

**Jerzy Czesław Ossowski**

## **EKONOMETRYCZNA ANALIZA KONSUMPCJI W POLSCE W LATACH 1995–2018 – STATYCZNE MODELE WYDATKÓW KONSUMPCYJNYCH W WARTOŚCIACH NOMINALNYCH**

### **Streszczenie**

W artykule przeprowadzono badania makroekonomicznych związków pomiędzy konsumpcją globalną (*C*) a produktem krajowym brutto (*PKB*). W części teoretycznej artykułu: zdefiniowano postacie analityczne przyczynowo-skutkowych makromodeli konsumpcji, sformułowano interpretację mierników opisujących badane zależności, sformułowano założenia stochastyczne dla rozważanych makromodeli konsumpcji.

W części empirycznej artykułu: przeprowadzono analizę i interpretację danych statystycznych oraz podstawowych mierników charakteryzujących makroekonomiczne procesy konsumpcji w Polsce w latach 1995–2018, oszacowano parametry strukturalne proponowanych wersji modeli, przeprowadzono weryfikację oszacowanych wersji modeli, zinterpretowano oszacowane i zweryfikowane mierniki.

Ostatecznie w stosunku do konsumpcji ogółem (*CON*) oraz konsumpcji gospodarstw domowych (*CN*) wykazano, że w gospodarce polskiej w latach 1995–2018:

- z każdego dodatkowego miliarda nominalnego produktu krajowego brutto (*PKBN*) społeczeństwo przeznaczało na konsumpcję ogółem (*CON*) około 0,744 miliarda złotych z przeciętnym błędem wynoszącym 0,034 miliarda złotych.
- z każdego dodatkowego miliarda nominalnego produktu krajowego brutto (*PKBN*) gospodarstwa domowe przeznaczały na swoją indywidualną konsumpcję (*CN*) około 0,574 miliarda złotych z przeciętnym błędem wynoszącym 0,029 miliarda złotych.

**Słowa kluczowe:** liniowy model konsumpcji, stopa podatkowa netto, krańcowa skłonność do konsumpcji, przeciętna skłonność do konsumpcji.

## **ECONOMETRIC ANALYSIS OF CONSUMPTION IN POLAND IN THE PERIOD 1995–2018 – STATIC MODELS OF CONSUMER EXPENDITURE AT NOMINAL VALUES**

### **Summary**

In the article the analyzes of macroeconomic relationships between global consumption (*C*) and gross domestic product (*GDP*) were presented. In the theoretical part of the article: analytical forms of cause and effect macromodels of consumption were defined, the interpretation of measures describing the studied relationships



has been formulated, stochastic assumptions for the macromodels of consumption were formulated.

In the empirical part of the article: an analysis and interpretation of statistical data and basic measures characterizing macroeconomic consumption processes in Poland was carried out in the years 1995–2018, structural parameters of the proposed model versions were estimated, verification of estimated versions of models was carried out, the estimated and verified measures were interpreted.

Finally, in relation to total consumption (CON) and household consumption (CN) it was shown that in the Polish economy in 1995–2018:

- from each additional billion nominal gross domestic product (GDPN), the society allocated to total consumption (CON) about PLN 0.744 billion with an average error of PLN 0.034 billion.
- from each additional billion nominal gross domestic product (GDPN), households allocated about 0.574 billion PLN to their individual consumption (CN) with an average error of 0.029 billion PLN.

**Keywords:** linear consumption model, net tax rate, marginal propensity to consume, average propensity to consume.

## Wstęp

Za punkt wyjścia w makroekonomicznej analizie konsumpcji globalnej należy uznać:

- dodatnią zależność pomiędzy ekonomicznie uzasadnionymi wydatkami na dobra konsumpcyjne ( $C$ ) a dochodem dyspozycyjnym (dochodem do dyspozycji, dochodem rozporządzalnym) gospodarstw domowych ( $YD$ )<sup>1</sup>,
- dodatnią zależność pomiędzy dochodem dyspozycyjnym ( $YD$ ) a produktem krajowym brutto ( $Y \equiv PKB$ ) i transferami ( $TR$ ),
- ujemną zależność pomiędzy dochodami dyspozycyjnymi ( $YD$ ) a podatkami ( $TA$ ).

Powyżej sformułowane zależności przedstawić możemy – z dokładnością do czynników losowych ( $v, u, \xi, \varepsilon$ ) – w postaci następującego układu rekurencyjnego:

---

<sup>1</sup> W literaturze ekonomicznej bardzo często dochody rozporządzalne utożsamia się z dochodami do dyspozycji względnie dochodami dyspozycyjnymi. Na przykład czytamy: "Dochód do dyspozycji (dochód rozporządzalny) (...) jest to część całkowitego dochodu narodowego, którą gospodarstwa domowe mogą przeznaczyć na konsumpcję lub oszczędzanie. Dokładnie mówiąc, dochód do dyspozycji jest równy PKB minus wszystkie podatki, oszczędności firm i amortyzacja plus płatności transferowe rządu i inne odsetki płacone przez rząd" Samuelson P.A, Nordhaus W.D.: *Ekonomia*, tom 2, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2004 s. 580. Podobnie definiują dochody rozporządzalne: Begg D., Fischer S., Dornbusch R.: *Ekonomia, Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997 s. 52.



$$(1.1) \quad C = C(YD, \nu) \quad (+)$$

$$(1.2) \quad YD = YD(Y, TA, TR, \nu) \quad (+) \quad (-) \quad (+)$$

$$(1.3) \quad C = C[YD(Y, TA, TR, \nu), \xi] \Rightarrow C = C[Y, (TA - TR), \varepsilon] \quad (+) \quad (-)$$

Aby zbadać makroekonomiczne związki pomiędzy konsumpcją globalną ( $C$ ) a czynnikami ją kształtującymi – w części teoretycznej artykułu – należy:

1. zdefiniować postacie analityczne przedstawionych powyżej zależności przyczynowo-skutkowych,
2. zaproponować interpretacje dla sformułowanych mierników opisujących badane zależności,
3. sformułować założenia dla składników, zakłócających występujących w zaproponowanym modelu rekurencyjnym,
4. rozważyć metody szacowania parametrów strukturalnych makroekonomicznego modelu konsumpcji.

W części empirycznej artykułu dotyczącej makroekonomicznej analizy konsumpcji w gospodarce polskiej należy:

1. przeprowadzić interpretację danych statystycznych oraz podstawowych mierników charakteryzujących makroekonomiczne procesy konsumpcji w Polsce w latach 1995–2018,
2. oszacować parametry strukturalne proponowanych wersji modeli opisujących procesy konsumpcji globalnej,
3. przeprowadzić weryfikację oszacowanych wersji modeli,
4. zinterpretować zweryfikowane modele.

### 1. Liniowy model konsumpcji – właściwości numeryczne i stochastyczne

Zakładając liniowy charakter związku pomiędzy wydatkami na dobra konsumpcyjne ( $C$ ) a dochodem dyspozycyjnym ( $YD$ ) oraz uwzględniając zakłócenia losowe sformułowane w (1.1) rozważaną zależność dla dowolnego roku  $t$  przedstawić możemy obecnie w następującej postaci liniowej funkcji konsumpcji<sup>2</sup>:

<sup>2</sup> Czytamy: „Funkcja konsumpcji obrazuje wielkość zamierzonej konsumpcji globalnej przy każdym poziomie rozporządzalnych dochodów osobistych” Begg D., Fischer S., Dornbusch R., *Ekonomia, Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997, s. 53. Niekiedy uznaje się, że o poziomie całkowitej konsumpcji decyduje obok dochodów rozporządzalnych również majątek ludności; patrz: Burda M., Wyplosz Ch.: *Makroekonomia, Podręcznik europejski*, PWE, Warszawa 1995, s. 95–96.



$$(2) \quad C(YD_t): C_t = \gamma_0 + c \cdot YD_t + v_t \quad (0 < c < 1),$$

gdzie:

$\gamma_0 > 0$  - konsumpcja autonomiczna (poziom konsumpcji, niezależny od poziomu dochodu),

$v_t$  - składnik zakłócający (losowy) modelu, gdzie:  $E v_t = 0$  dla  $t = 1, 2, 3, \dots$

Wykorzystując model (2) definiujemy **krańcową skłonność do konsumpcji (ze względu na dochód dyspozycyjny)** w następujący sposób:

$$(3) \quad KSK(YD_t): KSK_D = \Delta C_t / \Delta YD_t = c$$

Na podstawie powyżej zdefiniowanej krańcowej skłonności do konsumpcji ( $KSK_D$ ) powiemy, że:

- z każdego dodatkowego miliarda złotych dochodu dyspozycyjnego gospodarstw domowych ( $YD$ ) społeczeństwo przeznaczają na konsumpcję  $c$  mld złotych<sup>3</sup>,

lub alternatywnie:

- wzrost dochodu dyspozycyjnego ( $YD$ ) o jeden miliard złotych prowadzi do wzrostu wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych o  $c$  mld złotych.

Warto zauważyć, że dochody dyspozycyjne ( $YD$  – dochody do dyspozycji gospodarstw domowych, dochody rozporządzalne) możemy w sposób ogólny zdefiniować, jako skorygowaną o wartość transferów ( $TR$ ) różnicę pomiędzy produktem krajowym brutto ( $Y \equiv PKB$ ) a wartością odprowadzanych przez gospodarstwa domowe podatków bezpośrednich i pośrednich ( $TA$ ). W rezultacie – abstrahując wstępnie od zakłóceń losowych – poziom dochodów do dyspozycji gospodarstw domowych w roku  $t$  zapiszemy następująco:

$$(4) \quad YD_t = Y_t - TA_t + TR_t = Y_t - (TA_t - TR_t),$$

gdzie wyrażenie:

$$(5) \quad NT_t = TA_t - TR_t,$$

nazwiemy **opodatkowaniem netto gospodarstw domowych w roku  $t$** <sup>4</sup>. Obecnie **stopę podatków netto ( $T$ )** w roku  $t$ , jako **relację podatków netto do produktu krajowego**, w ujęciu formalnym możemy zapisać następująco:

<sup>3</sup> Porównaj: Begg D., Fischer S., Dornbusch R., *Ekonomia, Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997, s. 54; Samuelson P.A., Nordhaus W.D., *Ekonomia*, tom 2, PWN, Warszawa 2004, s. 76–77.



$$(6) \quad T_t = NT_t / Y_t = T + \xi_t, \quad (0 < T < 1), (E\xi_t = 0).$$

W świetle przyjętego powyżej założenia uznajemy, że **stopa podatków netto** waha się losowo wokół stałego jej poziomu ( $T$ ), jako że:

$$(7) \quad ET_t = E(T + \xi_t) = ET + E\xi_t = T,$$

gdzie za pomocą symbolu  $E$  oznaczamy operator wartości oczekiwanej dowolnej zmiennej, a wyrażenie  $ET_t = T$  wskazuje, że stopa podatkowa netto ( $T_t$ ) jest zmienną losową, której średnia wartość wynosi  $T$ .

Obecnie, wyrażenie (4) - wykorzystując zdefiniowania (5) i (6) - zapisać możemy w dwu następujących wersjach:

$$(8.1) \quad YD_t = Y_t - NT_t = (1 - T_t) \cdot Y_t,$$

$$(8.2) \quad YD_t = Y_t - NT_t = (1 - T - \xi_t) \cdot Y_t$$

Z kolei wprowadzając wyrażenie (8.1) do modelu (2) otrzymujemy model, w którym konsumpcję globalną ( $C$ ) uzależniamy od produktu krajowego ( $Y$ ) i stopy podatkowej netto ( $T$ ), co zapiszemy następująco:

$$(9) \quad C(Y_t, T_t, v_t): \quad C_t = \gamma_0 + c \cdot \frac{(1 - T_t) \cdot Y_t}{YD_t} + v_t, \quad (0 < c \cdot (1 - T_t) < 1),$$

Wykorzystując (9) **definiujemy krańcową skłonność do konsumpcji (ze względu na produkt krajowy)**<sup>5</sup>. Miernik ten w zapisie formalnym przedstawia się następująco:

$$(10) \quad KSK(Y_t): \quad KSK_t = \Delta C_t / \Delta Y_t = c \cdot (1 - T_t)$$

Na podstawie powyżej zdefiniowanej krańcowej skłonności do konsumpcji ( $KSK$ ) powiemy, że:

- z każdego dodatkowego miliarda złotych produktu krajowego ( $Y$ ) społeczeństwo przeznacza na konsumpcję [ $c \cdot (1 - T_t)$ ] mld złotych, lub alternatywnie:
- wzrost produktu krajowego ( $Y$ ) o jeden miliard złotych prowadzi do wzrostu wydatków konsumpcyjnych społeczeństwa o [ $c \cdot (1 - T_t)$ ] mld złotych.

<sup>4</sup> Porównaj: Begg D., Fischer S., Dornbusch R.: *Ekonomia, Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997, s. 72–73, Ossowski J., Cz.: *Wybrane zagadnienia z makroekonomii, Pojęcia, problemy, przykłady i zadania*, WSiFiR Sopot 2004, s. 52.

<sup>5</sup> Porównaj: Begg D., Fischer S., Dornbusch R., *Ekonomia, Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997, s. 74; Ossowski J., Cz., *Wybrane zagadnienia z makroekonomii, Pojęcia, problemy, przykłady i zadania*, WSiFiR Sopot 2004, s. 52–53.



W rozważaniach makroekonomicznych powyższy miernik odgrywa ważną rolę. Na jego bowiem podstawie stwierdzamy, iż w warunkach stałości pozostałych zmiennych:

- wzrost **stopy podatkowej netto** ( $T$ ) wywołuje spadek **krańcowej skłonności do konsumpcji ze względu na PKB** [ $KSK(Y)$ ] i w konsekwencji spadek **zagregowanego popytu globalnego** ( $AD$  - *aggregate global demand*),
- spadek **stopy podatkowej netto** ( $T$ ) wywołuje wzrost **krańcowej skłonności do konsumpcji ze względu na PKB** [ $KSK(Y)$ ] i w konsekwencji wzrost **zagregowanego popytu globalnego** ( $AD$  - *aggregate global demand*).

Jeśli z kolei uznamy, że stopa podatkowa netto ( $T_t$ ) w kolejnych okresach  $t$  wykazywać będzie jedynie wahania losowe wokół pewnego średniego poziomu ( $T$ ), wówczas wprowadzając wyrażenie (8.2) do modelu (2) otrzymamy model, w którym konsumpcję globalną ( $C$ ) uzależniamy jedynie od produktu krajowego ( $Y$ ) oraz ustalonej stopy podatkowej netto ( $T$ ), co zapiszemy następująco:

$$C(Y_t, T_t, v_t): C_t = \gamma_0 + c \cdot \underbrace{(1 - T - \xi_t) \cdot Y_t}_{YD_t} + v_t = \gamma_0 + \gamma \cdot Y_t + \varepsilon_t \quad (0 < \gamma < 1), \quad (11)$$

Ostatecznie powyższą wersję modelu konsumpcji możemy przedstawić w następującej postaci:

$$(12) \quad C(Y_t, \varepsilon_t): C_t = \gamma_0 + \gamma \cdot Y_t + \varepsilon_t \quad (0 < \gamma < 1),$$

gdzie:

$$(12.1) \quad \gamma = c \cdot (1 - T), \quad [0 < \gamma = c \cdot (1 - T) < 1]$$

$$(12.2) \quad \varepsilon_t = v_t - Y_t \cdot \xi_t, \quad [E\varepsilon_t = Ev_t - Y_t \cdot E\xi_t = 0 - Y_t \cdot 0 = 0]$$

Z powyższego zapisu wynika, że obecnie  $KSK$  ze względu na  $PKB$  jest wielkością stałą z dokładnością do składnika losowego ( $\varepsilon_t$ ) i zgodnie z wyrażeniem (11) wynosi:

$$(13) \quad KSK(Y_t): KSK = \Delta C_t / \Delta Y_t = c \cdot (1 - T) = \gamma = const.$$

Zgodnie z powyższym powiemy, że z dokładnością do składnika losowego:

- z każdego dodatkowego miliarda złotych produktu krajowego społeczeństwo przeznacza na konsumpcję  $\gamma$  mld złotych,
- lub alternatywnie, wzrost produktu krajowego o miliard złotych prowadzi do przeciętnego wzrostu wydatków konsumpcyjnych społeczeństwa o około  $\gamma$  mld złotych.



Z drugiej strony należy zauważyć, że przyjęte założenia dotyczące zakłóceń losowych w rozważanym modelu wskazują, że zdefiniowany w relacjach (10), (11) oraz (12.2) składnik losowy  $\varepsilon_t$  może wykazywać autokorelację dodatnią. Wynika to z faktu, iż składnik ten jest między innymi funkcją produktu krajowego ( $Y_t$ ).

Kończąc tę część rozważań warto zauważyć, że dzieląc obustronnie wyrażenie (11) przez produkt krajowy ( $Y$ ), wyznaczamy funkcję przeciętnej skłonności do konsumpcji ( $PSK$ ), co zapiszemy następująco:

$$(14) \quad PSK(Y_t): \quad PSK_t = \gamma_0 \cdot (1/Y_t) + \gamma + (\varepsilon_t/Y_t), \quad (PSK_t = C_t/Y_t).$$

Na podstawie powyżej zapisanego modelu powiemy, że:

- **przeciętna skłonność do konsumpcji ( $PSK$ ) wyznacza udział wydatków konsumpcyjnych ( $C$ ) w produkcie krajowym ( $Y$ ),**
- w warunkach stałości krańcowej skłonności do konsumpcji ( $KSK=\gamma=const.$ ) **przeciętna skłonność do konsumpcji ( $PSK$ ) maleje wraz ze wzrostem produktu krajowego ( $Y$ ).**

Warto jednocześnie zauważyć, że funkcja (14) charakteryzuje się następującą wielkością graniczną ( $PSK^e$ ):

$$(15) \quad PSK^e = \lim_{Y_t \rightarrow \infty} [\gamma_0 \cdot (1/Y_t) + \gamma + (\varepsilon_t/Y_t)] = \gamma$$

Z powyższego wynika, że krańcowa skłonność do konsumpcji ( $KSK = \gamma$ ) wyznacza graniczną wielkość przeciętnej skłonności do konsumpcji ( $PSK$ ).

## 2. Analiza danych statystycznych dotyczących wydatków konsumpcyjnych i produktu krajowego w Polsce w latach 1995–2018

Na wstępie warto zauważyć, że analizę dotyczącą związków pomiędzy konsumpcją a produktem prowadzić możemy na podstawie **wartości nominalnych i realnych**. Należy jednocześnie podkreślić, że w przypadku gdyby indeks poziomu dóbr konsumpcyjnych ( $ICK$ ) był równy indeksowi deflatora  $PKB$  ( $IDEF$ ), to wnioski dotyczące krańcowej skłonności do konsumpcji oraz przeciętnej skłonności do konsumpcji byłyby zbliżone dla obu typów analiz. Zasadnicza różnica dotyczyłaby przede wszystkim parametru wyrazu wolnego, którego wartość wyznacza poziom konsumpcji autonomicznej. Jednak z uwagi na sposób definiowania obu mierników poziomu cen należy oczekiwać rozbieżności w ocenie podstawowych parametrów opisujących relacje pomiędzy konsumpcją i produktem krajowym w przypadku posługiwania się wartościami nominalnymi i realnymi. Porównując bowiem indeks deflatora  $PKB$  ( $IDEF_t$ ) z indeksem cen dóbr konsumpcyjnych ( $ICK_t$ ) należy podkreślić, iż:



- **$IDEF_t$**  mierzy zmianę cen dóbr finalnych wytworzonych na terenie kraju, natomiast  **$ICK_t$**  zmianę cen dóbr konsumpcyjnych (zarówno krajowych jak i zagranicznych) nabywanych na terenie kraju,
- **$IDEF_t$**  jest indeksem typu Paaschego, natomiast  **$ICK_t$**  jest indeksem typu Laspeyresa.

W rezultacie należy uznać, że:

- analiza konsumpcji na podstawie danych nominalnych jest szczególnie przydatna przy formułowaniu zależności krótkookresowych oraz określaniu zmieniających się relacji pomiędzy wydatkami konsumpcyjnymi i produktem w kolejnych latach,
- analiza konsumpcji na podstawie danych realnych wydaje się szczególnie przydatna w formułowaniu długookresowych związków pomiędzy wydatkami konsumpcyjnymi a produktem i powinna stanowić podstawę przy konstruowaniu modeli prognostycznych,
- oba typy analiz należy uznać za wzajemnie uzupełniające się - wyjaśniające nieco inne aspekty wzajemnych relacji pomiędzy konsumpcją i produkcją,
- należy sądzić, iż analiza dotycząca relacji pomiędzy konsumpcją a produkcją na podstawie danych nominalnych powinna poprzedzać analizę prowadzoną na podstawie danych realnych.

Z wyż. wym. względów, w prezentowanym artykule przeprowadzona zostanie analiza empiryczna dotycząca wzajemnych relacji pomiędzy wartościami nominalnymi wydatków konsumpcyjnych i produktu krajowego. Analiza ta może stanowić dobry punkt odniesienia dla ewentualnych dalszych badań prowadzonych na bazie wartości realnych konsumpcji i produktu krajowego. Podstawowe informacje dotyczące nominalnej konsumpcji i nominalnego produktu krajowego zamieszczono w Tabeli 1.





**Tabela1.** Nominalny produkt krajowy brutto oraz konsumpcja ogółem i gospodarstw domowych w Polsce w latach 1995–2015.

ROK: <i>t</i>	<i>PKBN<sub>t</sub></i>	<i>CON<sub>t</sub></i>	<i>CN<sub>t</sub></i>	<i>PSKO<sub>t</sub></i>	<i>PSKI<sub>t</sub></i>	<i>dPKBN<sub>t</sub></i>	<i>dCON<sub>t</sub></i>	<i>dCN<sub>t</sub></i>	<i>KSKO<sub>t</sub></i>	<i>KSKI<sub>t</sub></i>
1995	344,7	269,1	201,0	0,781	0,583	-	-	-	-	-
1996	431,2	343,2	260,4	0,796	0,604	86,5	74,1	59,4	0,857	0,687
1997	521,8	417,7	319,6	0,801	0,613	90,6	74,5	59,2	0,822	0,653
1998	606,1	481,9	370,8	0,795	0,612	84,3	64,2	51,2	0,762	0,607
1999	673,3	540,7	416,4	0,803	0,618	67,2	58,8	45,6	0,875	0,679
2000	747,0	610,3	470,3	0,817	0,630	73,7	69,6	53,9	0,944	0,731
2001	780,0	647,8	497,2	0,831	0,637	33,0	37,5	26,9	1,136	0,815
2002	810,6	688,7	532,1	0,850	0,656	30,6	40,9	34,9	1,337	1,141
2003	845,9	709,1	543,1	0,838	0,642	35,3	20,4	11,0	0,578	0,312
2004	927,3	769,4	592,2	0,830	0,639	81,4	60,3	49,1	0,741	0,603
2005	984,9	803,8	615,0	0,816	0,624	57,6	34,4	22,8	0,597	0,396
2006	1065,2	859,8	653,6	0,807	0,614	80,3	56,0	38,6	0,697	0,481
2007	1186,8	930,2	705,3	0,784	0,594	121,6	70,4	51,7	0,579	0,425
2008	1277,3	1033,8	783,5	0,809	0,613	90,5	103,6	78,2	1,145	0,864
2009	1361,9	1101,7	832,4	0,809	0,611	84,6	67,9	48,9	0,803	0,578
2010	1445,1	1166,1	875,2	0,807	0,606	83,2	64,4	42,8	0,774	0,514
2011	1566,6	1245,9	948,5	0,795	0,606	121,5	79,8	73,3	0,657	0,603
2012	1629,4	1294,6	988,2	0,795	0,606	62,8	48,7	39,5	0,776	0,629
2013	1656,9	1310,1	995,3	0,791	0,601	27,5	15,5	7,3	0,564	0,265
2014	1719,8	1344,7	1019,4	0,782	0,593	62,9	34,6	24,1	0,550	0,383
2015	1799,4	1375,4	1038,3	0,764	0,577	79,6	30,7	18,9	0,386	0,237
2016	1861,1	1420,4	1073,8	0,763	0,577	61,7	45,0	35,5	0,729	0,575
2017	1988,7	1516,9	1150,6	0,763	0,579	127,6	96,5	76,8	0,756	0,602
2018	2116,4	1607,4	1221,9	0,760	0,577	127,7	90,5	71,3	0,709	0,558

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych GUS.

gdzie:

*PKBN<sub>t</sub>* - nominalny produkt krajowy brutto w mld zł w roku *t*,

*CON<sub>t</sub>* - nominalna konsumpcja (spożycie - w tym zbiorowe) ogółem w mld zł w roku *t*,

*CN<sub>t</sub>* - nominalna konsumpcja gospodarstw domowych (spożycie indywidualne GD) w mld zł w roku *t*,

*PSKO<sub>t</sub>* = *CON<sub>t</sub>* / *PKBN<sub>t</sub>* - przeciętna skłonność do konsumpcji ogółem w ujęciu ułamkowym w roku *t*,

*PSKI<sub>t</sub>* = *CN<sub>t</sub>* / *PKBN<sub>t</sub>* - przeciętna skłonność do konsumpcji GD (indywidualna) w ujęciu ułamkowym w roku *t*,



$dPKBN_t$ :  $\Delta PKBN_t = PKBN_t - PKBN_{t-1}$  - roczny przyrost nominalnego PKB w mld zł w roku  $t$ ,

$dCON_t$ :  $\Delta CON_t = CON_t - CON_{t-1}$  - roczny przyrost nominalnej konsumpcji ogółem w roku  $t$ ,

$dCN_t$ :  $\Delta CN_t = CN_t - CN_{t-1}$  - roczny przyrost nominalnej konsumpcji gospodarstw domowych w roku  $t$ ,

$KSKO_t = \Delta CON_t / \Delta PKBN_t$  - krańcowa skłonność do konsumpcji ogółem ze względu na PKB w roku  $t$ ,

$KSKI_t = \Delta CN_t / \Delta PKBN_t$  - krańcowa skłonność do konsumpcji GD ze względu na PKB w roku  $t$ .

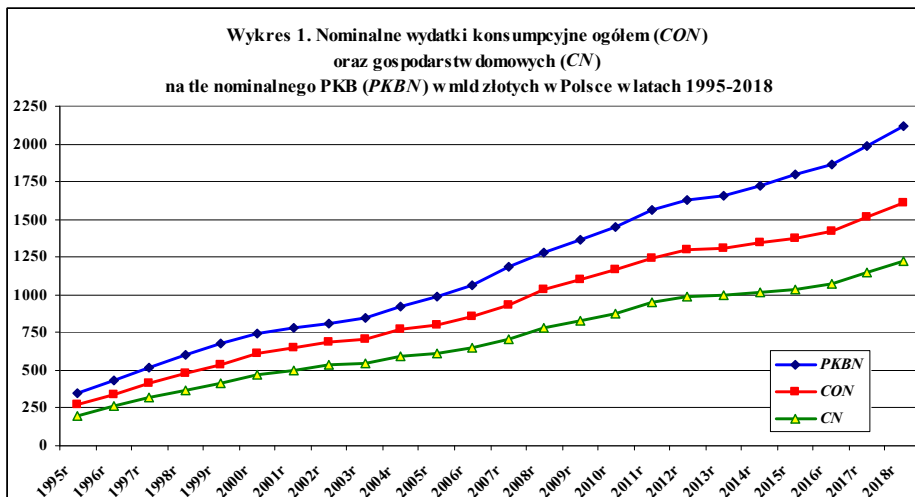
Rozważmy informacje dotyczące nominalnych wartości konsumpcji ogółem ( $CON_t$ ) oraz nominalnych wartości konsumpcji indywidualnej gospodarstw domowych ( $CN_t$ ) zamieszczone w Tabeli 1 oraz przedstawione na Wykresie 1. Warto zauważyć, że konsumpcja ogółem jest agregatem obejmującym spożycie gospodarstw domowych oraz spożycie zbiorowe, co oznacza, że  $CON_t > CN_t$  dla każdego z analizowanych lat. Z zamieszczonych w tablicy 1 danych wynika, że w ujęciu nominalnym na przestrzeni lat 1995–2018:

- konsumpcja ogółem ( $CON$ ) wzrosła z poziomu 269,1 mld złotych do poziomu 1607,4 mld zł,
- konsumpcja gospodarstw domowych ( $CN$ ) wzrosła z poziomu 201,0 mld zł do poziomu 1221,9 mld zł.

Obserwowany wzrost konsumpcji był powiązany ze wzrostem nominalnego produktu krajowego ( $PKBN_t = YN_t$ ). Nominalny produkt krajowy brutto wzrósł z poziomu 344,7 mld zł w roku 1995 do poziomu 2116,4 mld zł w 2018 roku. Z jednoczesnej analizy Wykresu 1 wynika, iż w kolejnych latach analizowanego okresu:

- rosnącemu cały czas wzrostowi nominalnego produktu krajowego ( $PKBN$ ) towarzyszyły wzrosty konsumpcji ogółem ( $CON$ ) oraz konsumpcji gospodarstw domowych ( $CN$ ),
- zmiany te wydają się ściśle skorelowane, jako że przyśpieszonym wzrostom  $PKBN$  towarzyszyły przyśpieszone wzrosty  $CON$  i  $CN$  i odwrotnie – spowolnionemu wzrostowi  $PKBN$  towarzyszyły spowolnione wzrosty  $CON$  oraz  $CN$ .





Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1.

Analiza Wykresu 1. dotycząca zmian wydatków konsumpcyjnych **CON** i **CN** oraz nominalnego produktu **PKBN** w latach 1995–2018 upoważnia nas do postawienia hipotezy o związku przyczynowo-skutkowym pomiędzy tymi zmiennymi, co w ujęciu formalnym – pomijając na obecnym etapie rozważań zakłócenia losowe – zapiszemy następująco:

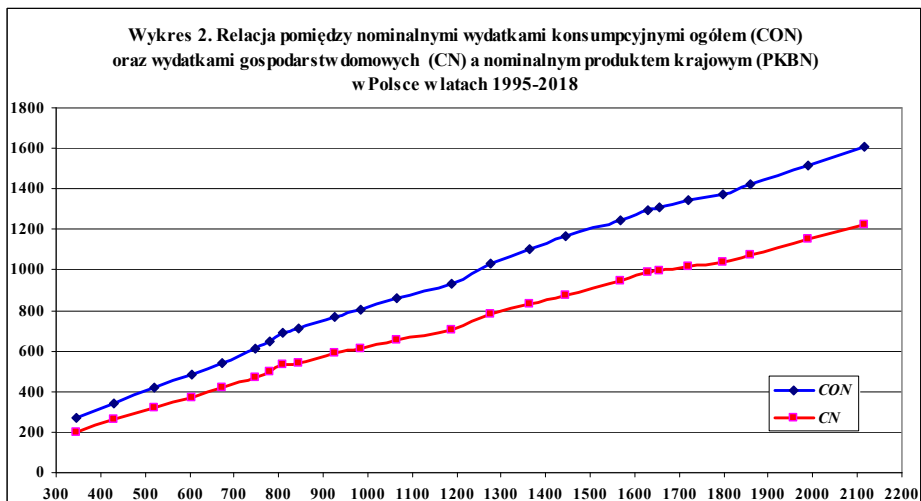
$$(15.1) \quad \begin{matrix} CON_t = CON(YN_t), & (YN_t = PKBN_t) \\ & (+) \end{matrix}$$

$$(15.2) \quad \begin{matrix} CN_t = CN(YN_t), & (YN_t = PKBN_t) \\ & (+) \end{matrix}$$

Charakter przedstawionych powyżej związków ocenić możemy na podstawie Wykresu 2, gdzie na osi odciętych odłożono wartości nominalnego produktu krajowego (**PKBN**) a na osi rzędnych wartości **CON** i **CN**. Z Wykresu 2. odczytać możemy wyraźny liniowy związek pomiędzy wydatkami konsumpcyjnymi **CON**, **CN** a **PKBN**. W rezultacie relacje (15.1) oraz (15.2) – pomijając czynnik zakłócający – zapisać możemy w następujących postaciach:

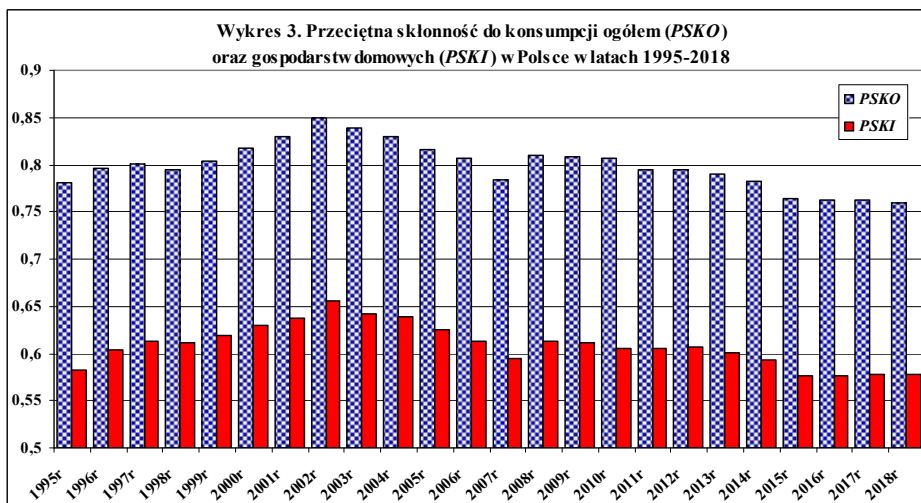
$$(16.1) \quad CON(YN_t): \quad CON_t = \gamma_{01} + \gamma_1 \cdot YN_t$$

$$(16.2) \quad CN(YN_t): \quad CN_t = \gamma_{02} + \gamma_2 \cdot YN_t$$



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1.

Przed oszacowaniem parametrów strukturalnych powyżej zapisanych liniowych modeli konsumpcji, rozważmy kształtowanie się w kolejnych latach z okresu 1995–2018 przeciętnych i krańcowych skłonności do konsumpcji.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1.

Z analizy danych zawartych w Tabeli 1. oraz z Wykresu 3. wynika, że zarówno przeciętne skłonności do konsumpcji ogółem (*PSKO*) jak i gospodarstw domowych (*PSKI*) w analizowanych latach nie wykazywały wyraźnych tendencji zmian. Zauważamy, że w latach 1995–2018:



- wskaźnik  $PSKO_t$  – wyznaczający udział nominalnej wartości spożycia konsumpcyjnego ogółem w nominalnym produkcie krajowym brutto - wahał się w granicach od 0,76 (76%) do 0,85 (85%),
- wskaźnik  $PSKI_t$  – wyznaczający udział nominalnej wartości spożycia konsumpcyjnego gospodarstw domowych w nominalnym produkcie krajowym brutto – wahał się w granicach od 0,58 (58%) do 0,66 (66%).

Celem wyznaczenia przeciętnych skłonności do konsumpcji w obu analizowanych kategoriach wyliczamy w pierwszej kolejności przeciętne wartości wydatków konsumpcyjnych ogółem i gospodarstw domowych oraz przeciętną wartość nominalnego produktu zgodnie z następującymi zasadami:

$$(17.1) \quad \overline{CON} = \left( \sum_{t=1995}^{2018} CON_t \right) : 24 = 937,03$$

$$(17.2) \quad \overline{CN} = \left( \sum_{t=1995}^{2018} CN_t \right) : 24 = 712,66$$

$$(17.3) \quad \overline{YN} = \left( \sum_{t=1995}^{2018} YN_t \right) : 24 = 1181,1 \quad (YN_t \equiv PKBN_t).$$

Wykorzystując powyższe informacje wyznaczamy przeciętne skłonności do konsumpcji dla lat 1995–2018 w obu rozważanych wariantach wg następujących zasad:

$$(18.1) \quad \overline{PSKO} = \overline{CON} : \overline{YN} = 937,03 : 1181,1 = 0,793$$

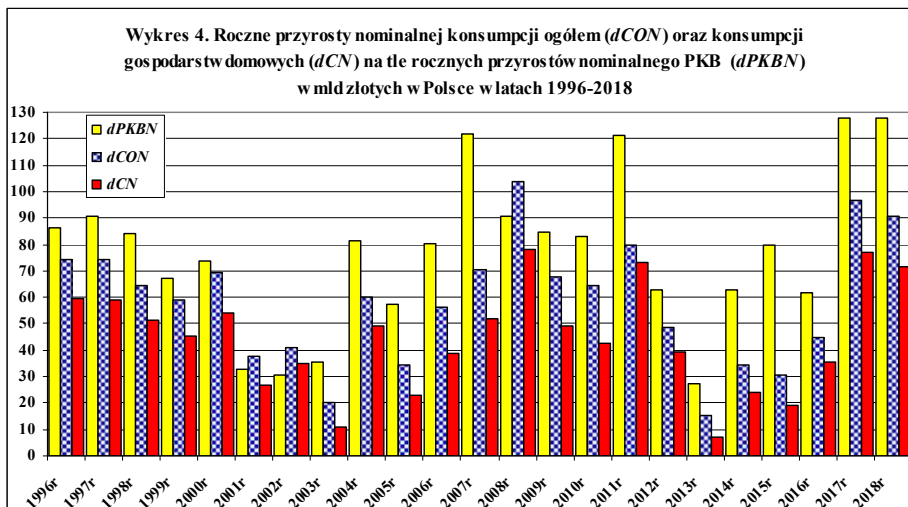
$$(18.2) \quad \overline{PSKI} = \overline{CN} : \overline{YN} = 712,66 : 1181,1 = 0,603$$

Na podstawie przedstawionych powyżej wyliczeń powiemy, że w latach 1995–2018:

- **przeciętny udział wydatków na spożycie konsumpcyjne ogółem w produkcie krajowym wynosił około 79,3%,**
- **przeciętny udział wydatków na spożycie konsumpcyjne gospodarstw domowych w produkcie krajowym wynosił około 60,3%.**

W kontekście prowadzonych rozważań istotne znaczenie mają informacje dotyczące rocznych przyrostów konsumpcji i produktu, co przedstawiono na Wykresie 4.





Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1.

Z analizy danych zawartych w Tabeli 1. oraz na podstawie sporządzonego Wykresu 4. wynika, że w analizowanych latach roczne przyrosty produktu nominalnego ( $dPKBN_t$ ) najczęściej przewyższają roczne przyrosty ogólnych wydatków konsumpcyjnych ( $dCON_t$ ) i wydatków gospodarstw domowych ( $dCN_t$ ). Daje się jednak zauważyć wyjątki, które dotyczą:

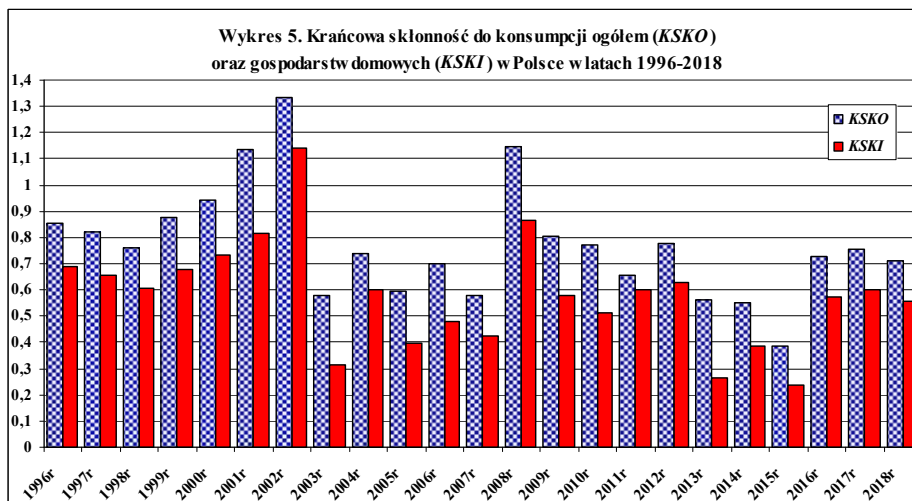
- roku 2002 w którym  $dCN_t > dPKBN_t$ , co oznacza, że w wyróżnionym roku  $KSKI_t > 1$ ,
- lat 2001, 2002 oraz 2008 w których  $dCON_t > dPKBN_t$ , co oznacza, że w wyróżnionych latach  $KSKO_t > 1$ .

Z przedstawionych powyżej względów warto prześledzić kształtowanie się w kolejnych latach analizowanego okresu mierników charakteryzujących krańcową skłonność do konsumpcji w obu rozpatrywanych wariantach. Z analizy danych statystycznych zawartych w Tabeli 1. oraz Wykresu 5. wynika, iż ze zrozumiałych względów w każdym z analizowanych lat, krańcowa skłonność do konsumpcji ogółem jest wyższa od krańcowej skłonności do konsumpcji gospodarstw domowych, czyli że  $KSKO_t > KSKI_t$  dla każdego  $t$ . Jednocześnie nietrudno zauważyć silne dodatnie skorelowanie pomiędzy obu analizowanymi miernikami konsumpcji. **Konfrontując obrazy graficzne krańcowych skłonności do konsumpcji** ujęte na Wykresie 5. **z obrazami graficznymi rocznych stóp wzrostu PKB** przedstawionymi na Wykresie 4. zauważamy, że:

- w latach ustabilizowanego wzrostu **PKB** krańcowe skłonności do konsumpcji stabilizują się na mniej więcej stałym poziomie (np. lata 1996–2000),
- w latach spowolnienia wzrostu gospodarczego krańcowe skłonności do konsumpcji gwałtownie wzrastają, przekraczając niekiedy poziom 1



- (np. lata 2001–2002), co wynika z inercyjnego utrzymywania się przyrostu konsumpcji ukształtowanego w latach koniunktury,
- po okresie nadmiernie wysokiego wzrostu krańcowych skłonności do konsumpcji następuje odreagowanie, mające charakter korekty, prowadzące do ustabilizowania się krańcowych skłonności do konsumpcji na niższym poziomie; jest to związane z dostosowaniem się przyrostu konsumpcji do długookresowego przyrostu produktu.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1.

Uogólniając możemy uznać, że poziom konsumpcji społeczeństwa, będąc dodatnio uzależniony od produktu krajowego:

- ma charakter inercyjny,
- podlega opóźnionej korekcie związanej z charakterem zmian w dynamice PKB.

Oznacza to, że prowadząc pogłębione badania wpływu produktu na poziom konsumpcji należy w procesie modelowania założyć występowanie korygowanych efektów krótkookresowych, rzutujących na efekty długookresowe procesu konsumpcji. Tym samym, w przypadku szacowania statycznych modeli liniowych, należy liczyć się z autokorelacją składników losowych.

### 3. Wyniki oszacowań i interpretacja makroekonomicznego modelu konsumpcji ogółem

Wykorzystując dane statystyczne zamieszczone w Tablicy 1., w pierwszej kolejności oszacowano model, w którym wartość nominalnej konsumpcji ogółem (*CON*) uzależniono od nominalnej wartości nominalnego produktu krajowego brutto (*YN=PKBN*). Zakładając liniową zależność konsumpcji od produktu kra-



jowego – zgodnie z zapisem (16.1) oraz uznając wpływ zakłóceń losowych ( $\varepsilon_t$ ) na zmienną objaśnianą, rozważany model zapiszemy następująco:

$$(17) \quad CON(YN_t, \varepsilon_t): CON_t = \gamma_{01} + \gamma_{11} \cdot YN_t + \varepsilon_t, \quad (YN_t = PKBN_t)$$

Powyższy model – wykorzystując oprogramowanie **Gretl** – oszacowano metodą najmniejszych kwadratów (**MNK**). Wyniki oszacowań przedstawiono w Tabelicy 2. Wstępna analiza zawartych tam oszacowań wskazuje na wysoki stopień autokorelacji składników losowych, jako że współczynnik autokorelacji reszt pierwszego rzędu (**rho1**) wyniósł około **0,823**. Aby rozstrzygnąć na gruncie statystycznym istotność autokorelacji składników losowych rozważanego modelu, weryfikujemy następująco zdefiniowaną hipotezę zerową względem jej alternatywy:

$$H_0: \rho_1 = 0$$

$$H_1: \rho_1 > 0$$

Z tablic rozkładu **DW** odczytujemy wartości krytyczne  **$d_L$**  i  **$d_U$** . Dla liczby obserwacji  **$n=24$**  i liczby zmiennych objaśniających modelu  **$k=1$**  oraz przyjętego poziomu istotności  **$\alpha=0,05$**  wartości te wynoszą odpowiednio:  **$d_L = 1,273$** ,  **$d_U = 1,446$** . Porównując obliczoną wartość statystyki Durбина-Watsona (**DW**) z wartościami krytycznymi stwierdzamy, iż  **$DW = 0,3038 < d_L = 1,273$** . W zaistniałej sytuacji hipotezę zerową odrzucamy na rzecz hipotezy alternatywnej. Oznacza to, że w analizowanym modelu składnik losowy wykazuje statystycznie istotną dodatnią autokorelację pierwszego rzędu. Podważa to wiarygodność oszacowań parametrów strukturalnych rozważanego modelu.

**Tabela 2.** Stylizowany wydruk oszacowań modelu konsumpcji ogółem:

$$CON_t = \gamma_{01} + \gamma_{11} YN_t + \varepsilon_t$$

Estymacja MNK, wykorzystane obserwacje z lat: 1995–2018 ( $n = 24$ )

Zmienna zależna: CON.

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	47,1151	12,4284	3,791	0,0010	***
YN	0,753436	0,00964728	78,10	<0,0001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	937,0292	Odch. stand. zm. zależnej	396,5955
Suma kwadratów reszt	13001,71	Błąd standardowy reszt	24,31022
Wsp. determ. R-kwadrat	0,996406	Skorygowany R-kwadrat	0,996243
Autokorel. reszt - rho1	0,822537	Stat. Durбина-Watsona	0,303792

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1. i oprogramowania Gretl.





Celem uwiarygodnienia oszacowań parametrów strukturalnych modelu zastosowano procedurę polegającą na takim przekształceniu modelu, aby osłabić lub wręcz usunąć występującą w nim autokorelację składnika losowego. Procedura ta, zwana niekiedy **metodą różniczki zupełnej**<sup>6</sup>, polega na oszacowaniu parametrów strukturalnych modelu po wcześniejszym obliczeniu pierwszych różnic wszystkich zmiennych występujących w modelu. Należy podkreślić, że stosując tę procedurę uznajemy, iż współczynnik autokorelacji składnika losowego jest dodatni i bliski jedności. W przypadku rozważanego modelu **metoda różniczki zupełnej** sprowadza się do następujących działań:

**I krok:** przedatowanie modelu (18) z okresu  $t$  na okres wcześniejszy  $t-1$ :

(19)

$$CON(YN_{t-1}, \varepsilon_{t-1}): CON_{t-1} = \gamma_{01} + \gamma_1 \cdot YN_{t-1} + \varepsilon_{t-1}, \quad (YN_t = PKBN_t)$$

**II krok:** obliczenie pierwszych różnic zmiennych modelu poprzez odjęcie od elementów modelu (18) odpowiadających sobie elementów modelu (19):

(20)

$$\Delta CON(\Delta YN_t, \eta_t): dCON_t = \gamma_1 \cdot dYN_{t-1} + \eta_t, \quad (dYN_t = dPKBN_t)$$

gdzie:

$$dCON_t: \Delta CON_t = CON_t - CON_{t-1}$$

$$dYN_t: \Delta YN_t = YN_t - YN_{t-1}$$

$$\eta_t: \Delta \varepsilon_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}, \quad (E\eta_t, \eta_{t-1} = 0), (E\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1} > 0)$$

**III Krok:** oszacowanie parametru  $\gamma_1$  modelu (20) za pomocą MNK oraz zweryfikowanie oszacowanej postaci modelu:

$$(21.1) \quad \Delta C\hat{O}N(\Delta YN_t): dC\hat{O}N_t = \hat{\gamma}_1 \cdot dYN_{t-1}, \quad (dYN_t = dPKBN_t)$$

gdzie:

$$(21.2) \quad \hat{\eta}_t = dCON_t - dC\hat{O}N_t$$

**IV Krok:** oszacowanie parametru strukturalnego wyrazu wolnego ( $\gamma_{01}$ ) postaci pierwotnej według następującej zasady:

$$(22) \quad \hat{\gamma}_{01} = \overline{CON} - \hat{\gamma}_1 \cdot \overline{YN},$$

gdzie wyrażenia  $\overline{CON}$  oraz  $\overline{YN}$  są średnimi arytmetycznymi odpowiednio nominalnej konsumpcji ogółem oraz nominalnego produktu krajowego brutto, obliczanymi zgodnie z (17.1) i (17.3).

<sup>6</sup> Patrz: Pawłowski Z., *Elementy Ekonometrii*, PWN, Warszawa 1981, s. 225–232.



**V Krok:** Zdefiniowanie modelu wartości teoretycznych konsumpcji ogółem:

$$(23) \quad \widehat{CON}_t = \hat{\gamma}_{01} + \hat{\gamma}_1 \cdot YN_t$$

Powyżej opisaną procedurę tzw. **różniczki zupełnej** zastosowano szacując model (19). Wyniki oszacowań przedstawiono w Tabelicy 3. Wstępna analiza zawartych tam oszacowań wskazuje na nieistotną autokorelację składników losowych, jako że współczynnik autokorelacji reszt pierwszego rzędu (**rho1**) wyniósł około **0,124**. Aby ostatecznie rozstrzygnąć kwestię istotności autokorelacji składników losowych modelu (20), weryfikujemy następująco zdefiniowaną hipotezę zerową względem jej alternatywy:

$$H_0: \rho_1 = 0$$

$$H_1: \rho_1 > 0$$

Z tablic rozkładu **DW** odczytujemy wartości krytyczne  $d_L$  i  $d_U$ . Obecnie dla liczby obserwacji  $n=23$  i liczby zmiennych objaśniających  $k=1$  oraz przyjętego poziomu istotności  $\alpha=0,05$  wartości te wynoszą odpowiednio:  $d_L = 1,257$ ,  $d_U = 1,437$ . Porównując obliczoną wartość statystyki Durbina-Watsona (**DW**) z wartościami krytycznymi stwierdzamy, iż  $DW = 1,723 > d_U = 1,437$ . W zaistniałej sytuacji przychylamy się w kierunku hipotezy zerowej zakładającej brak autokorelacji składników losowych. Tym samym wykluczamy dodatnią autokorelację sformułowaną w hipotezie alternatywnej. Wynik ten uwiarygodnia oszacowaną postać modelu (20), którą zgodnie z (21.1) zapiszemy następująco:

$$(24.1) \quad \Delta \widehat{CON}(\Delta YN_t): \quad d\widehat{CON}_t = 0,744 \cdot dYN_{t-1}, \quad (dYN_t = dPKBN_t) \\ (0,034)$$

gdzie zgodnie z (21.2):

$$(24.2) \quad \hat{\eta}_t = dCON_t - d\widehat{CON}_t = dCON_t - 0,744 \cdot dYN_t$$



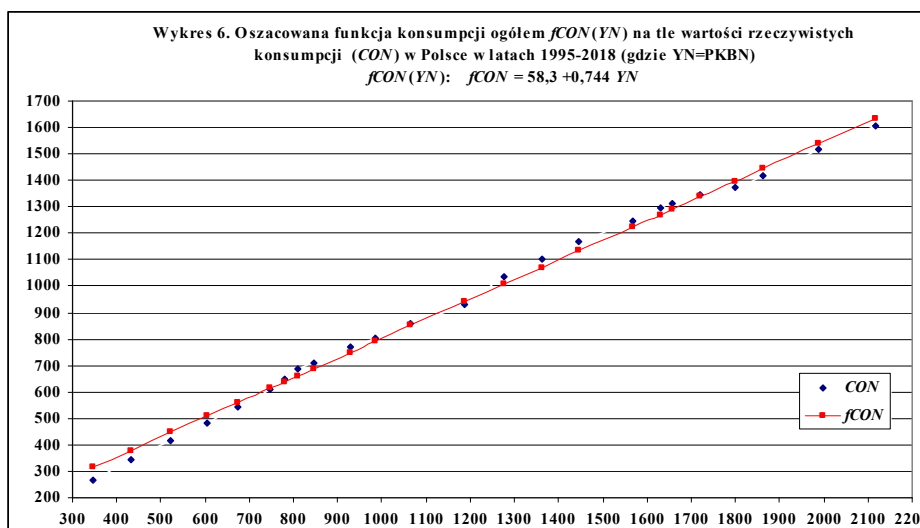
**Tabela 3.** Stylizowany wydruk oszacowań modelu przyrostu konsumpcji ogółem:  $dCON_t = \gamma_1 dYN_t + \eta_t$  Estymacja MNK, wykorzystane obserwacje z lat 1995–2018 ( $n = 23$ ).

Zmienna zależna: dCON.

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
dYN	0,743721	0,0339033	21,94	<0,0001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	58,18696	Odch. stand. zm. zależnej	23,48828
Suma kwadratów reszt	3935,129	Błąd standardowy reszt	13,37421
Niecentrowany R-kwadr.	0,956281	Centrowany R-kwadrat	0,675784
Autokorel. reszt - rho1	0,124279	Stat. Durбина-Watsona	1,723373

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1 i oprogramowania Gretl.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1.

Celem oszacowania parametru wyrazu wolnego ( $\gamma_{01}$ ) występującego w modelu (17) wykorzystujemy formułę wyrażoną w (22). Wyrażenie to po wprowadzeniu wcześniej wyliczonych wartości średnich konsumpcji i produktu oraz oszacowanego parametru kierunkowego zapiszemy następująco:

$$(25) \quad \hat{\gamma}_{01} = \overline{CON} - \hat{\gamma}_1 \cdot \overline{YN} = 937,03 - 0,744 \cdot 1181,1 = 58,3,$$



Ostatecznie oszacowana postać modelu (17) przyjmie następującą formę:

$$(26) \quad fCON(YN_t): \hat{CON}_t = 58,3 + 0,744 \cdot YN_t, \quad (YN_t \equiv PKBN_t) \\ (0,034)$$

Oszacowaną powyżej postać funkcji konsumpcji ogółem [***fCON(YN<sub>t</sub>) - fitted values***] na tle wartości rzeczywistych konsumpcji ogółem (***CON<sub>t</sub>***) przedstawiono na wykresie 6. Jednocześnie na podstawie modelu (26) wyznaczamy krańcową skłonność do konsumpcji ogółem, co zapiszemy następująco:

$$(27) \quad KSKO = \frac{\Delta \hat{CON}_t}{\Delta YN_t} = 0,744 (0,034)$$

Na podstawie (27) powiemy, że w latach 1995-2018 z każdego dodatkowego miliarda nominalnego produktu krajowego brutto (***PKBN***) społeczeństwo przeznaczało na konsumpcję ogółem (***CON***) około **0,744 miliarda złotych** z przeciętnym błędem wynoszącym **0,034 miliarda złotych**.

#### 4. Wyniki oszacowań i interpretacja makroekonomicznego modelu konsumpcji gospodarstw domowych

Zakładając obecnie liniową zależność nominalnej wartości konsumpcji gospodarstw domowych (***CN***) od nominalnego produktu krajowego brutto (***PKBN***) – zgodnie z zapisem (16.2) oraz uznając wpływ zakłóceń losowych (***ε<sub>t</sub>***) na zmienną objaśnianą, rozważany model zapiszemy następująco:

$$(28) \quad CN(YN_t, \varepsilon_t): CN_t = \gamma_{02} + \gamma_2 \cdot YN_t + \varepsilon_t, \quad (YN_t = PKBN_t)$$

Na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1 powyższy model – podobnie jak w poprzednim przypadku – oszacowano metodą najmniejszych kwadratów (***MNK***). Wyniki oszacowań przedstawiono w Tabeli 4. Wstępna analiza zawartych tam oszacowań wskazuje na wysoki stopień autokorelacji składników losowych, jako że współczynnik autokorelacji reszt pierwszego rzędu (***rho1***) wyniósł około **0,7719 a wartość statystyki DW = 0,336**. Oznacza to, że w analizowanym modelu składnik losowy wykaże statystycznie istotną dodatnią autokorelację pierwszego rzędu. Podważa to wiarygodność oszacowań parametrów strukturalnych modelu (28).



**Tabela 4.** Stylizowany wydruk oszacowań modelu konsumpcji ogółem:

$$CN_t = \gamma_{02} + \gamma_2 YN_t + \varepsilon_t$$

Estymacja MNK, wykorzystane obserwacje z lat: 1995-2018 ( $n = 24$ )

Zmienna zależna: CN.

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
const	41,6352	10,2572	4,059	0,0005	***
PKBN	0,568118	0,00796189	71,35	<0,0001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	712,6625	Odch. stand. zm. zależnej	299,1536
Suma kwadratów reszt	8855,688	Błąd standardowy reszt	20,06318
Wsp. determ. R-kwadrat	0,995698	Skorygowany R-kwadrat	0,995502
Autokorel. reszt - rho1	0,771780	Stat. Durbina-Watsona	0,336261

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1. i oprogramowania Gretl.

Celem uwiarygodnienia oszacowań parametrów strukturalnych modelu (28) zastosowano procedurę tzw. **różniczki zupełnej**. W rezultacie – podobnie jak w rozważanym wcześniej przypadku – przeformatowano model (28) do postaci pierwszych różnic. Obecnie rozważaną postacią modelu konsumpcji gospodarstw domowych (GD) zapiszemy następująco:

$$(29) \quad \Delta CN(\Delta YN_t, \eta_t): dCN_t = \gamma_2 \cdot dYN_{t-1} + \eta_t, \quad (dYN_t = dPKBN_t)$$

gdzie:

$$dCN_t: \Delta CN_t = CN_t - CN_{t-1}$$

$$dYN_t: \Delta YN_t = YN_t - YN_{t-1}$$

$$\eta_t: \Delta \varepsilon_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}, \quad (E\eta_t, \eta_{t-1} = 0), (E\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1} > 0)$$

Wyniki oszacowań modelu (29) przedstawiono w Tablicy 5. Wstępna analiza zawartych tam oszacowań wskazuje na nieistotną autokorelację składników losowych, jako że współczynnik autokorelacji reszt pierwszego rzędu (**rho1**) wyniósł około **0,114**. Aby ostatecznie rozstrzygnąć kwestię istotności autokorelacji składników losowych modelu (29), weryfikujemy dwie względem siebie alternatywne hipotezy:  $H_0: \rho_1 = 0$ ,  $H_1: \rho_1 > 0$ . Z tablic rozkładu **DW** odczytujemy wartości krytyczne  $d_L$  i  $d_U$ , które wynoszą odpowiednio:  $d_L = 1,257$ ,  $d_U = 1,437$ . Porównując obliczoną wartość statystyki **DW** z wartościami krytycznymi stwierdzamy, iż  $DW = 1,739 > d_U = 1,437$ . W tej sytuacji przychyłamy się w kierunku hipotezy zerowej wykluczającej wystąpienie dodatniej autokorelacji składnika losowego. Uwiarygodnia to oszacowaną postać modelu (29), którą zapiszemy następująco:



$$(30) \quad \Delta \hat{CN}(\Delta YN_t): d\hat{CN}_t = 0,574 \cdot dYN_{t-1}, \quad (dYN_t = dPKBN_t) \\ (0,029)$$

gdzie funkcja reszt transformowanej postaci modelu pierwotnego przyjmie następującą postać:

$$(31) \quad \hat{\eta}_t = dCN_t - d\hat{CN}_t = dCON_t - 0,574 \cdot dYN_t$$

**Tabela 5.** Stylizowany wydruk oszacowań modelu przyrostu konsumpcji gospodarstw domowych:  $dCN_t = \gamma_1 dYN_t + \eta_t$  Estymacja MNK, wykorzystane obserwacje z lat 1995–2018 ( $n = 23$ ) Zmienna zależna: dCN.

	Współczynnik	Błąd stand.	t-Studenta	wartość p	
dPKBN	0,574318	0,0294629	19,49	<0,0001	***

Średn. arytm. zm. zależnej	44,38696	Odch. stand. zm. zależnej	20,20959
Suma kwadratów reszt	2971,841	Błąd standardowy reszt	11,62255
Niecentrowany R-kwadr.	0,945270	Centrowany R-kwadrat	0,669259
Autokorel. reszt - rho1	0,114296	Stat. Durbina-Watsona	1,738526

Źródło: Obliczenia i opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1 i oprogramowania Gretl.

Celem oszacowania parametru wyrazu wolnego ( $\gamma_{02}$ ) występującego w modelu (28) adoptujemy do obecnego modelu formułę wyrażoną w (22). Wyrażenie to po wprowadzeniu wcześniej wyliczonych wartości średnich konsumpcji gospodarstw domowych i produktu oraz oszacowanego parametru kierunkowego zapiszemy następująco:

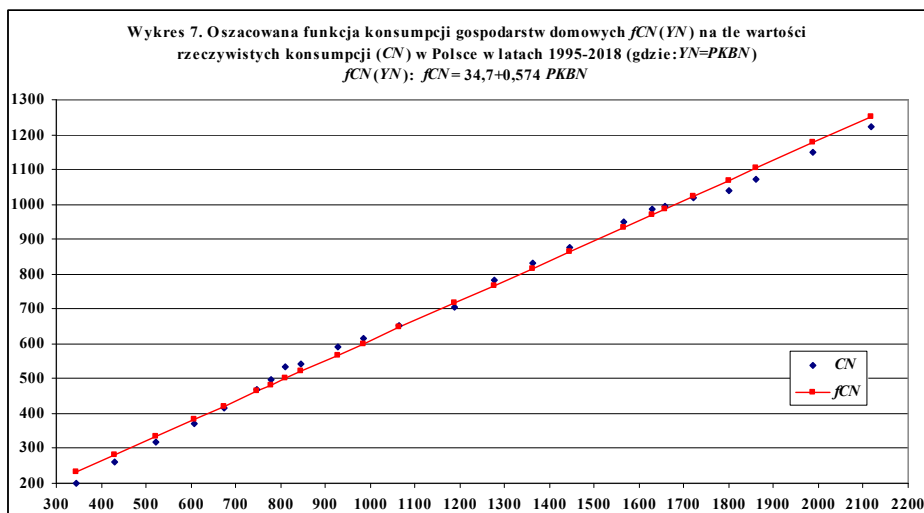
$$(32) \quad \hat{\gamma}_{02} = \overline{CN} - \hat{\gamma}_2 \cdot \overline{YN} = 712,66 - 0,574 \cdot 1181,1 = 34,71$$

Ostatecznie oszacowana postać modelu (28) przyjmie następującą formę:

$$(33) \quad fCN(YN_t): \hat{CN}_t = 34,7 + 0,574 \cdot YN_t, \quad (YN_t \equiv PKBN_t) \\ (0,029)$$

Oszacowaną powyżej postać funkcji konsumpcji ogółem [ $fCN(YN_t)$  – *fitted values*] na tle wartości rzeczywistych konsumpcji gospodarstw domowych ( $CN_t$ ) przedstawiono na Wykresie 7.





Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1.

Przechodząc do interpretacji modelu (33) wyznaczamy **krańcową skłonność do indywidualnej konsumpcji gospodarstw domowych**, zgodnie z następującym zapisem:

$$(34) \quad KSKI = \frac{\Delta \hat{CN}_t}{\Delta YN_t} = 0,574 (0,029)$$

Na podstawie (34) powiemy, że w latach 1995-2018 z każdego dodatkowego miliarda nominalnego produktu krajowego brutto ( $PKBN$ ) gospodarstwa domowe przeznaczają na swoją indywidualną konsumpcję ( $CN$ ) około **0,574 miliarda złotych** z przeciętnym błędem wynoszącym **0,029 miliarda złotych**.

### Zakończenie

Przeprowadzając wstępną, empiryczną analizę związków pomiędzy nominalną konsumpcją globalną a nominalnym produktem krajowym potwierdzono – sformułowaną w części teoretycznej pracy - ich liniową zależność. Jednocześnie pogłębiona analiza materiału empirycznego wykazywała, że poziom konsumpcji społeczeństwa – będąc dodatnio uzależniony od produktu krajowego – ma charakter inercyjny i jednocześnie może podlegać opóźnionej korekcie. Oznacza to, że szacując parametry strukturalne statycznego liniowego modelu konsumpcji należało oczekiwać autokorelacji składników losowych. Zostało to potwierdzone, jako że wyniki oszacowań za pomocą metody najmniejszych kwadratów dwu rozważanych wersji liniowych modeli konsumpcji wykazały istotną statystyczną autokorelację. Uwiarygodnienie wyników oszacowań rozważanych modeli konsumpcji, nastąpiło dzięki zastosowaniu metody różniczki zupełnej. Ostatecznie w stosunku do konsumpcji ogółem ( $CON$ ) oraz konsumpcji



gospodarstw domowych (**CN**) wykazano, że w gospodarce polskiej w latach 1995–2018:

- z każdego dodatkowego miliarda nominalnego produktu krajowego brutto (**PKBN**) społeczeństwo przeznaczało na konsumpcję ogółem (**CON**) około **0,744 miliarda złotych** z przeciętnym błędem wynoszącym **0,034 miliarda złotych**.
- z każdego dodatkowego miliarda nominalnego produktu krajowego brutto (**PKBN**) gospodarstwa domowe przeznaczały na swoją indywidualną konsumpcję (**CN**) około **0,574 miliarda złotych** z przeciętnym błędem wynoszącym **0,029 miliarda złotych**.

### **Bibliografia**

1. Begg D., Fischer S., Dornbusch R., *Ekonomia, Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997.
2. Burda M., Wyplosz Ch., *Makroekonomia, Podręcznik europejski*, PWE, Warszawa 1995.
3. Hall R. E., Taylor J.B.: *Makroekonomia – teoria, funkcjonowanie i polityka*, PWN, Warszawa 1995.
4. Maddala G.S., *Ekonometria*, PWN, Warszawa 2006.
5. Ossowski J., Cz., *Wybrane zagadnienia z makroekonomii, Pojęcia, problemy, przykłady i zadania*, WSFiR, Sopot 2004.
6. Pawłowski Z., *Elementy Ekonometrii*, PWN, Warszawa 1981.
7. Samuelson P.A, Nordhaus W.D., *Ekonomia*, tom 2, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2004.
8. Strzała K., Przechlewski T., *Ekonometria inaczej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk 2002.
9. Theil H., *Zasady ekonometrii*, PWN, Warszawa 1984.
10. GUS Warszawa – strona domowa.
11. *Roczniki statystyczne GUS*, GUS, Warszawa, lata:1995–2014.

### **Informacje o autorze**

dr hab. Jerzy Czesław Ossowski prof. PG  
Politechnika Gdańska  
Wydział Zarządzania i Ekonomii, Polska  
e-mail: joss@zie.pg.gda.pl

