

# KRÓTKO- I DŁUGOOKRESOWE SKORYGOWANE KRAŃCOWE SKŁONNOŚCI DO KONSUMPCJI. GOSPODARKA POLSKI W LATACH 1995–2018

*Jerzy Czesław Ossowski<sup>1</sup>*

## Streszczenie

We wstępnej części artykułu – odwołując się do teorii Keynesa – omówiono i zdefiniowano podstawowe relacje makroekonomiczne pomiędzy konsumpcją globalną a produktem krajowym brutto. W następnej kolejności przeprowadzono analizę informacji statystycznych dotyczących prywatnych wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych (*C*) oraz globalnych wydatków konsumpcyjnych społeczeństwa (*CO*) na tle produktu krajowego brutto (*PKB*) w Polsce w latach 1995–2018. Przeprowadzona analiza materiału empirycznego pozwoliła na sformułowanie wstępnych założeń dotyczących analizowanych makrozależności.

W zasadniczej części teoretycznej artykułu – odwołując się między innymi do wniosków z części empirycznej analizy – sformułowano hipotezę badawczą, zgodnie z którą: zależność pomiędzy konsumpcją realną (*C* lub *CO*) a produktem krajowym brutto (*PKB*) ma charakter liniowy, inercyjny oraz podlega mechanizmowi korekty. Celem zweryfikowania postawionej hipotezy sformułowano autoregresyjny model konsumpcji globalnej, który podlegał mechanizmowi korekty błędem (*ECM*). Na podstawie postaci analitycznej rozważanego modelu zdefiniowano następujące mierniki:

- krótkookresową, natychmiastową nieskorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji (*SrKSKim*),
- krótkookresową skorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji (*SrKSKcrd*),
- długookresową skorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji (*LrKSKcrd*).

Ponadto zdefiniowano funkcję trendu przełącznikowego, który przyporządkowano rozważanemu dynamicznemu modelowi korekty błędem (*ECM*).

W części empirycznej artykułu rozpatrzono dwie wersje rozważanego autoregresyjnego modelu konsumpcji z mechanizmem korekty. W pierwszej wersji modelu uzależniono realną konsumpcję prywatną gospodarstw domowych (*C*) od produktu krajowego (*PKB*). Z kolei w drugiej wersji uzależniono realną konsumpcję

---

<sup>1</sup> Wydział Zarządzania i Ekonomii, Politechnika Gdańska / Faculty of Management and Economics, Gdańsk University of Technology.

całkowitą społeczeństwa ( $CO$ ) od produktu krajowego ( $PKB$ ). Obie wersje modelu oszacowano, zweryfikowano oraz zinterpretowano.

Przeprowadzona analiza oszacowanych wersji modelu potwierdziła sformułowaną w części teoretycznej hipotezę badawczą zgodnie z którą realna konsumpcja:

- jest liniowo zależna od produktu krajowego brutto,
- ma charakter inercyjny,
- jest korygowana w czasie.

**Słowa kluczowe:** mechanizm korekty błędem, autoregresyjny model konsumpcji globalnej, krótkookresowa skorygowana krańcowa skłonność do konsumpcji, długookresowa skorygowana krańcowa skłonność do konsumpcji.

## 1. Makroekonomiczna funkcja konsumpcji – uwagi wprowadzające

W ekonomii keynesowskiej kluczowe znaczenie przypisuje się popytowi globalnemu, który często nazywany jest popytem zagregowanym (ang. *Aggregate Demand – AD*). To popyt globalny ( $AD$ ) decyduje o stopniu wykorzystania makroekonomicznych czynników produkcji, czyli pracy ( $L$ ), kapitału ( $K$ ), zasobów naturalnych ( $M$ ) oraz technologii [ $A(t)$ ], podnoszącej efektywność produkcji w czasie  $t$ . Z kolei popyt globalny jest agregatem kształtowanym przez ekonomicznie uzasadnione wydatki na dobra konsumpcyjne ( $C$ ), dobra inwestycyjne ( $I$ ) a ponadto wydatki rządowe ( $G$ ) oraz zewnętrzne zapotrzebowanie na dobra eksportowane ( $Ex$ ) i wewnętrzne zapotrzebowanie na dobra importowane ( $Im$ )<sup>2</sup>. Zauważmy, że wydatki rządowe – realizowane z pozyskiwanych podatków bezpośrednich i pośrednich – oznaczają zakupy dóbr materialnych i usługi na rzecz władz centralnych i terytorialnych kraju. Mogą to być dobra inwestycyjne i konsumpcyjne np. dotyczące konsumpcji zbiorowej. Natomiast mówiąc o wydatkach na usługi mamy na myśli wynagrodzenia za świadczenia pracy pracowników państwowych i samorządowych<sup>3</sup>.

Najczęściej za punkt wyjścia w keynesowskiej analizie konsumpcji globalnej uznaje się występowanie dodatniej zależności pomiędzy ekonomicznie uzasadnio-

<sup>2</sup> W poruszonym kontekście w literaturze makroekonomicznej mówi się najczęściej o dodatnim wpływie eksportu netto ( $NX$ ) na popyt globalny ( $AD$ ), gdzie eksport netto jest różnicą pomiędzy eksportem ( $Ex$ ) a importem ( $Im$ ) [patrz: Begg D., Fischer S., Dornbusch R. (1997), s. 87–90].

<sup>3</sup> Porównaj: [Blanchard O.J., (2011), s. 64].



nymi wydatkami na dobra konsumpcyjne ( $C$ ) a dochodem rozporządzalnym<sup>4</sup> (dochodem do dyspozycji, dochodem dyspozycyjnym) gospodarstw domowych ( $Y_D$ )<sup>5</sup>:

$$C = C(Y_D) \quad (1)$$

(+)

Z drugiej strony, zauważmy, że w ujęciu dochodowym produkt krajowy brutto ( $PKB \equiv Y$ ) jest nieopodatkowaną sumą dochodów gospodarstw domowych z pracy  $Yinc(L)$  oraz dochodów gospodarstw domowych z kapitału  $Yinc(K)$ , co zapiszemy następująco:

$$PKB : Y = Yinc(L) + Yinc(K) \quad (2)$$

Jeśli założymy, że podatki netto ( $NT$ ) są różnicą pomiędzy podatkami brutto ( $TA$ ) a wartością transferów ( $TR$ ), to dochody rozporządzalne gospodarstw domowych ( $Y_D$ ) zdefiniujemy następująco:

$$Y_D = Y - NT \Rightarrow Y_D = (1 - T) \cdot Y, \quad (NT = TA - TR), \quad (T = NT / Y), \quad (3)$$

gdzie współczynnik  $T$  jest stopą podatków netto. W rezultacie wprowadzając wyrażenie (3) do postaci wyjściowej modelu konsumpcji (1) stwierdzamy, że:

$$C = C[(1 - T) \cdot Y] \quad (4)$$

Z powyższego wynika, że konsumpcja globalna ( $C$ ) jest dodatnio uzależniona od produktu krajowego brutto ( $Y$ ) oraz ujemnie od stopy podatkowej netto ( $T$ ). Uznajmy obecnie, że w kolejnych okresach czasu  $t=1,2,3,\dots$  stopa podatków netto ( $T_t$ ) wykazywać będzie jedynie wahania losowe wokół pewnego średniego poziomu ( $T$ ). W zarysowanej sytuacji konsumpcję globalną ( $C_t$ ) w okresie  $t$  uznać możemy za funkcję produktu krajowego ( $Y_t$ ) z dokładnością do zakłócenia losowego ( $\varepsilon_t$ ) i w rezultacie przekształconą postać modelu (4) zapiszemy następująco<sup>6</sup>:

<sup>4</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. (2004), s. 580]. Podobnie definiują **dochody rozporządzalne**: Begg D., Fischer S., Dornbusch R. (1997), s. 52.

<sup>5</sup> Czytamy: Funkcja konsumpcji obrazuje wielkość zamierzonej konsumpcji globalnej przy każdym poziomie rozporządzalnych dochodów osobistych [Begg D., Fischer S., Dornbusch R. (1997) s. 53]. Niekiedy uznaje się, że o poziomie całkowitej konsumpcji decyduje obok dochodów rozporządzalnych również majątek ludności; patrz: [Burda M., Wyplosz Ch. (1995), s. 95–96].

<sup>6</sup> Porównaj: [Allen R.G.D. (1975), s. 31–33]. Charemza i Deadman takie podejście do makroekonomicznej analizy konsumpcji określają hipotezą dochodu absolutnego (ang. *Absolute Income Hypothesis – AIH*) [Charemza W.W, Deadman D.D. (1997), s. 38].



$$C_t = C(Y_t, \varepsilon_t) \quad (5)$$

Najczęściej w literaturze przedmiotu powyższą zależność przedstawia się w postaci liniowego modelu konsumpcji globalnej<sup>7</sup>:

$$C(Y_t, \varepsilon_t): C_t = \gamma_0 + \gamma \cdot Y_t + \varepsilon_t \quad (0 < \gamma < 1), \quad (6)$$

gdzie parametr  $\gamma_0$  wyznacza tzw. autonomiczny poziom konsumpcji, a więc minimalny poziom konsumpcji, niezależny od poziomu produktu. Jednocześnie na podstawie powyższego wyrażenia definiujemy tzw. **krańcową skłonność do konsumpcji (KSK ze względu na PKB)**. **KSK** w rozważanym tutaj przypadku modelu liniowego jest stała i równa parametrowi  $\gamma$ , jako że:

$$KSK(Y_t): KSK = \Delta C_t / \Delta Y_t = \gamma = const. \quad (7)$$

Na podstawie (7) powiemy, iż 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.

Kończąc tę część rozważań warto zauważyć, że dzieląc obustronnie model (6) przez produkt krajowy ( $Y$ ), wyznaczamy funkcję przeciętnej skłonności do konsumpcji (**PSK**), co zapiszemy następująco:

$$PSK(Y_t): PSK_t = \gamma_0 \cdot (1/Y_t) + \gamma + (\varepsilon_t/Y_t), \quad (PSK_t = C_t/Y_t). \quad (8)$$

Z powyżej zapisanego modelu wynika, że:

- przeciętna skłonność do konsumpcji (**PSK**) wyznacza udział wydatków konsumpcyjnych ( $C$ ) w produkcie krajowym ( $Y$ ), a tym samym w łącznych dochodach gospodarstw domowych przed opodatkowaniem;
- 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 (8) charakteryzuje się następującą wielkością graniczną (**PSK<sup>e</sup>**):

$$PSK^e = \lim_{Y_t \rightarrow \infty} [\gamma_0 \cdot (1/Y_t) + \gamma + (\varepsilon_t/Y_t)] = \gamma \quad (9)$$

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

<sup>7</sup> Por.: [Allen R.G.D. (1975), s. 30], [Charemza W.W, Deadman D.D. (1997), s. 38].



Przedstawiona powyżej koncepcja makroekonomicznej funkcji konsumpcji nawiązuje bezpośrednio do formułowanej na gruncie teorii keynesowskiej „hipotezy dochodu absolutnego” (ang. *Absolute Income Hypothesis – AIH*). W literaturze przedmiotu koncepcji tej przeciwstawiana jest między innymi funkcja konsumpcji z rozłożonymi odroczeniami dochodów Duesenberry’ego oraz bardziej znana „hipoteza permanentnego dochodu” (ang. *Permanent Income Hypothesis – PIH*) Friedmana i Wattsa<sup>8</sup>. R. Barro odnosząc się do hipotezy Friedmana pisze: Główna idea tej koncepcji jest zawarta w twierdzeniu, że konsumpcja zależy raczej od długookresowej średniej z dochodów, nazywanej dochodem permanentnym, a nie po prostu od bieżącego dochodu. Jeżeli zmiana dochodu ma charakter przejściowy, to dochód permanentny, a w konsekwencji i konsumpcja, wzrastają relatywnie niewiele [Barro R.J. (1997) s. 114].

Przed sformułowaniem założeń do przyczynowo-skutkowego modelu konsumpcji w Polsce oraz jego estymacji, weryfikacji i interpretacji warto wcześniej przeanalizować informacje statystyczne wykorzystywane w procesie badawczym. Pozwoli to sformułować hipotezy służące udzieleniu odpowiedzi na następujące pytania badawcze:

- czy zależność pomiędzy realną konsumpcją globalną a produktem krajowym ma charakter liniowy czy nieliniowy?
- czy zależność ta ma charakter inercyjny?
- czy zależność pomiędzy realną konsumpcją a produktem podlega mechanizmowi korekty błędem?

**Tablica 1.** Nominalny i realny produkt krajowy brutto oraz nominalna i realna globalna konsumpcja ogółem oraz gospodarstw domowych w Polsce w latach 1995–2015

Rok: $t$	$PKBN_t$	$IPKB_t$	$IDEF_t$	$PKB_t$	$CN_t$	$CON_t$	$ICK_t$	$C_t$	$CO_t$	$rDEF_t\%$	$rICK_t\%$
1995	344,7	1,000	1,000	846,6	201,0	269,1	1,000	535,3	716,6	–	–
1996	431,2	1,061	1,179	898,2	260,4	343,2	1,199	578,3	762,2	17,9	19,9
1997	521,8	1,130	1,340	956,6	319,6	417,7	1,378	617,8	807,4	13,6	14,9
1998	606,1	1,182	1,488	1000,5	370,8	481,9	1,540	641,1	833,2	11,1	11,8
1999	673,3	1,236	1,580	1046,6	416,4	540,7	1,653	670,9	871,2	6,2	7,3
2000	747,0	1,293	1,676	1094,8	470,3	610,3	1,820	688,3	893,1	6,2	10,1
2001	780,0	1,309	1,729	1107,9	497,2	647,8	1,920	689,7	898,6	3,2	5,5

<sup>8</sup> Por.: [Allen R.G.D. (1975), s. 33], [Charemza W.W, Deadman D.D. (1997), s. 38–39].



cd. tabeli 1

2002	810,6	1,335	1,762	1130,1	532,1	688,7	1,956	724,4	937,5	1,9	1,9
2003	845,9	1,383	1,775	1170,7	543,1	709,1	1,972	733,3	957,4	0,7	0,8
2004	927,3	1,454	1,851	1230,5	592,2	769,4	2,041	772,5	1003,7	4,3	3,5
2005	984,9	1,504	1,899	1273,5	615,0	803,8	2,085	785,7	1026,9	2,6	2,1
2006	1065,2	1,598	1,934	1352,5	653,6	859,8	2,105	826,7	1087,5	1,8	1,0
2007	1186,8	1,709	2,014	1447,1	705,3	930,2	2,158	870,4	1147,9	4,1	2,5
2008	1277,3	1,782	2,079	1508,6	783,5	1033,8	2,249	927,9	1224,3	3,2	4,2
2009	1361,9	1,832	2,157	1550,9	832,4	1101,7	2,327	952,4	1260,6	3,7	3,6
2010	1445,1	1,898	2,209	1606,8	875,2	1166,1	2,388	976,0	1300,4	2,4	2,6
2011	1566,6	1,993	2,280	1687,2	948,5	1245,9	2,491	1014,2	1332,1	3,2	4,3
2012	1629,4	2,025	2,334	1714,3	988,0	1294,6	2,583	1018,7	1334,8	2,4	3,7
2013	1656,9	2,053	2,341	17380	995,3	1310,1	2,606	1017,0	1338,7	0,3	0,9
2014	1719,8	2,121	2,352	1795,6	1019,4	1344,7	2,606	1041,7	1374,1	0,5	0,0
2015	1799,4	2,202	2,371	1864,1	1038,3	1375,4	2,583	1070,6	1418,2	0,8	-0,9
2016	1861,1	2,268	2,381	1920,0	1073,8	1420,4	2,567	1113,9	1473,4	0,4	-0,6
2017	1988,7	2,379	2,425	2014,0	1150,6	1516,9	2,621	1169,0	1541,1	1,9	2,1
2018	2116,4	2,500	2,456	2116,4	1221,9	1607,4	2,663	1221,9	1607,4	1,0	1,6

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych GUS.

- gdzie:  $PKBN_t$  – nominalny produkt krajowy brutto w mld zł w roku  $t$ ,
- $IPKB_t$  – jednopodstawowy indeks realnego produktu krajowego brutto ( $IPKB_{1995}=1,000$ )
- $IDEF_t = [IPKB_t / IPKB_t]$  – jednopodstawowy indeks deflatora  $PKB$  ( $IDEF_{1995}=1,000$ )
- $PKB_t = [(PKBN_t / (IDEF_t) \cdot 2,456)]$  – wartość realnego produktu krajowego brutto w cenach roku 2018 (w mld zł)
- $CN_t$  – prywatna, nominalna konsumpcja gospodarstw domowych (*spożycie indywidualne GD*) w mld zł w roku  $t$ ,
- $CON_t$  – nominalna konsumpcja społeczeństwa ogółem (w tym *spożycie zbiorowe*) w mld zł w roku  $t$ ,
- $ICK_t$  – jednopodstawowy indeks cen dóbr konsumpcyjnych w roku  $t$  ( $CPI$  – *Consumer Price Index*) ( $ICK_{1995}=1,000$ )



- $C_t = [(CN/ICK)_t \cdot 2,663]$  – wartość realnej konsumpcji prywatnej gospodarstw domowych w cenach z roku 2018 (w mld zł)  
 $CO_t = [(CON/ICK)_t \cdot 2,663]$  – wartość realnej konsumpcji ogółem (w tym *spożycie zbiorowe*) w cenach z roku 2018 (w mld zł)  
 $rDEF_t\% = [\Delta IDEF / IDEF_{t-1}] \cdot 100$  – roczna stopa wzrostu deflatora PKB (*miara stopy inflacji PKB*) w procentach  
 $rICK_t\% = [\Delta ICK / ICK_{t-1}] \cdot 100$  – roczna stopa inflacji (*miara stopy inflacji dóbr konsumpcyjnych*) w procentach

**Tablica 2.** Realny produkt krajowy brutto oraz realna konsumpcja ogółem oraz gospodarstw domowych w Polsce w latach 1995–2018 (w cenach roku 2018)

Rok: $t$	$PKB_t$	$CO_t$	$C_t$	$PSKOR_t$	$PSKIR_t$	$dPKB_t$	$dCO_t$	$dC_t$	$KSKOR_t$	$KSKIR_t$
1995	846,6	716,6	535,3	0,847	0,632					
1996	898,2	762,2	578,3	0,849	0,644	51,6	45,6	43,0	0,883	0,834
1997	956,6	807,4	617,8	0,844	0,646	58,4	45,2	39,5	0,774	0,676
1998	1000,5	833,2	641,1	0,833	0,641	43,9	25,8	23,3	0,586	0,530
1999	1046,6	871,2	670,9	0,832	0,641	46,1	38,1	29,9	0,827	0,649
2000	1094,8	893,1	688,3	0,816	0,629	48,2	21,9	17,3	0,455	0,359
2001	1107,9	898,6	689,7	0,811	0,623	13,1	5,5	1,5	0,419	0,112
2002	1130,1	937,5	724,4	0,830	0,641	22,2	38,9	34,6	1,754	1,562
2003	1170,7	957,4	733,3	0,818	0,626	40,6	19,8	8,9	0,488	0,219
2004	1230,5	1003,7	772,5	0,816	0,628	59,8	46,3	39,3	0,775	0,657
2005	1273,5	1026,9	785,7	0,806	0,617	43,0	23,2	13,2	0,539	0,306
2006	1352,5	1087,5	826,7	0,804	0,611	79,0	60,6	41,0	0,768	0,519
2007	1447,1	1147,9	870,4	0,793	0,601	94,6	60,4	43,7	0,638	0,461
2008	1508,6	1224,3	927,9	0,812	0,615	61,5	76,4	57,5	1,243	0,936
2009	1550,9	1260,6	952,4	0,813	0,614	42,3	36,3	24,6	0,857	0,581
2010	1606,8	1300,4	976,0	0,809	0,607	55,9	39,9	23,6	0,714	0,422
2011	1687,2	1332,1	1014,2	0,790	0,601	80,4	31,7	38,1	0,394	0,474
2012	1714,3	1334,8	1018,7	0,779	0,594	27,1	2,7	4,5	0,098	0,167
2013	1738,0	1338,7	1017,0	0,770	0,585	23,7	3,9	-1,7	0,164	-0,070
2014	1795,6	1374,1	1041,7	0,765	0,580	57,6	35,4	24,6	0,614	0,428



cd. tabeli 2

2015	1864,1	1418,2	1070,6	0,761	0,574	68,6	44,2	29,0	0,645	0,422
2016	1920,0	1473,4	1113,9	0,767	0,580	55,9	55,2	43,3	0,988	0,774
2017	2014,0	1541,1	1169,0	0,765	0,580	94,0	67,7	55,1	0,721	0,587
2018	2116,4	1607,4	1221,9	0,760	0,577	102,4	66,3	52,9	0,647	0,517

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych GUS.

- gdzie:  $PKB_t$  – realny produkt krajowy brutto w mld zł w cenach z roku 2018 w roku  $t$ ,
- $CO_t$  – realna konsumpcja (spożycie, w tym zbiorowe) ogółem w mld zł w cenach z roku 2018 w roku  $t$ ,
- $C_t$  – prywatna realna konsumpcja gospodarstw domowych (GD) w mld zł w cenach z roku 2018 w roku  $t$ ,
- $PSKOR_t = CO_t / PKB_t$  – przeciętna skłonność do konsumpcji ogółem w cenach stałych w ujęciu ułamkowym w roku  $t$ ,
- $PSKIR_t = C_t / PKB_t$  – przeciętna skłonność do konsumpcji prywatnej GD w cenach stałych w ujęciu ułamkowym w roku  $t$ ,
- $dPKB: \Delta PKB_t = PKB_t - PKB_{t-1}$  – roczny przyrost realnego  $PKB$  w mld zł w cenach z roku 2018 w roku  $t$ ,
- $dCO_t: \Delta CO_t = CO_t - CO_{t-1}$  – roczny przyrost realnej konsumpcji ogółem w mld zł w cenach z roku 2018 w roku  $t$ ,
- $dC_t: \Delta C_t = C_t - C_{t-1}$  – roczny przyrost realnej konsumpcji GD w mld zł w cenach z roku 2018 w roku  $t$ ,
- $KSKOR_t = \Delta CO_t / \Delta PKB_t$  – realna krańcowa skłonność do konsumpcji ogółem ze względu na  $PKB$  w roku  $t$ ,
- $KSKIR_t = \Delta C_t / \Delta PKB_t$  – realna krańcowa skłonność do konsumpcji prywatnej GD ze względu na  $PKB$  w roku  $t$

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

W literaturze ekonomicznej podkreśla się, że na gruncie makroekonomii keynesowskiej funkcja konsumpcji wyrażona jest w kategoriach realnych. W rezultacie tego ogólny poziom cen w teoretycznym opisie funkcji konsumpcji jest pomijany<sup>9</sup>.

<sup>9</sup> W poruszonym kontekście czytamy: Z takiej postaci zapisu jak  $C=C(Y)$  wynika jeszcze, że nie istnieje wpływ cen rynkowych. Ponieważ określamy funkcję w kategoriach realnych, to ogólny poziom cen, z definicji, jest nieistotny. Jednakże względne ceny dóbr i usług składających się na konsumpcję mają oczywiście istotne znaczenie [Allen R.G.D. (1975), s. 31]. Z kolei Barro pisze na ten temat: Główną cechą makroekonomii keynesowskiej nie jest całkowita stałość cen, lecz raczej niezdolność cen do natychmiastowego oczyszczania ogólnego





W analizie empirycznej trudno jest przyjąć założenie o stałości cen. Zauważmy, że w praktyce badawczej analizę empiryczną dotyczącą związków pomiędzy konsumpcją a produktem prowadzić możemy na podstawie **wartości nominalnych i realnych**. Należy sądzić, że w przypadku gdyby indeks poziomu dóbr konsumpcyjnych (*ICK*) był równy indeksowi deflatora *PKB* (*IDEF*), to wnioski dotyczące krańcowej skłonności do konsumpcji byłyby zbliżone dla obu typu analiz. Zasadnicza różnica mogłaby dotyczyć przede wszystkim parametru wyrazu wolnego, którego wartość określa 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. Zauważmy bowiem iż:

- *IDEF<sub>t</sub>* mierzy zmianę cen dóbr finalnych wytworzonych na terenie kraju, natomiast *ICK<sub>t</sub>* zmianę cen dóbr konsumpcyjnych (zarówno krajowych jak i zagranicznych) nabywanych na terenie kraju,
- *IDEF<sub>t</sub>* jest indeksem typu Paaschego, natomiast *ICK<sub>t</sub>* jest indeksem typu Laspeyresa.

Możemy 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.

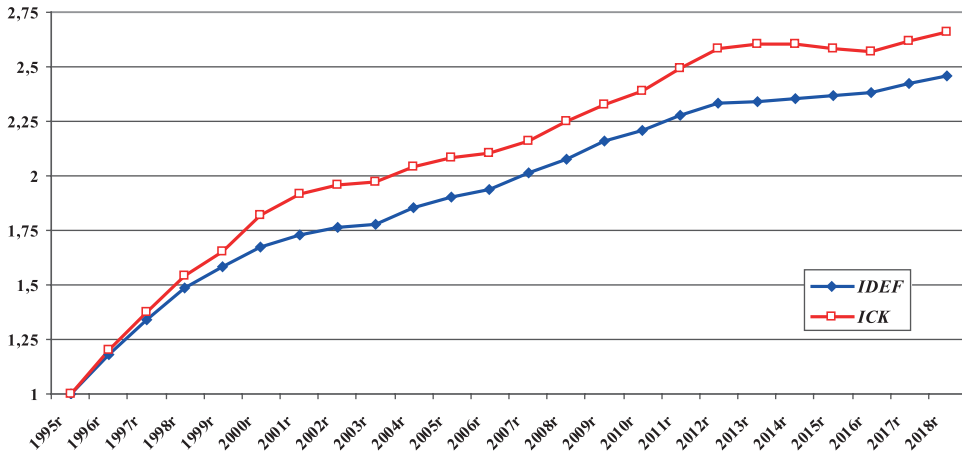
W tabeli 1 przedstawiono podstawowe informacje dotyczące nominalnego i realnego produktu krajowego brutto oraz nominalnej i realnej konsumpcji ogólnej i prywatnej gospodarstw domowych. W tabeli tej zamieszczono ponadto **indeks deflatora PKB (*IDEF*)** oraz **indeks cen dóbr konsumpcyjnych (*ICK*)**. Z wcześniejszych uwag dotyczących interpretacji obu indeksów wynika, że powinny one różnić się pomiędzy sobą. Z danych statystycznych zawartych w tablicy 1 wynika, że na przestrzeni lat 1995–2018 jednopodstawowy *ICK* wzrósł z poziomu **1,00** do poziomu **2,66** a z kolei jednopodstawowy *IDEF* wzrósł z poziomu **1,00** do poziomu **2,46**. Oznacza to, że na przestrzeni analizowanych lat przeciętny poziom cen dóbr konsumpcyjnych wzrósł o **166%** a przeciętny poziom cen dóbr finalnych wytworzo-

---

ryнку. Wygodnie jest zacząć od modelu, w którym poziom cen jest stały. Po wyeksponowaniu tego modelu możemy wprowadzić niezerową stopę inflacji [Barro R.J. (1997), s. 589].



nych w gospodarce krajowej wzrósł o **146%**. Przebieg zmian obu indeksów w analizowanym czasie przedstawiono na wykresie 1.



**Wykres 1.** Jednospodstawowe indeksy deflatora PKB (*IDEF*) oraz cen dóbr konsumpcyjnych (*ICK*) w Polsce w latach 1995–2018 (1995 = 1,000)

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

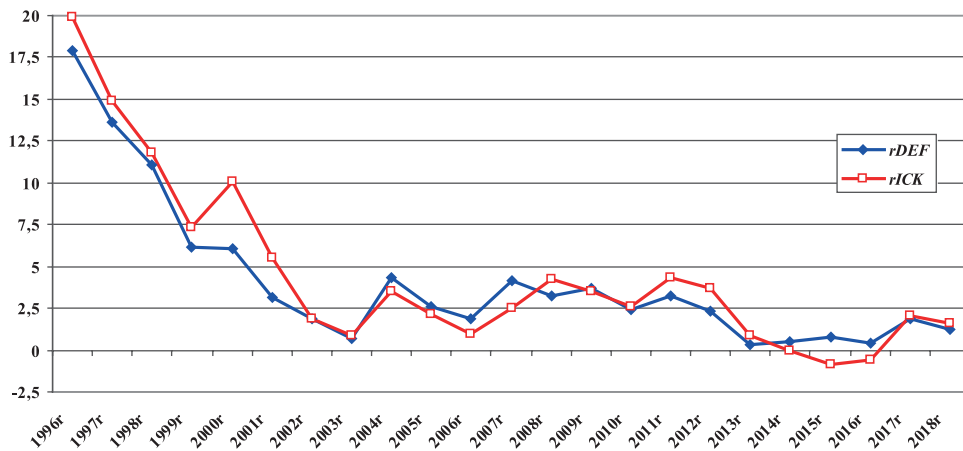
Z analizy wykresu 1 wynika, że zmiany poziomu cen dóbr konsumpcyjnych w porównaniu ze zmianami cen produktów finalnych charakteryzowały się większą fluktuacją. Powinno to rzutować na zróżnicowanie w kształtowaniu się rocznych stóp wzrostu cen obu wyróżnionych wskaźników. Ponadto z uwagi na fakt, iż narastanie obu indeksów było coraz mniejsze należy oczekiwać spadku ich rocznych stóp wzrostu (spadku rocznych stóp inflacji).

Z analizy wykresu 2 wynika, że inflację ocenianą na podstawie rocznych stóp wzrostu cen dóbr konsumpcyjnych i produktów finalnych można uznać za zbliżoną, mimo iż większą czułość w zmianach wykazują ceny dóbr konsumpcyjnych aniżeli ceny krajowych produktów finalnych.

Rozważmy informacje dotyczące realnych wartości konsumpcji ogółem ( $CO_t$ ) oraz realnych wartości konsumpcji prywatnej (indywidualnej) gospodarstw domowych ( $C_t$ ) zamieszczone w Tabelicy 1 oraz przedstawione na Wykresie 3. Warto zauważyć, że konsumpcja ogółem jest agregatem obejmującym prywatne spożycie gospodarstw domowych oraz spożycie zbiorowe, co oznacza, że  $CO_t > C_t$  dla każdego z analizowanych lat. Z zamieszczonych w tabelicy 1 danych wynika, że w ujęciu realnym w cenach roku 2018 na przestrzeni lat 1995–2018:

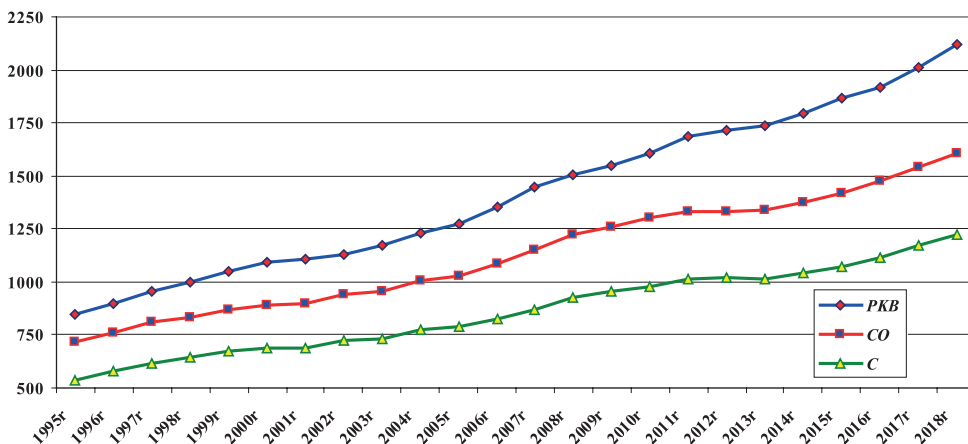
- konsumpcja ogółem ( $CO$ ) wzrosła z poziomu 716,6 mld złotych do poziomu 1607,4 mld zł;
- konsumpcja prywatna gospodarstw domowych ( $C$ ) wzrosła z poziomu 535,3 mld zł do poziomu 1221,9 mld zł.





**Wykres 2.** Roczna stopa wzrostu delatora PKB ( $rDEF$ ) oraz cen dóbr konsumpcyjnych ( $rICK$ ) w Polsce w latach 1995–2018 (w procentach)

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



**Wykres 3.** Realne wydatki konsumpcyjne ogółem ( $CO$ ) oraz gospodarstw domowych ( $C$ ) na tle realnego PKB w mld złotych w latach 1995–2018 (ceny z roku 2018)

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

Obserwowany wzrost konsumpcji był powiązany ze wzrostem realnego produktu krajowego ( $PKB_t=Y_t$ ). Realny produkt krajowy brutto mierzony w cenach roku 2018 wzrósł z poziomu 846,6 mld zł w roku 1995 do poziomu 2116,4 mld zł w 2018 roku. Z jednoczesnej analizy wykresu 3 wynika, iż w kolejnych latach rozpatrywanego okresu:

- rosnącemu cały czas wzrostowi realnego produktu krajowego (**PKB**) towarzyszyły wzrosty realnej konsumpcji ogółem (**CO**) oraz prywatnej konsumpcji gospodarstw domowych (**C**);
- zmiany te wydają się ściśle skorelowane, jako że przyspieszonym wzrostom **PKB** towarzyszyły przyspieszone wzrosty **CO** i **C** i odwrotnie – spowolnionemu wzrostowi **PKB** towarzyszyły spowolnione wzrosty **CO** oraz **C**.

Analiza wykresu 3 dotycząca zmian realnych wydatków konsumpcyjnych **CO** i **C** oraz realnego produktu **PKB** w latach 1995–2018 upoważnia nas do postawienia hipotezy o związku przyczynowo-skutkowym pomiędzy tymi zmiennymi. W ujęciu formalnym – pomijając na obecnym etapie rozważań zakłócenia losowe – relację tę zapiszemy następująco:

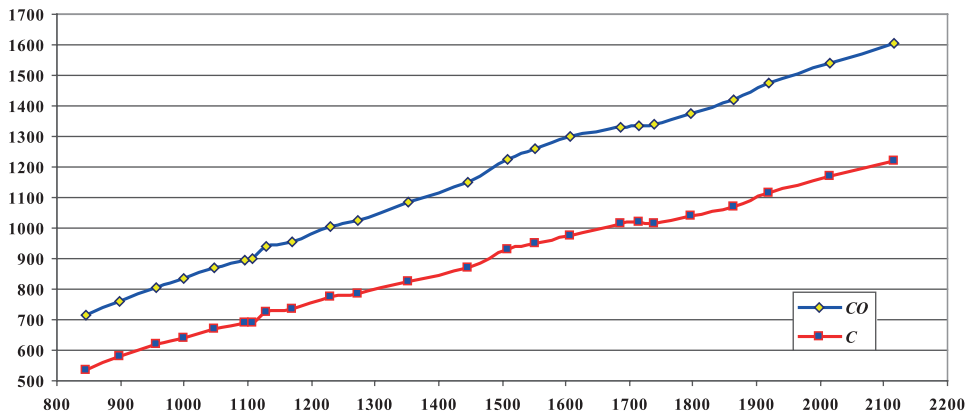
$$CO_t = CO(Y_t), \quad (Y_t = PKB_t) \quad (10.1)$$

(+)

$$C_t = C(Y_t), \quad (Y_t = PKB_t) \quad (10.2)$$

(+)

Charakter przedstawionych powyżej związków ocenić możemy na podstawie Wykresu 4, gdzie na osi odciętych odłożono wartości realne produktu krajowego (**PKB**) a na osi rzędnych wartości **CO** i **C**.



**Wykres 4.** Relacje pomiędzy realnymi wydatkami konsumpcyjnymi ogółem (**CO**) oraz wydatkami gospodarstw domowych (**C**) a realnym PKB w Polsce w latach 1995–2018 (ceny z roku 2018)

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

Z wykresu 4 odczytać możemy wyraźny liniowy związek pomiędzy realnymi wydatkami konsumpcyjnymi **CO**, **C** a **PKB**. W rezultacie relacje (10.1) oraz (10.2) – pomijając czynnik zakłócający – zapisać możemy w następujących postaciach:



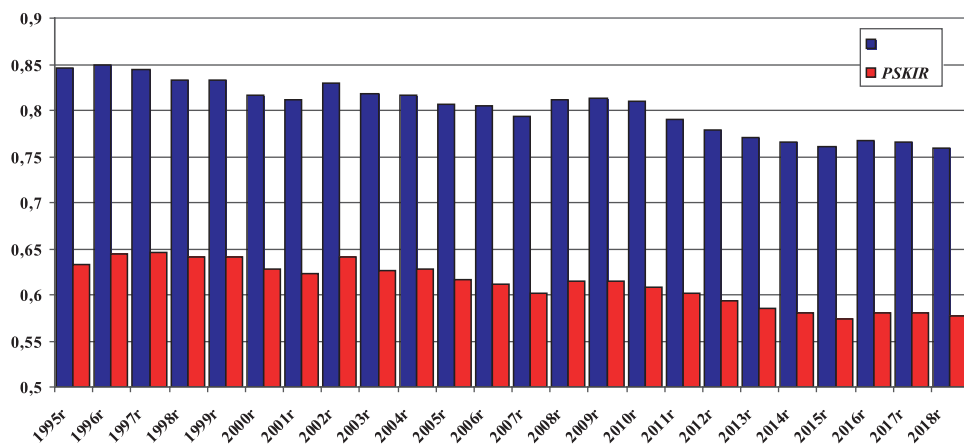
$$CO(Y_t): CO_t = \gamma_{01} + \gamma_1 \cdot Y_t \quad (11.1)$$

$$C(Y_t): C_t = \gamma_{02} + \gamma_2 \cdot Y_t \quad (11.2)$$

Przed ostatecznym sformułowaniu hipotez dotyczących postaci analitycznych modeli konsumpcji i przed oszacowaniem ich parametrów strukturalnych, rozważmy informacje zawarte w tabeli 2 dotyczące kształtowania się w kolejnych latach 1995–2018 przeciętnych i krańcowych skłonności do konsumpcji wyrażonych w cenach stałych.

Z analizy danych zawartych w Tablicy 2 oraz wykresu 5 wynika, że zarówno przeciętne skłonności do konsumpcji ogółem (*PSKOR*), jak i gospodarstw domowych (*PSKIR*) w analizowanych latach wykazywały minimalne tendencje spadkowe z lekkimi wahaniami. Zauważmy, że w latach 1995–2018:

- wskaźnik *PSKOR*<sub>*t*</sub> – wyznaczający udział realnej wartości spożycia konsumpcyjnego ogółem w realnym produkcie krajowym brutto – obniżył się z małymi wahaniami z poziomu wynoszącego początkowo około 0,85 (85%) do poziomu wynoszącego około 0,76 (76%);
- wskaźnik *PSKIR*<sub>*t*</sub> – wyznaczający udział realnej wartości spożycia konsumpcyjnego gospodarstw domowych w realnym produkcie krajowym brutto – obniżył się z nieznacznymi wahaniami z poziomu wynoszącego około 0,63 (63%) do poziomu wynoszącego około 0,58 (58%).

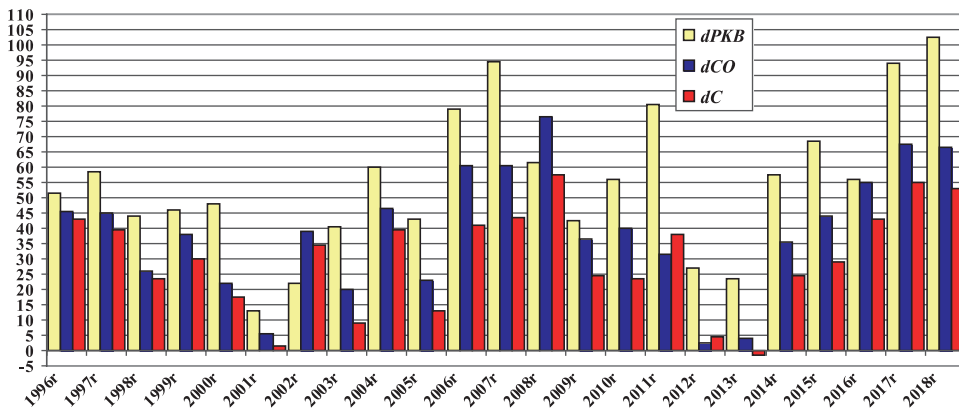


**Wykres 5.** Przeciętne skłonności do konsumpcji ogółem (*PSKOR*) oraz gospodarstw domowych (*PSKIR*) w Polsce w latach 1995–2018 (ujęcie realne w cenach 2018 r.)

*Źródło:* Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1 i 2.

W kontekście prowadzonych rozważań istotne znaczenie mają informacje dotyczące rocznych przyrostów realnej konsumpcji i realnego produktu, co przedstawiono na wykresie 6.





**Wykres 6.** Roczne przyrosty realnej konsumpcji ogółem ( $dCO$ ) oraz gospodarstw domowych ( $dC$ ) na tle rocznych przyrostów realnego PKB ( $dPKB$ ) w Polsce w latach 1996–2018 (w cenach z roku 2018)

*Źródło:* Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1 i 2.

Z analizy danych zawartych w tablicy 2 oraz na podstawie sporządzonego wykresu 6 wynika, że w analizowanych latach roczne przyrosty produktu realnego ( $dPKB_t$ ) przewyższają roczne przyrosty ogólnych wydatków konsumpcyjnych ( $dCO_t$ ) i wydatków gospodarstw domowych ( $dC_t$ ). Można jednak zauważyć wyjątek, który dotyczy roku 2002 w którym  $dC_t > dPKB_t$ , i  $dCO_t > dPKB_t$ , co oznacza, że w wyróżnionym roku  $KSKIR_t > 1$  oraz  $KSKOR_t > 1$ .

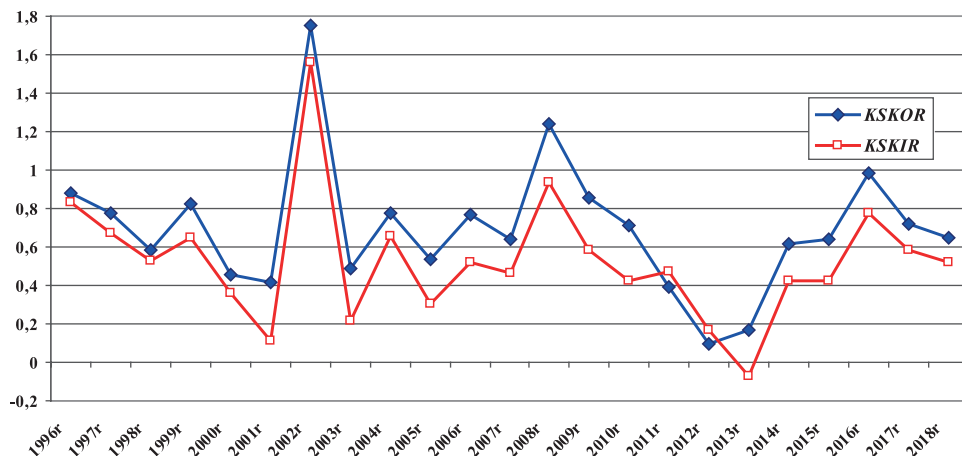
W rozważanym kontekście warto prześledzić kształtowanie się w kolejnych latach analizowanego okresu mierników charakteryzujących krańcową skłonność do konsumpcji w obu rozpatrywanych wariantach, co przedstawiono na wykresie 7.

Z analizy danych statystycznych zawartych w tablicy 2 oraz wykresu 7 wynika, iż ze zrozumiałych względów w każdym z analizowanych lat krańcowa skłonność do konsumpcji ogółem jest wyższa od krańcowej skłonności do prywatnej konsumpcji gospodarstw domowych, czyli że  $KSKOR_t > KSKIR_t$  dla każdego  $t$ . Jednocześnie nietrudno zauważyć silne dodatnie skorelowanie pomiędzy obu analizowanymi miernikami konsumpcji. **Konfrontując obrazy graficzne krańcowych skłonności do konsumpcji** ujęte na wykresie 7 **z obrazami graficznymi rocznych stóp wzrostu PKB** przedstawionymi na wykresie 6 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 silnie wzrastają, przekraczając niekiedy poziom 1 (np. lata 2002 i 2008), 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. Prowadzi to do ustabilizowania się krańcowych skłonności do konsumpcji na niższym poziomie. Możemy przypuszczać, że jest to związane z dostosowaniem się przyrostu konsumpcji do długookresowego przyrostu produktu.



Wykres 7. Krańcowa skłonność do konsumpcji ogółem (KSKOR) oraz gospodarstw domowych (KSKIR) w Polsce w latach 1996–2018 (w cenach stałych z roku 2018)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych statystycznych zawartych w Tabeli 1 i 2.

### 3. Makroekonomiczny model konsumpcji a mechanizm korekty błędem

Z prowadzonych analiz materiału statystycznego wynika, iż w analizowanych warunkach gospodarczych Polski:

- występuje wyraźny liniowy związek pomiędzy realnymi wydatkami konsumpcyjnymi ogółem  $CO$ , i wydatkami prywatnymi gospodarstw domowych ( $C$ ) a produktem krajowym ( $PKB$ ).
- związek pomiędzy realnym poziomem konsumpcji a wielkością produktu ma charakter częściowo inercyjny i podlega opóźnionej korekcie związanej ze zmianą dynamiki  $PKB$ .

Mamy tym samym silne podstawy, aby postawić następującą **hipotezę badawczą HB: zależność pomiędzy konsumpcją ( $C$  lub  $CO$ ) a produktem krajowym ( $PKB$ ), jest liniowa, ma charakter inercyjny i podlega opóźnionej korekcie**. Korekta ta wynika z inercyjności wydatków konsumpcyjnych.

Celem opisanie mechanizmu korekty w wydatkach konsumpcyjnych na wstępie definiujemy **docelowy (graniczny) poziom równowagi długookresowej konsumpcji globalnej ( $C_t^c$ )** w okresie  $t$ . Oczekiwany poziom równowagi długookre-



sowej jest funkcją poziomu produktu krajowego brutto ( $PKB_t \equiv Y_t$ ) z okresu  $t$ , co zapiszemy następująco:

$$C^e(Y_t, \xi_t): C_t^e = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \xi_t, \quad (Y_t \equiv PKB_t) \quad (12)$$

gdzie  $\gamma_0$  i  $\gamma_1$  są parametrami wyznaczającymi długookresowy, warunkowy poziom zrównoważonej konsumpcji globalnej [tzn. konsumpcji prywatnej gospodarstw domowych (**GD**) lub konsumpcji ogólnej obejmującej prywatną konsumpcję **GD** oraz globalną konsumpcję zbiorową]. Natomiast  $\xi_t$  jest składnikiem losowym długookresowego poziomu równowagi analizowanej zmiennej objaśnianej.

Z drugiej strony uznajemy, że oczekiwany poziom zmiennej endogenicznej poddany jest mechanizmowi korekty błędem (**ECM** – **Error Correction Mechanism**), co zapiszemy następująco<sup>10</sup>:

$$\underbrace{C_t - C_{t-1}}_{\Delta C_t: \text{ przyrost brutto zmiennej } C \text{ w okresie } t} = \underbrace{\alpha' \cdot (C_{t-1}^e - C_{t-1})}_{\text{efekt poziomu nierównowagi w poprzednim okresie}} + \underbrace{\lambda \cdot (C_t^e - C_{t-1}^e)}_{\text{efekt zmiany poziomu docelowego (granicznego)}}, \quad (13)$$

gdzie:

$$\alpha' = 1 - \alpha, \quad (0 < \alpha < 1) \quad (14.1)$$

$$\lambda \neq \alpha', \quad (0 < \lambda < 1) \quad (14.2)$$

Z powyższego wynika, że przyrost zmiennej  $C$  w okresie  $t$  ( $\Delta C_t$ ) jest wynikiem zmian poziomu nierównowagi w okresie  $(t-1)$  z jednej strony oraz zmian docelowego poziomu konsumpcji w okresie  $t$  z drugiej strony.

Wprowadzając (12) do (13) otrzymujemy:

$$\Delta C_t = \alpha' \cdot \underbrace{[(\gamma_0 + \gamma_1 Y_{t-1} + \xi_{t-1}) - C_{t-1}]}_{(C_{t-1}^e - C_{t-1})} + \lambda \cdot \underbrace{[(\gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \xi_t) - (\gamma_0 + \gamma_1 Y_{t-1} + \xi_{t-1})]}_{(C_t^e - C_{t-1}^e)} \quad (15)$$

co po przekształceniu zapiszemy następująco:

$$\Delta C_t = \alpha' \gamma_0 - \alpha' C_{t-1} + \lambda \gamma_1 \cdot \Delta Y_t + \alpha' \gamma_1 \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (16)$$

gdzie:

$$\varepsilon_t = \alpha' \xi_{t-1} + \lambda \cdot \Delta \xi_t \Rightarrow \varepsilon_t = \lambda \cdot \xi_t + (\alpha' - \lambda) \cdot \xi_{t-1} \Rightarrow \varepsilon_t = \lambda \cdot \xi_t + (1 - \alpha - \lambda) \cdot \xi_{t-1} \quad (17)$$

<sup>10</sup> Według Maddali przedstawiony tutaj mechanizm **ECM** jest uogólnioną wersją mechanizmu częściowych dostosowań (**PAM** – **Partial Adjustment Mechanism**) [Maddala G.S., (2006), s. 460–463]. Zauważmy, że w przypadku, gdy  $\alpha = \lambda$  mechanizm **ECM** zastąpiony zostaje mechanizmem **PAM**. W takiej sytuacji ostatecznym rozwiązaniem byłby autoregresyjny model rzędu pierwszego z jedną nieopóźnioną lub opóźnioną zmienną objaśniającą.





Ostatecznie powyższy model możemy zapisać w postaci modelu typu  $ADL(1,1,1)$ :

$$C(C_{t-1}, Y_t, Y_{t-1}, \varepsilon_t): C_t = \beta_0 + \alpha \cdot C_{t-1} + \beta_{y0} \cdot Y_t + \beta_{y1} \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Aby zidentyfikować parametry równania długookresowej równowagi (12) na podstawie modelu (18) stwierdzamy, że:

$$\gamma_0 = \frac{\beta_0}{1-\alpha} \quad (19.1)$$

$$\gamma_1 = \frac{\beta_{y0} + \beta_{y1}}{1-\alpha} \quad (19.2)$$

W rezultacie, wykorzystując zdefiniowane w (19.1) i (19.2) parametry  $\gamma_0$  i  $\gamma_1$ , model (12) docelowego (granicznego) poziomu konsumpcji globalnej przedstawić możemy w następujący sposób:

$$C^e(Y_t, \xi_t): C_t^e = \gamma_0 + b_1 Y_t + \xi_t \Rightarrow C_t^e = \frac{\beta_0}{1-\alpha} + \frac{\beta_{y0} + \beta_{y1}}{1-\alpha} Y_t + \xi_t \quad (20)$$

Na podstawie (18) oraz (20) definiujemy **krótkookresowe i długookresowe mnożniki oddziaływania zmiennej egzogenicznej na zmienną endogeniczną w okresie  $t^{11}$** . Mnożniki te, z uwagi na zastosowaną metodę odnoszącą się do makroekonomicznego procesu konsumpcji nazywać będziemy **krótkookresowymi** oraz **długookresowymi krańcowymi skorygowanymi** lub **nieskorygowanymi skłonnościami do konsumpcji**. Rozważmy najistotniejsze mierniki krańcowej skłonności do konsumpcji w warunkach funkcjonowania mechanizmu korekty błędem.

**A. Krótkookresowa natychmiastowa, nieskorygowana krańcowa skłonność do konsumpcji –  $SrKSKim$**  (ang. *Short-run immediate, uncorrected marginal propensity to consume –  $SrMPCim$* ):

$$SrKSKim: SrKSK_t^{im} = \frac{\Delta C_t}{\Delta Y_t} = \beta_{y0} \quad (20.A)$$

**Interpretacja:** wzrost PKB o 1 mld zł w danym roku wywołuje w tym samym roku natychmiastowy, nieskorygowany wzrost wydatków konsumpcyjnych społeczeństwa o około  $\beta_{y0}$  mld zł.

**B. Krótkookresowa skorygowana krańcowa skłonność do konsumpcji –  $SrKSKcrd$**  (ang. *Short-run corrected marginal propensity to consume –  $SrMPCcrd$* ):

$$SrKSKcrd: SrKSK_{t+1}^{crd} = \frac{\Delta \hat{C}_{t+1}}{\Delta Y_t} = (1 + \alpha) \cdot \beta_{y0} + \beta_{y1} \quad (20.B)$$

<sup>11</sup> Patrz: [Ossowski J. Cz. (2018)]



**Interpretacja:** z tytułu wzrostu PKB o 1 mld zł w danym roku łączny, skorygowany wzrost wydatków konsumpcyjnych społeczeństwa w ciągu dwu kolejnych lat wyniesie około  $[(1+\alpha)\beta_{y0} + \beta_{y1}]$  mld zł.

**C. Długookresowa graniczna skorygowana krańcowa skłonność do konsumpcji –  $LrKSK_{crd}$**  (ang. *Long-run limit corrected marginal propensity to consume –  $LrMPC_{crd}$* ):

$$LrKSK_{crd} : LrKSK_t^{crd} = \frac{\Delta C_t^e}{\Delta Y_t} = \frac{\beta_{y0} + \beta_{y1}}{1 - \alpha} = \gamma_1. \quad (20.C)$$

**Interpretacja:** wzrost PKB o 1 mld zł w danym roku prowadzi do docelowego (granicznego) przyrostu konsumpcji społeczeństwa o około  $\gamma_1$  mld zł.

Warto zauważyć, iż przyczynowo-skutkowemu modelowi dynamicznemu (20) możemy przyporządkować trend przełącznikowy<sup>12</sup> o następującej postaci:

$$TrC(t, Y_t, Y_{t-1}) : TrC_t = (1 - \alpha^t) \cdot \left[ \frac{\beta_0}{1 - \hat{\alpha}} + \frac{\beta_{y0}}{1 - \hat{\alpha}} Y_t + \frac{\beta_{y1}}{1 - \hat{\alpha}} Y_{t-1} \right] + \alpha^t \cdot C_{0t}, \quad (21)$$

gdzie wartość inicjująca trendu przełącznikowego w okresie  $t$  ma następującą postać:

$$C_{0t} = C_0 + \frac{\beta_{y0}}{1 - \alpha} \cdot \sum_{i=1}^n (1 - \alpha^{1-t}) \cdot \Delta Y_i + \frac{\beta_{y1}}{1 - \alpha} \cdot \sum_{i=1}^n (1 - \alpha^{1-t}) \cdot \Delta Y_{i-1}$$

Zauważmy, że w warunkach, gdy zmienna czasowa  $t$  zmierza do nieskończoności to funkcja trendu przełącznikowego zmierza do składnika systematycznego modelu docelowego, co zapiszemy następująco:

$$fC_e : \tilde{C}_t^e = \lim_{t \rightarrow \infty} TrC(t, Y_t, Y_{t-1}) = \frac{\beta_0}{1 - \alpha} + \frac{\beta_{y0} + \beta_{y1}}{1 - \alpha} Y_t + \xi_t \quad (22)$$

#### 4. Wyniki oszacowań i interpretacje makroekonomicznych modeli konsumpcji

Utrzymajmy założenie o dynamicznym charakterze liniowego związku pomiędzy realną konsumpcją prywatną gospodarstw domowych ( $C$ ) a produktem krajowym ( $Y$ ) w warunkach funkcjonowania mechanizmu korygującego inercyjne decyzje wydatkowe gospodarstw domowych. W rezultacie przyjętego założenia, empirycznej weryfikacji poddano model o następującej postaci:

<sup>12</sup> Funkcje trendu przełącznikowego dla modeli dynamicznych z opóźnionymi zmiennymi egzogenicznymi przedstawiono w artykułach: [Ossowski J.Cz. (2015)], [Ossowski J.Cz. (2018)].



$$C_t = \beta_0 + \alpha \cdot C_{t-1} + \beta_{y0} \cdot Y_t + \beta_{y1} \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Stosując oprogramowanie MIKROFIT oraz wykorzystując dane statystyczne zamieszczone w tabeli 1, powyższy model oszacowano metodą najmniejszych kwadratów. Wydruki oszacowań w zapisie MIKROFIT przedstawiono w tabeli A.1 [patrz: **dodatek A**]. Korzystając z informacji zawartych w tabeli A.1, oszacowaną postać rozważanego modelu dotyczącego prywatnej konsumpcji gospodarstw domowych, zapiszemy następująco:

$$\hat{C}_t = 60,274 + 0,562 \cdot C_{t-1} + 0,565 \cdot Y_t - 0,342 \cdot Y_{t-1} \quad (24)$$

(2,88)    (3,48)            (5,85)            (-2,44)

$$R^2 = 0,997; \quad S_e = 9,6; \quad hD = 0,0154 \text{ [prob} = 0,902]$$

Zauważmy, iż prawdopodobieństwo próbkowe [**prob=0,902**], dotyczące statystyki **h-D**, praktycznie rzecz biorąc wyklucza występowanie autokorelacji składników losowych. Uwiarygodnia to wnioski dotyczące istotności parametrów strukturalnych modelu, które są formułowane na podstawie wartości statystyk **t-Studenta**. Wartości te zamieszczono pod ocenami parametrów modelu (24). Ich wielkość wskazuje, że parametry strukturalne uznać można za statystycznie istotnie różniące się od zera. W rezultacie ze stosunkowo dużym zaufaniem możemy oceniać realne mierniki krańcowych skłonności do konsumpcji opisane w (20.A), (20.B) i (20.C). Obecnie w następujący sposób zdefiniujemy i zinterpretujemy ich odpowiedniki w cenach roku 2018:

- A.** Krótkookresowa natychmiastowa, nieskorygowana krańcowa skłonność do prywatnej (indywidualnej) konsumpcji gospodarstw domowych (SrKSKLim):

$$SrKSKim: SrKSKI_t^{im} = \frac{\Delta \hat{C}_t}{\Delta Y_t} = 0,565 \Rightarrow \Delta \hat{C}_t = 0,565 \cdot \Delta Y_t \quad (24.A)$$

**Interpretacja:** wzrost PKB o 1 mld zł w danym roku wywoływał w tym samym roku (natychmiastowy, nieskorygowany) wzrost wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych o około 0,565 mld zł.

- B.** Krótkookresowa skorygowana krańcowa skłonność do prywatnej (indywidualnej) konsumpcji gospodarstw domowych (SrKSKlcrd):

$$SrKSKlcrd: SrKSKI_{t+1}^{crd} = \frac{\Delta \hat{C}_{t+1}}{\Delta Y_t} = (1 + 0,562) \cdot 0,565 - 0,342 = 0,541 \Rightarrow \Delta \hat{C}_{t+1} = 0,541 \cdot \Delta Y_t \quad (24.B)$$

**Interpretacja:** wzrost PKB o 1 mld zł w danym roku wywoływał w ciągu dwu kolejnych lat łączny, skorygowany wzrost wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych o około 0,541 mld zł.



C. Długookresowa graniczna skorygowana krańcowa skłonność do prywatnej (indywidualnej) konsumpcji gospodarstw domowych (LrKSKlcrd)

$$LrKSKlcrd: LrKSKl_t^{crd} = \frac{\Delta \hat{C}_t^e}{\Delta Y_t} = \frac{0,565 - 0,342}{1 - 0,562} = 0,507 \Rightarrow \Delta \hat{C}_t^e = 0,507 \cdot \Delta Y_t \quad (24.C)$$

**Interpretacja:** wzrost PKB o 1 mld zł w danym roku prowadził do docelowego (granicznego) przyrostu konsumpcji gospodarstw domowych o około 0,507 mld zł.

Warto zauważyć, iż w wyniku korygowanej w kolejnych latach inercji wydatków konsumpcyjnych stwierdzamy, iż początkowo wysokie krótkookresowe krańcowe skłonności do konsumpcji wynoszące kolejno 0,565 a następnie 0,541 obniżyły się do ostatecznej wielkości 0,507. Graniczna wielkość ta została wyznaczona przez długookresową graniczną skorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji.

Obecnie na podstawie modelu (24) – zgodnie ze zdefiniowaniem (21) – w następujący sposób zapiszemy postać oszacowanego trendu przełącznikowego prywatnej konsumpcji gospodarstw domowych:

$$TrC: \hat{Tr}C_t = (1 - 0,5616^t) \cdot [137,4859 + 1,2881 \cdot Y_t - 0,781 \cdot Y_{t-1}] + 0,5616^t \cdot \hat{C}_{0t} \quad (25)$$

gdzie:

$$\hat{C}_{0t}(t): \hat{C}_{0t} = 500 + 1,2881 \cdot \sum (1 - 0,5616^{1-t}) \cdot \Delta Y_t - 0,781 \cdot \sum (1 - 0,5616^{1-t}) \cdot \Delta Y_{t-1}$$

Z kolei oszacowaną postać granicznego (docelowego) modelu poziomu prywatnej konsumpcji gospodarstw domowych zapiszemy następująco:

$$fC_e: \hat{C}_t^e = \frac{60,278}{1 - 0,5616} + \frac{0,5647 - 0,3424}{1 - 0,5616} \cdot Y_t \Rightarrow \hat{C}_t^e = 137,601 + 0,507 \cdot Y_t \quad (26)$$

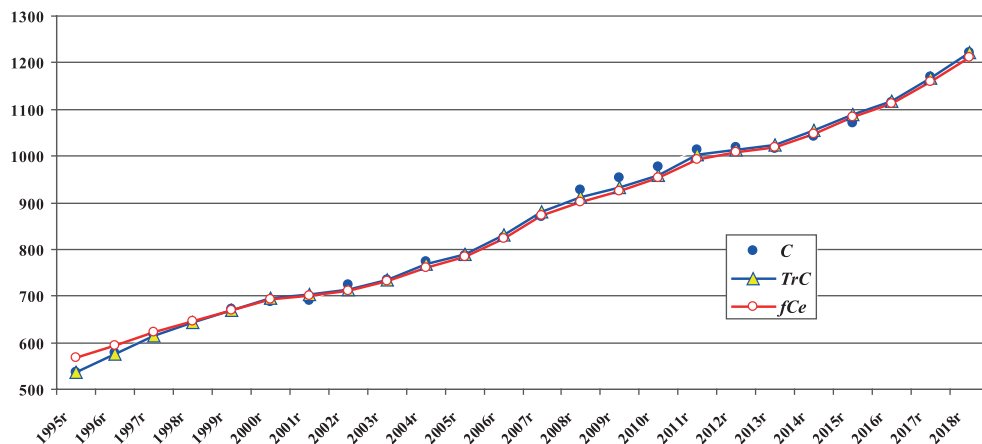
Oszacowane wartości trendu przełącznikowego konsumpcji prywatnej gospodarstw domowych ( $TrC$ ) oraz ocenę jego granicznego poziomu ( $fC_e$ ) w latach 1995–2018 przedstawiono na wykresie 8. W tym kontekście należy zauważyć, że w przypadku zastąpienia – w autoregresyjnym modelu (23) – zmiennej endogenicznej nieopóźnionej i opóźnionej ( $C_t$  i  $C_{t-1}$ ) odpowiednimi trendami przełącznikowymi ( $TrC_t$  i  $TrC_{t-1}$ ), to powstały w ten sposób model nabierze charakteru deterministycznego. W rezultacie oszacowaną za pomocą metody najmniejszych kwadratów postać modelu zapiszemy następująco [patrz: Dodatek A, tabela A.2]:

$$TrC_t = 60,274 + 0,562 \cdot TrC_{t-1} + 0,565 \cdot Y_t - 0,342 \cdot Y_{t-1} \quad (27)$$

Oznacza to, że autoregresyjny model (27) uznać należy za równoważny funkcji trendu przełącznikowego (25)<sup>13</sup>.

<sup>13</sup> Patrz: [Ossowski J.Cz. (2015)], [Ossowski J.Cz. (2018)].

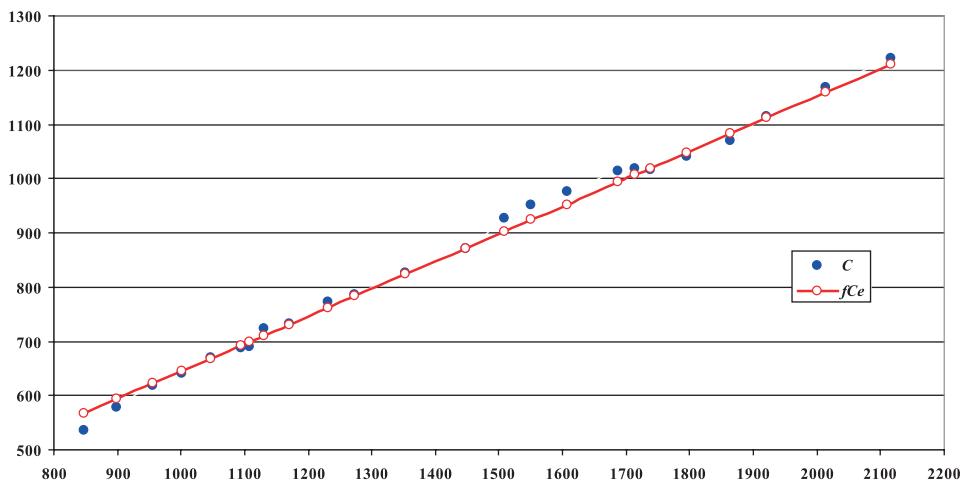




**Wykres 8.** Wartości teoretyczne trendu przełącznikowego konsumpcji gospodarstw domowych ( $TrC$ ) i jego granicznego poziomu ( $fCe$ ) na tle wartości rzeczywistych konsumpcji GD ( $C$ ) w Polsce w latach 1995–2018; gdzie:  $TrC = C [t, Y, Y(-1)]$ ,  $fCe = \lim C [t, Y, Y(-1)]$ , ( $Y = PKB$ )

Źródło: Opracowanie własne na podstawie modeli (25) i (26).

Z kolei na wykresie 9 przedstawiono obraz graficzny funkcji ujmującej zależność liniową pomiędzy graniczną konsumpcją prywatną gospodarstw domowych a produktem krajowym ( $fCe$ ) na tle wartości rzeczywistej tej konsumpcji ( $C$ ).



**Wykres 9.** Wartości teoretyczne granicznej funkcji konsumpcji gospodarstw domowych [ $fCe = 137,61 + 0,51Y$ ] na tle wartości rzeczywistych konsumpcji GD w Polsce w latach 1995–2018 (w cenach stałych z 2018r)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie modeli (25) i (26).

Przechodząc do analizy związków pomiędzy konsumpcją całkowitą społeczeństwa ( $CO$ ) a produktem krajowym ( $Y$ ) utrzymajmy założenia o liniowy charakterze związku pomiędzy tymi zmiennymi w warunkach występowania mechanizmu korygującego inercyjne decyzje społeczeństwa w zakresie wydatków konsumpcyjnych. W tych warunkach empirycznej weryfikacji poddano model o następującej postaci:

$$CO_t = \beta_0 + \alpha \cdot CO_{t-1} + \beta_{y0} \cdot Y_t + \beta_{y1} \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

Stosując oprogramowanie MIKROFIT oraz wykorzystując dane statystyczne zamieszczone w tabeli 1, powyższy model oszacowano metodą najmniejszych kwadratów. Wydruki oszacowań powyższego modelu w zapisie MIKROFIT przedstawiono w tabeli B.1 [patrz: **Dodatek B**]. Korzystając z informacji zawartych w tabeli B.1 oszacowaną postać rozważanego modelu dotyczącego ogólnej konsumpcji społeczeństwa zapiszemy następująco:

$$\hat{CO}_t = 49,093 + 0,699 \cdot CO_{t-1} + 0,72 \cdot Y_t - 0,515 \cdot Y_{t-1} \quad (29)$$

(2,004) (4,342) (5,808) (-3,056)

$$R^2 = 0,998; S_e = 12,46; hD = 1,0966 [prob = 0,273]$$

Podobnie jak w poprzednio rozważanym przypadku wartość statystyki  $h-D$  praktycznie rzecz biorąc wyklucza występowanie autokorelacji składników losowych. Tym samym uwiarygodnia to wnioski dotyczące istotności parametrów strukturalnych modelu, które formułujemy na podstawie wartości statystyk  $t$ -Studenta. Wartości te zamieszczono pod ocenami parametrów modelu (29). Ich wielkości wskazują, że parametry strukturalne uznać można za statystycznie istnie różne od zera. W rezultacie – podobnie jak w rozważanym wcześniej przypadku – ze stosunkowo dużym zaufaniem możemy oceniać mierniki krańcowych skłonności do ogólnej konsumpcji społeczeństwa. Obecnie definiujemy i interpretujemy w cenach roku 2018 realne krótkookresowe i długookresowe mnożniki krańcowych skłonności do konsumpcji w następujący sposób:

- A. Krótkookresowa natychmiastowa, nieskorygowana krańcowa skłonność do globalnej konsumpcji społeczeństwa ( $SrKSKOim$ ):

$$SrKSKOim: SrKSKO_t^{im} = \frac{\Delta \hat{CO}_t}{\Delta Y_t} = 0,72 \Rightarrow \Delta \hat{CO}_t = 0,72 \cdot \Delta Y_t \quad (29.A)$$

**Interpretacja:** wzrost PKB o 1 mld zł w danym roku wywoływał w tym samym roku (natychmiastowy, nieskorygowany) wzrost całkowitych wydatków konsumpcyjnych społeczeństwa o około 0,72 mld zł.

- B. Krótkookresowa, skorygowana krańcowa skłonność do całkowitej konsumpcji społeczeństwa ( $SrKSKOcrd$ ):



$$SrKSKO_{t+1}^{crd} = \frac{\Delta \hat{CO}_{t+1}}{\Delta Y_t} = (1 + 0,699) \cdot 0,72 - 0,515 = 0,708 \Rightarrow \Delta \hat{CO}_{t+1} = 0,708 \cdot \Delta Y_t \quad (29.B)$$

**Interpretacja:** wzrost PKB o 1 mld zł w danym roku wywoływał w ciągu dwu kolejnych lat skorygowany wzrost całkowitych wydatków konsumpcyjnych społeczeństwa około 0,708 mld zł.

C. Długookresowa graniczna skorygowana krańcowa skłonność do całkowitej konsumpcji społeczeństwa ( $LrKSKO_{crd}$ ):

$$LrKSKO_{crd} : LrKSKO_t^{crd} = \frac{\Delta \hat{CO}_t^e}{\Delta Y_t} = \frac{0,72 - 0,515}{1 - 0,699} = 0,681 \Rightarrow \Delta \hat{CO}_t^e = 0,681 \cdot \Delta Y_t \quad (29.C)$$

**Interpretacja:** wzrost PKB o 1 mld zł w danym roku prowadził do docelowego (granicznego) przyrostu całkowitych wydatków konsumpcyjnych społeczeństwa o około 0,681 mld zł.

Należy zauważyć, iż początkowo wysokie krótkookresowe krańcowe skłonności do konsumpcji obniżały się z poziomów 0,72, a następnie 0,708 do granicznej wielkości wynoszącej 0,681, a wyznaczonej przez długookresową skorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji.

Obecnie wykorzystując model (29) – zgodnie ze zdefiniowaniem (21) – w następujący sposób zapiszemy postać oszacowanego trendu przełącznikowego całkowitej konsumpcji społeczeństwa:

$$TrCO : \hat{TrCO}_t = (1 - 0,6985^t) \cdot [162,82 + 2,3864 \cdot Y_t - 1,7068 \cdot Y_{t-1}] + 0,6985^t \hat{CO}_{0t} \quad (30)$$

$$\text{gdzie: } \hat{CO}_{0t} = 695 + 2,3864 \cdot \sum (1 - 0,6985^{1-t}) \cdot \Delta Y_t - 1,7068 \cdot \sum (1 - 0,6985^{1-t}) \cdot \Delta Y_{t-1}$$

Z kolei oszacowaną postać granicznego (docelowego) modelu poziomu globalnej konsumpcji społeczeństwa zapiszemy następująco:

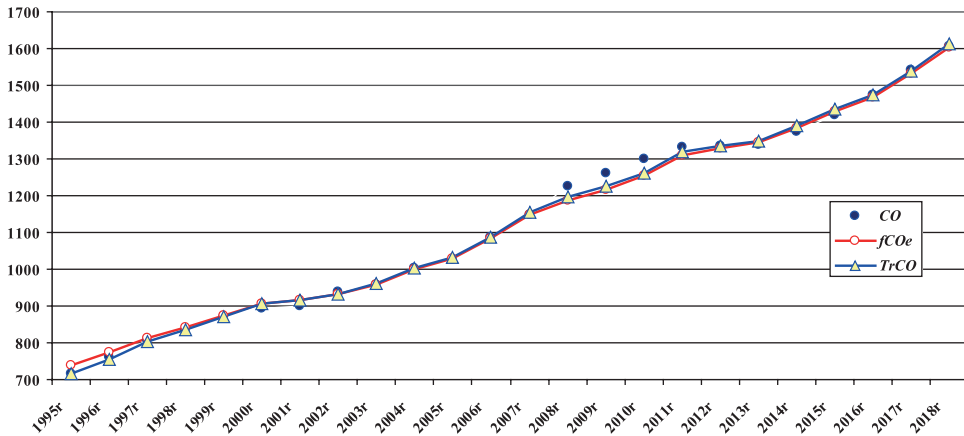
$$fCO_e : \hat{CO}_t^e = \frac{49,0929}{1 - 0,6985} + \frac{0,7195 - 0,5146}{1 - 0,6985} \cdot Y_t \Rightarrow \hat{CO}_t^e = 162,829 + 0,681 \cdot Y_t \quad (31)$$

Oszacowane wartości trendu przełącznikowego konsumpcji całkowitej społeczeństwa ( $TrCO$ ) oraz ocenę jego granicznego poziomu ( $fCO_e$ ) w latach 1995–2018 przedstawiono na wykresie 10. Obecnie w przypadku zastąpienia – w autoregresyjnym modelu (28) – zmiennej endogenicznej nieopóźnionej i opóźnionej ( $CO_t$  i  $CO_{t-1}$ ) odpowiednio trendami przełącznikowymi ( $TrCO_t$  i  $TrCO_{t-1}$ ), stwierdzamy, iż powstały model nabierze charakteru deterministycznego. W rezultacie oszacowaną za pomocą metody najmniejszych kwadratów postać zmodyfikowanego w ten sposób modelu zapiszemy następująco [patrz: dodatek B, tabela B.2]:



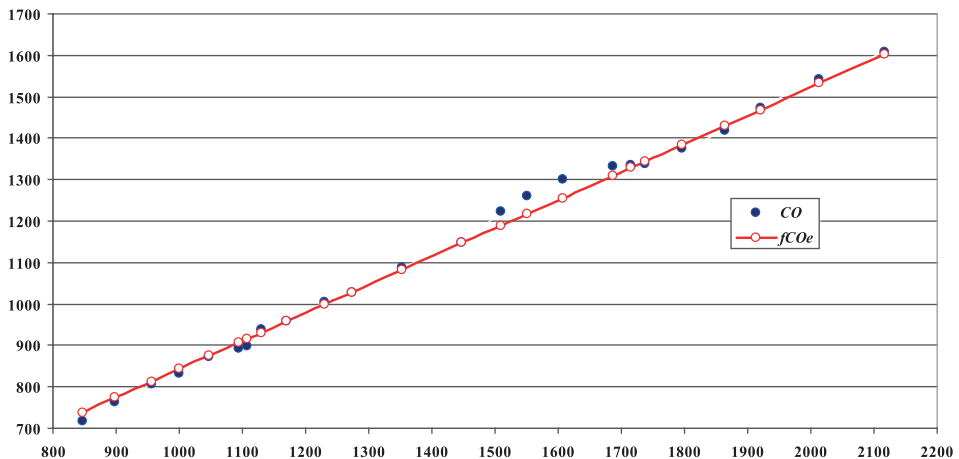
$$TrCO_t = 49,093 + 0,699 \cdot TrCO_{t-1} + 0,72 \cdot Y_t - 0,515 \cdot Y_{t-1} \quad (32)$$

W świetle zastosowanej procedury powyżej zapisany autoregresyjny model (27) uznać należy za równoważny funkcji trendu przełącznikowego (30).



**Wykres10.** Wartości teoretyczne trendu przełącznikowego konsumpcji ogółem ( $TrCO$ ) i jego granicznego poziomu ( $fCO$ ) na tle wartości rzeczywistych konsumpcji ogółem ( $CO$ ) w Polsce w latach 1995–2018; gdzie:  $TrCO = CO [t, Y, Y(-1)]$ ,  $fCOe = \lim CO [t, Y, Y(-1)]$ , ( $Y = PKB$ )

Źródło: Opracowanie własne na podstawie modeli (30) i (31).



**Wykres 11.** Wartości teoretyczne granicznej funkcji konsumpcji ogółem [ $fCOe = 163,44 + 0,67Y$ ] na tle wartości rzeczywistej  $CO$  w Polsce w latach 1995–2018 (ceny stałe z 2018 r.) ( $Y = PKB$ )

Źródło: Opracowanie własne na podstawie modeli (30) i (31).





Z kolei na wykresie 11 przedstawiono obraz graficzny funkcji ujmującej zależność liniową pomiędzy graniczną konsumpcją całkowitą społeczeństwa a produktem krajowym ( $fCO_e$ ) na tle wartości rzeczywistej tej konsumpcji ( $CO$ ).

## Podsumowanie

Przeprowadzona w części empirycznej artykułu analiza materiału statystycznego dotycząca gospodarki polskiej z lat 1995–2018 pozwoliła sformułować hipotezę badawczą zgodnie z którą: zależność pomiędzy konsumpcją prywatną ( $C$ ) oraz konsumpcją całkowitą społeczeństwa ( $CO$ ) a produktem krajowym ( $PKB$ ), jest liniowa, ma charakter inercyjny i podlega opóźnionej korekcie. Celem zweryfikowania postawionej hipotezy sformułowano autoregresyjny model konsumpcji globalnej, który podlegał mechanizmowi korekty błędem ( $ECM$ ). Na podstawie postaci analitycznej rozważanego modelu zdefiniowano następujące mierniki:

- krótkookresową, natychmiastową nieskorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji ( $SrKSKim$ ),
- krótkookresową skorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji ( $SrKSKcrd$ ),
- długookresową skorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji ( $LrKSKcrd$ ).

W części empirycznej artykułu rozpatrzono dwie wersje rozważanego autoregresyjnego modelu konsumpcji z mechanizmem korekty. W pierwszej wersji modelu uzależniono realną konsumpcję prywatną gospodarstw domowych ( $C$ ) od produktu krajowego ( $PKB$ ). Na podstawie oszacowanej postaci autoregresyjnego modelu konsumpcji prywatnej wykazano, iż początkowo wysokie krótkookresowe krańcowe skłonności do konsumpcji wynoszące kolejno 0,565 a następnie 0,541 obniżyły się do ostatecznej wielkości 0,507. Wielkość ta została wyznaczona przez długookresową graniczną skorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji.

Z kolei w drugiej wersji uzależniono realną konsumpcję całkowitą społeczeństwa ( $CO$ ) od produktu krajowego ( $PKB$ ). Na podstawie oszacowanej postaci autoregresyjnego modelu konsumpcji globalnej społeczeństwa wykazano, iż krótkookresowe krańcowe skłonności do konsumpcji społeczeństwa obniżały się z wielkości wynoszących na początku 0,72, a następnie 0,708 do ostatecznego poziomu 0,681, który został wyznaczony przez długookresową, graniczną, skorygowaną krańcową skłonność do konsumpcji.

Przeprowadzona analiza oszacowanych wersji modelu potwierdziła sformułowaną w części teoretycznej hipotezę badawczą zgodnie z którą realna konsumpcja jest liniowo zależna od produktu krajowego brutto, ma charakter inercyjny oraz jest korygowana w czasie.



## Bibliografia

1. Allen R.G.D. (1975), *Teoria makroekonomiczna*, PWN, Warszawa.
2. Barro R.J. (1997), *Makroekonomia*, PWE, Warszawa.
3. Begg D., Fischer S., Dornbusch R. (1997), *Ekonomia, Makroekonomia*, PWE, Warszawa.
4. Blanchard O.J., (2011), *Mkroekonomia*, Wolters Kluwer Polska Sp. z o.o.
5. Burda M., Wyplosz Ch. (1995): *Makroekonomia, Podręcznik europejski*, PWE, Warszawa
6. Charemza W.W, Deadman D.D. (1997), *Nowa Ekonometria*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
7. Hall R. E., Taylor J.B. (1995) *Makroekonomia – teoria, funkcjonowanie i polityka*, PWN, Warszawa.
8. Maddala G.S. (2006), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
9. Majsterek M.,(1998), *Modele korekty błędem i ich zastosowanie w modelowaniu płac przeciętnych*, Prace Instytutu Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego, Wydawnictwo UŁ, Łódź.
10. Ossowski J.Cz., (1997), *Sezonowość w modelach dynamicznych – problemy interpretacyjne*, w „Dynamiczne modele ekonometryczne”, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Uniwersytet Mikołaja Kopernika, Toruń, s. 51–56.
11. Ossowski J.Cz. (2004), *Wybrane zagadnienia z makroekonomii, Pojęcia, problemy, przykłady i zadania*, WSiR Sopot.
12. Ossowski J.Cz. (2007), *Pomiar i interpretacja efektów sezonowych w przyczynowo-skutkowych modelach dynamicznych na przykładzie modelu płac w Polsce*, Modelowanie i prognozowanie gospodarki narodowej, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, Nr 5/2007, Wydział Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, Sopot, s. 639–655.
13. Ossowski J.Cz. (2013), *Modelowanie poziomu płac w mikro i makroskali. Teoria i rzeczywistość gospodarcza Polski*, Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa.
14. Ossowski J.Cz. (2015), *Dynamic Cause-Effect Models and their Switching Trends – Selected Problems (Mathematical Economics Approach)*, GUT Faculty of Management and Economics, Working Paper Series A (Economics, Management, Statistics), No 4/2015 (29), <https://ideas.repec.org/s/gdk/wpaper.html>
15. Ossowski J., Cz. (2018), *Model korekty błędem i jego funkcja trendu przełącznikowego – symulacja i interpretacja*, Przedsiębiorstwo we współczesnej gospodarce – teoria i praktyka, nr 4(27), 2018, s. 19–49
16. Pawłowski Z. (1981), *Elementy Ekonometrii*, PWN, Warszawa.
17. Samuelson P.A, Nordhaus W.D. (2004): *Ekonomia*, t. 2, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
18. Strzała K., Przechlewski T. (2002) *Ekonometria inaczej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
19. Theil H. (1984) *Zasady ekonometrii*, PWN, Warszawa.
20. GUS Warszawa – strona domowa.
21. *Roczniki statystyczne GUS*, GUS, Warszawa, lata:1995–2014.

## Dodatek A

## OSZACOWANIA AUTOREGRESYJNEGO MODELU KONSUMPCJI PRYWATNEJ GOSPODARSTW DOMOWYCH W ZAPISIE OPROGRAMOWANIA MIKROFIT

Pierwotna postać modelu autoregresyjnego (23):

$$C_t = \beta_0 + \alpha \cdot C_{t-1} + \beta_{y0} \cdot Y_t + \beta_{y1} \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Postać modelu autoregresyjnego (23) w notacji oprogramowania **MIKROFIT**:

$$C = [\beta_0] X0 + [\alpha] C(-1) + [\beta_{y0}] Y + [\beta_{y1}] Y(-1)$$

**Tabela A.1.** Wyniki oszacowań modelu globalnej konsumpcji prywatnej gospodarstw domowych (23) w zapisie oprogramowania **MIKROFIT** (wydruk stylizowany)

### Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is
23 observations used for estimation from 1996 to 2018
*****
Regressor Coefficient Standard Error T-Ratio[Prob]
X0 60.2738 20.9521 2.8767[.010]
C(-1) .56159 .16140 3.4795[.003]
Y .56468 .096591 5.8461[.000]
Y(-1) -.34236 .14027 -2.4408[.025]
*****
R-Squared .99779 R-Bar-Squared .99744
S.E. of Regression 9.5957 F-stat. F( 3, 19) 2862.4[.000]
Mean of Dependent Variable 874.8752 S.D. of Dependent Variable
189.7887
Residual Sum of Squares 1749.5 Equation Log-likelihood -82.4486
Akaike Info. Criterion -86.4486 Schwarz Bayesian Criterion -88.7196
DW-statistic 2.0102 Durbin's h-statistic -.038635[.969]
*****

```



```

* A:Serial Correlation*CHSQ( 1)= .0012104[.972]*F( 1, 18)= .9473E-
3[.976]*
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .29172[.589]*F( 1, 18)= .23124[.636]*
* C:Normality *CHSQ( 2)= 2.9494[.229]* Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .016841[.897]*F( 1, 21)=
.015388[.902]*
*****

```

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych zawartych w tabelach 1 i 2.

Pierwotna postać modelu autoregresyjnego (23) z trendami przełącznikowymi:

$$TrC_t = \beta_0 + \alpha \cdot TrC_{t-1} + \beta_{y0} \cdot Y_t + \beta_{y1} \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Postać modelu autoregresyjnego (23) z trendami przełącznikowymi w notacji oprogramowania **MIKROFIT**:

$$TRC = [\beta_0] X0 + [\alpha] TRC(-1) + [\beta_{y0}] Y + [\beta_{y1}] Y(-1)$$

**Tabela A.2.** Wyniki oszacowań modelu trendu przełącznikowego konsumpcji gospodarstw domowych (32) w zapisie oprogramowania **MIKROFIT** (wydruk stylizowany)

#### Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is TRC
22 observations used for estimation from 1997 to 2018
*****
Regressor Coefficient Standard Error T-Ratio[Prob]
X0 60.2738 .0000 6.70E+09[.000]
TRC(-1) .56160 .0000 7.87E+09[.000]
Y .56470 .0000 3.74E+10[.000]
Y (-1) -.34239 .0000 -8.10E+09[.000]
*****
R-Squared 1.0000 R-Bar-Squared 1.0000
*****

```



**Dodatek B**

**OSZACOWANIA AUTOREGRESYJNEGO MODELU KONSUMPCJI  
GLOBALNEJ OGÓŁEM SPOŁECZEŃSTWA W ZAPISIE  
OPROGRAMOWANIA MIKROFIT**

Pierwotna postać modelu autoregresyjnego (28):

$$CO_t = \beta_0 + \alpha \cdot CO_{t-1} + \beta_{y0} \cdot Y_t + \beta_{y1} \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Postać modelu autoregresyjnego (28) w notacji oprogramowania MIKROFIT:

$$CO = [\beta_0] X0 + [\alpha] CO(-1) + [\beta_{y0}] Y + [\beta_{y1}] Y(-1)$$

**Tabela B.1.** Wyniki oszacowań modelu (27) globalnej konsumpcji ogółem społeczeństwa w zapisie oprogramowania MIKROFIT (wydruk stylizowany)

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is CO
23 observations used for estimation from 1996 to 2018
*****
Regressor Coefficient Standard Error T-Ratio[Prob]
X0 49.0929 24.5003 2.0038[.060]
CO(-1) .69852 .16089 4.3416[.000]
Y.. .71949 .12387 5.8082[.000]
Y(-1) -.51457 .16839 -3.0558[.007]
*****
R-Squared .99794 R-Bar-Squared .99761
S.E. of Regression 12.4596 F-stat. F( 3, 19) 3064.2[.000]
Mean of Dependent Variable 1149.2 S.D. of Dependent Variable
254.9528
Residual Sum of Squares 2949.6 Equation Log-likelihood -88.4557
Akaike Info. Criterion -92.4557 Schwarz Bayesian Criterion -94.7267
DW-statistic 1.7091 Durbin's h-statistic 1.0966[.273]
*****
    
```

```
* A:Serial Correlation*CHSQ( 1)= .99724[.318]*F( 1, 18)=
.81582[.378]*
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .93358[.334]*F( 1, 18)= .76154[.394]*
* C:Normality *CHSQ( 2)= 5.8714[.053]* Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= .024579[.875]*F( 1, 21)= .022466[.882]*
*****
```

*Źródło:* obliczenia własne na podstawie danych zawartych w tabelach 1 i 2.

Pierwotna postać modelu autoregresyjnego (28) z trendami przełącznikowymi:

$$TRCO_t = \beta_0 + \alpha \cdot TRCO_{t-1} + \beta_{y0} \cdot Y_t + \beta_{y1} \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Postać modelu autoregresyjnego (28) z trendami przełącznikowymi w notacji oprogramowania **MIKROFIT**:

$$TRCO = [\beta_0] X0 + [\alpha] TRCO(-1) + [\beta_{y0}] Y + [\beta_{y1}] Y(-1)$$

**Tabela B.2.** Wyniki oszacowań modelu trendu przełącznikowego globalnej konsumpcji ogółem społeczeństwa (34) w zapisie oprogramowania **MIKROFIT** (wydruk stylizowany)

Ordinary Least Squares Estimation

```
*****
Dependent variable is TRCO
22 observations used for estimation from 1997 to 2018
*****
Regressor Coefficient Standard Error T-Ratio[Prob]
X0 49.0902 .6097E-7 8.05E+09[.000]
TRCO(-1) .69850 .0000 1.66E+09[.000]
Y .71950 .0000 8.34E+09[.000]
Y(-1) -.51460 .0000 -1.62E+09[.000]
*****
R-Squared 1.0000 R-Bar-Squared 1.0000
*****
```



## SHORT AND LONG-RUN CORRECTED MARGINAL PROPENSITY TO CONSUME. POLISH ECONOMY IN THE PERIOD 1995–2018

### Summary

In the introductory part of the article – referring to Keynes' theory – basic macroeconomic relations between global consumption and gross domestic product are discussed and defined. Next, an analysis of statistical information on private consumption expenditure of households ( $C$ ) and global consumption expenditure of the society ( $CO$ ) against the background of gross domestic product ( $GDP$ ) in Poland in 1995–2018 was carried out. The analysis of empirical material carried out allowed formulating preliminary assumptions regarding the analyzed macro-dependencies.

In the main theoretical part of the article – referring, *inter alia*, to the conclusions from the empirical part of the analysis – the research hypothesis was formulated, according to which: the relationship between real consumption ( $C$  or  $CO$ ) and gross domestic product ( $GDP$ ) is linear, inertial and subject to a correction mechanism. To verify the hypothesis, an autoregressive model of global consumption was formulated, which was subject to the error correction mechanism ( $ECM$ ). Based on the analytical form of the considered model, the following measures were defined:

- short-run, immediate uncorrected marginal propensity to consume ( $SrMPCim$ ),
- short-run corrected marginal propensity to consume ( $SrMPCcrd$ ),
- long-run corrected marginal propensity to consume ( $LrMPCcrd$ ).

In addition, a switch trend function was defined that was assigned to the dynamic error correction model ( $ECM$ ) under consideration.

In the empirical part of the article, two versions of the considered autoregressive consumption model with a correction mechanism were considered. In the first version of the model, real private consumption of households ( $C$ ) was dependent on domestic product ( $GDP$ ). On the other hand, the second version makes the total consumption of the society ( $CO$ ) dependent on the domestic product ( $GDP$ ). Both versions of the model were estimated, verified and interpreted.

The analysis of the estimated versions of the model confirmed the theoretical research hypothesis according to which real consumption:

- is linearly dependent on the gross domestic product,
- is inertial,
- it is corrected in time.

**Keywords:** error correction mechanism, autoregressive global consumption model, short-run corrected marginal propensity to consume, long-run corrected marginal propensity to consume.