

Materiały i Studia nr 295

Stylizowane fakty o cenach konsumenta w Polsce

Paweł Macias, Krzysztof Makarski



Materiały i Studia nr 295

Stylizowane fakty o cenach konsumenta w Polsce

Paweł Macias, Krzysztof Makarski

**Instytut Ekonomiczny
Warszawa, 2013 r.**

Paweł Macias – Narodowy Bank Polski, e-mail: pawel.macias@nbp.pl
Krzysztof Makarski – Narodowy Bank Polski i Szkoła Główna Handlowa,
e-mail: krzysztof.makarski@nbp.pl

Wszystkie zaprezentowane w opracowaniu stwierdzenia są poglądami własnymi autorów i nie muszą odzwierciedlać oficjalnego stanowiska NBP. Autorzy szczególnie dziękują Jarosławowi Jakubikowi za liczne dyskusje, wiele cennych sugestii i komentarzy. Autorzy dziękują również Michałowi Brzozie-Brzezynie i Ryszardowi Kokoszczyńskiemu oraz uczestnikom seminarium wewnętrznego Instytutu Ekonomicznego NBP za wiele pomocnych wskazówek. Wszelkie błędy i niedociągnięcia obciążają wyłącznie autorów.

Druk:
NBP Printshop

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
tel. +48 22 653 23 35
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2013

Spis treści

1	Wstęp	7
2	Dane i metoda	9
2.1	Opis bazy danych	9
2.2	Transformacje danych	11
2.3	Braki danych	12
2.4	Metodyka	12
3	Wybrane statystyki opisowe	14
4	Stylizowane fakty dotyczące procesu ustalania cen	16
5	Porównania międzynarodowe.	27
6	Rola promocji	30
7	Rola lepkości cen w modelach DSGE	32
8	Podsumowanie	36

Spis tablic

1	Procent zmian cen uznanych za promocje przez filtry	11
2	Częstotliwość zmian cen w Polsce, strefie euro oraz USA	16
3	Częstotliwość zmian cen oraz implikowany czas trwania ceny w Polsce, strefie euro oraz USA	17
4	Częstotliwość zmian cen (%) w podziale na kategorie produktów .	19
5	Częstotliwość zmian cen (%) oraz implikowany czas trwania ceny w podziale na grupy COICOP (pełna próba)	21
6	Wzrosty i spadki cen w podziale na kategorie (pełna próba)	21
7	Wzrosty i spadki cen w podziale na główne grupy COICOP (pełna próba)	22
8	Skala zmian cen w podziale na główne grupy COICOP (pełna próba)	24
9	Skala zmian cen w podziale na kategorie (pełna próba)	25
10	Częstotliwość zmian cen (%) w podziale na kategorie produktów. .	27
11	Skala zmian cen w podziale na kategorie	28
12	Częstotliwość wzrostów i spadków cen w podziale na kategorie. . .	29
13	Częstotliwość zmian cen oraz implikowany czas trwania ceny a ceny promocyjne	31
14	Parametry	34
15	Wybrane statystyki w podziale na 12 grup COICOP	39

Spis rysunków

1	Ceny wybranych produktów w czasie.	15
2	Rozkład częstotliwości zmian cen.	18
3	Liczba miesięcy pomiędzy kolejnymi zmianami ceny.	19
4	Liczba zmian ceny w okresie 02.2004-12.2008.	20
5	Rozkład skali zmian cen.	23
6	Skala wzrostów cen względem skali spadków cen w podziale na główne grupy COICOP.	25
7	Skala wzrostów względem częstotliwości zmian cen w podziale na główne grupy COICOP.	26
8	Częstotliwość zmian cen w czasie (02.2004-12.2008).	26
9	Częstotliwość zmian cen w czasie dla grupy COICOP: edukacja (02.2004-12.2008).	27
10	Funkcje reakcji na impuls polityki pieniężnej.	35
11	Funkcje reakcji na impuls podaży (TFP).	35

Streszczenie

W ciągu ostatniej dekady obserwuje się znaczny postęp w badaniach nad procesem ustalania cen. W oparciu o dane wykorzystywane do liczenia indeksów cen konsumenta i producenta udokumentowano podstawowe stylizowane fakty dotyczące ustalania cen. W naszym badaniu, bazując na literaturze oraz wykorzystując mikrodane dla Polski, dokumentujemy stylizowane fakty dotyczące ustalania cen w Polsce. Fakty te można podsumować następująco: (1) częstotliwość zmiany cen wynosi 18,8%, jest wyższa niż w strefie euro i niższa niż w USA; (2) częstotliwość zmian cen znacznie różni się pomiędzy sektorami gospodarki; (3) zmiany cen są znaczne, ale występuje też wiele niewielkich zmian cen; (4) nie obserwuje się sztywności cen w dół; oraz (5) częstotliwość zmian cen charakteryzuje sezonowość. Ponadto badamy rolę promocji w procesie ustalania cen. Okazuje się, że zachowanie cen promocyjnych wyjaśnia znaczną część różnicy w lepkości cen pomiędzy Polską a USA.

JEL: E3,E31,E5

Słowa kluczowe: lepkość cen, dane mikroekonomiczne o cenach, ceny promocyjne

1 Wstęp

Szeroko uznawanym poglądem w makroekonomii jest przekonanie, że polityka pieniężna oddziałuje na sferę realną ponieważ ceny są lepkie. Mechanizm ten można zaobserwować w nowo Keynesistowskich dynamicznych, stochastycznych modelach równowagi ogólnej (DSGE) (patrz np. Smets i Wouters, 2003, Adolfson, Laséen, Lindé i Villani, 2007 i Grabek, Kłos i Koloch, 2011). Jedną z kluczowych zmiennych w tych modelach jest stopień lepkości cen na poziomie mikro. Jeżeli ceny zmieniają się często - są elastyczne - to polityka pieniężna nie wpływa na wielkości realne, natomiast jeżeli ceny zmieniają się rzadko - są lepkie - to polityka pieniężna oddziałuje na wielkości realne. Zatem w modelu tym stopień lepkości cen jest kluczową zmienną determinującą wpływ polityki monetarnej na sferę realną gospodarki.

W ciągu kilku ostatnich lat możemy zauważyć dość znaczny rozwój literatury poświęconej mikrodanym o cenach. W bardzo ważnej publikacji Bils i Klenow (2004) pokazali, że ceny na etykietach w gospodarce amerykańskiej zmieniają się co 4,3 miesiąca (w latach 1995 - 1997). Klenow i Kryvtsov (2008) badając bardziej dokładne dane z lat (1988-2004) pokazują, że średnia częstotliwość zmian cen wynosi 36% (mediana 27%) co daje średni implikowany czas trwania ceny 6,8 miesiąca (mediana 3,7). Nakamura i Steinsson (2008) w oparciu o dane z lat 1998-2005 uzyskali średnią częstotliwość zmian cen równą 27,7% (mediana 20,5) oraz średni implikowany czas trwania ceny równy 7,7 miesiąca (mediana 4,4).

Istotna część badań nad lepkością cen w Europie została przeprowadzona w ramach Inflation Persistence Network of the European Central Bank. Wyniki tych badań są podsumowane w Álvarez, Dhyne, Hoeberichts, Kwapil, Bihan, Lünne-mann, Martins, Sabbatini, Stahl, Vermeulen i Vilmunen (2006), Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünne-mann, Rumler i Vilmunen (2005) i Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünne-mann, Rumler i Vilmunen (2006). Badania te potwierdzają większość wniosków uzyskanych na danych amerykańskich. Ważną różnicą jest fakt, że stopień lepkości cen w strefie euro jest większy niż w USA. Ponadto potwierdzają istnienie heterogeniczności częstotliwości zmian cen pomiędzy sektorami i wskazują na istnienie heterogeniczności pomiędzy krajami. Co ciekawe można zaobserwować większą heterogeniczność częstotliwości zmian cen pomiędzy sektorami gospodarki niż krajami. W strefie euro, podobnie jak w USA spadki cen są częste i odpowiadają za około 40% wszystkich zmian cen.

Wszystkie badania potwierdzają istnienie dużej heterogeniczności częstotli-

wości zmian cen pomiędzy sektorami. Relatywnie często zmieniane są ceny energii i nieprzetworzonej żywności, natomiast relatywnie rzadko zmieniane są ceny dóbr przemysłowych niezwiązanych z energią oraz usług. Zmienność cen przetworzonej żywności plasuje się gdzieś pośrodku. Ponadto, średnie obserwowane zmiany cen są znaczne.

Jednym z kluczowych czynników wpływającym na częstotliwość zmian cen są promocje, które stanowią szczególny rodzaj zmiany ceny. Korzystając z tego, że w bazie Bureau of Labor Statistics (BLS) promocje są wprost oznaczone, Nakamura i Steinsson (2008) badają jak zmieni się częstotliwość zmian cen po usunięciu promocji i wyprzedaży. Okazuje się, że średnia częstotliwość zmian cen spada z 27,7% do 21,1% (mediana spada z 20,5% do 8,7%) oraz średni implikowany czas trwania ceny rośnie z 7,7 miesiąca do 13 miesięcy (mediana rośnie z 4,4 do 11,0 miesięcy).

Obszerne omówienie literatury dotyczącej ustalania cen zostało przedstawione w Klenow i Malin (2010). Autorzy przedstawiają tam najważniejsze stylizowane fakty: (1) w większości badań ceny zmieniają się przynajmniej raz rocznie (aczkolwiek w strefie euro lepkość cen jest większa); (2) promocje i wyprzedaże odgrywają istotną rolę; (3) częstotliwość zmian cen charakteryzuje duża heterogeniczność pomiędzy sektami gospodarki; (4) ceny produktów bardziej cyklicznych zmieniają się częściej; (5) skala zmian cen jest relatywnie (do inflacji) duża, niemniej obserwuje się dużo małych zmian cen; (6) moment zmiany ceny nie jest zsynchronizowany pomiędzy sprzedawcami; (7) częstotliwość i skala zmian cen nie rosną wraz z wiekiem ceny; (8) zmiany cen są powiązane ze zmianami płac.

Głównym celem tego badania jest udokumentowanie stylizowanych faktów dotyczących ustalania cen w Polsce oraz odniesienie tych wyników do strefy euro i USA. Zgodnie z naszą wiedzą jest to pierwszy artykuł dokumentujący zachowanie cen w Polsce w oparciu o dane GUS. W tym celu wykorzystujemy dane GUS zbierane do pomiaru CPI. W badaniu dokumentujemy następujące stylizowane fakty dotyczące ustalania cen w Polsce. Otrzymujemy 5 stylizowanych faktów: (1) średnia częstotliwość zmian cen równa jest 18,8%, co oznacza, że ceny są bardziej elastyczne niż w strefie euro i bardziej lepkie niż w USA; (2) częstotliwość zmian cen charakteryzuje duża heterogeniczność pomiędzy sektorami; (3) nie obserwuje się sztywności cen w dół; (4) średnie zmiany cen są relatywnie duże, ale występuje też dużo małych zmian cen; oraz (5) częstotliwość zmian cen wykazuje zachowania sezonowe. Jankiewicz i Kołodziejczyk (2008) korzystając z wyników danych ankietowych badają czynniki, którymi kierują się firmy zmieniając ceny. Dodatkowo raportują oszacowanie lepkości cen. W ich badaniu ceny w Polsce są

trochę bardziej elastyczne niż w strefie euro, co jest zgodne z naszymi wynikami. W badaniu pokazujemy również wpływ lepkości cen na zachowanie zmiennych makroekonomicznych. W tym celu, wykorzystując standardowy model DSGE oparty na pracy Clarida, Gali i Gertler (1999), porównujemy reakcję inflacji i produktu na szok monetarny i technologiczny.

Układ niniejszego artykułu jest następujący. W sekcji 2 opisano dane i metodykę badania. Sekcja 3 przedstawiono wybrane statystyki dotyczące cen. Sekcja 4 poświęcona jest na prezentację stylizowanych faktów. Sekcja 5 pokazuje zachowanie cen w Polsce na tle strefy euro i USA. W sekcji 6 zbadano rolę promocji. Sekcja 7 prezentuje rolę lepkości cen w modelach DSGE. Sekcja 8 podsumowuje wyniki.

2 Dane i metoda

Badanie sztywności cen w Polsce chcemy oprzeć na zbadaniu indywidualnych zmian cen w oparciu o dane mikro, wykorzystywane do obliczania wskaźnika CPI. Takie podejście zostało wykorzystane między innymi przez Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünnemann, Rumler i Vilmunen (2006), Klenow i Kryvtsov (2008), czy Nakamura i Steinsson (2008). W badaniu wykorzystaliśmy podejście częstotliwościowe, na ogół stosowane w badaniach wykorzystujących dane mikro.

2.1 Opis bazy danych

W artykule została wykorzystana baza danych służąca Głównemu Urzędowi Statystycznym (GUS) do obliczania wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI) w Polsce. Baza obejmuje okres od stycznia 2004 roku do grudnia 2008 roku (60 miesięcy). Baza ta jest panelem, w którym zmienną ulegającą zmianie jest cena danego produktu lub usługi, zanotowana w konkretnym punkcie sprzedaży. Należy przy tym zwrócić uwagę, że o ile co do zasady produkt ani punkt sprzedaży nie zmieniają się w czasie, to mogą od tej zasady występować wyjątki. Dzieje się tak w sytuacji, gdy ankieter nie jest w stanie zanotować ceny danego produktu w danym sklepie. Istnieje wtedy możliwość, że ankieter zanotuje cenę substytutu lub tego samego produktu w innym sklepie. Niestety w bazie, którą dysponujemy nie ma informacji o takich sytuacjach, a więc problem ten nie podlega naszej analizie.

Baza zawiera informacje o ponad dwóch tysiącach różnych produktach kon-

sumpecyjnych, których ceny notowane były w sklepach na terenie całej Polski. Daje to informacje o prawie pół milionie ścieżkach cen oraz ponad 19 milionach zanotowanych cenach, co odpowiada za 100% polskiego CPI. W naszym badaniu nie wykorzystaliśmy jednak danych wchodzących w skład ósmej grupy COICOP (łączność), która odpowiadała w latach 2004 - 2008 średnio za 5,2% wagi w CPI. Związane było to z faktem, iż w grupie tej znajdowały się głównie produkty centralnie notowane, które nie notowane były przez cały okres próby, a jednocześnie w badanym okresie na ogół nie ulegały zmianie. Uniemożliwiało to obliczenie statystyk raportowanych w dalszej części artykułu dla części grup elementarnych wchodzących w skład tej grupy COICOP. Warto przy tym zwrócić uwagę, że także w przypadku pozostałych głównych grup COICOP, nie dla wszystkich produktów ceny były zawsze notowane. Ceny nie były notowane w sytuacji, gdy danego produktu nie było akurat w danym sklepie w momencie notowania, co często zdarza się np. w przypadku produktów sezonowych, a także część produktów była notowana tylko do pewnego albo od pewnego momentu (np. z powodu bankructwa sklepu, czy rozpoczęcia lub zaprzestania notowania danego produktu). Jednak w przypadku produktów, które nie są centralnie notowane, nie uniemożliwia to obliczenia statystyk dla tych produktów.

Nazwy produktów, którymi dysponują ankierzy są tylko ogólnie zdefiniowane np. ankierzy wiedzą, że mają zanotować mleko krowie o zawartości tłuszczu z danego przedziału. Nie ma jednak podanej konkretnej marki, tak więc od ankiera zależy jakie dokładnie mleko zanotuje. Oznacza to, że w pod nazwą jednego produktu mogą znajdować się faktycznie różne rzeczy (np. z inną marką, rodzajem opakowania, wielkością), a ceny pomiędzy sklepami nie są porównywalne. Nie przeszkadza to jednak specjalnie w naszym badaniu, gdyż produkty są bliskimi substytutami, a więc powinny charakteryzować się podobną sztywnością cen.

Dane wszystkich kategorii produktów notowane były raz w miesiącu, wyjątkiem są świeże owoce i warzywa, których ceny notowane były w latach 2004 - 2008 trzy razy w miesiącu. Aby ujednolicić zbiór danych, w przypadku świeżych owoców i warzyw, wylosowano dla każdego reprezentanta jeden okres, w którym ich ceny były notowane i przyjęto go dla całego miesiąca.

Poza informacją o nazwie produktu i jego cenach zmieniających się w czasie, baza danych CPI zawiera też informację do jakiej grupy elementarnej według klasyfikacji COICOP dany produkt należy. Na ogół na jedną grupę elementarną składa się kilka produktów, które notowane są w wielu punktach sprzedaży. Niestety baza, którą dysponujemy nie zawiera informacji o cenach będących promocjami

Tablica 1: Procent zmian cen uznanych za promocje przez filtry

Nazwa filtru	Procent promocji
Bez symetrycznych 1m V-kształtów (usuwanie)	2,5
Bez symetrycznych 5m V-kształtów (usuwanie)	4,8
Bez asymetrycznych 1m V-kształtów (usuwanie)	8,9
Bez asymetrycznych 5m V-kształtów (usuwanie)	22,1

ani o typie placówki, w którym notowany jest dany produkt.

2.2 Transformacje danych

Z naszego badania postanowiliśmy usunąć ceny wchodzące w skład ósmej grupy COICOP (łąčność), których waga w badanym okresie stanowi średnio około 5,2% wagi CPI. Ceny z tej grupy COICOP zostały usunięte z naszej analizy, ponieważ w przypadku cen połączeń telefonicznych nie można było zaobserwować żadnych zmian cen, co uniemożliwiało policzenie statystyk wykorzystywanych w badaniu. Związane jest to ze sposobem notowania cen przez GUS, który notuje przez pewien czas dany abonament, w którym cena połączenia jest na ogół niezmienna. W tym czasie na rynku pojawia się natomiast wiele nowych abonamentów różniących się ceną połączenia.

Ze względu na występowanie obserwacji będących brakami danych, raportujemy również statystyki dla bazy danych oczyszczonej z nich. W tym celu przyjęliśmy jeżeli dana cena P_{ijt} jest brakiem danych, a cena $P_{ijt+x} = P_{ijt-y}$, gdzie x i y to liczby naturalne, to $P_{ijt} = P_{ijt-y}$. Oznacza to, że jeżeli jakaś cena nie została zanotowana w momencie t , a ceny bezpośrednio poprzedzające i następujące po momencie t są takie same to przyjmujemy, że nie obserwowalna cena P_{ijt} także nie uległa zmianie. Ma to istotny wpływ na statystykę częstotliwości zmian cen, gdyż powoduje że jest ona niższa, a więc sztywność jest większa.

Również ze względu na brak informacji o cenach będących promocjami postanowiliśmy zastosować filtr, który pozwala wychwycić zmiany cen, które mogły być promocjami. Założyliśmy, że jeżeli cena zmienia się, a następnie w przeciągu maksymalnie pięciu miesięcy powraca do swojego poprzedniego poziomu to zmianę takiej ceny można uznać za promocję. Również ta zmiana ma wpływ na statystykę częstotliwości zmiany ceny, gdyż powoduje że jest ona niższa, a więc lepkość cen jest większa. Tabela powyżej prezentuje procent zmian cen, które wykorzystane przez nas filtry uznały za promocje.

2.3 Braki danych

W wykorzystywanym zbiorze danych występują liczne braki danych. Braki danych stanowią około 34,3% pozycji w badzie danych. Jednak aż 31,6% pozycji stanowią braki danych przed początkiem lub po końcu danej ścieżki cen co oznacza, że dane produkty w tym okresie po prostu nie były notowane przez GUS. Obserwacji, które są brakami cen w środku danej ścieżki cen jest więc tylko 2,7%, przy czym część z tych braków danych wynika z faktu, że produkty sezonowe nie są notowane przez cały rok. Obserwacji, które są brakami danych w środku danej ścieżki cen i nie wynika to z sezonowego notowania tych produktów jest zaledwie 0,6%.

2.4 Metodyka

Analizę stopnia lepkości cen na poziomie mikroekonomicznym, używającym indywidualnych notowań cen, opiera się na ogół na podejściu częstotliwościowym. W takiej sytuacji ceny uznaje się za lepkie w przypadku niskiej częstotliwości zmiany cen, co inaczej oznacza długie trwanie danej ceny na nie zmienionym poziomie. W celu przedstawienia sposobu obliczania częstotliwości zmiany cen następujące zmienne muszą być zdefiniowane:

P_{ijt} – oznacza cenę indywidualnego produktu w momencie t , sprzedawanego w sklepie i , który należy do grupy elementarnej j .

x_{ijt} – zmienna binarna oznaczająca, że produkt sprzedawany w sklepie i , który należy do grupy elementarnej j był obserwowany w momencie czasu t i $t - 1$.

$$x_{ijt} = \begin{cases} 1, & \text{jeżeli } P_{ijt} \text{ i } P_{ijt-1} \text{ są obserwowane} \\ 0, & \text{jeżeli } P_{ijt} \text{ lub } P_{ijt-1} \text{ nie są obserwowane} \end{cases}$$

z_{ijt} – zmienna binarna oznaczająca, że produkt sprzedawany w sklepie i , który należy do grupy elementarnej j zmienił cenę w okresie t w stosunku do momentu $t - 1$, a produkt był obserwowany w obu tych okresach.

$$z_{ijt} = \begin{cases} 1, & \text{jeżeli } x_{ijt} = 1 \text{ i } P_{ijt} \neq P_{ijt-1} \\ 0, & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases}$$

s_{ijt} – zmienna binarna oznaczająca, że produkt sprzedawany w sklepie i , który należy do grupy elementarnej j obniżył cenę w okresie t w stosunku do

momentu $t - 1$, a produkt był obserwowany w obu tych okresach.

$$s_{ijt} = \begin{cases} 1, & \text{jeżeli } x_{ijt} = 1 \text{ i } P_{ijt} < P_{ijt-1} \\ 0, & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases}$$

w_{ijt} – zmienna binarna oznaczająca, że produkt sprzedawany w sklepie i , który należy do grupy elementarnej j podniósł cenę w okresie t w stosunku do momentu $t - 1$, a produkt był obserwowany w obu tych okresach.

$$w_{ijt} = \begin{cases} 1, & \text{jeżeli } x_{ijt} = 1 \text{ i } P_{ijt} > P_{ijt-1} \\ 0, & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases}$$

F_{jt} – wskaźnik częstotliwości zmian cen w okresie t dla grupy elementarnej j .

$F_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} z_{ijt}}{\sum_{i=1}^{n_j} x_{ijt}}$ gdzie n_j oznacza liczbę firm sprzedających dany produkt w momencie czasu t .

F_j – wskaźnik częstotliwości zmian cen w całym okresie badania dla grupy elementarnej j .

$F_j = \frac{\sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{n_j} z_{ijt}}{\sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{n_j} x_{ijt}}$ gdzie n_j oznacza liczbę firm sprzedających dany produkt.

F_j^+ – wskaźnik częstotliwości wzrostu cen w całym okresie badania dla grupy elementarnej j .

$F_j = \frac{\sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{n_j} w_{ijt}}{\sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{n_j} x_{ijt}}$ gdzie n_j oznacza liczbę firm sprzedających dany produkt.

F_j^- – wskaźnik częstotliwości spadku cen w całym okresie badania dla grupy elementarnej j .

$F_j = \frac{\sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{n_j} s_{ijt}}{\sum_{t=2}^T \sum_{i=1}^{n_j} x_{ijt}}$ gdzie n_j oznacza liczbę firm sprzedających dany produkt.

Wskaźniki częstotliwości zmian cen przedstawiają odsetek cen, które uległy zmianie w danym miesiącu lub okresie czasu. Odpowiednio, wskaźnik częstotliwości wzrostu (spadku) cen przedstawia odsetek cen, które uległy wzrostowi (spadkowi). Miary te mogą być utożsamiane z prawdopodobieństwem zmiany ceny w danym okresie.

W ramach jednej grupy elementarnej wszystkie produkty są traktowane z jednakową wagą według wzorów przedstawionych powyżej. W celu obliczenia częstotliwości zmian cen dla agregatów składających się z kilku grup elementarnych dokonujemy ważenia według wzoru:

$$F = \sum_{j=1}^J \omega_j F_j$$

gdzie ω_j to waga danej grupy elementarnej we wskaźniku CPI.

Bazując na częstotliwości zmian cen, obliczamy także średni implikowany czas trwania ceny, według wzoru zaprezentowanego poniżej:

$$T = \sum_{j=1}^J \left(\omega_j \frac{-1}{\ln(1 - F_j)} \right)$$

Na koniec liczymy implikowaną medianę trwania ceny T_m ze wzoru

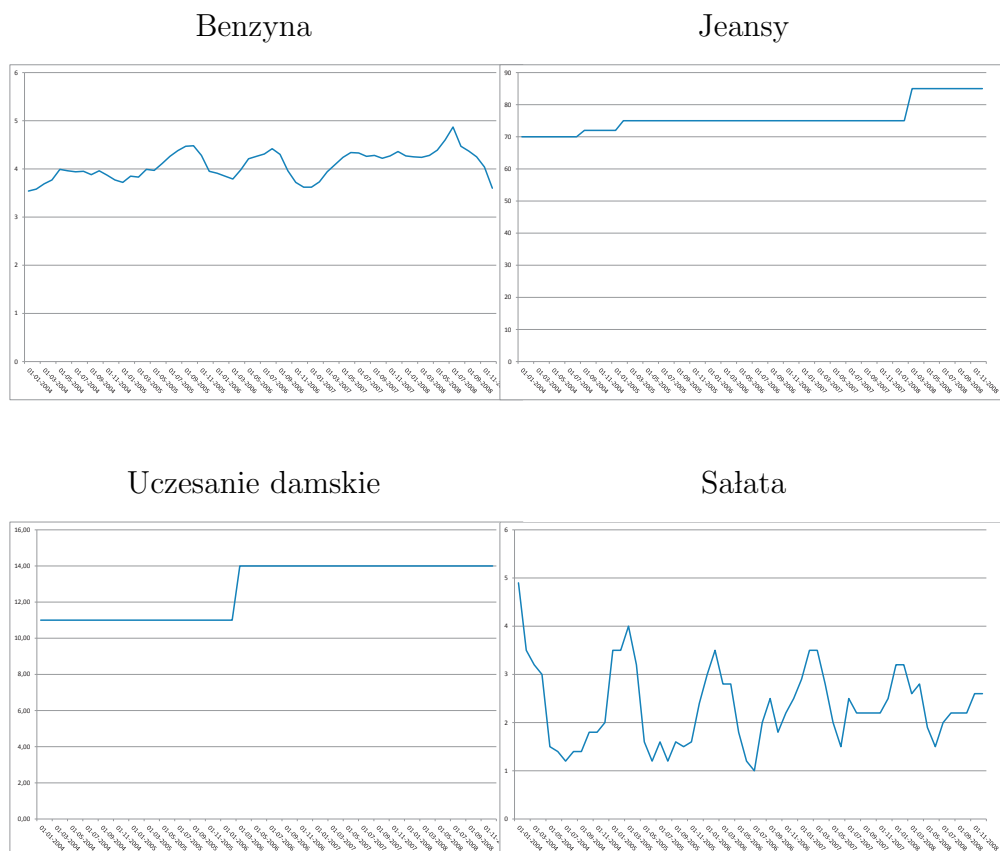
$$T_m = -\frac{1}{\ln(1 - F_m)}$$

gdzie F_m to mediana ze wskaźników częstotliwości zmian cen.

3 Wybrane statystyki opisowe

Jednym z głównych wyników badań poświęconych zmienności cen jest duża heterogeniczność prawdopodobieństwa zmiany ceny. Zjawisko to można zaobserwować obserwując zachowanie cen w przypadku wybranych produktów. Przykłady zachowania cen w czasie pokazane są na Rysunku 1. Na rysunku tym widać, że w okresie 5-letnim cena uczesania damskiego zmieniła się tylko jeden raz. Podobnie zachowywała się cena jeansów, która zmieniła się tylko trzykrotnie. Natomiast cena benzyny zmieniła się praktycznie z okresu na okres, podobnie jak cena sałaty. W przypadku sałaty można też zaobserwować wyraźną sezonowość.

Rysunek 1: Ceny wybranych produktów w czasie.



Źródło: Dane GUS (CPI)

Głównym celem artykułu jest udokumentowanie stylizowanych faktów dotyczących zachowania cen w Polsce, a także porównanie stopnia lepkości cen w Polsce do tej w strefie euro i USA. Odniesienie wyników badania dla Polski do tych dla strefy euro i USA jest utrudnione przez różnice pomiędzy bazami danych dla Polski, strefy euro i USA, a także różnice pomiędzy bazami danych dla krajów strefy euro. Z uwagi na te różnice¹ Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünemann, Rumler i Vilmunen (2006) wykorzystują ceny 50 reprezentatywnych artykułów z okresu od stycznia 1996 do grudnia 2000, w celu dokonania porównań pomiędzy krajami. Dodatkowym problemem jest brak dostępnych danych z tego samego okresu (nawet jeżeli te dane byłyby dostępne to i tak to by nie pomogło bo dla tych lat stopa inflacji w Polsce była znacznie wyższa niż w USA i strefie euro). Z uwagi na brak wiarygodnych danych dotyczą-

¹Różnice mogą wynikać z różnego pokrycia danych, różnego przedziału czasowego, braku lub nie informacji o promocjach.

czych strefy euro porównujemy dane oparte na pełnej próbie dla Polski z okresu I.2004-XII.2008 z danymi dla strefy euro i USA opartymi na cenach z próby 50 reprezentatywnych produktów. Statystyki dla USA i strefy euro uzyskane są z Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünnemann, Rumler i Vilmunen (2006).

Wyniki te zostały przedstawione w Tablicy 2. Dane wskazują, że proces cenotwórczy w Polsce mieści się gdzieś pomiędzy strefą euro i USA, gdzie w strefie euro występują bardziej lepkie ceny a w USA bardziej elastyczne. Wykorzystanie pełnych danych o cenach zarówno w przypadku strefy euro jak i USA jest problematyczne z uwagi na niepełne pokrycie koszyka dóbr konsumpcyjnych w dostępnych bazach danych. Z uwagi na niepełne i zróżnicowane pokrycie dostępnych danych w różnych krajach wykorzystanie w pełnych dostępnych prób nie zawsze gwarantuje bliższe rzeczywistym danym wyniki. Bazując na próbie 50 produktów uzyskujemy przybliżone wyniki. Należy też pamiętać, że część różnic pomiędzy krajami może wynikać z innej kompozycji koszyka cen konsumpcyjnych.

Tablica 2: Częstotliwość zmian cen w Polsce, strefie euro oraz USA

	Polska	strefa euro	USA
Częstotliwość zmian cen (%)			
Próba 50 produktów	-	15,1	24,8
Pełna próba	18,8	15,3	26,1

Źródło: Polska: Dane GUS (CPI). Dane dla strefy euro pochodzą z Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünnemann, Rumler i Vilmunen (2006). Dane dla USA pochodzą z Bils i Klenow (2004).

4 Stylizowane fakty dotyczące procesu ustalania cen

W tym rozdziale zaprezentujemy podstawowe stylizowane fakty opisujące proces ustalania cen w polskiej gospodarce a także odniesiemy je do do strefy euro i USA (więcej na temat porównania zachowania cen w Polsce i w innych krajach w następnym rozdziale). Statystyki dla strefy euro oparte są na Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünnemann, Rumler i Vilmunen (2006), natomiast dla USA Bils i Klenow (2004) oraz Nakamura i Steinsson (2008).

Fakt 1: Ceny zmieniają się stosunkowo rzadko. Średnia częstotliwość zmian cen równa jest 18,8%. Średni implikowany czas trwania

cenę wynosi 10,9 miesiąca. Ceny w Polsce są bardziej elastyczne niż w strefie euro i bardziej lepkie niż w USA.

Częstotliwości zmian cen, średni implikowany czas trwania ceny oraz mediana implikowanego czasu trwania ceny są zaprezentowane w Tablicy 3. Lepkość cen w Polsce kształtuje się pomiędzy tą w USA, a tą w Europie, przy czym jest bardziej zbliżona do europejskiej. Średni implikowany czas trwania ceny wynosi 10,9 miesięcy i jest krótszy niż w strefie euro oraz dłuższy niż w USA (odpowiednio 13,0 miesięcy i 6,7 miesiąca). Można też zauważyć, że również ta liczba jest bliższa tej dla strefy euro niż dla USA.

Tablica 3: Częstotliwość zmian cen oraz implikowany czas trwania ceny w Polsce, strefie euro oraz USA

	Polska	strefa euro	USA
Częstotliwość zmian cen (%)			
Pełna próba	18,8	15,3	26,1 (29,9*; 27,7**)
Implikowany czas trwania ceny w miesiącach			
Średnia (pełna próba)	10,9	13,0	6,7
Mediana (pełna próba)	6,9	10,6	4,3

Źródło: Polska, dane GUS (CPI); strefa euro, Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Linnemann, Rumler i Vilmunen (2006); USA, Bils i Klenow (2004)

*Klenow i Kryvtsov (2008).

**Nakamura i Steinsson (2008).

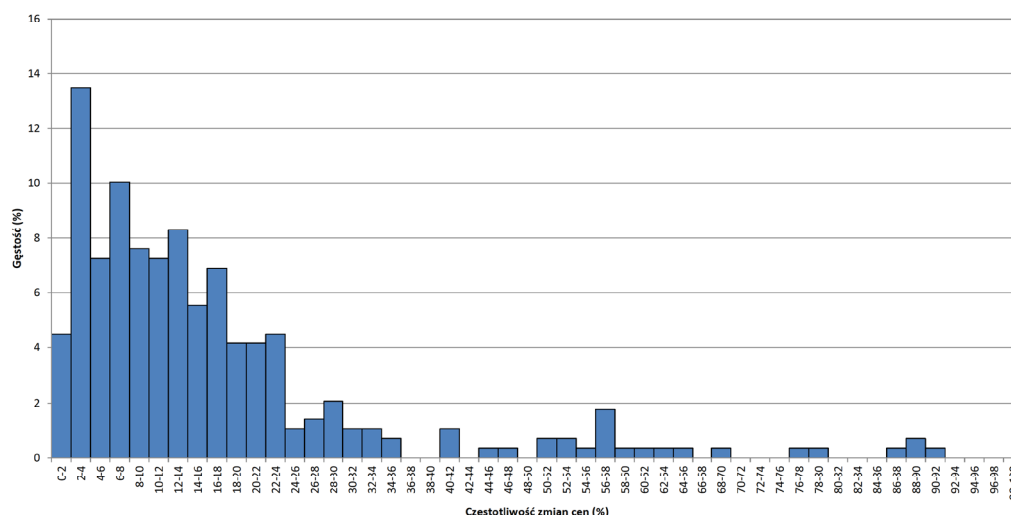
Mediana implikowanego czasu trwania ceny wynosi 6,9 miesięcy i podobnie jak średnia, znajduje się pomiędzy tą w strefie euro a tą w USA (odpowiednio 10,6 miesiąca i 4,3 miesiąca - patrz Tablica 3). Jednakże, odmiennie do średniej, mediana jest relatywnie bliższa swojemu odpowiednikowi w USA, niż w strefie euro. Dodatkowo mediana okazuje się niższa niż średnia co świadczy o grubym prawym ogonie rozkładu czasu trwania ceny.

Fakt 2: Częstotliwość zmian cen charakteryzuje duża heterogeniczność pomiędzy sektorami gospodarki

Rozkład częstotliwości zmian cen pokazany jest na Rysunku 2. Na osi poziomej zaznaczona jest nieważona częstotliwość zmian cen dla grup elementarnych, natomiast oś pionowa pokazuje odsetek produktów z daną częstotliwością. Jak widać zróżnicowanie częstotliwości pomiędzy grupami elementarnymi² zmian cen pomiędzy produktami jest znaczne. Porównując ze strefą euro wydaje się, że w Polsce rozproszenie danych jest mniejsze. W Polsce dla 95% grup elementarnych

²Aucremanne i Dhyne (2005) dokumentują także dużą heterogeniczność wewnątrz grup elementarnych.

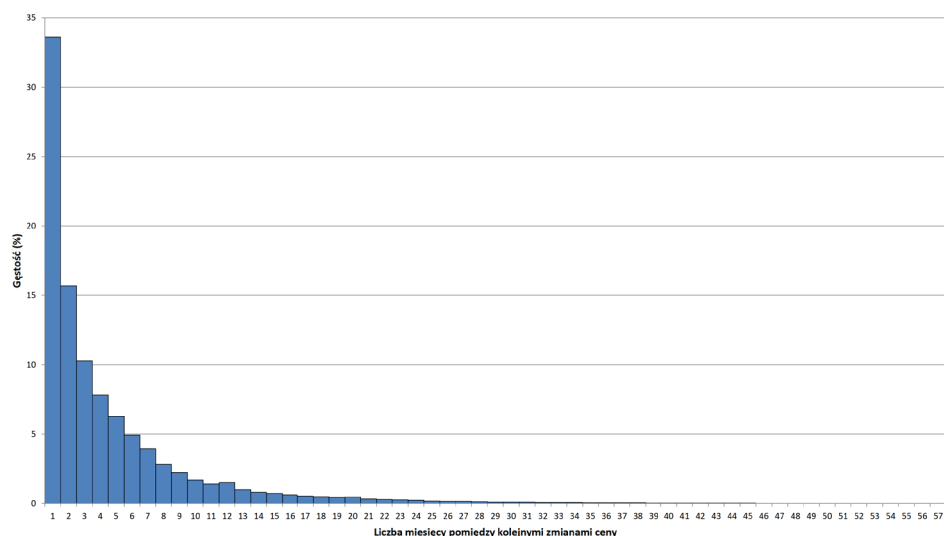
Rysunek 2: Rozkład częstotliwości zmian cen.



średni czas trwania ceny mieści się pomiędzy 1 a 22 miesiącami. Wynik ten jest taki sam jak w USA i odbiega znacznie od strefy euro, gdzie dla 95% kategorii produktów średni czas trwania mieści się pomiędzy 1 a 32 miesiącami.

Heterogeniczność częstotliwości zmian cen w naturalny sposób generuje heterogeniczność liczby zmian ceny w badanym okresie (luty 2004-grudzień 2008). Liczbę zmian ceny w okresie 02.2004-12.2008 przedstawiono na Rysunku 3. Jak widać na tym rysunku znaczna liczba cen zmienia się bardzo często (co miesiąc lub prawie co miesiąc) ale też można znaleźć wiele cen które zmieniają się raz na 2 i więcej lat. Na Rysunku 4 widać, że istnieje również stosunkowo duża liczba cen, które w analizowanym okresie zmieniały się stosunkowo rzadko.

Rysunek 3: Liczba miesięcy pomiędzy kolejnymi zmianami ceny.



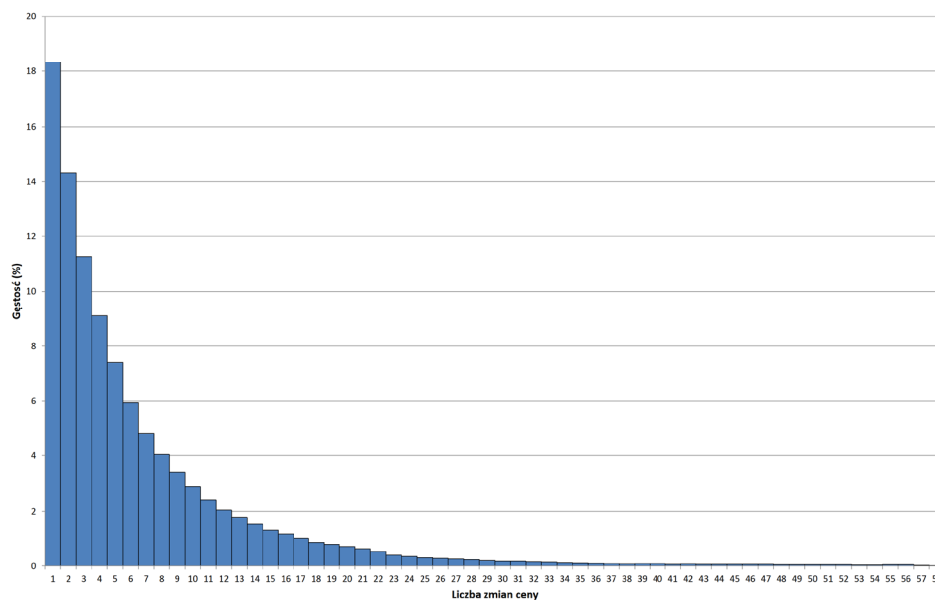
Tablica 4: Częstotliwość zmian cen (%) w podziale na kategorie produktów

Częstotliwość zmian cen w Polsce (%)	
Żywność nieprzetworzona	39,2
Żywność przetworzona	20
Energia	25,8
Towary	15,1
Usługi	6,6
Cała próba	18,8

Źródło: Dane GUS (CPI).

Duże zróżnicowanie w zachowaniu cen można zaobserwować jeżeli spojrzymy na poszczególne kategorie produktów zaprezentowane w Tablicy 4. Najczęściej zmieniają się ceny żywności nieprzetworzonej i zmienność ta jest wyraźnie wyższa niż dla pozostałych kategorii produktów. Następne w kolejności są ceny energii, żywności przetworzonej oraz towarów, przy podobnym poziomie zmienności. Najrzadziej zmieniają się ceny usług, przy znacznie niższej zmienności niż w przypadku pozostałych kategorii. Podobnie duże zróżnicowanie częstotliwości zmian cen widać, jeżeli popatrzymy na grupy COICOP w Tablicy 5. Stosunkowo duża lepkość cen występuje w grupach: edukacja; restauracje i kina; użytkowanie

Rysunek 4: Liczba zmian ceny w okresie 02.2004-12.2008.



mieszkania i nośniki energii oraz odzież i obuwie. Natomiast ceny są stosunkowo gętte w przypadku następujących grup: transport; żywność i napoje bezalkoholowe oraz zdrowie. W przypadku pozostałych grup częstotliwość zmian cen mieści się pomiędzy 10% a 15%.

Tablica 5: Częstotliwość zmian cen (%) oraz implikowany czas trwania ceny w podziale na grupy COICOP (pełna próba)

Częstotliwość zmian cen w Polsce (%)	częstotliwość zmian cen (%)	Imp. dł. trwania ceny	
		średnia	mediana
1. Żywność i napoje bezalkoholowe	28,6	3,9	3,7
2. Napoje alk. i wyroby tytoniowe	15,0	6,2	6,1
3. Odzież i obuwie	10,0	10,1	9,9
4. Użytk. mieszk. i nośniki energii	9,8	14,2	14,9
5. Wyp. mieszk. i prowadzenie gosp. dom.	11,6	9,8	9,0
6. Zdrowie	23,4	14,8	2,4
7. Transport	43,9	10,8	2,5
8. Łączność	-	-	-
9. Rekreacja i kultura	12,8	14,4	12,0
10. Edukacja	2,9	59,1	86,8
11. Restauracje i hotele	5,1	20,6	17,5
12. Pozostałe	12,3	12,4	7,6
Cała próba	18,8	10,9	6,9

Źródło: Dane GUS (CPI).

Fakt 3: Dane nie potwierdzają występowania sztywności cen z dołu (z wyjątkiem usług).

W danych nie widać sztywności cen z dołu. Co więcej spadki cen są relatywnie częste (biorąc pod uwagę, że w badanym okresie średnia inflacja wynosi 2,7%). Jak pokazano w Tablicy 6 około 40% zmian cen to spadki cen. Liczba ta jest zbliżona zarówno do tej w strefie euro, która - jak pokazują Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünemann, Rumler i Vilmunen (2005) - wynosi 42%, oraz do tej w USA, gdzie - jak raportują Klenow i Kryvtsov (2008) - 45% zmian cen to spadki.

Tablica 6: Wzrosty i spadki cen w podziale na kategorie (pełna próba)

	Częstotliwość		Udział
	wzrostów cen (%)	spadków cen (%)	wzrostów cen (%)
Żywność nieprzetworzona	21,5	17,7	55
Żywność przetworzona	12,3	7,6	62
Energia	16,3	9,5	63
Towary	8,8	6,3	58
Usługi	4,6	2,0	70
Cała próba	11,3	7,5	60

Źródło: Dane GUS (CPI), Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünemann, Rumler i Vilmunen (2006).

Patrząc na udział spadków cen w zmianach cen ogółem w podziale na sektory widać przede wszystkim różnicę pomiędzy usługami oraz pozostałymi sektorami. O ile w pozostałych sektorach udział spadków cen wynosi około 40% to udział spadków cen dla usług wynosi tylko 30%. Może to wynikać z tego, że przy znacznie mniejszej częstotliwości połączonej z dodatnią przeciętną inflacją większość zmian cen stanowią wzrosty.

Tablica 7: Wzrosty i spadki cen w podziale na główne grupy COICOP (pełna próba)

	Częstotliwość		Udział
	wzrostów cen (%)	spadków cen (%)	wzrostów cen (%)
1. Żywność i napoje bezalkoholowe	16,4	12,1	58
2. Napoje alk. i wyroby tytoniowe	10,5	4,6	70
3. Odzież i obuwie	4,7	5,3	47
4. Użytk. mieszk. i nośniki energii	7,6	2,3	77
5. Wyp. mieszk. i prowadzenie gosp. dom.	7,1	4,5	61
6. Zdrowie	13,6	9,7	58
7. Transport	24,7	19,2	56
8. Łączność	-	-	-
9. Rekreacja i kultura	6,9	5,9	54
10. Edukacja	2,1	0,8	72
11. Restauracje i hotele	3,7	1,3	74
12. Pozostałe	7,0	5,3	57
Cała próba	11,3	7,5	60

Źródło: Dane GUS (CPI).

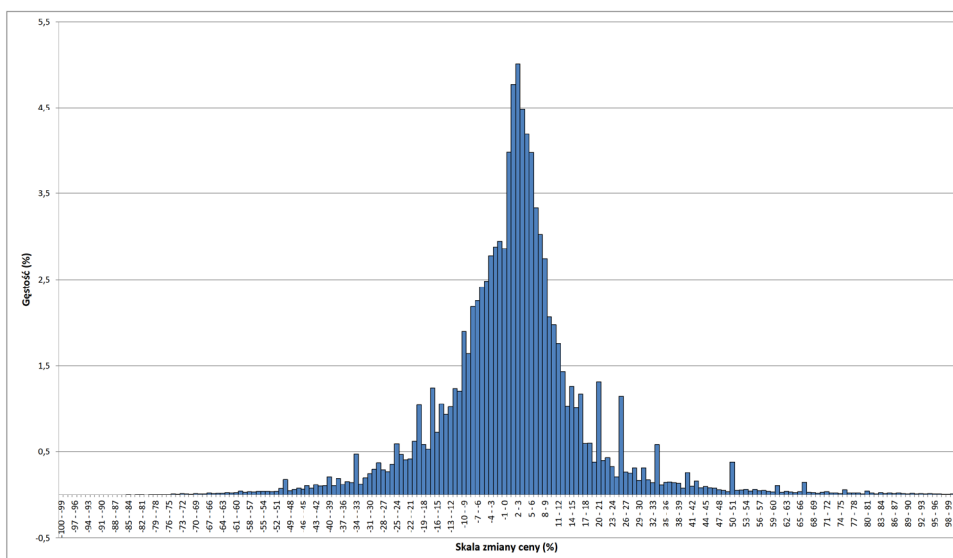
Podobne zachowanie zmian cen można zaobserwować w 12 głównych grupach COICOP. Znacznie odbiegający w górę udział spadków cen można odnotować w przypadku odzieży i obuwia, gdzie udział ten wynosi 53% oraz w grupie rekreacja i kultura - 46%. Natomiast znacznie mniejszy udział spadków cen możemy dostrzec w przypadku użytkowania mieszkania i nośników energii - 23%, restauracji i hoteli - 26%, edukacji - 28% oraz napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych - 30%. Udział spadków cen w przypadku pozostałych grupy COICOP kształtuje się w granicach średniej dla całej próby (czyli około 40%). Statystyka ta wskazuje na brak występowania sztywności cen w dół.

Fakt 4: Średnia zmiana ceny jest relatywnie (względem średniej inflacji) duża, ale występuje również wiele małych zmian cen.

Analizujemy tutaj jak duża jest zmiana ceny pod warunkiem jej wystąpienia. Z uwagi na to, że w danych - jak pokazaliśmy wcześniej - obserwujemy zarówno

spadki jak i wzrosty cen, ich wielkość prześledzimy oddzielnie. Skala zmian cen dla Polski pokazana jest w Tablicy 11. Średnia wielkość wzrostu ceny w Polsce wynosi 13,2%, a średnia wielkość spadku ceny 11,6% (w badanym okresie średnia inflacja wynosi 2,7%). Pomimo dużej średniej wielkości zmiany ceny występuje również wiele niewielkich zmian cen. Rysunek 5 pokazuje gęstość rozkładu skali zmian cen. Jak widać na tym Rysunku w okolicach zera mamy znaczną liczbę zmian cen.

Rysunek 5: Rozkład skali zmian cen.



Tablica 8: Skala zmian cen w podziale na główne grupy COICOP (pełna próba)

	Średnia wielkość	
	wzrostu ceny (%)	spadku ceny (%)
1. Żywność i napoje bezalkoholowe	11,0	-10,6
2. Napoje alk. i wyroby tytoniowe	6,7	-6,5
3. Odzież i obuwie	17,4	-16,6
4. Użytk. mieszk. i nośniki energii	13,6	-12,4
5. Wyp. mieszk. i prowadzenie gosp. dom.	11,9	-11,6
6. Zdrowie	11,5	-10,3
7. Transport	8,7	-8,0
8. Łączność	-	-
9. Rekreacja i kultura	20,0	-15,5
10. Edukacja	17,0	-17,4
11. Restauracje i hotele	20,5	-14,5
12. Pozostałe	18,5	-12,2
Cała próba	13,2	-11,6

Źródło: Dane GUS (CPI).

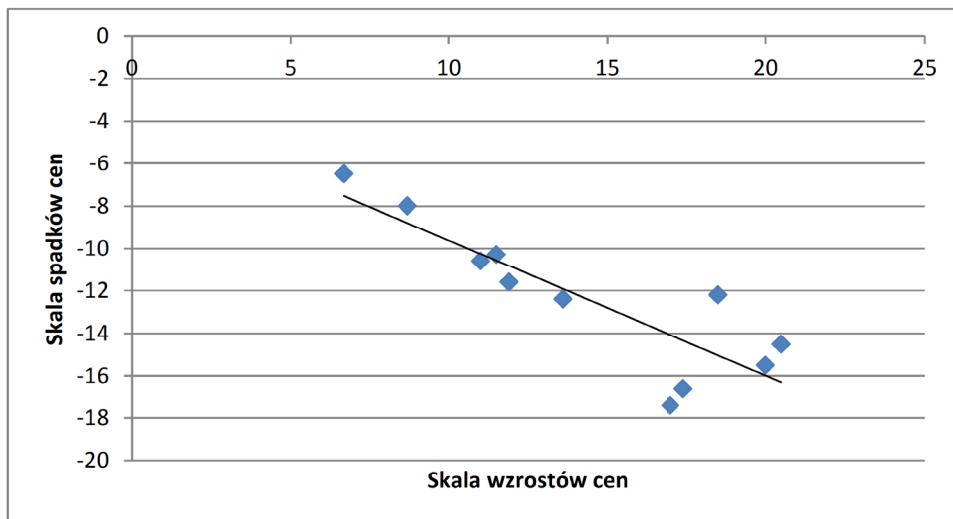
Patrząc na skalę zmian cen w podziale na kategorie przedstawioną w Tablicy 8 widać pewne zróżnicowanie. Najmniejsze zmiany cen odnotowujemy w przypadku napojów alkoholowych i wyrobów tytoniowych, tylko trochę większe w przypadku transportu. Z kolei największe wzrosty cen występują w przypadku restauracji i hoteli, rekreacji i kultury, pozostałych oraz odzieży i obuwia. Średnie wzrosty cen mieści się pomiędzy 6,7% a 20,5%. Co ciekawe skala spadków cen jest bardzo podobna do wzrostów. Rysunek 6 pokazuje korelację skali wzrostów i spadków cen w podziale na główne grupy COICOP. Ponadto Rysunek 7 pokazuje korelację skali wzrostów cen z częstotliwością zmian cen w podziale na główne grupy COICOP.

Fakt 5: Częstotliwość zmian cen wykazuje zachowania sezonowe

Zjawisko jest to dobrze rozpoznane w literaturze. Sezonowość raportują w swoich badaniach zarówno Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünnemann, Rumler i Vilmunen (2005) jak i Nakamura i Steinsson (2008). Zachowanie częstotliwości zmian cen zostało pokazane na Rysunku 8, gdzie bardzo wyraźnie widać, tendencję do zmieniania cen w styczniu. Warto też zwrócić uwagę, że wejście Polski do Unii Europejskiej w maju 2004 dało sygnał cenotwórcom do zmiany cen.

Ponadto na Rysunku 9 pokazujemy zachowanie cen w grupie COICOP: edukacja, na którym dla odmiany ceny zdecydowanie częściej zmieniane są we wrześniu, niż w jakimkolwiek innym miesiącu. Sezonowość w Polsce jest zbliżona do

Rysunek 6: Skala wzrostów cen względem skali spadków cen w podziale na główne grupy COICOP.



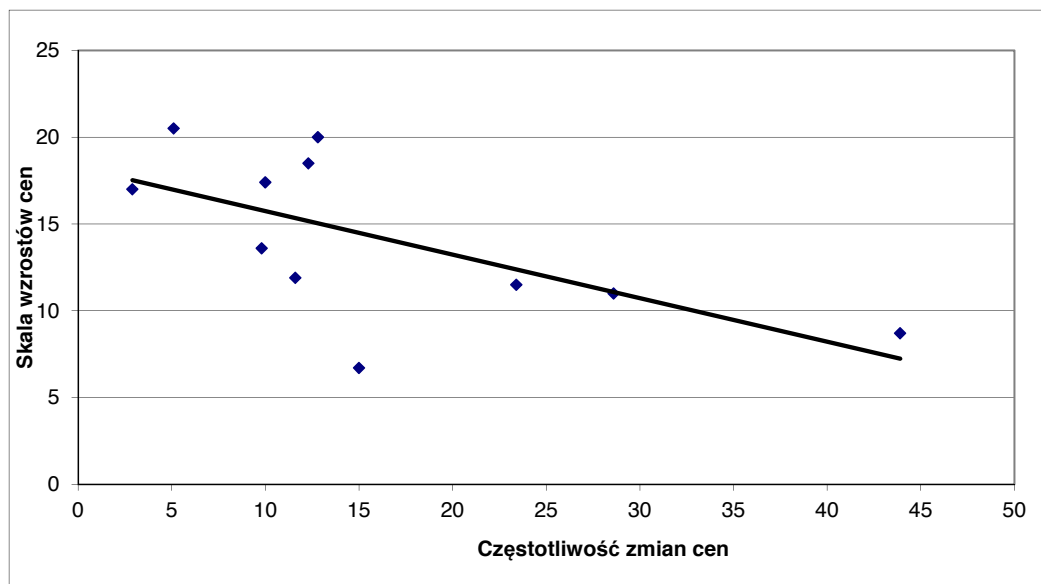
Tablica 9: Skala zmian cen w podziale na kategorie (pełna próba)

	Średnia wielkość			
	wzrostu ceny (%)		spadku ceny (%)	
	Polska	strefa euro	Polska	strefa euro
Żywność nieprzetworzona	13,2	15	12,5	16
Żywność przetworzona	9,2	7	9,1	8
Energia	10,4	3	10,5	2
Towary	11,9	9	10,9	11
Usługi	20,2	7	14,7	9
Cała próba	13,2	8	11,6	10

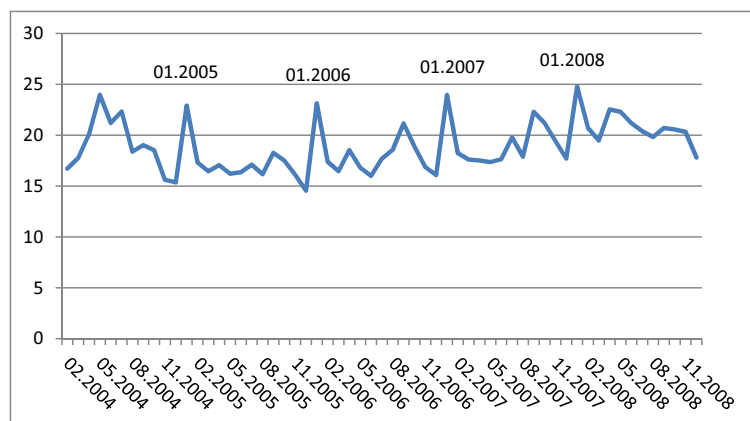
Źródło: Dane GUS (CPI), Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünemann, Rumler i Vilmunen (2006).

tej w strefie euro i USA. Zmiany cen mają tendencję do występowania w styczniu i wrześniu. Ponadto obserwujemy niewielkie wzrosty częstotliwości zmian cen w lipcu oraz kwietniu. Obserwowana sezonowość w danych może świadczyć, że następują zmiany kosztów lub popytu w określonych miesiącach, lub może świadczyć, że zmiany cen - przynajmniej częściowo - są uzależnione od czasu a nie od stanu.

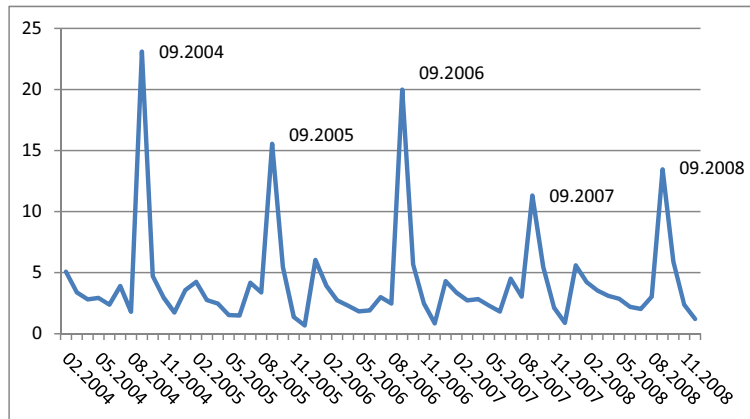
Rysunek 7: Skala wzrostów względem częstotliwości zmian cen w podziale na główne grupy COICOP.



Rysunek 8: Częstotliwość zmian cen w czasie (02.2004-12.2008).



Rysunek 9: Częstotliwość zmian cen w czasie dla grupy COICOP: edukacja (02.2004-12.2008).



5 Porównania międzynarodowe

Do porównań międzynarodowych wykorzystamy próbę 50 produktów opisanych w rozdziale 3 zaproponowanych przez Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünnemann, Rumler i Vilmunen (2006). Dla Polski skorzystamy z pełnej próby. Jak już zostało pokazane w poprzednim rozdziale lepkość cen w Polsce jest trochę mniejsza niż w strefie euro i znacznie większa niż w USA.

Tablica 10: Częstotliwość zmian cen (%) w podziale na kategorie produktów.

	Polska	strefa euro	USA
Żywność nieprzetworzona	39,2	28,3	47,7
Żywność przetworzona	20,5	13,7	27,1
Energia	25,8	78,0	74,1
Towary	15,1	9,2	22,4
Usługi	6,6	5,6	15,0
Cała próba	18,8	15,1	24,8

Źródło: Dane GUS (CPI), Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünnemann, Rumler i Vilmunen (2006) i Bils i Klenow (2004).

Następnie dokonujemy porównania zachowania cen w podziale na żywność nieprzetworzoną, żywność przetworzoną, energię, towary oraz usługi. Tablica 10 pokazuje częstotliwości zmian cen w podziale na powyższe kategorie obliczone na podstawie pełnej próby dla Polski oraz na podstawie próby 50 artykułów dla strefy euro i USA. Podobnie jak w badaniach dotyczących strefy euro i USA obserwujemy dużą heterogeniczność w danych. Obraz, który się wyłania z tych danych umiejscawia proces ustalania cen gdzieś pomiędzy strefą euro a USA.

Najczęściej zmienianymi cenami są ceny energii i żywności nieprzetworzonej. Tu występuje jedna różnica pomiędzy danymi w strefie euro i USA, a mianowicie w tamtych danych najczęściej dokonywane są zmiany cen energii, a w przypadku Polski żywności nieprzetworzonej. Częstotliwość zmian cen dla żywności nieprzetworzonej wynosi 39,2%, jest niższa niż w USA (47,7%) i wyższa niż w strefie euro (28,3%). Natomiast częstotliwość zmian cen dla energii³ wynosi 25,8% i jest niższa zarówno niż w strefie euro (78%) oraz USA (74,1%). Ranking częstotliwości dla pozostałych kategorii jest taki sam w Polsce jak w strefie euro i USA. Najczęściej zmieniane są ceny żywności przetworzonej, następnie towary i na końcu usługi. Częstotliwość zmian cen w Polsce w przypadku tych kategorii znajduje się mniej więcej w połowie pomiędzy strefą euro a USA (tylko w przypadku usług jest znacznie bardziej zbliżone do strefy euro niż USA). Z tych trzech kategorii najczęściej zmieniane są ceny żywności przetworzonej - 20% (13,7% w strefie euro i 27,1% w USA), następnie towary - 15,1% (9,2% w strefie euro i 22,4% w USA) oraz najrzadziej zmieniane ceny to ceny usług - 6,6% (5,6% w strefie euro i 15% w USA). Ranking częstotliwości zmian cen w Polsce jest taki sam jak w strefie euro i USA.

Tablica 11: Skala zmian cen w podziale na kategorie

	Średnia wielkość			
	wzrostu ceny (%)		spadku ceny (%)	
	Polska	strefa euro	Polska	strefa euro
Żywność nieprzetworzona	13,2	14,7	12,5	16,3
Żywność przetworzona	9,2	6,9	9,1	8,1
Energia	10,4	3,4	10,5	2,4
Towary	11,9	9,4	10,9	11,4
Usługi	20,2	7,3	14,7	9,7
Cała próba	13,2	8,2	11,6	10,0

Źródło: Dane GUS (CPI), Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünemann, Rumler i Vilmunen (2006).

Różnice w skali zmian pomiędzy Polską a strefą euro pokazane są w podziale na kategorie w Tablicy 11. Zarówno średnia skala wzrostów jak i spadków cen jest wyższa w Polsce (odpowiednio 13,2% i 11,6%), niż strefie euro (odpowiednio 8,2% i 10%). Również porównując poszczególne kategorie możemy zauważyć, że we wszystkich kategoriach skala wzrostów i spadków jest wyższa w Polsce

³Wynikać to może z faktu, że grupa 50 produktów zawiera tylko paliwa do prywatnych środków transportu, których ceny zmieniają się relatywnie często. Obliczenia dla Polski dokonane są na całej próbie, zawierają więc również ceny nośników energii, których ceny zmieniają się mniej więcej raz w roku.

(relatywnie do strefy euro). W rankingu skali zmian cen w podziale na kategorie występują pewne różnice. W Polsce patrząc od cen o największej skali zmian do najmniejszej ranking ma postać: usługi, żywność przetworzona, towary, energia i żywność nieprzetworzona. W strefie euro na pierwszym miejscu znajduje się żywność nieprzetworzona, potem towary, usługi, żywność przetworzona i energia. Ranking spadków cen w Polsce i strefie euro jest taki sam jak w przypadku wzrostów cen.

Tablica 12: Częstotliwość wzrostów i spadków cen w podziale na kategorie.

	Częstotliwość (%)				udział wzrostów	
	wzrostów cen		spadków cen		cen (%)	
	Polska	strefa euro	Polska	strefa euro	Polska	strefa euro
Żywność nieprzetworzona	21,5	14,8	17,7	13,3	55	54
Żywność przetworzona	12,3	7,1	7,6	5,9	62	54
Energia	16,3	42,0	9,5	35,8	63	54
Towary	8,8	4,2	6,3	3,2	58	57
Usługi	4,6	4,2	2,0	1,0	70	80
Cała próba	11,3	8,3	7,5	5,9	60	58

Źródło: Dane GUS (CPI), Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünemann, Rumler i Vilminen (2006).

Natomiast częstotliwości spadków i wzrostów przedstawione są w Tablicy 12. Najbardziej charakterystyczną cechą tych danych jest wyraźnie podobny udział wzrostów cen w Polsce i strefie euro (60% w Polsce oraz 58% w strefie euro). Udział ten jest również bardzo podobny w Stanach Zjednoczonych (Dhyne, Álvarez, Bihan, Veronese, Dias, Hoffmann, Jonker, Lünemann, Rumler i Vilminen (2006) raportują, że wynosi on 55%). Wyraźnie inny wzorec zachowania obserwujemy w przypadku usług, dla których udział wzrostów cen wynosi 70% w Polsce oraz 80% w strefie euro i jest znacznie wyższy od średniej. Udział spadków w pozostałych kategoriach jest bardzo zbliżony do średniej i nie widać znacznych różnic pomiędzy Polską a strefą euro. Większe rozbieżności pomiędzy Polską a strefą euro obserwujemy w wypadku częstotliwości wzrostów i spadków, co jest pochodną różnic w łącznej częstotliwości zmian cen. Ranking częstotliwości spadków i wzrostów jest dokładnie taki sam jak ranking łącznej częstotliwości zmian cen w obydwu krajach. Warto zauważyć, że częstotliwość spadku cen w przypadku usług jest bardzo mała i wynosi tylko 2% zarówno w Polsce i 1% w strefie euro).

Podsumowując ceny w Polsce są bardziej elastyczne niż w strefie euro oraz bardziej lepkie niż w USA. Dodatkowo różnice w procesie ustalania cen pomiędzy

sektorami są większe niż różnice pomiędzy krajami. Ranking częstotliwości, skali oraz udziału spadków jest bardzo podobny (z małymi wyjątkami) w Polsce, strefie euro i USA.

6 Rola promocji

Jednym z istotnych czynników zniekształcającym statystyki o procesie ustalania cen są promocje. Promocja zwykle definiowana jest jako tymczasowa zmiana ceny. W przypadku promocji występuje jednak duże zróżnicowanie pomiędzy sposobami zbierania informacji o nich pomiędzy bazami danych w różnych krajach. W bazach niektórych urzędów statystycznych (np. USA, UK, Francja i Austria) zawarta jest informacja czy dana cena jest ceną regularną czy promocyjną. Niestety w bazie danych GUS (dla Polski) takiej informacji nie ma. Alternatywą w takiej sytuacji jest metoda zaproponowana przez Nakamura i Steinsson (2008) stosowania filtrów cen promocyjnych. Niestety dla żadnego z krajów europejskich nie zostały one zastosowane, więc jedynie dysponujemy szacunkiem skuteczności tych filtrów dla USA. Porównanie statystyk po zastosowaniu filtrów cen promocyjnych do statystyk po zastosowaniu informacji o promocjach zawartej w bazie danych przedstawione jest w Tablicy 13. Nakamura i Steinsson proponują dwa filtry. W pierwszym przypadku, który nazwiemy symetrycznym V-kształtem, cena promocyjna to taka cena, która została obniżona i w ciągu jakiegoś okresu (1 miesiąc lub 5 miesięcy) powróciła do poprzedniego poziomu. W drugim przypadku - nazwiemy go asymetrycznym V-kształtem - po cenie promocyjnej następuje zmiana ceny regularnej⁴. Niestety filtr taki nie jest w stanie zidentyfikować cen promocyjnych w przypadku wyprzedaży (sytuacji, w której cena zostaje obniżona, aby sprzedać wszystkie produkty danego typu). Ponadto w przypadku bardzo zmiennych kategorii cen, jak na przykład benzyna, część zmian cen może zostać uznane za promocyjne zmiany cen, choć w rzeczywistości takimi nie było. Tak więc otrzymane wyniki mogą być obciążone, ale w związku z brakiem informacji o promocjach w bazie GUS nie ma lepszego sposobu radzenia z tym problemem.

Medianowy implikowany czas trwania ceny w przypadku usunięcia wszystkich cen promocyjnych wynosi 8,7 miesiąca natomiast w przypadku usunięcia dodatkowo cen wyprzedażowych spada on do 7,2 miesiąca. W przypadku gdy cena jest zidentyfikowana jako wyprzedażowa to usuwamy ją z bazy danych. Chcąc

⁴Algorytm tego filtru szczegółowo zaprezentowany jest w suplemencie do Nakamura i Steinsson (2008) zatytułowanym "More facts about prices"

Tablica 13: Częstotliwość zmian cen oraz implikowany czas trwania ceny a ceny promocyjne

	Polska	USA	UK
Medianowy implikowany czas trwania ceny (w miesiącach)			
Ceny ogółem	6,9	4,4	-
Bez sym. 1m V-kształtów	7,1	5,6 (6,0)	-
Bez sym. 5m V-kształtów	7,3	- (7,6)	-
Bez asym. 1m V-kształtów	7,3	6,3	-
Bez asym. 5m V-kształtów	8,2	7,0	-
Ceny regularne	-	8,7	-
Ceny regularne + wyprzedazowe	-	7,2	-
Średnia częstotliwość zmian cen (w miesiącach)			
Ceny ogółem	18,8	27,7	18,8
Ceny regularne	-	22,8	15,3

Źródło: Polska: Dane GUS (CPI). Dane dla USA pochodzą z Nakamura i Steinsson (2008), a dla UK Bunn i Ellis (2011). Wszystkie zmienne są policzone łącznie z substytucją produktów z wyjątkiem zmiennych w nawiasach, w przypadku których substytucje produktów zostały wyłączone (dane dla USA w nawiasie z Klenow i Kryvtsov, 2008).

odnieść nasze wyniki do innych badań podążamy za literaturą usuwając ceny zidentyfikowane jako promocyjne⁵.

Zaproponowany przez Nakamurę i Steinssona filtr usuwający asymetryczne V-kształty (5 miesięcy) okazał się relatywnie skutecznym sposobem usuwania cen promocyjnych z próby. Szacowany medianowy implikowany czas trwania ceny wynosi 7,0 miesięcy w przypadku filtru i 7,2 miesiąca w przypadku wykorzystania informacji z bazy. Analogiczny filtr dla Polski daje medianowy implikowany czas trwania ceny na poziomie 8,2 miesiąca, gdy w przypadku nie uwzględnienia filtru medianowy implikowany czas trwania cen wynosi 6,9 miesiąca. Oznacza to, że nie uwzględnienie cen promocyjnych przy obliczaniu medianowego implikowanego czasu trwania cen wydłuża okres pomiędzy kolejnymi zmianami cen o 1,3 miesiąca, natomiast częstotliwość zmian cen wzrasta o 3,7 pp. Wynik ten jest zbliżony do wyniku Wielkiej Brytanii, gdzie usunięcie promocji zmniejsza częstotliwość zmian cen o 3,5 pp. i niższy niż w USA, gdzie uwzględnienie promocji powoduje zmniejszenie częstotliwości zmian cen o 4,9 pp. Wyniki dla Francji i Austrii przedstawione w odpowiednio Baudry, Bihan, Sevestre i Tarrieu (2004) i Baumgartner, Glatzer, Rumler i Stiglbauer (2005) pokazują, że uwzględnienie promocji powoduje zmniejszenie częstotliwości zmian cen o niecałe 3 pp.

⁵W literaturze częściej mamy do czynienia z usuwaniem tych cen z bazy (robią tak np. Nakamura i Steinsson, 2008 oraz Bunn i Ellis, 2011). Wybór metody nie jest bez wpływu na wyniki ale wpływ nie jest duży (8,9 vs. 8,7 w Tablicy 13).

7 Rola lepkości cen w modelach DSGE

Rozważmy standardowy model nowokeynsowski ze sztywnymi cenami, oparty na Clarida, Gali i Gertler (1999). W modelu występują gospodarstwa domowe, producenci oraz władze monetarne. Władze monetarne prowadzą politykę pieniężną zgodnie z standardową regułą Taylora.

Gospodarstwa domowe kupują zróżnicowane dobra konsumpcyjne $c_t(i)$, $i \in [0, 1]$, dostarczają podaż pracy l_t oraz oszczędzają (lub pożyczają) za pomocą nominalnych jednookresowych obligacji B_t oferujących nominalną stopę procentową R_t . Gospodarstwa domowe są również właścicielami firm i otrzymują z tego tytułu dywidendy Π_t . Ponadto przyjmujemy, że zasób kapitału k jest stały w czasie. Konsumenci maksymalizują użyteczność w cyklu życia

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{c_t^{1-\phi}}{1-\phi} - \vartheta \frac{l_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right) \quad (1)$$

gdzie

$$c_t = \left(\int_0^1 c_t(i)^{\frac{1}{1+\mu}} di \right)^{1+\mu} \quad (2)$$

przy ograniczeniu budżetowym

$$\int_0^1 P_t(i) c_t(i) + B_t = W_t l_t + R_{k,t} k + R_{t-1} B_{t-1} + \Pi_t$$

gdzie W_t oznacza płacę nominalną, $R_{k,t}$ nominalną stopę wynajmu kapitału oraz $P_t(i)$ cena dobra $c_t(i)$. Dodatkowo gospodarstwa domowe napotykają warunek wykluczający gry Ponziego

$$B_t > -B$$

gdzie B jest wystarczająco dużą liczbą. Poziom cen w tej gospodarce zdefiniowany jest jako

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(i)^{\frac{-1}{\mu}} di \right)^{-\mu}$$

W naszej gospodarce zróżnicowane dobra konsumpcyjne produkowane są w warunkach konkurencji monopolistycznej przez producentów miary 1. Każdy producent dobra $i \in [0, 1]$ wykorzystuje kapitał oraz pracę wynajmowane od gospodarstw domowych i produkuje dobra konsumpcyjne wykorzystując następującą technologię:

$$y_t(j) = z_t k_t(i)^\alpha n_t(i)^{1-\alpha} \quad (3)$$

gdzie z_t to łączna produktywność pracy (TFP), która podąża egzogenicznym procesem $AR(1)$

$$z_t = \rho_z z_{t-1} + \varepsilon_{z,t}$$

gdzie $\varepsilon_{z,t}$ losowane jest z rozkładu normalnego o średniej zero i wariancji σ_z^2 . Producenci dóbr konsumpcyjnych ustalają ceny zgodnie ze schematem Calvo. W każdym okresie producent i z prawdopodobieństwem $(1 - \theta)$ dostaje sygnał pozwalający na zreoptimalizowanie ceny. Producenci, którzy nie dostają sygnału Calvo indeksują ceny zgodnie z następującym równaniem

$$P_{t+1}(i) = P_t(i)\pi \quad (4)$$

gdzie $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ oznacza inflację. W tekście przyjmujemy, że zmienne bez indeksu czasu t oznaczają wartość zmiennej w stanie ustalonym, np. w powyższym równaniu π oznacza inflację w stanie ustalonym.

Bank centralny prowadzi politykę pieniężną zgodnie z regułą Taylora. Bank centralny reaguje za pomocą stóp procentowych na odchylenia inflacji i PKB na stanu ustalonego. Dodatkowo w regule jest występuje stopa procentowa z poprzedniego okresu co przeciwdziała gwałtownym zmianom stóp procentowych

$$R_t = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\gamma_R} \left(\left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\gamma_\pi} \left(\frac{y_t}{y}\right)^{\gamma_y}\right)^{1-\gamma_R} e^{\varepsilon_{R,t}} \quad (5)$$

gdzie y_t – PKB oraz $\varepsilon_{R,t}$ – gaussowski biały szum (wariancja σ_R^2). W naszej bardzo prostej wersji modelu nowokeynesowskiego nie występują ani inwestycje ani wydatki rządowe ani eksport netto co oznacza, że PKB jest równy konsumpcji

$$y_t = c_t$$

Oczyszczanie się rynku pracy i rynku wynajmu kapitału oznaczają

$$k = \int_0^1 k_t(j) dj \quad (6)$$

$$n_t = \int_0^1 n_t(j) dj \quad (7)$$

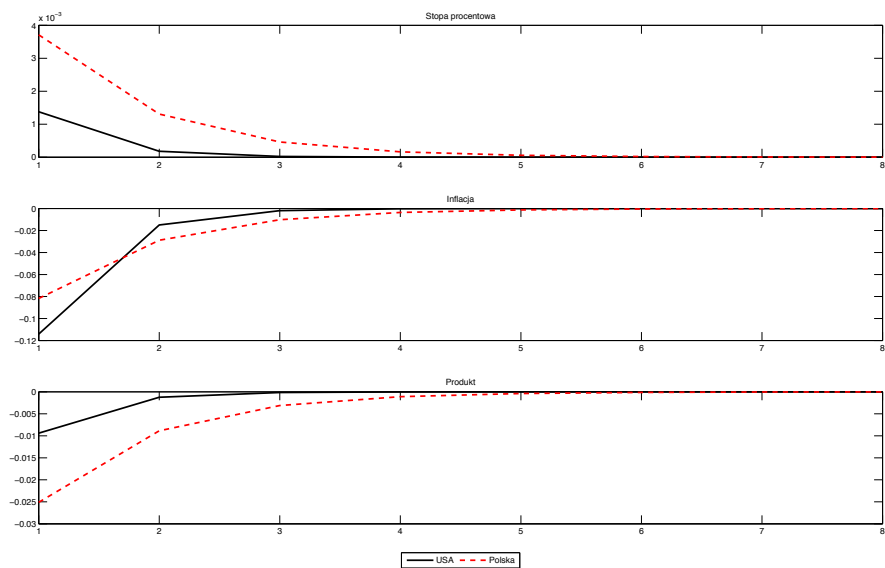
Tablica 14: Parametry

Parametr	Wartość	Opis
β	0.99	Współczynnik dyskonta
ϑ	2	Waga pracy w funkcji użyteczności
σ	2	Odwrotność międzyokresowej elastyczności substytucji
μ	1.2	Marża w stanie ustalonym
θ^{PL}	0.72	Prawdopodobieństwo Calvo dla polskich danych
θ^{US}	0.55	Prawdopodobieństwo Calvo dla amerykańskich danych
α	0.36	Elastyczność produktu względem kapitału
π	1.005	Kwartalna inflacja w stanie ustalonym
γ_R	0.95	Współczynnik autoregresyjny w regule Taylora
γ_π	1.5	Siła reakcji na produkt w regule Taylora
γ_π	0.125	Siła reakcji na inflację w regule Taylora
σ_R	0.01	Odchylenie standardowe innowacji dla szoku polityki pieniężnej
ρ_z	0.95	Współczynnik autoregresyjny dla szoku TFP
σ_z	0.01	Odchylenie standardowe innowacji dla szoku TFP

Następnie pokażemy rolę jaką odgrywa zmienność cen w modelu nowokeynesowskim. W tym celu porównamy zachowanie modelu dla różnego poziomu sztywności, w szczególności porównamy funkcje reakcji na impuls polityki pieniężnej oraz na szok TFP. W jednej wersji modelu przyjmujemy parametr Calvo odpowiadający polskim danym $\theta^{PL} = 0,72$ (ceny relatywnie lepkie, zmieniają się co 4,33 kwartału) natomiast w drugiej $\theta^{US} = 0,55$ (ceny relatywnie elastyczne, zmieniają się co 2,23 kwartału).

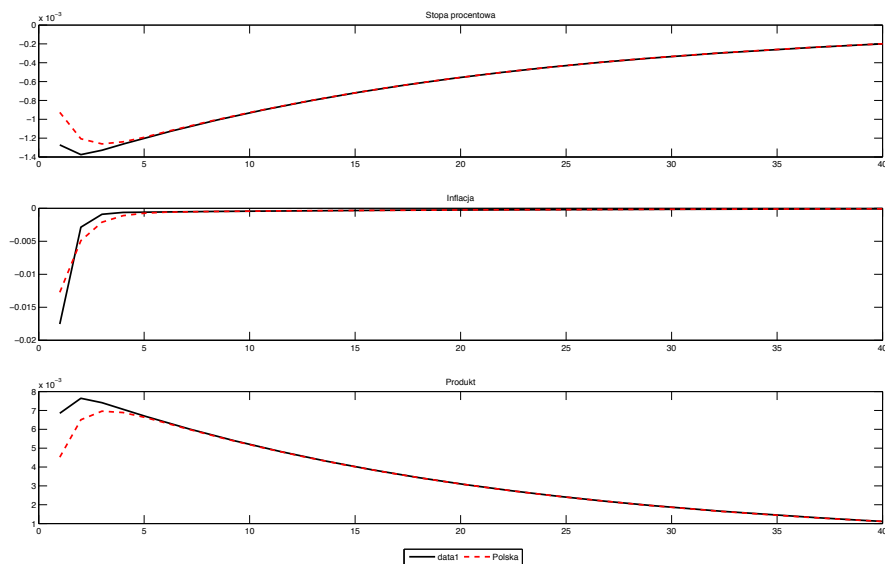
Funkcja reakcji na impuls polityki pieniężnej pokazana jest na Rysunku 10. W obydwu przypadkach szok polityki pieniężnej jest ten sam, jednak na skutek tego, że stopa procentowa reaguje również na odchylenia inflacji oraz produktu od ich stanu ustalonego, skala wzrostu stopy procentowej w okresie 0 jest różna. Ponadto większa lepkość cen wzmacnia reakcję produktu oraz osłabia reakcję inflacji na impuls polityki pieniężnej. Dodatkowo większa - na skutek lepkości cen - reakcja inflacji jest opóźniona w czasie. W przypadku funkcji reakcji inflacji i produktu na impuls podaży (TFP), pokazanej jest na Rysunku 11, mamy trochę odmienny obraz. Paradoksalnie, lepkość cen stabilizuje gospodarkę. W przypadku zarówno inflacji jak i produktu siła reakcji na impuls jest mniejsza w przypadku sztywnych cen. Częściowo wynika to z tego, że bank centralny na skutek silnego spadku cen - w przypadku dużej elastyczności cen - silniej obniża

Rysunek 10: Funkcje reakcji na impuls polityki pieniężnej.



stopę procentową co dodatkowo sprzyja wzrostowi produktu.

Rysunek 11: Funkcje reakcji na impuls podażyowy (TFP).



8 Podsumowanie

W artykule tym badamy proces ustalania cen w Polsce. Najpierw opisujemy zachowanie cen wybranych 4 artykułów: benzyny, jeansów, uczesania damskiego oraz sałaty. Już w przypadku tych czterech dóbr widać że niektóre ceny zmieniają się bardzo rzadko (uczesanie damskie i jeansy), natomiast inne często (benzyna i sałata). W dalszej części dokumentujemy stylizowane fakty dotyczące ustalania cen w Polsce. Następnie porównujemy zachowanie cen w Polsce do zachowania cen w strefie euro i USA. Na koniec pokazujemy, że znaczna część różnicy w lepkości cen pomiędzy Polską a USA można wyjaśnić zachowaniem cen promocyjnych.

Stylizowane fakty, które dokumentujemy w artykule to: (1) średnia częstotliwość zmian cen równa jest 18,8%, średni implikowany czas trwania ceny wynosi 10,9 miesiąca, co oznacza, że ceny w Polsce są bardziej elastyczne niż w strefie euro i bardziej lepkie niż w USA; (2) częstotliwość zmian cen charakteryzuje duża heterogeniczność pomiędzy sektorami gospodarki; (3) dane nie potwierdzają występowania sztywności cen z dołu (z wyjątkiem usług); (4) średnia zmiana ceny jest relatywnie (względem średniej inflacji) duża, ale również występuje wiele małych zmian cen; oraz (5) częstotliwość zmian cen wykazuje zachowania sezonowe.

Pokazujemy również zachowanie cen w Polsce na tle strefy euro i USA. Generalnie zachowanie cen pomiędzy sektorami jest podobne we wszystkich trzech krajach. Najczęściej zmieniają się ceny energii i żywności nieprzetworzonej, trochę rzadziej ceny żywności przetworzonej i towarów, a najrzadziej zmieniają się ceny usług. Podobnie jeżeli chodzi o zarówno skalę zmian cen jak i odsetek wzrostów cen w zmianie cen, nie widać istotnych różnic w we wzorcu zachowania cen pomiędzy sektorami.

Ponadto wskazujemy, że znaczną część różnic pomiędzy krajami może wynikać z częstości występowania promocji. Promocje występują stosunkowo często w przypadku USA, gdzie częstotliwość zmian cen jest największa, rzadziej w przypadku Polski, a najrzadziej w przypadku krajów strefy euro, gdzie częstotliwość zmian cen jest najniższa.

Na koniec pokazujemy znaczenie lepkości cen dla zachowania zmiennych makroekonomicznych. Przy wykorzystaniu standardowego modelu DSGE pokazujemy, że większa sztywności cen osłabia i wydłuża w czasie reakcję inflacji oraz wzmacnia reakcję produktu na szok polityki pieniężnej. Jednocześnie większa lepkość cen przyczynia się do stabilizacji zarówno produktu jak i inflacji po szoku technologicznym.

Literatura

- ADOLFSON, M., S. LASÉEN, J. LINDÉ, M. VILLANI (2007): “Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through,” *Journal of International Economics*, 72(2), 481–511.
- ÁLVAREZ, L. J., E. DHYNE, M. HOEBERICHTS, C. KWAPIL, H. L. BIHAN, P. LÜNNEMANN, F. MARTINS, R. SABBATINI, H. STAHL, P. VERMEULEN, J. VILMUNEN (2006): “Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro-Evidence,” *Journal of the European Economic Association*, 4(2-3), 575–584.
- AUCREMANNE, L., E. DHYNE (2005): “Time-dependent versus state-dependent pricing - a panel data approach to the determinants of Belgian consumer price changes,” Working Paper Series 462, European Central Bank.
- BAUDRY, L., H. L. BIHAN, P. SEVESTRE, S. TARRIEU (2004): “Price rigidity. Evidence from the French CPI micro-data,” Working Paper Series 384, European Central Bank.
- BAUMGARTNER, J., E. GLATZER, F. RUMLER, A. STIGLBAUER (2005): “How frequently do consumer prices change in Austria? Evidence from micro CPI data,” Working Paper Series 523, European Central Bank.
- BILS, M., P. J. KLENOW (2004): “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices,” *Journal of Political Economy*, 112(5), 947–985.
- BUNN, P., C. ELLIS (2011): “How do individual UK consumer prices behave?,” Bank of England working papers 438, Bank of England.
- CLARIDA, R., J. GALI, M. GERTLER (1999): “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective,” *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707.
- DHYNE, E., L. J. ÁLVAREZ, H. L. BIHAN, G. VERONESE, D. DIAS, J. HOFFMANN, N. JONKER, P. LÜNNEMANN, F. RUMLER, J. VILMUNEN (2005): “Price setting in the euro area: some stylized facts from individual consumer price data,” Working Paper Series 524, European Central Bank.

-
- DHYNE, E., L. J. ÁLVAREZ, H. L. BIHAN, G. VERONESE, D. DIAS, J. HOFMANN, N. JONKER, P. LÜNNEMANN, F. RUMLER, J. VILMUNEN (2006): "Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data," *Journal of Economic Perspectives*, 20(2), 171–192.
- GRABEK, G., B. KŁOS, G. KOŁOCH (2011): "SOE-PL 2009: An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Policy Analysis And Forecasting," National Bank of Poland Working Papers 83, National Bank of Poland, Economic Institute.
- JANKIEWICZ, Z., D. KOŁODZIEJCZYK (2008): "Mechanizmy kształtowania cen w przedsiębiorstwach polskich na tle zachowań firm ze strefy euro," *Bank i Kredyt*, 39(2), 19–42.
- KLENOW, P. J., O. KRYVTSOV (2008): "State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation?," *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 863–904.
- KLENOW, P. J., B. A. MALIN (2010): "Microeconomic Evidence on Price-Setting," in *Handbook of Monetary Economics*, ed. by B. M. Friedman, M. Woodford, vol. 3 of *Handbook of Monetary Economics*, chap. 6, pp. 231–284. Elsevier.
- NAKAMURA, E., J. STEINSSON (2008): "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models," *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4), 1415–1464.
- SMETS, F., R. WOUTERS (2003): "An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area," *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.

Załączniki

Załącznik 1. Raportowane statystyki w podziale na 12 grup COICOP

Tablica 15: Wybrane statystyki w podziale na 12 grup COICOP

Nazwa	Częstotliwość zmian cen (%)			Imp. dług. trwania ceny		Skala zmian cen	
	wszystkich	wzrostów	spadków	średnia	mediana	wzrostów	spadków
Zywność i napoje bezalkoholowe	28,6	16,4	12,1	3,9	3,7	11,0	-10,6
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	15,0	10,5	4,6	6,2	6,1	6,7	-6,5
Odzież i obuwie	10,0	4,7	5,3	10,1	9,9	17,4	-16,6
Użytkowanie mieszkania i nośniki energii	9,8	7,6	2,3	14,2	14,9	13,6	-12,4
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	11,6	7,1	4,5	9,8	9,0	11,9	-11,6
Zdrowie	23,4	13,6	9,7	14,8	2,4	11,5	-10,3
Transport	43,9	24,7	19,2	10,8	2,5	8,7	-8,0
Łączność	-	-	-	-	-	-	-
Rekreacja i kultura	12,8	6,9	5,9	14,4	12,0	20,0	-15,5
Edukacja	2,9	2,1	0,8	59,1	86,8	17,0	-17,4
Restauracje i hotele	5,1	3,7	1,3	20,6	17,5	20,5	-14,5
Inne wydatki na towary i usługi	12,3	7,0	5,3	12,4	7,6	18,5	-12,2
OGÓŁEM	18,8	11,3	7,5	10,9	6,9	13,2	-11,6

Załącznik 2. Raportowane statystyki w podziale na czteryfrowy COICOP

COICOP	Częstotliwość zmian cen (%)			Czas trwania ceny w miesiącach		Skala zmian cen	
	wszystkich	wzrostów	spadków	średnia	mediana	wzrostów	spadków
0111	16,1	10,6	5,5	6,0	4,1	9,7	-10,0
0112	35,2	20,6	14,6	2,6	1,8	8,9	-8,9
0113	14,7	9,1	5,6	6,3	4,4	9,7	-9,3
0114	22,4	13,6	8,8	4,1	2,8	8,2	-8,2
0115	26,6	15,9	10,8	3,3	2,3	9,2	-8,5
0116	56,7	28,7	28,0	1,5	1,0	19,4	-17,6
0117	49,3	24,1	25,1	2,2	1,6	23,4	-21,2
0118	22,8	13,6	9,2	4,4	3,0	10,0	-8,5
0119	15,5	9,7	5,8	6,1	4,2	10,6	-10,1
0121	21,1	13,2	7,9	4,4	3,0	8,7	-8,6
0122	17,1	10,2	6,9	5,5	3,8	9,2	-9,8
0129	17,5	10,2	7,3	5,2	3,6	8,4	-9,0
0211	16,6	9,1	7,6	5,5	3,8	5,0	-6,1
0212	12,2	7,3	4,9	7,7	5,3	10,4	-8,7
0213	15,2	9,3	5,9	6,1	4,2	5,8	-6,4
0221	14,5	13,2	1,4	6,4	4,4	7,5	-6,2
0311	5,6	3,2	2,5	17,3	12,0	12,0	-12,0
0312	10,2	5,0	5,1	9,6	6,7	18,5	-16,4
0313	5,7	3,0	2,7	17,2	12,0	20,2	-17,7
0314	3,1	2,4	0,7	32,8	22,7	17,6	-16,6
0321	10,3	4,1	6,2	9,3	6,4	14,7	-17,0
0322	2,9	2,5	0,4	33,7	23,4	17,7	-15,9
0411	4,0	3,3	0,6	24,6	17,0	21,4	-18,6
0431	13,4	9,1	4,3	6,9	4,8	11,4	-9,7
0432	4,3	3,5	0,7	22,9	15,9	21,4	-17,3
0441	5,8	5,3	0,5	16,7	11,6	7,8	-9,1
0442	4,4	3,9	0,5	22,2	15,4	25,5	-15,3
0443	6,1	5,7	0,3	16,0	11,1	10,2	-4,9
0444	3,8	3,2	0,6	25,7	17,8	27,0	-15,7
0451	7,6	6,1	1,5	12,7	8,8	13,3	-21,6

COICOP	Częstotliwość zmian cen (%)			Czas trwania ceny w miesiącach		Skala zmian cen	
	wszystkich	wzrostów	spadków	średnia	mediana	wzrostów	spadków
0452	11,6	9,2	2,4	12,0	8,3	13,6	-5,0
0453	23,7	14,7	9,0	3,7	2,6	6,3	-6,4
0454	26,0	19,9	6,1	4,0	2,8	6,5	-5,2
0455	5,4	4,0	1,4	18,2	12,6	13,6	-10,6
0511	9,3	6,2	3,2	10,3	7,1	11,1	-13,0
0512	7,3	4,2	3,1	13,2	9,1	13,0	-11,8
0513	2,9	2,3	0,5	34,3	23,8	19,3	-20,0
0521	6,6	4,0	2,6	14,6	10,1	13,6	-12,4
0531	13,0	6,5	6,6	7,4	5,1	11,5	-9,7
0532	10,9	6,2	4,8	8,6	6,0	14,2	-11,8
0533	2,3	1,8	0,4	43,9	30,4	20,8	-16,8
0541	11,6	7,4	4,2	8,2	5,7	11,4	-10,2
0551	9,3	4,7	4,5	12,0	8,3	15,8	-13,6
0552	7,8	5,3	2,4	12,3	8,6	13,7	-12,9
0561	16,4	10,0	6,4	5,8	4,0	11,0	-10,4
0562	3,7	3,2	0,4	27,0	18,7	17,6	-14,9
0611	33,9	19,6	14,3	2,4	1,7	5,7	-5,4
0612	23,6	13,2	10,4	3,7	2,6	9,3	-8,8
0613	7,0	3,4	3,6	14,3	9,9	14,6	-14,0
0621	1,9	1,6	0,3	52,0	36,1	27,0	-24,1
0622	2,7	2,4	0,3	36,5	25,3	21,5	-17,9
0623	1,9	1,5	0,5	51,5	35,7	27,4	-23,4
0631	15,7	8,4	7,3	17,6	12,2	16,4	-14,5
0711	33,2	16,1	17,1	2,5	1,7	4,9	-5,0
0712	13,1	4,7	8,4	7,1	4,9	14,2	-9,4
0713	11,4	6,6	4,8	8,2	5,7	14,8	-11,4
0721	7,0	4,8	2,2	13,7	9,5	16,8	-11,4
0722	82,9	45,9	37,0	1,6	1,1	3,7	-3,4
0723	3,2	2,3	0,8	31,1	21,5	26,1	-20,8
0724	2,8	2,3	0,5	36,9	25,6	17,2	-14,2
0731	5,9	5,6	0,3	18,1	12,5	5,1	-4,2
0732	6,0	5,5	0,5	19,7	13,6	8,2	-12,5
0733	21,3	12,5	8,8	4,2	2,9	32,5	-20,9

COICOP	Częstotliwość zmian cen (%)			Czas trwania ceny w miesiącach		Skala zmian cen	
	wszystkich	wzrostów	spadków	średnia	mediana	wzrostów	spadków
0734	50,9	20,7	30,2	1,4	1,0	4,6	-2,6
0735	3,4	2,8	0,5	29,3	20,3	9,5	-9,8
0736	2,5	2,0	0,5	40,1	27,8	18,7	-25,9
0911	18,9	5,5	13,4	5,4	3,7	18,5	-13,0
0912	16,9	5,0	11,8	5,5	3,8	23,0	-14,1
0913	30,3	9,1	21,2	2,8	1,9	14,3	-9,2
0914	12,8	4,7	8,2	7,3	5,1	19,0	-15,2
0915	1,9	1,3	0,6	53,4	37,0	24,3	-19,1
0921	10,3	6,4	3,9	9,2	6,4	14,2	-11,4
0922	10,5	5,0	5,5	9,0	6,3	17,1	-12,5
0923	1,9	1,7	0,2	53,2	36,9	22,2	-25,4
0931	11,2	6,4	4,8	9,1	6,3	18,3	-13,3
0932	7,5	4,2	3,3	13,6	9,4	16,9	-14,8
0933	22,0	11,7	10,3	4,0	2,8	17,7	-15,5
0934	12,1	7,0	5,1	7,8	5,4	10,5	-9,6
0935	3,1	2,7	0,3	32,1	22,3	25,2	-15,8
0941	3,6	2,5	1,1	27,0	18,7	30,9	-22,7
0942	5,0	4,2	0,8	21,0	14,5	29,9	-21,5
0943	3,4	3,4	0,0	29,0	20,1	28,1	
0951	9,4	5,8	3,6	10,6	7,4	18,5	-13,5
0952	2,9	2,4	0,5	34,8	24,1	11,1	-21,3
0953	3,3	2,3	1,1	32,4	22,5	23,8	-18,8
0954	8,1	4,7	3,4	11,9	8,3	16,4	-13,7
0961	28,4	15,7	12,8	3,9	2,7	13,5	-10,8
1011	4,8	4,0	0,8	29,4	20,3	12,5	-9,8
1021	2,9	2,2	0,8	44,8	31,1	18,5	-26,7
1041	1,1	0,9	0,3	86,8	60,2	17,9	-19,9
1051	6,4	3,8	2,7	16,9	11,7	19,5	-11,6
1111	5,0	3,7	1,3	20,9	14,5	20,9	-14,7
1112	5,4	4,6	0,8	18,1	12,5	15,2	-12,0
1121	5,6	3,3	2,3	17,5	12,1	19,2	-14,3
1211	3,3	2,7	0,6	29,9	20,7	17,2	-16,9
1212	11,4	5,7	5,8	9,2	6,4	22,5	-14,9

COICOP	Częstotliwość zmian cen (%)			Czas trwania ceny w miesiącach		Skala zmian cen	
	wszystkich	wzrostów	spadków	średnia	mediana	wzrostów	spadków
1213	13,8	7,9	5,9	6,8	4,7	12,6	-11,5
1231	7,0	5,0	2,0	15,0	10,4	14,0	-12,6
1232	9,2	5,7	3,5	10,5	7,2	19,4	-12,0
1241	14,7	9,6	5,1	7,1	4,9	10,4	-5,4
1252	6,9	4,2	2,7	14,1	9,8	21,5	-18,1
1253	51,0	24,1	26,9	1,4	1,0	7,0	-3,1
1254	12,9	6,8	6,1	7,3	5,0	9,9	-10,8
1255	4,2	2,1	2,1	23,4	16,2	24,5	-18,6
1262	2,9	2,2	0,6	34,4	23,8	206,0	-20,8
1271	2,5	2,1	0,5	49,1	34,0	31,9	-17,2

www.nbp.pl

