

JACEK WALLUSCH

ELASTYCZNOŚĆ CEN DÓBR KONSUMPCYJNYCH W POLSCE

I. WSTĘP

Niedoskonała elastyczność cen stanowi jeden z podstawowych wyróżników podejścia nowokeynesowskiego, które w ostatnich latach zdominowało teorię pieniądza i bankowości centralnej. Nowokeynesowska krzywa Phillipsa, wykorzystująca sformułowany przez Guilermo Calvo¹ mechanizm kształtowania cen, cieszy się dużą popularnością zarówno wśród ekonomistów akademickich, jak i władz monetarnych. Choć sformułowano ją na podstawie doświadczeń Stanów Zjednoczonych i tam też najczęściej testowano empirycznie², wykorzystuje się ją do modelowania dynamiki procesów inflacyjnych także w państwach Europy Środkowej, w tym też w Polsce. Wydawać się więc może, że różnice strukturalne między gospodarkami tych państw a gospodarką Stanów Zjednoczonych stanowiącą mogą najpoważniejszą przeszkodę dla przeniesienia tej klasy modeli na grunt środkowoeuropejski. Jednak to nie struktura gospodarek, a raczej założenia strukturalne modelu wywołują wątpliwości. Rola wyprzedzających oczekiwań inflacyjnych, na których oparta jest nowokeynesowska krzywa Phillipsa, wzbudza od lat poważne kontrowersje³. Ostatnio zaś badania empiryczne prezentowane przez Bilsa i Klenowa⁴ podważyły zasadność przyjmowania założenia, że ceny są sztywne. O ile to pierwsze założenie można potraktować mniej restrykcyjnie, co pokazują np. prace

* Praca dofinansowana ze środków na naukę w latach 2006-2008 nr N112 019 31/1717. Dziękuję Izabeli Bludnik za uwagi i cenne wskazówki bibliograficzne. Dziękuję także recenzentowi artykułu, Witoldowi Jurkowi, którego wskazówki wpłynęły na poprawę strony merytorycznej prezentowanego artykułu oraz wydatnie przyczyniły się do ulepszenia warstwy językowej.

¹ G. A. Calvo, *Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*, „Journal of Monetary Economics” 12, 1983.

² Wśród najważniejszych prac zajmujących się nowokeynesowską krzywą Phillipsa wymienić można prace autorstwa J. Gali, M. Gertlera, *Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis*, „Journal of Monetary Economics” 44, 1999, A. M. Sbordone, *Price and Unit Labor Cost: A New Test of Price Stickiness*, „Journal of Monetary Economics” 49, 2002; A. Sbordone, *Do Expected Future Marginal Costs Drive Inflation Dynamics?*, „Journal of Monetary Economics” 52, 2005. W literaturze polskojęzycznej o ewolucji tej koncepcji pisze J. Wallusch, *Ewolucja nowokeynesowskiej krzywej Phillipsa*, 2007 (w druku).

³ Zob. np. J. C. Fuhrer, *The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications*, „Journal of Money, Credit and Banking” 29, 1997, J. C. Fuhrer, G. Moore, *Inflation Persistence*, „The Quarterly Journal of Economics” 1995.

⁴ M. Bils, P. J. Klenow, *Some Evidence on the Importance of Sticky Prices*, „Journal of Political Economy” 112, 2004.

ekonomistów związanych z NBP⁵, to z uchyleniem założenia o sztywnych cenach nowa ekonomia keynesowska ze zrozumiałych względów sobie nie radzi.

W prezentowanym artykule staram się zbadać, czy ceny dóbr konsumpcyjnych w Polsce charakterystycznie dla podejścia nowokeynesowskiego są sztywne. Wykorzystując mechanizm cenotwórstwa Calvo, wyprowadzam równanie ceny w postaci procesu autoregresyjnego pierwszego rzędu. Następnie na podstawie parametru autoregresji oszacowanego metodą najmniejszych kwadratów obliczam prawdopodobieństwo zmiany ceny w jednym okresie (jest to prawdopodobieństwo zmiany ceny w okresie miesiąca, ponieważ w badaniach posługuję się szeregami miesięcznymi), a także średni czas między zmianami cen. Do obliczeń używam zagregowanego indeksu cen dóbr konsumpcyjnych oraz szeregów dla 26 grup dóbr i usług konsumpcyjnych. Zgodnie z oczekiwaniami elastyczność cen poszczególnych dóbr i usług jest bardzo zróżnicowana.

II. MODEL TEORETYCZNY

Na podstawie strukturalnego równania ceny z modelu Calvo z czasem dyskretnym, cena w okresie t jest funkcją zdyskontowanej sekwencji decyzji cenowych⁶ v w okresach poprzednich:

$$p_t = \delta \sum_{j=0}^{\infty} (1-\delta)^j v_{t-j}. \quad (1)$$

Interpretując model Calvo⁷, parametr δ określany jest jako prawdopodobieństwo otrzymania z rynku sygnału do zmiany ceny. Równanie (1) stanowi, obok równania decyzji cenowych v , podstawę tego modelu i jest przyjęte *ad hoc*. Co ważne, prawdopodobieństwo to jest niezależne od długości okresu, który upływa od ostatniej zmiany ceny. Własność ta zostanie wykorzystana w dalszej części wywodu.

Równanie (1) przedstawić można jako równanie różnicowe o postaci:

$$p_t = \delta v_t + (1-\delta)p_{t-1}. \quad (2)$$

W ten sposób nieobserwowalną zmienną v potraktować można jako składnik resztowy z modelu autoregresyjnego AR(1):

$$p_t = \alpha p_{t-1} + \eta_t, \quad (3)$$

⁵ Zob. np. B. Kłos, R. Kokoszcyński, T. Łyziak, J. Przystupa, E. Wróbel, *Modele strukturalne w modelowaniu inflacji w Narodowym Banku Polskim*, Materiały i Studia, nr 180, Warszawa, październik 2004.

⁶ Ang. *price quotation*.

⁷ Zob. np. J. M. Roberts, *New Keynesian Economics and Phillips Curve*, „Journal of Money, Credit and Banking” 27, 1995, s. 977.

gdzie $\alpha \equiv 1 - \delta$, a $\eta_t \equiv \delta v_t$. Tutaj właśnie wykorzystałem założenie o niezależności δ od czasu, przyjmując, że decyzje cenowe są procesem białego szumu. To pozwala założyć, że iloczyn δv_t ma rozkład normalny o zerowej średniej oraz skończonej wariancji.

Po oszacowaniu parametru określić można prawdopodobieństwo zmiany ceny w następnym miesiącu:

$$\delta = 1 - \alpha. \quad (4)$$

Bils i Klenow⁸ przyjmują, że cena zmieniać się może w każdym momencie, nie zaś wyłącznie w miesięcznych interwałach, wobec czego określają tzw. natychmiastowe prawdopodobieństwo (*instantaneous probability*) zmiany ceny, jako:

$$-\ln(1 - \delta). \quad (4a)$$

Wykorzystując tę definicję, średni czas pomiędzy zmianami ceny wyrażony w miesiącach można wyrazić wzorem:

$$T = \frac{-1}{\ln(1 - \delta)}. \quad (5)$$

Należy jednak zauważyć, że z własności procesu autoregresyjnego pierwszego rzędu wynikają pewne określone wnioski dla wyników obliczeń. Gdybyśmy wykorzystywali do estymacji szeregi cen bez usuniętego trendu, wówczas ze względu na pierwiastek jednostkowy uzyskiwane wartości parametru α byłyby zawyżone i bliskie jedności⁹. To zaś rzutowałoby na obliczone prawdopodobieństwo zmiany ceny i czas między poszczególnymi zmianami. Łatwo zauważyć, że gdy $\alpha = 0,99$, a wyniku takiego można się spodziewać przy pojawieniu się pierwiastka jednostkowego, to między zmianami ceny upływałoby 99 miesięcy, a więc nieco ponad 8 lat. Usunięcie trendu oznacza jednak, że wyestymowanie wartości parametru α równych bądź bliskich jedności jest niemożliwe. Jeśli bowiem ceny są procesem błędzenia przypadkowego, to jego reprezentacja autoregresyjna przyjmuje postać:

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t,$$

czyli $\alpha = 1$, a wartość oczekiwana ceny $E(p_t) = p_{t-1}$. Jak przekładają się w tym przypadku wysokie wartości parametru autoregresyjnego na długość usztywnienia ceny pokazuje wykres 1, na którym zademonstrowano czas pomiędzy poszczególnymi zmianami ceny przypadający na poszczególne wartości parametru α . Gdy parametr jest równy 0,9, wówczas cena pozostaje niezmienna

⁸ Zob M. Bils, P. J. Klenow, op. cit., s. 951. Szerzej na ten temat autorzy ci piszą w: M. Bils, P. J. Klenow, *Some Evidence on the Importance of Sticky Prices*, NBER Working Paper Series, Working Paper No. 9069, s. 5. Zakładając, że cena może zmienić się wyłącznie w miesięcznych interwałach, średni czas między zmianami ceny równy jest $1/\delta$.

⁹ Wyniki standardowych testów jednostkowego pierwiastka przedstawiono w Aneksie.

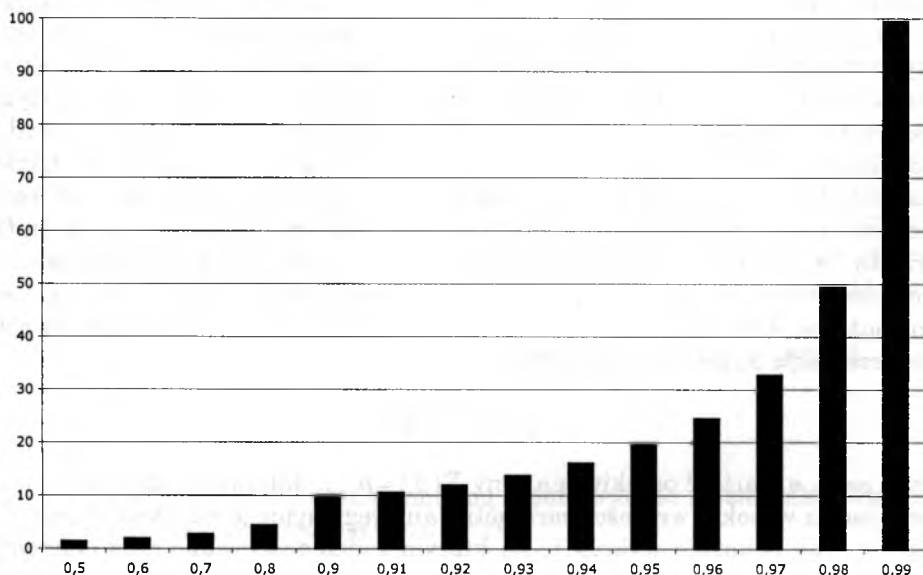
średnio przez 9,5 miesiąca. Taki wynik klasyfikowałby gospodarkę do grupy państw spełniających nowokeynesowski warunek sztywnych cen, choć odnosząc się do kryteriów przyjmowanych w literaturze przedmiotu¹⁰, można by uznać, że wynik ten sugeruje umiarkowaną sztywność cen. Uznając, że usunięcie trendu nie powinno wpływać na wyniki, w badaniach posłużyłem się filtrem Hodricka-Prescotta ze standardowym parametrem wygładzania dla szeregów miesięcznych. Dodatkowo przeprowadziłem obliczenia przed i po usunięciu sezonowości (metodą Census X-12).

III. SZTYWNOŚCI CEN NOMINALNYCH – ZAGREGOWANY INDEKS CEN DÓBR KONSUMPCYJNYCH

Badania rozpoczynam od zagregowanego indeksu cen konsumpcyjnych. Całą próbę liczącą 203 miesiące (styczeń 1990 - listopad 2006) dzielę na dwa podokresy. Pierwszy charakteryzuje się wysoką inflacją i obejmuje 4 pierwsze

Wykres 1

Wartości parametru autoregresyjnego (oś pozioma) a czas w miesiącach pomiędzy zmianami ceny (oś pionowa)



¹⁰ W najnowszej literaturze nowokeynesowskiej znaleźć można oszacowania średniego czasu pomiędzy zmianą ceny równe ok. 18 miesiącom (zob. porównanie wyników dla Polski z rezultatami badań prezentowanymi przez C. Sbordone oraz J. Gali i M. Gertlera w ostatnim rozdziale artykułu).

lata transformacji. Drugi, rozpoczynający się 1 stycznia 1994 r., to okres umiarkowanej i niskiej inflacji¹¹. W badaniach wykorzystują zarówno szereg oczyszczony sezonowo, jak i szereg oryginalnych obserwacji. Następnie oba szeregi sprowadzam do postaci stacjonarnej poprzez usunięcie trendu, wykorzystując filtr Hodricka-Prescotta z parametrem wygładzania równym 14 400. Model (3) estymuję, wykorzystując tak przygotowane szeregi.

3.1. Inflacja a sztywności cen

Wyniki estymacji na podstawie próby dają zaskakująco niską ocenę parametru autoregresyjnego. Obliczone na jego podstawie prawdopodobieństwo zmiany ceny wynosi niemal 36%, a czas upływający pomiędzy poszczególnymi zmianami ceny równy jest dwóm miesiącom. Wyniki te klasyfikowałyby Polskę jako kraj o jednej z najwyższych elastyczności cen. Hiperinflacja, która dotknęła Polskę na początku transformacji, musiała jednak wpłynąć na wyniki estymacji. Wyniki estymacji dla obu podprób potwierdzają hipotezę Kashyapa¹² o znaczącym wpływie inflacji na skłonność do usztywniania cen. Wykres 2 przedstawia związek między wariancją inflacji (oś pozioma, panel górny) oraz logarytmem naturalnym miesięcznej inflacji (oś pozioma, panel dolny) a prawdopodobieństwem zmiany ceny (oś pionowa w obu przypadkach). Punkty na wykresie pokazują wyniki uzyskane dla próby skracanej o 12 miesięcy w latach 1990-2000. Jak widać zależność jest dość silna, choć wysoka wartość parametru (0,38 i 0,44) wynikają głównie z objęcia analizą początku transformacyjnej inflacji i pierwszego „uwolnienia” cen. Po usunięciu pierwszej obserwacji (styczeń 1990) dopasowanie spada znacząco, co może sugerować nieliniowy związek między inflacją a elastycznością. Wykorzystując równania (4) i (5), widzimy, że w pierwszych czterech latach transformacji prawdopodobieństwo zmiany ceny wynosiło niemalże 40%, a ceny zmieniały się co dwa miesiące. Od roku 1994 jednak wraz ze spadkiem inflacji zmalała też elastyczność cen. Prawdopodobieństwo zmiany ceny wynosiło w latach 1994-2006 niewiele ponad 14%, a czas pomiędzy zmianami cen wydłużył się ponad trzykrotnie. Zwracają także uwagę rosnący współczynnik determinacji oraz malejące wartości kryterium informacyjnego Schwarzera, co wskazuje na lepsze dopasowanie modelu autoregresyjnego do danych rzeczywistych wraz z ustabilizowaniem się inflacji. Wniosek ten sam w sobie jest oczywisty, lecz w odniesieniu do hipotezy Kashyapa może być dodatkowym argumentem za tą hipotezą. Tabela 1 podsumowuje uzyskane wyniki.

¹¹ Zbliżony podział znaleźć można w pracy R. Kokoszcyńskiego, *How to Date the Beginnings of Monetary Policy in a Transition Economy: The Case of Poland in the 1990s*, w: M. Ratajczak, J. Wallusch, *Money and Transition*, Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 2006, który za początek tego okresu przyjmuje rok 1993.

¹² A. K. Kashyap, *Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs*, „The Quarterly Journal of Economics” 1995.

Tabela 1

Wyniki dla zagregowanego indeksu cen konsumpcyjnych

	Parametr α	R ² modelu	SC	δ	T
szereg nieoczyszczony sezonowo					
pełna próba 1990:1-2006:11	0,642	0,636	-5,826	35,8%	2
okres wysokiej inflacji 1990:1-1993:12	0,604	0,396	-4,540	39,6%	2
okres umiarkowanej inflacji 1994:1-2006:6	0,859	0,739	-7,338	14,1%	
szereg oczyszczony sezonowo					
pełna próba 1990:1-2006:11	0,650	0,728	-6,327	35%	2
okres umiarkowanej inflacji 1994:1-2006:6	0,934	0,927	-8,505	6,6%	15

SC – kryterium informacyjne Schwarza; δ – prawdopodobieństwo zmiany ceny; T – czas między poszczególnymi zmianami ceny

3.2. Wpływ sezonowości na zmiany cen

Po wyeliminowaniu sezonowości okazało się, że indeks cen konsumpcyjnych jest bardziej sztywny. Choć nie ma zbyt dużej różnicy między wynikami obliczeń dla całej próby przed i po korekcie sezonowej, to porównując wyniki uzyskane dla okresu umiarkowanej oraz niskiej inflacji widzimy, że różnice są znaczne. Czy wpływ wyeliminowania zmian sezonowych na spadek prawdopodobieństwa zmiany ceny można wytłumaczyć intuicyjnie? Wystarczy uwzględnić zmiany cen w okresach posezonowych wyprzedaży, zastanowić się, jak rosną ceny paliw płynnych czy napojów w okresie wakacji letnich, jak wpływa gorączka grudniowych zakupów na ceny zabawek, by uświadomić sobie skalę problemu. Po oczyszczeniu sezonowym danych okazało się, że ceny zmieniały się w latach 1994-2006 średnio co 15 miesięcy, a prawdopodobieństwo zmiany ceny wynosiło niecałe 7%. Na tej podstawie można przyjąć, że indeks cen konsumpcyjnych w Polsce jest sztywny. Uzyskana dla Polski wartość T (zob. równanie (5)) jest podobna do wyników prezentowanych w literaturze amerykańskiej. Sbordone oszacowała średni czas pomiędzy zmianami cen na 14 miesięcy, a Gali i Gertler na 1,5 roku. Co ważne, Gali i Gertler zauważyli związek między wysokością inflacji a elastycznością cen. Dla podpróby charakteryzującej się wyższą i bardziej zmienną inflacją ceny pozostawały niezmienione przez rok, a więc o 2 kwartały krócej. Wydawać się więc może, że również w przypadku Polski

niewielkie zmiany popytu nie wpływały na zmiany decyzji o poziomie ceny. Wyniki uzyskane dla zagregowanego szeregu cen konsumpcyjnych w Polsce potwierdzałyby tym samym hipotezę Mankiwa o małych kosztach menu¹³.

IV. SZTYWNOŚCI NOMINALNE – INDEKSY CEN W SEKTORACH

Czy jednak na podstawie estymacji wykorzystujących zagregowany (średni) poziom ceny dóbr konsumpcyjnych można wnioskować o elastyczności cen? Model Calvo, podobnie zresztą jak inne modele tłumaczące przyczyny małej elastyczności cen, są konstrukcjami mikroekonomicznymi. Wydaje się, że uzasadnione jest „zejście” do niższego poziomu agregacji przy empirycznym testowaniu sztywności cen. Wykorzystując dane dla 26 grup dóbr i usług konsumpcyjnych, zastosowałem tę samą procedurę jak w poprzednim rozdziale. Wyniki są różne zależnie od poszczególnych grup towarów i usług konsumpcyjnych, agregacja zaś daje wyniki zbliżone do prezentowanych w poprzednim rozdziale, wskazując na zdecydowanie wyższy stopień elastyczności cen dóbr konsumpcyjnych, niż wskazywały na to obliczenia dla uśrednionego indeksu cen. Próba obejmuje okres stabilnej i niskiej inflacji od stycznia 1999 do listopada 2006 r. Tabela 2 podsumowuje wyniki obliczeń dla szeregów nieoczyszczonych sezonowo.

Zgodnie z oczekiwaniami, wyniki dla poszczególnych dóbr i usług różnią się między sobą. Zaskakuje jednak wyjątkowo niska elastyczność cen sprzętu audiowizualnego, fotograficznego i informatycznego. Prawdopodobieństwo zmiany ceny została oszacowane na zaledwie 1,6%. Średnia elastyczność artykułów żywnościowych wynosząca nieco ponad 12,5% jest wysoka, jednak wpływają na nią przede wszystkim charakteryzujące się wyjątkowo wysoką zmiennością ceny owoców i warzyw. Wysoką elastyczność wykazują także ceny artykułów odzieżowych i obuwniczych, eksploatacja mieszkań oraz wydatki na zdrowie i edukację. Ceny sprzętu AGD, napojów bezalkoholowych, mebli i usług restauratorskich oraz hotelarskich są mało elastyczne.

Uśredniając wyniki dla sektorów, widzimy, że są one zbliżone do wyników otrzymanych dla zagregowanego indeksu CPI (11,3% wobec 14,1%). Jednakże usunięcie sezonowości zmniejsza prawdopodobieństwo z 11,3 do 9,7%, co wydłuża okres między kolejnymi zmianami ceny o 2 miesiące, nie zaś jak w przypadku zagregowanego indeksu CPI o 8 miesięcy. Podobnie jak w przypadku cen zagregowanych, analizowałem wpływ inflacji miesięcznej na prawdopodobieństwo zmiany ceny. Siła tej zależności jest w tym przypadku znacznie mniejsza, co widoczne jest na wykresie 3 prezentującym zależność między średnią wartością bezwzględną miesięcznych zmian cen (oś pozioma) a prawdopodobieństwem zmiany ceny.

¹³ Czyli sytuacji, gdy koszty związane ze zmianą ceny przekraczają spodziewane zyski płynące z podjęcia decyzji o zmianie ceny.

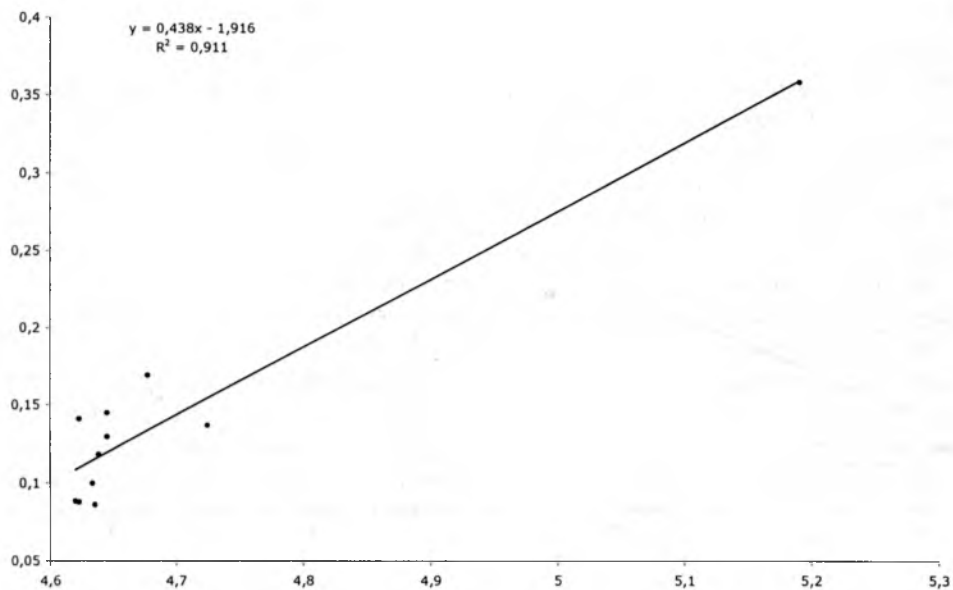
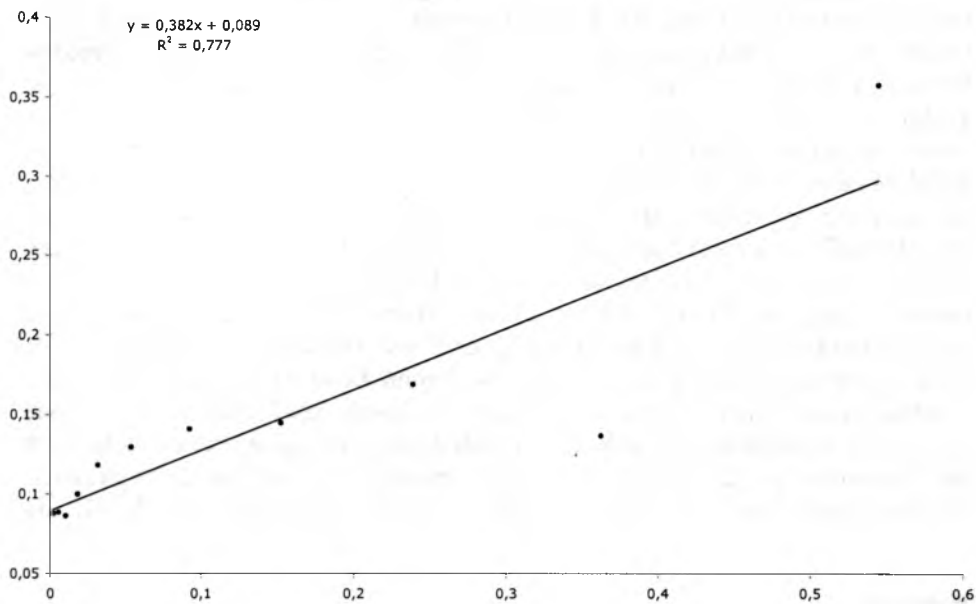
Tabela 2

Wyniki obliczeń na podstawie szeregów cen konsumpcyjnych w sektorach

Lp.	Sektor	Parametr α	δ	T
1	pieczywo i produkty zbożowe	0,943	5,7%	17
2	mięso	0,949	5,1%	19
3	ryby	0,963	3,7%	26
4	mleko, sery i jaja	0,947	5,3%	18
5	oleje i pozostałe tłuszcze	0,963	3,7%	26
6	owoce	0,593	40,7%	2
7	warzywa	0,731	26,9%	3
8	cukier, dżemy, miód, czekolada, wyroby cukiernicze	0,909	9,1%	10
	<i>artykułu żywnościowe (średnia)</i>	0,874	12,6%	7
9	kawa, herbata, kakao	0,953	4,7%	21
10	wody mineralne, soki i pozostałe napoje	0,965	3,5%	28
11	napoje alkoholowe	0,941	5,9%	17
12	wyroby tytoniowe	0,909	9,1%	11
13	odzież i obuwie	0,820	18%	5
14	opłata za najem mieszkania	0,771	22,9%	4
15	nośniki energii (mieszkania)	0,832	16,8%	5
16	meble, artykuły do urządzenia i wystroju mieszkania	0,943	5,7%	17
17	sprzęt gospodarstwa domowego	0,955	4,5%	22
18	artykuły, urządzenia i sprzęt medyczny	0,815	18,5%	5
19	usługi medyczne	0,858	14,2%	7
20	zakup środków transportu	0,822	11,8%	8
21	eksploatacja prywatnych środków transportu	0,894	10,6%	9
22	usługi transportowe	0,906	9,4%	10
23	sprzęt audiowizualny, fotograficzny i informatyczny	0,984	1,6%	63
24	gazety, czasopisma, książki i materiały piśmienne	0,862	13,8%	7
25	restauracje i hotele	0,968	3,1%	32
26	edukacja	0,811	19,1%	5
	Ogółem (średnia)	0,887	11,3%	8

Wykres 2

Wariancja szeregu cen (panel górny) i miesięczna inflacja a prawdopodobieństwo zmiany ceny

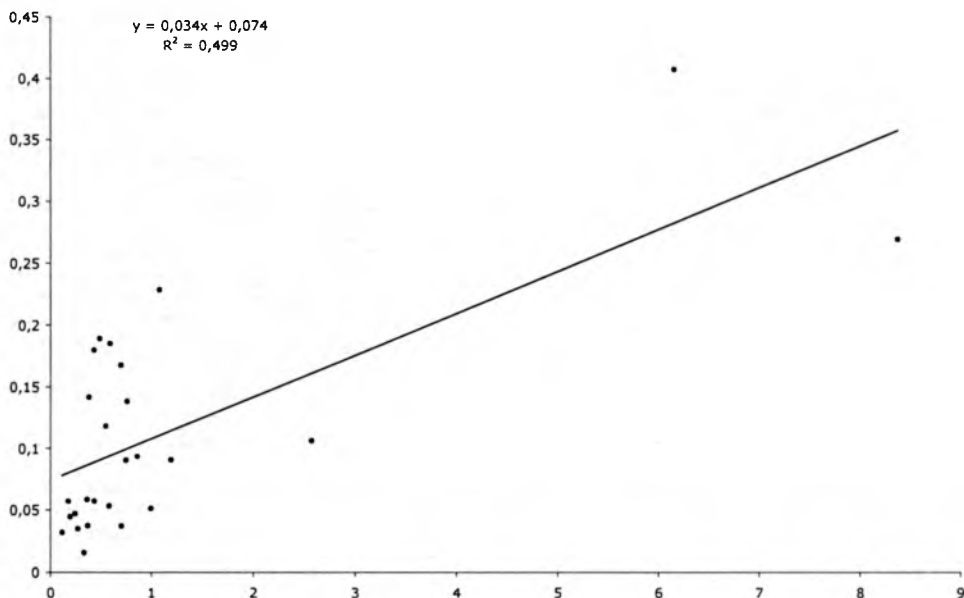


V. ZAKOŃCZENIE

Poszukiwania podstaw mikroekonomicznych prowadzone przez ekonomię nowokeynesowską od lat 70. XX w. pozornie zbliżyły do siebie paradygmat keynesowski do klasycznego, jednak o unifikacji podejścia nie może być mowy. Najważniejszy element sporu – elastyczność cen – jest nadal nierozwiązany i nie wydaje się, by doprowadziły do tego badania empiryczne. Nie istnieje bowiem jednoznaczna odpowiedź na pytanie, czy ceny dóbr i usług konsumpcyjnych są w Polsce elastyczne, czy nie. Patrząc na wyniki zagregowane, widzimy, że okres ustabilizowanej, niskiej inflacji charakteryzuje relatywnie niska elastyczność cen. Porównując wyniki badań dla zagregowanej inflacji w USA, które uzyskali Sbordone oraz Gali i Gertler, okres między kolejnymi zmianami ceny jest tam niemal o połowę dłuższy niż w Polsce. Warto też zauważyć, że poziom miesięcznej inflacji w USA jest zbliżony do Polski (wykres 4, linia ciągła USA, linia przerywana Polska). Z kolei, wyniki badań Bilsa i Klenowa na poziomie mikroekonomicznym wskazują, że ceny w latach 1997-1999 zmieniały się w USA co 4 miesiące. W podobny sposób zachowuje się w Polsce tylko 35% przeanalizowanych grup dóbr i usług konsumpcyjnych. Porównanie ze Stanami Zjednoczonymi podsumuję, wykorzystując wyniki estymacji modelu (3) dla

Wykres 3

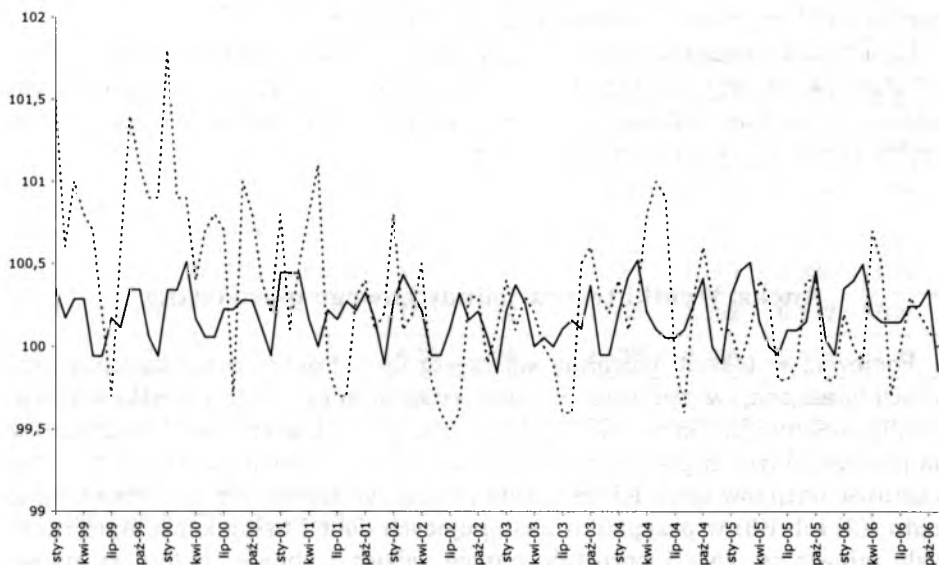
Miesięczne przyrosty cen w sektorach (oś pozioma) a prawdopodobieństwo zmiany ceny



indeksu cen konsumpcyjnych w USA¹⁴ przedstawionych na wykresie 4. Prawdopodobieństwo zmiany ceny równe jest 22,8%, a średni czas między zmianą cen to 4 miesiące.

Wykres 4

Miesięczna inflacja w USA (linia ciągła) i Polsce



Wydaje się, że zmniejszająca się w porównaniu z pierwszym okresem transformacji elastyczność cen oraz wydłużenie okresu pomiędzy poszczególnymi zmianami ceny są wynikiem procesu dezinfacyjnego. Do wniosku takiego można dojść analizując elastyczności wyestymowane dla poszczególnych podokresów. Jednakże zależność ta jest trudna do wychwycenia, gdy śledzimy sytuację na poszczególnych rynkach oddzielnie w okresie stabilnej inflacji. Co więcej, eliminując dobra o najwyższej elastyczności cen (owoce i warzywa), zależność między wariancją analizowanych szeregów a wielkością prawdopodobieństwa zmiany ceny jest niezauważalna (R^2 na poziomie 0,009 i parametr kierunkowy $-7,4$). Wskazywać może to na znaczącą rolę pozapopytowych czynników wpływających na ceny. To zaś, zwłaszcza w odniesieniu do niemalże 23% prawdopodobieństwa zmiany ceny w USA, interpretować można jako nikły stopień konkurencji i wolności gospodarczej w Polsce. Im mniej elastyczne są ceny, tym wyższy stopień monopolizacji gospodarki, a tym samym mniejszy wpływ zmian popytu na zmiany ceny.

¹⁴ Indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych z wyłączeniem cen energii.

Wyciągając ewentualne wnioski dla polityki gospodarczej, należy też uwzględnić statystyczne własności oryginalnego szeregu cen wynikające z procesu dezinflacji. Testy jednostkowego pierwiastka sugerują bowiem, że ceny w Polsce są zintegrowane rzędu $I(2)$, co jest właśnie wynikiem dezinflacji¹⁵. Wniosek z analizy stacjonarności szeregów cen wykorzystać należy także przy ocenie stopnia elastyczności. Zintegrowanie szeregu cen rzędu $I(2)$ oraz – co się z tym wiąże – niestacjonarność inflacji, wpływa na wysokie, bliskie jedności wartości parametru autoregresyjnego. Oszacowana mała elastyczność cen może więc wynikać częściowo z własności procesu dezinflacyjnego.

Choć trudno jednoznacznie wykazać, że ceny dóbr i usług konsumpcyjnych w Polsce są sztywne, to tezy tej nie można też jednoznacznie odrzucić. Na podstawie wyników estymacji przedstawionych w tym artykule uznać można ceny w Polsce za umiarkowanie sztywne.

Aneks. Wyniki testów jednostkowego pierwiastka

Ponieważ w tekście odwołuję się często do założenia o niestacjonarności inflacji oraz cen, w Aneksie przedstawiam wyniki testu Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina (KPSS) dla poszczególnych sektorów. Wyniki testów dla poszczególnych hipotez zerowych oraz konkluzje przedstawia tabela 3. Na podstawie wyników testu KPSS można przyjąć, że szeregi cen są zintegrowane rzędu $I(2)$ lub $I(3)$ w przypadku następujących dóbr i usług konsumpcyjnych: wody mineralne, soki i pozostałe napoje, odzież i obuwie, opłata za najem mieszkania, meble, artykuły do urządzenia i wystroju mieszkania, sprzęt gospodarstwa domowego, artykuły oraz urządzenia i sprzęt medyczny, usługi medyczne, eksploatacja prywatnych środków transportu, usługi transportowe, sprzęt audiowizualny, fotograficzny i informatyczny, gazety, czasopisma, książki i materiały piśmienne, restauracje i hotele, edukacja.

¹⁵ Dezinflacja jest procesem ograniczania tempa wzrostu cen. Roczne przyrosty cen, czyli inflacja, podlegają w takiej sytuacji (deterministycznemu) trendowi malejącemu. Skoro przyrosty cen nie są stacjonarne, to na tej podstawie wnioskować można o rzędzie zintegrowania szeregu cen nie mniejszym niż $I(2)$. Dezinflacja może więc być interpretowana jako przyczyna niestacjonarności cen.

Tabela 3

Szereg	Hipoteza zerowa			Wynik	Szereg	Hipoteza zerowa			Wynik
	I(0)	I(1)	I(2)			I(0)	I(1)	I(2)	
1	0,965	0,301	-	I(1)	14	1,130	1,100	0,056	I(2)
2	0,594	0,169	-	I(1)	15	1,177	0,426	-	I(1)
3	0,959	0,252	-	I(1)	16	1,104	0,848	0,282	I(2)
4	0,904	0,172	-	I(1)	17	0,794	0,788	0,248	I(2)
5	0,970	0,086	-	I(1)	18	1,118	1,047	0,5	I(3)
6	0,877	0,103	-	I(1)	19	1,138	0,983	0,253	I(2)
7	0,167	-	-	I(0)	20	0,159	-	-	I(0)
8	0,931	0,062	-	I(1)	21	1,011	0,752	0,182	I(2)
9	0,408	0,302	-	I(1)	22	1,120	0,752	0,101	I(2)
10	0,763	0,733	0,205	I(2)	23	1,121	1,115	0,028	I(2)
11	0,318	-	-	I(0)	24	1,030	1,092	0,147	I(2)
12	0,175	-	-	I(0)	25	1,137	0,765	0,058	I(2)
13	0,738	1,470	0,141	I(2)	26	1,130	0,584	0,339	I(2)

*Dr Jacek Wallusch jest adiunktem
Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.*

ELASTICITY OF CONSUMER PRICES IN POLAND

Summary

Nominal rigidities are the central feature of the New Keynesian Economics. Recently, models employing this assumption have become very popular among academic economists and central bankers. By re-arranging the Calvo pricing mechanism into an AR(1) model, the author estimated and calculated the probability of the price change and the mean time between price changes. To achieve that the aggregated monthly CPI and the series of 26 prices of consumer goods and services was employed. The results obtained for the whole sample (1990-2006) support Kashyaps hypothesis that the price elasticity is a function of inflation: the calculated probability of the price change was much higher in the first half of the 1990s. Since the 1999, the consumer prices in Poland have been moderately stable, with the probability of a price change in the following month being 11.3%, and the mean time of the prices remaining unchanged averaging 8 months.