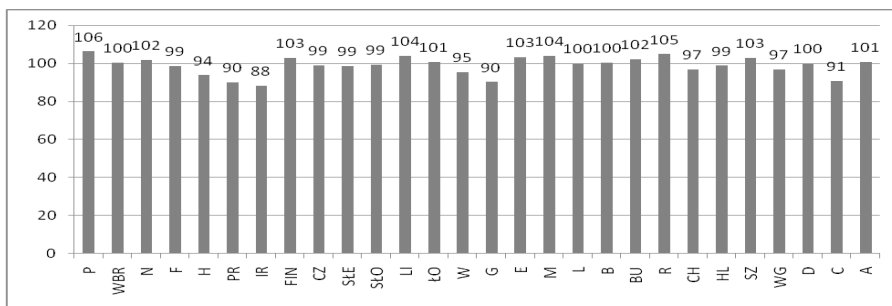
Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem tabel 1–2 i pakietu MS Excel.

Spadek w latach 2007–2012 wyniósł około 20 p.p. Zaznaczony na rysunku 1 trend liniowy ma charakter lekko spadkowy. Jak wynika z tabel 1–2, największą wartość wskaźnika dynamiki produkcji w budownictwie na poziomie 133,1 zanotowano w Rumunii w 2007 roku, zaś najniższą na Litwie w 2009 roku i wynosiła ona 51,7. Wskaźniki dynamiki wszystkich krajów Unii Europejskiej w latach 2006–2014 mieściły się w przedziale [51,7 ; 133,1].

Największą średnią wartość wskaźnika dynamiki produkcji w budownictwie w Unii Europejskiej na poziomie 106 w latach 2006–2014 odnotowano w Polsce.

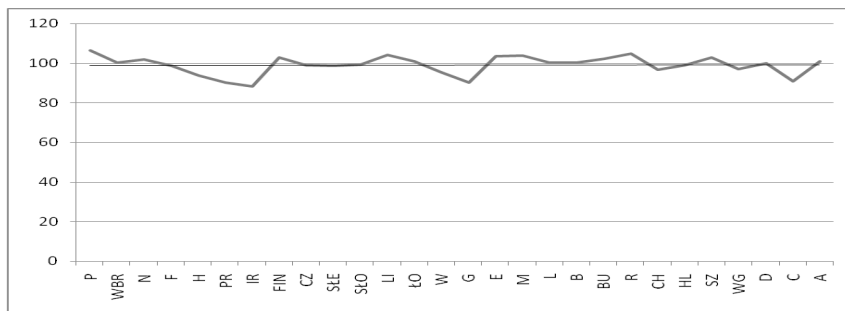
Dalsze miejsca w kolejności zajmowały: Rumunia (105), Litwa (104), Malta (104), Finlandia (103), Szwecja (103), Estonia (103), Niemcy (102), Bułgaria (102) itd. W czterech krajach przeciętna wartość wskaźnika dynamiki była na poziomie 100, w pięciu na poziomie 99. Najniższa średnia wartość występowała w Irlandii i wynosiła 88. W stosunku do Irlandii średnia wartość wskaźników dynamiki w latach 2006–2014 w Polsce była o 18 p.p. większa. W innych krajach Unii Europejskiej średni poziom dynamiki był niższy od średniej dynamiki w Polsce w granicach 1–16 p.p. Na wysoką średnią wartość dynamiki w Polsce miały wpływ lata 2006–2011 oraz rok 2014, gdzie zanotowano poziom dynamiki powyżej 100.

Rysunek 2. Średnie wartości wskaźników dynamiki produkcji w budownictwie w krajach Unii Europejskiej w okresie 2006–2014 (średnie wartości zaokrąglono do liczb naturalnych)



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem tabel 1–2 i pakietu MS Excel.

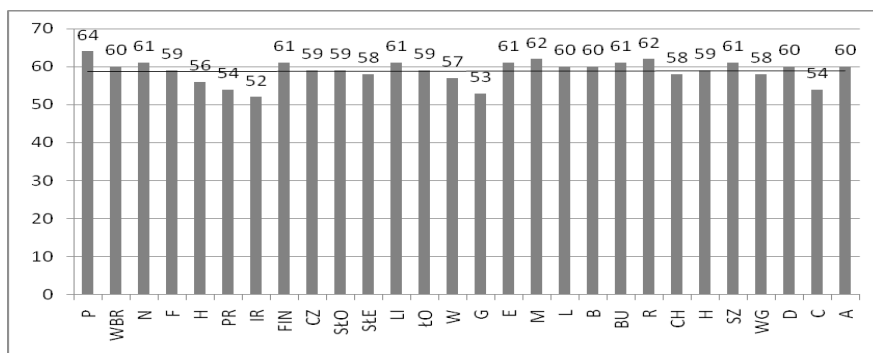
Rysunek 3. Trend i realizacje średnich wartości wskaźników dynamiki produkcji w budownictwie w krajach Unii Europejskiej w latach 2006–2014



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem tabel 1–2 i pakietu MS Excel.

Jak widać na rysunku 3, trend liniowy dotyczący średnich wartości dynamiki w budownictwie w krajach Unii Europejskiej w okresie 2006–2014 był w przybliżeniu stały i wynosił około 100.

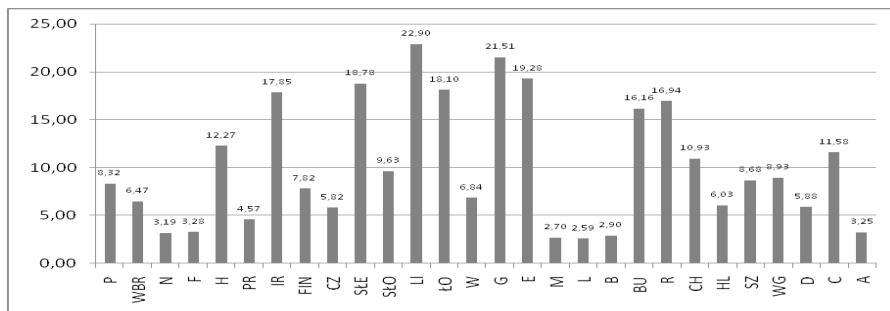
Rysunek 4. Trend i realizacje przeciętnych stóp wzrostu wskaźników dynamiki produkcji w budownictwie w krajach Unii Europejskiej w latach 2006–2014 (wartości zaokrąglono do liczb naturalnych)



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem tabel 1–2 i pakietu MS Excel.

Przeciętne stopy wzrostu ukazane na rysunku 4 obliczono jako pierwiastki dziewiątego stopnia z iloczynu wskaźników dynamiki podzielonych przez 100. Trend liniowy przeciętnych stóp wzrostu wskaźników dynamiki w krajach Unii Europejskiej w latach 2006–2014 był w przybliżeniu stały i wynosił około 59. Największą przeciętną stopę wzrostu wskaźników dynamiki na poziomie 64 odnotowano w Polsce. Dalsze miejsca zajęły: Rumunia (62), Malta (62), Finlandia (61), Litwa (61), Szwecja (61), Estonia (61), Niemcy (61), Bułgaria (61) itd. Najniższą przeciętną stopę wzrostu równą 52 miała Irlandia. Ponadto analizując rysunki 2 i 4, widać, że rozkłady średnich wartości wskaźników dynamiki produkcji oraz przeciętnych stóp wzrostu wskaźników dynamiki produkcji krajów Unii Europejskiej w latach 2006–2014 są do siebie bardzo podobne.

Rysunek 5. Wartości odchylenia standardowego obliczone dla dynamiki w budownictwie krajów Unii Europejskiej w latach 2006–2014



Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem tabel 1–2 i pakietu MS Excel.

Największy rozrzut od wartości średniej wskaźników dynamiki mierzony odchyleniem standardowym odnotowano w latach 2006–2014 na Litwie (22,90). Na drugiej pozycji uplasowała się Grecja (21,51). Najniższe odchylenie standardowe występowało w Luksemburgu (2,59). Odchylenie standardowe obliczone dla Polski wynosiło 8,32 i mieściło się w przybliżeniu w średnim stanie odchylen standardowych. Po wykonaniu obliczeń za pomocą pakietu Statistica 5.0 ujemne wartości współczynników kurtozy otrzymano dla 21 państw. Dotyczyło to Polski (–0,76), Niemiec (–0,25), Francji (–0,43), Portugalii (–1,25), Irlandii (–1,65), Czech (–1,70), Słowenii (–2,25), Słowacji (–0,70), Włoch (–0,97), Grecji (–1,67), Estonii (–0,73), Malty (–0,49), Luksemburga (–0,66), Belgii (–0,63), Bułgarii (–0,99), Rumunii (–0,79), Chorwacji (–0,86), Holandii (–1,35), Szwecji (–1,01), Cypru (–1,52) i Austrii (–0,96). Ujemne współczynniki kurtozy świadczą o tym, że wartości rozkładów ukazanych zmiennych są mniej skoncentrowane wokół wartości średniej, niż ma to miejsce w przypadku rozkładu normalnego (Hozer, 1998, s. 111–116). Dodatni współczynnik kurtozy występował w przypadku 7 państw: Wielkiej Brytanii (0,21), Hiszpanii (0,27), Finlandii (0,42), Litwy (3,08), Łotwy (0,69), Węgier (0,23) i Danii (0,14). Dodatnie współczynniki kurtozy świadczą o tym, że wartości rozkładów są tutaj bardziej skoncentrowane wokół wartości średniej, niż ma to miejsce w przypadku rozkładu normalnego.

Podobnie po wykonaniu obliczeń za pomocą pakietu Statistica 5.0 otrzymano, że ujemny współczynnik skośności występował w przypadku 14 państw: Polski (–0,48), Wielkiej Brytanii (–0,75), Portugalii (–0,10), Irlandii (–0,08), Finlandii (–0,83), Słowenii (–0,02), Litwy (–1,68), Łotwy (–1,41), Grecji (–0,22), Estonii

(-0,29), Luksemburga (-0,59), Holandii (-0,44), Szwecji (-0,36) i Danii (-1,23). Ujemne współczynniki skośności dotyczące rozkładów wyszczególnionych zmiennych świadczą o lewostronnej asymetrii tych rozkładów. Dodatni współczynnik skośności odnotowano również w przypadku 14 państw Unii Europejskiej: Niemiec (1,04), Francji (0,55), Hiszpanii (0,70), Czech (0,17), Słowenii (0,70), Włoch (0,34), Malty (0,86), Belgii (0,49), Bułgarii (0,61), Rumunii (0,61), Chorwacji (0,67), Węgier (0,93), Cypru (0,11) i Austrii (0,14). Silna asymetria występowała w przypadku rozkładu zmiennych: Litwa, Łotwa, Dania, Niemcy, zaś umiarkowana w przypadku rozkładu pozostałych zmiennych.

Tabela 3. Wartości współczynników korelacji wskaźników dynamiki budownictwa w Polsce i w wybranych krajach Unii Europejskiej w latach 2006–2014. Oznaczone współczynniki są istotne z prawdopodobieństwem $p < 0,05$

	P	N	PR	CZ	SŁÓ	W	M	L	B	HL	C
P	1,0	0,68	0,84	0,78	0,76	0,89	0,73	0,82	0,73	0,75	0,82
N	0,68	1,0	0,24	0,48	0,45	0,51	0,27	0,62	0,89	0,57	0,29
PR	0,84	0,24	1,0	0,82	0,77	0,82	0,77	0,68	0,68	0,74	0,83
CZ	0,78	0,48	0,82	1,0	0,65	0,69	0,57	0,79	0,43	0,87	0,57
SŁÓ	0,76	0,45	0,77	0,65	1,0	0,86	0,70	0,41	0,62	0,72	0,79
W	0,89	0,51	0,82	0,69	0,86	1,0	0,76	0,65	0,66	0,68	0,86
M	0,73	0,27	0,77	0,57	0,70	0,76	1,0	0,33	0,50	0,71	0,86
L	0,82	0,62	0,68	0,79	0,41	0,65	0,33	1,0	0,54	0,61	0,46
B	0,73	0,89	0,68	0,43	0,62	0,66	0,50	0,54	1,0	0,62	0,50
HL	0,75	0,57	0,74	0,87	0,72	0,68	0,71	0,61	0,62	1,0	0,51
C	0,82	0,29	0,83	0,57	0,79	0,86	0,86	0,46	0,50	0,51	1,0

Uwaga: Istotne współczynniki korelacji oznaczono boldem i kursywą.

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem tabel 1–2 i pakietu Statistica 5.0.

W tabeli 3 podano tylko te kraje, które miały z dynamiką budownictwa w Polsce istotne współczynniki korelacji (Kowgier, 2011, s. 115–116). W przypadku pozostałych 18 państw Unii Europejskiej nie występowały istotne korelacje z dynamiką budownictwa w Polsce, dlatego je pominięto. Ponadto ukazano również współczynniki

korelacji, które występowały między dynamiką budownictwa w wyszczególnionych 10 krajach Unii Europejskiej. Na uwagę zasługuje fakt, że wszystkie istotne współczynniki korelacyjne między Polską a wymienionymi krajami, jak również między podanymi krajami przyjmowały wysokie wartości dodatnie. Świadczy to o tym, że wzrost dynamiki budownictwa w jednym kraju zawsze powodował wzrost dynamiki budownictwa w innym kraju. Między dynamiką budownictwa w Polsce (przy założeniu, że zmienna P jest zmienną objaśnianą) a dynamiką w poszczególnych 10 krajach występowała zależność liniowa z istotnym parametrem i wyrazem wolnym tylko w jednym przypadku:

$$P = 0,59 \cdot C + \frac{52,92}{(14,27)}, R^2 = 0,67 \quad (1)$$

W nawiasach zwykłych podano standardowe błędy szacunku parametru stojącego przy zmiennej Cypr oraz wyrazu wolnego.

Aby zbadać istotność statystyczną parametrów strukturalnych występujących w modelu ekonometrycznym, należy sprawdzić, czy parametry te istotnie różnią się od zera. Do tego celu wykorzystujemy test istotności t -Studenta. Weryfikujemy hipotezę zerową $H_0 : |\alpha_i| = 0$ przy hipotezie alternatywnej $H_1 : |\alpha_i| \neq 0$ ($i = 0, 1, 2, \dots, k$). Sprawdzianem testu istotności jest statystyka t -Studenta liczona według wzoru $|t_{\hat{\alpha}_i}| = \frac{|\hat{\alpha}_i|}{D(\hat{\alpha}_i)}$, gdzie $\hat{\alpha}_i$ – ocena i -tego parametru strukturalnego, $D(\hat{\alpha}_i)$ – standardowy błąd szacunku parametru strukturalnego $\hat{\alpha}_i$. W przypadku modelu (1) otrzymano:

$$|t_{\hat{C}}| = \frac{0,59}{0,16} = 3,68 > t_{0,05;7} = 2,36, |t| = \frac{52,92}{14,27} = 3,7 > 2,36,$$

gdzie $t_{0,05;7} = 2,36$ – wartość krytyczna statystyki t -Studenta obliczona dla poziomu istotności 0,05 oraz 7 stopni swobody. Uzyskane powyżej nierówności: $3,68 > 2,36$; $3,7 > 2,36$ świadczą o tym, że hipotezę H_0 na poziomie istotności 0,05 w obu przypadkach należy odrzucić na korzyść hipotezy H_1 . Zatem parametry występujące w modelu (1) są istotne statystycznie. Stopień dopasowania modelu do danych rzeczywistych wynosi 67%. W pozostałych 9 przypadkach (rozpatrując modele z jedną zmienną objaśniającą) otrzymano istotne statystycznie parametry stojące przy zmiennych objaśniających oraz nieistotne statystycznie wyrazy wolne.

Analogicznie

$$P = 1,83 \cdot L + 0,40 \cdot C - 113,3, \quad R^2 = 0,92 \quad (2)$$

(0,39) (0,08) (36,62) ?

$$|t_{\hat{L}}| = \frac{1,83}{0,39} = 4,69 > t_{0,05;6} = 2,45; \quad |t_{\hat{C}}| = \frac{0,4}{0,08} = 5,0 > t_{0,05;6} = 2,45 \quad |t| = \frac{113,3}{36,62} = 3,09 > 2,45$$

Wobec powyższego widać, że $4,69 > 2,45$; $5 > 2,45$; $3,09 > 2,45$. Zatem wszystkie zmienne użyte w równaniu regresji (2) są potrzebne przy prognozowaniu szacunkowej wartości zmiennej P . Stopień dopasowania modelu do danych rzeczywistych wynosi 92%.

Względne błędy oszacowań parametrów przyjmują wartości:

$$\frac{0,08}{0,4} \cdot 100\% = 20\% < 50\%; \quad \frac{0,39}{1,83} \cdot 100\% = 21,31\% < 50\%, \quad \frac{36,62}{113,3} \cdot 100\% = 32,32\% < 50\%.$$

Zatem model jest liniowy i ma własności prognostyczne, ponieważ wartość statystyki F -Snedecora obliczona numerycznie za pomocą funkcji Reglinp w Excelu spełnia relację: $F = 38,6 > F_{0,05;2;6} = 5,14$, gdzie $F_{0,05;2;6} = 5,14$ jest wartością krytyczną testu F -Snedecora przy poziomie istotności 0,05; dwóch zmiennych i 6 stopniach swobody.

Stosując metodę Hellwiga doboru zmiennych do modelu, gdzie zmienną objaśnianą jest P , a zmiennymi „objaśniającymi” L , C , N , otrzymano po wykorzystaniu wzoru na pojemności indywidualne, tabeli 3 i siedmiu kombinacji:

$$K_1 = \{L\}; K_2 = \{C\}; K_3 = \{N\}; K_4 = \{L, C\}; K_5 = \{L, N\}; K_6 = \{C, N\}; K_7 = \{L, C, N\},$$

gdzie $L = X_{1i}$, $C = X_{2i}$, $N = X_{3i}$, $P = Y_i$.

$$h_{ij} = \frac{r_j^2}{1 + \sum_{i \neq j} |r_{ij}|} \quad (3)$$

$$h_{11} = 0,672; h_{22} = 0,672; h_{33} = 0,384; h_{41} = 0,4148; h_{42} = 0,4148; h_{51} = 0,2317; h_{52} = 0,5209;$$

$$h_{62} = 0,4603; h_{63} = 0,2633; h_{71} = 0,3518; h_{72} = 0,3231; h_{73} = 0,2197.$$

Pojemności integralne przyjęły następujące wartości:

$$H_1 = 0,672; H_2 = 0,672; H_3 = 0,384; H_4 = h_{41} + h_{42} = 0,8296;$$

$$H_5 = h_{51} + h_{53} = 0,7236; H_6 = h_{62} + h_{63} = 0,7236; H_7 = h_{71} + h_{72} + h_{73} = 0,8946 = H_{opt}$$

Zatem wszystkie zmienne L , C i N należy wziąć pod uwagę, tworząc model liniowy opisujący zmienną P . Wykorzystując funkcję statystyczną Reglinp, w MS Excel otrzymano:

$$P = 1,28 \cdot L + 0,40 \cdot C + 0,7 \cdot N - 113,3, \quad R^2 = 0,97 \quad (4)$$

(0,32) (0,06) (0,25) (36,62)

Ponieważ względne błędy oszacowań parametrów stojących przy zmiennych L , C , N i wyrazie wolnym są mniejsze od 50%, więc otrzymany model jest liniowy. Stopień jego dopasowania do danych rzeczywistych wynosi 97%. Statystyki empiryczne testu t -Studenta dla poszczególnych parametrów przyjmują wartości odpowiednio:

$$|t_L| = \frac{1,28}{0,32} = 4,0 > t_{0,05;5} = 2,57; |t_C| = \frac{0,4}{0,06} = 6,67 > t_{0,05;5} = 2,57; |t_N| = \frac{0,7}{0,25} = 2,8 > t_{0,05;5} = 2,57;$$

$|t| = \frac{113,3}{36,62} = 3,09 > 2,57; t_{0,05;5} = 2,57$ – wartość krytyczna statystyki t -Studenta obliczona dla poziomu istotności 0,05 oraz 5 stopni swobody. Wobec powyższego widać, że $4,0 > 2,57; 6,67 > 2,57; 2,8 > 2,57; 3,09 > 2,57$. Zatem wszystkie zmienne użyte w równaniu regresji (4) są potrzebne przy prognozowaniu szacunkowej wartości zmiennej P . Model (4) ma własności prognostyczne, ponieważ

$$F = 59,44 > F_{0,05;3;5} = 5,41,$$

czyli otrzymane równanie regresji (4) jest użyteczne przy prognozowaniu szacunkowej wartości zmiennej P w następnych latach po 2014 roku. Po wykonaniu stosownych obliczeń zauważono również, że nie występują modele liniowe o odpowiednio: 4, 5, 6, 7 istotnych statystycznie współczynnikach stojących przy zmiennych, które mają istotne współczynniki korelacji ze zmienną P traktowaną jako zmienna objaśniana w tych modelach. Poniżej podano przykłady takich modeli:

$$P = 1,2 \cdot L + 0,39 \cdot C + 0,71 \cdot N + 0,05 \cdot CZ - 127,84 \quad (5)$$

(0,48) (0,07) (0,27) (0,2) (31,0)

błąd względny wyznaczenia parametru stojącego przy zmiennej CZ wynosił 400%,

$$P = 1,41 \cdot L + 0,23 \cdot C + 0,58 \cdot N + 0,57 \cdot M + 0,08 \cdot SŁO - 182,92 \quad (6)$$

(0,33) (0,13) (0,26) (0,44) (0,11) (47,57)

błąd względny wyznaczenia parametru stojących przy zmiennej $SŁO$ był powyżej 100%,

$$P = 1,94 \cdot L - 0,04 \cdot C + 0,57 \cdot N + 1,63 \cdot M + 0,27 \cdot SŁO - 0,43 \cdot HL - 296,13 \quad (7)$$

(0,82) (0,41) (0,29) (1,55) (0,29) (0,6) (165,76)

błędy względne wyznaczenia parametrów stojących przy zmiennych C , $SŁO$, HL były powyżej 100%,

$$P = 1,77 \cdot L - 0,25 \cdot C + 0,45 \cdot N + 0,27 \cdot M + 0,10 \cdot SŁO - 0,16 \cdot HL - 0,30 \cdot CZ - 188,78 \quad (8)$$

(1,21) (0,99) (0,51) (3,88) (0,61) (1,19) (0,87) (383,5)

prawie wszystkie względne błędy były tu powyżej 100%. Otrzymano także modele o istotnych statystycznie współczynnikach stojących przy zmiennych, które miały nieistotne statystycznie współczynniki korelacji ze zmienną objaśnianą P . Oto jeden z nich:

$$P = 1,51 \cdot CZ - 0,41 \cdot H - 5,21, R^2=0,89 \quad (9)$$

(0,21) (0,1) (18,98)

W powyższym modelu nieistotny statystycznie jest wyraz wolny. Ze zmienną Hiszpania Polska miała nieistotny współczynnik korelacji równy $-0,11$.

Podsumowanie

Dokonana analiza dotycząca porównania dynamiki produkcji w budownictwie w Polsce w latach 2006–2014 z dynamiką produkcji w budownictwie w krajach Unii Europejskiej skłania do pewnego optymizmu. Zauważona wysoka dynamika w Polsce wiązała się i w dalszym ciągu wiąże z dużymi potrzebami związanymi z szeroko pojętym budownictwem. W badanym okresie Polska otrzymała też dość znaczne środki z Unii Europejskiej na cele szeroko pojętego budownictwa. Średnia wartość wskaźnika dynamiki na poziomie 106 oraz średnia wartość stopy wzrostu na poziomie 64 w Polsce w okresie 2006–2014 była największa w Unii Europejskiej. Stwierdzono również wystąpienie istotnych statystycznie korelacji dynamiki w Polsce z dynamiką 9 krajów Unii Europejskiej. Traktując dynamikę w Polsce jako zmienną objaśnianą, zaś dynamiki w krajach Unii Europejskiej, z którymi Polska miała istotne statystycznie korelacje, jako zmienne „objaśniające”, otrzymano jeden model liniowy z jedną zmienną „objaśniającą” Cypr, jeden model liniowy z dwiema zmiennymi „objaśniającymi”: Luksemburg i Cypr oraz jeden model liniowy z trzema zmiennymi „objaśniającymi”: Luksemburg, Cypr i Niemcy. Nie występowały modele liniowe o 4, 5, 6, 7 istotnych współczynnikach

stojących przy zmiennych, które miały istotne współczynniki korelacji ze zmienną Polska. Rozkłady zmiennych charakteryzujących dynamikę produkcji w budownictwie krajów Unii Europejskiej miały najczęściej umiarkowany stopień asymetrii, poza czterema przypadkami: Litwą, Łotwą, Danią i Niemcami. Średnia wartość wskaźników dynamiki wszystkich krajów Unii Europejskiej w latach 2006–2014 była w przybliżeniu stała i wynosiła około 100. Podobnie średnia wartości przeciętnych stóp wzrostu wszystkich krajów Unii była w przybliżeniu stała i miała wartość około 59. W przypadku aż 21 państw Unii Europejskiej zaobserwowano ujemne oceny wskaźników kurtozy.

Literatura

- Bąk, I., Markowicz, I., Mojsiewicz, M., Wawrzyniak, K. (2002). *Statystyka opisowa*. Warszawa: WNT.
- Begg, D., Fischer, S., Dornbusch, R. (1997). *Makroekonomia*. Warszawa: PWE.
- GUS (2015). *Rocznik statystyczny*. Warszawa.
- Hozier J. (red.). (1998). *Statystyka*, Szczecin: Ekostat.
- Kowgier, H. (2011). *Elementy rachunku prawdopodobieństwa i statystyki na przykładach z ekonomii*. Warszawa: WNT.

COMPARISON OF PRODUCTION DYNAMICS IN THE BUILDING INDUSTRY IN POLAND WITH THE PRODUCTION DYNAMICS IN THE BUILDING INDUSTRY IN EUROPEAN UNION COUNTRIES FOR THE YEARS 2006–2014

Abstract

In the article has been compared dynamics of production in the building industry in Poland with the dynamics of production in the building industry of the EU during the period 2006–2014. Used statistical analysis regarding the correlation, regression and selected descriptive statistics. Appropriate conclusions finish work.

Translated by Henryk Kowgier

Keywords: statistical analysis, dynamics of production in building industry

JEL Code: O1

