

Jacek BIAŁEK

Obciążenie wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych wynikające z substytucji dóbr

Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (*CPI* — *Consumer Price Index*) przybliża zmiany kosztów konsumpcji gospodarstw domowych, która zapewnia utrzymanie użyteczności na stałym poziomie (*COLI* — *Cost of Living Index*) (Diewert, 1993). Indeks *CPI* jest najczęściej używaną miarą inflacji (White, 1999). W polskiej praktyce do wyznaczenia tego indeksu stosuje się indeks cen Laspeyresa z wagami z okresu bazowego, które obliczane są jako udział wydatków na poszczególne dobra w sumarycznych wydatkach wszystkich gospodarstw domowych. Wagi w Polsce aktualizuje się co roku, co prowadzi do zmniejszenia skali obciążenia *CPI*, ale nie redukuje go do zera. Oczywiście jest, że indeks wyznaczany za pomocą formuły Laspeyresa nie uwzględnia zmian w strukturze konsumpcji, które są spowodowane zmianami cen w badanym przedziale czasowym. A zatem w krajach, gdzie *CPI* wyznacza się na podstawie indeksu Laspeyresa istnieje duże prawdopodobieństwo jego obciążenia z powodu tzw. substytucji dóbr (*commodity substitution bias*).

W artykule dokonamy pomiaru tego rodzaju obciążenia *CPI* w Polsce, choć wspomnieć należy, że nie jest to jedyny powód obciążenia wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych. W literaturze przedmiotu (Boskin i in., 1996; White, 1999; Diewert, 1996; Drudi, 2003; Hałka, Leszczyńska, 2011) wyróżnia się źródła obciążenia *CPI*, powstające:

- a) z tytułu substytucji dóbr (ponieważ konsumenci reagują na zmiany cen poprzez zamianę tych dóbr lub usług konsumpcyjnych), które są relatywnie droższe na dobra relatywnie tańsze, a wagi z okresu bazowego w formule indeksu tego nie uwzględniają;
- b) z substytucji rynku zbytu (*outlet substitution bias*), na skutek migracji konsumentów w kierunku atrakcyjniejszych, często pojawiających się nowych form zakupów (np. sklepy internetowe);
- c) z pojawiania się nowych dóbr (*new goods bias*), którego źródłem są nowe możliwości, z jakich w okresie objętym badaniem inflacji zaczęli korzystać konsumenci (np. nowe technologie);
- d) ze zmian jakości produktów (*quality adjustment bias*), która wynika ze zmieniającej się (np. wraz z rosnącymi oczekiwaniami klientów/konsumentów) jakości dóbr oferowanych przez rynek;

e) z metody kalkulacji (*formula bias*), nazywane także elementarnym obciążeniem indeksu (*elementary index bias*) (White, 1999), może powstać jako efekt zastosowania danej metody obliczeń na najniższym poziomie agregacji.

W cytowanej literaturze najczęściej uwagi poświęca się obciążeniu *CPI* wynikającemu z substytucji dóbr. W opracowaniu oszacowano ten rodzaj obciążenia *CPI* przy zastosowaniu różnych indeksów superlatywnych, zaimplementowano alternatywną metodę pomiaru tego wskaźnika służącą redukcji jego obciążenia oraz wyznaczono optymalną wartość parametru σ występującego w tej metodzie.

TEORETYCZNE PODSTAWY POMIARU OBCIĄŻENIA *CPI* Z TYTUŁU SUBSTYTUCJI DÓBR

Oznaczmy przez $P = [p_1, p_2, \dots, p_N]^T$ wektor cen składników koszyka dóbr oraz $Q = [q_1, q_2, \dots, q_N]^T$ wektor konsumowanych ilości tych dóbr. Niech $E(P, \bar{u}) = \min_Q \{P^T Q | U(Q) \geq \bar{u}\}$ będzie funkcją wydatków konsumenta dla pewnej funkcji użyteczności $U(Q)$ i ustalonego, referencyjnego poziomu jej wartości \bar{u} . Przy wprowadzonych oznaczeniach indeks Konüsa kosztów utrzymania (*COLI*) ma postać:

$$I_K = \frac{E(P^t, \bar{u})}{E(P^s, \bar{u})} \quad (1)$$

gdzie:

t — okres badany,

s — okres bazowy,

$P = [p_1^\tau, p_2^\tau, \dots, p_N^\tau]^T$ — wektor cen dóbr w momencie τ .

Tymczasem *CPI*, zgodny z formułą Laspeyresa, analizuje zmiany cen w koszyku dóbr, ale przy ustalonych ilościach z okresu bazowego, tzn. $Q^s = [q_1^s, q_2^s, \dots, q_N^s]^T = Q^t$. *CPI* przyjmuje zatem w większości krajów postać:

$$I_{La} = \frac{\sum_{i=1}^N q_i^s p_i^t}{\sum_{i=1}^N q_i^s p_i^s} \quad (2)$$

Przy założeniu, że wektor Q^t realizuje zadanie minimalizacyjne związane z funkcją wydatków, można pokazać (Diewert, 1993), że zachodzi relacja:

$$I_K = \frac{E(P^t, U(Q^s))}{E(P^s, U(Q^s))} \leq I_{La} \quad (3)$$

Uznaje się więc, że różnica $I_{La} - I_K$ określa skalę obciążenia wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych z tytułu substytucji dóbr. W literaturze przedmiotu za najlepsze przybliżenie indeksu I_K uznaje się wartości wyznaczone za pomocą tzw. indeksów superlatywnych (White, 1999). Nie będziemy omawiać dokładnej metodologii tych indeksów, gdyż pojęcie to ma bardzo złożony charakter, a jego analiza nie jest celem artykułu¹. Generalnie mają one tę zaletę, że aproksymują indeks *COLI* abstrahując od postaci funkcji użyteczności. Nie jest więc wymagana estymacja parametrów funkcji $U(Q)$. Dodajmy, że w omawianym zagadnieniu najczęściej stosuje się superlatywny indeks Fishera (I_F), stanowiący średnią geometryczną ze wskazań indeksu Laspeyresa (I_{La}) i Paasche'ego (I_{Pa}), tzn.:

$$I_F = \sqrt{I_{La} I_{Pa}} \quad (4)$$

gdzie

$$I_{Pa} = \frac{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^s} \quad (5)$$

Innymi indeksami superlatywnymi cen, stosowanymi w celu oszacowania obciążenia *CPI* z tytułu substytucji dóbr, są indeksy Walsh (Hałka, Leszczyńska, 2011):

$$I_W = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^t \cdot \sqrt{q_i^s q_i^t}}{\sum_{i=1}^N p_i^s \cdot \sqrt{q_i^s q_i^t}} \quad (6)$$

oraz Törnqvista:

¹ Zainteresowanego Czytelnika odsyłamy do prac Diewerta (1974, 1976).

$$I_T = \prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i^t}{p_i^s} \right)^{\bar{w}_i} \quad (7)$$

$$\text{gdzie} \quad \bar{w}_i = \frac{1}{2}(w_i^s + w_i^t) \quad w_i^s = \frac{p_i^s q_i^s}{\sum_{i=1}^N p_i^s q_i^s} \quad w_i^t = \frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^N p_i^t q_i^t} \quad (8)$$

W dalszej części opracowania obciążenie wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych szacować będziemy jako $I_{La} - I_{sup}$, gdzie I_{sup} jest indeksem superlatywnym.

REDUKCJA OBCIĄŻENIA CPI Z TYTUŁU SUBSTYTUCJI DÓBR

Mimo świadomości, że stosowanie indeksu Laspeyresa do wyznaczania wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych może prowadzić do jego obciążenia z tytułu substytucji dóbr, w wielu krajach (w tym także w Polsce) nadal się go stosuje. Wynika to z faktu, że wagi ustalane na podstawie okresu bazowego są wygodniejsze w użyciu ze względu na pełną dostępność danych sprzed roku. Gdyby mieć dostęp do informacji o bieżących cenach i ilościach komponentów z koszyka dóbr *CPI*, wówczas nic nie stałoby na przeszkodzie, żeby stosować indeksy superlatywne. Niemniej jednak w publikowanych niezależnie pracach (Lloyd, 1975; Moulton, 1996; Shapiro, Wilcox, 1997) można znaleźć propozycję indeksu cenowego, którego zadaniem jest aproksymacja indeksów superlatywnych przy jednoczesnym braku konieczności stosowania wag z okresu badanego. Indeks ten zapisać można jako:

$$I_{red} = \left[\sum_{i=1}^N w_{red,i}^s \left(\frac{p_i^t}{p_i^s} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (9)$$

$$\text{gdzie } \sigma \in (0,1) \text{ oraz } w_{red,i}^s = \frac{p_i^s q_i^s}{\sum_{i=1}^N p_i^s q_i^s} \quad (10)$$

Shapiro i Wilcox (1997) pokazują, że najlepsze oszacowanie w stosunku do indeksów superlatywnych (np. indeksu Fishera) uzyskuje się dla wartości $\sigma = 0,7$. Zdaniem autorów tej formuły indeksu, przyjęcie takiej wartości parametru σ prowadzi do redukcji obciążenia *CPI* z tytułu substytucji dóbr nawet

w sytuacjach, gdy wagi $w_{red,i}^s$ kalkulowane są na podstawie danych sprzed dwóch lat. Z kolei White (1999) proponował, aby nie ustalać sztywnej wartości tego parametru, lecz wyznaczać go na bieżąco na podstawie danych historycznych, tak aby minimalizować różnicę $I_{red} - I_F$.

BADANIA OBCIĄŻENIA CPI Z TYTUŁU SUBSTYTUCJI DÓBR W POLSCE I NA ŚWIECIE

Prace dotyczące badania obciążenia wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych trwają nieprzerwanie zarówno w ujęciu teoretycznym (Diewert, 1998; Schultze, Mackie, 2002; Frenger, 2006), jak i empirycznym (Woolford, 1994; Hoffmann, 1999; Hanousek, Filer, 2003). Słynna komisja Boskina (1996) analizując dane ze Stanów Zjednoczonych za lata 1995 i 1996 ustaliła poziom całkowitego obciążenia *CPI* na 1,1 p.proc., w tym obciążenie wynikające z substytucji dóbr oszacowano jako 0,4 p.proc., obciążenie wynikające z substytucji rynku zbytu jako 0,1 p.proc., a obciążenie wynikające ze zmiany jakości lub nowych dóbr jako 0,6 p.proc.

W Wielkiej Brytanii w latach 1996—2004 nie stwierdzono obciążenia (Cunningham, 1996), a w Kanadzie w latach 1962—1994 łączne przeszacowanie *CPI* nie przekroczyło 0,7 p.proc. (Crawford, 1998), przy czym obciążenie wynikające z substytucji dóbr wyniosło 0,1 p.proc., a obciążenie wynikające z nowych dóbr i zmiany jakości produktów oszacowano na 0,5 p.proc. We Francji dla danych z lat 1995 i 1996 stwierdzono łączne obciążenie *CPI* na poziomie 0,1—0,25 p.proc., w tym obciążenie z tytułu samej substytucji dóbr 0,05—0,1 p.proc.

Wymienione wyniki badań wskazują na dodatnie obciążenie wskaźnika *CPI*, przy czym podobne rezultaty uzyskano w Niemczech (Hoffmann, 1999), Szwecji (Dahlen, 1994), Czechach (Hanousek, Filer, 2003) czy Australii (Woolford, 1994). Wyniki tych badań sugerują, że w omawianych krajach przeszacowano rzeczywisty poziom inflacji.

Można znaleźć jednak badania, w których uzyskiwano ujemne obciążenie wskaźnika *CPI* (np. dla Tanzanii za lata 2003—2006 według badań Ngasamiku i Mkenda (2009) czy w badaniu inflacji postrzeganej przez konsumentów (Nordhaus, 1998). Autorki Hałka i Leszczyńska (2011) zbadały m.in. obciążenie *CPI* wynikające z substytucji dóbr dla Polski za lata 2005—2009. Okazało się, że jego średnia wartość jest również ujemna. W przypadku ujemnej korelacji pomiędzy cenami a ilością dóbr w koszyku *CPI* (najczęstszy przypadek), wartość indeksu Fishera jest ograniczona z góry przez wartość indeksu Laspeyresa, nie dziwi więc fakt, że obciążenie *CPI* rozumiane jako różnica $I_{La} - I_F$ przyjmuje wartości dodatnie. Jedną z hipotez wyjaśniających ujemne obciążenie indeksu *CPI* z tytułu substytucji dóbr dotyczy szybszego wzrostu cen dóbr, na które popyt jest sztywniejszy.

BADANIE EMPIRYCZNE

Przeprowadzone badanie empiryczne miało na celu ustalenie skali obciążenia *CPI* z tytułu substytucji dóbr w Polsce. Na podstawie danych GUS² za okres styczeń 2010—styczeń 2013 r. wyznaczono obciążenie *CPI* zgodnie z formułą $I_{La} - I_{sup}$ oraz hipotetyczne obciążenia *CPI* z tytułu substytucji dóbr, jakie uzyskano by, gdyby zamiast formuły Laspeyresa zastosowano indeks opisany wzorem (9). Przyjęto następujące oznaczenia³:

$$\begin{aligned} BIAS_1 &= I_{La} - I_F, & BIAS_2 &= I_{La} - I_T, \\ BIAS_3 &= I_{red}^{\sigma=0,3} - I_F, & BIAS_4 &= I_{red}^{\sigma=0,5} - I_F, \\ BIAS_5 &= I_{red}^{\sigma=0,7} - I_F, & BIAS_6 &= I_{red}^{\sigma=0,9} - I_F, \\ BIAS_7 &= I_{red}^{\sigma=0,3} - I_T, & BIAS_8 &= I_{red}^{\sigma=0,5} - I_T, \\ BIAS_9 &= I_{red}^{\sigma=0,7} - I_T, & BIAS_{10} &= I_{red}^{\sigma=0,9} - I_T. \end{aligned}$$

Otrzymane rezultaty zawarto w poniższej tabelicy.

WARTOŚCI WYBRANYCH INDEKSÓW CEN ORAZ OBCIĄŻENIE *CPI* DLA POLSKI

Formuły	Styczeń 2010— —styczeń 2011 r.	Styczeń 2011— —styczeń 2012 r.	Styczeń 2012— —styczeń 2013 r.
<i>I_{La}</i>	1,0362	1,0409	1,0169
<i>I_F</i>	1,0359	1,0407	1,0167
<i>I_T</i>	1,0359	1,0407	1,0167
<i>BIAS₁</i>	0,0338	0,0133	0,0205
<i>BIAS₂</i>	0,0333	0,0135	0,0203
<i>BIAS₃</i>	0,0215	0,0029	0,0135
<i>BIAS₄</i>	0,0132	-0,0041	0,0089
<i>BIAS₅</i>	0,0049	-0,0111	0,0042
<i>BIAS₆</i>	-0,0034	-0,0181	-0,0005
<i>BIAS₇</i>	0,0210	0,0031	0,0134
<i>BIAS₈</i>	0,0128	-0,0039	0,0087
<i>BIAS₉</i>	0,0045	-0,0111	0,0042
<i>BIAS₁₀</i>	-0,0038	-0,0181	-0,0006

U w a g a. Wartości obciążeń wskaźnika *CPI* (*BIAS₁*, ..., *BIAS₁₀*) podano w p.proc.

Ź r ó ł o: obliczenia własne w programie Mathematica 6.0.

² Uwzględniono dane roczne o wskaźnikach cen towarów i usług konsumpcyjnych oraz dane GUS o przyjętym systemie wag za dany rok (dane dostępne na stronie: <http://www.stat.gov.pl>). Porównano sytuację Polski na koniec stycznia w okresie 2010—2013 r.

³ Z uwagi na zbyt wysoki poziom agregacji i związane z tym trudności z wyznaczeniem danych o ilościach dóbr z koszyka *CPI* zrezygnowano z zastosowania indeksu Walsha.

Na podstawie danych zawartych w tablicy w analizowanym okresie zaobserwowano bardzo niewielkie obciążenie indeksu *CPI* z tytułu substytucji dóbr⁴ (największe dla danych z okresu styczeń 2010—styczeń 2011 r. wynoszące niespełna 0,034 p.proc., najmniejsze dla danych z okresu styczeń 2011—styczeń 2012 r. wynoszące 0,013 p.proc.). Po części wynika to na pewno z faktu częstej, bo corocznej, aktualizacji wag w koszyku dóbr *CPI*. Można również zauważyć, że właściwie nie ma różnicy, czy obciążenie to mierzone jest przy zastosowaniu indeksów superlatywnych Fishera czy Törnqvista.

Mimo że obciążenie *CPI* liczone według indeksów Fishera i Törnqvista należy uznać w analizowanym okresie za niewielkie, to jednak dla każdego roku jest ono dodatnie (względem indeksu Laspeyresa). Wniosek ten odpowiada wynikom większości badań na świecie.

Okazuje się również, że zastosowanie propozycji indeksu opisanego formułą (9) z wagami, jak w (10), prowadzi do dalszej, znacznej redukcji obciążenia *CPI* z tytułu substytucji dóbr. Dla okresu styczeń 2010—styczeń 2011 r., stosując ten indeks (dla wartości parametru $\sigma=0,9$) jako odjemną we wzorze na obciążenie *CPI*, a indeks Fishera jako odjemnik, uzyskano obciążenie rzędu jedynie $BIAS_6 = -0,0034$ p.proc. (pomijając znak, dziesięciokrotnie mniejsze niż przy zastosowaniu indeksu Laspeyresa), zaś w przypadku $BIAS_{10} = -0,0038$ p.proc. Dla kolejnego okresu badawczego (styczeń 2011—styczeń 2012 r.) przyjęcie $\sigma=0,3$ dało analogicznie rozumiane obciążenie rzędu $BIAS_3 = 0,0029$ p.proc. (obniżenie z poziomu $BIAS_1 = 0,0133$ p.proc. wyznaczonego przy zastosowaniu formuły Laspeyresa). Wreszcie dla okresu styczeń 2012—styczeń 2013 r. najniższe z obciążeń uzyskano dla wartości parametru $\sigma=0,9$ ($BIAS_6 = -0,0005$ p.proc. oraz $BIAS_{10} = -0,0006$ p.proc.). Można zatem zauważyć, że rekomendowana przez Shapiro i Wilcox (1997) wartość parametru $\sigma=0,7$ wcale nie musi prowadzić do najmniejszego obciążenia indeksu *CPI* z tytułu substytucji dóbr. W przeprowadzonym badaniu optymalne (minimalizujące obciążenie *CPI*) wyznaczone wartości parametru σ były następujące: $\sigma=0,82$ (styczeń 2010—styczeń 2011 r.), $\sigma=0,38$ (styczeń 2011—styczeń 2012 r.), $\sigma=0,88$ (styczeń 2012—styczeń 2013 r.).

Wnioski

Należy pozytywnie ocenić fakt, że w Polsce aktualizacja wag przy wyznaczaniu wskaźnika cen dóbr i usług konsumpcyjnych ma miejsce stosunkowo często, bo raz w roku. Taka ich aktualizacja znacząco redukuje obciążenie

⁴ Wyniki te różnią się od wyników uzyskanych przez Hałkę i Leszczyńską (2011). W cytowanej pracy autorki analizowały okres 2005—2008 r. i tak np. dla danych z roku 2005 nie stwierdzono obciążenia *CPI* z tytułu substytucji dóbr, dla roku 2006 obciążenie oszacowano na $-0,1$ p.proc., dla roku 2007 na $0,1$ p.proc., a już dla 2008 r. oszacowano je na poziomie $0,4$ p.proc. Warto jednak podkreślić, że w artykule — ze względu na dostępność danych — szacowano wartości indeksów agregatowych na podstawie danych z wysokiego poziomu agregacji. Autorki wspomnianej pracy korzystały natomiast z szerzej niedostępnych danych dla najniższego szczebla agregacji kategoryzacyjnych. Ciekawą propozycję szacowania tego obciążenia na najniższym szczeblu agregacji znajdzie Czytelnik w Drudi (2003).

CPI z tytułu substytucji dóbr, które w badanym okresie było niewielkie. Jeśli koszty aktualizacji wag są znaczne, to można by je ograniczyć dokonując aktualizacji rzadziej (np. raz na dwa lata), ale stosując formułę I_{red} z odpowiednio dobranym parametrem σ . Na koniec podkreślmy, że niewielkie obciążenie *CPI* w Polsce z tytułu substytucji dóbr wcale nie musi oznaczać niskiej wartości łącznego obciążenia *CPI*. Podobnie, dodatni znak obciążenia z tytułu substytucji dóbr nie przesądza jeszcze, że *CPI* jest przeszacowany, ponieważ nie uwzględniamy tu innych rodzajów obciążenia omówionych we wprowadzeniu.

dr inż. Jacek Bialek — Uniwersytet Łódzki

LITERATURA

- Boskin M. J., Dulberger E. R., Gordon R. J., Griliches Z., Jorgenson D. (1996), *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index
- Crawford A. (1998), *Measurement Biases in the Canadian CPI: An Update*, Bank of Canada Review, Spring
- Cunningham A. W. (1996), *Measurement biases in price indexes: an application to the UK's RPI*, Bank of England, „Working Paper Series”, No. 47
- Dahlen J. (1994), *Sensitivity Analysis for Harmonizing European Consumer Price Indices*, Statistics Canada, Ottawa
- Diewert W. E. (1974), *Applications of Duality Theory*, [in:] M. D. Intriligator and D. A. Kendrick (ed.), *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. II, Amsterdam: North-Holland
- Diewert W. E. (1976), *Exact and Superlative Index Numbers*, „Journal of Econometrics”, Vol. 4
- Diewert W. E. (1993), *The economic theory of index numbers: a survey, Essays in index number theory*, Vol. 1, eds. W. E. Diewert and A. O. Nakamura, Amsterdam
- Diewert W. E. (1996), *Comment on CPI biases*, „Business Economics”, No. 31
- Diewert W. E. (1998), *Index Number Issues in the Consumer Price Index*, „The Journal of Economic Perspectives”, Vol. 12(1)
- Drudi I. (2003), *The treatment of substitution bias in consumer price index: an alternative approach*, „Statistical Methods & Applications”, No. 11
- Frenger P. (2006), *The substitution bias of the consumer price index*, „Discussion Papers”, No. 451
- Halka A., Leszczyńska A. (2011), *Wady i zalety wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych — szacunki obciążenia dla Polski*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9
- Hanousek J., Filer R. K. (2003), *Inflationary bias in middle to late transition Czech Republic*, „Economic Systems”, No. 27
- Hoffmann J. (1999), *Problems of Inflation Measurement in Germany: An Update*, „Deutsche Bundesbank Research Paper”, Frankfurt

- Lloyd P. J. (1975), *Substitution Effects and Biases in Nontrue Price Indices*, „The American Economic Review”, Vol. 65(3)
- Moulton B. R. (1996), *Constant Elasticity Cost-of-Living Index in Share-Relative Form*, unpublished
- Ngasamiaku A., Mkenda W. (2009), *An Analysis of Alternative Weighting System on the National Price Index in Tanzania: The Implication to Poverty Analysis*, „Botswana Journal of Economics”, Vol. 6, No. 10
- Nordhaus W. D. (1998), *Quality Change in Price Indexes*, „Journal of Economic Perspectives”, No. 12
- Schultze C. L., Mackie C. (eds.) (2002), *At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indexes*, „National Academic Press”, Washington, DC
- Shapiro M. D., Wilcox D. W. (1997), *Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI*, „Federal Reserve Bank of St. Louis Review”, Vol. 79(3)
- White A. G. (1999), *Measurement Biases in Consumer Price Indexes*, „International Statistical Review”, Vol. 67, No. 3
- Woolford K. (1994), *A Pragmatic Approach to the Selection of Appropriate Index Formulae*, Statistics Canada, Ottawa

SUMMARY

The paper discusses the CPI substitution bias calculating. The bias is calculated using some known, superlative price indices for Polish data. Additionally, some price index formula are implemented that is not superlative, but it leads to the substitution bias reduction.

РЕЗЮМЕ

В статье представляется проблема оценки смещения показателя CPI, которое является результатом замены товаров. Применяя известные превосходные показатели оценено смещение касающееся польских данных. Кроме того была использована формула показателя, которая привела к уменьшению этого смещения.