



INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY



Egzogenne uwarunkowania produkcji w rolnictwie – ceny czynników produkcji i wybrane wskaźniki makroekonomiczne

Włodzimierz Rembisz

Adam Waszkowski

69

MONOGRAFIE
PROGRAMU
WIELOLETNIEGO

WARSZAWA 2017

**Egzogenne uwarunkowania
produkcji w rolnictwie –
ceny czynników produkcji
i wybrane wskaźniki
makroekonomiczne**



INSTYTUT EKONOMIKI ROLNICTWA
I GOSPODARKI ŻYWNOŚCIOWEJ
PAŃSTWOWY INSTYTUT BADAWCZY

Egzogenne uwarunkowania produkcji w rolnictwie – ceny czynników produkcji i wybrane wskaźniki makroekonomiczne

Autorzy:

prof. dr hab. Włodzimierz Rembisz

dr Adam Waszkowski



**ROLNICTWO POLSKIE I UE 2020+
WYZWANIA, SZANSE, ZAGROŻENIA, PROPOZYCJE**

Warszawa 2017

Prof. dr hab. Włodzimierz Rembisz
Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie
Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut
Badawczy

Dr Adam Waszkowski
Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut
Badawczy

Publikacja jest w dorobku IERiGŻ-PIB.

Pracę zrealizowano w ramach tematu: **Źródła wzrostu oraz ewolucja struktur i roli sektora rolno-spożywczego w perspektywie po 2020 roku** w zadaniu: *Inwestycje, efektywność oraz zmiany techniczne jako źródła wzrostu gospodarczego w rolnictwie w perspektywie po 2020 roku.*

Celem pracy jest ocena źródeł wzrostu gospodarczego w rolnictwie, ze szczególnym uwzględnieniem weryfikacji charakteru i efektywnościowych jego źródeł. Nacisk położony został na ocenę źródeł egzogennych – relację cen czynników produkcji (kapitału, pracy oraz ziemi). Ujęto to w konwencji analizy ceny i stopnia jego rzadkości. Przedmiotem oceny był również stosunek między relacjami cen czynników produkcji a ich relacjami, jeśli idzie o zaangażowanie w produkcji. W istocie zanalizowano stosunek między relacjami cenowymi czynników wytwórczych a stosowanymi technikami produkcji. Uwagę skupiono również na oddziaływaniach egzogennych z zakresu polityki pieniężnej.

Recenzenci:

*dr hab. Joanna Kisielińska, prof. nadzw. Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie*

*dr hab. Ryszard Wilczyński, prof. nadzw. Wyższej Szkoły Finansów i Zarządzania
w Warszawie*

Korekta

Barbara Walkiewicz

Redakcja techniczna

Leszek Ślipski

Projekt okładki

Leszek Ślipski

ISBN 978-83-7658-711-0

*Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej
– Państwowy Instytut Badawczy
ul. Świętokrzyska 20, 00-002 Warszawa
tel.: (22) 50 54 444
faks: (22) 50 54 757
e-mail: dw@ierigz.waw.pl
<http://www.ierigz.waw.pl>*

Spis treści

Wstęp.....	7
Rozdział I. Rynek czynników produkcji jako uwarunkowanie egzogeniczne	9
1.1. Mechanizm rynku czynników produkcji.....	9
1.2. Cena czynnika produkcji i jej związek z produktywnością	14
1.3. Pojęcie czynników egzogenicznych.....	17
1.4. Ceny czynników produkcji jako czynnik egzogeniczny	22
Rozdział II. Relacje cen czynników produkcji	26
2.1. Ujęcie teoretyczne.....	26
2.2. Hipotetyczna relacja ceny czynnika kapitału, pracy i ziemi	29
2.3. Funkcja celu i warunek równowagi producenta, a ceny czynników produkcji	30
2.4. Ceny czynników produkcji a ich produktywność	32
2.5. Popyt i podaż na rynku czynników produkcji	37
2.6. Ujęcie empiryczne.....	39
Rozdział III. Relacje cen i zaangażowania czynników produkcji	47
3.1. Zaangażowanie czynnika kapitału w relacji do jego ceny	47
3.2. Zaangażowanie czynnika pracy w relacji do jego ceny	51
3.3. Zaangażowanie czynnika ziemi w relacji do jego ceny	55
3.4. Ujęcie empiryczne – zaangażowanie czynnika kapitału w relacji do jego ceny	59
3.5. Ujęcie empiryczne – zaangażowanie czynnika pracy w relacji do jego ceny	65
3.6. Ujęcie empiryczne – zaangażowanie czynnika ziemi w relacji do jego ceny	70
Rozdział IV. Polityka pieniężna jako element egzogenicznego mechanizmu kształtowania cen w rolnictwie	75
4.1. Oddziaływanie polityki monetarnej – ujęcie teoretyczne.....	76
4.2. Oddziaływanie polityki monetarnej – metody pomiaru	81

4.3. Uwagi o modelowaniu szeregów czasowych – stacjonarność i autokorelacja	84
4.4. Modele wektorowej autoregresji – metody estymacji i weryfikacji	90
4.5. Strukturalizacja modeli VAR	97
4.6. Model wektorowej autoregresji – ujęcie empiryczne	101
Podsumowanie	114
Bibliografia	116
Spis rysunków	121

Wstęp

W monografii przyjmujemy, że na wybory producentów rolnych co do stosowanych technik wytwarzania, czyli relacji zastosowanych czynników produkcji, mają wpływ ceny tych czynników oraz elementy polityki gospodarczej, w tym pieniężnej. To układa się w relacje tych zmiennych, tj. przykładowo cen czynników do technik wytwarzania dla sektora rolnictwa. Jest to w pewnym sensie hipoteza, czy bardziej założenie badawcze.

W monografii nawiązujemy do relacji cen czynników produkcji ustalanych egzogenicznie na rynku stosownie do stopnia ich rzadkości. Traktujemy je jako zewnętrzne uwarunkowania procesu produkcyjnego, w tym będącego przedmiotem naszego zainteresowania ustalania się relacji czynników produkcji w sektorze rolnictwa. Relacje te w dalszej konsekwencji mają wpływ na produktywność tychże czynników oraz ostatecznie na uzyskiwane dochody i opłacalność produkcji¹. Wskazujemy na to, by podkreślić, iż analizowane relacje są uwarunkowaniem i przyczyną tych ostatnich procesów ujawniających się na powierzchni zjawisk.

Przyjmujemy za podstawę metodologiczną wykorzystywanego warsztatu badawczego relacje wynikające z funkcji produkcji. Rozumowanie jest prowadzone w oparciu o ujęcie analityczne w myśl neoklasycznej teorii ekonomii. Nawiązujemy tu też do tradycji ujmowania relacji cenowych, czynników produkcji czy też technik wytwarzania i efektywności pochodzącej z murów Szkoły Głównej Planowania i Statystyki w Warszawie (obecnie Szkoła Główna Handlowa), gdzie powstały teoretyczne podstawy w tym zakresie wypracowane przez takich ekonomistów, jak J. Rajtar, F. Tomczyk i A. Woś, S. Gburczyk.

Ujęcie to ilustrowane jest hipotetycznymi relacjami, a następnie weryfikowane empirycznie za pomocą materiału statystycznego. Ma to na celu ewentualne potwierdzenie prawidłowości wywołanych na podstawie analizy w oparciu o ujęcie analityczne i powołaną literaturę. Stosujemy zasadę dedukcji oraz ogólności w procesie analitycznym jako podstawę. To jest podstawa wnioskowania, a nie sama analiza empiryczna, która służy przede wszystkim do ilustracji i pewnej weryfikacji.

Realizując cel, jakim jest identyfikacja i ocena egzogenicznych uwarunkowań makroekonomicznych produkcji w rolnictwie związanych głównie z polityką pieniężną, wykorzystano instrumenty analityki zarówno mikro-, jak i makro-

¹ Tych kwestii w tej monografii nie analizujemy.

ekonomicznej. Analizy empiryczne wsparte zostały również za pomocą metod ilościowej analizy danych – w szczególności wykorzystano modele nieliniowe, a także ekonometryczną analizę szeregów czasowych, w tym w ujęciu wielowymiarowym. Posiłowano się modelami wektorowej autoregresji, a ich ekonomiczna interpretacja warunkowana była otrzymanymi funkcjami reakcji na impuls z obszaru polityki monetarnej.

W rozdziale pierwszym przedstawiono mechanizm działania rynku czynników produkcji. Zdefiniowano też relacje cen czynników jako uwarunkowania endogenne. W rozdziale drugim pokazano relację cen czynników produkcji (kapitału, pracy oraz ziemi). Ujęto to w konwencji analizy ceny i stopnia jego rzadkości. W rozdziale trzecim przedmiotem analizy był stosunek między relacjami cen czynników produkcji a ich relacjami, jeśli idzie o zaangażowanie w produkcję. W istocie zanalizowano stosunek między relacjami cenowymi czynników wytwórczych a stosowanymi technikami produkcji. To zasadnicza część dociekań w analizie, jeśli idzie o ceny czynników. Podstawą było własne ujęcie analityczne. Zasygnalizowano też stosunek między relacjami cenowymi a relacjami produktywności czynników produkcji. W rozdziale czwartym przedstawiono wpływ polityki monetarnej na wybrane wskaźniki cen w rolnictwie i ich zmiany w wyniku pozytywnego szoku stopy procentowej.

Rozdział I

Rynek czynników produkcji jako uwarunkowanie egzogeniczne

Przyjmujemy założenie, że dostępność czynników wytwórczych, stopień ich rzadkości na rynku i wynikające z tego ceny mają wpływ na relacje tych czynników u producentów rolnych czy w rolnictwie jako sektorze gospodarki. Istotnym założeniem jest, iż odzwierciedleniem relacji stopnia rzadkości czynników produkcji na rynku są ich relacje cen. Przy tym ceny te są bardziej związane i prościej określone z relacjami rzadkości dla czynnika pracy i czynnika kapitału, niż dla czynnika ziemi, chociażby ze względu na określone regulacje w obrocie tego ostatniego czynnika. Pomijając tę kwestię, analizę ograniczamy do cen czynników pracy i kapitału oraz ich wpływu na relacje czynnikowe u producentów rolnych czy w rolnictwie. Te relacje czynnikowe to techniki produkcji. Przyjmujemy, że ich zmiany dokonują się właśnie pod wpływem zmian relacji cen czynników produkcji. Relacje cen czynników produkcji są z kolei kształtowane przez mechanizm rynku czynników produkcji. Jest to, jak przyjmujemy, klasyczne uwarunkowanie egzogeniczne, bowiem producent rolny każdy z osobna (razem jako sektor) nie ma wpływu na wysokość tych cen czynników produkcji. Z kolei ma to wpływ na poziom produktywności tych czynników oraz w rezultacie warunkuje ich wynagrodzenie u producentów rolnych. To ostatnie jest uwarunkowaniem endogennym, co było przedmiotem wcześniejszej monografii Programu Wieloletniego². Podstawy tego podziału podajemy w kolejnym rozdziale. By odnieść się do tak postawionego problemu, wychodzimy od określenia mechanizmu rynku czynników produkcji kształtującego ich ceny. Bazujemy przy tym na podejściu ściśle osadzonym w ujęciu teorii mikroekonomii.

1.1. Mechanizm rynku czynników produkcji

Czynniki produkcji definiujemy, co jest oczywiste, jako zmienne, które są niezbędne, aby zaistniał proces produkcji dóbr finalnych bądź pośrednich w przedsiębiorstwach³ w gospodarce. Oczywiście dotyczy to też producentów

² Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2016), *Techniki wytwarzania jako endogenne uwarunkowanie produkcji i jej zmian w rolnictwie krajów UE*. Monografie Programu Wieloletniego 2015-2019, nr 32 IERiGŻ-PiB, Warszawa.

³ Nawet w ujęciach na niższym poziomie uogólnienia o przesłaniu bardziej użytkowym uwzględnia się role relacji czynników produkcji jako podstawy wszelkich procesów gospodarowania. „Z analizy zjawisk historycznych i gospodarczych wynika, iż obiektywne przesłanki

rolnych. W klasycznym ujęciu, zwłaszcza w odniesieniu do producentów rolnych, definiowane są trzy czynniki produkcji: ziemia, praca oraz kapitał⁴. Wskazuje się także na takie uwarunkowania bardziej lub mniej efektywnego wykorzystania tych czynników produkcji jak przedsiębiorczość czy też organizację. To ostatnie, tak jak i innowacje, uznaje się niekiedy jako dodatkowe, niekonwencjonalne czynniki produkcji. W pracy odnosimy się jedynie do tych realnych i wymiernych czynników wytwórczych oraz ich kombinacji czy powiązań jako skutku uwarunkowań egzogennych, czyli ich rynkowych, jako jednych z ważniejszych mających wpływ na kombinacje czynników i wynikającą stąd efektywność produkcji.

Poprzez czynnik pracy, w sensie ogólnej teorii czynników produkcji wywodzącej się z koncepcji funkcji produkcji, należy rozumieć pracującego wraz z jego umiejętnościami, doświadczeniem itp. oraz określonym wymiarem czasu pracy. Z kolei czynnikiem kapitału, jako kategoria ogólna, w niniejszych rozważaniach określony zostanie kapitał rzeczowy na który składa się kapitał trwały

występowania i rozwoju przedsiębiorstw tkwią przede wszystkim w mechanizmie kształtowania optymalnej kombinacji czynników produkcji...” oraz „działalność produkcyjna związana jest z ciągłym zestawianiem czynników wytwórczych w różnych konfiguracjach i proporcjach”. Dalej w poszczególnych kombinacjach zachodzą pomiędzy nimi określone związki, decydujące o efektywności dokonanych połączeń” J. Klimek (2009), *Hermeneutyka przedsiębiorczości*. Wyd. A. Marszałek, Toruń, s. 8.

⁴ Rozumowanie w pracy jest prowadzone w kategoriach teorii czynników produkcji, wywodzącej się już od J.B. Saya, gdzie pojęcie czynników produkcji jest najbardziej ogólną, dokonywaną na najwyższym poziomie abstrakcji klasyfikacją materialnych podstaw produkcji, a trzy czynniki produkcji są ogólnymi ahistorycznymi kategoriami, które dla każdego podmiotu gospodarczego (w rolnictwie) w każdym miejscu i czasie są niezbędnymi dla procesu produkcji. Każdy produkt jest owocem tych czynników, jest tyle wart, ile dawał do produktu i uzyskiwał z podziału za swoje „usługi” w tworzonej produkcji. Najbardziej abstrakcyjne i ogólne pojęcie materialnych elementów produkcji, czyli pojęcie czynników produkcji, jest niejako anatomiczną podstawą oceny wynikowych ogólnych relacji, jak np. efektywność produkcji, wynagrodzenie. Efektywność produkcji zawsze i we wszystkich warunkach związana jest i wynika ze sposobu powiązania oraz wykorzystania czynników produkcji. Ten sposób powiązania, te proporcje między czynnikami produkcji, techniki wytwarzania, określają wyniki ekonomiczne, w tym wynagrodzenia czynników. Cena zaś tych czynników wynika z proporcji ich rzadkości, czyli z ceny rynkowej danego czynnika określanej przez relacje podaży i popytu na dany czynnik. W relacji podaży czynnika jest ucieleśniony także postęp techniczny, kapitał ludzki, wiedza i wszelkie jakościowe charakterystyki. To są egzogeniczne uwarunkowania produkcji (obecnie obok określonej polityki rolnej, polityki gospodarczej i innych uwarunkowań makroekonomicznych). Te zależności rządzą się określonymi prawami i prawidłowościami, np. relacji produktywności przeciętnych do krańcowych określanych najczęściej na podstawie analizy funkcji produkcji (por. Kozłowski Z., Przedmowa do pracy Harleman, Satmer [w:] Herlemann H., Stamer H. (1963), *Rolnictwo w dobie technizacji*, PWRiL, Warszawa.

oraz obrotowy (por. Rembisz, Sielska, 2015 s. 83)⁵. Przy podobnych założeniach co do ogólności czynnik ziemi w niniejszej pracy należy rozumieć jako zasób ziemi rolniczej w użytku rolne (UR), wraz z jego wymiarem jakościowym, który wykorzystywany jest do produkcji rolno-żywnościowej u producenta rolnego i w całym sektorze jako zbiorze tych producentów. Ponieważ, jak wspomniano we wstępie, niniejsza praca utrzymana jest w ryzach analiz charakterystycznych dla mikroekonomii w koncepcji szkoły neoklasycznej, czynnik ziemia stanowi odmianę kapitału i nie (w zasadzie) będzie tutaj traktowana jako odrębny czynnik produkcji.

Mechanizm kształtujący warunek równowagi na rynku czynników produkcji określa wzajemnie akceptowalną przez strony (popytową i podażową) cenę czynnika. Na uwadze należy mieć fakt, że stroną podażową rynku czynników produkcji reprezentują konsumenci (w naszym przypadku rolnicy, właściciele gospodarstw rolnych), którzy rozpoczynają ilościowy przepływ czynników oferując producentowi (w naszym przypadku – oferując sobie z uwagi na jedność pojęcia konsument i producent, co jest specyfiką gospodarstwa rolnego i wyróżnikiem ekonomiki rolnictwa w ramach ekonomii) usługi czynników produkcji gotowych do zatrudnienia w procesie produkcji. Stroną rynku zgłaszającą popyt na te czynniki są w tym przypadku producenci (w przypadku gospodarstwa rolnego właściciel-rolnik tożsamy jest także z konsumentem). Zatem w odniesieniu do gospodarstw rolnych, jak sygnalizowaliśmy przed chwilą, konsumenci jako właściciele czynników produkcji (w tym pracy) są jednocześnie producentami. Rolnik jest jednocześnie konsumentem, który oczekuje wynagrodzenia za świadczone usługi z posiadanych czynników produkcji (pracy, ziemi, kapitału) i jest jednocześnie producentem, który za te usługi musi zapłacić, czyli je wynagrodzić (płaca, renta, procent). Źródłem tego wynagrodzenia może jedynie być efektywne wykorzystanie tych czynników, czyli ich produktywność. Produktywność to relacja produkcji do zaangażowanego zasobu czynnika w gospodarstwie. Podstawą tego rozumowania i oceny co do produktywności są założenia funkcji produkcji. Oczywiście produktywność to podstawa oceny stopnia wykorzystania będących w dyspozycji producenta zasobów czynników produkcji⁶.

⁵ Rembisz W., Sielska A. (2015), *Mikroekonomia współczesna*. VIZJA PRESS&IT, Warszawa.

⁶ Taką podstawą oceny nie są nakłady czynnika. To już samo w sobie stanowi niejako wyraz opłacalności produkcji, nakłady z danych zasobów czynników mogą być większe w zależności od opłacalności, w tym także w zależności od popytu, bo tu występuje *implicite* założenie o produkcji sprzedanej, czyli użytecznej.

Na szczeblu mikroekonomicznym gospodarstwa rolnego trudno te, jak podkreślaliśmy i podkreślamy, procesy oddzielić. Stąd wiele nieporozumień w literaturze. Niemniej te procesy opisywane w ruchu okrężnym, zasygnalizowane wyżej, występują i każdy rolnik świadomie czy nie porównuje swoje wynagrodzenia za pracę we własnym gospodarstwie z dochodami poza rolnictwem, uzyskaną swoją rentę z ziemi i osiągnąony zysk z zaangażowanego kapitału rzeczowego z procentem od np. lokat lub obligacji rządowych. W skali sektora rolnictwa natomiast procesy te są bardziej widoczne i stanowi to przedmiot uwagi w całej pracy.

Podstawowe prawidłowości na rynku czynników produkcji, jeśli chodzi o kształtowanie ceny w relacji do popytu na nie, jak i ich podaży, są dość proste, tak jak sam mechanizm rynkowy⁷.

Przyjmijmy następujące oznaczenia:

- L – czynnik pracy,
- K – czynnik kapitału,
- Z – czynnik ziemia,
- c_L – cena czynnika pracy,
- c_K – cena czynnika kapitału,
- c_Z – cena czynnika ziemia,
- D – popyt na dany czynnik,
- S – podaż danego czynnika.

Podstawowe prawidłowości rynku czynników produkcji, w ujęciu analitycznym, odnoszące się do kształtowania się cen czynników są następujące. Cena (usługi) czynnika pracy, kapitału, czy nawet czynnika ziemi zmienia się względem rosnącego popytu najczęściej zgodnie z (por. Rembisz, Sielska; 2015)⁸:

$$\frac{\partial c_L}{\partial L^D} > 0, \text{ oraz } \frac{\partial c_K}{\partial K^D} > 0 \quad (1.1)$$

⁷ Mechanizm rynkowy jest tak prosty i efektywny, że nie myśli się o tym, tak jak nie myśli się o powietrzu, jak zauważył to kiedyś M. Friedman. Mechanizm rynkowy ustalania cen prowadzi zgodnie z tym klasykiem do najefektywniejszego ich wykorzystania w produkcji (do najtańszych metod produkcji), czyli zgodnie z naszą linią rozumowania; Friedman M. (1994), *Wolny wybór*. Aspekt, Sosnowiec.

⁸ Rembisz W., Sielska A. (2015), *Mikroekonomia...*, op. cit.

Oczywiście dla malejącego popytu na dany czynnik produkcji cena jego z założenia winna się zmniejszać, np. dla czynnika pracy: $\frac{\partial c_L}{\partial L^D} < 0$.

Przy pewnych ograniczeniach (np. natury regulacyjno-prawnej i innych) mamy dla czynnika ziemia:

$$\frac{\partial c_Z}{\partial Z^D} > 0 \quad (1.2)$$

dla rosnących: ($\partial L > 0, \partial K > 0, \partial Z > 0$).

Względem rosnącej podaży tych czynników ich ceny i ceny ich usług zmieniają się najczęściej zgodnie z⁹:

$$\frac{\partial c_L}{\partial L^S} < 0 \text{ oraz } \frac{\partial c_K}{\partial K^S} < 0 \quad (1.3)$$

Niemalże identycznie, dla czynnika ziemia:

$$\frac{\partial c_Z}{\partial Z^S} < 0 \quad (1.4)$$

przy: ($\partial L > 0, \partial K > 0, \partial Z > 0$).

A względem malejącej podaży, co jest realnym przypadkiem w rzeczywistości rolnictwa w obecnym okresie, zwłaszcza czynników pracy i ziemi, cena usług tych czynników zmienia się wedle:

$$\frac{\partial c_L}{\partial L^S} < 0 \text{ oraz } \frac{\partial c_Z}{\partial Z^S} < 0 \quad (1.5)$$

przy: ($\partial L < 0, \partial Z < 0$).

Występuje więc mechanizm zwiększania ceny przy rosnącym popycie oraz jej zmniejszania przy rosnącej podaży i odwrotnie. W efekcie ustala się cenę równowagi c_L^* , co w uproszczeniu możemy zilustrować następującym zapisem¹⁰:

$$c_L^S \Rightarrow c_L^* \Leftarrow c_L^D \quad (1.6)$$

dla danego okresu t oraz podaży S i popytu D . W kolejnych iteracjach, niejako zgodnie z walrasowskim mechanizmem aukcjonera, następują zachwiania i przywracanie równowagi, dla innych poziomów cen usług czynników produkcji. Z punktu widzenia naszej analizy nie to jest istotne. Znaczenie ma wpływ tak ustalonej ceny usług czynnika na produktywność czynnika i wynikający z tego poziom wynagrodzenia danego czynnika, do czego wracamy dalej.

⁹ W ogólniejszym ujęciu mamy: $c_K = \frac{1}{K_t}$, gdzie: każdy wzrost podaży czynnika (tu czynnika kapitału rzeczowego) prowadzi do spadku jego ceny, co jest równoznaczne z zapisami powyżej.

¹⁰ Zapis 1.6 można również konsekwentnie wprowadzić dla czynnika kapitału i ziemi.

Zatem ustalony na rynku czynników produkcji poziom równowagi, czyli poziom ceny danych czynników (i w rezultacie ceny ich usług), ma wpływ na ich poziom zatrudnienia, stopień wykorzystania (efektywność produkcji) i wynagrodzenia u producentów rolnych. Są to wynagrodzenia czynników, u których podstaw jest płaca, zysk i renta. To warunkuje dochody rolników jako konsumentów. Wpływa też na ich wydatki na usługi czynników produkcji jako producentów i określa wielkość popytu na czynniki produkcji (por. Rembisz, Sielska, 2015 s. 84)¹¹. Ten skomplikowany układ wynika – jak wiadomo – stąd, że rolnik jest jednocześnie pracobiorcą i pracodawcą. Niemniej podlega to w swej istocie takim samym prawom rynku czynników, jak w odniesieniu do wszystkich producentów.

Mechanizm rynkowy kształtuje również relacje cen czynników, w tym wzajemną relację np. czynnika pracy i kapitału oraz tego ostatniego do ceny ziemi:

$$\frac{c_L}{c_K}; \frac{c_K}{c_Z}. \quad (1.7)$$

Proporcja ta (1.7) ma wpływ na relacje produktywności czynników zaangażowanych u rolników jako producentów i finalnie wpływa na relacje co do poziomu wynagrodzenia czynników, wymuszając określony poziom ich produktywności zarówno w sensie absolutnym, jak i relatywnym (tj. we wzajemnej relacji do pozostałych czynników produkcji).

Zależności te są odwzorowywane na określonej krzywej izokwenty dla przyjętej funkcji produkcji, czego tutaj nie będziemy rozwijać ani ilustrować empirycznie. Zależności te są wzmacniane lub osłabiane, najczęściej przez politykę rolną jako klasyczne uwarunkowanie egzogenne oraz uwarunkowania makroekonomiczne, w tym np. warunki odnoszone do stopy procentowej. Wzrost np. stopy procentowej zwiększa bowiem wymogi co do produktywności czynnika kapitału jak i czynnika ziemi, których wynagrodzenia, tj. zysk oraz renta, są siłą rzeczy odnoszone (komparatywnie) do stopy procentowej.

1.2. Cena czynnika produkcji i jej związek z produktywnością

Jak wspomniano, ostateczne wynagrodzenie usług czynników produkcji zaangażowanych w proces produkcji określa wskaźnik produktywności danego czynnika produkcji. Jest to czynnik endogeniczny. Cena usług czynnika produk-

¹¹ Rembisz W., Sielska A. (2015), *Mikroekonomia...*, op. cit.

cji jest natomiast czynnikiem egzogenicznym indukującym czynnik endogeniczny. Ten ostatni, czyli wynagrodzenie, określony jest przez produktywność danego czynnika. Zakładamy, że te dwie wielkości wzajemnie na siebie oddziałują. Wynagrodzenia nie mogą zasadniczo odbiegać od poziomu cen usług tych czynników kształtowanych na rynku. To zaś, w zależności od relacji ceny do wynagrodzenia, wpływa lub nie na przymus poprawy ich produktywności. Wynika to wprost z mechanizmu regulacyjnego rynku i wyboru producenta, z jego warunków równowagi (por. Rembisz, Sielska, 2015)¹².

Mowa jest tu o produktywności z ostatniej jednostki czynnika, a więc produktywności krańcowej, która kształtuje się, czy powinna się kształtować, na poziomie zbliżonym do ceny rynkowej danego czynnika¹³. Wykorzystując rachunek różniczkowy, zależności te dla czynnika pracy i kapitału, wynikające z wyboru producenta i określające jego równowagę, można przedstawić w następujący sposób:

$$\frac{\partial y}{\partial L} = c_L, \quad (1.8)$$

$$\frac{\partial y}{\partial K} = c_K, \quad (1.9)$$

gdzie:

y – produkcja rolnicza,

$\frac{\partial y}{\partial L}$ – krańcowa produktywność czynnika pracy,

$\frac{\partial y}{\partial K}$ – krańcowa produktywność czynnika kapitału.

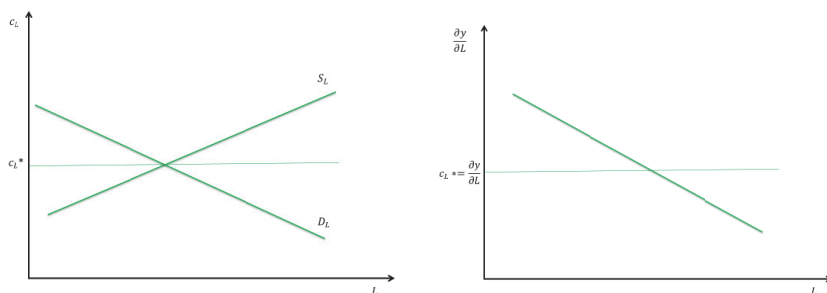
pozostałe oznaczenia jak wyżej.

Na tak ustalone wynagrodzenie czynnika produkcji ma wpływ, tak jak wskazywaliśmy wyżej (i w odnośniku), uwarunkowanie egzogeniczne, czyli cena tego czynnika ustalona na jego rynku. Przyjmując zasadę *ceteris paribus*, można to zilustrować za pomocą rysunków 1 oraz 2.

¹² Rembisz W., Sielska A. (2015), *Mikroekonomia...*, op. cit.

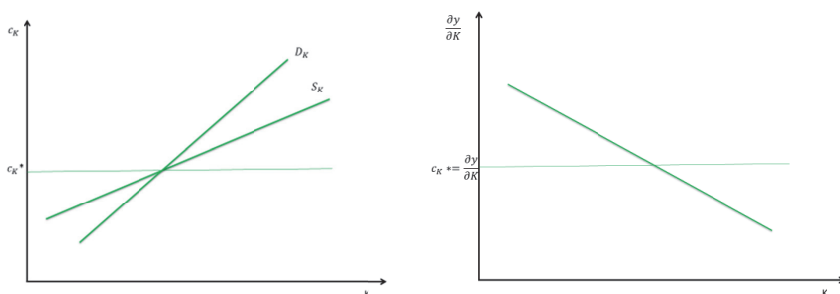
¹³ Jest to zagadnienie alokacji w modelu warlasowskiej równowagi, gdzie producenci nie mając wpływu na swoje produkty, dostosowują wykorzystanie zaangażowanych czynników produkcji stosownie do ich cen, odpowiednio je wykorzystując, by produktywność co najmniej pokrywała ich cenę (wynagrodzenie). Prowadzi do sytuacji tzw. zysków zerowych, a więc stanu równowagi ogólnej.

Rysunek 1. Relacja między ceną czynnika pracy a jego wydajnością krańcową



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2. Relacja między ceną czynnika kapitału a jego wydajnością krańcową



Źródło: opracowanie własne.

Jak widać, ustalona na rynku cena równowagi usług czynnika produkcji hipotetycznie powinna być w związku z produktywnością krańcową danego czynnika (powinna te produktywność określać czy wymuszać). W istocie producent wynagrodzenie czynnika produkcji określa w sferze racjonalnego gospodarowania¹⁴, czyli od punktu zrównania się produktywności krańcowej i przeciętnej czynnika przy *ceteris paribus*, co między innymi dotyczy czynnika egzogenicznego, jakim są ceny produktu. Mamy więc¹⁵:

¹⁴ Wynika to z przedstawionego wyżej warunku *zero profit conditions* oraz w sensie technicznym określane jest w analizie funkcji produkcji dla wyznaczania stref racjonalnego gospodarowania, a także przedziałów zmienności elastyczności produktu względem wzrostu nakładów; por. Rembisz W., Sielska A. (2012), *Mikroekonomiczna funkcja produkcji – właściwości analityczne wybranych jej postaci*, Vizja Press&It, Warszawa.

¹⁵ Zakładając postać liniową funkcji produkcji.

$$c_L^* \Rightarrow D_L \approx \frac{\partial y}{\partial L} = \frac{y}{L} \quad (1.10)$$

gdzie:

D_L – wynagrodzenie czynnika pracy (endogenne).

Należy to traktować jako punkt odniesienia w ocenie realnych procesów z punktu widzenia efektywności relacji czynników produkcji występujących w rolnictwie.

1.3. Pojęcie czynników egzogenicznych

W celu określenia interesujących nas czynników egzogenicznych wyjdziemy od efektywności produkcji (EP) ujętej w cenach bieżących, co nazywane jest jako efektywność ekonomiczna lub nawet opłacalność (nie są tu jednak uwzględnione koszty nie będące nakładami czynników, jak np. podatki i inne obciążenia).

Można to ująć jako iloraz między przychodem a kosztem zastosowania czynników wytwórczych, czyli czynnika kapitału rzeczowego, pracy oraz ziemi dla danego poziomu produkcji rolniczej w skali producenta lub rolnictwa w cenach bieżących (Bezat-Jarzębowska, Rembisz, 2013)¹⁶:

$$EP = \frac{p_i y_i}{K_i c_K + L_i c_L + Z_i c_Z} \quad (1.11)$$

gdzie:

i – indeksem oznaczono producenta rolnego,

p – ceny produktów rolnych,

c_K – cena czynnika kapitału,

c_L – cena czynnika pracy,

c_Z – cena czynnika ziemi.

Pomijamy subskrypt czasu t .

Cena czynnika w istocie oznacza cenę za usługi danego czynnika w procesie produkcji, co jest pojęciem znanym w ruchu okrężnym, wyznaczana na rynku niezależnie od producenta.

¹⁶ Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2013), *Ekonomiczny mechanizm kształtowania dochodów producentów rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.

W warunkach równowagi konkurencyjnej na rynku produktów i zakładając jednorodność funkcji w danym czasie zamiast powyższego wzoru mamy¹⁷:

$$p_i y_i = K_i c_K + L_i c_L + Z_i c_Z \quad (1.12)$$

Obustronne zlogarytmowanie powyższego wyrażenia umożliwia przybliżony zapis¹⁸ efektywności produkcji w sensie wartościowym w postaci sumy:

$$\ln p_i + \ln y_i \approx \ln K_i + \ln c_K + \ln L_i + \ln c_L + \ln Z_i + \ln c_Z \quad (1.13)$$

Wyznaczenie pochodnych cząstkowych oraz pominięcie indeksów czasu pozwala na zapis w postaci:

$$\frac{\partial y}{y} - \left\{ \frac{\partial K}{K} + \frac{\partial L}{L} + \frac{\partial Z}{Z} \right\} = \left\{ \frac{\partial c_K}{c_K} + \frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_Z}{c_Z} \right\} - \frac{\partial p}{p} \quad (1.14)$$

gdzie:

∂ – przyrost (pochodna cząstkowa) danej zmiennej.

Analizując powyższą równość, można dokonać jej podziału (Bezat-Jarzębowska, Rembisz, 2016)¹⁹.

Lewa strona powyższego równania odpowiada za czynniki endogeniczne, konwencjonalne, zależne od producentów rolnych w sensie podejmowanych przez nich wyborów dla maksymalizacji własnej funkcji celu. Czynniki te związane są z efektywnością produkcji i jej zmianami w sensie *TFP* :

$$\frac{\partial y}{y} - \left\{ \frac{\partial K}{K} + \frac{\partial L}{L} + \frac{\partial Z}{Z} \right\} \cong \Delta TFP \quad (1.15)$$

¹⁷ Odpowiada to warunkom *zero profit conditions*, tak jak wskazywaliśmy.

¹⁸ Jest to pewnego rodzaju przybliżenie, przy założeniu, że mamy do czynienia z sumą jednoczynnikowych funkcji produkcji postaci: $p_1 y_1 = K_1 c_K$, $p_2 y_2 = L_1 c_L$ oraz $p_3 y_3 = Z_1 c_Z$, zaś $p_i y_i = \sum_{i=1, \dots, 3} p_i y_i$, czyli równość (1.13) jest przybliżeniem obustronnego zlogarytmowania (1.12) przy założeniu sumy jednoczynnikowych funkcji produkcji.

¹⁹ Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2016), *Techniki wytwarzania...*, op. cit.

Te relacje, jako endogeniczne, pomijamy w dalszej analizie (były przedmiotem analizy w monografii poprzedniej; Bezat-Jarzębowska, Rembisz; 2016)²⁰.

Czynniki wyszczególnione po prawej stronie równania (1.15) to czynniki egzogeniczne nas interesujące. Są to relacje cen produktów (ceny uzyskiwane czy otrzymywane) do cen czynników produkcji (w istocie ich usługi z danego zaangażowania czynnika) określanych na rynku czynników produkcji w sposób jak pokazaliśmy wyżej (odpowiada to istocie nożyc cenowych, xp):

$$\left\{ \frac{\partial c_K}{c_K} + \frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_Z}{c_Z} \right\} - \frac{\partial p}{p} = xp. \quad (1.16)$$

Czynnik egzogeny to w myśl powyższych równań relacja cen produktu i usług czynników produkcji. Interesujące dla nas są również relacje między cenami czynników produkcji. Producent rolny nie ma na nie wpływu. W neoklasycznym ujęciu mówi się, że producent jest cenobiorcą, także jeśli idzie o ceny usług czynników produkcji, gdy spełnione są warunki równowagi konkurencyjnej. Nie trzeba wielkiego wysiłku dla dowodu, żeby przyjąć, iż w przypadku producentów rolnych (gospodarstw indywidualnych) ten warunek jest spełniony. Akcja, tj. zakup w większej lub mniejszej ilości czynnika kapitału czy zatrudnienie czynnika pracy przez pojedynczego producenta rolnego, nie ma żadnego, czy lepiej – nie ma absolutnie żadnego wpływu na stan równowagi na rynku tych czynników, czyli na ceny ich usług.

Analiza formuły (1.14) pozwala na uwagę, iż między czynnikami endogennymi i egzogennymi w istocie występują relacje substytucyjne. Dotyczy to nie tylko relacji zmian efektywności produkcji do zmian cen usług czynników w stosunku do cen produktów (nożyc cen). Odnosi się to też do relacji parami zmian zaangażowania danego czynnika i zmian jego ceny dla danych przychodów (iloczynu stopy wzrostu produkcji i cen produktów)²¹:

$$\left\{ -\frac{\partial K}{K} - \frac{\partial L}{L} - \frac{\partial Z}{Z} \right\} = \left\{ \frac{\partial c_K}{c_K} + \frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_Z}{c_Z} \right\} \quad (1.17)$$

Poszczególne pary relacji substytucyjnych to:

$$-\frac{\partial L}{L} = +\frac{\partial c_L}{c_L}; \quad -\frac{\partial Z}{Z} = +\frac{\partial c_Z}{c_Z}; \quad \text{oraz} \quad +\frac{\partial K}{K} = -\frac{\partial c_K}{c_K} \quad (1.18)$$

Relacje te będą przedmiotem dalszych dociekań empirycznych.

²⁰ Ibidem.

²¹ Mamy bowiem: $\left\{ \frac{\partial K}{K} + \frac{\partial L}{L} + \frac{\partial Z}{Z} \right\} - \left\{ \frac{\partial c_K}{c_K} + \frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_Z}{c_Z} \right\} = \frac{\partial p}{p} + \frac{\partial y}{y}$ dla $\frac{\partial p}{p} + \frac{\partial y}{y} = n$ – stałej.

Przy założeniu o występowaniu warunków równowagi konkurencyjnej na rynku produktów wytwarzanych i sprzedawanych przez producentów rolnych dla każdego z nich cena jest dana. Jest on tak samo (czy przede wszystkim) tu cenobiorcą. Jeśli cena produktu jest daną, zatem jest zmienną stałą (linią horyzontalną dla producenta) w danym okresie. W powyższym zapisie mamy więc:

$$\frac{\partial p_t}{p_t} = 0 \quad (1.19)$$

oraz

$$\frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_K}{c_K} + \frac{\partial c_Z}{c_Z} = xp \quad (1.20)$$

Ilorazy różnicowe, stopy zmian cen usług czynników produkcji po lewej stronie powyższego wyrażenia to czynniki egzogeniczne. W takim ujęciu ich wpływ na relacje zaangażowania odpowiadających im czynników wytwórczych jest przedmiotem analizy w dwóch dalszych rozdziałach. Nie analizujemy wpływu na produktywność czynników.

Powyższy zapis i interpretacja to w jakimś sensie podstawa metodologiczno-teoretyczna używanego w tej pracy pojęcia czynników egzogenicznych. Doprecyzować można, że przy warunkach równowagi konkurencyjnej na rynku dóbr, czyli wtedy, gdy producent nie ma wpływu na cenę swojego produktu, jedynie znaczenie mają relacje cen usług czynników produkcji, których kształtowanie omówiliśmy wyżej i zdefiniowaliśmy jako czynnik egzogeniczny. Wymuszają one zmiany relacji zastosowanych czynników, czyli technik wytwarzania (produkcji) oraz ich wynagrodzenia poprzez ich produktywności. Procesy te są zresztą ze sobą zespolone.

Pojęcie czynnika egzogenicznego można też rozszerzyć, bazując na nieco inaczej ujętej funkcji produkcji, co zaproponowane zostało przez Fuglie i in. (2012)²². Dokonano tu podziału czynników produkcji na konwencjonalne i niekonwencjonalne. Czynniki (czy warunki) konwencjonalne określane są jako wewnętrzne dla danego producenta (endogenne i materialne, jak np. czynniki ziemia, praca, kapitał), zaś czynniki niekonwencjonalne to czynniki egzogenne (zewnętrzne), jak przykładowo zmiany klimatyczne, postęp techniczny (zapewne indukowany w sensie Hayami-Ruutana), infrastruktura społeczna, wiedza i jej upowszechnianie. To jest niejako rozszerzenie pojęcia czynników egzogenicznych mających wpływ na wybory producenta rolnego. Tego zagadnienia

²² Fuglie K.O., Wang S.L., Ball V.E. (2012). *Productivity Growth in Agriculture: An International Perspective*, CABI.

w obecnym etapie analizy nie podejmujemy. Nawiązujemy do tego, by nakreślić szerszy kontekst pojęcia egzogeniczności. Funkcje produkcji w sygnalizowanym ujęciu dla analizowanego okresu t można zapisać w następujący sposób (por. Bezat-Jarzębowska, Rembisz, 2015)²³:

$$y = f(X, NX) \quad (1.21)$$

gdzie:

X – czynniki konwencjonalne (endogeniczne),

NX – czynniki niekonwencjonalne (egzogeniczne).

Analitycznie funkcję produkcji postaci (1.22) dla czynników konwencjonalnych i niekonwencjonalnych można zapisać jako:

$$f(X, NX) = h(X) + g(NX) \quad (1.22)$$

gdzie:

$h(X)$ – czynniki konwencjonalne (endogeniczne),

$g(NX)$ – czynniki niekonwencjonalne (egzogeniczne).

Tak zaproponowane podejście do funkcji produkcji łączy się też nieodzownie z koncepcją efektywności produkcji w formule *TFP* (ang. *Total Factor Productivity*). W ujęciu klasycznym *TFP* definiowane jest jako (por. Rembisz, 2008)²⁴ relacja funkcyjna produkcji do konwencjonalnych (endogenicznych) i zagregowanych czynników produkcji (ujętych w sposób uogólniony), uwzględniających jednak efekt wpływu czynników egzogenicznych.

Wskazane zależności posiłkując się przyjętą funkcją można przedstawić w następujący sposób (Fuglie i in., 2012)²⁵:

$$TFP = \frac{y}{h(X)} + g(NX) \quad (1.23)$$

Ze względu na fakt, że na efektywność produkcji, w rezultacie jako czynnik endogeniczny (bo zależny od producenta), w sensie ilościowym niejako składa się produktywność poszczególnych czynników produkcji, równanie *TFP* można

²³ Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2016), *Wprowadzenie do analizy inwestycji, produktywności, efektywności i zmian technicznych w rolnictwie*. IERiGŻ-PIB, Warszawa.

²⁴ Rembisz W. (2008), *Mikro- i makroekonomiczne podstawy wzrostu w sektorze rolno-spożywczym*, Vizja Press&IT, Warszawa.

²⁵ Fuglie K.O., Wang S.L., Ball V.E. (2012). *Productivity Growth...*, op. cit.

przedstawić w postaci sumy iloczynów produktywności poszczególnych czynników produkcji oraz ich wag:

$$TFP = a \frac{y}{K} + b \frac{y}{L} + c \frac{y}{Z} \quad (1.24)$$

gdzie:

a, b, c – wagi udziału w sumie nakładów,

y – produkcja producenta rolnego,

K – czynnik kapitału,

L – czynnik pracy,

Z – czynnik ziemi,

$\frac{y}{K}$ – produktywność czynnika kapitału,

$\frac{y}{L}$ – wydajność czynnika pracy,

$\frac{y}{Z}$ – produktywność czynnika ziemi.

Pozostałe przekształcenia jak wcześniej.

1.4. Ceny czynników produkcji jako czynnik egzogeniczny

Powyższe uwagi i konstatacje możemy pogłębić doprecyzowując znaczenie cen usług czynników produkcji jako czynnika egzogenicznego, tj. tych warunków, w tym przypadku konkretnych parametrów, jakimi są ceny, na które producent nie ma wpływu. W tym sensie i w klasycznym ujęciu oznacza to, przypominamy, że producent jest cenobiorcą, nie tylko jeśli idzie o ceny swoich produktów, ale też, czy przede wszystkim, z punktu widzenia naszej analizy, cenobiorcą, jeśli idzie o ceny usług czynników produkcji.

Wyodrębnienie warunków (1.15) oraz (1.16) umożliwia analizowanie zachowań producentów rolnych, w tym co do wyboru technik wytwarzania w sposób całościowy (po wprowadzeniu wskaźników struktury $\frac{K}{K+L} + \frac{L}{K+L} = 1$) bądź rozłącznie.

Jak podkreślamy podstawą rozważań w niniejszej pracy będzie wyłącznie prawa strona równania (1.14), czyli formuła (1.16), czyli relacje cen usług czynników produkcji. Zakładamy *implicite*, co wynika z założenia o równowadze konkurencyjnej i „cenobiorstwie” producenta, że ceny produktów, podobnie jak na poziomie producenta, także na poziomie sektorowym układają się wzdłuż

linii horyzontalnej²⁶. Przy tym, gdybyśmy poszli głębiej w analizie, ceny te mogą być kształtowane przez rynek bądź są ustalane na gruncie decyzji instytucjonalnych. Mogą być zatem obiektywne (kształtowane w wyniku działania prawa popytu i podaży) bądź subiektywne. Jakkolwiek ich wspólną cechą jest to, że nie są kształtowane przez producenta rolnego i są dane dla sektora w danym okresie badanym²⁷. Jest to istota czynnika egzogenicznego.

Z „egzogeniczności” formuły (1.16) wynika²⁸, że wzrost cen produktów (czego w zasadzie w większej części rozumowania nie zakładamy) może mieć też charakter kompensujący efekt kosztowy wywołany przez wzrost cen czynników wytwórczych. Wymagałoby to przyjęcia założenia o zerowym tempie wzrostu efektywności produkcji. Oznaczałoby to zniesienie możliwości wystąpienia efektywnościowej kompensacji niekorzystnych zmian relacji cen usług czynników produkcji do cen produktów. Z kolei w przypadku ujemnego tempa wzrostu efektywności (jej spadku) i przy wzroście cen czynników produkcyjnych ewentualny wzrost cen dóbr produkcyjnych będzie obciążony kompensacją w sposób podwójny – istnieć bowiem będzie konieczność równoważenia spadku efektywności i kosztowego efektu wzrostu cen czynników wytwórczych. Takie mechanizmy odpowiadają pojęciu inflacji pchanej przez koszty. Mogłoby to zwłaszcza występować, gdyby istniała formuła czy możliwość dostosowywania cen produktów do kosztów produkcji, co jest z oczywistych względów postulowane przez organizacje i związki rolników oraz przyjmowane przez część ekonomistów rolnych. Ta możliwość w naszym rozumowaniu jest z założenia odrzucona, na co wskazywaliśmy w jednym z ostatnich odnośników. W praktyce jednak może to mieć miejsce w postaci płatności bezpośrednich oraz wybranych programów interwencyjnych. Zastępuje to groźny dla gospodarki i konsumentów w szczególności bezpośredni mechanizm dostosowywania cen produktów do kosztów, powodując w istocie taki sam skutek: brak wyzwania przymusu poprawy efektywności produkcji jako czynnika endogenego.

²⁶ Na szczeblu mikroekonomicznym producenta rolnego, z uwagi na to, iż jest on cenobiorcą, a więc cena produktu jest dla niego stałą, to pochodna po cenie produktu jest równa zero, zatem wystarczające do określania czynnika egzogenicznego są relacje cen czynników produkcji.

²⁷ To założenie wymagałoby głębszych uzasadnień. Przyjmujemy tu np. że dla danego popytu, jako *de facto* ograniczenia wzrostu w rolnictwie, występuje względnie stały poziom cen dla sektora, niezależnie od występujących frykcji, i układu się horyzontalnie oraz ceny te nie podążają proporcjonalnie za ewentualnym wzrostem cen usług czynników produkcji (co mogłoby być szczególnym przypadkiem i do czego odnosimy się w tekście).

²⁸ Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2013), *Ekonomiczny...*, op. cit., s. 140-141.

Z kolei w sytuacji, gdy mamy do czynienia z dodatnim i zwiększającym tempem wzrostu efektywności procesu produkcyjnego (wymuszonym brakiem możliwości kompensacyjnego wzrostu cen) i który jest większy od efektu kosztowego wzrostu cen usług czynników wytwórczych skutkującego rosnącym kosztem produkcji, to nie istnieje konieczność podnoszenia cen produktów rolniczych²⁹. Dochody producentów rolnych mogą nawet rosnać przy spełnionym warunku:

$$\frac{\partial p}{p} = 0 \quad (1.25)$$

Wariant ten jest sytuacją pożądaną zarówno przez konsumentów (brak wzrostu cen dóbr konsumpcyjnych pochodzenia rolnego), jak i producentów (wzrost dochodów, który wynika z procesów poprawy efektywności), i nie obciąża kosztami dopłat podatnika. Dzieje się tak ze względu na występowanie *implicite* następujących zależności:

$$\frac{\partial y}{y} - \frac{\partial K}{K} \Rightarrow \frac{\partial c_K}{c_K} \quad (1.26)$$

oraz

$$\frac{\partial y}{y} - \frac{\partial L}{L} \Rightarrow \frac{\partial c_L}{c_L} \quad (1.27)$$

Morfologia tempa poprawy efektywności wytwarzania określona jest przez relację tempa zmiany produktywności czynnika kapitału (lewa strona implikacji 1.26) oraz tempa wzrostu wydajności czynnika pracy (lewa strona implikacji 1.27). Zakładając w dalszej konsekwencji, że nie następuje poprawa, czy jest stagnacja efektywności produkcyjnej, czyli lewa strona równania (1.14) jest równa zero, wówczas otrzymujemy:

$$\frac{\partial p}{p} \Leftarrow \frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_K}{c_K} \quad (1.28)$$

²⁹ Przymus poprawy efektywności to najistotniejsze dla wzrostu ogólnego dobrobytu także w rolnictwie w oparciu o naturalne mechanizmy regulacji rynkowej, które prowadzą do poprawy efektywności produkcji.

Odwrócona implikacja (1.28) obrazuje proces „pchania” cen produktów przez koszty (inflację podażową, gdzie ceny są pchane przez koszty³⁰). Wzrost cen produktów „pchany” jest przez wzrost cen czynników produkcji, czyli interesującą nas relację, którą w całej monografii określamy jako czynnik egzogeny.

Ten mechanizm zwracający uwagę na proces kompensowania kosztowego skutku wzrostu cen czynników produkcyjnych za pomocą wzrostu cen produktów, przy założeniu *ceteris paribus* co do tempa poprawy efektywności procesu produkcyjnego możliwy jest do uzyskania w warunkach pełnego monopolu bądź na rynku niekonkurencyjnym. Jest to prawdziwe z perspektywy pojedynczego podmiotu, jakim jest producent rolny³¹. W przypadku rynku zrównoważonego mechanizm ten nie ma prostego przełożenia na osiągnięcie nowej równowagi popytu i podaży dóbr produkcyjnych, stąd źródeł wzrostu dochodów należałoby szukać w wielokrotnie już wskazywanej potrzebie poprawy efektywności gospodarowania, w tym w skuteczności zarządzania ryzykiem cenowym.

Przedstawiona zależność (1.28) ma daleko idące konsekwencje polityczne. Pokazuje ona bowiem, że ceny otrzymywane na rynku dostosowują się do zmiany kosztów czynników produkcyjnych. Oznacza to stały wzrost cen produktów konsumpcyjnych pochodzenia rolnego. Jest powszechnie akceptowanym „narzędziem” roszczeń cenowych, które wciąż znajdują wyraz w „usprawiedliwionej” interwencji rynkowej głoszącej program wzrostu oraz ochrony dochodów producentów rolnych.

³⁰ Stąd odwrócony zapis implikacji.

³¹ W przypadku dość jednorodnego rynku, jakim jest konkretny produkt rolny rolnictwo jako sektor jest w istocie monopolistą, znaczenie importu jest tu różne dla przełamania tego, inne na rynku np. jabłek, inne na rynku drobiu itp.

Rozdział II

Relacje cen czynników produkcji

W tym rozdziale omówimy ujęty wyżej i oczywisty czynnik egzogeniczny, jakim dla producentów rolnych i całego sektora są ceny czynników produkcji i ich relacje. Pomijamy w analizie ich relacje do cen produktów przyjmując je jako dane. Zanalizujemy parami poziomy tych cen i ich zmiany w relacji do zaangażowania czynników produkcji w sektorze. Pokażemy wpływ tych relacji na wybór producenta rolnego i w rezultacie w całym sektorze w ujęciu analitycznym. Wybór ten odnosi się do technik wytwarzania, czyli relacji zaangażowanych czynników produkcji. *Implicite*, i to jest założeniem czy hipotezą badawczą, wybór ten jest implikowany przez relacje cen czynników produkcji. Empirycznie odnosimy to do skali sektora.

2.1. Ujęcie teoretyczne

Dla przypomnienia wrócimy do przyjętej zależności (1.16) postaci $\left\{ \frac{\partial c_K}{c_K} + \frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_Z}{c_Z} \right\} - \frac{\partial p}{p} = xp$. Otrzymane zależności to indeksy najważniejszych parametrów ekonomicznych dla producenta rolnego. Są one, jak wskazywaliśmy wyżej, czynnikiem egzogenicznym dla producentów rolnych. Odpowiada to temu, iż w istocie producenci rolni jako sektor są cenobiorcami. Układ zmian nożyc cen może być rezultatem zarówno samoregulującego mechanizmu rynkowego, jak również efektem określonych polityk, w tym nawet działań interwencyjnych. Ich więc kształtowanie się, po pierwsze, warunkowane jest prawami popytu i podaży (są one w tym sensie obiektywne i z góry dane dla producenta). Mogą być również ustalane przez instytucje i w tym sensie stanowią efekt ich oddziaływania w ramach określonych instrumentów polityki rolnej w sposób bezpośredni i pośredni.

Zgodnie z wykładnią Jovensa producenci dostosowują się do cen, a nie odwrotnie. Producenci dostosowują swoje indywidualne koszty warunkowane przez relację produktywności zastosowanych czynników do ich wynagrodzeń (cen) oraz w rezultacie dostosowują się do danych cen produktów dla nich stałych, tak jak to pokazaliśmy wyżej. Relacja ta nie jest przechodnia, tzn. trudno liczyć, by ceny produktów dostosowywały się do kosztów produkcji, choć to ma miejsce w postaci określonych programów wsparcia czy bezpośrednich działań,

np. zakupów interwencyjnych w ramach polityki rolnej. Te kwestie pozostawiamy na boku. Dla nas, z punktu widzenia tej analizy, istotne jest to, że ważną rolę w tym procesie wyborów producentów rolnych i w rezultacie w całym sektorze co do proporcji zaangażowania czynników produkcji odgrywa relacja ich cen.

Producenci rolni dostosowują się do relacji cen czynników przy danych cenach produktów dzięki poprawie efektywności produkcji, w tym produktywności poszczególnych czynników, zatem następuje to poprzez czynniki endogeniczne. Relacje cen czynników produkcji i ich zmiany nie są bowiem zależne od producenta rolnego. Nożyce cenowe, bez względu na to, czy mamy do czynienia z warunkami równowagi konkurencji oraz pełną regulacją rynkową daną przez „niewidzialną rękę” Smitha, czy też z cenami określonymi w procesie interwencji czy innych uwarunkowań administracyjnych, zawsze będą miały charakter egzogeniczny dla producenta rolnego.

Dla pełnego zrozumienia powyższych rozważań załóżmy, podobnie jak w poprzednim rozdziale, że czynniki endogenne (por. 1.16) można utożsamić z efektywnością produkcji. Poprawa efektywności produkcji może nastąpić poprzez efektywną substytucję zatrudnienia czynnika pracy poprzez zwiększenie zaangażowania czynnika kapitału³² oraz poprzez nieucieleśnione formy postępu, takie jak innowacje i wiedzę, sprawność zarządzania i ogólny postęp biologiczno-przyrodniczy itp. W sytuacji, gdy nie następuje poprawa efektywności produkcji, warunkiem poprawy opłacalności produkcji przedmiotem uwagi stają się uwarunkowania rynkowe (egzogenne). Takie restrykcyjne założenie oznacza w istocie neutralny wpływ czynnika efektywnościowego na opłacalność produkcji, co zawsze jest złą wiadomością dla oceny racjonalności gospodarowania. Zwłaszcza, gdy efekty kosztowe wzrostu cen czynników produkcji muszą być kompensowane przez wzrost cen produktów.

Mamy zatem do czynienia z możliwością równoważenia wzrostu kosztów z tytułu wzrostu cen czynników wytwórczych poprzez wzrost cen produktów³³. Przekształcając zatem równanie (1.16), zobrazować można „pchanie” cen pro-

³² Rembisz W. (2005), *Wynagrodzenie czynników wytwórczych w gospodarstwach rolnych*. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, nr 4, Warszawa: IERiGŻ-PiB, s. 24-43.

³³ Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2015), *Endo- i egzogenne źródła wzrostu gospodarczego w rolnictwie – zarys problematyki*. Roczniki Naukowe SERiA, t. 17, z. 6, s. 19-24.

duktów przez koszty³⁴ wynikające ze wzrostu cen płaconych za usługi czynników produkcji³⁵:

$$\frac{\partial p}{p} \leftarrow \left\{ \frac{\partial c_K}{c_K} + \frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_Z}{c_Z} \right\} \quad (2.1)$$

Zakładając zerowe tempo poprawy efektywności produkcji, implikacja (2.1) wskazuje na konieczność kompensowania kosztowego wzrostu wynagrodzenia czynnika pracy i czynnika kapitału (*implicite* indukowanego przez egzogeny wzrost cen usług tych czynników)³⁶, poprzez wzrost cen produktów rolnych. Przy czym możliwości takiej transmisji efektu kosztowego na ceny finalne na rynkach charakteryzujących się równowagą konkurencyjną są ograniczone (zarówno na rynku polskim, jak i w większości krajów UE). Transmisja taka możliwa jest tylko w przypadku rynku, na którym producent rolny byłby cenotwórcą, a nie ceno-biorcą (np. monopol, rynki oligopolistyczne, kartele cenowe). Wzór powyższy ma swoją logikę głównie w odniesieniu do sektora jako zbioru producentów rolnych. Wtedy pchanie cen produktów przez ceny czynników jest możliwe, co nie zmienia faktu, iż każdy z producentów rolnych jest w istocie ceno-biorcą, bo nawet wyższa cena będąca wynikiem tego procesu jest dla niego dana, a nie jest przez niego ustalana. Odnosi się to jednak do poziomów, a nie stóp wzrostu. Niemniej możemy przyjąć, iż w skali całego sektora też nie ma możliwości wzrostu cen produktów, stąd lewa strona powyższej zależności się zeruje: $\frac{\partial p}{p} = 0$, a przedmiotem uwagi są zmiany cen czynników produkcji i ich relacji:

$$\frac{\partial c_K}{c_K} : \frac{\partial c_L}{c_L} : \frac{\partial c_Z}{c_Z} \quad (2.2)$$

Ceny tych czynników są przedmiotem dalszej uwagi w relacji do zastosowań czynników produkcji, a właściwie do poziomu usług tych czynników i zmian ich relacji.

³⁴ W przypadku gospodarstw rolnych koszt czynnika pracy związany jest z jego wynagrodzeniem.

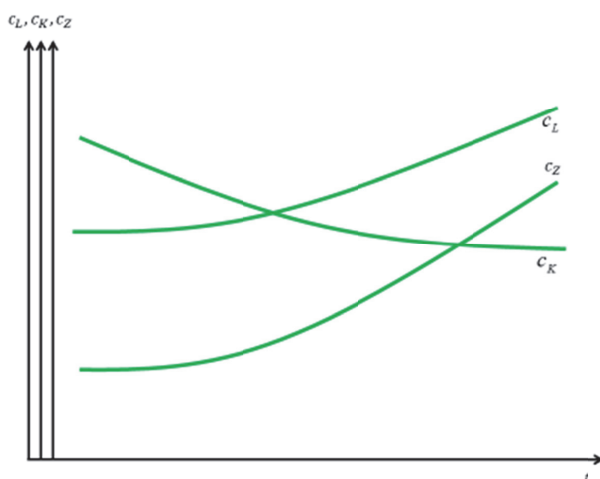
³⁵ Bezat – Jarzębowska A., Rembisz W. (2015), *Wprowadzenie do analizy inwestycji, produktywności, efektywności i zmian technicznych w rolnictwie*, op. cit. s. 24-25.

³⁶ Dla uproszczenia rozważań pominięto cenę czynnika ziemi.

2.2. Hipotetyczna relacja ceny czynnika kapitału, pracy i ziemi

Konsekwencją przyjętych w rozdziale II założeń co do kształtowania się cen czynnika pracy oraz czynnika kapitału jest hipotetyczny rysunek 3. Przedstawia on stosunek cen nakładów czynników produkcji – cenę czynnika pracy, którego wynagrodzenie wzrasta, oraz czynnik kapitału, który staje się coraz tańszy oraz cenę czynnika ziemi. Ujęta jest też hipotetyczna zmiana ceny czynnika ziemi. W istocie odnosić to można do cen usług tych czynników w procesie produkcji.

Rysunek 3. Hipotetyczne założenie co do kształtowania się ceny czynnika kapitału, czynnika pracy oraz czynnika ziemi



Źródło: opracowanie własne.

Takie założenia hipotetyczne co do cen czynników znajdują uzasadnienie w znanych teoriach i obserwacjach wzrostu i rozwoju gospodarczego, i wynikających stąd relacjach rzadkości tych czynników produkcji. Czynnika ziemi w naturalny sposób, w związku z pozarolniczym popytem na jego użytkowanie, urbanizacja, budownictwo mieszkaniowe, uprzemysławianie, serwisyzacja, rekreacja, ochrona środowiska itp. staje się coraz rzadszy. Tak samo pozarolniczy popyt na czynnik pracy w miarę rozwoju gospodarczego nie wymaga żadnych uzasadnień, bo jest faktem. W miarę zaś rozwoju gospodarczego podaż czynnika

kapitału rzeczowego możliwego do wykorzystania rośnie. Pogłębianie tego wątku pozostawiamy na boku.

2.3. Funkcja celu i warunek równowagi producenta, a ceny czynników produkcji

Producenta rolnego można potraktować jak każdego przedsiębiorcę, którego celem jest maksymalizacja funkcji zysku (w ekonomice rolnictwa przyjęło się jednak, że tą funkcją jest maksymalizacja dochodu). Zadanie to polega na optymalizacji zatrudnienia czynników wytwórczych³⁷. Funkcję dochodu D dla i -tego producenta rolnego można zapisać jako:

$$D_i = py_i - (K_i c_K + L_i c_L) \quad (2.3)$$

zaś jego maksymalizację dla danego poziomu produkcji y określa zadanie poszukiwania maksimum:

$$\max_y D_i = \max_y [py_i - (K_i c_K + L_i c_L)] \quad (2.4)$$

Rozwiązaniem (2.4) jest, zgodnie z rachunkiem analizy matematycznej, przyrównanie pierwszej pochodnej wyrażenia zawartego w nawiasie kwadratowym do zera:

$$[py_i - (K_i c_K + L_i c_L)]' = 0 \quad (2.5)$$

czyli:

$$(py_i)' - (K_i c_K + L_i c_L)' = 0 \quad (2.6)$$

Finalnie (2.6) można zapisać w postaci równości:

$$(py_i)' = (K_i c_K + L_i c_L)' \quad (2.7)$$

³⁷ Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2013), *Ekonomiczny mechanizm...*, op. cit., s. 71.

Przy założeniu ciągłości i różniczkowalności funkcji przychodu i kosztu zastosowania (usług) czynników produkcji w całej dziedzinie mamy:

$$(py_i)' = \partial y_i p - \text{pochodna przychodu całkowitego (2.8)}$$

$$(K_i c_K + L_i c_L)' = \partial K_i c_K + \partial L_i c_L - \text{pochodna kosztu całkowitego (2.9)}$$

która jest jednocześnie kosztem krańcowym.

Równość (2.7) przyjmuje zatem postać:

$$\partial y_i p = \partial K_i c_K + \partial L_i c_L. (2.10)$$

Korzystając z warunku równowagi na rynku o równowadze konkurencyjnej (utarg krańcowy równy jest cenie produktu), otrzymujemy:

$$(py_i)' = \partial y_i p = p (2.11)$$

Jest to zgodne z sytuacją producenta, dla którego w warunkach wolnej konkurencji cena otrzymywana z rynku jest prostą równoległą do osi odciętych (por. rysunek 1 oraz 2), czyli także zmienną egzogeniczną.

Rozważając powyższe zależności w koncepcji równowagi producenta (czyli jego optymalnego wyboru ze względu na cenę czynnika produkcji i jego produktywność), można założyć do dalszych rozważań, iż zaangażowanie czynnika kapitału lub czynnika pracy będzie stałe³⁸. Mamy wówczas następujące zależności:

$$\partial K_i c_K = 0 \Rightarrow \partial y_i p = \partial L_i c_L (2.12)$$

lub

$$\partial L_i c_L = 0 \Rightarrow \partial y_i p = \partial K_i c_K (2.13)$$

Wobec (2.12) i (2.13) należy zauważyć, że przyrost kosztów i przyrost przychodów, który wywołany jest zwiększonym zaangażowaniem czynnika wytwórczego, jest sobie równy. Powyższe warunki, zgodnie z założeniami neoklasycznej teorii podziału, wynikają z równowagi producenta. Można bowiem zapisać, że:

³⁸ Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2013), *Ekonomiczny mechanizm...*, op. cit., s. 72 – 74.

$$\frac{\partial y_{ip}}{\partial L_i} = c_L \quad (2.14)$$

lub

$$\frac{\partial y_{ip}}{\partial K_i} = c_K \quad (2.15)$$

a zatem iloraz przychodu krańcowego do zmiany zaangażowania czynnika produkcji determinuje poziom jego wynagrodzenia. Dotyczy to oczywiście okresu krótkiego, w którym nie są możliwe zmiany techniczne i technologiczne jako skutek inwestycji.

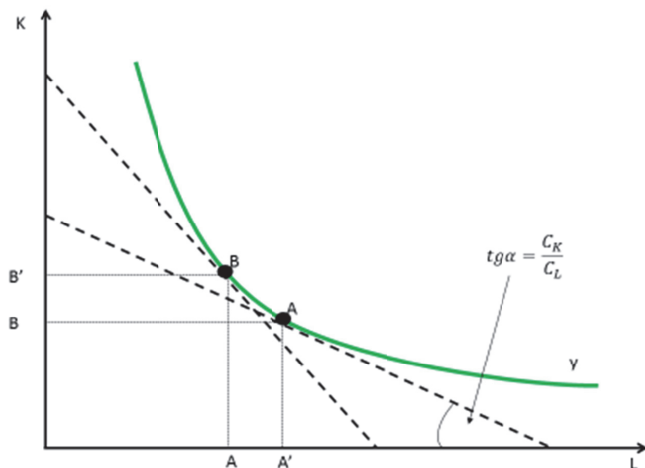
2.4. Ceny czynników produkcji a ich produktywność

Z przeprowadzonych rozważań wynika, że względne relacje cen czynników kapitału i pracy do relacji produktywności krańcowych czynników produkcji można przedstawić za pomocą następującej formuły wynikającej z (2.14) i (2.15):

$$\frac{\partial K}{\partial L} = \frac{\partial y / \partial L}{\partial y / \partial K} = \frac{c_L}{c_K} \quad (2.16)$$

Relację cen tych czynników do ich produktywności przedstawiono również w sposób graficzny na rysunku 4. Równanie (2.16) wyznacza tangens kąta nachylenia prostej stanowiącej styczną do izokwanty produkcji. Każdy punkt na tej izokwancie oznacza produktywność czynnika kapitału i pracy, a przesunięcie między nimi (ciągle i skokowe) oznaczają produktywności krańcowe. Przesunięcia z punktu A do B i odwrotnie obrazują zmiany relacji opisanej (2.16), tj. relacji stosunku cen do stosunku produktywności. Wzrost np. ceny czynnika pracy w stosunku do ceny czynnika kapitału wymusi wzrost produktywności czynnika pracy z punktu A do B.

Rysunek 4. Relacje cenowe i produktywność czynników produkcji kapitału i pracy



Źródło: opracowanie własne.

Styczna ta stanowi ograniczenie kosztowe:

$$I^K - Kc_K - Lc_L = 0 \quad (2.17)$$

gdzie:

I^K – krzywa ograniczenia kosztowego.

Wynika to z faktu³⁹, że:

$$\frac{I^K}{c_K} = K \quad (2.18)$$

oraz

$$\frac{I^K}{c_L} = L \quad (2.19)$$

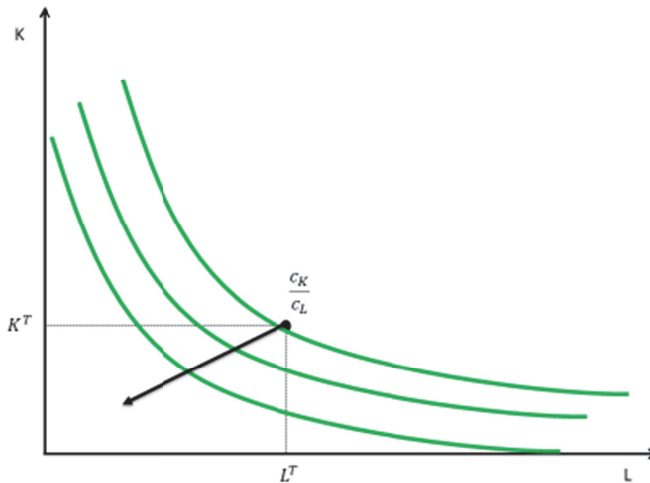
Po podzieleniu stronami (2.18) oraz (2.19) mamy:

³⁹ Przy założeniu jednoczynnikowej funkcji produkcji.

$$\frac{K}{L} = \frac{c_L}{c_K} \text{ czyli } \frac{K^T}{L^T} = \frac{c_L}{c_K} \quad (2.20)$$

Przy czym K^T oraz L^T to relacje kosztów zastosowania czynników produkcji opisujące technikę wytwarzania, zobrazowane na rysunku 5. Są to relacje czynników dla danej relacji ich cen przy danej prostej kosztów całkowitych. Wyrażenie $\frac{K^T}{L^T}$, graficznie będące punktem styczności i izokwenty produkcji z krzywą ograniczenia kosztowego wytwarzania produkcji, stanowi ilustrację optymalnej techniki wytwarzania z punktu widzenia minimalizacji kosztów produkcji.

Rysunek 5. Relacje cen czynników produkcji kapitału i pracy a relacje czynników opisując technikę wytwarzania

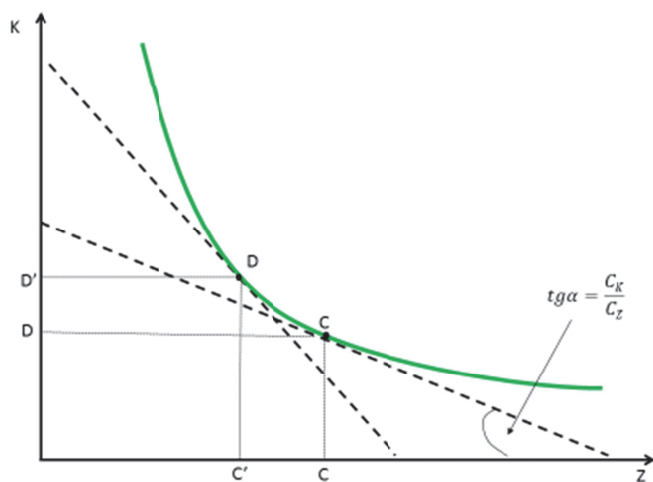


Źródło: opracowanie własne.

Pokazana na powyższym rysunku technika wytwarzania, czyli relacja czynników produkcji dla danej produkcji (jako danej) abstrahuje tu od ograniczenia kosztowego jak w poprzednim rysunku. Przesuwanie się krzywych izokwant w dół w kierunku początku układu współrzędnych obrazuje poprawę efektywności produkcji w sensie *TFP*.

Podobny charakter, niezależnie od różnic w skali nachylenia, ma relacja czynnika kapitału i/do czynnika ziemia. W akademickiej ekonomice rolnictwa charakteryzuje ona intensyfikację kapitałochłonną⁴⁰. Obecnie jest to relacja warunkująca wzrost produktywności czynnika ziemi. W czynniku kapitałowym jest bowiem ucieleśniony postęp techniczny, technologiczny warunkujący ujawnienie się innych rodzajów postępu, jak np. biologiczno-przyrodniczy. W obecnym etapie rozwoju rolnictwa czynnik kapitału substytuuje czynnik ziemi w przeliczeniu na jednostkę produkcji, tj. w sensie względnym. Dzieje się tak między innymi z uwagi na relatywne taniecie czynnika kapitału względem czynnika ziemi. Zilustrowane jest to na rysunku 6 w przesuwaniu się punktu równowagi z C do D. Odpowiada temu zwiększanie się kapitałochłonności i zmniejszanie ziemiochłonności, czemu odpowiada wzrost produktywności czynnika ziemi kosztem kapitału, przy tym samym poziomie TFP.

Rysunek 6. Relacje cenowe i produktywność czynników produkcji kapitału i ziemi

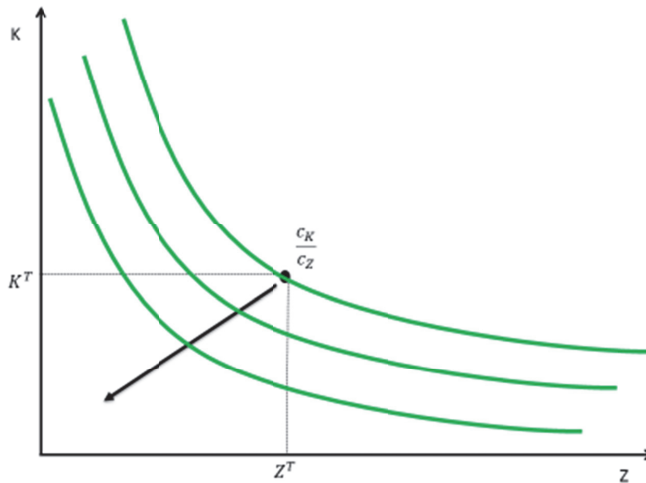


Źródło: opracowanie własne.

⁴⁰ Woś A., Tomczak F. (1983), *Ekonomika rolnictwa. Zarys teorii*. PWRiL, Warszawa.

Gdy następuje poprawa *TFP*, to mamy sytuację zilustrowaną na rysunku 7. Krzywe tego samego poziomu produkcji (izokwanty⁴¹) dla coraz bardziej efektywnych funkcji produkcji przesuwają się w dół. Na ten sam poziom produkcji potrzeba coraz mniej obu czynników. Bez zmiany relacji cen techniki wytwarzania pozostają takie same, ale są coraz bardziej efektywne. Przy zmianach relacji cen tych czynników zmieniają się techniki wytwarzania, zarazem stając się coraz bardziej efektywnymi.

Rysunek 7. Relacja cen czynników produkcji kapitału i ziemi a relacje czynników opisując technikę wytwarzania



Źródło: opracowanie własne.

Ta i poprzednia zależność nie będzie przedmiotem weryfikacji empirycznej. Ujęta została w monografii, ponieważ ma pośredni wpływ na relacje cen czynników produkcji i ich zaangażowanie.

⁴¹ Izokwanta w sensie formalnym to warstwa określonej funkcji produkcji, tu dwuczynnikowej, czyli przecięcie tej hiperpłaszczyzny i rzut jej na płaszczyznę osi K i Z. W przypadku pokazanym na rysunku nr 7 są to przecięcia (warstwice) kolejnych bardziej stromych (bardziej efektywnych) funkcji produkcji względem tych dwu czynników produkcji.

2.5. Popyt i podaż na rynku czynników produkcji

Ceny czynników produkcji ustalane są oczywiście na rynku. Podstawą tego jest określony mechanizm. Po stronie popytu na te czynniki związany jest on z warunkami wyboru producenta, których efektem jest określony, warunkowy popyt na dane czynniki produkcji. Ujmujemy to w pewnym skrócie eksponując jedynie najistotniejsze punkty tego mechanizmu. Pomijamy mechanizm kształtowania się ceny ziemi jako nieco odmienny problem, w swej istocie wykraczający poza poniższe ujęcie.

Z warunku równowagi producenta w teorii ekonomii (mikroekonomia), przy danych (ustalonych na rynku) cenach czynników (c_L , c_K) oraz kosztach całkowitych dla $W(c_L, c_K, K, L)$ możliwe jest wyznaczenie warunkowego popytu na czynniki produkcji. Równania popytu można zapisać w postaci:

$$K = L(c_L, c_K, y) \quad (2.21)$$

$$L = K(c_L, c_K, y) \quad (2.22)$$

Są to równania warunkowe ze względu na fakt przyjęcia dla producenta rolnego danych cen produktów i danego poziomu produkcji i zatrudnienia drugiego czynnika. Równania (2.21) oraz (2.22) ukazują zależność między optymalnym wyborem kombinacji czynników procesu produkcji (co dokonywane jest przez producenta) i co odpowiada pojęciu techniki wytwarzania a cenami czynników wytwórczych przy danej wielkości produkcji i cenach produktów.

Przedstawiona hipotetyczna zależność odpowiada na istotny problem poznawczy – jaką wielkość każdego z tych dwóch czynników produkcji (K^* , L^*) przy danym zastosowaniu drugiego wykorzystałby producent rolny, gdyby chciał wytwarzać daną wielkość produkcji w sposób kosztowo najbardziej efektywny bez zwiększania cen produktów rolnych⁴². Rozwiązaniem tego zagadnienia jest układ warunków optymalnego zaangażowania analizowanych dwóch czynników produkcji⁴³:

$$K^* = (c_L, c_K, y) \quad (2.23)$$

$$L^* = (c_L, c_K, y) \quad (2.24)$$

⁴² Varian H.R. (1997), *Mikroekonomia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 361-363.

⁴³ Rembisz W. (2005), *Wynagrodzenie czynników wytwórczych w ...*, op. cit. s. 25.

gdzie:

* – optymalny poziom czynnika.

oraz przy danym ograniczeniu kosztowym I^K jako:

$$I^K(c_L, c_K, y) = c_K \cdot K^*(c_L, c_K, y) + c_L \cdot L^*(c_L, c_K, y) \quad (2.25)$$

Relacja ta wynika również z teorii produktywności krańcowej, która w tym przypadku jest także teorią podziału i jednocześnie teorią popytu na czynniki produkcji⁴⁴ (por. Milewski, 2002).

Wobec tego ceny czynników wytwórczych będą się kształtować w następujący sposób:

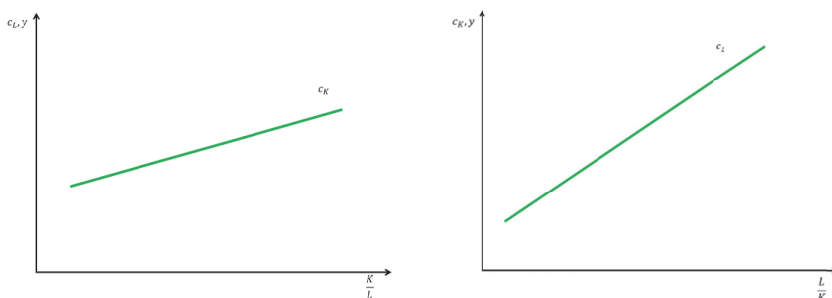
$$c_K = \frac{K}{L}(c_L, y) \quad (2.26)$$

$$c_L = \frac{L}{K}(c_K, y) \quad (2.27)$$

gdzie na ceny tych czynników wpływ ma też możliwość jej sfinansowania w ramach danej techniki produkcji.

Powyższe zależności można w uproszczeniu przedstawić również w sposób graficzny.

Rysunek 8. Graficzna prezentacja cen czynników wytwórczych w kontekście teorii podziału



Źródło: opracowanie własne.

⁴⁴ Milewski R., red. (2002), *Podstawy ekonomii*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa, s. 274-275.

W konsekwencji z zależności (2.26) oraz (2.27) można dokonać wyprowadzenia w sposób analityczny warunkowego równania popytu na czynniki wytwórcze przy zachowaniu ograniczenia kosztowego I^K postaci (2.17): c_K, y

$$L = \frac{I^K}{c_L} - \frac{c_K}{c_L} K \quad (2.28)$$

$$K = \frac{I^K}{c_K} - \frac{c_L}{c_K} L \quad (2.29)$$

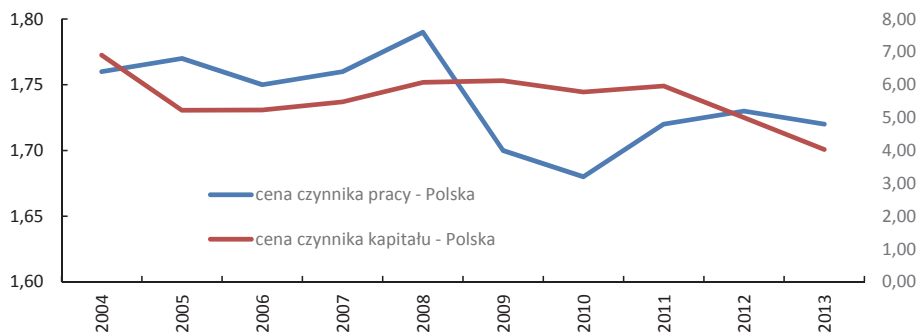
Równania te pokazują wielkość popytu na dany czynnik produkcji w zależności od względnej (relatywnej) jego ceny, tj. jej poziomu w stosunku do ograniczenia kosztowego oraz w stosunku do ceny substytucyjnego czynnika wytwórczego przy danym poziomie zaangażowania tego czynnika w procesie produkcyjnym.

Zależności te mają ewidentnie warunkowy i substytucyjny charakter. Oznacza to, że przy wzroście ceny jednego z czynników przy danym ograniczeniu finansowym (kosztowym) i danym zatrudnieniu drugiego z czynników (w domyśle pozostałych) zaobserwujemy spadek popytu na ten czynnik i jego zastępowalność.

2.6. Ujęcie empiryczne

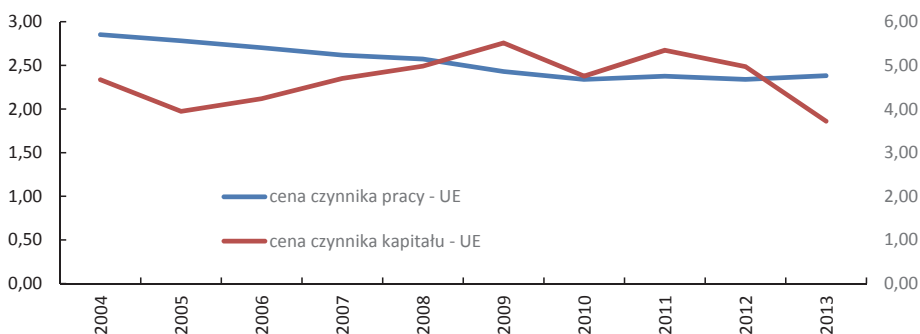
W pierwszym kroku analizy empirycznej dokonano próby weryfikacji hipotetycznego założenia co do kształtowania się ceny czynnika kapitału oraz czynnika pracy, a także ceny czynnika ziemi i ceny czynnika kapitału. Wykorzystano te same szeregi czasowe, które opisane zostały w rozdziale 1. Weryfikacji poddane zostały lata 2004-2013, co jest uwarunkowane dostępnością danych. Na poniższych rysunkach przedstawiono cenę czynnika kapitału oraz cenę czynnika pracy dla wybranych krajów UE.

Rysunek 9. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie w Polsce



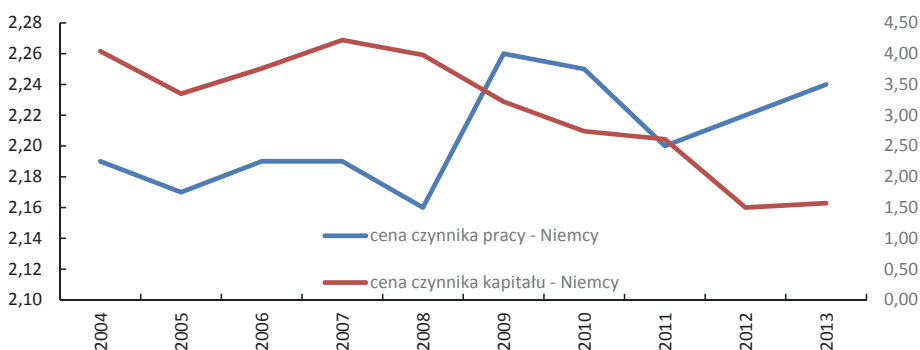
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 10. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie w UE



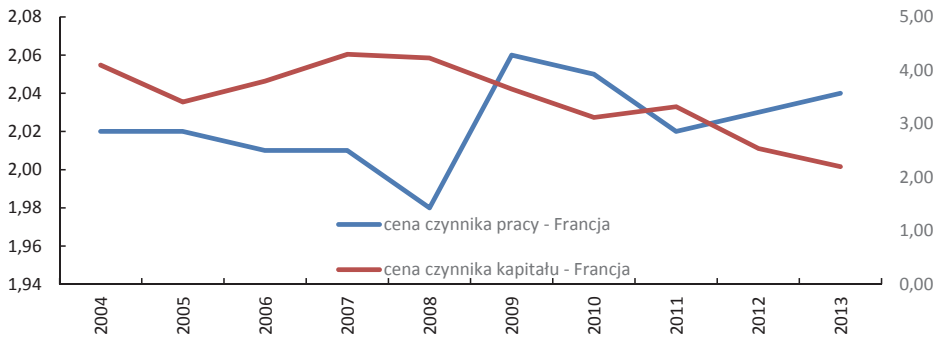
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 11. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie w Niemczech



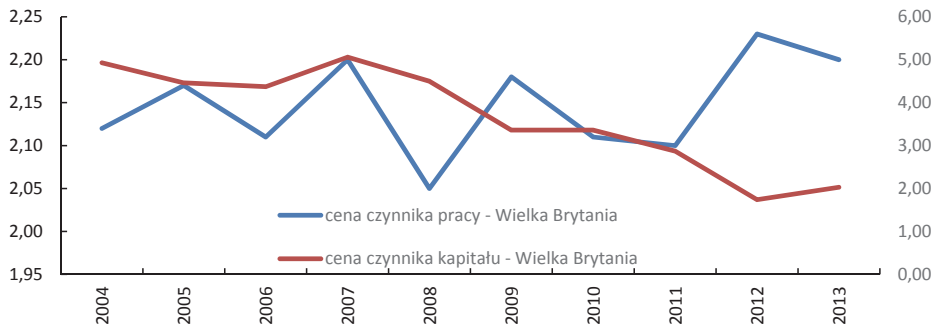
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 12. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie we Francji



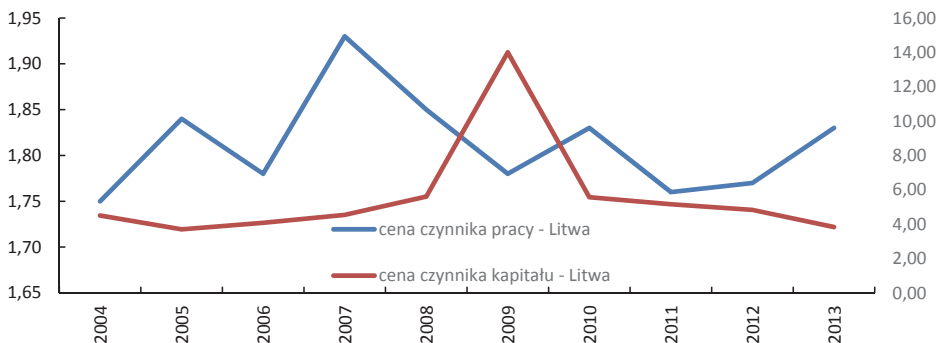
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 13. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie we Wielkiej Brytanii



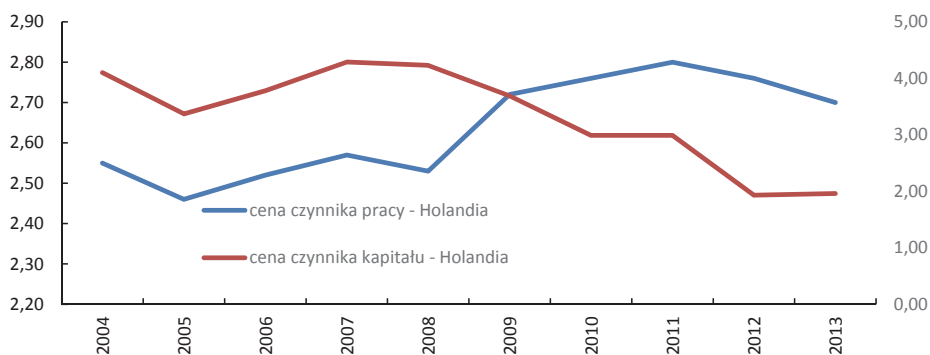
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 14. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie Litwy



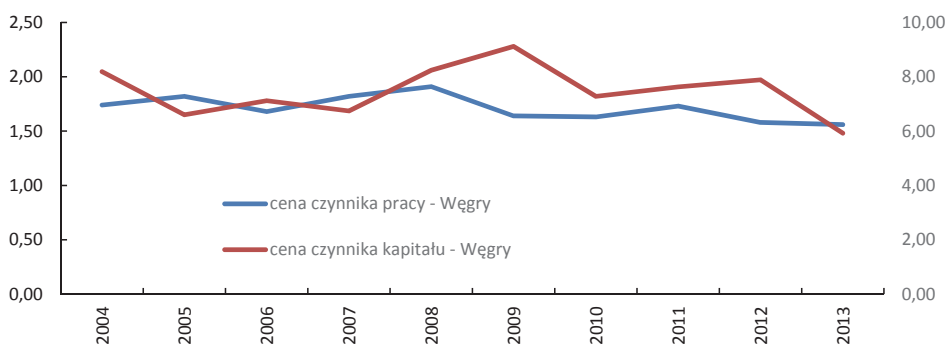
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 15. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie Holandii



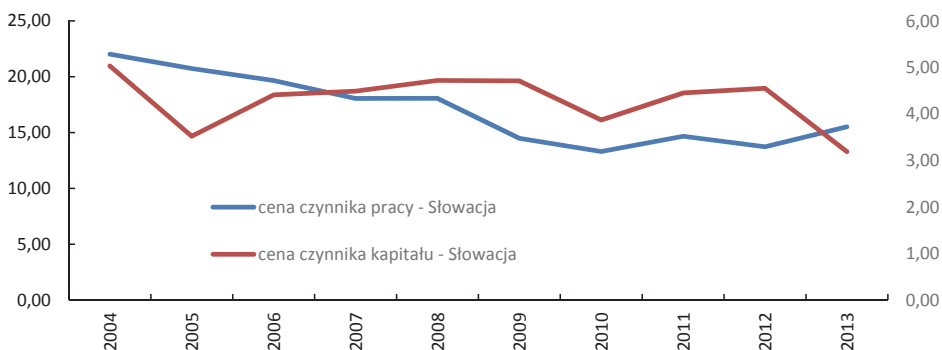
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 16. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie Węgry



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 17. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie Słowacji

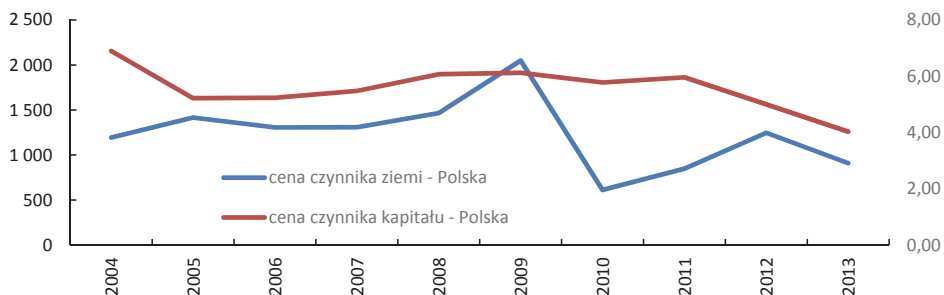


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Analiza otrzymanych wizualizacji potwierdza przyjęte założenia hipotetyczne wyprowadzone z ujęcia analitycznego co do tendencji. Widać, iż cena czynnika pracy w relacji do ceny czynnika kapitału staje się coraz wyższa. Od 2008 roku zarysowane są wyraźne przeciwstawne kierunki zmian cen obu analizowanych czynników produkcji, znamionujące występowanie procesów substytucyjnych, jeśli idzie o techniki wytwarzania. Jest to zgodne nie tylko z przedstawionym ujęciem analitycznym i założonymi hipotetycznymi relacjami cen. Jest to zgodne z wszystkimi znanymi modelami wzrostu w rolnictwie⁴⁵, w tym ze znaną w akademickiej ekonomice rolnictwa teorią intensyfikacji⁴⁶, często powoływanym modelem Hayami-Ruttana oraz szerzej – modelem Kuznetza. Ogólne wytłumaczenie dla kształtowania się pokazanych relacji cen czynników, wynikające z powoływanych źródeł literaturowych jest zgodne z wcześniejszymi naszymi uwagami. Czynnika kapitału jest coraz więcej, co wynika wprost z rozwoju przemysłu i gospodarki, stąd na zasadzie stopnia rzadkości, podstawowego prawa rynku, jest on coraz tańszy w sensie bezwzględny. Jest też tańszy w sensie względnym w stosunku do czynnika pracy, bo drożeje na skutek ogólnego rozwoju, zmniejszenia się jego dostępności dla rolnictwa na skutek konkurencyjnego zatrudnienia poza tym sektorem. Te zmiany relacji cen czynników wytwórczych uwarunkowane są też, jak pokazano w powyższym ujęciu analitycznym, poprawą produktywności obu czynników produkcji. W założeniu wzrost produktywności winien wynikać ze wzrostu ceny czynnika, jeśli przyjmujemy, że relacje endogeniczne są indukowane przez relacje egzogeniczne. To zostawiamy na dalszy etap badań.

Relacje cen czynnika kapitału i czynnika ziemi przedstawiane są na kolejnych rysunkach.

Rysunek 18. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie w Polsce

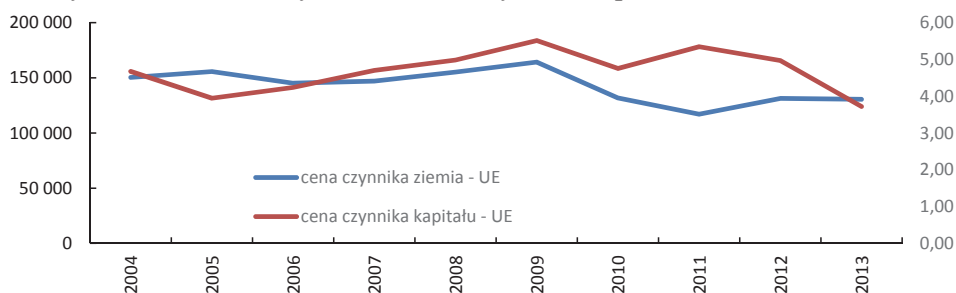


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

⁴⁵ Rembisz W., Floriańczyk Z. (2014), *Modele wzrostu gospodarczego w rolnictwie*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.

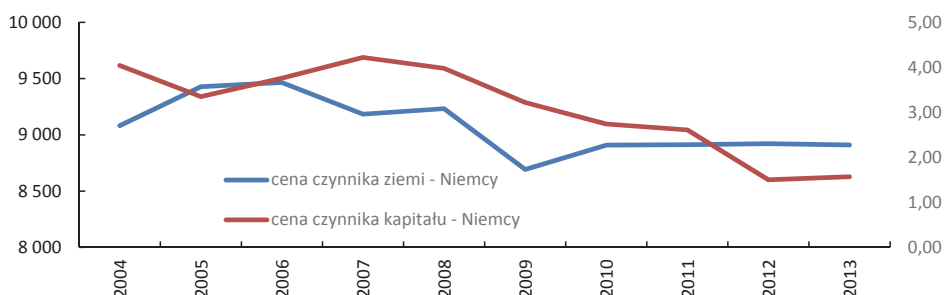
⁴⁶ Woś A., Tomczak F. (1983), *Ekonomika rolnictwa...*, op. cit.

Rysunek 19. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie w UE



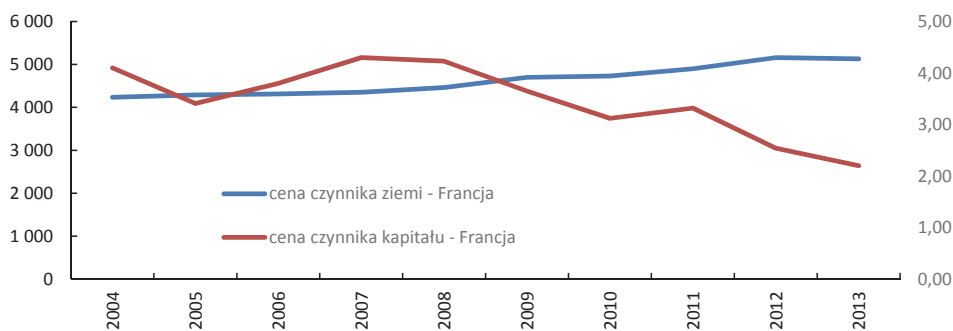
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 20. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie w Niemczech



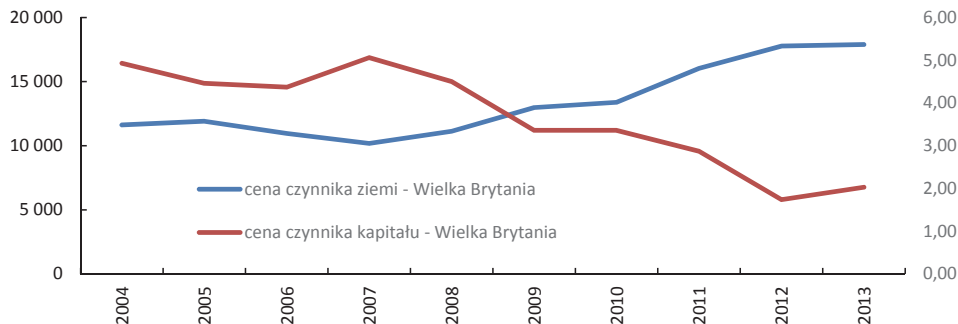
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 21. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie we Francji



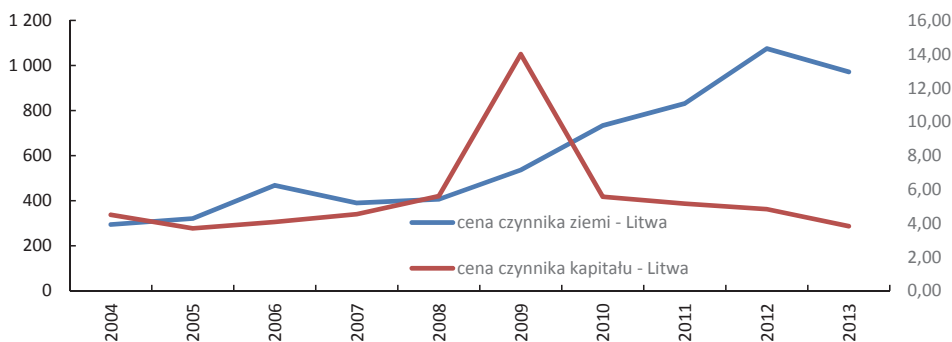
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 22. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie we Wielkiej Brytanii



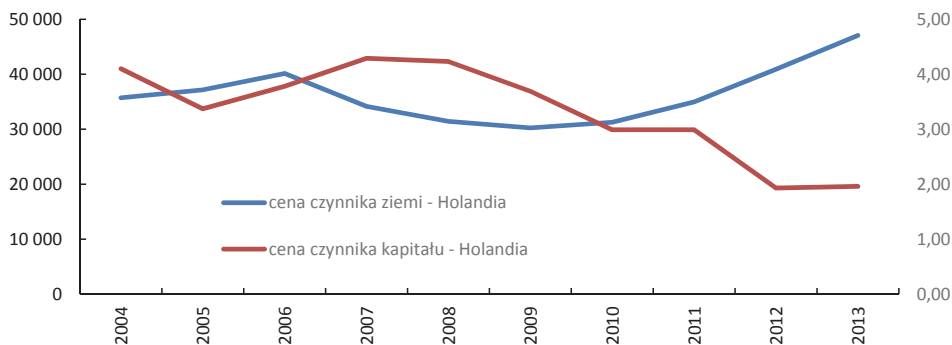
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 23. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie Litwy



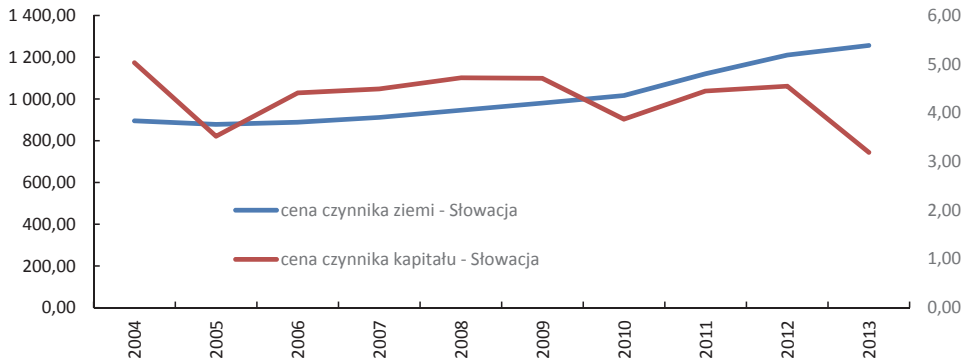
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 24. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie Holandii



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 25. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie Słowacji



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Uzyskane ilustracje empiryczne co do relacji cen tych dwu czynników w miarę upływu czasu układają się w badanych krajach zgodnie z przyjętymi założeniami analitycznymi i hipotetycznymi wykresami. Generalnie rzecz biorąc, tendencje zmian obu czynników są przeciwstawne, krzyżują się. Przyczyny są takie same jak podawane w analizie relacji cen czynnika kapitału i pracy. Nie wnioskujemy w to, na ile określone regulacyjne ograniczenia w obrocie czynnikiem ziemi mogły wpłynąć na ewentualne spłaszczenia zarysowanych układów krzyżowych cen tych czynników. Istotne dla nas są podstawowe relacje, a te są zgodne z naszym ujęciem i literaturą.

Rozdział III

Relacje cen i zaangażowania czynników produkcji

Skutkiem określonych relacji cen czynników i ich zmian, do czego odnosiliśmy się w poprzednim rozdziale i co utożsamiamy z czynnikiem egzogenicznym, są zmiany w relacji zastosowanych tych czynników. Jest to czynnik endogeniczny, bo jest wynikiem wyboru producenta. Producent ma na to samodzielny wpływ i kontrolę. Te relacje czynników produkcji określamy jako techniki wytwarzania. Rozdział ten poświęcamy analizie zmian relacji zaangażowania czynników produkcji jako skutku zmian relacji ich cen. Odnosimy to do każdego czynnika z osobna. Nie określamy tu przyczynowości, a jedynie pokazujemy wzajemne relacje między ceną i zastosowaniem danego czynnika produkcji. Utrzymujemy to w tej samej konwencji analitycznej jak w poprzednich rozdziałach.

3.1. Zaangażowanie czynnika kapitału w relacji do jego ceny

Analityczne ujęcie funkcji produkcji umożliwia rozpatrywanie jej w następującej postaci jednoczynnikowej i intensywnej:

$$y = f(K, p_K) \quad (3.1)$$

gdzie:

$p_K = \frac{y}{K}$ – produktywność czynnika kapitału.

Z punktu widzenia wielkości produkcji rolniczej kluczowe znaczenie ma zaangażowanie czynnika kapitału w relacji do produkcji – czyli współczynnik produktywności czynnika kapitału. Istotną rolę odgrywa również cena czynnika kapitału, będąca – jak pokazywaliśmy wyżej – czynnikiem egzogenicznym. Ten czynnik egzogeniczny, czyli cena czynnika produkcji, implikuje czy wymusza produktywność krańcowa zaangażowanego czynnika:

$$\frac{\partial y}{\partial K} = c_K \quad (3.2)$$

Cena czynnika kapitału wyznaczana jest oczywiście egzogenicznie na rynku tego czynnika (rysunek 27). Zaangażowany czynnik kapitału w produkcji niejako z definicji winien przynosić zwrot z tego zaangażowania czy użycia, równy

co najmniej stopie procentowej. Zatem w istocie cena czynnika produkcji w ujęciu strumieniowym w rachunku bieżącej produkcji i w rachunku kosztów wynika niejako ze stopy procentowej, a finansowana jest z zysku, którego źródłem jest produktywność tego czynnika po odliczeniach np. amortyzacji. W rozumowaniu posługujemy się jednak kategoriami mikroekonomicznymi czynników produkcji jako pewnymi uogólnieniami.

Mając to na uwadze, w istocie mamy funkcję zaangażowania czynnika kapitału określoną przez dwa argumenty, tj. produktywność tego czynnika oraz jego cenę, czyli⁴⁷:

$$K = g(p_K, c_K) \quad (3.3)$$

Możemy to też, zgodnie z tradycją ekonomii szkoły Kaleckiego⁴⁸, ująć rozdzielnie, czyli jako:

$$K = g(p_K) \quad (3.4)$$

oraz

$$K = g(c_K) \quad (3.5)$$

Zilustrujemy dalej rysunkami hipotetycznych zależności w tym zakresie. Podstawiając do funkcji (3.1) zamiast produktywności cenę czynnika, zakładając taki sam kierunek ich zmian, dla danej produkcji mamy następującą funkcję:

$$y = f(K, c_K) \quad (3.6)$$

oraz tego podstawę :

$$K = \frac{y}{c_K} \quad (3.7)$$

dla $c_K > 0, y = const.$

⁴⁷ Zachowując wyższy poziom formalny, jako podstawę możemy przyjąć: $y = f(K)$ – klasyczną funkcję produkcji oraz $K = g(y)$ – jako funkcję zaangażowania czynnika kapitału dla uzyskania tej produkcji: y , przy: $g = f^{-1}$.

⁴⁸ Np. znajdujemy takie ujęcia przypisujące efekt w postaci dochodu narodowego do jednego czynnika albo czynnika pracy, albo czynnika kapitału z określeniem ich wkładu ilościowego i produktywnościowego, co nazywane jest czynnikami intensywnymi i ekstensywnymi – por. Nasiłowski W. (1974), *Analiza czynników rozwoju gospodarczego PRL*. PWE, Warszawa.

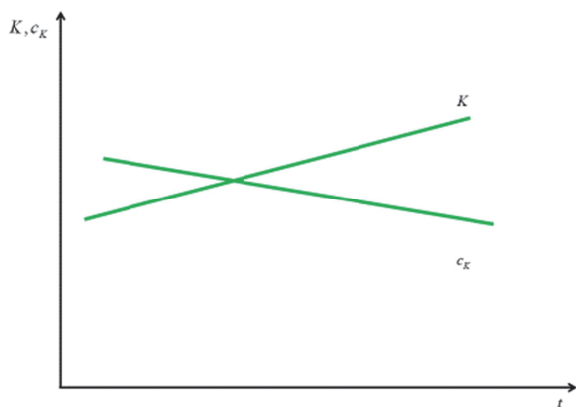
Czyli spadkowi ceny czynnika kapitału winno towarzyszyć zwiększenie jego zastosowania w produkcji przy danym jej poziomie.

W krajach wysokorozwiniętych cechą charakterystyczną procesu produkcyjnego i wzrostu jest praco- i ziemiooszczędność oraz kapitałochłonność technik wytwarzania. To ostatnie może oznaczać, jak na hipotetycznym rysunku 26, większe zaangażowanie czynnika kapitału niż uzyskany poziom produkcji. Zwiększanie zastosowania czynnika kapitału w rolnictwie u producentów rolnych pełni nie tylko funkcje wzrostowe. Czynnikiem kapitału jest bardzo obciążony funkcjami substytucyjnymi w stosunku do czynnika pracy, co jest naturalne, i w do czynnika ziemi, co jest specyfiką rolnictwa. W tym ostatnim przypadku czynnik kapitału zastępuje brak przyrostu czynnika ziemi, jaki byłby niezbędny dla „obsłużenia” danego zwiększenia produkcji oraz zastępuje bezwzględny ubytek czynnika ziemi. W obu przypadkach prowadzi do wzrostu produktywności ziemi, co w istocie powinno się przypisywać czynnikowi kapitału. Stąd jak już wspomnieliśmy, może lepszą opcją jest zaliczanie czynnika ziemi do czynnika kapitału.

Konsekwencją powyższej pochodnej cząstkowej określonej wzorem (3.2) jest produktywność czynnika kapitału. Można sądzić, że poziom tej produktywności będzie funkcją malejącą w czasie, co jest typowym założeniem, jeśli idzie o funkcję produkcji w rolnictwie. Niemniej, ponieważ produktywność jest kategorią endogeniczną – nie będziemy jej poświęcali znacznej uwagi w niniejszej monografii.

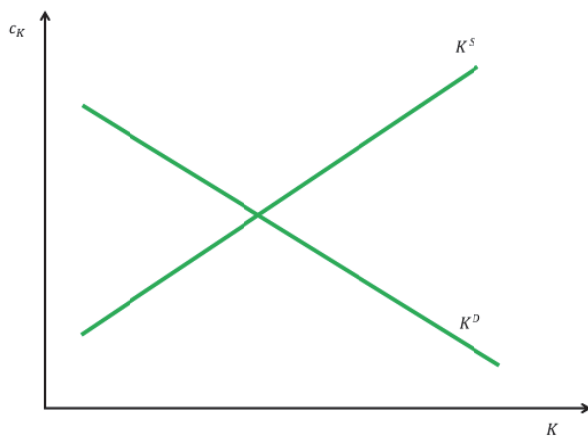
Wydaje się również, że takie ujęcie będzie nasuwać przypuszczenie istnienia relacji substytucyjnej między ceną jako czynnikiem egzogenicznym i zaangażowaniem czynnika kapitału dla uzyskania danego poziomu produkcji. Jej hipotetyczny przebieg przedstawia rysunek 28, co jest niejako rozwinięciem założenia hipotetycznego ilustrowanego na rysunku 26.

Rysunek 26. Hipotetyczne założenie co do zależność między ceną czynnika kapitału a poziomem jego zaangażowania



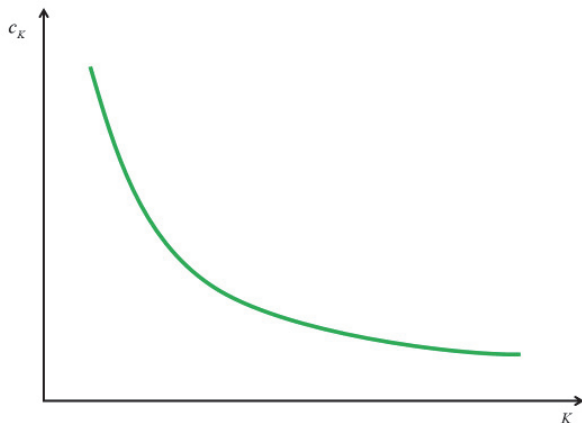
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 27. Cena czynnika kapitału na jego rynku – ujęcie hipotetyczne



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 28. Hipotetyczne założenie co do substytucyjnej relacji ceny czynnika kapitału i jego zatrudnienia w rolnictwie dla danej produkcji



Źródło: opracowanie własne.

3.2. Zaangażowanie czynnika pracy w relacji do jego ceny

Analogicznie jak wyżej, prowadząc rozważania w nurcie funkcji produkcji, analitycznie można również rozpatrywać jej postać jednoczynnikową, koncentrując uwagę na relacji zatrudnienia czynnika pracy do produkcji, jak i jego wydajności oraz ceny. Ta ostatnia również dla producenta rolnego (jak np. dochody w innych działach, co znane jest jako kwestia parytetowa) dana jest egzogenicznie.

Przyjmujemy zatem wyjściową funkcję postaci:

$$y = f(L, p_L) \quad (3.8)$$

gdzie:

$p_L = \frac{y}{L}$ – wydajność czynnika pracy.

Poziom wynagrodzenia czynnika pracy (czynnik endogenny) w stosunku do jego ceny (czynnik egzogeniczny) w istocie układu się zgodnie z:

$$\frac{\partial y}{\partial L} = w_L \Leftarrow c_L \quad (3.9)$$

gdzie:

w_L – wynagrodzenie czynnika pracy.

Jak widać, wynagrodzenie czynnika pracy jest określane wewnętrznie przez jego wydajność (jako źródło jego finansowania), na co jednak też wpływ ma poziom ceny tego czynnika na rynku pracy. Innymi słowy, wynagrodzenie w danym zastosowaniu (w sektorze rolnictwa) jest odnoszone do jego ceny wynikającej z innych zastosowań (układu popytu i podaży na rynku tego czynnika). Jest to bezpośrednio nawiązanie do wspomnianej kwestii parytetowej, tj. odnośzenia wynagrodzenia czynnika pracy w rolnictwie do jego wynagrodzenia w innych działalnościach gospodarczych. Te relacje wynagrodzeń ustalają warunki równowagi na rynku pracy i wynikającą stąd cenę czynnika pracy na tym rynku. Jest to jak wiadomo, jednym z fundamentów modeli rozwojowych Lewisa, Schultza czy szerzej Kuznetza. Są one oparte w gruncie rzeczy na przesuwaniu zasobów czynnika pracy z rolnictwa do działów o wyższej wydajności tego czynnika, gdzie siłą (*driving force*) wypychającą z rolnictwa, a przyciągającą czynniki pracy, jest jego cena (na rynku). Zatem problem ceny czynnika jako uwarunkowanie egzogenne dla każdego producenta w każdym sektorze, nie tylko rolniczym, ma swój rodowód teoretyczny między innymi we wspomnianych modelach wzrostu.

Na hipotetycznym rysunku 29 przedstawiona została relacja zatrudnienia czynnika pracy do jego ceny. Wyższa jego cena prowadzi do zmniejszania jego zatrudnienia w rolnictwie (*vide* wspomniane modele) oraz wymusza jego wzrost wynagrodzenia finansowany w produktywności (wydajności), a wyznaczany przez produktywność krańcową. Natomiast sama cena tego czynnika podlega prawom rynku, tak jak pokazano na rysunku 30. Niższa podaż to wyższa cena tego czynnika i odwrotnie.

W tym rozumowaniu przyjmujemy założenie, iż wyższa cena czynnika pracy, np. w zatrudnieniu pozarolniczym, wymusza jego wzrost wynagrodzenia w rolnictwie. Warunkowane jest to jednak przez czynnik endogeny, jakim jest wzrost jego wydajności. Jak wiadomo, proces ten jest nieco przerywany przez płatności i wsparcie dochodowe rolnictwa w ramach Wspólnej Polityki Rolnej (WPR). To osłabia ten przymus finansowania wzrostu wynagrodzenia przez wzrost wydajności pracy⁴⁹.

⁴⁹ Nawiasem mówiąc osłabia też naturalne mechanizmy rozwoju opisane w przytaczanych modelach Lewisa, Schultza, Kuznetza, Todaro i innych.

Odzwierciedleniem tych procesów jest to, co przedstawiono na rysunku 6. Ujęta jest hipotetyczna relacja substytucyjna między ceną czynnika pracy w rolnictwie a jego wydajnością dla danego poziomu produkcji. Istnienie tej substytucyjnej relacji będzie przedmiotem empirycznej weryfikacji. Wynikać to może *implicite* z założenia istnienia funkcji zatrudnienia czynnika pracy postaci⁵⁰:

$$L = g(p_L, c_L) \quad (3.10)$$

lub ujmując to rozdzielnie:

$$L = g(p_L) \quad (3.11)$$

oraz

$$L = g(c_L) \quad (3.12)$$

Zatem zatrudnienie czynnika pracy jest funkcją jego wydajności i ceny, *implicite* w takim samym kierunku. Wzrost wydajności tego czynnika pozwala na zmniejszenie jego zatrudnienia. Podobnie wzrost jego ceny prowadzi też do zmniejszenia jego zatrudnienia. Zatrudnienie jako funkcja ceny czynnika pracy będzie przedmiotem dalszej analizy empirycznej.

Zakładając ten sam rezultat wzrostu produktywności i ceny czynnika pracy, możemy przyjąć za równoważne do (3.6) następującą funkcję:

$$y = g(L, c_L) \quad (3.13)$$

oraz tego podstawę:

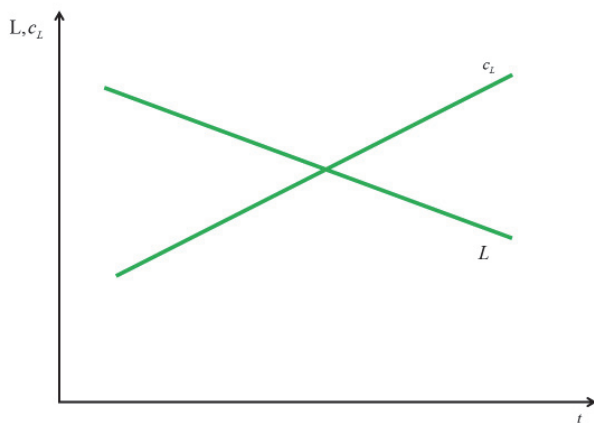
$$c_L = \frac{y}{L}, \quad L = \frac{y}{c_L} \quad (3.12)$$

dla $L > 0, y = const.$

Implikuje to, że zmniejszenie zatrudnienia czynnika pracy przy danej produkcji prowadzi do wzrostu jego ceny oraz odwrotnie – zwiększenie jego ceny powinno prowadzić do zmniejszenia jego zatrudnienia w sektorze (przejście do alternatywnego zatrudnienia w innych sektorach). Zostanie to zilustrowane dalej rysunkami hipotetycznymi.

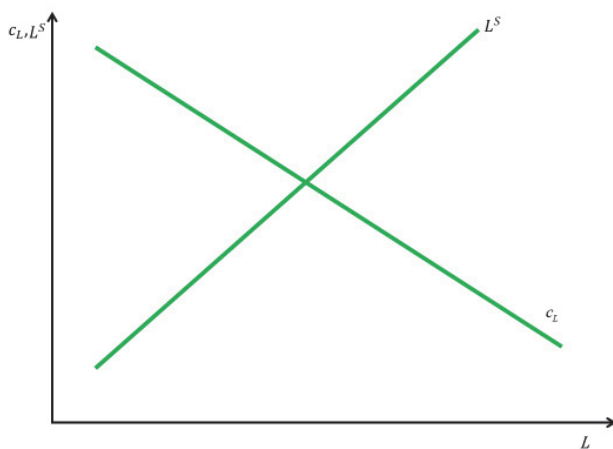
⁵⁰ Tak jak w przypadku czynnika kapitału, powyżej za dowód formalny tego możemy przyjąć: $y = f(L)$ – klasyczną funkcję produkcji oraz $L = q(y)$ – jako funkcję zaangażowania czynnika kapitału dla uzyskania tej produkcji przy $q = f^{-1}$.

Rysunek 29. Hipotetyczne założenie co do zależności między ceną czynnika pracy a poziomem jego zaangażowania



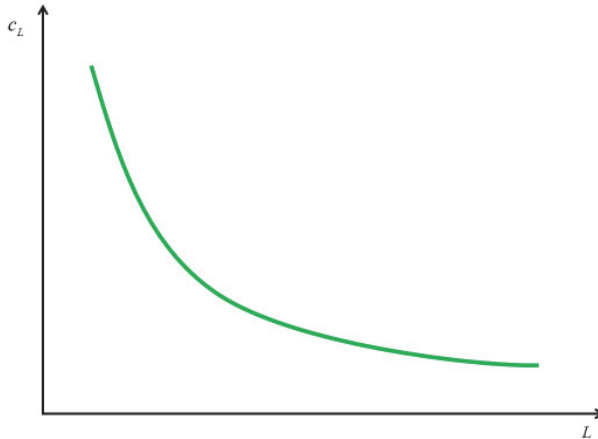
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 30. Cena a podaż czynnika pracy – ujęcie hipotetyczne



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 31. Hipotetyczne założenie co do substytucyjnej relacji ceny czynnika pracy i jego zatrudnienia w rolnictwie



Źródło: opracowanie własne.

Pokazane zależności są niejako klasycznymi znanymi z akademickiej ekonomiki rolnictwa (por. Woś A., Tomczak F., 1983)⁵¹ tendencje zmian w relacjach czynnikowych czy technikach wytwarzania (por. Rembisz W., Floriańczyk Z., 2014)⁵², znane też z podstaw rynku czynników produkcji w mikroekonomii.

3.3. Zaangażowanie czynnika ziemi w relacji do jego ceny

Kontynuując wywód w tym samym podejściu jak wyżej, analityczne ujęcie funkcji produkcji względem czynnika ziemia, przy pozostałych czynnikach danych, umożliwi rozpatrywanie jej w następującej postaci jednoczynnikowej i intensywnej⁵³:

$$y = f(Z, p_Z), (3.15)$$

⁵¹ Woś A., Tomczak F. (1983), *Ekonomika rolnictwa...*, op. cit.

⁵² Rembisz W., Floriańczyk Z. (2014), *Modele wzrostu...*, op. cit.

⁵³ Uzasadnieniem dla takiego ujęcia tej funkcji może być też tożsamościowe podejście wykorzystywane w literaturze (Nasiłowski, 1974) Odpowiednio adoptując możemy ująć następującą zależność: $y = Z \cdot \frac{y}{Z} = Z \cdot p_Z$

gdzie:

$p_Z = \frac{y}{Z}$ – produktywność czynnika ziemi.

Jak wcześniej pokazano, z punktu widzenia wielkości produkcji rolniczej istotne znaczenie ma zaangażowanie czynnika ziemi w relacji do produkcji – czyli współczynnik produktywności czynnika ziemi. To równanie jest nawiązaniem do teorii intensyfikacji rolnictwa, mocno eksponowanej w ekonomice rolnictwa w drugiej połowie minionego wieku (Woś, Tomczak 1983; Tomczak 2005). W tej teorii podkreślano rolę zwiększania produktywności czynnika ziemi wobec jego ubytku związanego z procesem urbanizacji i industrializacji. Do tego też nawiązujemy niżej w graficznych założeniach hipotetycznych. Przymus intensyfikacji, czyli zwiększania produktywności czynnika ziemia, zgodnie z tą teorią, wynikał także, czy może nawet przede wszystkim, z niezaspokojonego popytu na żywność. W powyższym ujęciu istotną rolę zaś odgrywa cena czynnika ziemi, będąca czynnikiem egzogenicznym, co w założeniu⁵⁴ wymusza produktywność, szczególnie krańcową, zaangażowanego czynnika:

$$\frac{\partial y}{\partial Z} = c_Z \quad (3.16)$$

Cena czynnika ziemi wyznaczana jest oczywiście egzogenicznie na rynku tego czynnika (rysunek 33) przy danych wszystkich jego uwarunkowaniach i ograniczeniach. Mając to na uwadze, w istocie mamy funkcję zaangażowania czynnika ziemi dla danej produkcji, określoną przez dwa argumenty, tj. produktywność tego czynnika oraz jego cenę, czyli jako:

$$Z = g(p_Z, c_Z) \quad (3.17)$$

Możemy to też, zgodnie z przedstawionym wcześniej podejściem dla danej produkcji, ująć rozdzielnie zaangażowanie czynnika ziemi, czyli jako:

$$Z = g(p_Z) \quad (3.18)$$

oraz

$$Z = g(c_Z) \quad (3.19)$$

⁵⁴ Założenie to wynika z modelu równowagi producenta. Wyższa cena danego czynnika wymusza jego bardziej efektywne, a co najmniej coraz bardziej intensywne wykorzystanie. W ekonomice rolnictwa znane jest to z trójkąta Harlemana Stamera.

Raz jako funkcję produktywności, dwa jako funkcję jego ceny. To ostatnie ujęcie będzie przedmiotem analizy empirycznej.

Na tej podstawie w dużym przybliżeniu możemy przyjąć, iż zmiany p_Z oraz c_Z są jednokierunkowe (skorelowane – co będziemy badać osobno). Zatem można zmodyfikować wzór (3.15) do postaci:

$$y = f(Z, c_Z) \quad (3.20)$$

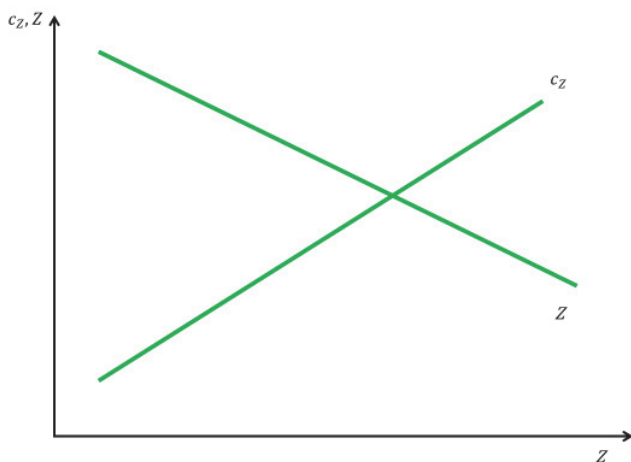
W ujęciu analitycznym mamy:

$$c_Z = \frac{y}{Z} \quad (3.21)$$

dla $Z > 0, y = const.$

Zmniejszenie zasobów czynnika ziemi przy danej produkcji prowadzi do wzrostu jego ceny (i formalnie biorąc, też odwrotnie). Zostanie to zilustrowane dalej rysunkami hipotetycznymi. Odnoszą się one do zależności w tym zakresie, w tej samej konwencji co w przypadku czynnika kapitału oraz czynnika pracy.

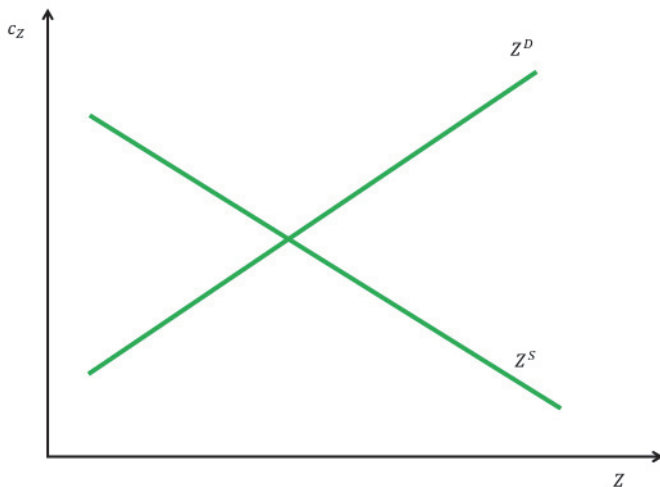
Rysunek 32. Hipotetyczne założenie co do zależności między ceną czynnika ziemi a poziomem jego zaangażowania



Źródło: opracowanie własne.

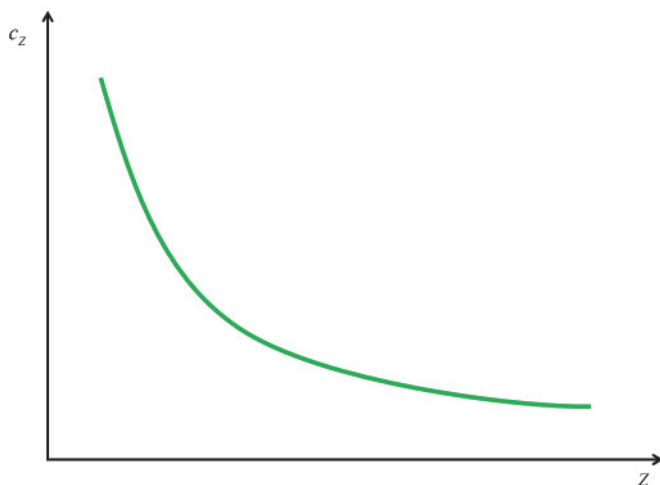
Sens tego założenia hipotetycznego jest oczywisty, wynika wprost z hipotezy – stopień rzadkości danego dobra wpływa na jego cenę przy *ceteris paribus*. Wszelkie, jak się wydaje, poglądy czy szczegółowe uwarunkowania ceny tego czynnika muszą brać tę prawidłowość pod uwagę. Nie rozwijamy tego, bo przy tym poziomie ogólności założenie to jest wystarczające. Podobnie, bez dyskusji przyjmujemy kolejne założenie co do kształtowania się rynkowej ceny czynnika ziemi, tak jak na rysunku 33. Na bazie tych dwu założeń oraz wzoru 3.17 przyjmujemy kolejne założenie hipotetyczne, poddawane dalej weryfikacji, pokazane na rysunku 34 i we wzorze 3.19, odnoszące się do ewentualnej substitucji względnej między ceną a zaangażowaniem czynnika, czyli inaczej mówiąc zależnością pokazaną na rysunku 33.

Rysunek 33. Cena czynnika ziemi na jego rynku – ujęcie hipotetyczne



Źródło: opracowanie własne

Rysunek 34. Hipotetyczne założenie co do substytucyjnej relacji ceny czynnika ziemi i jego wykorzystania w rolnictwie dla danej produkcji



Źródło: opracowanie własne.

3.4. Ujęcie empiryczne – zaangażowanie czynnika kapitału w relacji do jego ceny

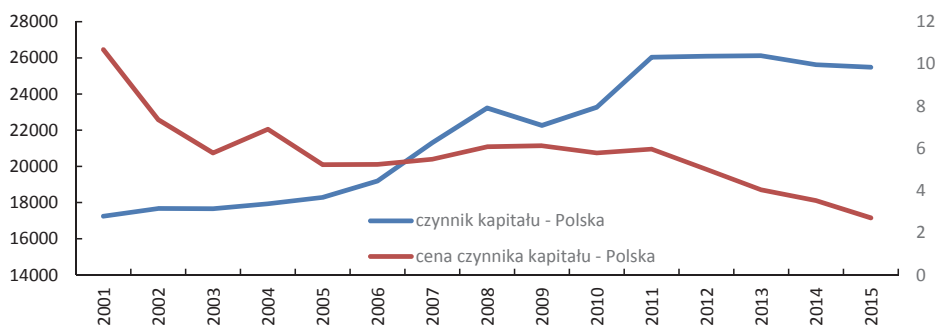
Przedstawione w powyższych podrozdziałach zależności ujęte analitycznie we wzorach 3.1-3.7 i rysunkach 26-28 zweryfikowane zostały w sposób empiryczny. Do tego celu wykorzystano następujące szeregi czasowe:

- czynnik kapitału K – wyznaczono na podstawie danych Eurostatu jako sumę zużycia pośredniego (*total intermediate consumption*), zużycia środków trwałych (*fixed capital consumption*) oraz efektu inwestycji w kapitał trwały (*gross fixed capital formation*). Czynnik kapitału wyrażamy w cenach stałych mln euro;
- cena czynnika kapitału c_K – określono, na zasadzie *proxy*, jako bazową stopę procentową na zasadzie alternatywnego zaangażowania – utraczonych korzyści (por. Kleinhanss, 2014)⁵⁵.

⁵⁵ Kleinhanss W. (2014), *Analiza konkurencyjności głównych typów gospodarstw rolnych w Niemczech*, [w:] A. Kowalski, M. Wigier, B. Wieliczko (red.), *WPR a konkurencyjność polskiego i europejskiego sektora żywnościowego*, IERiGŻ-PiB Program Wieloletni 2011-2014, nr 14.

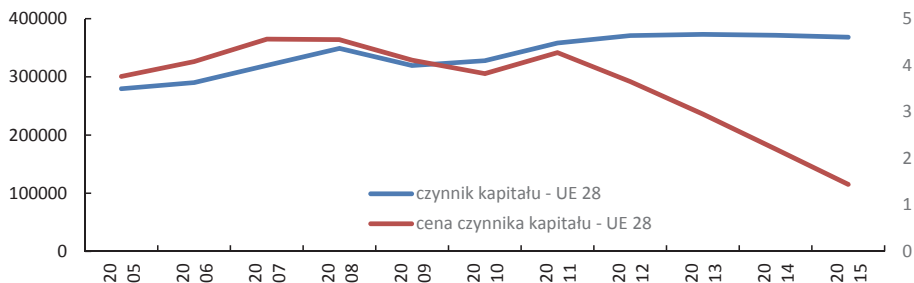
W pierwszym kroku zweryfikowano hipotetyczną zależność przedstawioną na rysunku 26. Zgodnie z nią nawet przy braku wzrostu produktywności relatywnie tanienie czynnika kapitału winno prowadzić do racjonalnego zwiększenia jego zaangażowania w rolnictwie. Wykresy na wszystkich rysunkach 35-43, a szczególnie na rysunku 37 oraz 41, dają podstawę do pozytywnej weryfikacji tego założenia. Układają się, tj. wykresy na tych rysunkach, bardzo podobnie, dobrze odwzorowując to hipotetyczne założenie. Odnosi się to również do rolnictwa w Polsce (rysunek 35) oraz w znacznym stopniu w przypadku rolnictwa innych krajów UE. Jest to jednocześnie pewna pozytywna weryfikacja wyprowadzanego ujęcia analitycznego (ujętego w powyższych wzorach od 3.1 do 3.7) zgodnego z tradycją akademickiej ekonomiki rolnictwa. Ma to nie tylko znaczenie teoretyczno-poznawcze, ale jest istotne dla realnych procesów gospodarowania dla zrozumienia zmian w technikach produkcji i w wynagrodzeniach czynników produkcji jak praca i kapitał. Jest to tylko obserwacja empiryczna, jednakże ma to, jak pokazywaliśmy, dużą podbudowę teoretyczną. Jest to (jak się wydaje) proces trwały, a rozwój gospodarczy oraz postęp techniczny i innowacje jeszcze to przyspieszą, bowiem niezależnie od ujęć kapitał jest tego nośnikiem, coraz tańszym nośnikiem.

Rysunek 35. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w Polsce



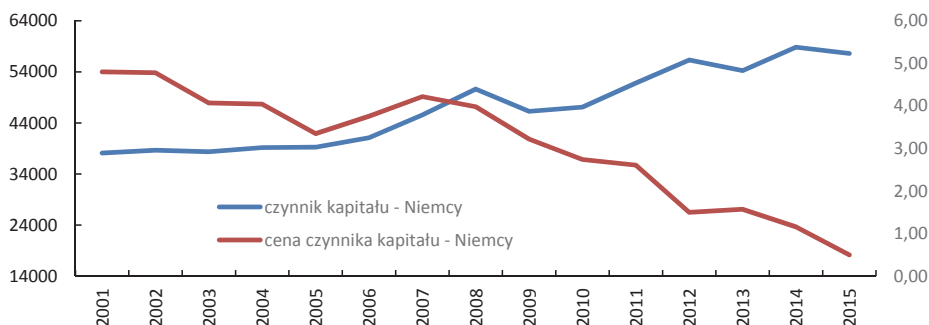
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 36. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w UE



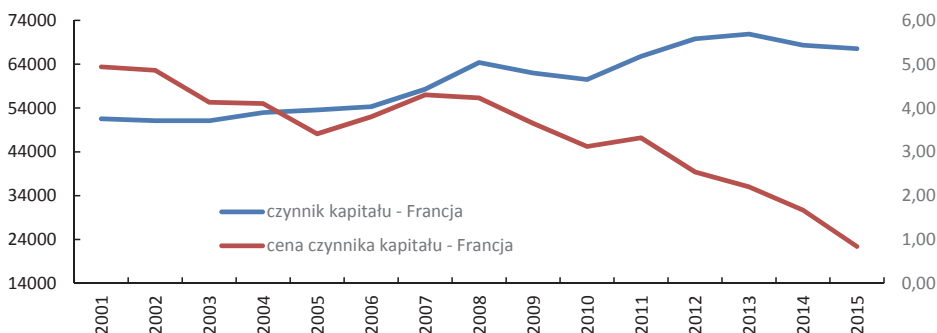
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 37. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w Niemczech



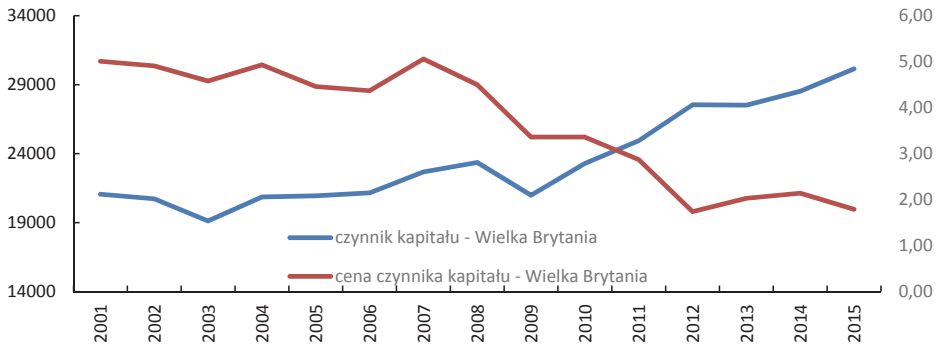
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 38. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie we Francji



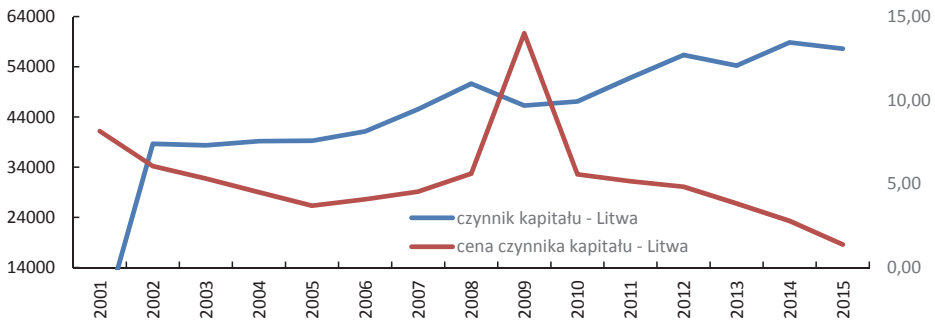
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 39. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie we Wielkiej Brytanii



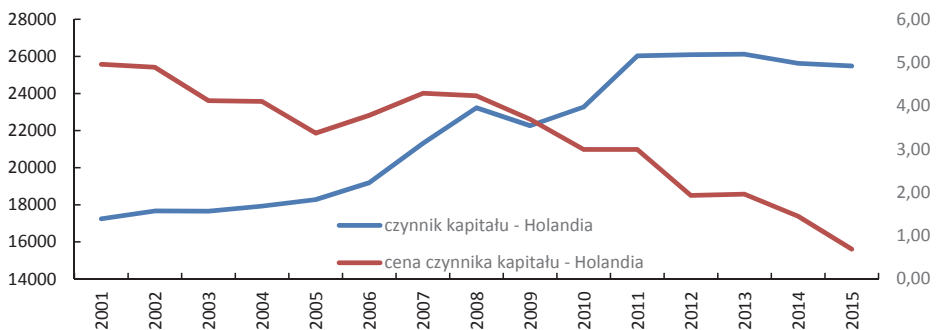
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 40. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Litwy



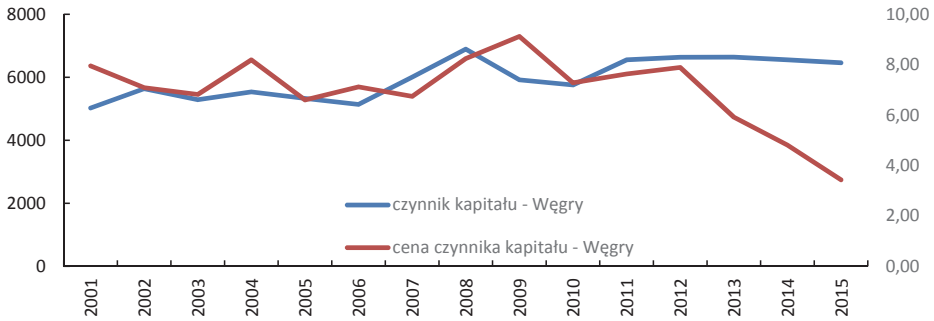
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 41. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Holandii



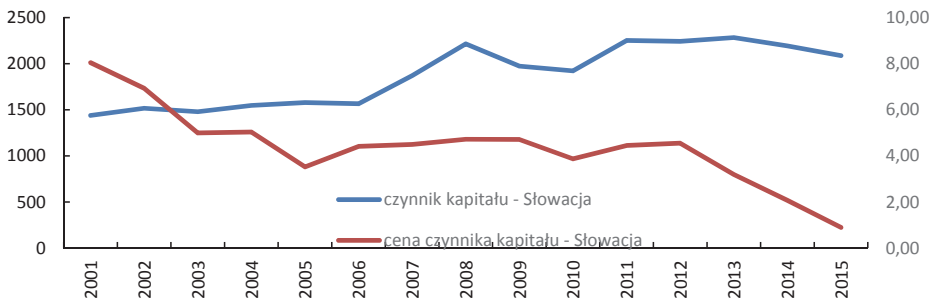
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 42. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Węgier



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 43. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Słowacji



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Można zauważyć, że w krajach bogatszych tzw. starej Unii „nożyce” między zmniejszaniem się ceny i zaangażowania czynnika kapitału „rozwierają” się bardziej niż w krajach nowych w Unii a więc relatywnie słabiej rozwiniętych. W tych pierwszych podaż czynnika kapitału jest niewątpliwie większa, stąd cena relatywnie niższa, a w rezultacie zaangażowanie tego czynnika większe w porównaniu do krajów nowych. Ma to znaczenie, jak wspomnieliśmy, poznawcze, jak i praktyczne, np. co do kosztów wytwarzania można zakładać, iż nie powinna występować z tego tytułu presja na wzrost cen produktów rolniczych.

W oczywistym nawiązaniu do powyższego ujęcia empirycznego dokonano również próby weryfikacji i estymacji hipotetycznego założenia o substytucyjnej zależności między ceną a zaangażowaniem czynnika kapitału *implicit*e dla uzyskania danej produkcji w odniesieniu do 28 krajów UE za rok 2015, co było hipotetycznie pokazane na rysunku 28. Na rysunku 44 przedstawiono empiryczną relację

dla krajów UE łącznie, która to relacja w dalszej kolejności poddana została estymacji. Estymowano modele nieliniowe linearyzowane, tj. model wykładniczy, logarytmiczny i hiperboliczny. Ostatecznie modelem najlepiej dopasowanym do tych danych empirycznych⁵⁶ okazał się model postaci:

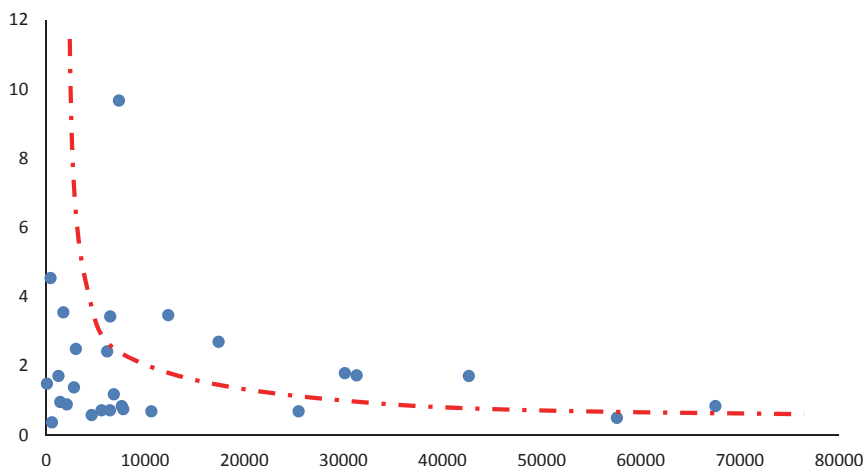
$$y = a + \frac{b}{x} \quad (3.22)$$

Wyniki przeprowadzonej estymacji potwierdzają istnienie statystycznie istotnej zależności substytucyjnej, którą da się przybliżyć za pomocą równania następującej krzywej hiperbolicznej ograniczonej do pierwszej ćwiartki układu współrzędnych (w nawiasach zwykłych podano błędy standardowe oszacowanych parametrów)⁵⁷:

$$(\widehat{C}_K) = 2,18 + \frac{1,92 \cdot 10^{-5}}{K} \quad (3.23)$$

(0,366) (2,18 · 10⁻⁸)

Rysunek 44. Cena czynnika kapitału a poziom jego zaangażowania w rolnictwie w krajach UE 2015



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

⁵⁶ Porównania dokonano na podstawie skorygowanej wartości współczynnika determinacji oraz kryterium informacyjnego Akaike'a.

⁵⁷ Przedstawione wyniki badań empirycznych zaprezentowane zostały szerzej w trakcie XIV Międzynarodowej Konferencji Naukowej „Globalne problemy rolnictwa i gospodarki żywnościowej” oraz ukażą się w druku w formie artykułu pt. „Czynnik kapitału jako endogeniczne źródło wzrostu w rolnictwie” na łamach czasopisma *Problemy Rolnictwa Światowego*.

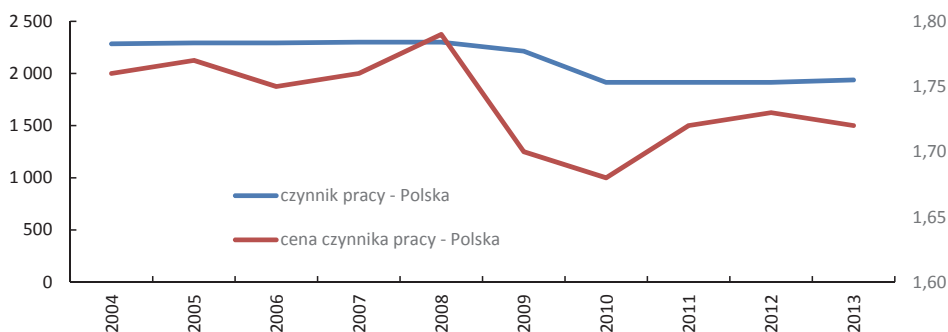
3.5. Ujęcie empiryczne – zaangażowanie czynnika pracy w relacji do jego ceny

Podobnie jak w przypadku weryfikacji hipotez z poprzedniego podrozdziału, wykorzystane zostały dane (szeregi czasowe) pochodzące z bazy Eurostat. Były to:

- czynnik pracy L – wyznaczony na podstawie danych Eurostatu jako łączne nakłady siły roboczej (*total labour force input*) w tysiącach AWU,
- cena czynnika pracy c_L – określono jako wynagrodzenie przeciętne godzinowe wyrażone w EUR.

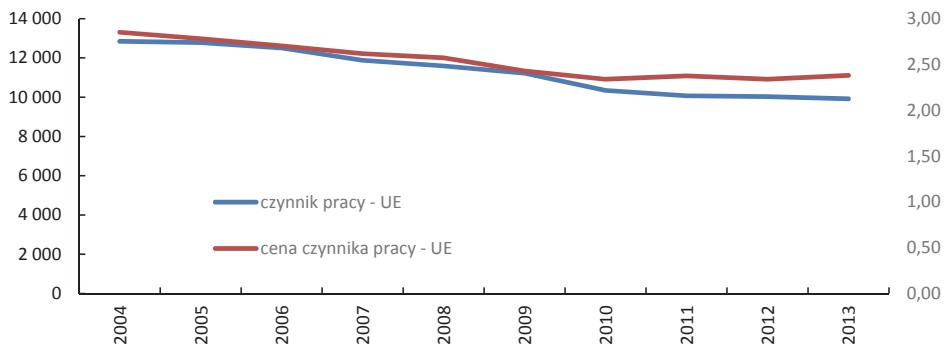
Pierwszym krokiem empirycznej weryfikacji przedstawionych w podrozdziale 3.2 założeń teoretycznych i ujęcia analitycznego była ocena zależności między ceną czynnika pracy a poziomem jego zaangażowania. Ilustrowane to było na hipotetycznym rysunku 20. Na rysunkach z danych empirycznych 45-53 przedstawiono cenę oraz zatrudnienie czynnika pracy w rolnictwie w wybranych krajach UE.

Rysunek 45. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w Polsce



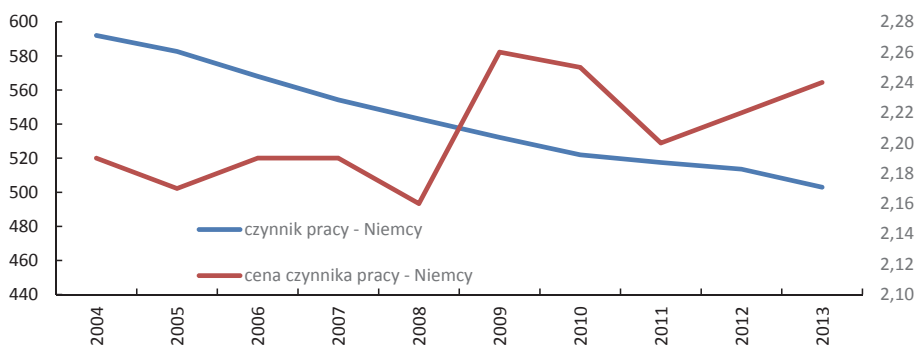
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 46. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w UE



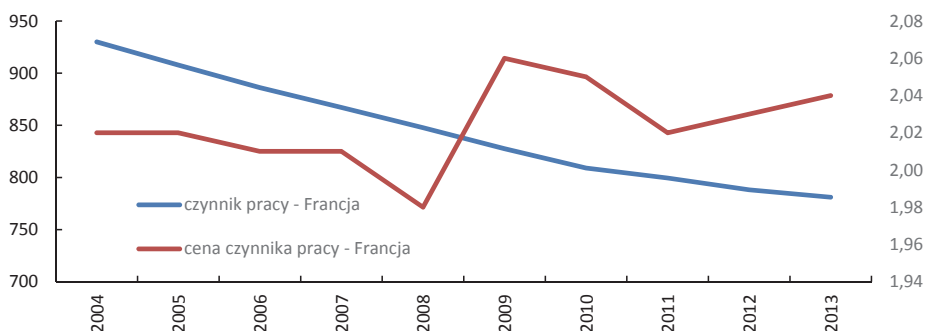
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 47. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w Niemczech



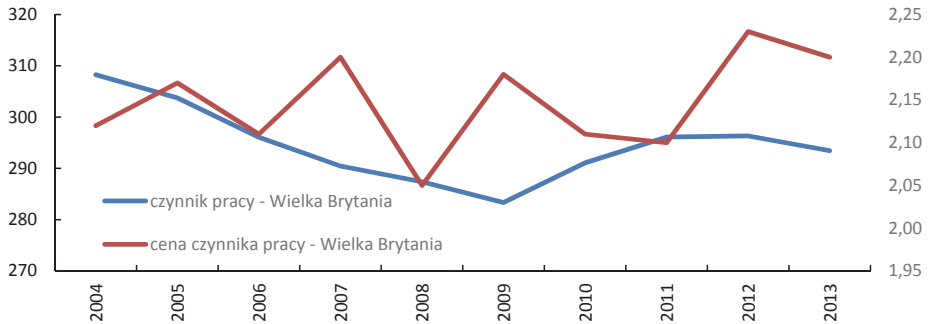
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 48. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w Francji



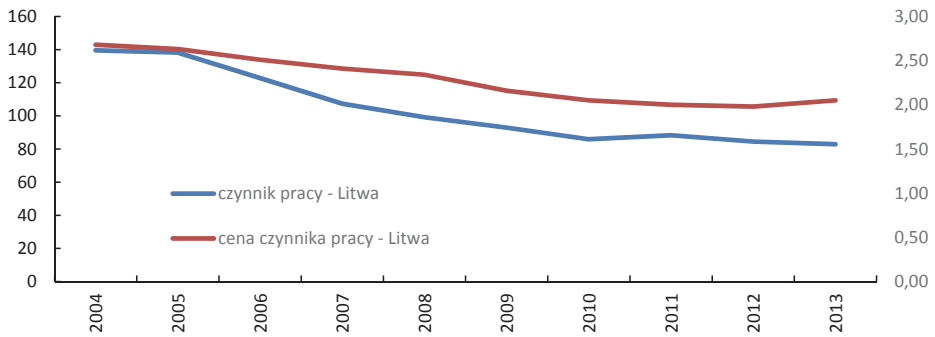
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 49. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w Wielkiej Brytanii



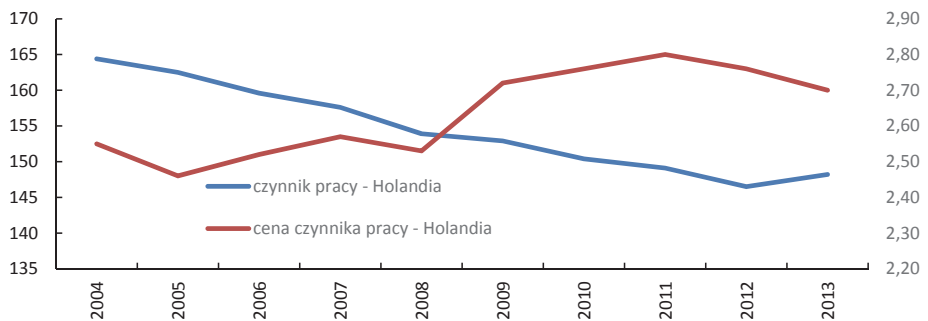
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 50. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Litwy



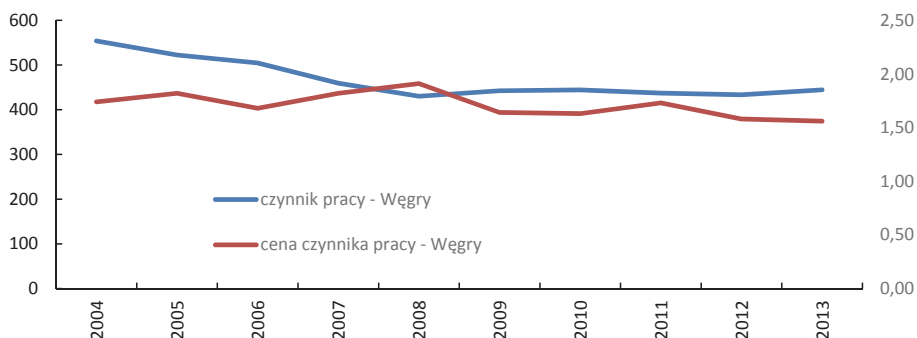
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 51. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Holandii



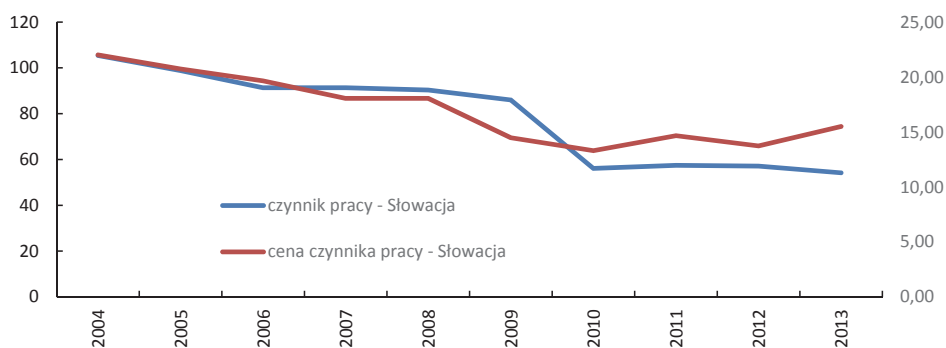
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 52. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Węgier



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 53. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Słowacji



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

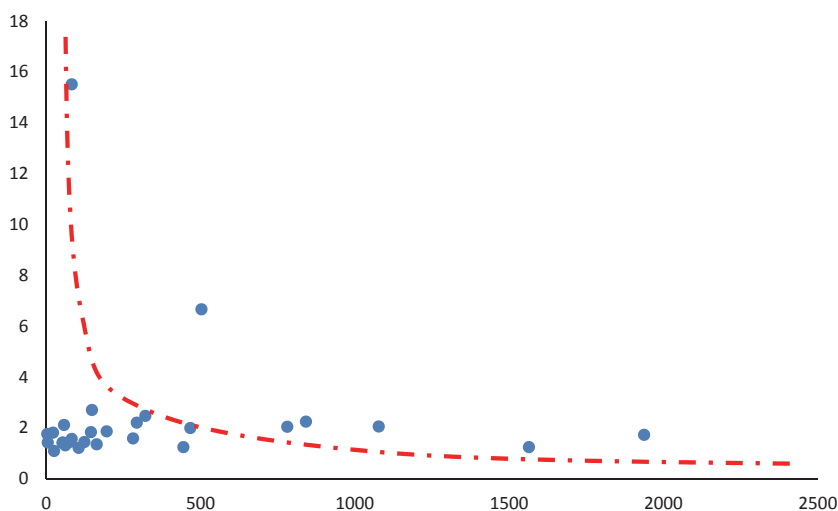
Otrzymane powyżej wizualizacje dają podstawę do niejednoznacznej, aczkolwiek pozytywnej weryfikacji przyjętych założeń hipotetycznych i wyprobowanego ujęcia analitycznego. Zależy to, czy odnosimy te założenia do danych empirycznych i wizualizacji dla Polski i innych nowych czy do starych krajów Unii Europejskiej. W odniesieniu do krajów starej UE, a więc bardziej rozwiniętych, wyższej cenie czynnika pracy na jego rynku odpowiada coraz niższe jego zatrudnienie w rolnictwie. Weryfikuje to empirycznie powoływane prawidłowości ekonomiki rolnictwa, znajdujące wyraz w przytaczanych modelach rozwoju. Wyższa cena tego czynnika oznaczać bowiem musi przesuwanie jego do obszarów o większej wydajności zatrudnienia. Wpływ pewnie na to też

miała stopa bezrobocia wyraźnie niższa niż w nowych krajach UE. To dobrze obrazują wizualizacje dla tych krajów.

W Polsce te proporcje nie są tak wyraźne, jednak się zarysowują. Może to wynikać względnie z bardzo stabilnej struktury agrarnej i związanym z tym powolnym ubytkiem zatrudnienia czynnika pracy. Może na to mieć wpływ obserwowany w całym okresie analizy wysoki wskaźnik bezrobocia w działalności pozarolniczej i brak pełnych możliwości alokacji czynnika pracy w stosunku do relacji jego ceny. Ponadto faktyczna cena pracy w gospodarce nie zwiększała się znacząco, między innymi z uwagi na wspomniane uwarunkowania. Podobnie, choć już wyraźniej, wizualizacje empiryczne weryfikują wyprowadzone ujęcie analityczne i założenia hipotetyczne w odniesieniu do pozostałych nowych krajów UE przyjętych w tej analizie.

Przyjmując kolejne założenie zgodnie z powołanym hipotetycznym rysunkiem 31, zweryfikowana została hipoteza o istnieniu substytucyjnej relacji między egzogenicznym czynnikiem, jakim jest cena czynnika pracy, a jego zatrudnieniem. W tym celu dokonano estymacji dla jednego roku (2013 – ostatnie dostępne dane) dla 28 krajów UE łącznie. Posłużył do tego nieliniowy model hiperboliczny.

Rysunek 54. Cena czynnika pracy a poziom jego zaangażowania w rolnictwie w krajach UE w roku 2013



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

W wyniku prób estymacji otrzymano oszacowania parametrów modelu:

$$\widehat{C}_L = 3,01 + \frac{1,66 \cdot 10^{-5}}{L} \quad (3.24)$$

$$(0,215) \quad (1,18 \cdot 10^{-7}).$$

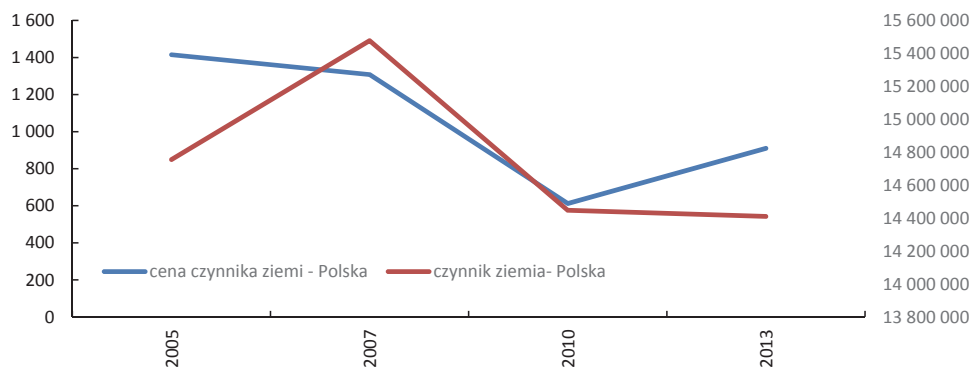
Otrzymane parametry oraz jakość dopasowania modelu do danych empirycznych stanowią słabą przesłankę, która z dużą dozą ostrożności pozwala nam na przyjęcie hipotezy o istnieniu relacji substytucyjnej między egzogeniczną ceną czynnika pracy a jego poziomem wykorzystania.

3.6. Ujęcie empiryczne – zaangażowanie czynnika ziemi w relacji do jego ceny

Przedstawione w powyższych podrozdziałach zależności ujęte analitycznie we wzorach 3.15-3.21 i rysunkach 32-34 zweryfikowane zostały w sposób empiryczny. Do tego celu wykorzystano szeregi czasowe pochodzące z bazy danych Eurostat. Przypisano im następujące definicje:

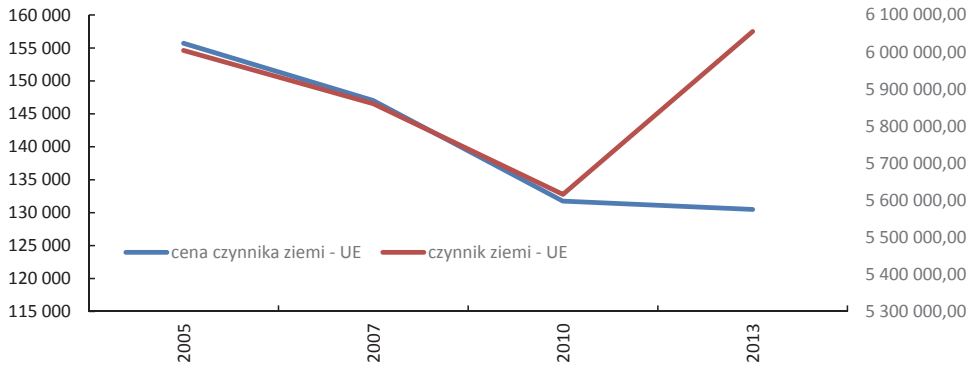
- czynnik ziemi Z wyznaczono na podstawie danych Eurostatu jako sumę użytków rolnych,
- cenę czynnika ziemi c_Z zaczerpnięto również z bazy Eurostatu dla dostępnych lat: 2005, 2007, 2010 oraz 2013.

Rysunek 55. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w Polsce



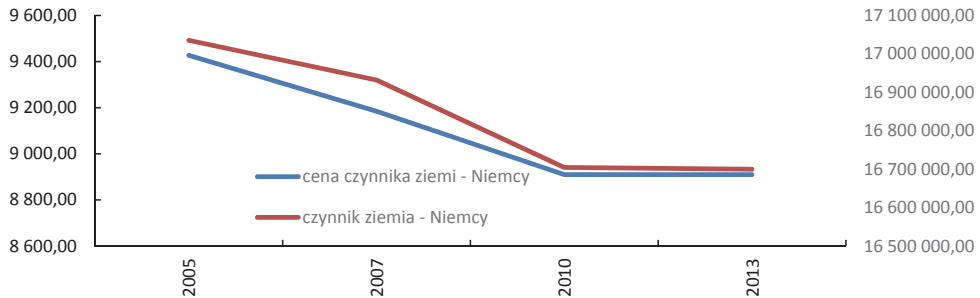
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 56. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w UE



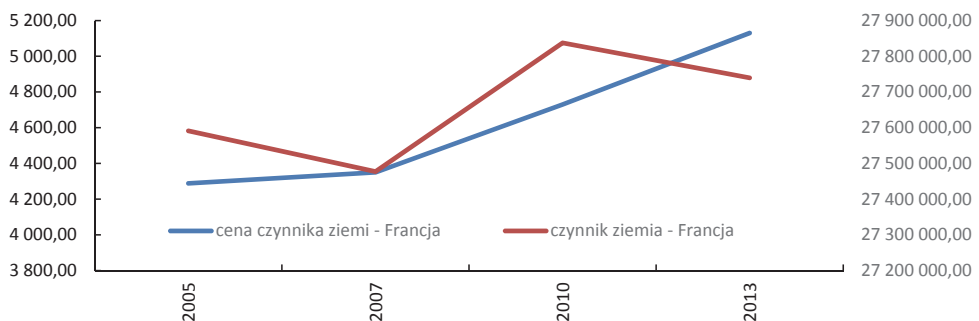
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 57. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie w Niemczech



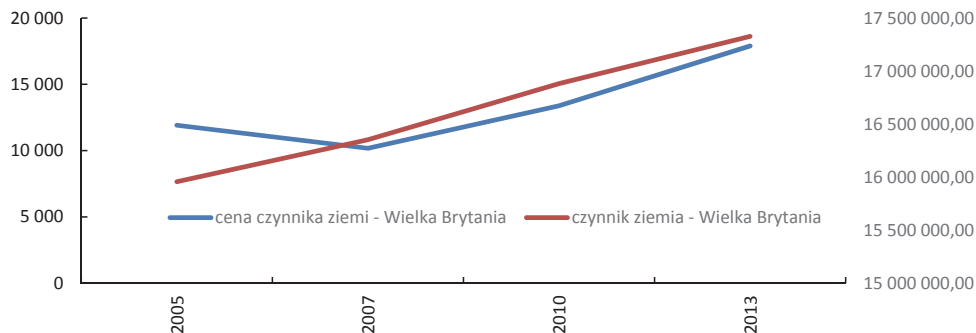
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 58. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Francji



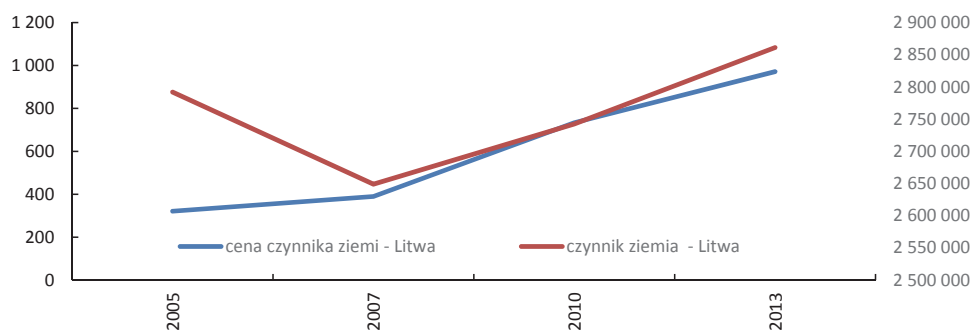
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 59. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Wielkiej Brytanii



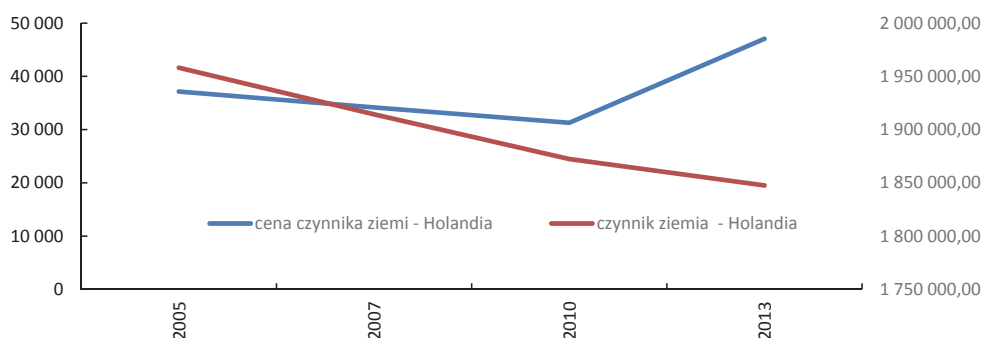
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 60. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Litwy



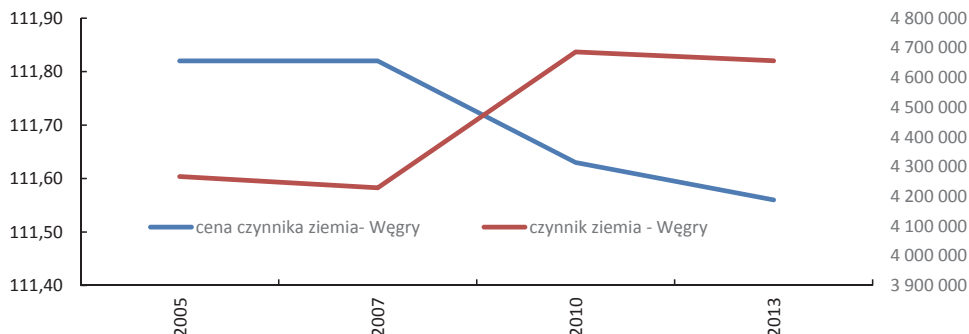
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 61. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Holandii



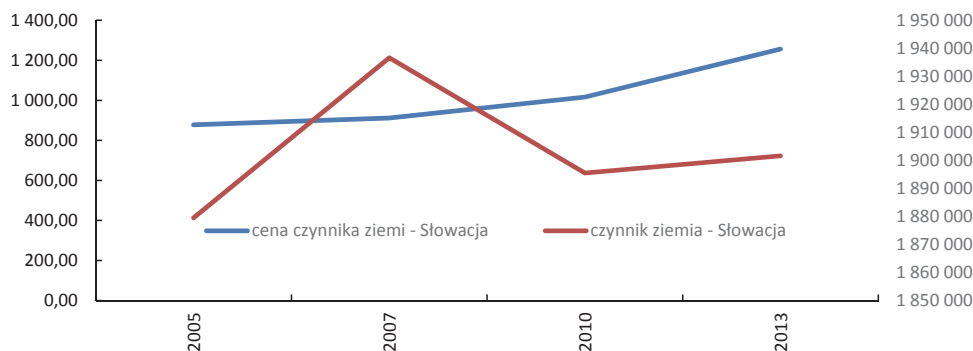
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 62. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Węgry



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rysunek 63. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Słowacji



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

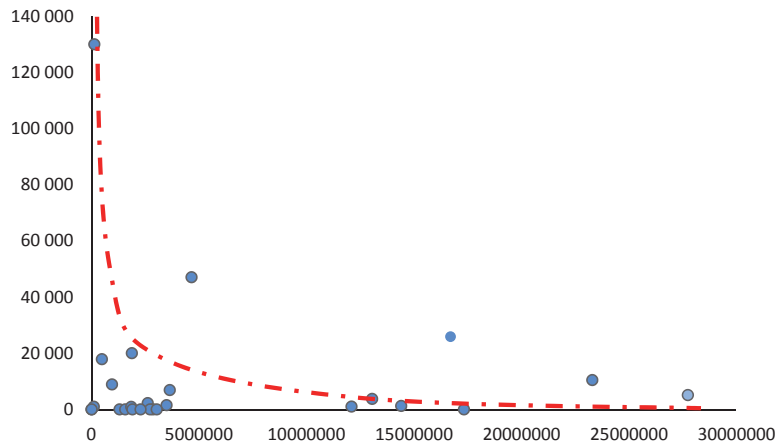
Otrzymana relacja substytucyjna podlegała próbie estymacji. Otrzymano następującą postać krzywej:

$$(\widehat{C}_Z) = 1254,58 + \frac{9,24 \cdot 10^{-7}}{Z} \quad (3.25)$$

$$(0,1981) \quad (1,01 \cdot 10^{-8}).$$

Otrzymane parametry stanowią również słabą przesłankę umożliwiającą przyjęcie hipotezy o istnieniu relacji substytucyjnej między egzogeniczną ceną czynnika ziemi a jego poziomem wykorzystania.

Rysunek 64. Cena czynnika ziemi a poziom jego zaangażowania w rolnictwie w krajach UE w roku 2013



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Rozdział IV

Polityka pieniężna jako element egzogenicznego mechanizmu kształtowania cen w rolnictwie

Jak wskazano w rozdziale pierwszym niniejszej monografii, do czynników zewnętrznych (egzogenicznych) wpływających na analizowane relacje cenowe a w konsekwencji produkcję (zgodnie z relacją 1.21) można zaliczyć również oddziaływanie polityki gospodarczej. Polityka makroekonomiczna wpływa nie tylko na poziom cen krajowych produktów rolnych, lecz również także na ceny środków produkcji.

Powyższe rozumowanie możemy zapisać w postaci matematycznej (rozwijając równość 1.21 względem 1.14) określając, że lewa strona równości 1.14 jest funkcją (między innymi⁵⁸) stopy procentowej:

$$\left\{ \frac{\partial c_K}{c_K} + \frac{\partial c_L}{c_L} + \frac{\partial c_Z}{c_Z} \right\} - \frac{\partial p}{p} = f(i) \quad (4.1)$$

gdzie:

i – nominalna stopa procentowa.

Stopa procentowa będąca podstawowym narzędziem polityki pieniężnej oddziałuje na wskaźniki cen czynników produkcji, ponieważ jest ceną kapitału pieniężnego potencjalnie zamiennego na te czynniki i ich zastosowanie. W konsekwencji wpływa na omawiane wyżej ich relacje cenowe. Finalnie przy danej efektywności produkcji w sensie *TFP* warunkuje opłacalność produkcji rolnej⁵⁹. Mechanizmy procesów związanych z transmisją skutków polityki gospodarczej, w tym pieniężnej, do sfery realnej i nominalnej przedstawione zostały w „modelu wahadła” i omówione w pracy Czyżewskiego i Kułyka⁶⁰.

Z analitycznego punktu widzenia i możliwości budowania scenariuszy dla rolnictwa można wskazać na cztery warianty oddziaływania polityki gospo-

⁵⁸ W naszych rozważaniach ograniczymy się jedynie do zmienności wskaźników cen wynikających ze zmiany wariacji stopy procentowej.

⁵⁹ Kata R. (2011), *Wpływ polityki fiskalnej i monetarnej na zadłużenie gospodarstw rolnych w Polsce*. Warszawa, Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G, T. 98, z. 3, s. 73-83.

⁶⁰ Czyżewski A., Kułyk P. (2010), *Relacje między otoczeniem makroekonomicznym a rolnictwem w krajach wysokorozwiniętych i w Polsce w latach 1991-2008*. Warszawa, Ekonomista, nr 2, s. 189-214.

darczej. Mowa tu o polityce monetarnej i fiskalnej, a każda z nich może być prowadzona w sposób ekspansywny bądź restrykcyjny. W niniejszej monografii uwaga skupiona zostanie na ocenie oddziaływania polityki pieniężnej na wskaźniki cen w rolnictwie⁶¹.

Oddziaływanie o którym mowa, czy też system powiązań, który zawiera się między decyzjami Rady Polityki Pieniężnej (RPP) a gospodarką, określane jest w teorii ekonomii mechanizmem transmisji impulsów monetarnych (MTM). System ten to droga impulsów będących konsekwencją prowadzonej polityki pieniężnej. Rozpoczyna ją instrument, którym najczęściej jest stopa procentowa. Finalnie zaś obserwujemy reakcję zmiennych makroekonomicznych, takich jak np. produkcja, inflacja czy kurs walutowy. Z naszej perspektywy kluczowa będzie reakcja wskaźników informująca o zmianie cen produktów rolniczych.

Wspomniane drogi tego oddziaływania, które wywołane są decyzjami z obszaru polityki pieniężnej, określa się w literaturze jako kanały transmisji. Polański⁶² definiuje impulsy monetarne jako zmiany cen instrumentów finansowych, np. zmiany stóp procentowych, kursów walutowych czy kursów papierów wartościowych, a także samej ich podaży, w tym również podaży pieniądza. W skali makroekonomicznej najważniejszą rolę odgrywają w tym zakresie banki centralne i generowane przez nie impulsy, a w świetle pieniądza kredytowego zmiany stóp procentowych są zatem kluczowymi impulsami monetarnymi.

Istotnym zagadnieniem jest także ocena podatności gospodarki, również w ujęciu sektorowym, na szoki będące wynikiem gwałtownych wahań popytu i podaży oraz umiejętność powrotu danego sektora bądź całej gospodarki do stanu równowagi po wystąpieniu zaburzeń.

4.1. Oddziaływanie polityki monetarnej – ujęcie teoretyczne

W monografii tej ocena oddziaływania polityki pieniężnej na sektor rolniczy (dokładniej na wskaźniki cen tego sektora) osadzona będzie wokół ekonomii głów-

⁶¹ Rozdział IV (podrozdziały IV.1 – IV.5) stanowi rozwinięcie niepublikowanej rozprawy doktorskiej jednego z autorów niniejszej monografii w zakresie wpływu polityki pieniężnej na ceny w rolnictwie (por. Waszkowski A. (2017), *Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej do sfery realnej na przykładzie polskiej gospodarki*).

⁶² Pietrzak B., Polański Z., Woźniak B. (2008), *System finansowy w Polsce*. Tom 1. Wydanie drugie zmienione. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

nego nurtu. W nawiązaniu do nowej ekonomii keynesistowskiej⁶³ podejścia co do wyjaśnienia wahań produkcji bazuje bowiem na filarach mikroekonomii, która towarzyszy nam i porządkuje zastosowane w niniejszej pracy podejście analityczne.

Najważniejsze relacje pozwalające określić kierunki zależności w modelu polityki pieniężnej w tym ujęciu związane są z przedstawionymi poniżej trzema założeniami (Kokoszcyński i in., 2002⁶⁴; Kokoszcyński, 2004⁶⁵).

W sytuacji, w której przedsiębiorstwa bądź gospodarstwa maksymalizują swoje wyniki finansowe, ceny aktualne traktowane są przez nie jako średnia ważona cen historycznych i cen właśnie zmienionych (w modelu niejednoczesnych dostosowań cenowych Calvo⁶⁶). Podlegają one wahanom w danym okresie. Jest to równoważne ze stwierdzeniem, że poziom wskaźnika cen (bądź jego tempa wzrostu) zależy od oczekiwań przedsiębiorców i producentów co do przyszłego poziomu cen oraz od różnicy między realnym bieżącym kosztem krańcowym a poziomem tego kosztu w stanie długookresowej równowagi w sektorze lub gospodarce. Różnica między tymi kosztami krańcowymi jest wówczas odzwierciedleniem zależności między aktualnym poziomem produkcji a jego optymalną wielkością w przypadku cen doskonale elastycznych. Wielkość ta definiowana jest w literaturze przedmiotu jako luka popytowa (ang. *output gap*). W analityczny sposób zależność ta znana jest jako nowa keynesowska krzywa Phillipsa⁶⁷ (4.2) i została wyprowadzona dla modelu Calvo⁶⁸:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \varphi x_t \quad (4.2)$$

⁶³ Niektórzy autorzy poddają w wątpliwość sam termin „nowa ekonomia keynesistowska” ze względu na jego trudność identyfikacyjną (por. Wojtyna, 2000). Inni określali go jako „nową syntezę neoklasyczną” (por. np. Goodfriend, King, 1998).

⁶⁴ Kokoszcyński R., Łyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E. (2002), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej- współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski*. Materiały i Studia 151, Narodowy Bank Polski.

⁶⁵ Kokoszcyński R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*. Wydawnictwo Naukowe PWE, Warszawa.

⁶⁶ Ceny ustalane są w ten sposób, że średnia ważona oczekiwanych narzutów równa jest optymalnej wielkości narzutu w sytuacji, gdy nie występują sztywności w sektorze. Calvo (1983) wprowadził koncepcję niejednoczesnego dostosowywania się pojedynczych cen, co daje efekt lepkości ich poziomu. Prawdopodobieństwo zmiany ceny opisane jest za pomocą rozkładu Poissona ze stałym prawdopodobieństwem dostosowania ceny przez gospodarstwo bądź przedsiębiorstwo.

⁶⁷ Różne warianty krzywej Phillipa przedstawione są m.in. w pracy Urbańska A. (2002), *Polityka monetarna: współczesna teoria i analiza empiryczna dla Polski*. Materiały i Studia 148, Narodowy Bank Polski.

⁶⁸ Calvo G. A. (1983), *Staggered prices in a utility – maximizing framework*. Journal of Monetary Economics, Vol. 12, Issue 3, s. 384-398.

gdzie:

π_t – stopa inflacji w okresie t ,

E_t – wartość oczekiwana stopy inflacji π w okresie t ,

x_t – luka popytowa w okresie t ,

β oraz φ – parametry modelu.

Przeszłe oczekiwania dzisiejszej inflacji z nowej klasycznej krzywej Philipsa (4.2) można zastąpić dzisiejszymi oczekiwaniami przyszłej inflacji. Woodford⁶⁹, biorąc pod uwagę fakt wysokiej korelacji oczekiwań inflacyjnych, zauważa, że nowa klasyczna formuła krzywej pozwala na występowanie trwałych efektów szoków z obszaru polityki pieniężnej. W przypadku opisanym relacją (4.2) wskaźnik inflacji wyprzedza wskaźnik produkcji⁷⁰.

Podobnie gospodarstwa i przedsiębiorstwa dokonują optymalizacji. Wówczas obserwujemy zależność między wielkością produkcji a stopą procentową. Analitycznie można ją przedstawić za pomocą dynamicznego równania krzywej IS o następującej postaci:

$$IS: y_t = -\sigma^{-1}(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - i^p) + E_t(y_{t+1}) + \varepsilon_t^D \quad (4.3)$$

gdzie:

y_t – logarytm produkcji w okresie t ,

ε_t^D – szok popytowy (egzogeniczny składnik łącznego popytu w okresie t),

i_t – nominalna stopa procentowa w okresie t ,

i^p – stopa dyskontowa odpowiadająca realnej stopie procentowej w stanie długookresowej równowagi pomijającym trwałe wzrosty gospodarcze,

σ – parametr modelu.

Krzywa IS prezentowana w kategoriach luki popytowej (x_t) przyjmuje wówczas następującą postać (4.4):

$$IS: x_t = -\sigma^{-1}(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - i^p) + E_t(x_{t+1}) + \varepsilon_t^D \quad (4.4)$$

Równania (4.2) – (4.4) stanowią strukturalny, zagregowany obraz mechanizmu transmisji dla małej gospodarki zamkniętej. Z równania (4.2) wynika, że zewnętrzny impuls monetarny może wpływać na produkcję wtedy, gdy pod jego wpływem zmienia się bieżąca krótkookresowa realna stopa procentowa lub jej

⁶⁹ Woodford M. (2002), *Interest and Prices. Foundations of Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, Princeton.

⁷⁰ Urbańska A. (2002), *Polityka monetarna...*, op cit.

oczekiwana wartość w przyszłości. Gdy założymy brak jednoczesnego dostosowywania się wszystkich cen⁷¹, wówczas zmiana nominalnej krótkookresowej stopy procentowej wpływa również na poziom stopy realnej.

Omówione relacje (4.2) – (4.4) ograniczają się wyłącznie i definiują mechanizm oddziaływania w przypadku gospodarki zamkniętej. „Otwarcie gospodarki” skutkuje koniecznością jego uzupełnienia. Obecny nurt literatury należący do tzw. „nowej makroekonomii gospodarki otwartej” korzysta również z dynamicznych modeli równowagi ogólnej z jawnie określonymi mikroekonomicznymi podstawami zachowywania się podmiotów, nominalnymi sztywnościami oraz niedoskonałą konkurencją. Próby uwzględnienia otwartości gospodarki w koncepcjach makroekonomicznych leżących u podstawy polityki pieniężnej najczęściej dotyczą podejścia polegającego na maksymalnym wykorzystaniu nurtu analizy poszukującego optymalnej polityki pieniężnej w gospodarce zamkniętej⁷². Rozważane w tych pracach modele zakładają niejednoczesne dostosowania cenowe według Calvo⁷³ i ujmują politykę pieniężną definiowaną jako politykę stóp procentowych, nie ograniczając się tylko i wyłącznie do reakcji szoków monetarnych. Formalny opis gospodarki otwartej korzysta z wyprowadzonych zależności dla gospodarki zamkniętej oraz dodatkowo uwzględnia takie parametry jak stopień otwartości danej gospodarki oraz stopę substytucji między dobrami zagranicznymi a krajowymi.

Krzywą IS (4.4) dla gospodarki otwartej w kategorii luki popytowej wyraża następująca formuła:

$$IS: x_t = -\sigma^{-1}\omega_{\alpha^o}[(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - i^p + f_{\alpha^o}E_t(\Delta y_{H,t+1})) + E_t(x_{t+1})] \quad (4.5)$$

gdzie:

ω_{α^o} , f_{α^o} – parametry modelu uzależnione są od stopnia otwartości gospodarki, $\Delta y_{H,t+1}$ dotyczy zagranicy.

⁷¹ Stwierdzenie to wynika z analizy reakcji produkcji na zaburzenia monetarne, która przeprowadzana była w kategorii badania skutków losowych zaburzeń podaży pieniądza. Współczesna polityka pieniężna posługuje się nie agregatem pieniężnym, lecz krótkookresową stopą procentową. Jak zauważa Kokoszcyński (2004), „ekspansywny szok monetarny działa w przedstawionych modelach tak samo, jak obniżenie podatku w tradycyjnych modelach cyklu koniunkturalnego”; por. Waszkowski A. (2017), *Mechanizm transmisji...*, op cit.

⁷² Przykładowo prace: Lane P.R. (1999), *The new open economy macroeconomics: a survey*. Journal of International Economics, Vol. 54 (2001), s. 235-266 oraz McCallum B.T., Nelson E. (2001), *Monetary policy for an open economy: an alternative framework with optimizing agents and sticking prices*. External MPC Unit Discussion Paper Vol. 5, Bank of England, Londyn.

⁷³ Calvo G.A. (1983), *Staggered prices...*, op cit.

Do opisu zmiany nominalnego kursu walutowego wykorzystywane jest najczęściej równanie niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych (UIP). Sprawia to, że zmiany kursu zależą funkcyjnie od bieżących oraz oczekiwanych różnic w stopach procentowych między analizowaną gospodarką otwartą i zamkniętą.

Przedstawione zależności: krzywa IS oraz krzywa Phillipsa, uzupełnione o niezabezpieczony parytet stopy procentowej uznawane są w literaturze przedmiotu za kluczowe elementy modeli służących do opisu mechanizmu transmisji monetarnej. Stan długookresowej równowagi dla sektora w przypadku gospodarki otwartej różni się tym od gospodarki zamkniętej, że kształtowanie się inflacji zależy od stopnia otwartości gospodarki oraz zmian kursu walutowego. Dodatkowo na poziom luki popytowej wpływają powyższe czynniki, a także stopień substytucji między dobrami krajowymi a zagranicznymi.

Przedstawiony nurt teoretyczny określany jest jako nowa synteza makroekonomiczna. Traktowany jest w kategoriach konsensusu w makroekonomii. Stara się połączyć mocne strony konkurujących ze sobą współczesnych podejść do analizy gospodarki. Z nowej klasycznej ekonomii oraz szkoły realnego cyklu koniunkturalnego nurt ten „wypożyczył” koncepcję międzyokresowej optymalizacji przedsiębiorstw oraz gospodarstw domowych, endogeniczny sposób modelowania racjonalnych oczekiwań oraz stale zrównoważonych rynków. Nurty te dostarczają makroekonomicznemu opisowi gospodarki dynamicznych mikro podstaw opartych na zachowaniu reprezentatywnego podmiotu. Z kolei z neoklasyzmu nowa synteza zapożyczyła założenie dotyczące monopolistycznej konkurencji, w której ceny nominalne zmieniają się sporadycznie⁷⁴. Ta przejściowa sztywność cenowa powoduje, że poziom aktywności gospodarczej determinowany jest wielkością zagregowanego popytu, na który mogą wpływać szoki pochodzące z obszaru polityki monetarnej⁷⁵. Nowa synteza zakłada przy tym, że wahania wielkości produkcji i zatrudnienia nie stanowią problemu wymagającego interwencji i są one naturalną reakcją gospodarki na realne zakłócenia (por. Goodfriend, King, 1998)⁷⁶.

W ujęciu formalnym podstawowy model nowej syntezy można przedstawić za pomocą równań (4.2) – (4.4). Model ten szybko uznano jako porozumienie między rywalizującymi ze sobą stanowiskami teoretycznymi w kwestii za-

⁷⁴ Bludnik I. (2010), *Nowa synteza neoklasyczna w makroekonomii*. Bank i Kredyt, Vol. 41(2), s. 43-69.

⁷⁵ Głównym źródłem fluktuacji w gospodarce nie są zatem wahania wielkości podaży pieniądza.

⁷⁶ Goodfriend M., King R. (1998), *The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy*. Working Paper 98-05, Federal Reserve Bank of Richmond.

sadniczych zjawisk makroekonomicznych. Umożliwia on bowiem analizę decyzji cenowych i produkcyjnych (jeden z obszarów zainteresowań keynesistów), jak i decyzji dotyczących konsumpcji i czynników podażowych (newralgiczny obszar nowej klasycznej ekonomii oraz szkoły realnego cyklu koniunkturalnego). Model ten umożliwia analizę zarówno krótkookresowych fluktuacji, jak i długookresowej tendencji wzrostu aktywności.

4.2. Oddziaływanie polityki monetarnej – metody pomiaru

Sama idea modelowania szeregów czasowych dzieli historię ekonometrii na dwa okresy, które rozgranicza opublikowana w 1980 roku praca Simsa⁷⁷. Zaczęto bowiem odchodzić od wielorównaniowego modelowania strukturalnego na rzecz modeli ateoretycznych. Jest to istotne zwłaszcza ze względu na fakt, że modele te były odporne na krytykę Komisji Cowlesa⁷⁸ (Kusideł, 2000):

- a) nie wymagały podziału *a-priori* na zmienne egzo- i endogeniczne,
- b) nie nakładały restrykcji zerowych,
- c) nie istniała priorytetowa w stosunku do modelowania, teorii ekonomii, która stanowiła podstawę budowania modeli klasycznych.

Zaproponowana przez Simsa metoda modelowania zakłada bowiem, że każda ze zmiennych konstruuje osobne równanie w modelu. Nie istnieje zatem potrzeba podziału zmiennych na egzo- i endogeniczne. Ponieważ w roli zmiennych objaśniających występują jedynie opóźnienia wszystkich zmiennych użytych w badaniu, nie jest wymagane nakładanie warunków zerowych w celu uzyskania identyfikacji modelu⁷⁹. Brak priorytetu teorii ekonomii wynika z dwóch wcześniejszych zasad. Skoro w modelu nie ma żadnych zmiennych endogenicznych i żadnej ze zmiennych nie można określić mianem egzogenicznej, to „wszystko jest przyczyną wszystkiego”, dlatego niemożliwym jest nakładanie jakichkolwiek hipotez ekonomicznych.

⁷⁷ Sims C.A. (1980), *Macroeconomica and reality*. *Econometrica*, Vol. 48, No 1, s. 1-48.

⁷⁸ Komisja Cowlesa ds. Badań w Ekonomii – pierwotnym jej celem było podjęcie badań nad określaniem cen giełdowych, po czym ostatecznie skupiono się na teorii ekonometrii. Członkowie tej Komisji swoją uwagę skupili przede wszystkim na formułowaniu strukturalnych modeli wielorównaniowych, por. Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowanie*, [w:] Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych, red. Suhecki B., tom III. Wydawnictwo Absolwent, Łódź.

⁷⁹ Problem identyfikacji w modelach wektorowej autoregresji nie istnieje, por. Rubaszek M. (2012), *Modelowanie polskiej gospodarki z pakietem R*. Oficyna Wydawnicza SGH w Warszawie.

Tabela 1. Charakterystyka wybranych modeli VAR

Autor modelu	Zmienne endogeniczne	Zmienne egzogeniczne
Peersman, Smets, (2003)	produkcja przemysłowa, CPI, stopa procentowa, kurs walutowy	ceny surowców, produkcja przemysłowa USA,
Kokoszcyński i in. (2002)	poziom produkcji sprzedanej przemysłu, stopa bezrobocia, CPI, WIBOR1M, agregat M1, rentowność 12-miesięcznych bonów skarbowych, nominalny efektywny kurs walutowy	
Hericourt (2006)	produkcja przemysłowa, CPI, stopa procentowa, kurs walutowy, agregat monetarny, kredyty krajowe	produkcja przemysłowa w strefie euro, stopa procentowa w strefie euro, ceny surowców
Łyziak i in. (2008)	produkcja przemysłowa, CPI, stopa procentowa, kurs walutowy, agregat monetarny, kredyty krajowe	
Demchuk i in. (2011)	CPI, inwestycje, konsumpcja, PKB, WIBOR 1M, nominalny efektywny kurs walutowy	
Kapuściński i in. (2015)	PKB, HICP, kredyty i pożyczki domowe dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw, WIBOR 3M, realny efektywny kurs walutowy	PKB strefy euro, EURIBOR3M, dodatkowe zmienne dychotomiczne

Źródło: Waszkowski A. (2017), *Mechanizm transmisji..., op cit.*

Nowe podejście do analizy szeregów czasowych spotkało się początkowo z dużą krytyką, określając podejście Simsa do modelowania jako „ateoretyczne”. Krytyka ta nie była jednak do końca uzasadniona. Wprawdzie wewnątrz modelowanego systemu brak jest miejsca na uwzględnienie hipotez ekonomicznych, to jednak sam dobór zmiennych do układu równań wynika z wiedzy ekonomicznej o badanym zjawisku. Współcześnie stosowane modele wektorowej autoregresji (VAR) stanowią swoisty pomost między tradycyjną ekonometrią

a analizą ateoetyczną⁸⁰. Kontynuatorzy prac Simsa wprowadzają bowiem do modelu zmienne egzogeniczne, takie jak: wyraz wolny, trend liniowy czy zmienne dychotomiczne. Dodatkowo potraktowanie modelu VAR jako zredukowanej formy modelu strukturalnego pozwala na interpretację zjawisk ekonomicznych⁸¹, bez konieczności rezygnacji z informacji dotyczącej procesu stochastycznego generującego dane. Należy zaznaczyć, że modele VAR od początku lat dziewięćdziesiątych stały się podstawowym narzędziem badania kointegracji zmiennych (modele wektorowej kointegracji, VECM), wypierając w ten sposób procedurę Engle'a i Grangera⁸².

Skuteczność i efektywność polityki pieniężnej, a także jej oddziaływanie na poziom i dynamikę cen dokonywane jest najczęściej właśnie w oparciu o mechanizm wektorowej autoregresji oraz wektorowej kointegracji.

O użyteczności modeli klasy VAR świadczą liczne badania prowadzone z ich wykorzystaniem w Narodowym Banku Polskiego. Opis MTM za pomocą modeli VAR można odnaleźć w pracach: Łyziaka i in. (2012)⁸³, Demchuk i in. (2011)⁸⁴, Postek (2011)⁸⁵, Kapuściński i in. (2015)⁸⁶, czy w porównawczej analizie Kokoszcyńskiego i in. (2002)⁸⁷. Mechanizm wektorowej autoregresji wykorzystany został również w projekcie Europejskiego Banku Centralnego⁸⁸ oraz praca Hericourta⁸⁹. Są to prace obejmujące całościowy obraz MTM. Charakterystyki wybranych modeli przedstawiono w tabeli 1. Warto zwrócić uwagę, że

⁸⁰ Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo-autoregresyjne...*, op cit.

⁸¹ Są to odstępstwa od założeń zaproponowanych przez Simsa.

⁸² Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), *Co-integration and error correction: representation, estimation and testing*. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), s. 251-276.

⁸³ Łyziak T. (2012), *Oczekiwania inflacyjne w Polsce*. Materiały i Studia Narodowego Banku Polskiego, Vol. 271, Warszawa oraz Łyziak T., Przystupa J., Wróbel E. (2008), *Monetary policy in Poland: a study of the importance of interest rates and credit channels*. SUERF Studie, The European Money and Finance Forum, Vol. 2008/1.

⁸⁴ Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E. (2011), *Mechanizm transmisji pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku?* Raport Instytutu Ekonomicznego NBP.

⁸⁵ Postek Ł. (2011), *Nieliniowy model mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce w latach 1999-2009. Podejście empiryczne*. Materiały i Studia 253, Narodowy Bank Polski.

⁸⁶ Kapuściński M., Kocięcki A., Kowalczyk H., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E. (2015), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w roku 2015?* Raport Instytutu Ekonomicznego NBP.

⁸⁷ Kokoszcyński R., Łyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E. (2002), *Mechanizm transmisji...*, op cit.

⁸⁸ Peersman G., Smets F. (2001), *The monetary transmission mechanism in the Euro area: more evidence from VAR analysis*. Working Paper Series 91, European Central Bank.

⁸⁹ Hericourt J. (2006), *Monetary policy transmission in the CEECs: a comprehensive analysis*. *Economic and Business Review*, Vol. 8(1), s. 37-82.

w literaturze polskiej i światowej zgodnie z wiedzą autorów brakuje w tym obszarze podejścia sektorowego. W tym zakresie – oddziaływania polityki pieniężnej na zmiany cen w sektorze rolnym, niniejsza monografia stara się uzupełnić lukę.

4.3. Uwagi o modelowaniu szeregów czasowych – stacjonarność i autokorelacja

Przed estymacją jakiegokolwiek modelu budowanego na podstawie szeregów czasowych należy zbadać, czy rozpatrywany proces generujący dane jest stacjonarny czy też nie⁹⁰. W praktyce ekonometrii szeregów czasowych raczej nie spotyka się sytuacji, w której analizowane zmienne są stacjonarnymi. Cechuje je często występowanie trendu stochastycznego bądź deterministycznego, a także zjawisko sezonowości. Nieuwzględnienie tych zjawisk może powodować nieadekwatność statystyk dobroci modelu, czyli regresję pozorną, objawiającą się oszacowaniami parametrów o wątpliwej precyzji mimo zadawalającego dopasowania modelu do danych empirycznych⁹¹.

Proces stochastyczny $\{x_t\}$ definiowany jest jako stacjonarny w ścisłym sensie (silna stacjonarność), w sytuacji, w której łączny rozkład prawdopodobieństwa dla $\{x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_n}\}$ jest taki sam jak dla $\{x_{t_1+h}, x_{t_2+h}, \dots, x_{t_n+h}\}$, dla dowolnych obserwacji t_1, t_2, \dots, t_n oraz przesunięcia w czasie, które opisywane jest parametrem h . Nie istnieje możliwość weryfikacji silnej stacjonarności w sposób empiryczny. Stąd do praktyki modelowania wprowadzono pojęcie stacjonarności szeregu czasowego w szerszym sensie (słabej stacjonarności). Wówczas wymaga się jedynie, aby wartość oczekiwana, wariancja oraz kowariancja szeregu czasowego były stałe w czasie. Powyżej przytoczoną definicję można zapisać w postaci (4.6) – (4.8):

$$E(x_t) = \mu \text{ dla } t = 1, 2, \dots \quad (4.6)$$

$$\text{var}(x_t) = \sigma^2 < \infty \quad (4.7)$$

$$\text{Cov}(x_t, x_{t+h}) = \text{Cov}(x_{t+k}, x_{t+k+h}) = \gamma(h) \quad (4.8)$$

⁹⁰ Zagadnienia te przedstawiono m.in. w monografii Syczewska E.M. (1999), *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, op. cit.

⁹¹ Welfe A. (2009), *Ekonometria*, op. cit.

gdzie:

$E(x_t)$ – wartość oczekiwana zmiennej x_t ,

$var(x_t)$ – wariancja zmiennej x_t ,

$Cov(x_t, x_{t+h})$ – kowariancja zmiennej x_t .

Empiryczna weryfikacja mająca na celu odpowiedź na pytanie, czy badany szereg czasowy jest szeregiem stacjonarnym w szerszym sensie służą tzw. testy pierwiastka jednostkowego⁹². Schemat wnioskowania (weryfikacji hipotezy) jest następujący. Analizie podlega szereg wyjściowy szeregu x_t . W sytuacji, w której jest on stacjonarny, określa się go jako zintegrowany w stopniu zerowym: $x_t \sim I(0)$. Jeśli nie, wówczas oblicza się jego pierwszy przyrost: $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$. Jeśli zmienna Δx_t jest stacjonarna, wówczas o zmiennej x_t mówimy, że jest zintegrowana w stopniu pierwszym: $x_t \sim I(1)$, a $\Delta x_t \sim I(0)$. W przypadku niestacjonarności Δx_t liczy się kolejny przyrost oznaczany jako $\Delta^2 x_t = \Delta x_t - \Delta x_{t-1}$ i bada jego stacjonarność. Schemat kontynuowany jest aż do momentu uzyskania różnicy, która jest stacjonarna. Jeżeli dla $k = 1, 2, \dots, z - 1$ zmienna $\Delta^k x_t$ jest niestacjonarna, zaś zmienna $\Delta^d x_t$ jest stacjonarna, to szereg Δx_t określamy jako niestacjonarny, zintegrowany w stopniu d : $x_t \sim I(d)$ ⁹³.

Jednym z najczęściej używanych testów weryfikujących stacjonarność stacjonarności szeregów czasowych jest test Dickeya-Fullera (DF)⁹⁴. W podstawowym wariancie tego testu estymacji podlega model postaci⁹⁵:

$$\Delta x_t = (\rho - 1)x_{t-1} + \vartheta_t, \quad (4.9)$$

gdzie:

x_t – szereg czasowy będący realizacją procesu stochastycznego $\{x_t\}$ w chwili t ,

ρ – parametr,

ϑ_t – białoszumowy składnik losowy.

⁹² Analizę stacjonarności szeregów czasowych można znaleźć m.in. w pracy Witkowska D., Matuszewska-Janicka A., Kompa K. (2012), *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwo SGGW w Warszawie.

⁹³ Por. Rubaszek M. (2012), *Modelowanie polskiej gospodarki z pakietem R*, op. cit.

⁹⁴ Dickey D.A., Fuller W.A. (1981), *Likelihood ratio statistics for autoregression time series with a unit root*. *Econometrica*, Vol. 49, No. 4 (Jul., 1981), s. 1057-1072.

⁹⁵ Cholewiński R. (2008), *Wpływ zmian kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych*. Materiały i Studia 226, Narodowy Bank Polski.

Szereg czasowy x_t określany mianem stacjonarnego w momencie, gdy $|\rho| < 1$. Jeśli zaś x_t posiada pierwiastek jednostkowy (jest zatem zintegrowany w stopniu I), wówczas po jego zróżnicowaniu parametr ρ jest równy zero. W teście DF weryfikowana jest hipoteza zerowa zakładająca brak stacjonarności szeregu czasowego względem hipotezy alternatywnej (4.10):

$$H_0: (\rho - 1) = 0,$$

$$H_1: (\rho - 1) < 0 \quad (4.10)$$

Statystyka testowa testu DF ma postać zbliżoną do statystyki testu t oraz dana jest wzorem⁹⁶:

$$DF = \frac{\hat{\rho}}{s_\rho} \quad (4.11)$$

gdzie:

$\hat{\rho}$ – oszacowanie parametru ρ modelu postaci (4.9),

s_ρ – błąd standardowy szacunku parametru.

Rozkład statystyki DF postaci (4.11) jest jednak asymetryczny i niemożliwy do uzyskania w analityczny sposób.

Rozwinięciem modelu postaci (4.9) w przypadku zaistnienia zjawiska autokorelacji⁹⁷ składnika losowego ϑ_t jest równanie (4.12):

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \delta_1 \Delta x_{t-1} + \delta_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \delta_K \Delta x_{t-K} + \vartheta_t, \quad (4.12)$$

gdzie:

K – rząd opóźnienia,

δ – parametry rozkładu.

⁹⁶ Charemza W.W., Deadman D.F. (1997), *Nowa ekonometria*. PWE, Warszawa.

⁹⁷ W przypadku obecności zjawiska autokorelacji oszacowanie parametru ρ równania (5.8) staje się obciążone. Wówczas pomiędzy średnią wartością estymatora a wartością parametru występuje istotna różnica. Finalnie skutkuje to tym, że parametr populacji oszacowany jest ze strukturalnym błędem nielosowym. Finalnie utrudnia bądź wręcz uniemożliwia to poprawne przeprowadzenie procesu weryfikacji hipotezy zerowej, a w konsekwencji popełnienie błędu I lub II rodzaju.

Oszacowanie parametru ρ równania (4.12) umożliwia skonstruowanie statystyki rozszerzonego testu Dickeya-Fullera ADF (ang. *augmented Dickey-Fuller*). Rozkład tej statystyki jest asymptotyczny, natomiast uwzględnienie rozkładu przez rozszerzenie testu usuwa problem autokorelacji składnika losowego. Otrzymane estymatory pozbawione są strukturalnego obciążenia. Rząd opóźnienia K dla modelu ustala się najczęściej w praktyce wykorzystując kryteria informacyjne.

Ważnym aspektem praktycznym stosowania testów z rodziny DF jest możliwość uwzględnienia różnych powodów niestacjonarności szeregu czasowego. Stąd dla testu ADF należy również uwzględnić, oprócz opóźnień zmiennej, możliwość występowania wyrazu wolnego i trendu. Wówczas wyjściowy model, najbardziej ogólny, jest następującej postaci⁹⁸:

$$\Delta x_t = \mu_0 + \mu_1 t + \rho x_{t-1} + \delta_1 \Delta x_{t-1} + \delta_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \delta_K \Delta x_{K-1} + \vartheta_t \quad (4.13)$$

gdzie:

μ_0 – stała,

μ_1 – oszacowanie parametru przy zmiennej czasowej t .

Dopiero po weryfikacji istotności parametrów modelu (4.12) w zakresie obecności wyrazu wolnego oraz tendencji rozwojowej można przyjąć ostateczną formę modelu, a co z tym związane – statystyki testowej.

Odrębną grupę testów umożliwiających badanie stacjonarności szeregu czasowego są testy zakładające w hipotezie zerowej stacjonarność. Przykładem takiego testu jest test KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shina⁹⁹). Test KPSS zakłada, że szereg czasowy posiada składową trendu deterministycznego, procesu błędzenia losowego oraz składnika losowego. Nie będziemy tu omawiać detali dotyczących samych postaci funkcyjnych oraz założeń. Sam test KPSS ma dwie wersje¹⁰⁰. Pierwsza z nich testuje hipotezę zerową o stacjonarności wokół

⁹⁸ Welfe A. (2009), *Ekonometria*, op. cit.

⁹⁹ Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?* Journal of Econometrics, Vol. 54, Issues 1-3, s. 159-178.

¹⁰⁰ Na podstawie pracy Syczewska E. M. (1997), *Badanie empirycznej mocy testu Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina*. Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Vol. 5, s. 47-65.

trendu liniowego względem hipotezy alternatywnej o występowaniu pierwiastka jednostkowego. W tym przypadku testowana jest statystyka LM^{101} postaci:

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_t^2} \quad (4.14)$$

gdzie:

$S_t^2 = (\sum_{i=1}^t e_i)^2$ dla $t=1, 2, \dots, T$ – sumy częściowe reszt,

e_t dla $t=1, 2, \dots, T$ – reszty regresji y_t względem stałej i trendu t ,

$\hat{\sigma}_t^2$ – oszacowanie wariancji równa sumie kwadratów reszt podzielonych przez liczbę obserwacji T .

Druga wersja testu KPSS testuje hipotezę zerową o stacjonarności szeregu wokół średniej względem hipotezy alternatywnej o występowaniu pierwiastka jednostkowego. Składniki e_t są resztami regresji y_t względem stałej.

Statystyka testu stacjonarności względem średniej $\hat{\eta}_u$ jest zbieżna do:

$$\hat{\eta}_u \xrightarrow{w} \int_0^1 V(r)^2 dr \quad (4.15)$$

gdzie:

$V(r) = W(r) - rW(1)$ – standardowy most Browna zdefiniowany dla standardowego procesu Wienera $W(r)$,

\xrightarrow{w} – słaba zbieżność miar prawdopodobieństwa.

Natomiast statystyka testu KPSS względem tendencji $\hat{\eta}_r$ jest słabo zbieżna do granicy:

$$\hat{\eta}_r \xrightarrow{w} \int_0^1 V_2(r)^2 dr \quad (4.16)$$

gdzie:

$V_2(r)$ – most Browna II rzędu.

Wartości krytyczne testu KPSS Kwiatkowski i in. otrzymali w wyniku zastosowań procedur symulacji Monte Carlo.

Wykonując „przepis” na testowanie istnienia pierwiastków jednostkowych, należy mieć na uwadze fakt, że moc testów jest względnie niska¹⁰².

¹⁰¹ W teście KPSS statystyka testowa jest jednostronną statystyką LM (mnożnika Lagrange’a), por. Kwiatkowski i in., (1992), *Testing the null hypothesis...*, op cit, s. 162.

Oznacza to, że w przypadku zmiennych generowanych przez stacjonarny proces stochastyczny może dojść do nieodrżucenia hipotezy zerowej, która w rzeczywistości jest fałszywa, czyli do popełnienia błędu II rodzaju. Rubaszek¹⁰³ zauważa, że jest to szczególnie prawdziwe dla procesów o długiej pamięci (procesów persystentnych).

Kolejnym krokiem wstępnej analizy szeregów czasowych jest weryfikacja istnienia zjawiska autokorelacji. Jego analiza pozwala poznać strukturę procesu ARMA, co jest pomocne przy wyborze właściwego rzędu opóźnień w analizie kointegracji.¹⁰⁴ W tym celu wykorzystuje się najczęściej (w celu zbadania struktury procesu autokorelacyjnego) funkcję autokorelacji ACF (ang. *auto-correlation function*). Mierzy ona współczynnik korelacji między zmienną a jej kolejnym opóźnieniem:

$$ACF(s) = cor(x_t, x_{t-s}) = \frac{cov(x_t, x_{t-s})}{\sqrt{var(x_t) var(x_{t-s})}} = \frac{cov(x_t, x_{t-s})}{var(x_t)} \quad (4.17)$$

gdzie:

x_t – analizowana zmienna,

s – rząd opóźnienia (Cholewiński, 2008).

Zjawisko autokorelacji przenosi się na kolejne opóźnienia. Rozważmy model o następującej postaci:

$$x_t = \rho x_{t-1} + \vartheta_t \quad (4.18)$$

gdzie:

ϑ_t – proces białoszumowy.

Dla $t = 0, 1, \dots, T$, ρ jest współczynnikiem autokorelacji pierwszego rzędu, to:

$$x_t = \rho^t x_0 + \sum_{i=0}^t \vartheta_i \quad (4.19)$$

Współczynnik autokorelacji ρ dla opóźnienia rzędu s (ρ^s) maleje zatem w sposób geometryczny. Wynika to z faktu, że dla stochastycznego procesu stacjonarnego zachodzi następująca zależność: $-1 < \rho < 1$. W tym przypadku

¹⁰² DeJong D. N., Nankervis J. C., Savin N. E., Whiteman C. H. (1992), *The power problems of unit root tests in time series with autoregressive errors*. Journal of Econometrics, Vol. 53, Issues 1-3, s. 323-343.

¹⁰³ Rubaszek M. (2012), *Modelowanie polskiej gospodarki...*, op. cit.

¹⁰⁴ Por. Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. (2009), *Zastosowanie testów autokorelacji do weryfikacji hipotezy o słabej efektywności rynku*, [w:] *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach 2007* (praca zbiorowa pod red. Chrzana P. i Czernik T.). Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach.

szereg będący drugim składnikiem sumy równania jest więc zbieżny. Pytaniem do rozstrzygnięcia pozostaje ustalenie, które rzędy opóźnień odpowiedzialne są za powstawanie autokorelacji. W tym przypadku pomocna jest funkcja autokorelacji cząstkowej PACF (ang. *partial auto-correlation function*). Pokazuje ona, w jakim stopniu autokorelacja danego szeregu nie wynika z „przeniesienia” wcześniejszej autokorelacji, lecz jest rezultatem występowania autokorelacji istotnego rzędu¹⁰⁵.

4.4. Modele wektorowej autoregresji – metody estymacji i weryfikacji

Dla wektora N – zmiennych makroekonomicznych postaci:

$$\mathbf{y}_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt}]^T \quad (4.20)$$

między którego składnikami istnieje zależność określana przez teorię ekonomii, model wektorowej autoregresji VAR(P), gdzie P jest rzędem autoregresji, można przedstawić jako¹⁰⁶:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2\mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_P\mathbf{y}_{t-P} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (4.21)$$

gdzie:

$\boldsymbol{\varepsilon}_t$ – N -wymiarowy proces białego szumu o wartości oczekiwanej równej 0 oraz macierzy kowariancji Σ ,

\mathbf{A}_0 – macierz o wymiarach $N \times 1$ – jest macierzą zawierającą wyrazy wolne dla poszczególnych równań,

\mathbf{A}_p dla $p = 1, 2, \dots, P$ – macierze o wymiarach $N \times N$ – przedstawiają wpływ p -tego opóźnienia wszystkich zmiennych zależnych na ich bieżące wartości.

Liczba nieznanych parametrów zawartych w macierzach \mathbf{A}_p gdzie $p = 0, 1, 2, \dots, P$, jest równa iloczynowi $(1 + PN) \cdot N$. Dodatkowo nieznanne są elementy macierzy kowariancji, co daje $N(N + 1)/2$ nieznanych parametrów. Pożądaną cechą modelu VAR(P) jest jego stacjonarność, którą można opisać jako wygasanie wpływu szoku $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ na wartości wektora zmiennych zależnych:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial \mathbf{y}_{t+k}}{\partial \boldsymbol{\varepsilon}_t} = 0 \quad (4.22)$$

¹⁰⁵ Cholewiński R. (2008), *Wpływ zmian kursu walutowego...*, op. cit.

¹⁰⁶ Lütkepohl H., Kratzig M. (2004), *Applied time series econometrics*. Cambridge University Press. Cambridge.

Jedynym źródłem szoku w modelu VAR(P) są więc składniki losowe, a spełnienie warunku stacjonarności jest równoznaczne z istnieniem długookresowej wartości μ dla y_t , do której proces powraca:

$$\mu = A(L)^{-1}A_0 \quad (4.23)$$

gdzie:

(.) – operator opóźnień.

Tempo tego powrotu określają pierwiastki równania:

$$|A(z)| = 0 \quad (4.24)$$

których liczba jest równa iloczynowi $P \cdot N$.

Proces opisany równaniem (4.21) jest stacjonarny, jeżeli wszystkie pierwiastki równania (4.24) znajdują się poza kołem jednostkowym:

$$\{|z_k| > 1 \text{ dla } k = 1, 2, \dots, PN\} \quad (4.25)$$

Jeżeli model VAR(P) jest modelem procesu stacjonarnego, możliwym jest przekształcenie go do postaci nieskończonej wektorowej średniej ruchomej (ang. *vector moving average*, VMA):

$$y_t = A(L)^{-1}(A_0 + \varepsilon_t) = \mu + \sum_{k=0}^{\infty} \theta_k \varepsilon_{t-k} \quad (4.26)$$

gdzie:

L – operator opóźnień,

θ_k – macierze określające reakcje zmiennych endogenicznych zawartych w wektorze y_t na składniki losowe przez k okresów,

przy czym:

$$\theta_k = \frac{\partial y_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} \quad (4.27)$$

Parametry modelu wektorowej autoregresji mogą być szacowane¹⁰⁷ MNK, oddzielnie dla każdego z równań, co wynika z faktu, że zmienne objaśniające są

¹⁰⁷ Opis procedury estymacji VAR w sposób szczegółowy przedstawia Lütkepohl H. (2007), *Econometric analysis with vector autoregressive models*. Economic Working Papers ECO 2007/11. European University Instytut, s. 14-25.

zmiennymi z góry ustalonymi, niezależnymi¹⁰⁸ względem składnika losowego. Jeśli model VAR zapiszemy jako:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}\mathbf{x}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (4.28)$$

$$\text{cov}(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t) = 0 \quad (4.29)$$

gdzie:

$\mathbf{x}_t = [1, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-P}]^T$ – wektor zmiennych objaśniających o wymiarach $P \cdot N + 1$,

$\mathbf{A} = [\mathbf{A}_0, \mathbf{A}_1, \dots, \mathbf{A}_P]$ – macierz o wymiarach $N(I + N \cdot P)$ zawierająca wszystkie parametry modelu,

to estymator MNK dla parametrów n -tego równania VAR jest postaci:

$$y_{nt} = a_n x_t + \varepsilon_{nt}, \quad (4.30)$$

gdzie:

a_n – n -ty wiersz macierzy \mathbf{A} .

Jego oszacowanie jest równe:

$$\hat{a}_n = (\sum_{t=1}^T y_{nt} x_t^T) (\sum_{t=1}^T x_t x_t^T)^{-1} \quad (4.31)$$

Estymator uzyskiwany MNK dla całej macierzy parametrów jest natomiast dany równaniem:

$$\hat{\mathbf{A}} = (\sum_{t=1}^T \mathbf{y}_t \mathbf{x}_t^T) (\sum_{t=1}^T \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T)^{-1} \quad (4.32)$$

Model VAR może być również szacowany z wykorzystaniem metody największej wiarygodności MNW¹⁰⁹. Jeżeli składnik losowy równania (4.21) posiada wielowymiarowy rozkład normalny, to funkcja wiarygodności wynosi:

¹⁰⁸ Niezależność w przestrzeni wielowymiarowej oznacza ortogonalność wektorów. Model postaci (5.20) można oszacować za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (KMNK), stosowanej do każdego równania osobno. Estymatory KMNK są zgodne i asymptotycznie efektywne. Jeśli składniki losowe modelu VAR są skorelowane pomiędzy równaniami, a taką możliwość dopuszcza się w modelach VAR, to efektywność estymatorów można zwiększyć poprzez zastosowanie łącznej estymacji wszystkich równań. W przypadku modeli VAR zabieg taki nie podnosi jednak efektywności estymatorów, ponieważ wszystkie równania mają identyczne zmienne po prawej stronie, co wynika z założenia, że macierze $\mathbf{A}_0 \mathbf{A}_1 \dots \mathbf{A}_P$ nie zawierają zerowych elementów.

$$\mathcal{L} = \prod_{t=1}^T (2\pi)^{-\frac{N}{2}} |\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2} (\mathbf{y}_t - \mathbf{A}\mathbf{x}_t)' \Sigma^{-1} (\mathbf{y}_t - \mathbf{A}\mathbf{x}_t)\right] \quad (4.33)$$

W przypadku gdy macierz kowariancji jest macierzą diagonalną, to estymator uzyskiwany metodą MNW odpowiada estymatorowi MNK.

Z punktu widzenia specyfikacji modelu VAR(P) istotnym jest ustalenie rzędu opóźnień P. Ponieważ teoria ekonomii nie dostarcza informacji na temat dynamicznych zależności między zmiennymi, często do ich ustalenia wykorzystuje się kryteria informacyjne, takie jak: Akaike'a AIC, Hannana-Quinna HQ, bayesowskie Schwarza BIC czy Final Prediction Error FPE. Wartość logarytmu funkcji wiarygodności w maksimum wynosi:

$$\mathcal{L}(\hat{A}, \hat{\Sigma}) = -\frac{TN}{2} (1 + \ln 2\pi) - \frac{T}{2} \ln(|\hat{\Sigma}|). \quad (4.34)$$

Ponieważ liczba szacowanych parametrów modelu VAR(P) jest równa $N(1 + N \cdot P)$, wartość kryteriów informacyjnych można określić korzystając z następujących formuł (Lütkepohl i Krätzig, 2004):

a) kryterium Akaike'a:

$$\text{AIC} = |\hat{\Sigma}_r| + \frac{2}{T} N(1 + NP) \quad (4.35)$$

b) kryterium Hannana-Quinna:

$$\text{HQ} = |\hat{\Sigma}_r| + \frac{2 \log(\log T)}{T} N(1 + NP) \quad (4.36)$$

c) kryterium bayesowskie Schwarza:

$$\text{BIC} = |\hat{\Sigma}_r| + \frac{\log T}{T} N(1 + NP) \quad (4.37)$$

d) kryterium FPE

$$\text{FPE} = \frac{1 + \frac{N(1+NP)}{T}}{1 - \frac{N(1+NP)}{T}} |\hat{\Sigma}_r| \quad (4.38)$$

¹⁰⁹ Estymację modeli VAR z wykorzystaniem MNW oraz procedury testowania rzędów opóźnień i statystycznych właściwości składnika losowego przygotowano w niniejszej rozprawie na podstawie pracy Rubaszka (2012). Zbieżny opis procedur diagnostycznych w zakresie modelowania wielowymiarowych szeregów czasowych zawarty jest w pracy Lütkepohl H. (2007), *Econometric analysis...*, op. cit.

gdzie:

$\hat{\Sigma}_r$ – wyznacznik estymatora macierzy kowariancji składnika losowego,

T – długość szeregu czasowego.

Pożądanym aspektem modelowania ekonometrycznego jest uzyskanie systemu jak najlepiej dopasowanego do danych empirycznych, co matematycznie jest równoznaczne maksymalizacji funkcji wiarygodności (4.34), przy jak najmniejszej liczbie szacowanych parametrów. Dlatego należy wybrać opóźnienie P dla VAR(P), dla którego wartość kryteriów informacyjnych (4.35 – 4.38) jest najmniejsza.

Wskazówką przy doborze maksymalnego opóźnienia może być również test istotności kolejnych opóźnień modelu VAR¹¹⁰. Weryfikacji hipotezy zerowej: $H_0: \mathbf{A}_p = 0$ dokonuje się w oparciu o test ilorazu funkcji wiarygodności, którego statystyka określona jest wzorem:

$$LR = T(\ln|\hat{\Sigma}_{re}| - \ln|\hat{\Sigma}_{ur}|) \quad (4.39)$$

gdzie:

$\hat{\Sigma}_{re}$ oraz $\hat{\Sigma}_{ur}$ – macierze kowariancji składników losowych dla modelu VAR z restrykcjami oraz bez restrykcji.

Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka LR ma asymptotyczny rozkład χ^2 o N^2 stopniach swobody, równych liczbie parametrów, na które została nałożona restrykcja zerowa.

Zła specyfikacja polegająca na doborze zbyt małych wartości do modelu VAR może spowodować wystąpienie zjawiska autokorelacji reszt, a w dalszej konsekwencji obciążenie estymatora macierzy kowariancji. Obciążenie estymatora uzyskiwanego MNK prowadzi do nieprawidłowych wniosków płynących z weryfikacji hipotez opartych na teście *t*-Studenta czy ilorazu wiarygodności.

Autokorelację można wykryć korzystając z wielowymiarowego testu Ljungu-Boxa¹¹¹ lub testu Boxa-Pierce'a. Macierz kowariancji dla stacjonarnego *n*-wymiarowego procesu ekonomicznego \mathbf{y}_t dana jest wzorem:

$$\Gamma_j = Cov(\mathbf{y}_t; \mathbf{y}_{t-j}) \quad (4.40)$$

¹¹⁰ Rubaszek M. (2012), *Modelowanie polskiej gospodarki...*, op. cit.

¹¹¹ W literaturze przedmiotu test Ljungu-Boxa określany jest również jako *adjusted portmanteau test* a test Boxa-Pierce'a jako *portmanteau test*. Do weryfikacji hipotezy o braku autokorelacji składnika losowego można wykorzystać również test Breuscha-Goodfrey'a, który jest wielowymiarową wersją testu mnożników Lagrange'a.

zaś estymator tej macierzy dla próby jest równy:

$$\hat{\Gamma}_J = \frac{1}{T} \sum_{t=J+1}^T y_t y_{t-J}' \quad (4.41)$$

Weryfikacji podlega hipoteza zerowa o braku autokorelacji składnika losowego do rzędu J włącznie, czyli:

$$H_0: \forall_{1 \leq j \leq J} \Gamma_j = 0 \quad (4.42)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1: \exists_{1 \leq j \leq J} \Gamma_j \neq 0 \quad (4.43)$$

gdzie:

Γ_j – macierz kowariancji rzędu j dla składnika losowego oszacowanego modelu VAR(P)¹¹².

Wielowymiarowa statystyka testu Ljunga-Boxa określona jest formułą:

$$LB = T^2 \sum_{j=1}^J \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{\Gamma}_j' \hat{\Gamma}_0^{-1} \hat{\Gamma}_j \hat{\Gamma}_0^{-1}) \quad (4.44)$$

a przy prawdziwości hipotezy zerowej ma rozkład χ^2 o $N^2(J - P)$ stopniach swobody. Natomiast statystyka testu Boxa-Pierce'a dana jest wzorem:

$$BP = T \sum_{j=1}^J \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{\Gamma}_j' \hat{\Gamma}_0^{-1} \hat{\Gamma}_j \hat{\Gamma}_0^{-1}) \quad (4.45)$$

i przy prawdziwości hipotezy zerowej ma również rozkład χ^2 o $N^2(J - P)$ stopniach swobody.

Często, w trakcie testowania wielu hipotez statystycznych, zakłada się, że składnik losowy modelu ma wielowymiarowy rozkład normalny. Wówczas wykorzystywane statystyki mają zdefiniowane rozkłady, jak np. statystyka t -Studenta posiada rozkład t , a statystyka testu ilorazu wiarygodności rozkład χ^2 . Weryfikację hipotezy zerowej zakładającej wielowymiarowy rozkład normalny składnika losowego:

$$H_0: \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}) \quad (4.46)$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1: \boldsymbol{\varepsilon}_t \not\sim N(0, \boldsymbol{\Sigma}) \quad (4.47)$$

¹¹² Rubaszek M. (2012), *Modelowanie polskiej gospodarki...*, op. cit.

można przeprowadzić korzystając z wielowymiarowego testu Dornika-Hansena¹¹³. W teście tym oblicza się początkowo pierwiastek macierzy kowariancji z próby $\hat{\Sigma}^{1/2}$, a następnie dokonuje standaryzacji reszt modelu:

$$\boldsymbol{\mu}_t = \hat{\Sigma}^{-1/2} \mathbf{e}_t \quad (4.48)$$

Poszczególne składowe wektora $\boldsymbol{\mu}_t$ są względem siebie ortogonalne, co wynika z faktu, że macierz $\text{var } \boldsymbol{\mu}_t$ jest macierzą jednostkową. Dla rozkładu normalnego skośność jest równa 0, natomiast kurtoza wynosi 3. Korzystając z tego wyznacza się te charakterystyki rozkładu poszczególnych składowych wektora $\boldsymbol{\mu}_t$. Statystyka testu Dornika-Hansena przyjmuje postać:

$$DH = \frac{T}{6} \sum_{n=1}^N S_n^2 + \frac{T}{24} \sum_{n=1}^N (K_n - 3)^2 \quad (4.49)$$

gdzie:

S_n, K_n – odpowiednio skośność i kurtoza dla $n = 1, 2, \dots, N$.

Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka Dornika-Hansena przedstawiona relacją (4.49) ma rozkład χ^2 o $2N$ stopniach swobody.

W przypadku modeli VAR testuje się również ich stabilność. Najbardziej sformalizowaną metodą jest wielowymiarowy test Chowa¹¹⁴. Można wyróżnić trzy odmiany tego testu: *break – point*, *sample – split* oraz *Chow forecast*. W przypadku testu typu *break – point* szacowaniu podlegają trzy modele o takiej samej specyfikacji dla ustalonego momentu T^* , tj.:

- a) model I: podpróba $\{1, 2, \dots, T^*\}$ dla której mamy T_1 obserwacji, reszty $\hat{\boldsymbol{\epsilon}}_{t(1)}$ oraz macierz kowariancji

$$\hat{\Sigma}_1 = T_1^{-1} \sum_{t=1}^{T_1} \hat{\boldsymbol{\epsilon}}_{(1)t} \hat{\boldsymbol{\epsilon}}'_{(1)t} \quad (4.50)$$

- b) model II: podpróba $\{T^* + 1, \dots, T\}$ dla której mamy T_2 obserwacji, reszty $\hat{\boldsymbol{\epsilon}}_{t(2)}$ oraz macierz kowariancji

$$\hat{\Sigma}_2 = T_2^{-1} \sum_{t=1}^{T_2} \hat{\boldsymbol{\epsilon}}_{(2)t} \hat{\boldsymbol{\epsilon}}'_{(2)t} \quad (4.51)$$

- c) model III: podpróba $\{1, 2, \dots, T\}$ dla której mamy T obserwacji, reszty $\hat{\boldsymbol{\epsilon}}_t$ oraz macierz kowariancji

¹¹³ Test Dornika-Hansena jest wielowymiarowym uogólnieniem testu Jarque-Bera.

¹¹⁴ Por. Lütkepohl H., Kratzig M. (2004), *Applied time series...*, op. cit.

$$\widehat{\Sigma}_3 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \widehat{\varepsilon}_t \widehat{\varepsilon}_t' \quad (4.52)$$

Weryfikacji podlega hipoteza zerowa, że parametry modeli I, II, III są identyczne. W przypadku prawdziwości tej hipotezy statystyka ilorazu wiarygodności λ_{BP} testu typu *break – point* postaci:

$$\lambda_{BP} = T \ln |\widehat{\Sigma}_3| - (T_1 \ln |\widehat{\Sigma}_1| + T_2 \ln |\widehat{\Sigma}_2|) \quad (4.53)$$

ma rozkład χ^2 o liczbie stopni swobody równej całkowitej liczbie parametrów modelu VAR wliczając parametry macierzy kowariancji składników losowych.

Test typu *sample – split* wymaga zdefiniowania dwóch podciągow postaci: $x_{1(t)} = x_t$ dla $t \leq T^*$, $x_{1(t)} = 0$ dla $t > T^*$ oraz $x_{2(t)} = x_t$ dla $t \leq T^*$, $x_{2(t)} = 0$ dla $t > T^*$ takich, że $x_{1(t)} + x_{2(t)} = x_t$. Dla modelu postaci:

$$z_t = [A_{(1)} \ A_{(2)}] \begin{bmatrix} x_{1(t)} \\ x_{2(t)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{(1)t} \\ \varepsilon_{(2)t} \end{bmatrix} \quad (4.54)$$

testowana jest hipoteza zerowa zakładająca równość $A_{(1)} = A_{(2)}$. Statystyka testująca λ_{SS} w wersji *sample – split* postaci:

$$\lambda_{SS} = T \{ \ln |\widehat{\Sigma}_3| - \ln |T^{-1} (T_1 \ln |\widehat{\Sigma}_1| + T_2 \ln |\widehat{\Sigma}_2|) | \} \quad (4.55)$$

przy prawdziwości hipotezy zerowej posiada rozkład χ^2 o stopniach swobody równych $p \cdot n^2$. Ostatni z testów Chowa – *forecast test* – ma nieznacznie inną konstrukcję polegającą na oszacowaniu modelu VAR na podstawie $t = 1, 2, \dots, T^*$ obserwacji. Następnie dokonywana jest prognoza *ex post* dla pozostałych obserwacji. Test weryfikuje hipotezę, czy wariancja błędów prognoz *ex post* nie jest statystycznie istotnie większa od swojej teoretycznej wielkości. Testy Chowa w niniejszej pracy wykonano dla *breake date* przypadającej na połowę szeregu czasowego.

4.5. Strukturalizacja modeli VAR

Aby uzyskać interpretację ekonomiczną modelu VAR, koniecznym jest jego strukturalizacja. Strukturalny model wektorowej autoregresji (ang. *structural VAR*, SVAR) ma postać:

$$A y_t = C_0 + C_1 y_{t-1} + C_2 y_{t-2} + \dots + C_p y_{t-p} + B \eta_t, \quad (4.56)$$

gdzie:

składniki losowe poszczególnych równań mają rozkłady normalne i są względem siebie ortogonalne ($\boldsymbol{\eta}_t \sim N(0, \mathbf{I}_N)$),

macierze: A, B – określają jednoczesne zależności między zmiennymi wchodzącymi w skład wektora \mathbf{y}_t ,

macierze \mathbf{C}_i dla $i = 1, 2, \dots, P$ – określają właściwości dynamiczne modelu.

Estymacja bezpośrednia modelu SVAR postaci (4.56) może być niemożliwa ze względu na problem identyfikacji. Dlatego parametry modelu SVAR uzyskuje się szacując model wektorowej autoregresji, a następnie przeprowadzając jego strukturalizację. Ponieważ liczba parametrów dla modelu SVAR jest większa niż dla modelu VAR o $N^2 + \frac{N(N-1)}{2}$, wobec tego, aby uzyskać parametry modelu SVAR, należy nałożyć na niego dokładniej taką liczbę restrykcji.

Ponieważ składniki losowe są względem siebie niezależne, nadaje się im interpretację ekonomiczną określając je jako szoki strukturalne, tj. przykładowo: szok popytowy, podażowy czy też monetarny. Analiza reakcji zmiennych endogenicznych $\{y_i: i = 1, 2, \dots, N\}$ na bodźce w postaci szoków strukturalnych $\{\eta_j: j = 1, 2, \dots, N\}$ opisywana jest przez funkcję reakcji na impuls (ang. *impulse-response function*, IRF), a jej wartość po upływie k -okresów opisuje zależność:

$$IRF_{k(i,j)} = \frac{\partial y_{i,t+k}}{\partial \eta_{j,t}} \quad (4.57)$$

Analizie podlega zatem zmiana wartości $\{y_{i,t+k}: k = 0, 1, 2, \dots\}$ w reakcji na bodziec w postaci $\eta_{j,t} = 1$.

Wartości funkcji reakcji na impuls wszystkich zmiennych endogenicznych uwzględnionych w modelu SVAR względem wszystkich szoków strukturalnych zapisać można macierzowo jako:

$$\boldsymbol{\Psi}_k = \mathbf{IRF}_k = \frac{\partial \mathbf{y}_{t+k}}{\partial \boldsymbol{\eta}_t}. \quad (4.58)$$

Aby obliczyć wartości funkcji reakcji na impuls, należy w pierwszym kroku zapisać model SVAR w postaci strukturalnej nieskończonej wektorowej średniej ruchomej¹¹⁵ SVMA(∞):

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{k=0}^{\infty} \boldsymbol{\Psi}_k \boldsymbol{\eta}_{t-k}. \quad (4.59)$$

¹¹⁵ W odróżnieniu od wielowymiarowego modelu Koycka, który jest modelem z nieskończonym rozkładem opóźnień.

Przekształcenie model SVAR do SVMa dokonuje się przez zapisanie SVAR w postaci zredukowanej VAR:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}_0 + \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}_1\mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}^{-1}\mathbf{C}_p\mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\boldsymbol{\eta}_t \quad (4.60)$$

Składnik losowy modelu VAR (4.60) równy jest:

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\boldsymbol{\eta}_t \quad (4.61)$$

Ostatecznie postać SVMa(∞) przedstawia następujące równanie:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t + \sum_{k=1}^{\infty} \boldsymbol{\theta}_k \boldsymbol{\varepsilon}_{t-k} \quad (4.62)$$

Zatem relacja między składnikami losowymi modelu SVAR i VAR jest następująca:

$$\boldsymbol{\psi}_k = \boldsymbol{\theta}_k \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B}, \text{ dla } k=0,1,2,\dots \quad (4.63)$$

W przypadku, kiedy zmienna zależna y_i zdefiniowana jest w kategoriach przyrostu lub tempa wzrostu $y_i = \Delta z_i$, analiza dynamicznych własności modelu opiera się na opisie skumulowanej reakcji funkcji na impuls (ang. *accumulated* IRF, AIRF). Skumulowana funkcja reakcji określa wpływ dynamiczny j -tego szoku strukturalnego η_j na zmienną z_i :

$$AIRF_{k(i,j)} = \frac{\delta z_{i,t+k}}{\delta \eta_{j,t}} \quad (4.64)$$

Dodatkowo, ponieważ:

$$z_{it} = z_{i,t-k-1} + \sum_{m=0}^k y_{i,t-k+m} \quad (4.65)$$

\Rightarrow

$$\frac{\delta z_{it}}{\delta \eta_{j,t-k}} = \sum_{m=0}^k \frac{\delta y_{i,t-k+m}}{\delta \eta_{j,t-k}} \quad (4.66)$$

oznacza to, że:

$$AIRF_{k(i,j)} = \sum_{m=0}^k IRF_{k(i,j)} \quad (4.67)$$

W literaturze przedmiotu wyróżnia się strukturalizacje rekursywne i nie-rekursywne, które będą przedmiotem dalszych rozważań oraz strukturalizację

długookresową Blancharda i Quah¹¹⁶, która w niniejszej pracy nie będzie wykorzystana.

W strukturalizacji rekursywnej zakłada się, że dla $i < j$ zmienna y_{it} jest zmienną objaśniającą dla y_{jt} . Zmienna y_{jt} nie występuje w równaniu dla y_{it} . Restrykcje tego typu zaproponował Sims¹¹⁷. Ogólnie można zapisać je w następującej propozycji:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \vdots & 0 \\ * & 1 & \vdots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ * & * & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} * & 0 & \vdots & 0 \\ 0 & * & \vdots & 0 \\ \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & * \end{bmatrix} \quad (4.68)$$

W przypadku, gdy narzucone są restrykcje postaci (4.68), parametry oznaczone (*) w macierzy \mathbf{A} oraz \mathbf{B} można uzyskać rozwiązując nieliniowy układ równań z $\frac{N(N+1)}{2}$ niewiadomych i takiej samej liczby parametrów postaci:

$$\mathbf{\Sigma} = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{B}'(\mathbf{A}^{-1})' \quad (4.69)$$

Rozwiązanie równania (4.69) uzyskuje się najczęściej przez wykorzystanie tzw. dekompozycji Cholesky'ego macierzy $\mathbf{\Sigma}$. Każdą dodatnio określoną symetryczną macierz $\mathbf{\Sigma}$ można przedstawić jako iloczyn:

$$\mathbf{\Sigma} = \mathbf{P}\mathbf{P}' \quad (4.70)$$

gdzie macierz \mathbf{P} jest macierzą nieosobliwą trójkątną dolną. Wyznaczenie macierzy \mathbf{A} oraz \mathbf{B} sprowadza się do rozwiązania równania macierzowego postaci:

$$\mathbf{A}^{-1}\mathbf{B} = \mathbf{P} \quad (4.71)$$

Najczęstszym rozwiązaniem z zastosowaniem restrykcji rekursywnych jest zespół równości:

$$\mathbf{A} = \mathbf{I} \quad (4.72)$$

$$\mathbf{B} = \mathbf{P} \quad (4.73)$$

¹¹⁶ Blanchard O., Quah D. (1989), *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*, American Economic Review Vol. 79(4), s. 655-673.

¹¹⁷ Sims C. A. (1980), *Macroeconomica and reality*, op. cit.

4.6. Model wektorowej autoregresji – ujęcie empiryczne

Założenie strukturalizacji rekursywnej modelu VAR postaci (4.72) – (4.73) zawsze warunkuje przyjęcie określonego zestawu zmiennych do modelowania. W niniejszej monografii (co również wynika z dostępności danych) postanowiono oszacować sześć modeli wektorowej autoregresji¹¹⁸. W tym celu wykorzystano następujące szeregi czasowe, ograniczając się tylko i wyłącznie do polskiej gospodarki:

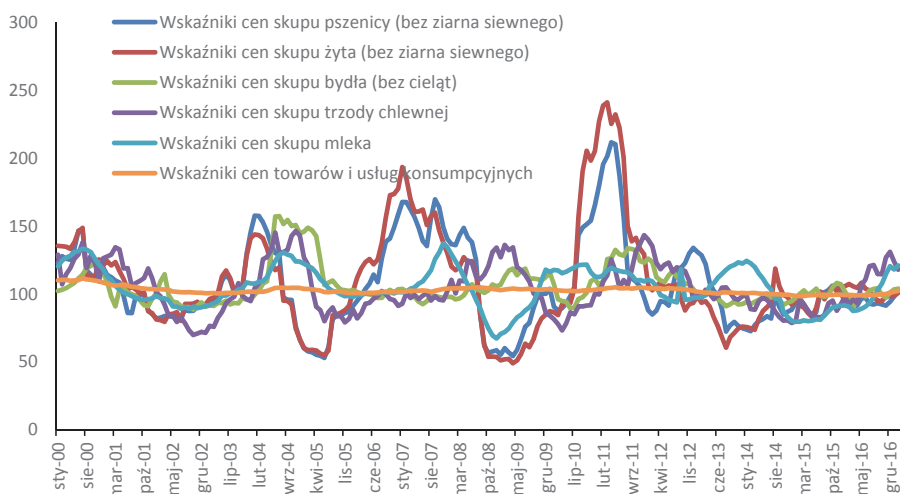
- π_t^P – wskaźniki cen skupu pszenicy (bez ziarna siewnego),
- π_t^Z – wskaźniki cen skupu żyta (bez ziarna siewnego),
- π_t^B – wskaźniki cen skupu bydła (bez cieląt),
- π_t^T – wskaźniki cen skupu trzody chlewnej,
- π_t^M – wskaźniki cen skupu mleka,
- π_t^{CPI} – wskaźniki cen towarów i usług konsumpcyjnych,

Powyższe szeregi czasowe to logarytmy naturalne indeksu łańcuchowego, gdzie analogiczny okres poprzedniego roku = 100, obliczone na podstawie danych GUS. W celu symulacji szokowej wykorzystano również stopę procentową, zdefiniowaną jako logarytm naturalny stopy kredytu lombardowego, oznaczoną jako i_t (źródło danych: NBP oraz obliczenia własne).

Wszystkie szeregi czasowe wykorzystane w analizie są szeregami o częstotliwości miesięcznej i dotyczą okresu 01.2000 – 02.2017 (206 obserwacji). Wskaźniki cen przedstawiono na wykresie 1.

¹¹⁸ Modele te były prezentowane oraz zostały poddane dyskusji w trakcie XVIII Konferencji Naukowej Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych 2017 w Centrum Edukacji Przyrodniczo-Leśnej w Rogowie.

Rysunek 65. Wskaźniki cen wykorzystane w analizie



Źródło: opracowanie własne.

Wykorzystanie indeksów cen w przeprowadzonej w dalszych krokach analizie umożliwia porównywalność zmiennych. Z kolei posiłkowanie się logarytmami eliminuje ryzyko zaistnienia zjawiska regresji pozornej, co objawia się zawyżonymi statystykami dopasowania modelu do danych empirycznych. Dodatkową zaletą tak przygotowanych danych jest fakt, że dzięki przyjęciu wartości średniej za bazową eliminacji ulega powielanie sezonowości pochodzącej z roku bazowego. Finalnie, nie bez znaczenia jest fakt, że dane dotyczące zmienności indeksów są często jedynymi dostępnymi informacjami. Stąd też ich tak duża popularność w modelowaniu ekonometrycznym bazującym na szeregach czasowych.

Analiza stacjonarności i autokorelacji szeregów czasowych

W celu empirycznej weryfikacji hipotezy, czy analizowany szereg czasowy jest stacjonarny, wykorzystano omówione testy pierwiastka jednostkowego. Stacjonarność szeregów czasowych określona została w oparciu o test ADF Dickeya-Fullera dla dwóch wariantów: test z wyrazem wolnym oraz rozszerzoną wersję o tendencję liniową. Wyniki weryfikacji hipotezy dla zdefiniowanych szeregów czasowych przedstawiono zbiorczo w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki testu ADF dla wyjściowych szeregów czasowych

Szereg czasowy	p-value dla testu z wyrazem wolnym	p-value dla testu z wyrazem wolnym i trendem	Wniosek
π_t^P	0,00716	0,03733	stacjonarny $\sim I(0)$
π_t^Z	0,00052	0,00379	stacjonarny $\sim I(0)$
π_t^B	0,03060	0,10940	niestacjonarny
π_t^T	0,00116	0,00907	stacjonarny $\sim I(0)$
π_t^M	3,943e-006	4,58e-005	stacjonarny $\sim I(0)$
π_t^{CPI}	0,08533	0,27350	niestacjonarny
i_t	0,26830	0,08971	niestacjonarny

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie procedury wnioskowania okazało się, że trzy szeregi czasowe są niestacjonarne: π_t^B , π_t^{CPI} oraz i_t . Postanowiono zatem zweryfikować stacjonarność ich pierwszych przyrostów. W tym celu powtórzono procedurę testu ADF, a jej rezultaty przedstawiono w tabeli 3 (Δ oznacza pierwszy przyrost).

Tabela 3. Wyniki testu ADF dla pierwszych przyrostów

Szereg czasowy	p-value dla testu z wyrazem wolnym	p-value dla testu z wyrazem wolnym i trendem	Wniosek
$\Delta\pi_t^B$	1,631e-005	0,00015	stacjonarny $\sim I(1)$
$\Delta\pi_t^{CPI}$	0,00926	0,03482	stacjonarny $\sim I(1)$
Δi_t	0,00805	0,03454	stacjonarny $\sim I(1)$

Źródło: opracowanie własne.

Ostatecznie modelowaniu podlegać będą szeregi zintegrowane w stopniu zerowym $\sim I(0)$ bądź pierwszym $\sim I(1)$. Na potrzeby oceny oddziaływania polityki monetarnej na wskaźniki cen w rolnictwie zbudowane zostaną modele o następujących postaciach:

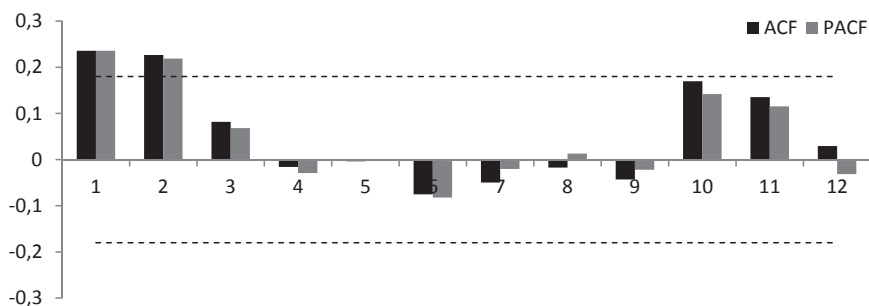
– model 1: $\mathbf{Y}_t = [\pi_t^P, \Delta i_t]'$,

– model 2: $\mathbf{Y}_t = [\pi_t^Z, \Delta i_t]'$,

- model 3: $\mathbf{Y}_t = [\Delta\pi_t^B, \Delta i_t]'$,
- model 4: $\mathbf{Y}_t = [\pi_t^T, \Delta i_t]'$,
- model 5: $\mathbf{Y}_t = [\pi_t^M, \Delta i_t]'$,
- model 6: $\mathbf{Y}_t = [\Delta\pi_t^{CPI}, \Delta i_t]'$.

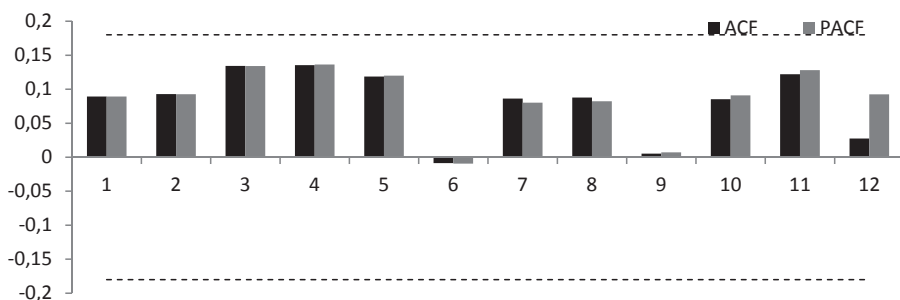
Do identyfikacji struktury procesu autoregresyjnego wykorzystano funkcję autokorelacji, badając w ten sposób współczynnik autokorelacji między zmienną a jej kolejnymi opóźnieniami. W celu ustalenia, które rzędy odpowiedzialne są za powstawanie wynikowej autokorelacji, użyto funkcji autokorelacji cząstkowej. W analizie wykorzystano 12 opóźnień, co wynika z faktu, że modele ekonometryczne budowane są na bazie danych miesięcznych. Otrzymane wyniki zostały zwizualizowane w postaci korelogramów (rysunki 66-72).

Rysunek 66. Funkcje ACF i PACF dla szeregu π_t^P



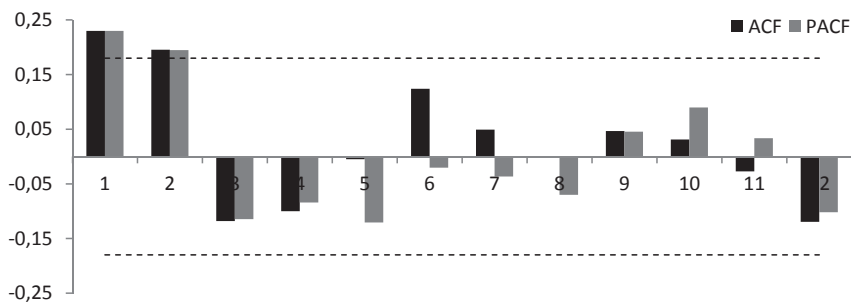
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 67. Funkcje ACF i PACF dla szeregu π_t^Z



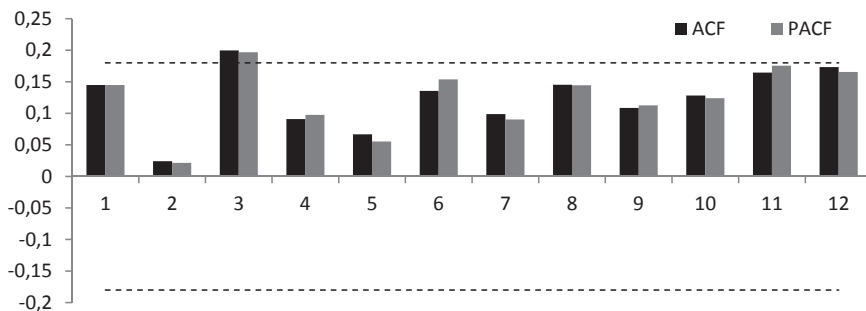
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 68. Funkcje ACF i PACF dla szeregu $\Delta\pi_t^B$



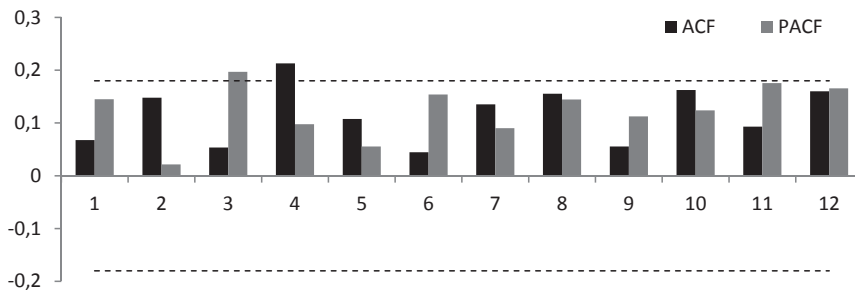
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 69. Funkcje ACF i PACF dla szeregu π_t^T



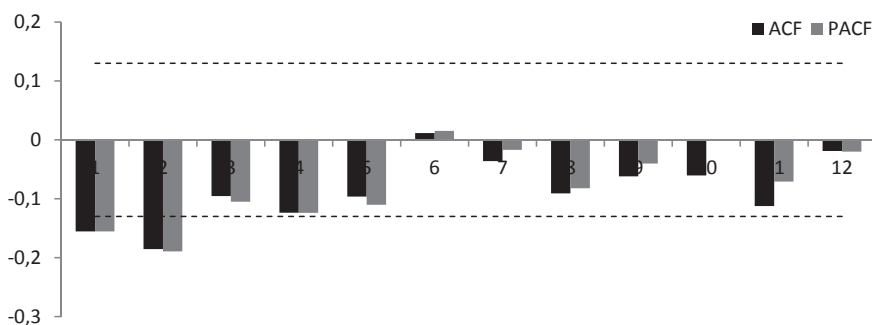
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 70. Funkcje ACF i PACF dla szeregu π_t^M



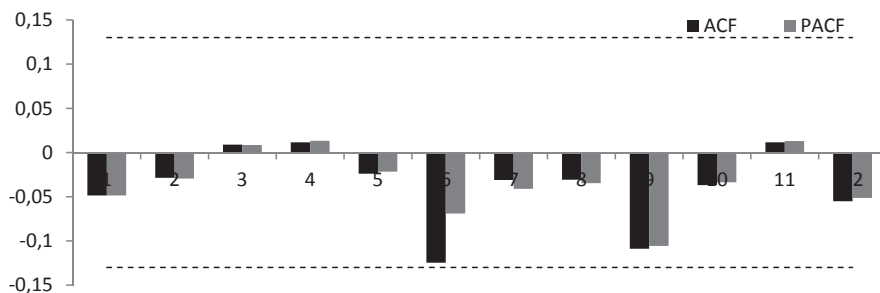
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 71. Funkcje ACF i PACF dla szeregu $\Delta\pi_t^{CPI}$



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 72. Funkcje ACF i PACF dla szeregu Δi_t



Źródło: opracowanie własne.

Analiza korelogramów pokazuje, że realizacje procesów stochastycznych, po odpowiednim zróżnicowaniu, są procesami typu ARMA przy rzędzie opóźnień nieprzekraczającym dwa. Stanowi to ważną wskazówkę przy specyfikacji modeli, a dokładniej przy doborze rzędu opóźnień modeli wektorowych.

Estymacja i strukturalizacja

W przypadku estymacji każdego z 6 modeli wykorzystano te same procedury. W pierwszym kroku, na podstawie kryteriów informacyjnych (4.35) – (4.38), określony został rząd opóźnienia modelu VAR. Istotność tego

opóźnienia zweryfikowano również formalnym testem LR postaci (4.39). Wyniki specyfikacji przedstawia tabela 4.

Tabela 4. Specyfikacja modeli VAR

Model	AIC	HQ	BIC	Wybrane opóźnienie	Statystyka LR	Wniosek dotyczący istotności opóźnienia
1	4	3	3	3	16,07	istotne
2	4	2	2	2	21,33	istotne
3	2	2	1	2	16,93	istotne
4	2	2	1	2	17,54	istotne
5	3	2	2	2	15,90	istotne
6	2	23	2	2	20,01	istotne

Źródło: opracowanie własne.

Otrzymano następujące modele:

– model 1 VAR(3): $\mathbf{Y}_t = [\pi_t^P, \Delta i_t]'$

$$\begin{bmatrix} \pi_t^P \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,42 & 0,06 \\ 0,08 & 0,09 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^P \\ \Delta i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,5 & 0,05 \\ -0,15 & 0,12 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-2}^P \\ \Delta i_{t-2} \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} 0,02 & -0,05 \\ 0,11 & 0,09 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-3}^P \\ \Delta i_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,32 \\ -0,19 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

– model 2 VAR(2): $\mathbf{Y}_t = [\pi_t^Z, \Delta i_t]'$

$$\begin{bmatrix} \pi_t^Z \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,34 & 0,09 \\ 0,04 & 0,12 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^Z \\ \Delta i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,39 & 0,11 \\ -0,01 & 0,14 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-2}^Z \\ \Delta i_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,267 \\ -0,139 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

– model 3 VAR(2): $\mathbf{Y}_t = [\Delta \pi_t^B, \Delta i_t]'$

$$\begin{bmatrix} \Delta \pi_t^B \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,37 & -0,02 \\ 0,15 & 0,16 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \pi_{t-1}^B \\ \Delta i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,19 & 0,05 \\ -0,01 & 0,21 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \pi_{t-2}^B \\ \Delta i_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,001 \\ -0,007 \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

– model 4 VAR(2): $\mathbf{Y}_t = [\pi_t^T, \Delta i_t]'$

$$\begin{bmatrix} \pi_t^T \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,02 & 0,18 \\ 0,09 & 0,17 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^T \\ \Delta i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,11 & 0,2 \\ -0,07 & 0,17 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-2}^T \\ \Delta i_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,42 \\ -0,11 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

– model 5 VAR(2): $\mathbf{Y}_t = [\pi_t^M, \Delta i_t]'$

$$\begin{bmatrix} \pi_t^M \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,26 & 0,03 \\ 0,06 & 0,09 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^M \\ \Delta i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,31 & -0,02 \\ -0,02 & 0,11 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-2}^M \\ \Delta i_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,22 \\ -0,38 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

– model 6 VAR(2): $\mathbf{Y}_t = [\Delta \pi_t^{CPI}, \Delta i_t]'$

$$\begin{bmatrix} \Delta \pi_t^{CPI} \\ \Delta i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,34 & -0,02 \\ 2,1 & 0,11 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \pi_{t-1}^{CPI} \\ \Delta i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,05 & 0,01 \\ 1,72 & 0,18 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \pi_{t-2}^{CPI} \\ \Delta i_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,001 \\ -0,006 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}.$$

Zweryfikowano również stacjonarność otrzymanych modeli i korzystając z (4.24) obliczono pierwiastki równania charakterystycznego. Pierwiastki tych równań (tabela 5) w przypadku oszacowanych modeli 1-6 znajdują się poza kołem jednostkowym. Można więc wnioskować, że otrzymane modele VAR są stacjonarne.

Tabela 5. Pierwiastki równań charakterystycznych oszacowanych modeli VAR

Model	$ z_1 $	$ z_2 $	$ z_3 $	$ z_4 $	$ z_5 $	$ z_6 $
1	1,5521	1,5521	1,9847	1,6612	1,8455	1,5454
2	1,6553	1,6553	2,008	2,0100	-	-
3	1,3201	1,2298	1,1035	1,0021	-	-
4	2,1501	2,0303	2,1011	1,9978	-	-
5	1,5654	1,6545	1,6545	1,0235	-	-
6	1,9789	1,8845	1,4655	1,0050	-	-

Źródło: opracowanie własne.

Kolejnym etapem weryfikacji statystycznej modeli była analiza autokorelacji wielowymiarowego składnika losowego oraz jego zgodność z rozkładem normalnym. W tym celu wykorzystano statystyki testujące, opisane za pomocą (4.44) – (4.45) oraz (4.49). Otrzymane wartości empiryczne przedstawia tabela 6.

Tabela 6. Wyniki testów autokorelacji oraz zgodności rozkładu wielowymiarowego składnika losowego z rozkładem normalnym

Model	<i>p-value</i> L-B (5.41)	<i>p-value</i> B-P (5.42)	<i>p-value</i> D-H (5.46)
1	0,94	0,75	>0,0000
2	0,97	0,77	>0,0000
3	0,98	0,61	>0,0000
4	0,94	0,71	>0,0000
5	0,90	0,65	>0,0000
6	0,62	0,40	>0,0000

Źródło: opracowanie własne.

Otrzymane wartości *p-value* wskazują na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku autokorelacji do rzędu szesnastego włącznie na każdym typowym poziomie istotności w przypadku testu *Portmanteau*. Do podobnych wniosków prowadzi także wartość statystyki *adjusted Portmanteau*.

W przypadku zgodności rozkładu wielowymiarowego składnika losowego z rozkładem normalnym przeprowadzono test Dornika-Hansena, którego statystyki testowe z *p-value* dla każdego modelu, bliskimi zero, pozwalają wnioskować, że reszty nie posiadają rozkładu normalnego. Otrzymane wielowymiarowe rozkłady składników losowych są w każdym modelu skośne i leptokurtyczne.

Ostatecznym etapem statystycznej weryfikacji otrzymanych modeli VAR były testy stabilności Chowa. Bootstrapowe *p-value* dla wariantów statystyk (4.50) – (4.52) zamieszczone zostały w tabeli 7. Finalnie okazało się, że dla zbudowanych modeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stabilności modelu na poziomie istotności 5%.

Tabela 7. Wyniki testów stabilności Chowa

Model	Break point	Sample split	Chow forecast
1	0,09	0,66	0,21
2	0,09	0,67	0,21
3	0,09	0,72	0,17
4	0,09	0,70	0,23
5	0,08	0,55	0,30
6	0,07	0,90	0,24

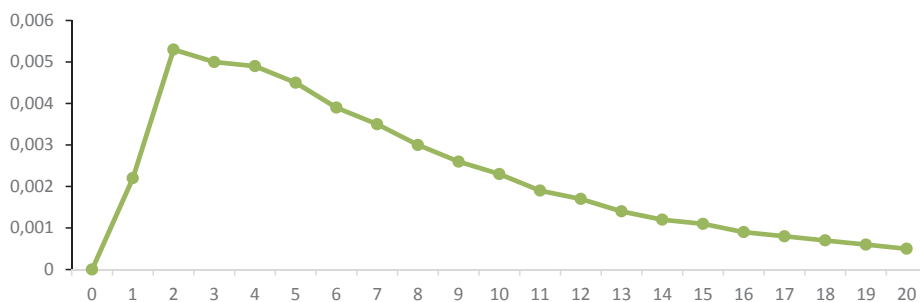
Źródło: opracowanie własne.

Ostatecznie, w celu nadania interpretacji ekonomicznej, dokonano strukturalizacji modeli, gdzie kluczową rolę odgrywa strukturalny szok monetarny. W tym celu wykorzystano dekompozycję Cholesky'ego.

Funkcje reakcji na impuls

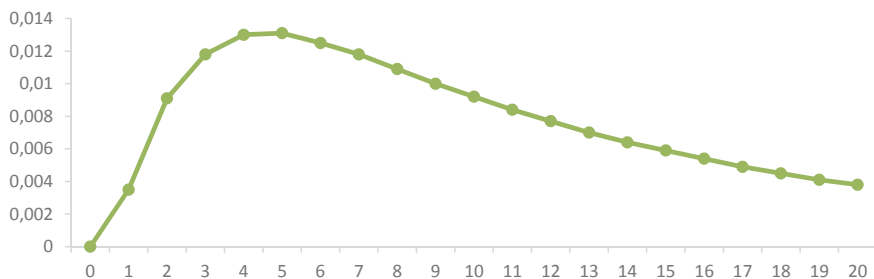
Zastosowana strukturalizacja umożliwia przedstawienie funkcji reakcji wskaźników cen w rolnictwie na impuls pochodzący z obszaru polityki monetarnej (rysunki 73-78).

Rysunek 73. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu pszenicy na impuls stopy procentowej



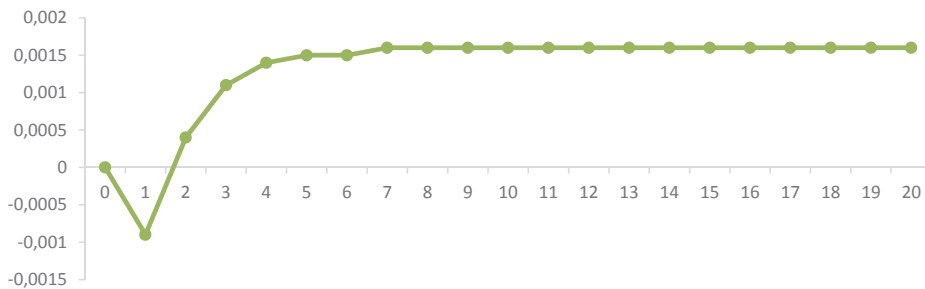
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 74. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu żyta na impuls stopy procentowej



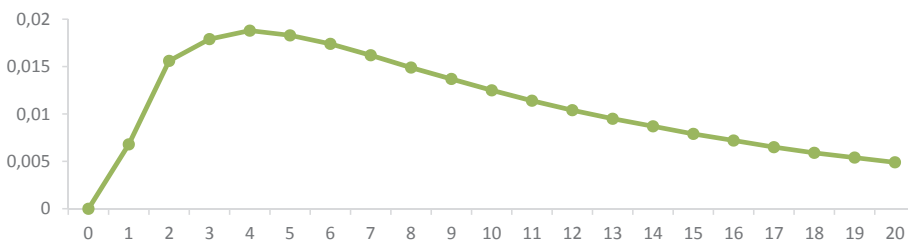
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 75. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu bydła na impuls stopy procentowej



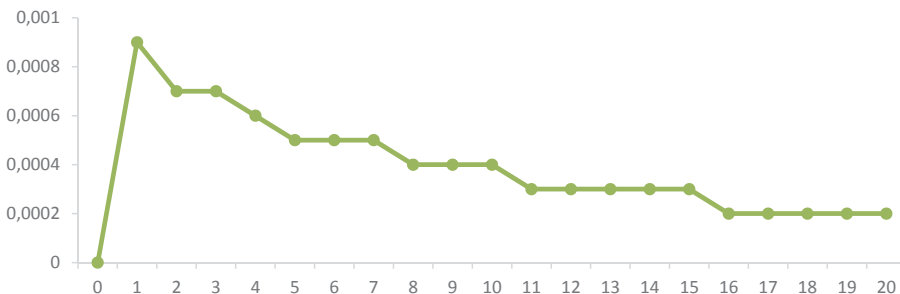
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 76. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu trzody chlewnej na impuls stopy procentowej



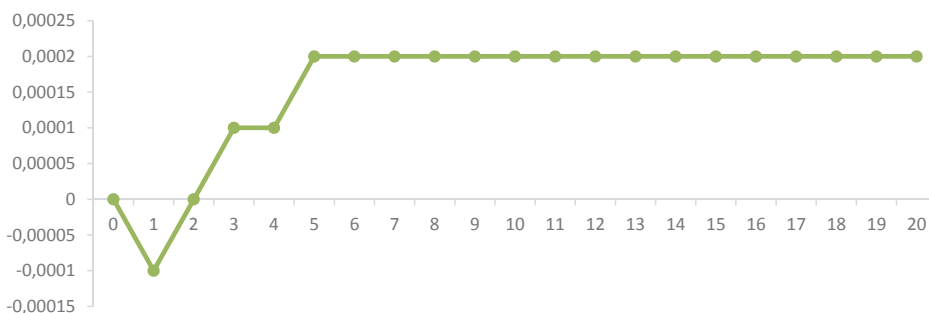
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 77. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu mleka na impuls stopy procentowej



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 78. Funkcje reakcji wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych na impuls stopy procentowej



Źródło: opracowanie własne.

Należałoby oczekiwać, że w wyniku dodatniego szoku stopy procentowej zaobserwujemy, choć nieco z opóźnieniem¹¹⁹, spadek wskaźników cen. Uzyskane wyniki nie są zgodne z przytoczoną teorią.

¹¹⁹ Istnienie opóźnienia w reakcji wskaźników cen można tłumaczyć na gruncie ekonomii pozytywnej w ramach „stylizowanych faktów”. W literaturze ekonomicznej mianem „stylizowanych faktów” określa się regularności co do zachowywania się gospodarki w krótkim, średnim i długim okresie. W opisanym przypadku mowa jest o wahaniami aktywności gospodarczej i związanych z nią wskaźników wyprzedzania oraz opóźniania. Zmienne wyprzedzające to te, które odnotowują zmianę fazy cyklu wcześniej niż zmienna referencyjna (zmienne, które wyprzedzają realny PKB w cyklu to przykładowo indeksy giełdowe czy realna podaż pieniądza). Zmienne opóźnione definiowane są z kolei jako te, wobec których zmiana fazy cyklu następuje później niż w przypadku zmiennej referencyjnej (dla PKB zmiennymi opóźnionymi są m.in. stopa inflacji i stopa bezrobocia). Większość stylizowanych faktów można znaleźć w pracy Skrzypczyńskiego (2010).

Wskaźnik cen skupu przenicy w wyniku dodatniego szoku monetarnego reaguje natychmiastowym wzrostem, który jest istotny statystycznie. Funkcja reakcji na impuls powraca do swojej ścieżki bazowej dopiero po upływie 20 miesięcy od wystąpienia szoku monetarnego. Jakościowo podobne kształty IRF otrzymano dla wskaźnika cen skupu żyta, trzody chlewnej oraz mleka.

Obserwujemy zatem zjawisko *price puzzle*, które definiuje się jako wzrost cen w wyniku wzrostu stopy procentowej. Istnienie „silnej dodatniej korelacji pomiędzy nominalną stopą procentową a poziomem cen” nazwane zostało przez Keynesa paradoksem Gibsona, jako „jeden z najbardziej całkowicie ustalonych faktów empirycznych w całym obszarze ekonomii ilościowej” (por. Keynes (1930), *A Treatise on Money*, cz. 2). Próby wyjaśnienia zjawiska *price puzzle* można znaleźć w m.in. pracach: Barsky i Summers (1988), Balke i Emery (1994) czy Castelnuovo i Surico (2009). *Price puzzle* wyjaśniane jest najczęściej istnieniem inflacji podażowej „pchanej przez koszty”.

Podsumowanie

W monografii przeprowadzona została analiza, w oparciu o przyjęte podejście teoretyczno-analityczne, bazujące na funkcji produkcji. Wydzielono dwie grupy bazując na autorskim podejściu: endogeniczne, czyli konwencjonalne (związane z relacjami czynników produkcji, co obrazuje techniki wytwarzania) oraz egzogeniczne związane z regulacją rynkową przy danych rozwiązaniach instytucjonalno-prawnych oraz polityką gospodarczą w szczególności z polityką pieniężną. Główną uwagę skupiono na czynnikach egzogenicznych, które określono na podstawie autorsko wyprowadzonych relacji (wzory matematyczne) bądź zostały adoptowane z literatury przedmiotu. Formuły te, dla lepszego zrozumienia, zwizualizowano za pomocą wykresów na rysunkach. Pokazano na nich hipotetyczne założenia co do kształtowania się relacji cen czynników produkcji oraz związku tego z zaangażowaniem czynników produkcji w produkcji, czyli z technikami produkcji. Następnie w dalszym kroku te założenia, niejako hipotezy badawcze, zostały zweryfikowane empirycznie, również z wykorzystaniem aparatu ekonometryczno-statystycznego.

W rozdziale pierwszym, prezentującym rynek czynników produkcji jako uwarunkowanie egzogenne, zasadniczą część poświęcono na wyprowadzeniu pojęcia czynników egzogenicznych oraz ujęto w sposób analityczny ceny czynników produkcji jako te, które te uwarunkowania definiują. Bazujemy tu na założeniu, że odzwierciedleniem relacji stopnia rzadkości czynników produkcji są na rynku ich ceny. Analiza skoncentrowana została na cenach czynników pracy i kapitału oraz ich wpływie na relacje czynnikowe, czyli techniki produkcji.

Same relacje cen czynników produkcji zostały ujęte w sposób teoretyczny oraz za pomocą hipotetycznych rysunków pokazujących relacje ceny czynnika kapitału, pracy i ziemi w rozdziale 2. W nim też odnosimy się do funkcji celu oraz warunku równowagi producenta w kontekście cen czynników produkcji. Wprowadzono również definicję produktywności oraz w sposób analityczny udokumentowano relacje czynników opisujących technikę wytwarzania względem relacji cen czynników kapitału i pracy oraz kapitału i ziemi. Ujęty został również opis funkcji popytu i podaży na rynku czynników. Rozdział kończy empiryczna weryfikacja postawionych hipotetycznych założeń. Zweryfikowano relacje między ceną czynnika pracy i czynnika kapitału oraz czynnika ziemi i kapitału dla Polski, krajów UE, Niemiec, Francji, Wielkiej Brytanii, Litwy, Holandii oraz Słowacji. Analiza otrzymanych wizualizacji potwierdziła przyjęte

założenia hipotetyczne, które wyprowadzone zostały z ujęcia analitycznego. Relacje cen wynikają ze stopnia ich rzadkości.

Rozdział 3 przedstawia w konwencji analitycznej cenę czynnika kapitału, pracy i ziemi w relacji do ceny. Co jest skutkiem określonych relacji cen czynników i ich zmian. W konwencji analitycznej wskazujemy na ich egzogeniczny charakter, natomiast zmiany w relacji nakładów czynników są pochodną wyboru producenta, zatem należą do czynników endogenicznych. Konsekwentnie przeprowadzony został wywód analityczny w oparciu o wzory matematyczne oraz ilościowa weryfikacja omawianych zależności dla wybranych krajów Unii Europejskiej. Finalnie dla każdego czynnika produkcji przedstawiono empiryczną relację substytucyjną między jego ceną a poziomem zaangażowania oraz dokonano jej estymacji bazując na nieliniowym modelu hiperbolicznym. W sumie potwierdziło się, iż relacjom cen czynników produkcji odpowiadają relacje ich zaangażowania, czyli techniki wytwarzania.

W ramach czynników egzogenicznych postanowiono również rozważania bazujące na funkcji produkcji wzbogacić ujęciem funkcyjnym, wskazującym na zależność cen w gospodarce, w tym sektorze rolnym, od stopy procentowej. Ten mechanizm transmisji przedstawiono w rozdziale 4. Ujęcie analityczne bazuje na neoklasycznym modelu oddziaływania polityki pieniężnej do sfery nominalnej poprzez kanały transmisji. Zasadnicza uwaga skupiona została na kanale stopy procentowej. Dokonano również pomiaru tego oddziaływania z wykorzystaniem ekonometrii szeregów czasowych. Wyestymowano 6 modeli wektorowej autoregresji, następnie dokonano ich strukturalizacji oraz za pomocą funkcji reakcji na impuls pokazano oddziaływanie polityki pieniężnej przez stopę procentową do zmiany wskaźników cen: skupu pszenicy, żyta, bydła, trzody chlewnej, mleka oraz towarów i usług konsumpcyjnych (jako benchmarku).

Bibliografia

1. Balke N.S., Emery K.M. (1994), *Understanding the price puzzle*. Federal Reserve Bank of Dallas, Economic and Financial Policy Review, Vol. IV, s. 15-26.
2. Barsky R.B., Summers L. H. (1988), *Gibson's paradox and the gold standard*. The Journal of Political Economy. 96 (3), s. 528-550.
3. Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2016), *Techniki wytwarzania jako endogenne uwarunkowanie produkcji i jej zmian w rolnictwie krajów UE*. Program Wieloletni 2015-2019, nr 32, IERiGŻ-PiB, Warszawa.
4. Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2015a), *Endo – i egzogenne źródła wzrostu gospodarczego w rolnictwie – zarys problematyki*. Roczniki Naukowe SERiA, T. 17, z. 6, Warszawa.
5. Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2015b), *Wprowadzenie do analizy inwestycji, produktywności, efektywności i zmian technicznych w rolnictwie*. Program Wieloletni 2015-2019, nr 8, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
6. Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W. (2013), *Ekonomiczny mechanizm kształtowania dochodów producentów rolnych*, IERiG-PIB, Warszawa.
7. Blanchard O., Quah D. (1989), *The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances*, American Economic Review Vol. 79(4), s. 655-673.
8. Bludnik I. (2010), *Nowa synteza neoklasyczna w makroekonomii*. Bank i Kredyt, Vol. 41(2).
9. Calvo G. A. (1983), *Staggered prices in a utility – maximizing framework*. Journal of Monetary Economics, Vol. 12, Issue 3, s. 384-398.
10. Castelnuovo E., Surico P. (2009), *Monetary policy, inflation expectations and the price puzzle*. Bank of Finland Research Discussion Papers 30, Helsinki.
11. Charemza W.W., Deadman D. F. (1997), *Nowa ekonometria*. PWE, Warszawa.
12. Cholewiński R. (2008), *Wpływ zmian kursu walutowego na dynamikę procesów inflacyjnych*. Materiały i Studia 226, Narodowy Bank Polski.
13. Czyżewski A., Kulyk P. (2010), *Relacje między otoczeniem makroekonomicznym a rolnictwem w krajach wysokorozwiniętych i w Polsce w latach 1991-2008*. Warszawa, Ekonomista, nr 2.
14. DeJong D.N., Nankervis J.C., Savin N.E., Whiteman C.H. (1992), *The power problems of unit root tests in time series with autoregressive errors*. Journal of Econometrics Vol. 53, Issues 1-3.

15. Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E. (2011), *Mechanizm transmisji pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku?* Raport Instytutu Ekonomicznego NBP.
16. Dickey D. A., Fuller W. A. (1981), *Likelihood ratio statistics for autoregression time series with a unit root*. *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, s. 1057-1072.
17. Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), *Co-integration and error correction: representation, estimation and testing*. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2.
18. Friedman M. (1994), *Wolny wybór*. Aspekt, Sosnowiec.
19. Fuglie K.O., Wang S.L., Ball V.E. (2012). *Productivity Growth in Agriculture: An International Perspective*, CABI.
20. Goodfriend M., King R. (1998), *The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy*. Working Paper 98-05, Federal Reserve Bank of Richmond.
21. Herlemann H., Stamer H. (1963), *Rolnictwo w dobie technizacji*, PWRiL, Warszawa.
22. Héricourt J. (2006), *Monetary policy transmission in the CEECs: a comprehensive analysis*. *Economic and Business Review*, Vol. 8(1).
23. Kapuściński M., Kocięcki A., Kowalczyk H., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E. (2015), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w roku 2015?* Raport Instytutu Ekonomicznego NBP.
24. Kata R. (2011), *Wpływ polityki fiskalnej i monetarnej na zadłużenie gospodarstw rolnych w Polsce*. Warszawa, Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G, T. 98, z. 3.
25. Keynes J.M. (1930), *A Treatise On Money. Volume II. The Applied Theory of Money*. MacMillan and Co. Limited, Londyn.
26. Kokoszcyński R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*. Wydawnictwo Naukowe PWE, Warszawa.
27. Kokoszcyński R., Łyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E. (2002), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej - współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski*. Materiały i Studia 151, Narodowy Bank Polski.
28. Kleinhans W. (2014), *Analiza konkurencyjności głównych typów gospodarstw rolnych w Niemczech* [w:] A. Kowalski, M. Wigier, B. Wieliczko (red.), *WPR a konkurencyjność polskiego i europejskiego sektora żywnościowego*. Program Wieloletni 2011-2014, IERiGŻ-PiB, Warszawa.

29. Klimek J., (2009), *Hermeneutyka przedsiębiorczości*. Wyd. A. Marszałek, Toruń.
30. Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR. Metodologia i zastosowanie*, [w:] Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych, (red. Suchecki B.), t. III. Wydawnictwo Absolwent, Łódź.
31. Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y. (1992), *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?* *Journal of Econometrics* Vol. 54, Issues 1-3, str. 159-178.
32. Lane P.R. (1999), *The new open economy macroeconomics: a survey*. *Journal of International Economics*, Vol. 54 (2001).
33. Lütkepohl H. (2007), *Econometric analysis with vector autoregressive models*. Economic Working Papers ECO 2007/11. European University Instytut.
34. Lütkepohl H., Kratzig M. (2004), *Applied time series econometrics*. Cambridge University Press. Cambridge.
35. Łyziak T. (2012), *Oczekiwania inflacyjne w Polsce*. Materiały i Studia Narodowego Banku Polskiego, Vol. 271, Warszawa.
36. Łyziak T., Przystupa J., Wróbel E., (2008), *Monetary policy in Poland: a study of the importance of interest rates and credit channels*. SUERF Studie - The European Money and Finance Forum, Vol. 2008/1.
37. McCallum B. T., Nelson E. (2001), *Monetary policy for an open economy: an alternative framework with optimizing agents and sticking prices*. External MPC Unit Discussion Paper Vol. 5, Bank of England, Londyn.
38. Milewski R., red. (2002), *Podstawy ekonomii*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
39. Nasiłowski W. (1974), *Analiza czynników rozwoju gospodarczego PRL*. PWE, Warszawa.
40. Peersman G., Smets F. (2001), *The monetary transmission mechanism in the Euro area: more evidence from VAR analysis*. Working Paper Series 91, European Central Bank.
41. Pietrzak B., Polański Z., Woźniak B. (2008), *System finansowy w Polsce*. Tom 1. Wydanie drugie zmienione. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
42. Postek Ł. (2011), *Nieliniowy model mechanizmu transmisji monetarnej w Polsce w latach 1999-2009. Podejście empiryczne*. Materiały i Studia 253, Narodowy Bank Polski.

43. Rembisz W., Floriańczyk Z. (2014), *Modele wzrostu gospodarczego w rolnictwie*, IERiGŻ-PIB, Warszawa.
44. Rembisz W., Sielska A. (2015), *Mikroekonomia współczesna*. VIZJA PRESS&IT, Warszawa.
45. Rembisz W., Sielska A. (2012), *Mikroekonomiczna funkcja produkcji – właściwości analityczne wybranych jej postaci*, Vizja Press&It, Warszawa.
46. Rembisz W., (2008), *Mikro- i makroekonomiczne podstawy wzrostu w sektorze rolno-spożywczym*, Vizja Press&IT, Warszawa.
47. Rembisz W., (2005), *Wynagrodzenie czynników wytwórczych w gospodarstwach rolnych*. Zagadnienia Ekonomiki Rolnej, nr 4, IERiGŻ-PiB, Warszawa.
48. Rubaszek M. (2012), *Modelowanie polskiej gospodarki z pakietem R*. Oficyna Wydawnicza SGH w Warszawie.
49. Sims C. A. (1980), *Macroeconomica and reality*. *Econometrica*, Vol. 48, No. 1.
50. Syczewska E.M. (1997), *Badanie empirycznej mocy testu Kwiatkowskiego-Phillipsa-Schmidta-Shina*. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie*, Vol. 5, s. 47-65.
51. Syczewska E.M. (1999), *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
52. Tomczak F. (2005) *Gospodarka rodzinna w rolnictwie. Uwarunkowania i mechanizmy rozwoju*, IRWiR PAN, Warszawa
53. Urbańska A. (2002), *Polityka monetarna: współczesna teoria i analiza empiryczna dla Polski*. *Materiały i Studia 148*, Narodowy Bank Polski.
54. Varian H.R. (1997), *Mikroekonomia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
55. Waszkowski A. (2017), *Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej do sfery realnej na przykładzie polskiej gospodarki*, rozprawa doktorska.
56. Welfe A. (2009), *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. PWE, Warszawa.
57. Witkowska D., Matuszewska – Janicka A., Kompa K. (2012), *Wprowadzenie do ekonometrii dynamicznej i finansowej*, Wydawnictwo SGGW w Warszawie.
58. Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. (2009), *Zastosowanie testów autokorelacji do weryfikacji hipotezy o słabej efektywności rynku*, [w:] *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach*

- i ubezpieczeniach 2007 (praca zbiorowa pod red. Chrzana P. i Czernik T.). Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach.
59. Wojtyła A. (2000), *Ewolucja keynesizmu a główny nurt ekonomii*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
60. Woodford M. (2002), *Interest and Prices. Foundations of Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, Princeton.
61. Woś A., Tomczak F. (1983), *Ekonomika rolnictwa. Zarys teorii*. PWRiL, Warszawa.
62. Zhou Y, Xiaohui Ai, Minghao Lv, Boping T., (2014), *Karhunen-Loève expansion for the second order detrended Brownian motion*. *Abstract and Applied Analysis*. Volume 2014 (2014), Article ID 457051.

Spis rysunków

Rysunek 1. Relacja między ceną czynnika pracy a jego wydajnością krańcową	16
Rysunek 2. Relacja między ceną czynnika kapitału a jego wydajnością krańcową.....	16
Rysunek 3. Hipotetyczne założenie co do kształtowania się ceny czynnika	29
Rysunek 4. Relacje cenowe i produktywność czynników produkcji kapitału i pracy	33
Rysunek 5. Relacje cen czynników produkcji kapitału i pracy a relacje czynników opisując technikę wytwarzania	34
Rysunek 6. Relacje cenowe i produktywność czynników produkcji kapitału i ziemi	35
Rysunek 7. Relacja cen czynników produkcji kapitału i ziemi	36
Rysunek 8. Graficzna prezentacja cen czynników wytwórczych w kontekście ...	38
Rysunek 9. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie w Polsce	40
Rysunek 10. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie w UE	40
Rysunek 11. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie w Niemczech	40
Rysunek 12. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie we Francji .	41
Rysunek 13. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie we Wielkiej Brytanii	41
Rysunek 14. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie Litwy	41
Rysunek 15. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie Holandii	42
Rysunek 16. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie Węgier.....	42
Rysunek 17. Cena czynnika pracy i czynnika kapitału w rolnictwie Słowacji	42
Rysunek 18. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie w Polsce	43
Rysunek 19. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie w UE	44
Rysunek 20. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie w Niemczech	44
Rysunek 21. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie we Francji .	44
Rysunek 22. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie we Wielkiej Brytanii	45
Rysunek 23. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie Litwy	45
Rysunek 24. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie Holandii	45
Rysunek 25. Cena czynnika ziemi i czynnika kapitału w rolnictwie Słowacji	46
Rysunek 26. Hipotetyczne założenie co do zależności między ceną czynnika ...	50
Rysunek 27. Cena czynnika kapitału na jego rynku – ujęcie hipotetyczne	50

Rysunek 28. Hipotetyczne założenie co do substytucyjnej relacji ceny czynnika kapitału i jego zatrudnienia w rolnictwie dla danej produkcji	51
Rysunek 29. Hipotetyczne założenie co do zależności między ceną czynnika pracy a poziomem jego zaangażowania	54
Rysunek 30. Cena a podaż czynnika pracy – ujęcie hipotetyczne.....	54
Rysunek 31. Hipotetyczne założenie co do substytucyjnej relacji ceny czynnika pracy i jego zatrudnienia w rolnictwie	55
Rysunek 32. Hipotetyczne założenie co do zależności między ceną czynnika ..	57
Rysunek 33. Cena czynnika ziemi na jego rynku – ujęcie hipotetyczne	58
Rysunek 34. Hipotetyczne założenie co do substytucyjnej relacji ceny czynnika ziemi i jego wykorzystania w rolnictwie dla danej produkcji	59
Rysunek 35. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji.....	60
Rysunek 36. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji.....	61
Rysunek 37. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji.....	61
Rysunek 38. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji.....	61
Rysunek 39. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji.....	62
Rysunek 40. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji.....	62
Rysunek 41. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji.....	62
Rysunek 42. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Węgier	63
Rysunek 43. Cena czynnika kapitału a jego zaangażowanie w produkcji w rolnictwie Słowacji	63
Rysunek 44. Cena czynnika kapitału a poziom jego zaangażowania w rolnictwie w krajach UE 2015	64
Rysunek 45. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	65
Rysunek 46. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	66
Rysunek 47. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	66
Rysunek 48. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	66
Rysunek 49. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	67
Rysunek 50. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	67
Rysunek 51. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	67
Rysunek 52. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	68
Rysunek 53. Cena czynnika pracy a jego zaangażowanie w produkcji.....	68
Rysunek 54. Cena czynnika pracy a poziom jego zaangażowania w rolnictwie..	69
Rysunek 55. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	70
Rysunek 56. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	71
Rysunek 57. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	71

Rysunek 58. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	71
Rysunek 59. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	72
Rysunek 60. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	72
Rysunek 61. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	72
Rysunek 62. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	73
Rysunek 63. Cena czynnika ziemi a jego zaangażowanie w produkcji.....	73
Rysunek 64. Cena czynnika ziemi a poziom jego zaangażowania w rolnictwie..	74
Rysunek 65. Wskaźniki cen wykorzystane w analizie.....	102
Rysunek 66. Funkcje ACF i PACF dla szeregu πtP	104
Rysunek 67. Funkcje ACF i PACF dla szeregu $\pi t\dot{z}$	104
Rysunek 68. Funkcje ACF i PACF dla szeregu $\Delta\pi tB$	105
Rysunek 69. Funkcje ACF i PACF dla szeregu πtT	105
Rysunek 70. Funkcje ACF i PACF dla szeregu πtM	105
Rysunek 71. Funkcje ACF i PACF dla szeregu $\Delta\pi tCPI$	106
Rysunek 72. Funkcje ACF i PACF dla szeregu Δit	106
Rysunek 73. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu pszenicy na impuls stopy.	110
Rysunek 74. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu żyta na impuls stopy.....	111
Rysunek 75. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu bydła na impuls stopy.....	111
Rysunek 76. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu trzody chlewnej na impuls stopy procentowej.....	111
Rysunek 77. Funkcje reakcji wskaźnika cen skupu mleka na impuls stopy.....	112
Rysunek 78. Funkcje reakcji wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych.....	112

EGZEMPLARZ BEZPŁATNY

Nakład 800 egz., ark. wyd. 8,25

Druk i oprawa: ZAPOL Sobczyk Spółka Jawna