

Natalia Hoffmann

Politechnika Gdańska

e-mail: hoffmannnatalia99@gmail.com

ORCID: 0000-0003-3683-4974

INFLACJA I WZGLĘDNA ZMIENNOŚĆ CEN W POLSCE

DOI: 10.15611/pn.2022.2.04

JEL Classification: E31, E52, C22

© 2022 Natalia Hoffmann

This work is licensed under the Creative Commons Attribution-ShareAlike 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/>

Cytuj jako: Hoffmann, N. (2022). Inflacja i względna zmienność cen w Polsce. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 66(2).

Streszczenie: Artykuł przedstawia wyniki badań dotyczące wpływu inflacji na względną zmienność cen na podstawie danych z Polski z okresu 2011 Q3-2020 Q4. W celu zbadania tego związku wykorzystywano dane CPI dla 12 głównych grup koszyka inflacyjnego. Estymacje wykazały, iż w przypadku inflacji nieoczekiwanej zauważalny jest jej znaczący wpływ na ruchy RPV, czego z kolei nie można dostrzec w przypadku inflacji oczekiwanej. Co więcej, forma funkcjonalna wskazuje na zależność w kształcie litery „U” w przypadku relacji RPV i inflacji nieoczekiwanej. Wykorzystanie ankietowych miar prognozowanej inflacji pozwala na uzyskanie kompleksowego spojrzenia na zjawisko pomiędzy RPV a inflacją.

Słowa kluczowe: inflacja, relatywna zmienność cen, oczekiwania inflacyjne, inflacja zasadnicza, inflacja bazowa, regresja liniowa i wielomianowa.

1. Wstęp

W artykule podjęto próbę wyjaśnienia przyczyn wzrostu cen z punktu widzenia inflacji oraz z perspektywy ciągłych zmian warunków podaży i popytu. Mimo iż za pomocą polityki pieniężnej teoretycznie można kontrolować poziom inflacji, to w przypadku, kiedy względne zmiany cen wpływają na przedsiębiorców oraz konsumentów, jest to nadzwyczajnie trudne do opanowania. Jako pierwszy próbę analizy tego problemu podjął R.W. Parks (1978), który wykorzystując dane dla Stanów Zjednoczonych dotyczące lat 1929-1975 wykazał, iż nieoczekiwana inflacja znaczą-

co wpływa na wielkość RPV (*Relative Price Variability*). Z kolei W.A. Bomberger i G.E. Makinen w swoim badaniu (1993) przeanalizowali badanie Parksa i wykonali analizę, opierając się na eliminacji szoku cenowego, a później szoków olejowych. Zaobserwowali, że po wyłączeniu szoków z 1974 i 1980 nie ma żadnego związku przyczynowego między RPV a inflacją, przy czym doszli też do konkluzji, iż widoczny jest silny związek między inflacją a szokami podażowymi.

Mimo iż powszechnie uważa się, że zależność między RPV i inflacją jest stabilna, C.-Y. Choi (2010) na podstawie danych z USA oraz Japonii wykazał, że związek nie jest ani liniowy, ani stabilny w czasie. Ponadto relacja kształtuje się w kształcie litery „U” oscylującej wokół niezerowej progowej stopy inflacji, na podstawie czego udowodniono, iż poziom RPV zmienia się wraz z odchyleniem inflacji od jej progowego poziomu, a nie z samą stopą inflacji. Potwierdzeniem tej zależności jest kolejne badanie empiryczne autorstwa C.-Y. Choi oraz Y.S. Kim (2010) dotyczące USA, Japonii i Kanady. Ze względu na istotność analizy szoków cenowych autorzy badania rekomendują przyjęcie odchylenia inflacji jako regresora w modelu, ponieważ pozwala to uzyskać wyniki odporne na reżimy inflacyjne i potwierdza symetryczną relację między RPV i inflacją. Z kolei K. Chaudhuri, M. Greenwood-Nimmo, M. Kim i Y. Shin (2013) w swoim badaniu ukazali asymetryczną zależność między średnią inflacją sektorową a RPV, również formującą się w kształt litery „U”. Kształt litery „U” w swoim badaniu wykazuje również M. Akmal (2012), wykorzystując metodę wielokrotnych testów wytrzymałości strukturalnej Bai-Perona do analizy związku między RPV i inflacją dla danych z Pakistanu. Autor podobnie jak Choi i Kim zwraca szczególną uwagę na prawidłową interpretację progowego poziomu inflacji podczas kształtowania polityki przez bank centralny. Praca H. Karahan i M. Ege Yazgana (2019), obejmująca dane z Turcji, również potwierdziła tendencję do kształtowania się relacji RPV i inflacji w kształcie litery „U”.

Fielding i Mizen (2000) udowodnili, iż biorąc pod uwagę szereg czasowy wynoszący 12 miesięcy, można stwierdzić, że szoki związane z RPV są prawie całkowicie niedostrzegane. Brak silnego i pozytywnego związku RPV z inflacją według nich informuje o tym, że nie można polegać na interwencji polityki monetarnej w ten sposób, aby przez kontrolę inflacji monitorować RPV. M.I. Blejer i L. Leiderman (1980) zwracają uwagę na istotny wpływ nieoczekiwanej inflacji na produkcję i jej negatywny wpływ na bezrobocie, przy czym zauważają również brak wpływu oczekiwanej inflacji na te zmienne. Z kolei S.P. Ghauri, A. Qayyum i M.F. Arby (2014), badając wpływ realnego dochodu oraz nieoczekiwanej inflacji na względną zmienność cen w Pakistanie, wskazują na czynniki popytowe jako te, które determinują poziom RPV i jednocześnie wykazują, iż czynniki popytowe nie mają zastosowania przy determinowaniu RPV. Natomiast wyniki badania przeprowadzonego przez autorów, takich jak S. Ghauri, R.R. Ahmed, M.F. Arby i R. Martinkute-Kauliene (2020), z wykorzystaniem danych z Pakistanu udowadniają, iż związek między inflacją a RPV jest istotny oraz ma charakter pozytywny, ponieważ czynniki podażowe stanowią silne determinanty stopy inflacji. Ciekawe podejście do analizy

relacji RPV oraz inflacji przedstawiają C.-Y. Choi, Y.S. Kim i R. O'Sullivan (2011). Ich badanie dotyczyło wpływu określenia przez bank centralny celu inflacyjnego na zależność między inflacją i RPV. Autorzy wykazują, iż przyjęcie celu inflacyjnego jest efektywne w przypadku krajów rozwijających się, gdyż często charakteryzują się one wysoką stopą inflacji. Z kolei M. Khan (2015) w celu wypełnienia pewnej luki o prawidłowym kierunku związku RPV i inflacji przeprowadza badanie dla 25 państw o gospodarkach rozwiniętych lub wschodzących. Artykuł skupia się na analizie zależności między poziomem inflacji a zmiennością wzrostu produkcji jako czynnika, który może wyjaśnić rozbieżności w tak wielu badaniach literaturowych. Na podstawie wyników empirycznych udowadnia istotną rolę inflacji w objaśnianiu zmienności wzrostu produkcji w części próby badawczej i wyznacza poziom prognozy, powyżej którego inflacja wpływa pozytywnie na zmienność wzrostu produkcji, a poniżej którego obserwowane jest negatywne oddziaływanie.

Ostatnie badanie, które uwzględniło dane z Polski, pochodzi z 1997 roku, a jego autorem jest P. Woźniak. Jego analizy udowadniają, iż wzrost RPV wywiera znaczną presję na wzrost inflacji, a trzy wersje modeli, które wykorzystał w badaniu wykazały istotnie statystyczną zależność między inflacją i RPV, która pozwoliła w pełnym stopniu wyjaśnić tę relację. Jednak należy podkreślić, iż w analizowanym okresie badania (1989-1997) Polska należała do kręgu gospodarek o charakterze przejściowym.

Obecnie coraz więcej ekonomistów podejmuje próbę empirycznego zbadania związku między teoretycznym wpływem RPV na inflację i na odwrot. Badanie poziomu relatywnej względności cen w ostatnim czasie stało się szczególnie istotne ze względu na to, iż wartości zmiennej pozwalają w pewnym stopniu zrozumieć mechanizm ustalania cen w gospodarce. Wielu naukowców traktuje też poziom RPV jako wskaźnik niosący informacje o szokach podażowych, a jeszcze inni podkreślają istotną rolę związku inflacji i RPV przy wyjaśnianiu fluktuacji gospodarczych.

Na podstawie wielu badań naukowców zaobserwowano, iż badania, które wykazywały pozytywny związek między badaną zależnością, były oparte w głównej mierze na modelach regresji liniowej, które zakładały, iż wpływ inflacji na RPV jest niezmienny w czasie. Tak różne wyniki badań prowadzą do potrzeby przeprowadzenia nowych badań, uwzględniających inflację nieoczekiwaną i oczekiwaną, ale także różne postaci modeli. Badając związek między inflacją i RPV, według literatury wykorzystuje się szeregi modeli prognostycznych, jednakże w niniejszym artykule, w ślad za autorami H. Nath i J. Sarkar (2018), wykorzystano ankietowe miary prognozowanej inflacji, co pozwoliło na uzyskanie wartościowych wyników. Celem artykułu jest zatem zbadanie zależności między inflacją i RPV poprzez zastosowanie różnych modeli regresji przy uwzględnieniu podziału na inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną.

2. Dane

Na potrzeby badania wykorzystane zostały dane CPI od 2011 Q3 do 2020 Q4 dostępne na stronie Głównego Urzędu Statystycznego (GUS) oraz kwartalne dane dotyczące przyszłych wartości wskaźników makroekonomicznych, w tym szczególnie istotne z punktu przeprowadzanego badania – CPI, które składa się na 12 grup głównych koszyka inflacyjnego. Badanie określa się mianem ankiety makroekonomicznej NBP, która jest dostępna na stronie internetowej instytucji (<https://amakro.nbp.pl/amakro-forecaster/pages/datasets.nbp?cid=157>). Dane są oparte na przeswiadczeniach profesjonalnych prognostów co do wzrostu cen w ciągu najbliższych 3 miesięcy. Badania są przeprowadzane w rundach obejmujących 4 sezony: wiosenny (marzec), letni (czerwiec), jesienny (wrzesień) oraz zimowy (grudzień). Oczekiwana inflacja jest średnią ocen kwartalnych wyznaczonych przez ekspertów. Analizowany w badaniu okres 2011 Q3-2020 Q4 jest uzależniony od dostępności danych dla kategorii danych niezbędnych do przeprowadzenia badania. Wszystkie dane zostały odsezonowane metodą X-12 ARIMA w programie Gretl. W przypadku występowania wartości zerowych lub ujemnych w analizowanych szeregach czasowych zostały one wyrównane sezonowo w sposób liniowy, pozostałe dane zaś zostały odsezonowane klasyczną, dla X-12 ARIMA, metodą logarytmiczną.

Większość literatury przy estymacji RPV przyjmuje stały koszyk wag dla analizowanego okresu, niemniej jednak w tym badaniu zbadana zostanie zależność biorąca pod uwagę coroczną zmianę koszyka inflacyjnego. Wobec tego, podążając za literaturą empiryczną (Fielding i Mizen, 2000; Nath i Sarkar, 2018), RPV należy obliczyć w następujący sposób:

$$RPV_{i,t} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \omega_{i,t} (\pi_{i,t} - \bar{\pi}_t)^2}, \quad (1)$$

gdzie $\omega_{i,t}$ jest uzależnioną od czasu wagą przypisaną do pozycji i ; $\pi_{i,t} = 100 \times (\ln P_{i,t} - \ln \omega_{i,t-1})$ jest kwartalną zmianą ceny z $P_{i,t}$, która oznacza wartość CPI z i -tego wydatku kategorii w okresie t ; $\bar{\pi}_t = \sum_{i=1}^n \omega_{i,t} \pi_{i,t}$ jest średnią ważoną ceną zmiany w poszczególnych pozycjach konsumpcyjnych; i to pozycja konsumpcyjna; n to liczba pozycji wydatków w próbie badawczej.

Miara inflacji została skonstruowana za pomocą danych CPI dostępnych na stronie GUS (<http://swaid.stat.gov.pl/SitePages/StronaGlownaDBW.aspx>). Przyjęta próba została zbadana w ujęciu kwartalnym na grupie gospodarstw domowych ogółem, a zmiany cen zostały wyznaczone za pomocą CPI w porównaniu do okresu poprzedniego. Ze względu na to, iż wahania cen mogą zniekształcać sygnały cenowe wysyłane do gospodarki, zbadano również inflację bazową, która wyklucza pozycje konsumpcyjne najbardziej podatne na wahania, np. jedzenie i żywność. Dane dotyczące inflacji bazowej dostępne są na stronie NBP (<https://www.nbp.pl/home>).

aspx?f=/statystyka/bazowa/bazowa.htm) jako CPI po wyłączeniu cen najbardziej zmiennych.

Tabela 1. Statystyki opisowe

Opis	Oszacowane statystyki dla:			
	RPV	inflacji zasadniczej	inflacji bazowej	inflacji oczekiwanej
Średnia	2,3919	0,3380	0,3707	2,0832
Mediana	2,3236	0,1977	0,3811	2,1043
Odchylenie standardowe	0,4766	0,5873	0,3600	0,5892
Wartość maksymalna	4,5642	1,9491	1,1438	3,2356
Wartość minimalna	1,7312	-0,7058	-0,3316	0,9491
Korelacja z RPV	1,0000	0,1129	0,1793	0,0379
Augmented Dickey-Fuller (ADF) test	-5,7496***	-7,8630***	-5,6505***	-5,4346***
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test	0,4580**	0,2162*	0,2129*	0,1920*

*** Istotność na poziomie 1%, ** istotność na poziomie 5%, * istotność na poziomie 10%.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 1 przedstawia statystyki opisowe dla zmiennych RPV, inflacji zasadniczej, inflacji bazowej oraz inflacji oczekiwanej. Inflacja bazowa ukształtowała się na poziomie 0,3707%, podczas gdy inflacja zasadnicza oscylowała na poziomie 0,3380%. Prawdopodobnie wyższy poziom inflacji bazowej wynika z mniejszej liczby wartości ujemnych lub zerowych w szeregu czasowym w porównaniu z inflacją zasadniczą. Mediana inflacji bazowej na poziomie 0,38% potwierdza stabilność szeregu czasowego, podczas gdy mediana inflacji zasadniczej wynosząca niemal 0,2% świadczy o licznych odchyleniach od średniej wartości zmiennej. Korelacja zmiennych inflacji zasadniczej, inflacji bazowej oraz inflacji oczekiwanej z RPV kształtuje się na dodatnim poziomie, przy czym najwyższa wartość występuje ze zmienną inflacja bazowa i wynosi około 0,18%. W celu sprawdzenia, czy szereg nie wykazuje zmieniających się w czasie właściwości statystycznych, zastosowane zostały testy sprawdzające stacjonarność szeregów czasowych. Testy ADF (Augmented Dickey-Fuller) i KPSS (test od nazwisk Kwiatkowski, Philips, Schmidt, Shin), których wyniki również zostały zestawione w tab. 1, wskazują na stacjonarność wszystkich analizowanych zmiennych. Ponadto wyniki testu ADF dla każdej zmiennej kształtowały się na poziomie 1% istotności statystycznej.

3. Metodologia i wyniki estymacji

Pierwszoplanowo estymacji podlega model, który jest najczęściej stosowany w literaturze ze względu na zależność liniową lub – jak wskazują niektórzy badacze – zależność odcinkowo-liniową. Szacowany model jest złożony z dwóch zmiennych zależnych, wśród których wyróżnia się inflację oczekiwaną oraz nieoczekiwaną. Kształtuje się w następujący sposób:

$$RPV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 |\pi_t^e| + \beta_2 |\pi_t - \pi_t^e| + \varepsilon_{i,t} , \quad (2)$$

gdzie: $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ – parametry strukturalne modelu; $|\pi_t^e|$ – inflacja oczekiwana w okresie t ; $|\pi_t - \pi_t^e|$ – inflacja nieoczekiwana w okresie t ; $\varepsilon_{i,t}$ – składnik losowy modelu.

Ze względu na potrzebę uwzględnienia asymetrii inflacji nieoczekiwanej, wartości zarówno dodatnich, jak i ujemnych, zastosowana zostanie modyfikacja modelu, którą uwzględnili w swoim artykule Nath i Sarkar (2018):

$$RPV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 |\pi_t^e| + \beta_3 |(\pi_t - \pi_t^e)^+| + \beta_4 |(\pi_t - \pi_t^e)^-| + \varepsilon_{i,t} , \quad (3)$$

gdzie: $|(\pi_t - \pi_t^e)^-|$ – negatywny szok inflacyjny; $|(\pi_t - \pi_t^e)^+|$ – pozytywny szok inflacyjny; β_3, β_4 – parametry strukturalne modelu.

Modele 2 i 3 zostały oszacowane za pomocą metody KMNK w programie Gretl. Przeprowadzony został test F dla każdego modelu dotyczącego inflacji bazowej i inflacji zasadniczej. Hipoteza zerowa testu F świadczy o równoczesnym wpływie zmiennych niezależnych na zmienną zależną. Dodatkowo zastosowany został również test Durбина-Watsona na autokorelację reszt, którego hipoteza zerowa mówi o braku autokorelacji składnika losowego. Tabela 2 przedstawia wyniki regresji dla modeli 2 i 3 oraz wyniki testów statystycznych.

Wyniki wykazały, iż inflacja nieoczekiwana ma wpływ na RPV dotyczący inflacji zasadniczej w przypadku jej podziału na pozytywną i negatywną zmianę inflacyjną, podczas gdy na RPV dotyczący inflacji bazowej oddziałuje statystycznie istotnie zarówno inflacja nieoczekiwana mierzona ogółem, jak i jej rozkład na pozytywne i negatywne szoki inflacyjne. Kierunek oddziaływania inflacji oczekiwanej jest pozytywny dla wartości RPV we wszystkich wariantach modeli, jednak zmienna ta w żadnym z analizowanych modeli nie wykazała statystycznej istotności. Natomiast inflacja nieoczekiwana ma negatywny wpływ na RPV w każdym z analizowanych modeli. Można stwierdzić, iż wraz ze wzrostem odchylenia poziomu inflacji od jej wartości oczekiwanej wzrasta względne zróżnicowanie cen, podczas gdy wraz ze wzrostem odchylenia inflacji rzeczywistej od wartości nieoczekiwanej wartość RPV maleje. Ponadto wynik testu F w przypadku modelu 2 dla inflacji bazowej wykazał statystyczną istotność na poziomie 10%. Jeżeli chodzi o szoki inflacyjne, zarówno te dodatnie, jak i ujemne, wpływają one statystycznie istotnie na RPV w przypadku każdego rodzaju inflacji. Na podstawie danych z Polski moż-

Tabela 2. Wyniki regresji dla modeli 2 i 3

Opis	Inflacja zasadnicza		Inflacja bazowa	
	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	2,7271*** (0,34)	2,8724*** (0,37)	2,9081*** (0,35)	3,004*** (0,40)
$ \pi_t^e $	0,0246 (0,15)	0,0371 (0,15)	0,2659 (0,2)	0,3174 (0,23)
$ \pi_t - \pi_t^e $	-0,2405 (0,16)		-0,6417** (0,29)	
$ (\pi_t - \pi_t^e)^+ $		-0,2908* (0,16)		-0,7941* (0,42)
$ (\pi_t - \pi_t^e)^- $		-0,4191* (0,22)		-0,7324** (0,34)
<i>F stat</i>	1,28 ($p=0,29$)	1,29 ($p=0,29$)	2,52*	1,73 ($p=0,18$)
Test <i>DW</i> H_0 : Autokorelacja nie występuje	1,7458 ($p=0,18$)	1,9511 ($p=0,37$)	1,9182 ($p=0,35$)	1,9784 ($p=0,40$)
R^2	0,0702	0,1052	0,1293	0,1362
Liczba obserwacji	37	37	37	37

*** Istotność na poziomie 1%, ** istotność na poziomie 5%, * istotność na poziomie 10%.

(1) – oszacowanie modelu opartego na równaniu liniowym uwzględniającego zasadniczą inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną; (2) – oszacowanie modelu opartego na równaniu liniowym uwzględniającego zasadniczą inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną wraz z szokami inflacyjnymi; (3) – oszacowanie modelu opartego na równaniu liniowym uwzględniającego bazową inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną; (4) – oszacowanie modelu opartego na równaniu liniowym uwzględniającego bazową inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną wraz z szokami inflacyjnymi.

Źródło: opracowanie własne.

na dojść do wniosku, iż inflacja oczekiwana nie występuje w relacji statystycznie istotnej z RPV dotyczącym inflacji zarówno zasadniczej, jak i bazowej. Aczkolwiek inflacja nieoczekiwana wykazuje stosunkowo silny negatywny związek z RPV w przypadku inflacji bazowej i zasadniczej. Estymacja modeli 2 i 3 prowadzi do finalnego wniosku, iż w większości przypadków nieoczekiwana inflacja prowadzi do niższej wartości RPV. Niemniej jednak zaobserwowano niskie wartości współczynnika determinacji dla wszystkich oszacowań modeli 2 i 3. Otrzymane wartości nie przekraczają 14%, co oznacza, że zmienne objaśniające w niewielkim stopniu objaśniają zmienną zależną. Może zatem budzić wątpliwości, czy rozważany model ma wysokie walory aplikacyjne. W związku z tym podjęto działania w celu uzyskania lepszego dopasowania modelu i zbadano formę funkcjonalną zależności RPV i inflacji.

4. Forma funkcjonalna

Zależność RPV i inflacji w ostatnim czasie pośrednio wymaga również zbadania jej formy funkcjonalnej. W tej części artykułu dopasowano regresję jądra do relacji RPV z inflacją i sprawdzono, czy są one odpowiednio dopasowane do modeli.

W końcu dokonano estymacji nieznanymi funkcjami modelu, które w najlepszy sposób odwzorowują inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną, a przez to również samą relację RPV z inflacją.

W literaturze istota formy funkcjonalnej jest charakteryzowana jako znaczący czynnik wpływający na politykę monetarną, a szczególnie jako ten, za pomocą którego można wyjaśnić wiele procesów związanych z polityką inflacyjną lub dezinflacyjną. Prawidłowo związek tłumaczy w swoim artykule Gomes da Silva (2015), podkreślając, iż rozbieżność w relatywnych cenach ograniczonych zasobów prowadzi właśnie do rozbieżności decyzji podejmowanych przez podmioty gospodarcze. Dlatego tak ważne jest, aby minimalizować koszty związane z alokacją zasobów i poprawnie oceniać zależność RPV i inflacji.

W celu poznania form funkcjonalnych postaci G i H skorzystano z ogólnego wzoru na RPV, który, jak już wspomniano, wcześniej został zaktualizowany o coroczny koszyk inflacyjny.

$$RPV_{i,t} = X_t' \beta + G(\pi_t^e) + H(\pi_t - \pi_t^e) + \varepsilon_t, \quad (4)$$

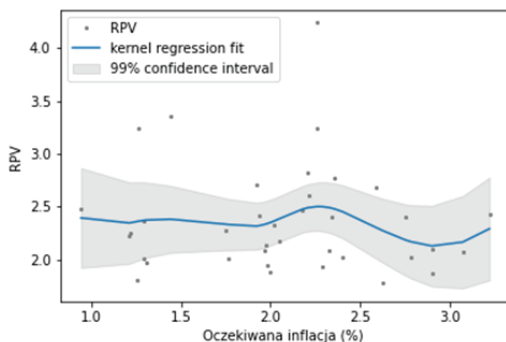
gdzie: X_t' – wektor postaci $(p+q) \times 1$ regresorów zawierających opóźnione warunki RPV i inflacji; $G(\cdot)$ – nieznaną funkcją oczekiwaną inflacji; $H(\cdot)$ – nieznaną funkcją nieoczekiwaną inflacji.

Wyznaczając pasmo h , posłużono się wzorem, który pozwala wyznaczyć jego optymalną wartość i kształtuje się w sposób następujący:

$$h = \hat{\sigma} \left(\frac{4}{3n} \right)^{0.2},$$

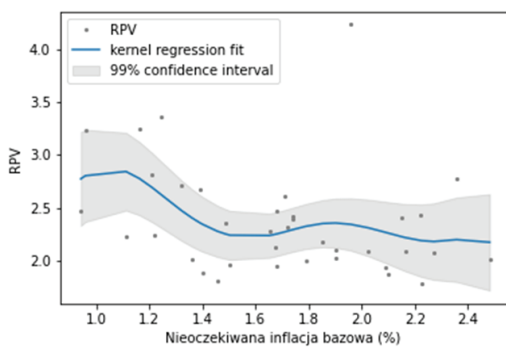
gdzie: $\hat{\sigma}$ – oszacowanie odchylenia standardowego rozkładu Y ; n – liczba obserwacji.

Następnie zastosowano nieparametryczne regresje jądra do wykresów punktowych (a), (b) i (c), które przedstawiają zależność pomiędzy RPV i inflacją oczekiwaną oraz RPV i inflacją nieoczekiwaną, w celu dopasowania formy postaci funkcjonalnej G i H do postaci parametrycznej. Jednocześnie należy zaznaczyć, iż wykresy punktowe stanowiły pomocnicze sygnały w procesie doboru odpowiedniej postaci funkcjonalnej G i H w równaniu. Dopasowanie jądra opierało się na lokalnej regresji wielomianowej i polegało na wielokrotnym dopasowywaniu funkcji wielomianowych dla kolejnych zbiorów punktów na osi y . Co więcej, podążając za wskazówkami dotyczącymi nieparzystych stopni zawartymi w pracach Foxa (2002) oraz później Natha i Sarkara (2019), wybrano wielomian pierwszego stopnia dla oczekiwanej inflacji oraz wielomian stopnia trzeciego dla nieoczekiwanej inflacji zasadniczej i bazowej.



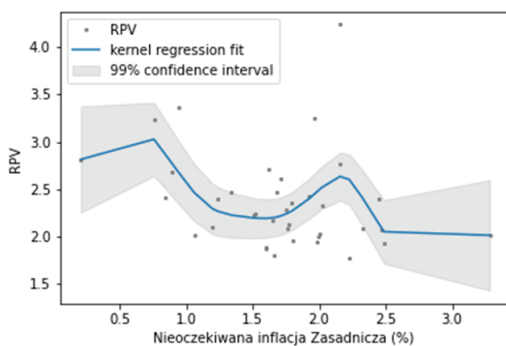
Jądro Gaussa, Metoda wygładzania: Lokalna regresja wielomianowa stopnia 1, Pasma: 0,2581

(a)



Jądro Gaussa, Metoda wygładzania: Lokalna regresja wielomianowa stopnia 3, Pasma: 0,2581

(b)



Jądro Gaussa, Metoda wygładzania: Lokalna regresja wielomianowa stopnia 3, Pasma: 0,2581

(c)

Rys. 1. Dopasowania jądra dla relacji pomiędzy oczekiwaną i nieoczekiwaną inflacją i RPV oparte na lokalnych regresjach wielomianowych przy wykorzystaniu jądra Gaussa i szerokości pasma h

Źródło: opracowanie własne.

Relacja RPV z oczekiwaną inflacją kształtuje się niemal liniowo, jednak można dostrzec delikatnie rozciągniętą literę „U” kształtującą się w prawej połowie wykresu. Można również zauważyć, iż wartości RPV nieznacznie odchylają się od poziomu 2-2,5%. Interesujące jest to, iż RPV przy poziomie inflacji zbliżającej się do wartości 2,5%, czyli obowiązującego w Polsce już od dłuższego czasu celu inflacyjnego, zaczyna maleć, po czym, gdy inflacja osiąga wartości bliskie 3%, RPV odbija się i zaczyna rosnać. Z kolei wykresy dla nieoczekiwanej inflacji formują się w kształcie rozciągniętej litery „U”, z tym że jeżeli rozważa się inflację bazową, litera „U” jest rozciągnięta i występuje z długim prawym ogonem, inflacja zasadnicza zaś ze względu na dwie skrajne wartości na brzegach wykresu przybiera skomplikowany kształt. W badaniu postanowiono jednak pominąć dwie skrajne wartości i kształt relacji RPV z nieoczekiwaną inflacją bazową opisać jako literę „U”. Reasumując, na podstawie wykresów (a) – (c) na rys. 1 można stwierdzić, iż nieoczekiwana inflacja bazowa wpływa negatywnie na RPV, natomiast inflacja oczekiwana zdaje się nie mieć znacznego wpływu na ruchy RPV. W przypadku nieoczekiwanej inflacji zasadniczej (wyłączając skrajne wartości z wykresu) wartość RPV spada do poziomu ok. 1,5% inflacji, po czym następuje zwrot i wraz ze wzrostem inflacji wartość RPV również wzrasta.

Tabela 3. Wyniki regresji dla modelu 4

Opis	Inflacja zasadnicza		Inflacja bazowa	
	(1)	(2)	(3)	(4)
β_0	0,3586(0,6846)	0,6559(0,63)	0,4727(0,66)	0,5441(0,59)
RPV_{t-4}	0,7173*** (0,25)	0,6139**(0,23)	0,6806** (0,25)	0,7141*** (0,23)
$(\pi_t^e)_{t-3}$	0,1590(0,15)	0,3449**(0,16)	0,1638(0,19)	0,4746*** (0,17)
$(\pi_t - \pi_t^e)_{t-4}$	0,0251(0,05)		0,0136(0,08)	
$[(\pi_t - \pi_t^e)^+]_{t-1}$		-0,0782*(0,05)		-0,3349*** (0,13)
$[(\pi_t - \pi_t^e)^-]_{t-1}$		-0,1745*(0,08)		-0,2021** (0,07)
<i>F stat</i>	3,26**	3,64**	3,14**	4,98***
Test <i>DW H₀</i> : Autokorelacja nie występuje	1,9121 (<i>p</i> =0,34)	2,2089 (<i>p</i> =0,65)	1,9292 (<i>p</i> =0,3595)	2,2679 (<i>p</i> =0,74)
<i>R</i> ²	0,2520	0,3424	0,2453	0,3424
Liczba obserwacji	37	37	37	37

*** Istotność na poziomie 1%, ** istotność na poziomie 5%, * istotność na poziomie 10%.

(1) – oszacowanie modelu mieszanego uwzględniającego zasadniczą inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną; (2) – oszacowanie modelu mieszanego uwzględniającego zasadniczą inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną wraz z szokami inflacyjnymi; (3) – oszacowanie modelu mieszanego uwzględniającego bazową inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną; (4) – oszacowanie modelu mieszanego uwzględniającego bazową inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną wraz z szokami inflacyjnymi.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3 przedstawia wyniki oszacowania równania 4, którego estymacja została wykonana w programie Eviews przy zastosowaniu metody ARDL. Estymacja opierała się na podejściu „general to specific”, co pozwoliło uzyskać najbardziej odpowiedni model. Po zastosowaniu opóźnień dla inflacji i RPV zostały wybrane te zmienne, które osiągały najniższe wartości *p-value*. Ze względu na to, iż analizowane dane są kwartalne, sprawdzone zostały opóźnienia do rzędu 4. Następnie na podstawie kryterium AIC wybrany został najlepszy model.

Dla oczekiwanej inflacji przyjęta została postać liniowa, dla inflacji nieoczekiwanej zaś wybrano warunki kwadratowe. Model ARDL pozwolił na wybór modelu o opóźnieniach (4,3,4), jeżeli chodzi o model główny (równanie 4), oraz model o opóźnieniach (4,3,1,1) w przypadku modelu uwzględniającego podział inflacji nieoczekiwanej na dodatnie i ujemne szoki inflacyjne.

5. Zakończenie

W artykule podjęto próbę analizy związku pomiędzy RPV a inflacją w Polsce. Na podstawie danych CPI składających się na 12 głównych grup koszyka inflacyjnego obliczono wartość RPV. Zastosowana regresja liniowa i wielomianowa pozwoliła wybrać najlepszą estymację dla relacji RPV z inflacją. Wartość współczynnika determinacji jest niewątpliwie wyższa w przypadku oszacowania modelu 4 aniżeli modelu 2 lub 3. Na podstawie danych z Polski udowodniono, iż teza o liniowości zależności RPV i inflacji nie jest w pełni prawdziwa. Uzasadnienie liniowej relacji znaleźć można wyłącznie w relacji RPV z oczekiwaną inflacją, ponieważ tak jak wskazuje wykres (a) na rys. 1, relacja przyjmuje charakter liniowy, jednak z niewielkimi odchyleniami, które pojawiają się przy nieco wyższych poziomach inflacji. Wykazano również, iż szoki inflacyjne wpływają negatywnie na wartość RPV. Ponadto odnotowano ujemny wpływ nieoczekiwanej inflacji na RPV, który jest silniejszy w przypadku inflacji bazowej aniżeli zasadniczej. Zwrócono uwagę na brak stabilności związku między RPV a inflacją, co przeczy jego pozytywnemu charakterowi, ponieważ jak wynika z wykresów (a) – (c) na rys. 1 oraz tabel zawierających oszacowane dane (tab. 3), w żadnym z analizowanych przypadków wzrost inflacji nie prowadzi do istotnego wzrostu RPV.

Otrzymane wyniki co do inflacji nieoczekiwanej są różne od tych przedstawionych przez Parksa (1978), które stanowiły o silnym pozytywnym związku z RPV. Rezultaty pracy natomiast są częściowo zgodne z badaniem autorstwa C.-Y. Choi (2010), który wykazał brak zależności liniowej pomiędzy analizowanymi zmiennymi, ponieważ w pracy zaobserwowano liniową zależność wyłącznie pomiędzy inflacją oczekiwaną i RPV. Z kolei relacja pomiędzy nieoczekiwaną inflacją bazową a RPV, która przybrała kształt litery „U”, została wykazana przez licznych badaczy naukowych. W swoich pracach kształt litery „U” pomiędzy inflacją i RPV zaobserwowali między innymi: C.-Y. Choi (2010), C.-Y. Choi i Y.S. Kim (2010), K. Chaudhuri, M. Greenwood-Nimmo, M. Akmal (2012), M. Kim i Y. Shin (2013)

oraz H. Karahan i M.E. Yazgan (2019). Należy jednak podkreślić, iż wyniki przeprowadzonego badania zestawione zostały również z pracami, które nie uwzględniały podziału na inflację oczekiwaną i nieoczekiwaną.

Warto nadmienić, iż praca została przeprowadzona niemalże tą samą metodą co badanie autorstwa Hiranya Natha i Jayanta Sarkara (2018), a mimo to otrzymane wyniki zdecydowanie się różnią. Charakter związku inflacji oczekiwanej i RPV w badaniu wcześniej wspomnianych autorów przybrał kształt odwróconej litery „U”, podczas gdy w tym badaniu wykazano liniową zależność. Jeżeli natomiast chodzi o związek bazowej i zasadniczej inflacji nieoczekiwanej z RPV, to również zaobserwowano różnice, ponieważ wartości oszacowań autorów ukształtowały się w literę „J”.

Ze względu na małą liczbę obserwacji badania niewątpliwie warto przeprowadzić powtórne badanie w przyszłości w celu sprawdzenia dla większej próby badawczej zależności RPV i inflacji. W artykule podkreślono rolę właściwego prognozy inflacyjnego przy prawidłowym ustalaniu polityki pieniężnej. Traktuje on również o istotności procesu dostosowywania cen, który nie powoduje wysokich kosztów inflacyjnych.

Literatura

- Akmal, M. (2012). *The Relationship between Inflation and Relative Price Variability in Pakistan* (SBP Working Paper Series 44). Research Department. State Bank of Pakistan.
- Blejer, M. I. i Leiderman, L. (1980). On the real effects of inflation and relative-price variability: Some empirical evidence. *The Review of Economics and Statistics*, 62(4), 539-544.
- Chaudhuri, K., Greenwood-Nimmo, M., Kim, M. i Shin, Y. (2013). On the asymmetric U-shaped relationship between inflation, inflation uncertainty, and relative price skewness in the UK. *Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing*, 45(7), 1431-1449.
- Choi, C.-Y. (2010). Reconsidering the relationship between inflation and relative price variability. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(5), 769-798.
- Choi, C.-Y. i Kim Y. S. (2010). Is there any asymmetry in the effect of inflation on relative price variability? *Economic Letters*, 108(2), 233-236.
- Choi, C.-Y., Kim, Y. S. i O'Sullivan, R. (2011). Inflation targeting and relative price variability: What difference does inflation targeting make? *Southern Economic Journal*, 77(4), 934-957.
- Fielding, D. i Mizen, P. (2000). Relative price variability and inflation in Europe. *Economica*, (67), 57-78.
- Fox, J. (2002). Nonparametric regression: appendix to an R and S-PLUS companion to applied regression. Retrieved 2021, May 5 from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?sessionid=4B4BC12C75F8330F2AE7BC5615910FD1?doi=10.1.1.298.153&rep=rep1&type=pdf>
- Ghauri, S.P., Ahmed, R.R., Arby, M. F. i Martinkute-Kauliene, R. (2020). Assessment of effects of relative price variability on inflation. *Transformations in Business & Economics*, 19(1), (49), 306-322.
- Ghauri, S. P., Qayyum, A. i Arby, M. F. (2014). How relative price variability is related to unanticipated inflation and income? *Pakistan Economic and Social Review*, 52(1), 45-58.
- Gomes da Silva, C. (2015). Relative price variability in Brazil: An analysis of headline and core inflation rates. *Nova Economia*, 25(1), 83-100.

- Karahan, H. i Yazgan, M. E. (2019). Searching for the optimal level: Inflation and price variability in Turkey. *The Singapore Economic Review*, 1-19.
- Khan, M. (2016). Evidence on the functional form of inflation and output gap growth variability relationship in European economies. *International Economics*, (146), 1-11.
- Nath, H. K. i Sarkar, J. (2019). Inflation and relative price variability: New evidence from survey-based measures of inflation expectations in Australia. *Empirical Economics*, 56(6), 2001-2024. doi: 10.1007/s00181-018-1422-y
- Parks, R. W. (1978). Inflation and relative price variability. *Journal of Political Economy*, 86(1), 79-95.
- Sellekaerts, W. i Sellekaerts, B. (1986). The impact of anticipated and unanticipated inflation on relative price variability: Further results. *Journal of Post Keynesian Economics*, 8(4), 614-622.
- Wozniak, P. (1997). Relative prices and inflation in Poland 1989-1997. *CASE Network Studies and Analyses*, (121).

INFLATION AND RELATIVE PRICE VOLATILITY IN POLAND

Abstract: This article presents the results of the impact of inflation on relative price volatility based on data from Poland in the period 2011 Q3-2020 Q4. In order to investigate this relationship, CPI data for 12 main groups of the inflation basket are used. The estimates showed that in the case of unexpected inflation, its significant impact on the RPV movements is noticeable, which, in turn, cannot be noticed in the case of expected inflation. Moreover, the functional form indicates a U-shaped relationship in the case of the RPV relation and unexpected inflation. The use of survey measures of forecasted inflation allows for a comprehensive view of the relation between the RPV and inflation.

Keywords: inflation, relative price volatility, inflation expectations, headline inflation, core inflation, linear and polynomial regression.

Załącznik 1. Szczegółowy podział grup koszyka inflacyjnego

ZYWNOSĆ I NAPOJE BEZALKOHOLOWE	Nośniki energii
Zywność	<i>Energia elektryczna</i>
<u>Pieczynki i produkty zhożowe</u>	<i>Gaz</i>
Pieczynki	<i>Opał</i>
Mięso	<i>Energia cieplna</i>
Mięso surowe	WYPOSAŻENIE MIESZKANIA I PROWADZENIE GOSPODARSTWA DOMOWEGO
wolowe	Meble, artykuły dekoracyjne, sprzęt oświetleniowy, dywany i wykładziny podłogowe
wieprzowe	Urządzenia gospodarstwa domowego
drobiowe	ZDROWIE
Wędliny i pozostałe przetwory mięsne	Wyroby medyczne-farmaceutyczne, urządzenia i sprzęt medyczny
<i>Ryby i owoce morza</i>	<i>Wyroby farmaceutyczne</i>
Ryby i owoce morza świeże, chłodzone lub mrożone	Usługi ambulatoryjne i inne usługi związane ze zdrowiem
Przetwory z ryb i owoców morza	<i>Lekarskie</i>
<i>Mleko, ser, lizja</i>	TRANSPORT
Mleko	Środki transportu
Jogurt, śmietana, napoje i desery mleczne	Eksploatacja prywatnych środków transportu
Sery i twarogi	<i>Palnwa</i>
dojrzewające i topione	Benzyna
Jaja	olej napędowy
<i>Oleje i tłuszcze</i>	Usługi transportowe
Masło	<i>Transport pasażerski kolejowy</i>
Margaryna i inne tłuszcze roślinne	ŁĄCZNOŚĆ
Pozostałe oleje jadalne	Usługi pocztowe
Owoce	Sprzet i usługi telekomunikacyjne
Warzywa	REKREACJA I KULTURA
<i>Cukier, ziem. miód, czekolada i wyroby cukiernicze</i>	Sprzet audiowizualny, fotograficzny i informatyczny
Cukier	Usługi związane z rekreacją i kulturą
<i>Kawa, herbata i kakao</i>	Czasopisma, gazety, książki oraz artykuły piśmienne, kreslarskie, malarskie
Kawa	EDUKACJA
Herbata	RESTAURACJE I HOTELE
Wody mineralne, soki owocowe i warzywne, napoje bezalkoholowe, gdzie indziej niesklasyfikowane	INNE TOWARY I USŁUGI
NAPOJE ALKOHOLOWE I WYROBY TYTONIOWE	Higiena osobista
Napoje alkoholowe	<i>Artykuły do higieny osobistej i kosmetyki</i>
Wyroby tytoniowe	
ODZIEŻ I OBUWIE	
Odzież i materiały odzieżowe	
Obuwie	
UZYTOKOWANIE MIESZKANIA LUB DOMU I NOŚNIKI ENERGII	
Opłaty na rzecz właścicieli	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych zamieszczonych na stronie: http://swaid.stat.gov.pl/Ceny_dashboards/Raporty_predefiniowana-ne/RAP_DBD_CEN_10.aspx

Załącznik 2. Wagi dla głównych grup koszyka inflacyjnego

GRUPY KOSZYKA INFLACYJNEGO	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
ZYWNOSĆ I NAPOJE BEZALKOHOLOWE	0,2414	0,2398	0,242	0,2433	0,2464	0,2436	0,2404	0,2428	0,2436	0,2489	0,2524
NAPOJE ALKOHOLOWE I WYROBY TYTONIOWE	0,057	0,0568	0,0612	0,0632	0,0656	0,0653	0,0656	0,0638	0,0619	0,0637	0,0625
ODZIEŻ I OBUWIE	0,0511	0,0518	0,049	0,0479	0,0502	0,0535	0,0547	0,0568	0,0537	0,0494	0,0494
UŻYTKOWANIE MIESZKANIA LUB DOMU I NOŚNIKI ENERGII	0,2013	0,207	0,2128	0,2084	0,217	0,2106	0,2104	0,2053	0,2035	0,1917	0,1844
WYPOSAŻENIE MIESZKANIA I PROWADZENIE GOSPODARSTWA DOMOWEGO	0,0518	0,0494	0,0464	0,0462	0,0459	0,0485	0,0499	0,0514	0,0525	0,057	0,058
ZDROWIE	0,0507	0,0484	0,0501	0,0503	0,0522	0,052	0,0545	0,0556	0,0569	0,0512	0,0529

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych zamieszczonych na stronie: http://swaid.stat.gov.pl/Ceny_dashboards/Raporty_predefiniowane/RAP_DBD_CEN_10.aspx