

Wahania cen w Polsce w świetle teorii szkoły austriackiej

Andrzej Jędruchniewicz*, Dawid Bródka#

Nadesłany: 3 grudnia 2019 r. Zaakceptowany: 2 lipca 2020 r.

Streszczenie

Celem opracowania była ocena zastosowania teorii szkoły austriackiej do wyjaśnienia wahań cen produktów wytwarzanych na poszczególnych etapach w strukturze produkcji. Do zbadania zmienności cen w polskiej gospodarce w latach 2007–2018 wykorzystano dwa modele struktury produkcji. Empiryczna analiza wykazała, że wahania cen w modelu struktury opartym na bardziej zagregowanych kategoriach w pełni potwierdziły teorię szkoły austriackiej. Udało się potwierdzić występowanie istotnych statystycznie różnic w zakresie zmienności cenowej między etapami tej struktury. Wykazano również, że wahania cen surowców i dóbr przemysłowych były większe niż wahania dóbr konsumpcyjnych. Nie potwierdzono natomiast jednoznacznie teorii tej szkoły, badając zmiany cen w mniej zagregowanym modelu struktury. Tylko przy obniżeniu poziomu istotności statystycznej możliwe było przyjęcie hipotezy o niejednorodnej zmienności cen między wszystkimi etapami. Dalsza analiza wykazała, że wahania cen w górnictwie i wydobywaniu były większe niż w przetwórstwie przemysłowym oraz niż wahania cen nietrwałych dóbr konsumpcyjnych. Sprzeczna z omawianą teorią była natomiast większa zmienność cen nietrwałych dóbr konsumpcyjnych niż cen w przetwórstwie przemysłowym.

Słowa kluczowe: ceny, wahania cen, struktura produkcji, szkoła austriacka

JEL: C46, E31, E51

* Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego, Instytut Ekonomii i Finansów, Katedra Ekonomii i Polityki Gospodarczej;
e-mail: andrzej_jedruchniewicz@sggw.edu.pl.

e-mail: dawid.brodka@outlook.com.

1. Wstęp

Niski wzrost cen dóbr i usług konsumpcyjnych jest głównym celem finalnym banków centralnych krajów rozwiniętych, szczególnie w długim okresie, gdyż w krótkim okresie cel ten jest łączony ze stabilizowaniem wahań w realnej sferze gospodarki. Problematyka wahań cen jest więc kluczowa dla prowadzenia skutecznej polityki pieniężnej. Takie sformułowanie celu finalnego wynika z oparcia polityki monetarnej na strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (zob. Brzoza-Brzezina 2011; Svensson 1999). Podstawą teoretyczną tej strategii są teorie szkół głównego nurtu ekonomii, szczególnie teoria monetaryzmu i nowej szkoły keynesowskiej. Szkoły głównego nurtu skupiają się na zmianach ogólnego poziomu cen, którego miarą jest najczęściej indeks cen dóbr konsumpcyjnych.

Ekonomiści tych szkół są świadomi, że ceny dóbr produkcyjnych wykazują większą zmienność niż ceny dóbr konsumpcyjnych. Nie przywiązują jednak do tych empirycznych ustaleń większej wagi. Inaczej do tego zagadnienia podchodzi szkoła austriacka. Krytykuje analizy oparte na wielkościach zagregowanych, gdyż kategorie te uniemożliwiają dostrzeżenie ważnych procesów zachodzących w gospodarce (Cochran 2011). Ekonomiści tej szkoły, wykorzystując teorię heterogenicznego kapitału i struktury produkcji, starają się wykazać, że istotna jest analiza zmienności cen w poszczególnych częściach gospodarki oraz że układa się ona w pewien określony schemat. Dokładna obserwacja wahań cen w sektorach wytwarzających dobra produkcyjne, zamiast skupiania się przede wszystkim na cenach dóbr konsumpcyjnych, sprzyjałaby prowadzeniu bardziej efektywnej polityki monetarnej. Szybsze dostrzeganie przez bank centralny dużych zmian cen dóbr niekonsumpcyjnych i przywiązywanie do nich większej wagi mogłoby ograniczać skalę późniejszych kłopotów w sferze realnej.

Celem opracowania jest ocena zastosowania teorii cyklu koniunkturalnego szkoły austriackiej do wyjaśnienia wahań cen produktów wytwarzanych na poszczególnych etapach w strukturze produkcji. Cel ten zostanie zrealizowany przez weryfikację dwóch hipotez wynikających z teorii tej szkoły. Pierwsza hipoteza mówi, że poszczególne etapy struktury produkcji różnią się pod względem zmienności cenowej. Według drugiej hipotezy zmienność cenowa dóbr jest większa na etapach struktury wytwarzania bardziej oddalonych od finalnych dóbr konsumpcyjnych niż na etapach bardziej do nich zbliżonych.

Metodologia szkoły austriackiej znacząco różni się od podejścia szkół głównego nurtu ekonomii. W szkole tej kwestia empirycznej weryfikacji hipotez jest ciągle przedmiotem dyskusji. W opracowaniu przyjęte hipotezy zostaną poddane empirycznej weryfikacji przy zastosowaniu przyjętych modeli struktury produkcji oraz testów statystycznych. Taki sposób analizy nie był dotąd stosowany w badaniach przedstawicieli szkoły austriackiej.

2. Wahania cen w teorii szkoły austriackiej

Teoria cyklu koniunkturalnego szkoły austriackiej została stworzona przez Misesa (1912, 1949) i Hayeka (1931, 1975), a współcześnie rozwijają ją Skousen (1990), Garrison (2001), Huerta de Soto (2006), Salerno (2012) i Machaj (2017). Wydaje się dobrą alternatywą dla teorii szkół ekonomicznych głównego nurtu w analizie i wyjaśnianiu procesów zachodzących w cyklu koniunkturalnym i w jego poszczególnych fazach.

Według teorii szkoły austriackiej cykl koniunkturalny jest zjawiskiem charakterystycznym dla współczesnej gospodarki opartej na pieniądzu fiducjarnym i systemie rezerwy częściowej. Główną

przyczyną powstawania wahań cyklicznych jest polityka banku centralnego. Taka sama przyczyna wskazywana jest również przez monetaryzm oraz nową ekonomię klasyczną (Snowdon, Vane 2005). Cykl gospodarczy rozpoczyna się w momencie zapoczątkowania łagodzenia polityki monetarnej (Garrison 2001). Tradycyjne ujęcie austriackiej teorii cyklu wskazuje na obniżenie przez bank centralny stopy procentowej. Wówczas rynkowa stopa procentowa spada poniżej naturalnej (Rosen, Ravier 2014). Zachęca to przedsiębiorstwa i konsumentów do zwiększania zakupów, co powoduje wzrost kredytowania. Ekspansja kredytowa nie wynika jednak z ograniczenia bieżącej konsumpcji, jak to się dzieje w systemie stałej ilości pieniądza (Huerta de Soto 2006). Wzrost bazy monetarnej oraz istnienie rezerwy częściowej sprawiają, że banki komercyjne mogą wykreować dostatecznie dużo pieniędzy, aby zaspokoić rosnący popyt na kredyty. Dodatkowe regulacje mogą ograniczyć pokusę nadużycia, ale nie są w stanie jej zapobiec (Shostak 2013).

Kluczowym procesem wynikającym z ekspansywnej polityki monetarnej, który jest faktyczną przyczyną występowania cykli koniunkturalnych, jest przyrost podaży pieniądza (Hülsmann 2011; Fillieule 2007). Współcześnie przyczyna ta jest niedoceniana przez ekonomistów większości szkół głównego nurtu. Również większość przedstawicieli szkoły austriackiej bazuje na ujęciu tradycyjnym, podkreślającym rolę stopy procentowej. Argumentacja Hülsmanna i Fillieule'a wydaje się bardziej przekonująca. Sama niższa stopa procentowa ma raczej ograniczony wpływ na wzrost wydatków. Jest ona przede wszystkim bodźcem do zwiększenia poziomu zaciąganych kredytów, które finansują większe zakupy.

Ze wzrostem podaży pieniądza związany jest ważny problem, a mianowicie miejsca i dynamiki pojawiania się nowego pieniądza w gospodarce. Jest to tzw. efekt Cantillona (Sieroń 2017). Według ekonomistów szkoły austriackiej nie rozkłada się on równomiernie. Największy przyrost wartości nowego kredytu niepopartego dobrowolnymi oszczędnościami związany jest z wydatkami dokonywanymi przez przedsiębiorstwa na cele produkcyjne i inwestycyjne (Salerno 2012). W stosunkowo niewielkim stopniu wzrastają kredyty na zakupy dóbr konsumpcyjnych.

Dodatkowy pieniądź zmienia czasową strukturę produkcji dóbr ostatecznie przeznaczonych dla konsumentów. W teorii szkoły austriackiej koncepcja struktury produkcji zajmuje centralne miejsce przy wyjaśnianiu wielu zagadnień, w tym problemów wahań cyklicznych (Hayek 1931; Skousen 1990). Jest jedną z głównych różnic pomiędzy tą szkołą a szkołami głównego nurtu. Struktura produkcji jest zbiorem etapów produkcyjnych ułożonych w porządku zgodnym z technicznym i czasowym procesem prowadzącym do sprzedaży dóbr finalnych. Ma to znaczące konsekwencje dla przebiegu cyklu koniunkturalnego. Podstawą do analizy zmian struktury produkcji jest teoria kapitału szkoły austriackiej, która została stworzona przez von Böhm-Bawerka. Bazuje ona na podziale dóbr dokonany przez Mengera (1871). Dobra kapitałowe to heterogeniczne dobra używane na każdym etapie wytwarzania dóbr konsumpcyjnych. Etapy te, a więc także dobra, są w różnym stopniu oddalone od ostatecznego dobra finalnego. Wszystkie dobra kapitałowe są dobrami pośrednimi. Ich wykorzystywana ilość decyduje o długości i szerokości struktury produkcji (Garrison 2001). Dłuższa i szersza struktura jest bardziej kapitałochłonna. Większa ilość kapitału wydłuża czas produkcji, a więc też czas oczekiwania na dostarczenie większej ilości dóbr konsumpcyjnych. Teoria szkoły austriackiej wskazuje, że warunkiem koniecznym większej ilości bardziej technicznie rozwiniętych dóbr finalnych jest wydłużenie struktury produkcji, a więc czasu ich wytwarzania. „To, że określone metody produkcji prowadzą do większych efektów od metod bezpośrednich, jest jednym z najważniejszych i najbardziej fundamentalnych twierdzeń w całej teorii produkcji” (Böhm-Bawerk 1891, s. 20).

Przedsiębiorcy nie rozróżniają, czy nowe pieniądze stanowią faktyczne oszczędności czy zostały wykreowane przez system bankowy (Mises 1949; Hayek 1975). Zwiększenie wartości kredytów niepartycznych oszczędnościami konsumentów zapoczątkowuje masowe błędy producentów oparte na fałszywych informacjach, będących wynikiem zmian prowadzonej polityki pieniężnej. W fazie wzrostowej przedsiębiorstwa rozpoczynają wydłużanie i poszerzanie struktury produkcji. Wydłużanie struktury polega na dodawaniu przez przedsiębiorstwa nowych, wcześniej nieistniejących etapów do dotychczasowej struktury produkcji. Poszerzanie struktury polega natomiast na rozbudowie istniejących już etapów produkcji. Zmiany wielkości produkcji i cen na poszczególnych etapach nie są równomierne (Zahringer 2012). Na początku cyklu najbardziej dynamicznie rośnie popyt na etapach początkowych, czyli znajdujących się najdalej od konsumenta. Na etapach końcowych wzrost jest minimalny. Wynika to z tego, iż zgodnie z całym procesem technicznym wytwarzania dobra finalnego najpierw musi zostać rozbudowany przemysł surowcowy i maszynowy, gdyż dostarcza on dobra kapitałowe do kolejnych etapów. Tworzenie nowych etapów produkcji jest procesem technicznym. Dlatego największe możliwości dają etapy związane z dobrami produkcyjnymi. One zaś znajdują się na początku struktury produkcji (Zelmanovitz 2011). Dobra wytworzone na tych etapach będą także długo służyły do wytwarzania dóbr konsumpcyjnych. Dlatego dynamiczny wzrost popytu powoduje największy obserwowany wzrost produkcji i cen na tych etapach. Jest on wzmacniany także przez wzrost realnych płac pracowników, którzy stają się mniej konkurencyjni niż dobra kapitałowe. Jest to tzw. efekt Ricardo. Dynamika wzrostu cen na innych etapach jest proporcjonalna do stopnia ich oddalenia od momentu kupna dobra finalnego. Pokazuje to wykres 1, który przedstawia przykładową strukturę produkcji. Skutkiem nowych sposobów wytwarzania jest wzrost wydajności i obniżenie jednostkowych kosztów produkcji.

Rozluźnienie polityki monetarnej wydłuża czasową strukturę produkcji, jednak nie wydłuża czasowej struktury konsumpcji (Huerta de Soto 2006). Dlatego w końcowej części fazy wzrostowej dynamika cen dóbr konsumpcyjnych staje się wyższa niż dóbr inwestycyjnych. Powoduje to wyższą rentowność firm wytwarzających bliżej konsumenta niż na etapach od niego oddalonych. W takiej sytuacji przedsiębiorcy ograniczają popyt na produkty wytwarzane na etapach odległych od konsumenta (Tempelman 2010). Spadek ten wzmacniany jest także większą zyskowością zatrudniania pracowników niż dóbr kapitałowych. Powolny wzrost lub nawet spadek płac realnych sprawia, że pracownicy stają się bardziej konkurencyjni niż dobra pośrednie.

Spadek popytu na dobra inwestycyjne zapoczątkowuje fazę spadkową cyklu. Istnieje wiele szczegółowych przyczyn kończących fazę wzrostową. Jednak główną przyczyną dekonunktury jest sztuczne wydłużanie struktury produkcji w fazie wzrostowej w oderwaniu od struktury konsumpcji (Skousen 1990). Brak możliwości całkowitego sfinansowania kapitałochłonnych procesów produkcji zmusza firmy do wprowadzania zmian w sposobach wytwarzania. W gospodarce dochodzi do skracania czasowej struktury produkcji. Polega to na likwidacji części etapów tej struktury. Proces ten najsilniej przebiega na etapach początkowych. Likwidowane są więc głównie etapy związane z wytwarzaniem dóbr produkcyjnych. Wraz ze skracaniem struktury produkcji w gospodarce dochodzi również do jej zwężania, czyli spadku produkcji na etapach, które pozostały i tworzą nową strukturę wytwarzania. Ekonomisci szkoły austriackiej podkreślają znaczenie zmian względnych. W fazie spadkowej produkcja i ceny zmieniają się odwrotnie niż w okresie wzrostu. W stosunku do dóbr konsumpcyjnych względnie (najczęściej także bezwzględnie) najsilniej spadają ceny dóbr znajdujących się na etapach początkowych, np. surowców. Dynamika cen samych dóbr finalnych jest natomiast najmniejsza (wykres 2). Współcześnie w okresie dekonunktury ceny dóbr konsumpcyjnych charakteryzują się najczęściej niewielkimi bezwzględnymi

wzrostami. Wynika to z ekspansji pieniężnej banku centralnego oraz łagodnej polityki fiskalnej i socjalnej. W analizie zmian produkcji i cen dóbr konsumpcyjnych w strukturze produkcji ważny jest również poziom ich trwałości.

Okres dekonunktury jest czasem, w którym przedsiębiorcy poddają się i przyznają, że popełnili błędy inwestycyjne. Na poziomie całej gospodarki musi zostać przywrócona struktura produkcji odpowiadająca decyzjom społeczeństwa. Na uporządkowanie struktury gospodarki potrzebny jest zawsze pewien czas. „Okres depresji jest więc koniecznym okresem zdrowienia” (Rothbard 2009, s. 1000–1001).

3. Badania zmienności cen w ujęciu szkoły austriackiej

Ekonomiści szkoły austriackiej skupiają się przede wszystkim na teoretycznych analizach procesów zachodzących w gospodarce, w tym na przebiegu i zamianach występujących w cyklu koniunkturalnym. Dlatego w porównaniu ze szkołami głównego nurtu ekonomii mało jest badań empirycznych, które mają weryfikować zgodność tez teorii wahań cyklicznych tej szkoły ze zmianami zachodzącymi w rzeczywistej gospodarce.

Cześć badań dotyczących dynamiki cen wynikających z modelu struktury produkcji odnosi się do Wielkiego Kryzysu i skupia się na gospodarce amerykańskiej. Do głównych uczonych, którzy prowadzili analizy zmian cen w okresie tego załamania, należy zaliczyć: Robbinsa (1934), Millsa (1936), Rothbarda (1963) oraz Andersona (1979). Autorzy ci doszli do tego samego wniosku. Stwierdzili, że prowadzone przez nich statystyczne badania względnych zmian cen potwierdzają teorię szkoły austriackiej. W okresie dekonunktury ceny dóbr bardziej oddalonych od konsumenta spadały w stosunku do cen dóbr konsumpcyjnych. Bezwzględnie najbardziej spadły ceny surowców.

Współcześnie ekonomistami, którzy podjęli próby empirycznej weryfikacji teorii szkoły austriackiej dotyczącej wahań cen na różnych etapach struktury produkcji w gospodarce USA i krajów zachodnioeuropejskich, są m.in.: Wainhouse (1982), Skousen (1990), Butos (1993), Hughes (1997), Garrison (2001), Bismans i Mougeot (2009), Lester i Wolff (2013) oraz Luther i Cohen (2014).

Wainhouse, wykorzystując w swojej analizie szeregi czasowe z gospodarki amerykańskiej od 1959 do 1981 r., poddał weryfikacji sześć hipotez dotyczących omawianej teorii cyklu. Trzy hipotezy dotyczą względnych zmian cen dóbr pośrednich i konsumpcyjnych w różnych okresach wzrostowej fazy cyklu koniunkturalnego. Trzy pozostałe nie mają bezpośrednio związku ze zmianami cen. Badacz ten wszystkie sześć postawionych hipotez weryfikuje pozytywnie, stwierdzając, iż dane empiryczne potwierdzają najważniejsze twierdzenia ekonomistów szkoły austriackiej.

Badania przeprowadzone przez Marka Skousena (we współpracy z Royalem Skousenem) również dotyczyły USA. Analizowano wskaźniki cen odnoszące się do surowców, dóbr produkcyjnych i półproduktów oraz artykułów konsumpcyjnych z lat 1952–1985. Wyniki badań pozwoliły również pozytywnie zweryfikować tezę szkoły austriackiej dotyczącą zmienności cen. W tym okresie najbardziej zmienne były rynkowe ceny surowców, a najmniej – ceny dóbr konsumpcyjnych. Zmienność cen m.in. maszyn, urządzeń i przetworzonych materiałów kształtowała się pomiędzy dynamikami cen dóbr z pozostałych analizowanych etapów.

Na krótszym szeregu danych z tego samego kraju badania przeprowadził Hughes. Uczony analizował wpływ wzrostu podaży pieniądza na wahania cen w latach 1981–1992. W latach 1981–1986 System Rezerwy Federalnej prowadził politykę znacznego wzrostu ilości pieniądza. Ze swoich analiz ekonomi-

sta wywnioskował, że ekspansja monetarna miała wpływ zarówno na zakupy, jak i na ceny surowców (stali i miedzi) oraz dóbr konsumpcyjnych. Wyniki potwierdziły tezy szkoły austriackiej. Ceny surowców wahały się znacznie bardziej niż ceny konsumpcyjne. Podobne wyniki uzyskali Butos oraz Garrison.

Bismans i Mougeot, badając cykle koniunkturalne w Niemczech, Francji, Wielkiej Brytanii i USA w latach 1980–2005, uzyskali natomiast wyniki zaprzeczające teorii szkoły austriackiej, iż następują zmiany w strukturze cen względnych w fazach ekspansji lub recesji. Obliczony stosunek wskaźnika cen konsumpcyjnych do wskaźnika cen produkcji był niestacjonarny. Dlatego w badaniu wykorzystano pierwsze różnice tej zmiennej. Według autorów wielkość ta nie miała statystycznie istotnego znaczenia w wyjaśnianiu zmian stosunku rzeczywistego do naturalnego PKB w ujęciu realnym. Stwierdzili, iż zmienia się ona niezależnie od wahań aktywności gospodarczej. Luther i Cohen oraz Lester i Wolff, analizując zmiany w gospodarce amerykańskiej w okresie czterdziestu lat, doszli do podobnych wniosków. Dwaj ostatni uczeni stwierdzili, że ekspansja pieniężna wpłynęła na wzrost produkcji, inwestycji i cen, jednak nie wpłynęła na zmiany cen względnych, co jest sprzeczne z wyróżniającą cechą teorii szkoły austriackiej. Oszacowali, że skutki luzowania polityki monetarnej dotyczą wzrostu poziomów badanych kategorii, a nie zmian względnych. Jest to zgodne tylko z ogólnymi tezami szkoły austriackiej, które w takim ujęciu pokrywają się z teorią nowych klasyków i nowych keynesistów.

Na podstawie danych z polskiej gospodarki badania dotyczące zmienności cen w ujęciu charakterystycznym dla szkoły austriackiej prowadzili m.in.: Jędruchniewicz (2013, 2015), Maśniak (2016), Misztal (2016) oraz Bródka i Chciałowski (2017). Jędruchniewicz analizował dynamikę cen produktów wytwarzanych przez sektory oddalone w różnym stopniu od konsumenta w fazie wzrostowej oraz spadkowej kilku cykli z lat 2002–2011. Stwierdził, iż wyniki pozwoliły pozytywnie, choć nie we wszystkich aspektach, zweryfikować hipotezy wynikające z teorii szkoły austriackiej. Teoria ta lepiej wyjaśniała zachowanie się cen w fazie wzrostowej niż spadkowej. Analiza Maśniaka dotyczyła wahań cen w strukturze produkcji w sektorze rolno-spożywczym w latach 2001–2014. Uzyskane wyniki pozwoliły potwierdzić teorię omawianej szkoły. Wahania cen żywności były najmniejsze, a ziemi rolniczej największe. Misztal ocenił, że nie istnieje zjawisko cykliczności inflacji konsumenckiej w krótkim i długim okresie. Występuje natomiast zjawisko cykliczności zmian cen dóbr produkcyjnych w tych okresach. Według Bródki i Chciałowskiego ceny towarów wytwarzanych na początku struktury produkcji charakteryzowały się wyższą zmiennością niż wytwarzane w innych sektorach. Nie stwierdzono natomiast istotnej różnicy między zmiennością cen towarów konsumpcyjnych i półproduktów.

4. Empiryczna analiza zmienności cen w Polsce

4.1. Dane i metodyka badań

Do badania zmienności cen w polskiej gospodarce zostały wykorzystane dane z lat 2007–2018. Jest to wystarczająco długi okres, aby można było zweryfikować postawione hipotezy badawcze. Na wyznaczenie takiego okresu wpływa przede wszystkim dostępność danych dotyczących niektórych wskaźników cen, jak też uwzględnienie kilku cykli koniunkturalnych. W okresie tym wyszczególniono trzy krótkie cykle (zob. Barczyk 2018; Pawęta 2018). Wszystkie użyte w opracowaniu dane pochodzą z publikacji i stron internetowych Głównego Urzędu Statystycznego.

Wykorzystane wskaźniki cenowe informują o rocznej zmianie poziomu cen. Prezentowane są w odstępie miesięcznym. Dla każdego etapu struktury produkcji zanotowano 144 obserwacje, co pozwoliło na uzyskanie 432 obserwacji dla jednej struktury. Łącznie przeanalizowano 864 wskaźniki cenowe. Należy dodać, że badania nie wymagały uporządkowania danych w postaci szeregu czasowego, gdyż nie są analizowane chronologicznie w kolejnych fazach cyklu koniunkturalnego.

W badaniu różnic w zmienności cen wykorzystany został test Ansariego-Bradleya. Jego użycie wymaga, aby obserwacje z próbek statystycznych użytych w teście były niezależne, a ich populacje miały równe mediany. Zgromadzone dane pochodzą z różnych populacji. Oznacza to, że pierwszy warunek jest spełniony. Drugi zostanie sprawdzony testem.

Wszystkie obliczenia zostały wykonane w środowisku oprogramowania R. W większości przeprowadzonych testów zastosowano poziom istotności 0,05. Jeżeli poziom ten był zmieniany, wskazano to w opisie dokonanej analizy.

Poniżej opisano procedurę analizy statystycznej wykorzystanych wskaźników cen dóbr znajdujących się na różnych etapach struktury produkcji.

Ocena graficzna wykresów gęstości badanych prób

Test normalności rozkładu Shapiro-Wilka. Normalność rozkładu badanych prób jest jednym z kluczowych zagadnień przeprowadzonej analizy. Test Shapiro-Wilka cechuje się dużą mocą i pozwala znacznie ograniczyć ryzyko zastosowania nieodpowiednich metod (Razali, Wah 2011). Informuje o potrzebie zastosowania procedur statystycznych odpornych na ewentualny brak założenia o normalności rozkładu.

Statystyka testu Shapiro-Wilka przyjmuje wartości od 0 do 1. Im mniejszą wartość przyjmuje statystyka, tym mniejsze prawdopodobieństwo, że badana próba pochodzi z rozkładu normalnego. *P-value* poniżej 0,05 dla obliczonej statystyki będzie w tym badaniu równoznaczne z odrzuceniem hipotezy o normalności rozkładu danej próbki indeksów cenowych.

Testy homogeniczności wariancji Browna-Forsythe'a i Flignera-Killeena. Oba testy są odporne na brak założenia o normalności rozkładu. Test Browna-Forsythe'a charakteryzuje się dużą mocą i prostotą użycia (Denkowska i in. 2009). Pozwala na zbadanie hipotezy o homogeniczności wariancji wszystkich prób statystycznych odpowiadających danym etapom struktury produkcji. Test ten ma postać:

$$F = \frac{(N - g)}{(g - 1)} \frac{\sum_{i=1}^g n_i (Z_i - \bar{Z})^2}{\left[\sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - \bar{Z}_i)^2 \right]} \quad (1)$$

gdzie:

$$Z_{ij} = |Y_{ij} - \tilde{Y}_i|,$$

$$\bar{Z}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} Z_{ij},$$

$$\bar{Z} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{n_i} Z_{ij},$$

$$\tilde{Y}_i = \text{mediana}(Y_{i1}, Y_{i2}, Y_{i3}, \dots, Y_{in_i}).$$

Testowane w teście hipotezy to:

$$H_0^{HW}: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_g^2$$

$$H_1^{HW}: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2 \neq \sigma_3^2 \neq \dots \neq \sigma_g^2$$

przynajmniej dla jednej z par (i, j) .

W prowadzonym badaniu dla każdej struktury produkcji testowana będzie hipoteza zerowa, zakładająca równość wariancji wszystkich rozkładów indeksów cenowych wchodzących w skład poszczególnych etapów przyjętej struktury produkcji. *P-value* poniżej poziomu istotności jest równoznaczne z przyjęciem hipotezy alternatywnej, zakładającej różnicę poziomu wariancji na co najmniej jednym z etapów w stosunku do reszty etapów.

W analizie wykorzystany zostanie też test homogeniczności dla wielu wariancji Flignera-Killeena. Jego procedura wymaga utworzenia rankingu wartości cechy $|X_{ij}|$ w sposób malejący. Każdej wartości przypisywane są następnie wskaźniki a_{Ni} , obliczane następująco:

$$a_{Ni} = \varphi^{-1} \left(\frac{1}{2} + \frac{i}{2(N+1)} \right) \quad (2)$$

Statystyka testowa w procedurze Flignera-Killeena przyjmuje postać:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{n_i (\bar{A}_i - \bar{a})^2}{V^2} \quad (3)$$

gdzie:

$\bar{A}_i$ – średnia wewnątrzgrupowa,

$\bar{a}$ – średnia międzygrupowa,

V^2 – wariancja międzygrupowa.

W analizie *p-value* dla wartości statystyki testowej postępowanie jest analogiczne, jak w przypadku testu Browna-Forsythe'a. Kombinację obydwu testów homogeniczności wariancji charakteryzuje większa wiarygodność, co pozwala na dokładniejsze sprawdzenie hipotezy badawczej, dotyczącej różnic zmienności cenowej między etapami struktury produkcji.

Test symetrii rozkładu Miao-Gela-Gastwirtha. Jest on przeprowadzany przed testem Flignera-Policello, który wymaga, aby obydwa porównywane rozkłady charakteryzowały się symetrycznością. W związku z tym konieczne jest wykorzystanie testu pozwalającego na zbadanie tego założenia. Zostanie zastosowany test Miao-Gela-Gastwirtha. Charakteryzuje się on nieparametrycznością oraz brakiem założenia co do znajomości mediany rozkładów, z których pochodzą testowane próby (Miao i in. 2004).

Na podstawie *p-value* otrzymanej statystyki oraz przyjętego poziomu istotności sprawdzone zostanie, czy hipoteza zerowa dotycząca symetryczności rozkładu indeksów cenowych badanego etapu jest prawdziwa. W przypadku braku odrzucenia hipotezy zerowej dla obu populacji z danego zestawu możliwe jest wykorzystanie testu Flignera-Policello.

Test rang Flignera-Policello. W celu sprawdzenia założenia dotyczącego równości median rozkładów, z których pochodzą próby wykorzystywane w teście Ansariego-Bradleya, wykorzystany został

test sum rang Flignera-Policello (SAS 2019). Test pozwala na sprawdzenie hipotezy zerowej, mówiącej o równości median dwóch rozkładów, na podstawie pochodzących z nich prób statystycznych. Zaletami testu są jego: nieparametryczność, brak założenia o równości dystrybuant porównywanych rozkładów oraz brak założenia o równości wariancji. Fligner i Policello proponują statystykę opartą na wynikach miejsca analizowanych obserwacji. Przykładowo, wynik miejsca obserwacji X_i jest obliczany jako liczba obserwacji Y_j mniejszych od X_i . Wynik miejsca obserwacji Y_j ustalany jest analogicznie.

Dla statystyki testowej kalkulowane jest następnie *p-value*, które w przypadku wartości poniżej przyjętego poziomu istotności informuje o istotnym przesunięciu lokalizacji porównywanych rozkładów, wynikającym z braku równości median. W przypadku prowadzonego badania odrzucenie hipotezy zerowej testu będzie równoznaczne z brakiem możliwości przeprowadzenia testu Ansariego-Bradleya dla danego zestawu danych.

Test rang Ansariego-Bradleya. Test ten wykorzystywany jest do pomiaru różnic w dyspersji (zmienności) rozkładów (Ansari, Bradley 1960). Test pozwala na zbadanie istotności różnic skali między dwoma rozkładami. Zostanie wykorzystany do weryfikacji hipotezy mówiącej o większej zmienności cenowej na etapach struktury produkcji bardziej oddalonych od dóbr konsumpcyjnych niż na etapach bliżej tych dóbr.

W tym teście Ansari i Bradley proponują wykorzystanie parametru skali (θ), danego jako:

$$G(u) \equiv F(\theta u) \quad (4)$$

gdzie $G(u)$ oraz $F(u)$ to dystrybuanty dwóch niezależnych prób statystycznych.

W badaniu przyjęto hipotezę zerową i alternatywną w postaci:

$$\begin{aligned} H_0: \theta &\leq 1 \\ H_1: \theta &> 1. \end{aligned}$$

P-value poniżej poziomu istotności było równoznaczne z przyjęciem hipotezy alternatywnej, co potwierdza większą dyspersję rozkładu $G(u)$. Sama procedura opiera się na uporządkowaniu wartości dwóch testowanych próbek w szeregu według rang:

$$Z_1, Z_2, \dots, Z_{m+n} \quad (5)$$

które nadawane są z obydwu końców szeregu, zaczynając od 1 i wzrastając w kierunku wewnętrznym szeregu. Środkowe rangi nadawane są zgodnie z formułą $(m + n)/2^1$.

Statystyka Ansariego-Bradleya ma postać:

$$W = \sum_x R(Z) \quad (6)$$

W przypadku przeprowadzonego w pracy badania *p-value* testu poniżej poziomu istotności oznacza większą dyspersję indeksów cen dla niższego etapu struktury produkcji.

¹ Formuła ulega nieznacznej modyfikacji w zależności od tego, czy mamy do czynienia z łączną nieparzystą liczbą obserwacji.

Jednym z problemów, jakie pojawiają się w przypadku wykorzystania testu Ansariego-Bradleya, jest ograniczona możliwość testowania więcej niż dwóch prób statystycznych jednocześnie. Rozwiązaniem, które zostało przyjęte w toku badania, było zastosowanie testu do wszystkich możliwych par prób indeksów cenowych. Taki zabieg zastosowano też w stosunku do testów sprawdzających poprawność założeń testu Ansariego-Bradleya. Analizując za pomocą tego testu etapy zgodnie z ich kolejnością w strukturze produkcji, byliśmy w stanie stwierdzić, czy dalsze etapy charakteryzują się większą zmiennością niż etapy bliższe dobrom konsumpcyjnym. Odrzucenie hipotezy zerowej testu dla danego zestawu danych będzie prowadziło do potwierdzenia drugiej hipotezy badawczej.

4.2. Wahania cen surowców, dóbr produkcyjnych i konsumpcyjnych

Zgodnie z teorią szkoły austriackiej wraz ze zmianami wielkości produkcji w cyklu koniunkturalnym w różnym tempie zmieniają się ceny dóbr wytwarzanych na każdym etapie struktury produkcji. Do pomiaru tego zjawiska wykorzystano dane o wskaźnikach cen z różnych obszarów gospodarki, które odpowiadają poszczególnym etapom struktury.

W pierwszej kolejności wykorzystano model struktury produkcji składający się z etapów, którym przypisano trzy silnie zagregowane kategorie ekonomiczne, czyli obejmujące ceny dużej ilości dóbr (wykres 3). Odpowiadają im: 1) wskaźnik cen surowców, 2) wskaźnik cen produkcji sprzedanej w przemyśle (PPI), 3) wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI). Wskaźnik cen surowców nie jest bezpośrednio publikowany. Został stworzony w dwóch krokach. Na początku obliczono średnią ze wskaźników cen skupu produktów rolnych: pszenicy, żyta, bydła, trzody chlewnej i mleka. Następnie wyznaczono średnią z wykorzystaniem tak obliczonego wskaźnika cen produktów rolnych oraz wskaźnika cen dóbr związanych z energią. Ostatni wskaźnik publikowany jest bezpośrednio przez GUS i obejmuje sprzedaż głównie: węgla kamiennego i brunatnego, ropy naftowej, gazu ziemnego, energii elektrycznej i wody. Surowce są na początku struktury produkcji, a dobra finalne na jej końcu. Oczywiście taki model to uproszczenie rzeczywistości, jednak do celów analizy jest dopuszczalny.

W badanym okresie 2007–2018 średnio w ujęciu rocznym najbardziej rosły ceny surowców. Wzrost ten wyniósł 5,5%. Ceny surowców rolnych wzrastały o 6,3%, a dóbr związanych z energią o 4,8%. Przeciętnie rosły także ceny dóbr przemysłowych (1,7%) i konsumpcyjnych (2,0%). Dane z wykresu 4 wskazują, iż ceny wszystkich grup towarów podlegały wahaniom koniunkturalnym. Zdecydowanie największe wahania dotyczyły cen surowców, które najbardziej rosły w latach 2010–2011. W 2009 r. i w okresie 2013–2016 dynamika tych cen była natomiast ujemna. Ceny dóbr przemysłowych i konsumpcyjnych również w pewnych okresach spadały. Dla cen konsumpcyjnych było to od II połowy 2014 r. do I połowy 2016 r.

Zgodnie z przedstawioną metodyką badań analizę empiryczną rozpoczyna ocena normalności rozkładów indeksów cenowych. Wykres 5 przedstawia zagregowane gęstości rozkładów indeksów cenowych dla wszystkich etapów przyjętej struktury produkcji polskiej gospodarki. Sama analiza graficzna stanowi jedynie element poglądowy, jednak już na jej podstawie można stwierdzić adekwatność doboru metod w postaci testów nieparametrycznych, ze względu na brak spełnienia założenia dotyczącego normalności badanych rozkładów.

Brak spełnienia założenia o normalności rozkładów indeksów cenowych potwierdzają w sposób precyzyjny wyniki testu Shapiro-Wilka (tabela 1). *P-value* testu dla wszystkich etapów struktury produk-

cji notuje wartości poniżej poziomu istotności 0,05. Przyjęcie w pracy testów homogeniczności wariancji Browna-Forsythe'a i Flignera-Killeena odpornych na brak założenia o normalności rozkładu pozwala na prowadzenie dalszych analiz.

Na podstawie wyników testów homogeniczności wariancji (tabela 2) należy stwierdzić, że w przyjętej zagregowanej strukturze produkcji występują istotne statystycznie różnice między wielkością wariancji badanych indeksów cenowych na wszystkich możliwych kombinacjach etapów, dla przyjętego poziomu istotności (por. Bródka, Chciałowski 2017). Oznacza to, że wahania cen związanych z etapami przyjętego modelu struktury znacznie się różniły. Uzyskane wyniki potwierdzają pierwszą hipotezę badawczą postawioną we wstępie opracowania. Jest to zgodne z teorią szkoły austriackiej dotyczącej różnej zmienności cen produktów wytwarzanych na poszczególnych etapach w strukturze produkcji w cyklu koniunkturalnym.

Rezultaty testu Miao-Gela-Gastwirtha zawarte są w tabeli 3. Wszystkie wyniki testu symetrii rozkładów wskaźników cen są powyżej poziomu istotności 0,05. Oznacza to, iż należy przyjąć hipotezę zerową, mówiącą, że wszystkie rozkłady indeksów cechują się symetrycznością. Spełnienie tego warunku upoważnia do testowania równości median badanych indeksów cen.

Tabela 4 zawiera m.in. wyniki testu Flignera-Policellego. Uzyskane w tym teście wyniki dla wszystkich par etapów struktury produkcji pozwalają przyjąć hipotezę zerową mówiącą o równości median dwóch rozkładów. Uzyskane wartości powyżej 0,05 wskazują, że nie ma istotnych przesunięć lokalizacji porównywanych rozkładów. Stwierdzenie braku takich istotnych przesunięć pozwala przeprowadzić test Ansariego-Bradleya.

Na podstawie wyników testów Ansariego-Bradleya dla przyjętego poziomu istotności 0,05 należy stwierdzić, że ceny surowców charakteryzowały się większą zmiennością niż ceny produkcji przemysłu (PPI) oraz dóbr i usług konsumpcyjnych (CPI) (tabela 4). Również zmienność PPI była większa niż CPI. Wyniki przeprowadzonego testu między analizowanymi etapami dla polskiej gospodarki potwierdzają teorię szkoły austriackiej, iż zmienność cen produktów rośnie wraz ze wzrostem stopnia oddalenia od konsumenta poszczególnych etapów w strukturze produkcji. Oznacza to, iż należy przyjąć drugą hipotezę badawczą.

4.3. Wahania cen dóbr w sektorowej strukturze produkcji

W drugim badaniu wykorzystano model struktury produkcji składający się z etapów mniej zagregowanych niż w pierwszej analizie, a więc składający się z mniejszej ilości dóbr. Przyjęto kategorie ekonomiczne zbliżone bardziej do sektorów (wykres 6). Odpowiadają im wskaźniki cen: 1) w górnictwie i wydobywaniu, 2) w przetwórstwie przemysłowym, 3) nietrwałych dóbr konsumpcyjnych. Według ekonomistów szkoły austriackiej trwałe dobra konsumpcyjne należy traktować jak dobra inwestycyjne, gdyż wykorzystywane są przez pewien czas i „(...) mają w istocie podobny charakter do dóbr kapitałowych utrzymywanych (...) dopóki takie trwałe dobro konsumpcyjne jest przydatne właścicielowi” (Huerta de Soto 2009, s. 238). Dlatego uwzględnienie w bardziej szczegółowej strukturze produkcji dynamiki cen artykułów nietrwałych będzie lepiej odpowiadać teorii tej szkoły. Przyjęty model jest bardziej zbliżony do teorii szkoły austriackiej. Jego etapy precyzyjniej oddają rzeczywiste działania producentów i konsumentów.

W analizowanych latach przeciętna roczna dynamika wzrostu cen była największa dla sektora górnictwo i wydobywanie. Wyniosła ona 5,4%. Średnio o 1,4% rosły ceny nietrwałych dóbr konsumpcyjnych,

w tym o 2,9% żywności i napojów bezalkoholowych. Najniższy wzrost dotyczył natomiast produktów wytwarzanych w sektorze przetwórstwa przemysłowego (1,2%). Największa dynamika cen w górnictwie i wydobywaniu występowała w okresach lepszej koniunktury gospodarczej, czyli w latach 2009–2010 i w 2017 r. (wykres 7). Analizując zmianę cen przetwórstwa przemysłowego i nietrwałych dóbr konsumpcyjnych, widzimy, iż okresy spadków cen były rzadsze. Częściej dochodziło do spadków cen w przetwórstwie przemysłowym. Najdłuższy czas ich spadków to lata 2013–2016.

Gęstość rozkładów indeksów cenowych dla wszystkich etapów sektorowej struktury produkcji przedstawia wykres 8. Analiza graficzna służy ocenie wzrokowej rozkładu, jednak na jej podstawie, podobnie jak w poprzednim badaniu, można wnioskować o braku spełnienia założenia o normalności omawianych rozkładów.

Dla etapów I i II brak spełnienia założenia o normalności rozkładów indeksów cenowych potwierdzają w sposób precyzyjny wyniki testu Shapiro-Wilka (tabela 5). Rozkład wskaźników cen dla etapu III okazał się jednak normalny. *P-value* testu jest większe od poziomu istotności 0,05. Pomimo takiego rozkładu na etapie III dalsza analiza będzie prowadzona w oparciu o metody nieparametryczne.

Na podstawie wyników testów homogeniczności wariancji należy stwierdzić, że w przyjętej strukturze produkcji w sposób jednoznaczny występują istotne statystycznie różnice między wielkością wariancji badanych indeksów cen w prawie wszystkich kombinacjach etapów (tabela 6). Niejednoznaczne wnioski co równości wariancji rozkładów można wyciągnąć w odniesieniu do etapów II i III. Test Browna-Forsythe'a wskazuje na brak homogeniczności wariancji, a test Flignera-Killeena na jej istnienie. Wyniki obu testów są zbliżone do poziomu istotności 0,05. Generalnie można uznać, iż uzyskane rezultaty potwierdzają pierwszą hipotezę badawczą. Jest to zgodne z teorią szkoły austriackiej mówiącą, że ceny produktów wytwarzanych na poszczególnych etapach w strukturze produkcji charakteryzują się różnym poziomem zmienności w czasie wahań cyklicznych.

Na podstawie wyników testu symetrii rozkładów cen sektorowej struktury produkcji należy przyjąć, że tylko rozkład wskaźników cen na etapie II nie cechuje się symetrycznością przy założonym poziomie istotności (tabela 7). Obniżenie tego poziomu do 0,01 pozwala na stwierdzenie symetryczności rozkładów na wszystkich etapach i wykorzystanie w prowadzonej analizie ostatnich testów (dla odpowiednio niższego poziomu istotności).

Wyniki testów Flignera-Policellego i Ansariego-Bradleya przy obniżonym poziomie istotności pozwalają stwierdzić, że ceny na etapie I charakteryzowały się większą zmiennością niż ceny na etapach II i III analizowanej struktury produkcji (tabela 8). Rezultaty częściowo potwierdzają drugą hipotezę badawczą wynikającą z teorii szkoły austriackiej. Wynik testu Ansariego-Bradleya między etapami II i III, czyli wskaźnikami cen w przetwórstwie przemysłowym i cen nietrwałych dóbr konsumpcyjnych, dostarcza natomiast informacji zaprzeczających hipotezie. W tym zakresie wynik testu nie potwierdza teorii szkoły austriackiej, iż zmienność cen produktów rośnie wraz ze wzrostem stopnia oddalenia poszczególnych etapów od konsumenta. *P-value* równe 0,02941 wskazuje na mniejszą zmienność cenową na etapie II niż na etapie III. Teoria tej szkoły mówi, że powinno być odwrotnie.

Tempo zmian cen poszczególnych produktów oraz w sektorach zależy od wielu czynników. W danym okresie kombinacja pewnych przyczyn i uwarunkowań może w rzeczywistości doprowadzić do kształtowania się zmienności cen inaczej, niż mówi szkoła austriacka (zob. Luter, Cohen 2014; Jędruchniewicz 2013, 2015). Mniejsza zmienność cen dóbr w przetwórstwie przemysłowym niż cen nietrwałych dóbr konsumpcyjnych w polskiej gospodarce może mieć kilka istotnych przyczyn. Po pierwsze, w statystyce GUS przetwórstwo przemysłowe składa się z dwudziestu kilku branż (GUS 2008–2019). Zajmują

one różne miejsca w strukturze produkcji. Dlatego takie branże jak produkcja wyrobów tytoniowych, tekstylnych czy odzieży, czyli wytwarzające bezpośrednio dla konsumentów, mogą zmniejszać wahania cen przetwórstwa przemysłowego. Po drugie, zmienność cen może być ograniczana przez postęp techniczny bardziej, niż wynikałoby to z teorii szkoły austriackiej. Nie rozkłada się on równomiernie na wszystkie branże. Zawsze występują miejsca, w których jest bardziej zaawansowany. Należą do nich branże wchodzące w skład przetwórstwa przemysłowego, m.in. produkcja maszyn i urządzeń czy urządzeń elektrycznych. Po trzecie, zmienność cen nietrwałych dóbr konsumpcyjnych zwiększyły głównie ceny żywności i napojów bezalkoholowych. Polska gospodarka jest elementem gospodarki światowej, więc krajowe ceny żywności były mocno uzależnione od cen na rynku światowym. Ponadto produkty rolnicze są surowcem, czyli znajdują się na początku struktury produkcji. Dlatego charakteryzują się dużą zmiennością (Maśniak 2016; Hamulczuk 2006).

5. Zakończenie

Ekonomiści szkoły austriackiej wskazują, że teoria tej szkoły jest dobrą alternatywą dla teorii szkół ekonomicznych głównego nurtu w analizie i wyjaśnianiu procesów zachodzących w cyklu koniunkturalnym. Opiera się ona na realistycznej teorii heterogenicznego kapitału tworzącego w gospodarce strukturę produkcji. Chcąc lepiej zrozumieć cykliczne procesy, należy rozszerzyć analizę o badania zmian kategorii ekonomicznych w poszczególnych obszarach czy sektorach gospodarki.

Koncepcja struktury produkcji posłużyła do przeprowadzenia w opracowaniu badań, które pozwoliły na ocenę możliwości wyjaśniania rzeczywistej zmienności cen przez teorię szkoły austriackiej. Wykorzystując dwie przyjęte struktury produkcji – bardziej i mniej zagregowaną – na podstawie analizy danych pochodzących z polskiej gospodarki z lat 2007–2018 udało się potwierdzić występowanie istotnych statystycznie różnic w zakresie zmienności cenowej między etapami tych struktur produkcji. W przypadku bardziej zagregowanej struktury pierwsza hipoteza została potwierdzona jednoznacznie. W przypadku mniej zagregowanej tę hipotezę także potwierdzono, ale z pewnymi wątpliwościami.

W opracowaniu przeprowadzono także badanie, czy zmienność cen jest większa na etapach bardziej oddalonych od finalnych dóbr konsumpcyjnych niż na etapach bardziej do nich zbliżonych. Uzyskane wyniki wskazują, że wahania cen na wszystkich etapach bardziej zagregowanej struktury produkcji są zgodne z teorią szkoły austriackiej. Przyjęto więc, iż druga postawiona hipoteza jest prawdziwa. Niejednoznaczne wyniki względem teorii tej szkoły uzyskano, badając ceny w strukturze mniej zagregowanej. Wykazano, że wahania cen w górnictwie i wydobywaniu były statystycznie większe niż w przetwórstwie przemysłowym oraz wahania cen nietrwałych dóbr konsumpcyjnych. Zmienność cen w przetwórstwie przemysłowym była natomiast mniejsza niż nietrwałych dóbr konsumpcyjnych. Inaczej mówi teoria szkoły austriackiej.

W szkole austriackiej dominuje podejście aprioryczne oparte na dedukcji i logice werbalnej. Badanie to nie powinno być postrzegane jako odejście od tych metod i ich zastąpienie, ale jako podejście komplementarne wobec dedukcyjnego sposobu analizy. Logiczna spójność teorii jest najważniejsza, ale jej ocena na podstawie analizy empirycznej również dostarcza interesujących informacji.

Bibliografia

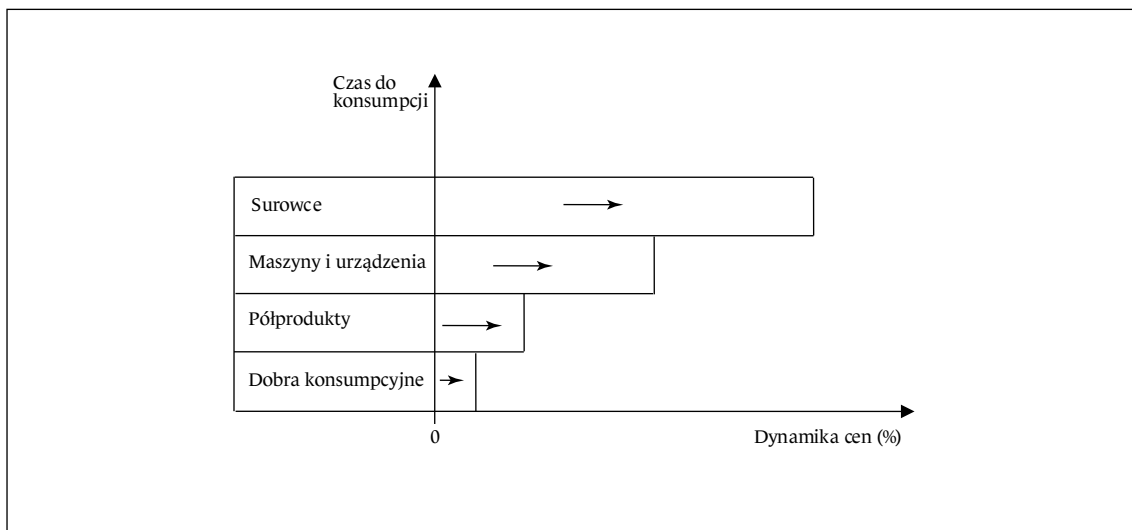
- Anderson B.M. (1979), *Economics and the Public Welfare: A Financial and Economic History of the United States 1914–1946*, Liberty Press.
- Ansari A.R., Bradley R.A. (1960), Rank-sum tests for dispersions, *The Annals of Mathematical Statistics*, 31(4), 1174–1189.
- Barczyk R. (2018), Morfologia cykli koniunkturalnych i cykli bankowych w gospodarce polskiej w latach 2000–2017, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, 509, 32–45.
- Bismans F., Mougeot C. (2009), Austrian business cycle theory: empirical evidence, *Review of Austrian Economics*, 22(3), 241–257.
- GUS (2008–2019), *Biuletyn Statystyczny*, Główny Urząd Statystyczny.
- Böhm-Bawerk E. von (1891), *The Positive Theory of Capital*, Macmillan and Co.
- Bródka D.S., Chciałowski M. (2017), Price volatility in macroeconomic structure of production in Poland, *Acta Scientiarum Polonorum. Oeconomia*, 16(3), 5–13.
- Brzoza-Brzezina M. (2011), *Polska polityka pieniężna. Badania teoretyczne i empiryczne*, C.H. Beck.
- Butos W.N. (1993), The recession an Austrian business cycle theory: an empirical perspective, *Critical Review: A Journal of Politics and Society*, 7(2–3), 277–306.
- Cochran J.P. (2011), Hayek and the 21st century boom-bust and recession-recovery, *The Quarterly Journal of Austrian Economics*, 14(3), 263–287.
- Denkowska S., Fijorek K., Salamaga M., Sokołowska A. (2009), Empiryczna ocena mocy testów dla wielu wariancji, *Przegląd Statystyczny*, 56(3–4), 26–39.
- Fillieule R. (2007), A formal model in Hayekian macroeconomics, *The Quarterly Journal of Austrian Economics*, 10(3), 193–208.
- Garrison R.W. (2001), *Time and Money. The Macroeconomics of Capital Structure*, Routledge.
- Hamulczuk M. (2006), Cykliczne zmiany na rynku trzody chlewnej w Polsce, *Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G*, 92(2), 42–51.
- Hayek F.A. von (1931), *Prices and Production*, G. Routledge & Sons.
- Hayek F.A. von (1975), „*Profits, Interest and Investment*” and Other Essays on the Theory of Industrial Fluctuations, Clifton.
- Huerta de Soto J. (2006), *Money, Bank Credit and Economic Cycles*, Ludwig von Mises Institute.
- Hughes A.M. (1997), The recession of 1990: an Austrian explanation, *Review of Austrian Economics*, 10(1), 107–123.
- Hülsmann G. (2011), *The structure of production reconsidered*, <http://ead.univangers.fr/~granem08/IMG/pdf/DT-GRANEM-09-34.pdf>.
- Jędruchniewicz A. (2013), Struktura cen w polskim cyklu gospodarczym. Faza wzrostu, *Bank i Kredyt*, 44(1), 99–118.
- Jędruchniewicz A. (2015), Struktura cen w polskim cyklu gospodarczym. Faza spadku, *Ekonomia. Rynek, Gospodarka, Społeczeństwo*, 40, 59–83.
- Lester R.B., Wolff J.S. (2013), The empirical relevance of the Mises-Hayek theory of the trade cycle, *Review of Austrian Economics*, 26(4), 433–461.
- Luther W.J., Cohen M. (2014), An empirical analysis of the Austrian business cycle theory, *Atlantic Economic Journal*, 42, 153–169.

- Machaj M. (2017), *Money, Interest, and the Structure of Production: Resolving Some Puzzles in the Theory of Capital*, Lexington Books.
- Maśniak J. (2016), Ceny w sektorze rolno-żywnościowym w warunkach cyklu koniunkturalnego, *Zeszyty Naukowe SGGW Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, 113, 5–16.
- Menger C. (1871), *Grundsätze der Volkswirtschaftslehre*, Braunmüller.
- Miao W., Gel Y.R., Gastwirth J.L. (2006), A new test of symmetry about an unknown median, w: A. Hsiung, C.-H. Zhang, Y. Zhiliang (red.), *Random Walk, Sequential Analysis and Related Topics*, World Scientific Publisher.
- Mills F.C. (1936), *Prices in Recession and Recovery*, New York.
- Mises L. von (1912), *Theorie des Geldes und der Umlaufsmittel*, Verlag von Duncker & Humblot.
- Mises L. von (1949), *Human Action: A Treatise on Economics*, Yale University Press.
- Misztal P. (2016), Cykliczność czy antycykliczność cen w Polsce?, *Optimum. Studia Ekonomiczne*, 3(81), 45–59.
- Pawęta B. (2018), Cykl koniunkturalny gospodarki Polski w latach 1996–2017, *Finanse i Prawo Finansowe*, 2(18), 51–64.
- Razali M.N., Wah Y.B. (2011), Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolomogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests, *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21–33.
- Robbins L. (1934), *The Great Depression*, Macmillan.
- Rosen E., Ravier A. (2014), The natural rate of interest rule, *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 17(4), 419–441.
- Rothbard M.N. (1963), *America's Great Depression*, D. Van Nostrand.
- Rothbard M.N. (2009), *Man, Economy and State*, Ludwig von Mises Institute.
- SAS (2019), *The NPAR1WAY Procedure*, http://documentation.sas.com/?docsetId=statug&docsetTarget=statug_npar1way_details21.htm&docsetVersion=14.2&locale=en.
- Salerno J.T. (2012), A reformulation of Austrian business cycle theory in light of the financial crisis, *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 15(1), 3–44.
- Shostak F. (2013), *Capital Requirements Won't Save Us*, <https://mises.org/library/capital-requirements-won%E2%80%99t-save-us>.
- Sieroń A. (2017), *Efekt Cantillona, czyli dlaczego pieniądz ma znaczenie?*, Wydawnictwo CeDeWu.
- Skousen M. (1990), *The Structure of Production*, New York University Press.
- Snowdon B., Vane H. (2005), *Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State*, Edward Elgar.
- Svensson L.E.O. (1999), Inflation targeting as a monetary policy rule, *Journal of Monetary Economics*, 3(43), 607–654.
- Tempelman J.H. (2010), Austrian business cycle theory and the global financial crisis: confessions of mainstream economist, *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 13(1), 3–15.
- Wainhouse C.E. (1982), *Hayek's Theory of the Trade Cycle: The Evidence from the Time Series*, New York University Press.
- Zahringer K.A. (2012), Monetary disequilibrium theory and business cycles: an Austrian critique, *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 15(3), 304–330.
- Zelmanovitz L. (2011), The Austrian business cycle theory and the recent financial crisis, *Criterio Libre*, 9(15), 23–57.

Aneks

Wykres 1

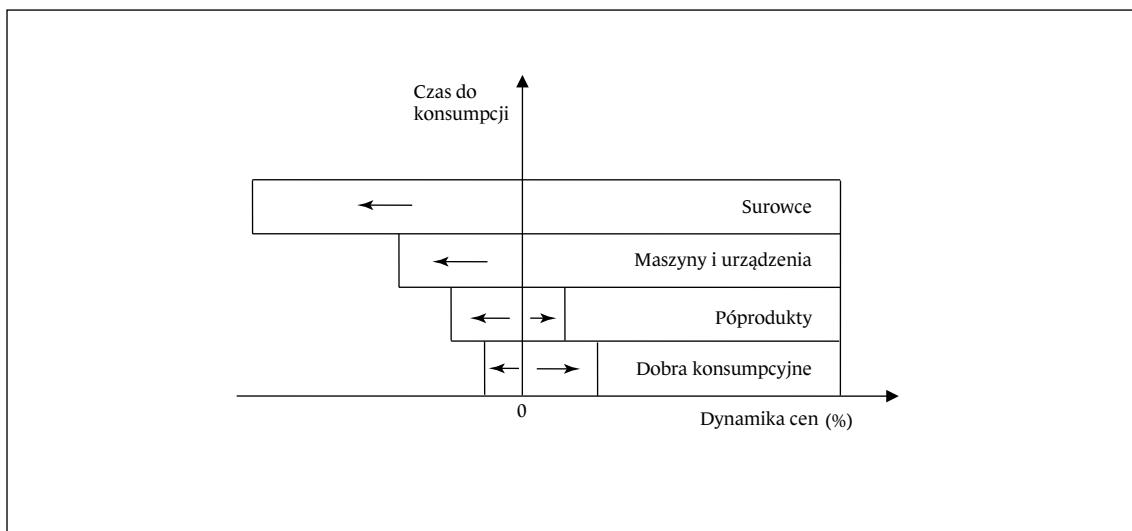
Dynamika cen we wzrostowej fazie cyklu



Źródło: opracowanie własne na podstawie (Skousen 1990).

Wykres 2

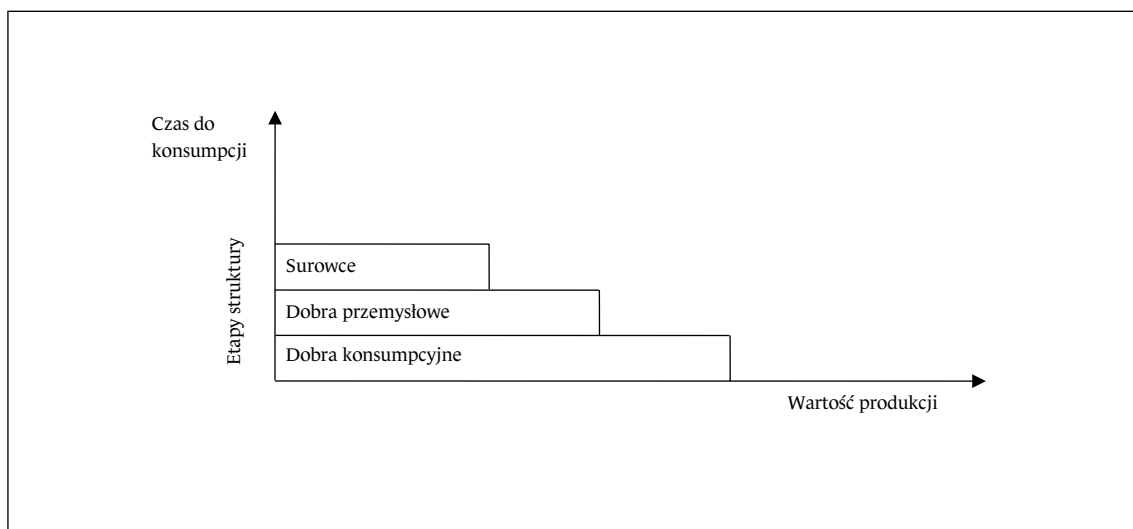
Dynamika cen w okresie dekonjunktury



Źródło: opracowanie własne na podstawie (Skousen 1990).

Wykres 3

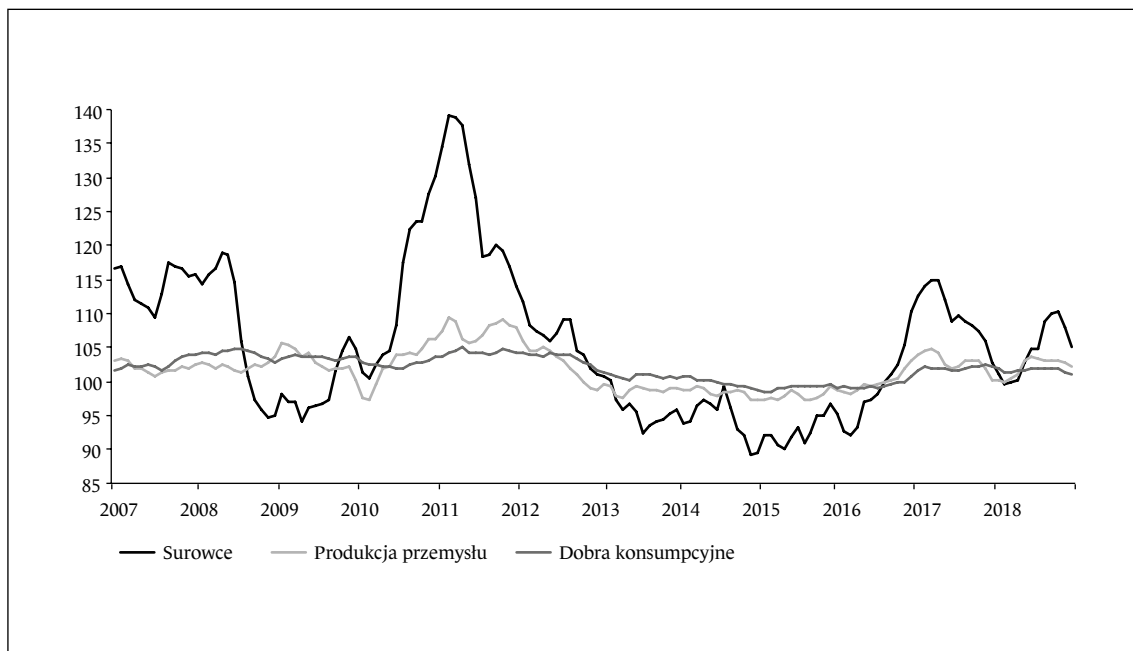
Model przyjętej struktury produkcji



Źródło: opracowanie własne na podstawie (Skousen 1990).

Wykres 4

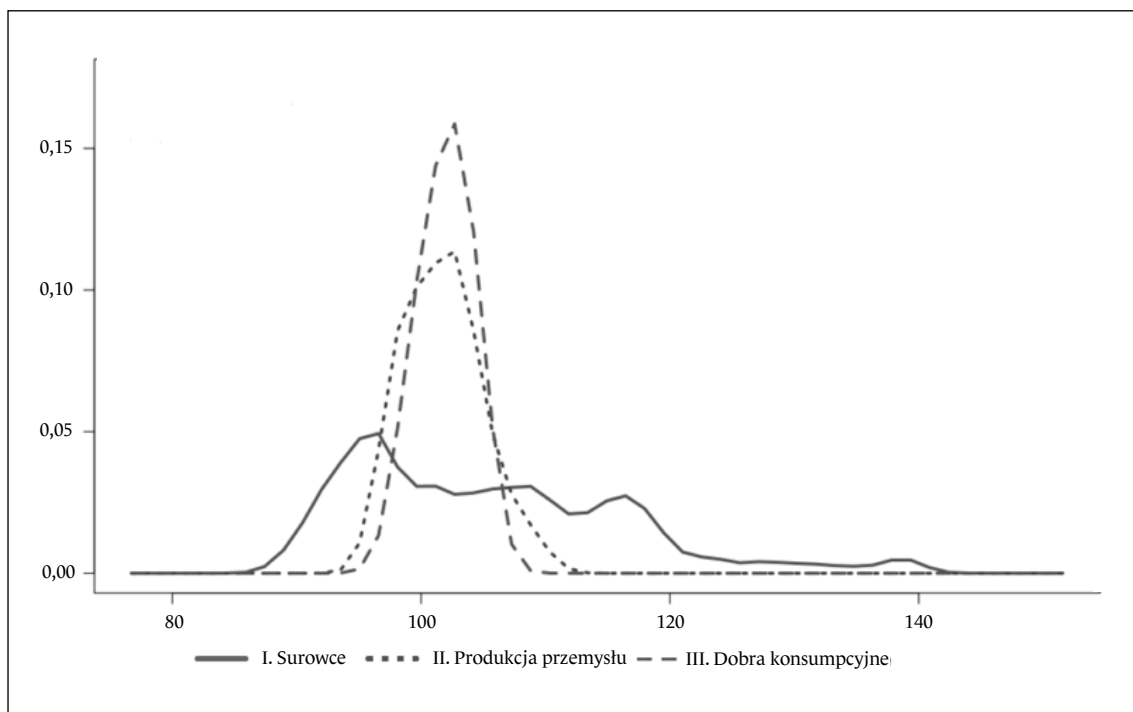
Roczne wskaźniki cen w polskiej gospodarce



Źródło: opracowanie własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Wykres 5

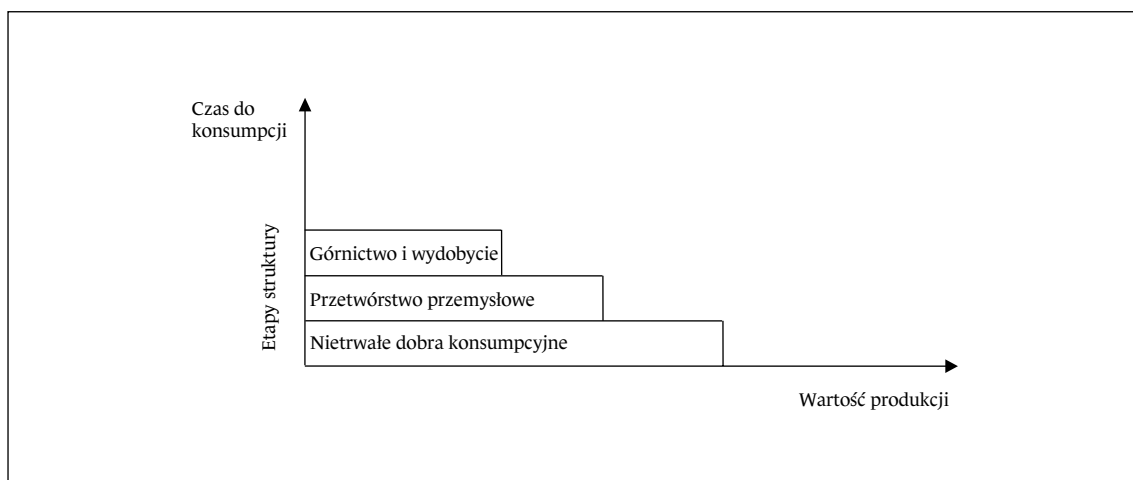
Gęstość rozkładów indeksów cenowych



Źródło: opracowanie własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Wykres 6

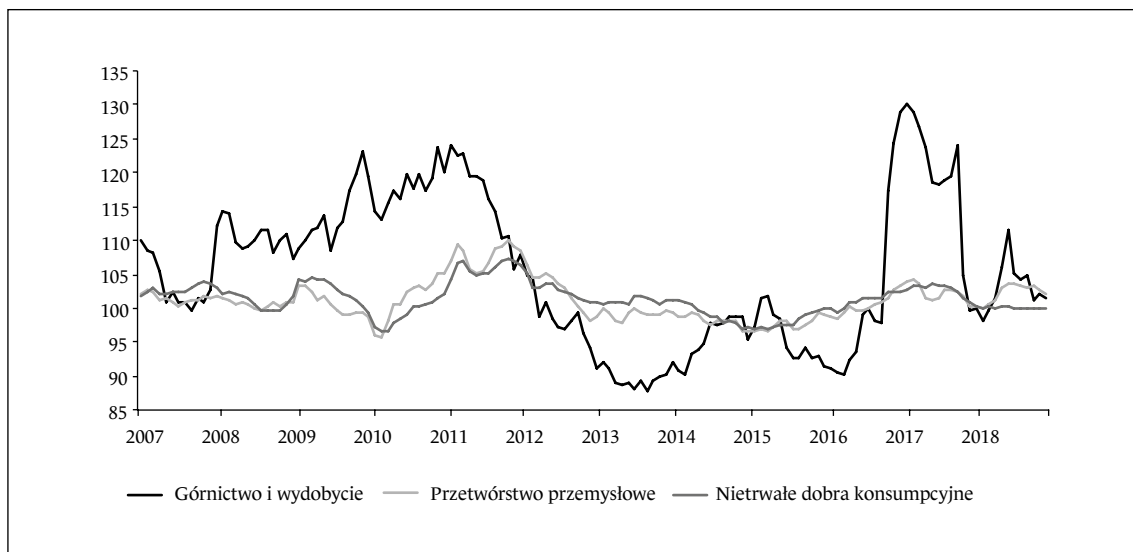
Model przyjętej sektorowej struktury produkcji



Źródło: opracowanie własne na podstawie (Skousen 1990).

Wykres 7

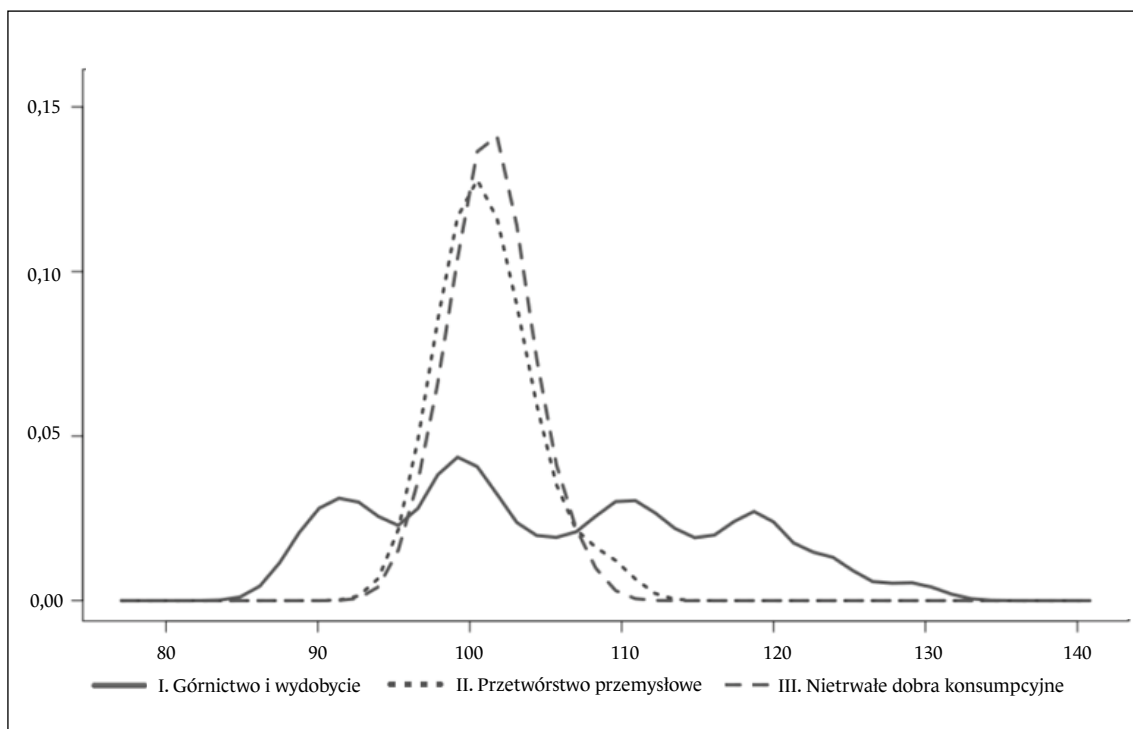
Roczne wskaźniki cen w sektorach



Źródło: opracowanie własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Wykres 8

Gęstość rozkładów indeksów cenowych w sektorach



Źródło: opracowanie własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Tabela 1

Wyniki testu normalności Shapiro-Wilka

Etap struktury produkcji	I	II	III
<i>P-value</i>	3,1e-06	0,0002838	3,545e-05

Źródło: obliczenia własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Tabela 2

Wyniki testów homogeniczności wariancji

Badane etapy	Wszystkie etapy	I, II	II, III	I, III
<i>P-value</i> dla testu Browna-Forsythe'a	< 2,2e-16	< 2,2e-16	3,554e-07	< 2,2e-16
<i>P-value</i> dla testu Flignera-Killeena	< 2,2e-16	< 2,2e-16	1,251e-07	< 2,2e-16

Źródło: obliczenia własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Tabela 3

Wyniki testu symetrii rozkładu Miao-Gela-Gastwirtha

Etap struktury	I	II	III
<i>P-value</i>	0,108	0,266	0,4

Źródło: obliczenia własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Tabela 4

Wyniki testów Flignera-Policellego i Ansariego-Bradleya

Badane etapy	I, II	II, III	I, III
<i>P-value</i> dla testu Flignera-Policellego	0,127387	0,1178641	0,1641398
<i>P-value</i> dla testu Ansariego-Bradleya	< 2,2e-16	4,264e-05	< 2,2e-16

Źródło: obliczenia własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Tabela 5

Wyniki testu normalności Shapiro-Wilka

Etap struktury produkcji	I	II	III
<i>P-value</i>	0,0003398	9,725e-05	0,06158

Źródło: obliczenia własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Tabela 6

Wyniki testów homogeniczności wariancji

Badane etapy	Wszystkie etapy	I, II	II, III	I, III
<i>P-value</i> dla testu Browna-Forsythe'a	< 2,2e-16	< 2,2e-16	0,04064	< 2,2e-16
<i>P-value</i> dla testu Flignera-Killeena	< 2,2e-16	< 2,2e-16	0,05697	< 2,2e-16

Źródło: obliczenia własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Tabela 7

Wyniki testu symetrii rozkładu Miao-Gela-Gastwirtha

Etap struktury	I	II	III
<i>P-value</i>	0,278	0,04	0,656

Źródło: obliczenia własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Tabela 8

Wyniki testów Flignera-Policellego i Ansariiego-Bradleya

Badane etapy	I, II	II, III	I, III
<i>P-value</i> dla testu Flignera-Policellego	0,01867662	0,1953086	0,04531104
<i>P-value</i> dla testu Ansariiego-Bradleya	< 2,2e-16	0,02941	< 2,2e-16

Źródło: obliczenia własne na podstawie (GUS 2008–2019).

Price fluctuations in Poland in the light of the Austrian school

Abstract

The main aim of this research was the empirical evaluation of Austrian school theories regarding the explanation of price fluctuations in the structure of production. Two models of the production structure were used to examine price volatility in the Polish economy in 2007–2018. The analysis conducted on the first, more aggregated model fully confirmed the theory as statistically significant price volatility differences were confirmed between particular stages of production. The prices of raw materials and production goods were more volatile than those of consumption goods. The analysis conducted on the second, less aggregated model of production partially rejects the Austrian school theory. Only by lowering the statistical significance level can we adopt the hypothesis about non-uniform price volatility between all the stages. Further analysis showed that price fluctuations in mining and quarrying were greater than in the manufacturing sector and for non-durable consumer goods, while – contrary to the theory – the volatility of the prices of non-durable consumer goods was greater than that of the prices in the manufacturing sector.

Keywords: prices, price volatility, structure of production, Austrian school