

Tadeusz Kufel

Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Marcin Błażejowski

Wyższa Szkoła Bankowa w Toruniu

EKONOMETRYCZNE MODELOWANIE ASYMETRII REAKCJI KLIENTA NA ZMIANY CEN PALIW

1. Cele i hipotezy badania

Badanie ma na celu sprawdzenie występowania asymetrii reakcji konsumentów na impulsy cenowe (wzrosty i spadki) dla wybranych produktów konsumpcyjnych. Częste zmiany poziomu cen obserwowane są na wielu rynkach. Zakłada się, że reakcja konsumentów na zmiany cen, czyli elastyczność cenowa popytu, jest symetryczna. Analiza zmian cen oraz ilości sprzedaży niektórych dóbr wskazuje, że taka symetria nie musi mieć miejsca, ponieważ klient w przypadku wzrostu ceny wybiera substytuty [Suchecki 2006, s. 34-35]. Taka sytuacja nie występuje jednak na stacjach benzynowych – tam konsument może albo dokonać zakupu, albo odłożyć go w czasie, czyli odjechać.

Postawiono następujące hipotezy badawcze:

1. Reakcja konsumentów na wzrosty i spadki cen jest niesymetryczna.
2. Konsumenty silniej reagują na spadki cen niż wzrosty cen.
3. Dynamiczny model popytu konsumpcyjnego, uwzględniający składowe procesy: trend, wahania cykliczne i autoregresję, jest dobrym narzędziem identyfikacji asymetrii reakcji konsumentów.

Analiza elastyczności cenowych na podstawie danych dziennych dla głównych produktów paliwowych (etylina 95, etylina 98 i olej napędowy), dla których obserwuje się częste (codziennie) zmiany cen, będzie podstawą formułowania wniosków końcowych.

2. Specyfikacja modeli

Do weryfikacji powyższych hipotez zostanie wykorzystanych dziewięć różnych specyfikacji modeli. Trzy pierwsze zakładają symetryczność reakcji klienta na zmianę ceny.

Ekonometryczne modele popytu konsumpcyjnego, przy założeniu symetryczności reakcji (model w wersji 1 – bez opisu struktury procesu, wersja 2 – z dołączonym członem trendowo-cyklicznym, wersja 3 – z dołączonym członem trendowo-cykliczno-autoregresyjnym [Zieliński 2002, s. 211-235]), będą posiadały następujące specyfikacje:

$$A1. \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(cena_t) + \varepsilon_t,$$

$$A2. \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(cena_t) + D_t + \varepsilon_t,$$

$$A3. \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(cena_t) + D_t + B_1(u) \ln(ilosc_t) + A_1(u) \ln(cena_t) + \varepsilon_t,$$

$$B. \Delta \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln(cena_t) + \varepsilon_t,$$

$$C. \Delta \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + \alpha_1 imp(cena_t) + \varepsilon_t.$$

gdzie: D_t – człon opisu trendu i składników cykliczności: rocznej, miesięcznej i tygodniowej,

$A_1(u)$ – człon autoregresyjny dla *ceny* rzędu p_i wynikającego z badania struktury procesu,

$B_1(u)$ – człon autoregresyjny dla *ilości* rzędu q_i wynikającego z badania struktury procesu,

imp_t – ostatni impuls cenowy, czyli podtrzymana ostatnia niezerowa zmiana ceny, wynosząca $\ln(x_t / x_{t-1})$.

Każdy z prezentowanych modeli był szacowany w trzech wersjach (tak jak jest rozpisany model A1, A2 i A3).

Ekonometryczne modele popytu konsumpcyjnego przy założeniu asymetryczności reakcji:

$$D. \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 Z_t^+) \ln(cena_t) + \varepsilon_t,$$

$$E. \Delta \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 Z_t^+) \Delta \ln(cena_t) + \varepsilon_t,$$

$$F. \Delta \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 Z_t^+) imp(cena_t) + \varepsilon_t,$$

$$G. \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Z_t^- \ln(cena_t) + \alpha_2 Z_t^+ \ln(cena_t) + \varepsilon_t,$$

$$H. \Delta \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Z_t^- \Delta \ln(cena_t) + \alpha_2 Z_t^+ \Delta \ln(cena_t) + \varepsilon_t,$$

$$I. \Delta \ln(ilosc_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Z_t^- imp(cena_t) + \alpha_2 Z_t^+ imp(cena_t) + \varepsilon_t,$$

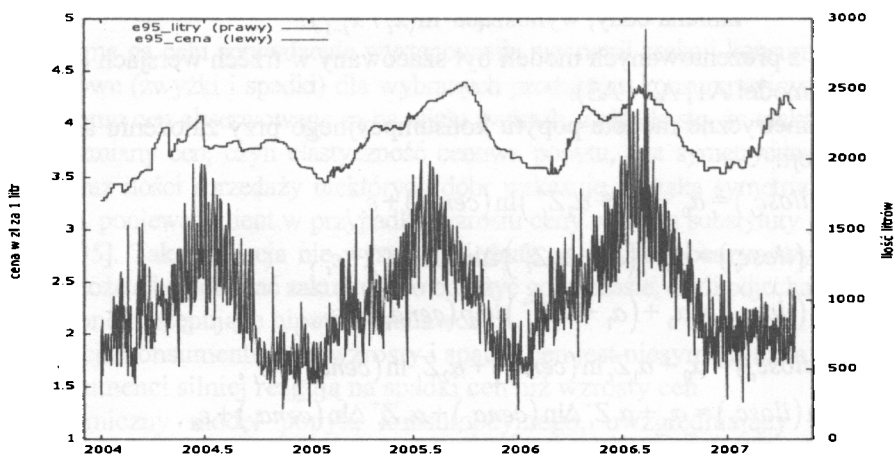
gdzie: $Z_t^+ = \begin{cases} 1 & imp_t \geq 0 \\ 0 & imp_t < 0 \end{cases}$, $Z_t^- = \begin{cases} 1 & imp_t < 0 \\ 0 & imp_t \geq 0 \end{cases}$.

W modelach D-E-F istotność parametru α_2 będzie oznaczać różnicę w stosunku do poziomu średniego, reprezentowanego w tym przypadku przez poziomu 0 zmiennej zero-jedynkowej Z_t^+ , czyli poziomu reakcji na spadek ceny oszacowany przez parametr α_1 . W modelach G-H-I parametr α_1 oznacza reakcję na spadek ceny, a parametr α_2 – reakcję na wzrost ceny.

Zmienna imp_t , występująca w układach iloczynowych ze zmienną $cena_t$, oznacza ostatni niezerowy impuls cenowy (wzrost/spadek ceny). Iloczyn zmiennych $imp_t * \ln(cena_t)$ różni się od zmiennej $\Delta \ln(cena_t)$ tym, że w okresie braku zmiany ceny występuje ostatnia jej zmiana z okresu wcześniejszego, a zmienna „przyrost” jest równa zeru. Zmienne Z_t^- , Z_t^+ są zmiennymi zero-jedynkowymi wskazującymi okresy wzrostu i spadku ceny¹.

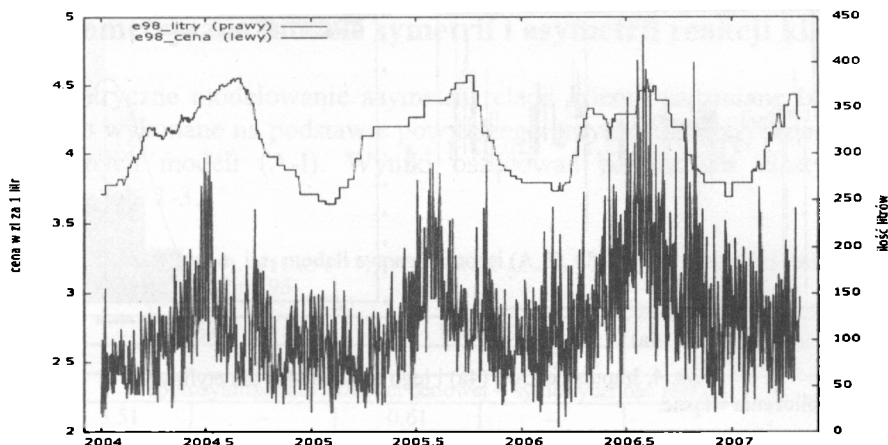
3. Przykład empiryczny

Oceny asymetrii reakcji klientów na zmiany cen najlepiej dokonać na przykładzie produktów, dla których trudno jest wskazać ich substytuty. Takimi produktami są paliwa samochodowe: etylina 95, etylina 98 i olej napędowy sprzedawane na stacjach paliw. Na przykładzie jednej stacji paliw znajdującej się przy trasie A-1 zostaną oszacowane wszystkie typy modeli. Na rys. 1, 2 i 3 przedstawiono dzienne ilości sprzedanych litrów trzech rodzajów paliwa: etylina 95, etylina 98 oraz oleju napędowego oraz ceny za litr danego paliwa. Dotyczą one okresu od 01.01.2004 do 31.12.2006, co daje liczbę $n = 1098$ obserwacji dla wybranej stacji benzynowej usytuowanej przy trasie A1.

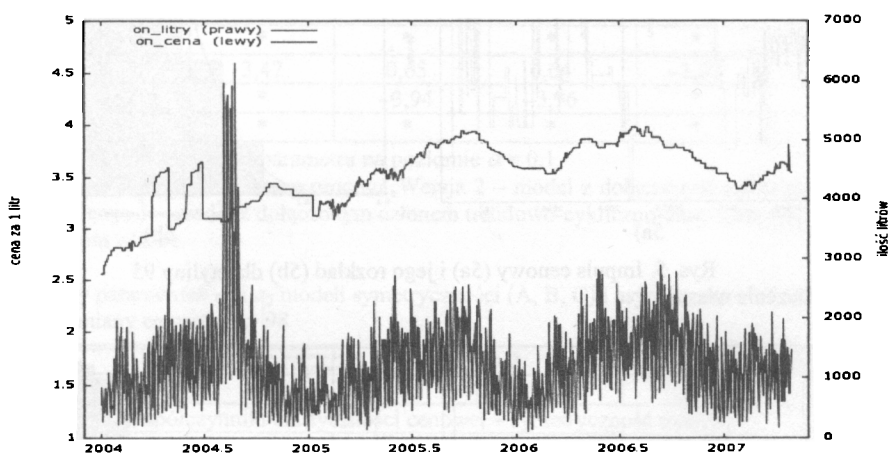


Rys. 1. Ilość sprzedaży (w litrach) i cena za 1 litr etyliny 95 w wybranej stacji paliw
Źródło: obliczenia własne.

¹ O znaczeniu zmiennych zero-jedynkowych w modelowaniu pisze Welfe w pracy [*Ekonomiczne modele...*1977, s. 95-138].



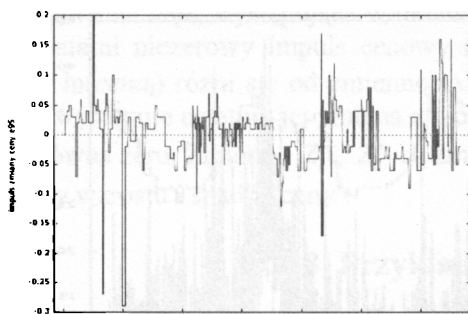
Rys. 2. Ilość sprzedaży (w litrach) i cena za 1 litr etyliny 98 w wybranej stacji paliw
 Źródło: obliczenia własne.



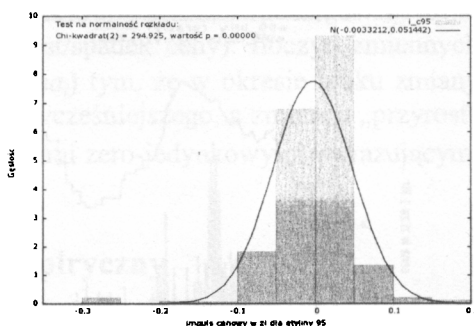
Rys. 3. Ilość sprzedaży (w litrach) i cena za 1 litr oleju napędowego w wybranej stacji paliw
 Źródło: obliczenia własne.

Z rys. 1-3 wynika, że ilość i cena sprzedaży wzrasta w okresie letnim, a zimą maleje. Przebieg krzywych cen wskazuje na bardzo dużą ich zmienność.

Na rys. 4a, 5a i 6a przedstawiono empiryczne impulsy cenowe, jakie miały miejsce na badanym rynku, oraz rozkłady tych impulsów w porównaniu z rozkładem normalnym (rys. 4b, 5b i 6b).



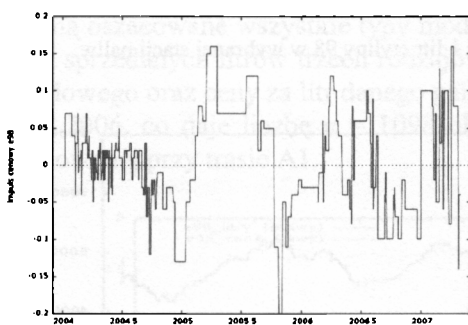
4a)



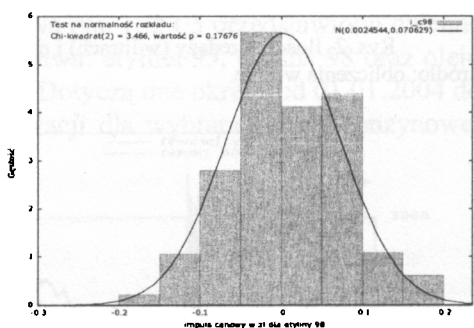
4b)

Rys. 4. Impuls cenowy (4a) i jego rozkład (4b) dla etyliny 95

Źródło: obliczenia własne.



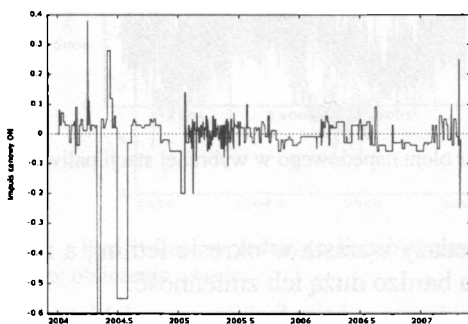
5a)



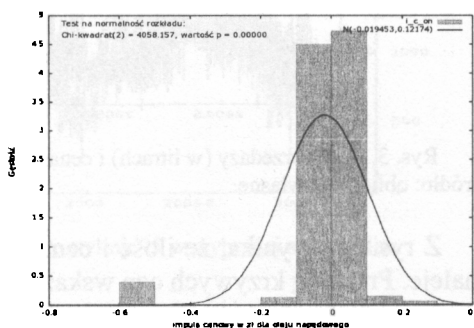
5b)

Rys. 5. Impuls cenowy (5a) i jego rozkład (5b) dla etyliny 95

Źródło: obliczenia własne.



6a)



6b)

Rys. 6. Impuls cenowy (6a) i jego rozkład (6b) dla oleju napędowego

Źródło: obliczenia własne.

Z rys. 4b, 5b i 6b przedstawiających empiryczne rozkłady impulsów cenowych w porównaniu z rozkładem normalnym, wynika, że występuje lewostronna asymetria, która jest szczególnie widoczna dla oleju napędowego.

4. Ekonometryczne modele symetrii i asymetrii reakcji klienta

Ekonometryczne modelowanie asymetrii relacji klienta na zmianę ceny produktu zostało wykonane na podstawie powyższego przykładu empirycznego i wyspecyfikowanych modeli (A-I). Wyniki oszacowań parametrów elastyczności przedstawiają tab. 1-3.

Tabela 1. Oceny parametrów a_1 i a_2 modeli symetryczności (A, B, C) i asymetryczności reakcji (D, E, F, G, H, I) na zmiany ceny etyliny 95

Modele E95	Wersja 1		Wersja 2		Wersja 3	
	a1	a2	a1	a2	a1	a2
Współczynniki elastyczności cenowej – symetryczność reakcji						
A	3,51	–	0,61	–	*	–
B	*	–	-2,17	–	*	–
C	*	–	*	–	*	–
Współczynniki elastyczności cenowej – asymetryczność reakcji						
D	3,42	0,05	0,62	-0,01	-2,07	0,03
E	*	*	*	*	*	*
F	*	*	*	*	*	*
G	3,42	3,47	0,65	0,64	-2,07	-2,04
H	*	*	-3,94	-3,96	*	*
I	*	*	*	*	*	*

Symbol * oznacza brak istotności parametru na poziomie $\alpha = 0,1$.

Wersja 1 – model bez opisu struktury procesu. Wersja 2 – model z dołączonym członem trendowo-cyklicznym. Wersja 3 – model z dołączonym członem trendowo-cykliczno-autoregresyjnym.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Oceny parametrów a_1 i a_2 modeli symetryczności (A, B, C) i asymetryczności reakcji (D, E, F, G, H, I) na zmiany ceny etyliny 98

Modele E98	Wersja 1		Wersja 2		Wersja 3	
	a1	a2	a1	a2	a1	a2
Współczynniki elastyczności cenowej – symetryczność reakcji						
A	3,18	–	*	–	-5,23	–
B	-7,17	–	-10,12	–	-5,27	–
C	*	–	*	–	*	–
Współczynniki elastyczności cenowej – asymetryczność reakcji						
D	3,7	-0,11	0,72	-0,08	*	*
E	*	*	*	*	-8,15	5,38
F	*	*	*	*	*	*
G	3,7	3,59	*	*	*	*
H	-5,22	-9,28	-7,26	-13,3	-8,15	-2,77
I	*	*	*	*	*	*

Objaśnienia jak w tab. 1.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 3. Oceny parametrów a_1 i a_2 modeli symetryczności (A, B, C) i asymetryczności reakcji (D, E, F, G, H, I) na zmiany ceny oleju napędowego

Modele ON	Wersja 1		Wersja 2		Wersja 3	
	a1	a2	a1	a2	a1	a2
Współczynniki elastyczności cenowej – symetryczność reakcji						
A	1,35	–	-1,19	–	-1,1	–
B	*	–	*	–	*	–
C	*	–	*	–	*	–
Współczynniki elastyczności cenowej – asymetryczność reakcji						
D	1,36	0,1	-1,22	0,01	*	*
E	*	*	*	*	*	*
F	*	*	*	*	*	*
G	1,36	1,47	-1,22	-1,21	*	*
H	*	*	*	*	*	*
I	*	*	*	*	*	*

Objaśnienia jak w tab. 1.

Źródło: obliczenia własne.

Analizując oszacowane parametry symetrii i asymetrii dla E95, można stwierdzić, że interpretowalny parametr symetrycznej elastyczności występuje w modelu B $(-2,17)$, a w modelach D i G parametry asymetrycznej elastyczności wynoszą odpowiednio: $(-2,07^{(-)}; -2,07 + 0,03 = -2,04^{(+)})$ i $(-2,07^{(-)}; -2,04^{(+)})$, czyli dokładnie identyczne oceny elastyczności (model D i G), a asymetryczność okazała się istotna, ale o bardzo małej różnicy $(-2,07^{(-)}; -2,04^{(+)})$.

Symetryczny współczynnik elastyczności cenowej dla E98 wyniósł z modelu A $-5,23$, a z modelu B $-5,27$. Asymetryczny współczynnik elastyczności cenowej dla E98 wynosi odpowiednio: z modelu E $(-8,15^{(-)}; -8,15 + 5,38 = -2,77^{(+)})$, a z modelu H $(-8,15^{(-)}; -2,77^{(+)})$.

Z modelu A dla ON symetryczna elastyczność cenowa wyniosła $-1,19$. Z modeli asymetrii uzyskano oceny wskazujące na symetryczność reakcji, ponieważ z modelu D $(-1,22^{(-)}; -1,22 + 0,01 = -1,21^{(+)})$, z modelu G $(-1,22^{(-)}; -1,21^{(+)})$.

5. Podsumowanie

1. Jedynymi modelami, które poprawnie opisują elastyczności cenowe na podstawie danych dziennych, są modele w wersji 2 i 3, czyli modele zawierające składniki opisu trendu, cykliczności rocznej, miesięcznej, tygodniowej oraz autoregresji ilości i cen.

2. Modele C, F, I, wykorzystujące jako proces objaśniający impuls cenowy $imp_t \cdot \ln(cena_t)$ zdefiniowany jako podtrzymana ostatnia niezerowa zmiana ceny $\ln(x_t / x_{t-1})$, okazały się dla każdej wersji nieprzydatne do tego typu analizy.

3. Największą asymetrię reakcji klienta obserwuje się dla zmian cen E98, mniejszą dla zmian cen E95; wynika to z substytucji E98 na E95. Natomiast dla ON, z powodu braku substytutu, asymetria reakcji klienta nie zachodzi.

4. Silnej asymetrii reakcji konsumenta możemy się spodziewać tylko dla produktów posiadających swoje substytuty (np. proszki do prania, kawa, herbata, napoje itp.).

Literatura

- Błażejowski M. (2006), *Modelowanie elastyczności popytu dla danych dziennych*, [w:] *Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne w finansach i ubezpieczeniach*, red. P. Chrzan, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach, cz. 2, AE, Katowice, s. 73-81.
- Błażejowski M. (2006), *Porównanie wyników analizy elastyczności cenowych popytu na podstawie modelowania jedno- i wielorównaniowego*, „Studia ekonomiczne i finansowe”, Wyższa Szkoła Bankowa, Toruń, s. 17-25.
- Ekonometryczne modele rynku. Metody ekonometryczne* (1977), red. W. Welfe, t. 1, PWE, Warszawa.
- Kufel T., Błażejowski M. (2007), *Ekonometryczne modelowanie procesów sprzedaży dla danych o wysokiej częstotliwości obserwowania*, [w:] *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, red. J. Pocięcha, AE, Kraków, s. 195-209.
- Suchecki B. (2006), *Kompletne modele popytu*, PWE, Warszawa.
- Zieliński Z. (2002), *Analiza ekonomicznych procesów stochastycznych. Pisma wybrane*, Wydawnictwo UMK, Toruń.

ECONOMETRIC MODELING OF ASYMMETRY IN CONSUMER REACTIONS TO FUEL PRICE CHANGES

Summary

The paper contains discussion about the construction of econometric models for consumer demand based on daily data of transactions in a supermarket. These models take into consideration the asymmetry in consumer reactions to price changes. Coefficients of price elasticity with asymmetry in consumer reaction to increase of price and decrease of price were estimated. There are also several proposals of specification of econometric models for modeling such consumer reactions.