

STATYSTYCZNE METODY BADANIA PRZESTRZENNEJ DYSPERSJI CEN PRODUKTÓW ROLNYCH

I. Celem niniejszej pracy jest zebranie, charakterystyka i ocena metod, za pomocą których zjawiska przestrzennej dyspersji cen można mierzyć i porównywać. W literaturze zainteresowanie tymi zagadnieniami notuje się od dawna. Przestrzenne układy cen metodą opisową i kartograficzną badali autorzy najwcześniejszych prac z zakresu geografii cen: T. Engelbrecht¹, J. Fabian², H. Working³. W latach dwudziestych i trzydziestych badaniem jednorodności rynku zajmowali się tacy ekonomiści, jak: L. B. Zapoleon⁴, L. M. Kowalskaja⁵, a przede wszystkim F. Mills⁶, którego praca jest dziś traktowaną jako klasyczne opracowanie metodologiczne. W literaturze polskiej również doniosłą rolę miała praca doktorska S. Bollanda⁷, będąca próbą sformułowania zasad i przedstawienia metod badań jednorodności rynkowej. Duże znaczenie miała także praca S. Leviego⁸, poświęcona badaniu cen z zespołem czynników je różnicujących.

Wśród publikacji okresu powojennego wyróżniają się prace jak: wybitnego ekonomisty zjawisk cenowych G. S., Shepherd⁹ oraz A. Marca¹⁰

¹ T. H. Engelbrecht, *Die geographische Verteilung der Getreidepreise in den Vereinigten Staaten vom 1862 bis 1900*, Berlin 1903.

² J. Fabian, *Die Isotimen für die wichtigsten Getreidearten und Viehsorten vom dem Kriege u. nach der Währungsstabilisierung*, Berichte über Landwirtschaft, Berlin 1926, t. IV, z. 2.

³ H. Working, *Factors, Determining the Prices of Potatoes in St. Paulo and Minneapolis*, Technical Bulletin, nr 10, University of Minnesota.

⁴ L. B. Zapoleon, *Geography of Wheat Prices*, Washington 1918, US Department of Agriculture Bulletin, nr 596; tenże, *Geographical phases of farm prices of corn*, Washington 1918, US Department of Agriculture Bulletin, nr 696.

⁵ L. M. Kowalskaja, *Dwiżenije chlebnich cen do wojny i 1923-24 g.*, w: *Chleby je ceny i chlebnij rynek*, Moskwa 1925, Fin. Izd. NKT SSSR, Trudy Koniunktur-nogo Instituta, s. 137-161.

⁶ F. Mills, *The Behavior of Prices*, New York 1927.

⁷ S. Bolland, *Studium nad metodą statystycznego badania terytorialnej jednorodności rynkowej*, osobne odbicie z Czasopisma Prawniczego, Kraków 1935.

⁸ S. Levy, *Kształtowanie się ceny żyta*, Rocznik WSH w Warszawie 1932.

⁹ G. S. Shepherd, *Farm marketing products*, The Iowa States University Press Arnes, Iowa USA 1962; tenże *Analiza cen rolnych*, Warszawa 1963.

¹⁰ A. Marc, *L'évolution des prix depuis cent ans*, Paris 1958.

i A. Manchestera¹¹, którzy zajmowali się badaniem przestrzeni ograniczonej. Marc bada ceny na rynku paryskim, Manchester — w Bostonie. W literaturze radzieckiej należy odnotować artykułowe rozprawy Gruszeckiego¹² i Soroki¹³ oraz artykuł Szunkowa¹⁴ poświęcony historycznemu badaniu geografii cen w odniesieniu do cen na Syberii w XVII w.

W powojennej literaturze polskiej znaleźliśmy dwa opracowania metodologiczne z zakresu terytorialnej dyspersji cen, a mianowicie S. Smolińskiego¹⁵ i A. Woś¹⁶. Według tego ostatniego autora, przed analizą terytorialnej jednorodności rynku stoją dwa cele praktyczne: a) przyczynić się ma do poznania czynników konstytuujących poziom i strukturę cen, b) stanowić ma punkt wyjścia dla optymalnego państwowego planu produkcji i obrotu, a zwłaszcza planu skupu produktów rolnych. Te same cele praktyczne wywierają wpływ na prace takich np. autorów, jak: J. Zaleski¹⁷, A. Woś¹⁸, H. Chojnacka¹⁹ czy M. Brojerski²⁰. Te cele powodują także, że kierunek badań przestrzennej dyspersji cen przesuwają się na analizy przestrzennych związków, badania współwystępowalności i współzależności cen ze zjawiskami z nimi związanymi. Tymi problemami zajmują się w literaturze polskiej m. in.: S. Felber, M. Ciepielewska, L. Beskid²¹.

¹¹ A. Manchester, *Price Making and Price Reporting in the Boston Egg Market*, Cambridge Massachusets, 1954.

¹² Gruszecki], Soroka, *Diffierienecja zakupocnych cen i padochodnogo naloga*, Woprosy Ekonomiki 1961, z. 11, s. 79 - 85.

¹³ A. Soroka, *Osnowy racjonizowania i diffierencjacji cen*, Ekonomika Sielskiego Chozajstwa 1962, nr 9, s. 37 - 41.

¹⁴ W. Szunkow, *Gieografia chlebných cen Sibirii XVII w.*, Woprosy Geografii, Moskwa 1953, t. 31.

¹⁵ S. Smoliński, *Z metodycznych zagadnień badań dyspersji cen*, Biuletyn Informacyjny Zakładu Badania Obrotu Towarowego przy A. H. w Poznaniu 1950, s. 1 - 14.

¹⁶ A. Woś, *Metodologiczne podstawy badania geograficznych układów cen rolnych*, Zagadnienia Ekonomiki Rolnictwa 1963, nr 5.

¹⁷ J. Zaleski, *Analiza kształtowania się cen wolnorynkowych na nabiał w latach gospodarczych 1953/54 i 1954/55*, Roczniki IHW 1957, z. 2.

¹⁸ A. Woś, *Terytorialne różnicowanie wolnorynkowych cen zbóż i ziemniaków w Polsce*, Handel Wewnętrzny 1964, nr 3; tenże, *Geograficzny układ wolnorynkowych cen produktów zwierzęcych*, Handel Wewnętrzny 1964, nr 5.

¹⁹ H. Chojnacka, *Podstawy regionalnego różnicowania cen produktów rolnych*, Warszawa 1966; tejsze, *Regionalne układy cen mleka i masła w Polsce*, Zagadnienia Ekonomiki Rolnictwa 1964, nr 3.

²⁰ M. Brojerski, *Regionalne różnicowanie cen warzyw i owoców*, Roczniki Ekonomiczne, t. XIX.

²¹ Pozornie wydaje się, że opracowania te wykraczają poza przestrzenną dyspersję cen, jako że sami autorzy stawiają tym opracowaniom inne cele. W istocie badanie układów cen czy związków cen z czynnikami je różnicującymi odbywa się w aspekcie terytorialnym, a więc wiąże się z dyspersją cen lokalnych. Przykładowo wymieniam takie pozycje, jak: S. Felbur, *Układ cen rolnych w krajach socjalistycznych*, (Studia Ekonomiczne 1963, nr 9) i *Analiza układu cen produktów rolnych w Polsce* (Studia Ekonomiczne 1963, nr 9), oraz M. Ciepielewska, *Związki między*

W ostatnich latach wzrasta zainteresowanie badaniem zmienności cen w czasie w układzie terytorialnym za pomocą regionalnych indeksów cen. Próby określenia takiego indeksu, wyboru formuły i sposobu ważenia podejmują w swoich publikacjach: w literaturze polskiej B. Szulc²², A. Machnowski²³; w literaturze radzieckiej tacy ekonomiści, jak: L. Małyj²⁴, S. Jugenburg²⁵, A. Satunowskij²⁶, L. Kaziniec²⁷, a ponadto oceny dotychczasowych rozwiązań metodologicznych zagadnień związanych z regionalnymi indeksami cen dokonano na konferencji naukowej w Budapeszcie²⁸. Wskazać tu również należy na badania przestrzennej dyspersji relacji cen produktów rolnych, prowadzone w Głównym Urzędzie Statystycznym.

Z punktu widzenia przydatności do niniejszej pracy, całą literaturę możemy sklasyfikować w trzy grupy.

1) Opracowania empiryczno-analityczne, które przedstawiają omawiane zjawisko i czynniki je powodujące w odniesieniu do konkretnych terytorialnych układów cen, a które dla niniejszej pracy są interesujące z punktu widzenia zastosowanego sposobu badań.

2) Literatura obejmująca problemy metod badawczych przestrzennego zróżnicowania cen. Zaliczymy tu omówione już prace Millsa, Bollandy, Smolińskiego, Wosia oraz S. Isarda²⁹ i podręcznikową publikację W. Welfego³⁰.

3) Literatura dotycząca metodologii regionalnych indeksów cen. Przykładowe dane, ilustrujące przedstawione metody badań, pochodzą z omówionych pozycji bądź są oparte na notowaniach GUS-u.

II. Z punktu widzenia metodologii statystycznej badanie dyspersji cen lokalnych dzielimy na badanie w ujęciu statycznym i badanie w ujęciu dynamicznym. Badanie wysokości (poziomu) cen lokalnych do-

cenami a produkcją trzody chlewnej w Polsce (Zagadnienia Ekonomiki Rolnictwa 1962, nr 1). Patrz także L. Beskid, S. Felbur, *Analiza rynku mięsnego w Polsce*, Studia Ekonomiczne 1960, nr 3.

²² B. Szulc, *Indeksy dla porównań wieloregionalnych*, Przegląd Statystyczny 1964, nr 3.

²³ A. Machnowski, *Z problematyki badań indeksów cen w przekrojach terytorialnych*, Roczniki Ekonomiczne, t. XIX.

²⁴ L. Małyj, *O niektórych zagadnieniach metodologii wskaźników gospodarczych*, Woprosy Ekonomiki 1949, nr 5.

²⁵ S. Jugenburg, *Niekotoryje woprosy isczyshlenija tieritorialnych indieksov*, Wiestnik Statistiki 1958, nr 4.

²⁶ A. Satunowskij, *K woprosu ob isczyshleniji tieritorialnych indieksov*, Wiestnik Statistiki 1958, nr 8.

²⁷ L. Kaziniec, *Teoria indeksów*, Moskwa 1963.

²⁸ *The Standard of Living. Some Problems of Analysis and of International Comparision*, Budapeszt 1962.

²⁹ S. Isard, *Metody analizy regionalnej*, Warszawa 1965.

³⁰ W. Welfe, *Statystyka handlu*, Warszawa 1957.

tyczy pojęć statycznych i za Bollandem³¹ będziemy nazywać je interlokalnym zróżnicowaniem cen. Badamy tu proste zjawisko, porównujemy bowiem wysokości cen lokalnych, przyjmując założenie, że dla pewnego okresu czasu danym jednostkom terytorialnym odpowiadają dane ceny. Pojęcie statyki wymaga bliższego sprecyzowania. W większości publikacji przyjmuje się okres roczny za podstawę obliczeń dla analizy statycznej. Postępowanie takie nie odpowiada jednak warunkom przestrzennej analizy statycznej. Dane roczne mogą być przypadkowe, zwłaszcza gdy badanie odnosimy do produktów rynków targowiskowych, a więc głównie — produktów rolnych. Produkcja rolna jest uzależniona od czynników przyrodniczych i jak słusznie podkreśla Woś³², „lokalny nieurodzaj, złe warunki wegetacyjne roślin, pomór zwierząt, klęski żywiołowe, itp. czynniki, zmieniać mogą terytorialny rozkład podaży, a zarazem jej stosunek do popytu konsumpcyjnego”. Chcąc wyeliminować element przypadkowości danych, przy obliczaniu poziomu cen lokalnych powinniśmy przyjąć okres kilku lat. Dobór długości okresu dla potrzeb analizy statycznej odbywać się musi w granicach wyznaczonych przez dwa warunki: 1) musi to być okres, w którym zanikają i znoszą się wzajemnie efekty czynników o charakterze przypadkowym; 2) czas musi tak być dobrany, by nie wystąpiła jeszcze żadna stała tendencja (trend).

W literaturze polskiej próby rozwiązania tego problemu spotykamy w pracach Wosia³³ i Chojnackiej³⁴. Woś przyjmuje do przestrzennej analizy statycznej dyspersji cen okres pięcioletni i choć nie popiera swego wyboru rozlicznymi próbami (metodą „prób i błędów”), wydaje się to słuszne, chociaż nie jedyne wyjście, jak sugeruje wspomniany autor. Z kolei Chojnacka dokonuje wyboru okresu czteroletniego dla badań statycznych układów cen mleka, słusznie motywując swój wybór jednolitością charakteru rynku w zależności od form podaży. Ekonomisci zachodni Shepherd³⁵ i Marc³⁶ przyjmują w takich badaniach okres trzech lat.

Wyboru okresu dla potrzeb analizy statycznej należy dokonać w granicach uprzednio omówionych warunków, a przede wszystkim trzeba pamiętać o zachowaniu warunku koniecznego — sumowania cen w czasie, jakim jest zachowanie wewnętrznej jednorodności wybranego okresu. Bardziej skomplikowane i zróżnicowanie co do obszaru obserwacji jest rozpatrywanie przebiegu zmian cen lokalnych, czyli ujęcie dynamiczne przestrzennej dyspersji cen³⁷. Badanie to łączy w sobie elementy analizy

³¹ S. Bolland, op. cit., s. 21. F. C. Mills użył terminu *regional differences in prices*.

³² A. Woś, *Z metodologicznych podstaw*, op. cit., s. 38.

³³ Ibidem, s. 39.

³⁴ H. Chojnacka, op. cit.

³⁵ G. S. Shepherd, *Form Marketing Products*, Ames Iowa 1962.

³⁶ A. Marc, op. cit.

³⁷ Mills odróżnia je jako *regional differences in the behavior of prices*.

interlokalnej i temporalnej. Niektórzy z autorów, m. in. Z. Tomaszewski³⁸, uważają, że „badanie w ujęciu dynamicznym można niekiedy zastąpić przez badanie w ujęciu przestrzennym. W skrócie i uproszczeniu myśl tę można wyrazić tak: zamiast badać pewne zjawiska za n lat w 1 obiekcie, można je badać za 1 rok w n obiektów”. Taka zamiennność nie odnosi się jednak do intertemporalnego badania różnicowania cen które łączy w sobie zagadnienia i przestrzenne i czasowe.

Badanie lokalnych różnic w ruchach cen dotyczyć może zmian, jakie zostały zaobserwowane w wysokości cen lokalnych między dwoma oznaczonymi momentami. Badamy wtedy różnice poziomów cen w momencie początkowym i końcowym, które za Bollandem³⁹ będziemy nazywać lokalnymi różnicami w zmianach intertemporalnych. Przy tym badaniu nie są dla nas ważne różnice wysokości cen, istotne są natomiast różnice w zmianach tej wysokości.

Druga płaszczyzna dynamicznych badań cen lokalnych dotyczy schakteryzowania i porównania ogólnego przebiegu ruchu cen w ciągu danego okresu czasu: badamy więc różnice w stopniu zmienności. Tu z kolei możemy wyodrębnić badanie częstotliwości wahań, tzn. ilości zachodzących w jednostce czasu zmian, oraz badanie ich rozmiarów, czyli amplitudy. Chcąc zmierzyć owe różnice, należy same amplitudy i ich częstotliwości wyrazić w sposób, który nadawałby się do porównań i umożliwiłby wykrycie zachodzących między nimi różnic.

Rozpatrzmy teraz przedmiot badania dynamicznego z uwzględnieniem różnic w rozwoju trendu cen, wahań cyklicznych i sezonowych. Badanie trendów cen, mające za cel badanie lokalnych różnic tendencji długookresowych, wymaga odpowiedniej ilości materiału empirycznego z długich okresów czasu. Badanie przebiegu i różnic w wahaniach cyklicznych ma za zadanie wykrycie różnic w przebiegu poszczególnych stadiów cyklu koniunkturalnego oraz różnice długości trwania poszczególnych cyklów na różnych obszarach.

Najmniej rozpowszechnione jest badanie lokalnych różnic wahań sezonowych, stawiające za cel rozpatrywanie terytorialnego różnicowania czasu trwania i momentu, w którym przypadają poszczególne stadia cyklu sezonowego. W tym badaniu rozpatrujemy osiągnane przez ceny na rynkach lokalnych sezonowe wartości ekstremalne oraz różnicowanie amplitudy tych wahań.

Z punktu widzenia techniki statystycznej, wszystkie metody używane w badaniach przestrzennej dyspersji cen podzielić można na: a) metody graficzne, b) metody liczbowe. W naszym przypadku metody graficzne

³⁸ Z. Tomaszewski, *Ekonomika rolnictwa w zarysie*, Warszawa 1961, s. 50, oraz S. Moszczeński, *Porównawcze metody badań w gospodarstwie wiejskim*, Warszawa 1935.

³⁹ S. Bolland, op. cit., s. 27.

(z wyjątkiem metody kartograficznej) traktujemy jako ilustrację danych liczbowych miar. Jedynie metodę kartograficzną wyodrębniamy, jako zrównaną z liczbowymi, metodę badania przestrzennego zróżnicowania cen.

Stosując kryterium obecnej, praktycznej użyteczności, metody wyrażania zjawisk dyspersji cen w przestrzeni podzielimy na: a) metody zweryfikowane, b) metody nie zweryfikowane. Metody zweryfikowane znalazły już zastosowanie w opracowaniach z zakresu przestrzennej dyspersji cen, czy to w literaturze polskiej, czy też zagranicznej.

Metody nie zweryfikowane to z kolei propozycje badaczy, nie znajdujące jeszcze powszechnego zastosowania, jako że nie spełniają pewnych postulatów (statystycznych czy ekonomicznych). W niniejszej pracy do nie zweryfikowanych metod zaliczymy próby sformułowania regionalnych indeksów cen, które w tej chwili nie spełniają albo warunków jednoznaczności wyników, albo nie spełniają warunku zachowania treści ekonomicznej, oraz metodę Warntza (prognozy zmian struktury cen w przestrzeni).

Wśród zweryfikowanych metod badania terytorialnego zróżnicowania cen wyróżnimy: a) metodę kartograficzną, b) metody wyrażające relacje do umownego poziomu cen przyjętego za podstawę, c) grupę metod opartych na miarach dyspersji, d) metody miary badania związku cech: cen z czynnikami różnicującymi je w przestrzeni.

Każda z podanych powyżej grup, z wyjątkiem metody kartograficznej, składa się z kilku różnych metod. Wyodrębniamy więc następujące metody, wyrażające relacje do umownego poziomu cen przyjętego za podstawę: a) ceny średnie, b) przeciętne ceny ekstremalne, c) absolutne odchylenia cen lokalnych od ceny przyjętej za podstawę, d) relatywne odchylenia ceny lokalnej od poziomu ceny przyjętej za podstawę, e) współczynnik częstotliwości zmian. W grupie metod opartych na miarach dyspersji wyróżniamy: a) obszar zmienności cen lokalnych, b) odchylenie standardowe cen lokalnych od średniej ceny, c) odchylenie przeciętne cen lokalnych od ceny średniej, d) współczynnik zmienności cen lokalnych, e) metodę stosunków ogniowych, f) metodę odchyień od trendu. Przy badaniu związku cech w ogóle, a więc i w odniesieniu do cen i czynników je różnicujących, można posługiwać się: równaniami regresji, współczynnikami korelacji (prostej, cząstkowej, wielorakiej).

III. Do najstarszych metod przedstawiania terytorialnej dyspersji cen należy metoda kartograficzna, wzorowana na analogicznych metodach stosowanych w meteorologii i innych naukach. Do badań cenowych metodę kartograficzną wprowadzili: T. Engelbrecht⁴⁰ oraz B. Janowski⁴¹

⁴⁰ T. Engelbrecht, *Die geographische...*, op. cit.

⁴¹ B. Janowski, *O odległościach jako czynniku rozwoju kultury*, Archiwum Naukowe, Dz. I, t. IV, z. 2, Lwów 1908.

i H. Working⁴². Metoda ta polega łączeniu na mapie liniami zwanymi izotimami⁴³ jednostek terytorialnych o równych (w przybliżeniu) cenach. Wyznaczone w ten sposób linie cen wskazują zarówno kierunek, jak i wielkości poziomu cen na danym terenie, a co za tym idzie — wskazują nam kierunek i siłę wymiany danego towaru, jako że wymiana następuje od miejsc, gdzie towar jest tańszy, do okolic droższych, siła zaś tej wymiany zależy od różnicy cen i odległości miejsc wykazujących różnicę. Metoda ta w prosty sposób lokalizuje obszary o niskiej i wysokiej cenie, pozwala ogólnie zorientować się w przestrzennym układzie cen. Na tej metodzie opierali się w swoich pracach wspomniani już Engelbrecht i Fabian⁴⁴. Engelbrecht badał geograficzne układy cen w Indiach i Stanach Zjednoczonych, Fabian starał się uchwycić przesunięcia linii cenowych w Niemczech. Prace pierwszego z nich polegają — w ogólnym zarysie — na opisie i porównaniu wysokości i chronologicznych zmian poziomu cen. Tematem opracowania Fabiana było porównanie map izotimowych dla głównych gatunków zboża i bydła w Niemczech w latach 1903-1913 i w 1914 r. Wnioskując na ich podstawie, że wskutek wojny zmienił się układ cen, autor stara się metodą opisową zanalizować przyczyny powodujące różnicowanie cen, a mianowicie popyt, podaż i koszty transportu.

Wyniki prac obu badaczy, jakkolwiek zupełnie przekonujące, nie są oparte na poprawnych metodach, ponieważ metoda kartograficzna posiada ograniczone zastosowanie i przeciwko niej wysunięto szereg zarzutów. Między innymi czytamy, że „pod adresem tych map można skierować zarzut, że opierają się one tylko na szeregu hipotez, ponieważ w żadnym punkcie kierunku krzywych nie opierają się o realne dane”⁴⁵. Pomijając ten zarzut, trzeba i tak stwierdzić, że dla celów analitycznych metoda kartograficzna jest mało użyteczna, jako że nie posiada ani kryterium ani ścisłej miary. Jak słusznie podkreśla Bolland⁴⁶, „mając dwie mapy linii cen dwóch krajów lub tego samego kraju w dwóch różnych okresach czasu, trudno nam będzie określić, że według Davisa⁴⁷ kartograficzne przedstawienie „układów regionalnych jest rozumowo ujętą generalizacją, uzasadnioną tym, że pozwala ona naświetlić różne czynniki badanego zjawiska [...] i [...] uwagę zwrócić trzeba raczej na powiązania przestrzenne, względnie ich brak, niż na statyczne układy regionów jed-

⁴² H. Working, op. cit.

⁴³ Janowski używa nazwy *linie cen*, u Shepherd'a spotykamy się z terminem *izocena*.

⁴⁴ Prace te są mi znane jedynie z opisów Bollanda (op. cit., s. od 21 - 23).

⁴⁵ Ten zarzut podnosi Levasser. Przytaczam go za L. Byzowem, *Metody graficzne w statystyce*, Warszawa 1951, s. 366.

⁴⁶ S. Bolland, op. cit., s. 24.

⁴⁷ Ch. M. Davis, *Metody badań terenowych*, Przegląd Zagranicznej Literatury Geograficznej 1960, z. 4, s. 146 i 177.

norodnych". Ta teza wydaje się słuszna dla badania przestrzennych układów cenowych, a metoda kartograficzna powinna służyć jedynie w celu ogólnego przedstawienia różnic cen w długich okresach czasu. Tak postępuje Shepherd, który wyodrębnia obszary rynkowe jednorodne nanszące na kartogram średnie ceny długoletnie.

IV. a) *Ceny średnie*. Do przedstawienia przestrzennej dyspersji cen większość autorów stosuje ceny średnie, wyliczane w warunkach polskich na podstawie notowań cen urzędów statystycznych lub komisji cen. Jak to słusznie podkreśla W. Welfe, należałoby stosować obliczenia cen średnich ważonych co napotyka jednak na trudności w zdobyciu odpowiednich danych do wag. Dlatego też w badaniach przestrzennej dyspersji cen przyjęto obliczenia cen średnich opartych na średniej arytmetycznej nieważonej. W opracowaniach spotykamy się ze średnimi cenami: tygodniowymi, miesięcznymi, kwartalnymi, rocznymi, wieloletnimi, długoletnimi. Wszystkie one dobrze uwidaczniają poziom cen w danym okresie, lecz stosowanie ich nie zawsze jest uzasadnione. W tylko bardzo szczegółowych analizach cen należałoby stosować ceny tygodniowe czy miesięczne; w zasadzie te dane powinny służyć do obliczania średnich z dłuższych okresów czasu. Podobnie obliczanie cen średnich długoletnich powinno służyć tylko ogólnej orientacji w długookresowych tendencjach lokalnych cen. Cenami średnimi nie możemy mierzyć różnic cen lokalnych.

b) *Przeciętne ceny ekstremalne*. Jednym z najprostszych sposobów badania przestrzennej dyspersji cen jest podawanie (obok cen średnich) cen ekstremalnych, czyli cen najwyższych i najniższych. Daje to pogląd na rozpiętość cen pomiędzy poszczególnymi rynkami lokalnymi, jak i orientuje w ekstremalnych poziomach cen rynków lokalnych. Z zastosowaniem tego sposobu w analizie przestrzennego zróżnicowania cen spotykamy się w omówionym już artykule Brojerskiego, ujmującym ekstremalne ceny miesięczne warzyw; autor ten słusznie podkreśla, że w tym przypadku ważenie nie jest wskazane⁴⁸. Sposób ten wyodrębnia również (w grupie metod badania dyspersji cen) W. Welfe⁴⁹, który podaje jeszcze inne rozwiązanie. Mianowicie, można wyodrębnić również jednostki terytorialne, których ceny są najwyższe lub najniższe. Orientuje to ogólnie co do terenów odchylających się najbardziej w poziomie cen w danym czasie od innych obszarów. Obie odmiany tego sposobu znajdujemy w artykule J. Zaleskiego, zawierającym kształtowanie się cen wolnorynkowych w latach 1953/54 i 1954/55. Podawanie cen ekstremalnych jednostek terytorialnych, czy też wyodrębnianie ekstremalnych „obszarów cenowych”, nie może oczywiście dać syntetycznej charakterystyki rozpiętości cen lokalnych, ale uwidacznia skalę rozpiętości cen.

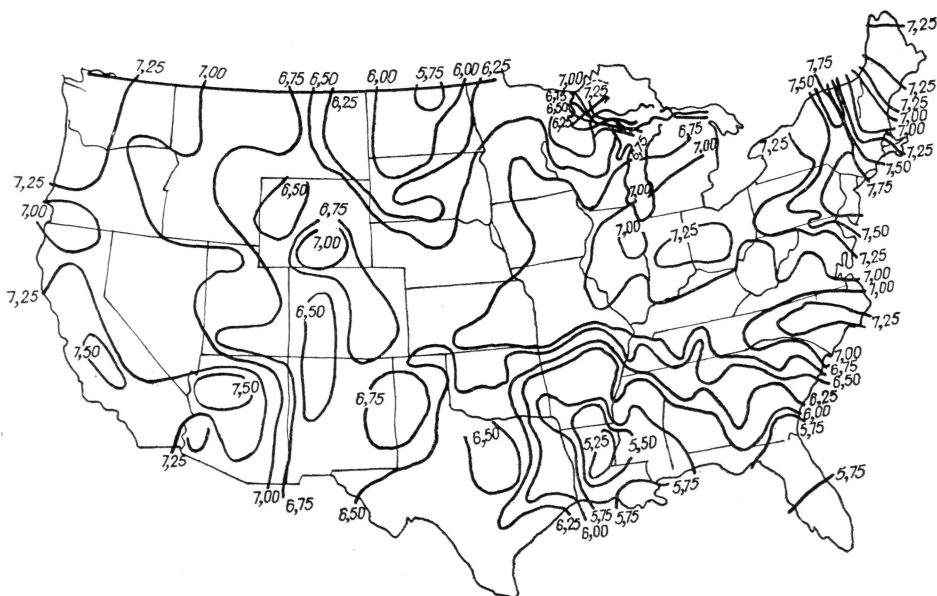
⁴⁸ M. Brojerski, *Zróżnicowanie cen...*, op. cit., s. 57.

⁴⁹ W. Welfe, op. cit., s. 253, 254.

c) Absolutne odchylenia ceny lokalnej od poziomu ceny umownie przyjętej za podstawę. Dotychczas omówione sposoby badań ujmowały zróżnicowanie cen w ogólnych ich wysokościach; obecnie przejdziemy do rozpatrzenia sposobów wyrażających różnicę między poziomami cen lokalnych. Jednym z nich jest badanie absolutnych różnic cen na poszczególnych rynkach, stosowanych szczególnie przez ekonomistów zachodnich (przykłady z Shepherd'a i Marca przytaczam jako graficzne zobrazowanie tego sposobu). Za podstawę przyrównania cen poszczególnych rynków przyjmują oni albo cenę przeciętną ogólną (większej jednostki terytorialnej, będącej zbiorem badanych poszczególnych obszarów rynkowych, np. cenę ogólnokrajową USA dla przyrównania cen w badanych stanach stosuje Shepherd, zaś Marc używa średnią cenę paryską dla wyrażenia różnic z cenami rynków w Paryżu), albo cenę jednego z badanych rynków lokalnych równego (w sensie pojęciowym) innym. Ogólnie możemy więc zapisać tę miarę:

$$\bar{p} - p_i,$$

gdzie: $\bar{p}$ oznacza cenę przyjętą za podstawę przyrównania, a p_i — każdorazowo przyrównywaną cenę. Na ryc. 1 cenę wybraną za podstawową oznacza się poziomem zerowym, a odchylenia powyżej i poniżej (in minus i in plus) tego horyzontalnego poziomu oznaczają różnice cen poszczególnych rynków.



Ryc. 1. Średnie ceny otrzymywane przez farmerów za trzodę chlewną w latach 1932 - 1941

Źródło: Ministerstwo Rolnictwa USA, negatyw 48149. Bureau of Agricultural Economics za G. S. Shepherdem, *Marketing Farm Products — Economic Analysis*. Ames, Iowa 1962, s. 182.

Tabela 1

Absolutne odchylenia (D) cen targowiskowych mleka od przeciętnej ceny ($\bar{P}$) w Wielkopolsce w latach 1951 - 1965

Powiaty	Lata									
	1951 - 1953		1954 - 1956		1957 - 1959		1960 - 1962		1963 - 1965	
	$\bar{P}$	D	$\bar{P}$	D	$\bar{P}$	D	$\bar{P}$	D	$\bar{P}$	D
Chodzież	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Czarnków	2,23	0,05	2,55	0,04	2,89	0,12	3,00	0,13	3,32	0,36
Gniezno	1,50	0,68	2,49	0,10	—	—	—	—	—	—
Gostyń	2,27	0,09	2,93	0,34	—	—	—	—	—	—
Jarocin	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Kalisz	2,46	0,28	2,63	0,04	3,00	0,23	3,00	0,13	3,03	0,07
Kępno	2,52	0,34	2,64	0,05	3,00	0,23	3,00	0,13	3,00	0,04
Koło	2,35	0,17	2,60	0,01	2,49	0,28	2,72	0,15	2,60	0,36
Konin	2,60	0,42	2,81	0,22	3,02	0,25	3,00	0,13	3,00	0,04
Kościan	1,47	0,71	—	—	—	—	—	—	—	—
Krotoszyn	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Leszno	1,80	0,38	—	—	—	—	—	—	—	—
Międzychód	2,02	0,16	2,00	0,59	—	—	—	—	—	—
N. Tomyśl	2,17	0,01	2,62	0,03	—	—	—	—	—	—
Oborniki	1,53	0,65	—	—	—	—	—	—	—	—
Ostrów	2,22	0,04	—	—	—	—	—	—	—	—
Ostrzeszów	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Piła	2,34	0,16	2,56	0,03	2,94	0,17	2,87	0,00	2,95	0,01
Pleszew	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Poznań	2,19	0,01	2,44	0,15	2,50	0,27	2,48	0,39	2,70	0,26
Rawicz	—	—	—	—	2,50	0,27	2,49	0,38	—	—
Słupca	—	—	—	—	—	—	—	—	3,07	0,11
Śrem	2,33	0,15	2,50	0,09	2,51	2,26	2,92	0,05	2,95	0,01
Środa	2,29	0,11	2,62	0,03	2,71	0,06	3,00	0,13	3,00	0,04
Szamotuły	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Trzcianka	2,54	0,36	2,55	0,04	2,76	0,01	2,99	0,12	3,40	0,44
Turek	2,36	0,18	2,87	0,28	3,00	0,23	2,97	0,10	2,59	0,37
Wągrowiec	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Wolsztyn	2,34	0,16	2,71	0,12	—	—	—	—	—	—
Września	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Suma notowań	43,53		41,52		33,32		34,44		35,61	
Przec. cena woj.	2,18		2,59		2,77		2,87		2,96	

Źródło: Tygodniowe notowania cen uzyskane w Wojewódzkiej Komisji Cen w Poznaniu.

Przy dłuższych szeregach czasowych postępuje się w ten sposób, że każdorazowe roczne ceny lokalne przyrównuje się do odpowiednich cen rocznych przyjmowanych za podstawę, a zatem ceny umownie przyjęte za podstawę są corocznie zmienne (poziom ceny podstawowej z danego okresu może być równy poziomowi tej ceny w innym okresie, ale podstawy są zmienne). Dla przykładu przedstawiamy absolutne odchylenia powiatowych cen targowiskowych mleka i masła od przeciętnej ceny w Wielkopolsce w latach 1951 - 1965 (tabele 1 i 2), wojewódzkie relacje

Tabela 2

Absolutne odchylenia (D) cen targowiskowych masła od przeciętnej ceny ($\bar{P}$) w Wielkopolsce w latach 1951 - 1965

Powiaty	Lata									
	1951 - 1953		1954 - 1956		1957 - 1959		1960 - 1962		1963 - 1965	
	$\bar{P}$	D	$\bar{P}$	D	$\bar{P}$	D	$\bar{P}$	D	$\bar{P}$	D
Chodzież	53,03	0,56	52,23	1,10	54,64	1,89	55,59	2,05	58,98	0,97
Czarnków	49,98	3,61	50,25	3,08	54,30	2,23	54,63	3,01	58,74	1,21
Gniezno	55,60	2,01	56,43	3,10	59,24	2,71	61,18	3,54	64,65	4,70
Gostyń	55,03	1,44	54,66	1,33	56,42	0,18	56,43	1,21	58,32	1,63
Jarocin	54,68	1,09	54,89	1,56	57,49	0,96	57,28	0,37	58,32	1,63
Kalisz	54,59	1,00	52,58	0,75	58,94	2,41	61,62	3,98	64,71	3,76
Kępno	54,77	1,18	52,66	0,67	56,41	0,12	56,96	0,68	58,15	1,80
Koło	49,89	3,70	50,87	2,46	56,34	0,19	61,19	3,55	61,12	1,17
Konin	54,36	0,77	54,09	0,76	59,18	2,65	61,31	3,67	64,41	4,46
Kościan	54,15	0,56	53,11	0,22	55,87	0,66	55,99	1,65	61,80	1,85
Krotoszyn	53,72	0,13	54,23	0,90	57,36	0,83	58,10	0,46	59,59	0,36
Leszno	56,39	2,80	56,45	3,12	58,00	1,47	59,96	2,34	61,31	1,36
Międzychód	52,64	0,95	52,71	0,62	57,07	0,50	57,09	0,55	59,01	0,94
Nowy Tomysł	53,57	0,02	53,64	0,31	55,79	0,74	57,94	0,30	60,50	0,60
Oborniki	56,96	3,37	54,14	0,81	56,15	0,38	57,14	0,50	60,31	0,36
Ostrów	53,05	0,54	52,99	0,34	57,31	0,78	59,69	2,05	61,16	1,21
Ostrzeszów	52,15	1,44	50,72	2,61	53,87	2,66	55,55	2,09	58,20	1,75
Piła	51,09	2,50	51,34	1,99	54,70	1,83	58,22	0,58	56,81	3,14
Pleszew	55,84	2,26	53,36	0,03	56,93	0,40	58,76	1,12	59,15	0,80
Poznań	54,72	1,13	54,81	1,48	59,04	2,51	59,75	2,11	63,64	3,69
Rawicz	51,61	1,98	51,40	1,93	55,35	1,18	55,65	1,99	55,99	3,96
Słupca	52,51	1,08	53,21	0,12	50,67	5,86	51,04	6,60	53,50	6,45
Śrem	54,36	0,77	54,43	1,10	56,54	0,01	56,64	1,00	57,99	1,96
Środa	54,98	1,39	55,12	1,79	58,34	1,81	58,75	1,11	62,76	2,81
Szamotuły	56,34	2,75	55,67	2,34	58,37	1,84	58,01	0,37	62,56	2,61
Trzcianka	51,95	1,64	50,25	3,08	55,12	1,41	56,39	1,25	59,88	0,07
Turek	50,00	3,59	53,47	0,14	57,44	0,91	57,64	0,00	59,89	0,06
Wągrowiec	53,76	0,15	54,09	0,76	57,07	0,50	57,28	0,36	60,05	0,10
Wolsztyn	53,39	0,20	53,14	0,19	55,76	0,77	54,19	3,45	56,82	3,13
Września	53,78	0,19	52,98	0,35	56,42	0,11	59,29	1,65	60,27	0,32
Suma notowań	1.607,89		1.599,92		1.696,13		1.729,26		1.798,64	
Przec. cena woj.	53,59		53,33		56,53		57,64		59,95	

Źródło: Tygodniowe notowania cen, uzyskane w WKC w Poznaniu.

cen wybranych płodów ogrodnich od relacji ogólnopolskich (tabela 3) oraz niektóre rozwiązania graficzne ilustrujące omawiane metody (ryc. 2-4).

d) Relatywne odchylenia cen lokalnych od ceny umownie przyjętej za podstawę. Drugim — równie prostym — sposobem liczbowego wyrażania różnic między lokalnymi cenami jest obliczanie stosunków tych cen względem ceny przeciętnej większej jednostki terytorialnej albo ceny wybranego rynku lokalnego. Możemy to zapisać w ogól-

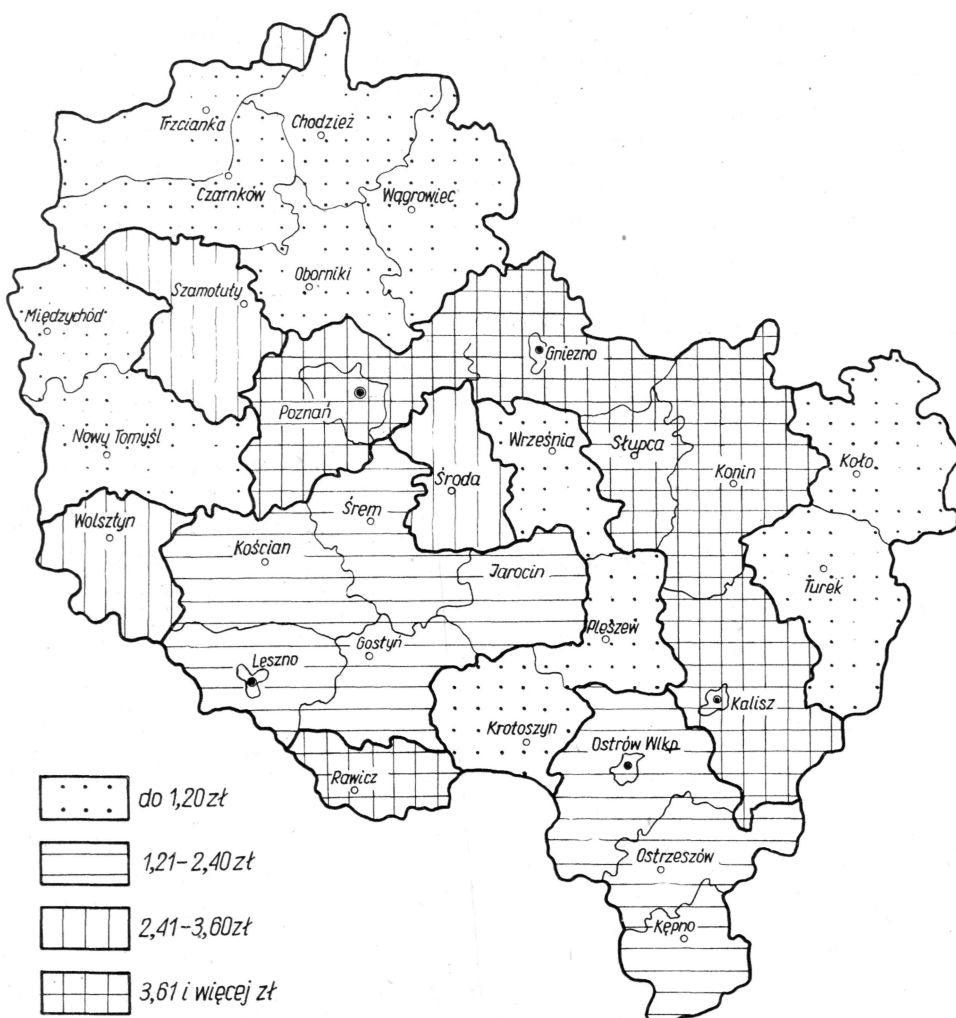


Ryc. 2. Średnie ceny targowiskowe masła w Wielkopolsce w latach 1963-1965 (Izoceny)

Źródło: tabela 2.

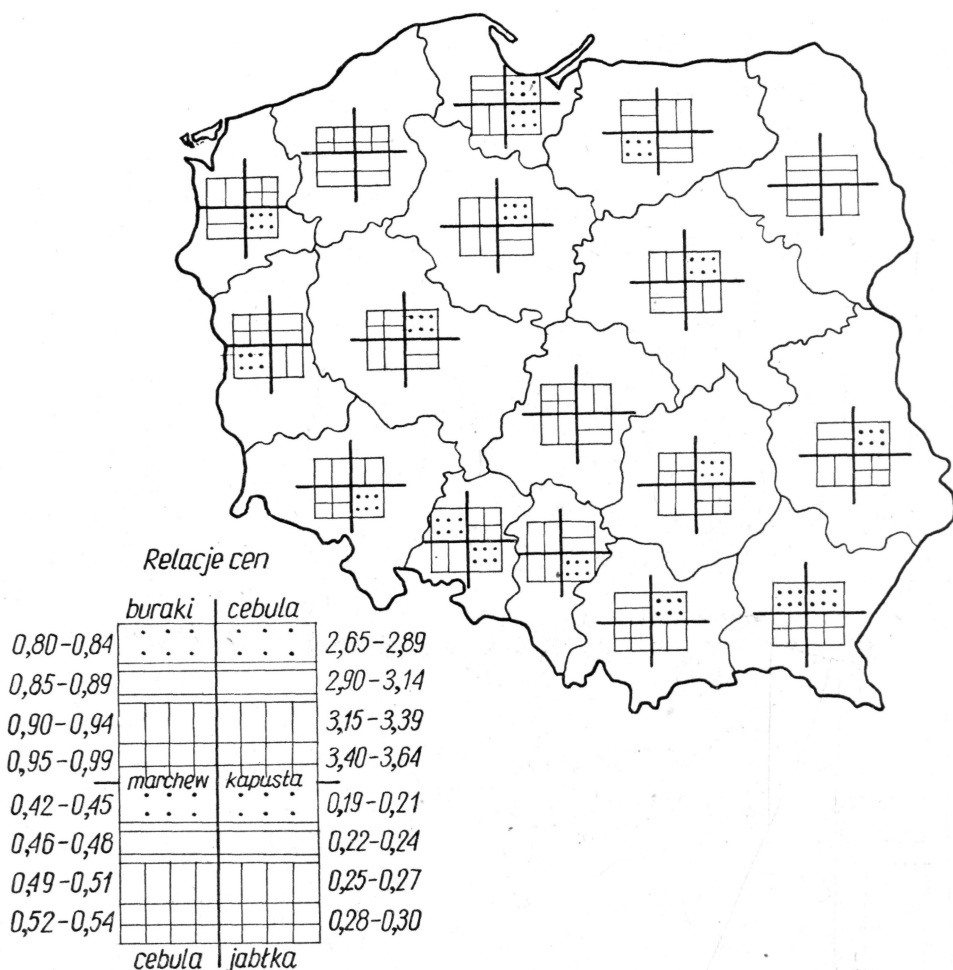
nej formie: $p_i/\bar{p}$, gdzie P_i oznacza każdorazowe przyrównywane ceny rynku lokalnego, p — oznacza cenę będącą umownie przyjętą podstawą. Sposób ten dlatego zasługuje na większą uwagę, że abstrahując od absolutnych różnic cen, pozwala porównywać ze sobą relacje cen lokalnych różnych towarów.

e) Współczynniki częstotliwości zmian. Dotychczas omówione sposoby badań oparte były na relacji cen lokalnych do poziomu cen przyjętych za podstawę, natomiast obecnie przedstawimy sposoby wyrażania ilościowych zmian w czasie, a więc miary częstotliwości zmian cen lokalnych. Zaklasyfikowanie sposobów badań częstotliwości do grupy metod wyrażających relacje do poziomu cen umownie przyję-



Ryc. 3. Absolutne odchylenia cen targowiskowych masła od przeciętnej ceny w Wielkopolsce w latach 1963-1965 (odchylenia od przeciętnych trzyletnich w zł)
Źródło: tabela 2.

tych za podstawę ma uzasadnienie w tym, że miary te „liczą” zmiany poziomu cen, a więc w tym przypadku poziomem podstawowym są każdorazowo poprzednie poziomy cen. Najprostszym sposobem przedstawiania częstotliwości zmian jest podawanie ilości zmian w określonej jednostce czasu (bardziej prawidłowe jest podawanie ich wraz z amplitudą tych wahań). Dla zachowania porównywalności wyników należy mierzyć te ilości w jednakowych okresach, a więc przykładowo ilość zmian w ciągu trzech lat itp. Bardziej złożoną postać ma zaproponowany przez Millsa współczynnik częstotliwości zmian w wysokości cen lokalnych, który zapiszemy:



Ryc. 4. Dyspersja relacji cen targowiskowych według województw w latach 1959 - 1967

Źródło: tabela 3.

$$c = \frac{P}{N-1} :$$

gdzie P — oznacza ilość zaobserwowanych w ciągu N — ilości obserwacji zmian. W przypadku braku zmian wysokości ceny współczynnik ten będzie równy zero. Maksimum równe jedności przyjmie wówczas, jeżeli wynik każdej obserwacji będzie różny od poprzedniej. Wartości pośrednie oznaczają rozmaite stopnie częstotliwości zmian.

V. a) Obszar zmienności cen lokalnych. Ta najprostsza w obliczeniach (spośród grupy metod opartych na miarach dyspersji) metoda wyrażać może albo rozpiętość w poziomie cen ekstremalnych w danym okresie (czy w okresach na danym rynku lokalnym), albo rozpiętość

Tabela 3

Dyspersja relacji cen targowiskowych według województw
w latach 1959- 1967

Województwa	Buraki marchew	Marchew cebula	Cebula kapusta	Kapusta jabłka
I. Relacje				
Polska	0,91	0,49	3,02	0,24
Białostockie	0,85	0,47	3,11	0,25
Bydgoskie	0,91	0,51	2,70	0,24
Gdańskie	0,86	0,51	2,80	0,21
Katowickie	0,93	0,49	3,08	0,21
Kieleckie	0,96	0,50	2,81	0,28
Koszalińskie	0,95	0,47	3,29	0,23
Krakowskie	0,89	0,54	2,87	0,26
Lubelskie	0,86	0,51	2,72	0,28
Łódzkie	0,95	0,49	3,23	0,22
Olsztyńskie	0,89	0,44	3,35	0,22
Opolskie	0,84	0,49	3,62	0,19
Poznańskie	0,99	0,51	2,71	0,22
Rzeszowskie	0,81	0,53	2,65	0,29
Szczecińskie	0,90	0,46	3,45	0,21
Warszawskie	0,94	0,47	2,73	0,26
Wrocławskie	0,93	0,52	3,18	0,19
Zielonogórskie	0,97	0,45	3,01	0,25
II. Odchylenia od relacji ogólnokrajowej				
Białostockie	0,06	0,02	0,09	0,02
Bydgoskie	0,00	0,02	0,32	0,00
Gdańskie	0,05	0,02	0,22	0,03
Katowickie	0,02	0,00	0,06	0,03
Kieleckie	0,05	0,01	0,21	0,04
Koszalińskie	0,04	0,02	0,27	0,01
Krakowskie	0,01	0,05	0,15	0,02
Lubelskie	0,05	0,02	0,30	0,04
Łódzkie				
Olsztyńskie	0,02	0,03	0,33	0,02
Opolskie	0,07	0,00	0,60	0,05
Poznańskie	0,02	0,02	0,31	0,02
Rzeszowskie	0,10	0,04	0,37	0,05
Szczecińskie				
Warszawskie	0,03	0,02	0,29	0,02
Wrocławskie	0,02	0,03	0,46	0,05
Zielonogórskie	0,06	0,04	0,01	0,01

Źródło: A. Kędelski, *Statystyczne metody badania relacji cen placonych i uzyskiwanych przez ogrodników*, Poznań 1969 (WSE, maszynopis).

w poziomie cen ekstremalnych „obszarów cen”. Ogólnie zapiszemy:

$$Oz_p = P_{\max} - P_{\min},$$

gdzie $P_{\max}$ oznacza cenę maksymalną, $P_{\min}$ cenę minimalną. Zastosowanie tego sposobu jest jednak o tyle ograniczone, że — jak stwierdzono — rozpiętość cen lokalnych maleje wraz ze wzrostem tych cen. Zatem przy interpretacji wyników otrzymanych tym sposobem, uwagę trzeba zwrócić na poziom i zmiany absolutnego poziomu cen w czasie. Nie można też porównywać bezkrytycznie tych parametrów wyliczonych dla różnych okresów czasu.

Szansę dokonania ściślejszych badań jednorodności rynkowej mają metody oparte na bardziej syntetycznych miarach dyspersji, a mianowicie

Tabela 4

Dyspersja cen ziemniaków w Polsce w latach 1962 - 1964

Województwa	Odchylenia standardowe wojewódzkich targowiskowych cen ziemniaka od średniej ogólnokrajowej w złotych	Odchylenia standardowe kwartalnych stosunków ogniwo- wych cen targowiskowych ziemniaka
Białostockie	0,18	0,535
Bydgoskie	0,21	0,427
Gdańskie	0,18	0,895
Katowickie	0,28	0,500
Kieleckie	0,05	0,650
Koszalińskie	0,26	0,640
Krakowskie	0,36	0,466
Lubelskie	0,16	0,828
Łódzkie	0,14	0,332
Olsztyńskie	0,21	0,695
Opolskie	0,10	0,348
Poznańskie	0,09	0,348
Rzeszowskie	0,21	0,671
Szczecińskie	0,12	0,626
Warszawskie	0,23	0,432
Wrocławskie	0,10	0,591
Zielonogórskie	0,16	0,666

Źródło: Opracowano na podstawie Biuletynu Cen 1962- 1965, GUS.

cie w odchyleniu standardowym, odchyleniu przeciętnym i współczynniku zmienności.

b) Dużą dokładność pomiarów daje wprowadzone przez Millsa odchylenie standardowe cen lokalnych od ich średniej arytmetycznej:

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^1 (A_i - j p_i)^2},$$

Tabela 5

Współczynniki zmienności kwartalnych wojewódzkich cen targowiskowych ziemniaka w latach 1962 - 1964 (wg wzrastającej wartości)

Województwa	Wartość (w %)	Województwa	Wartość (w %)
Kieleckie	2,7	Gdańskie	13,0
Poznańskie	6,5	Bydgoskie	15,2
Opolskie	7,2	Rzeszowskie	15,2
Wrocławskie	7,2	Olsztyńskie	15,2
Szczecińskie	7,3	Warszawskie	16,7
Łódzkie	10,1	Koszalińskie	18,9
Zielonogórskie	11,6	Katowickie	20,3
Lubelskie	11,6	Krakowskie	26,1
Białostockie	13,0		

Źródło: Opracowanie własne.

gdzie: $j^p i$ oznacza ceny towarów w j rejonie — $j=1, 2 \dots m$ i w i -tym okresie ($i=1, 2, 3 \dots n$), a A_i jest średnią arytmetyczną badanego szeregu. Tak wyrażone odchylenie cen lokalnych od ich średniej arytmetycznej jest dość dokładną miarą jednorodności rynku, a zarazem miarą syntetyczną, ale tylko w odniesieniu do cząstkowego rynku danego (każdego z osobna) produktu. Miara ta, badając absolutne różnice cen lokalnych od średniej ceny, nie zapewnia natomiast porównywalności dyspersji cen różnych towarów. Wartość tego odchylenia wyraża jedynie rozszanie cen lokalnych względem ich średniej arytmetycznej. Z załączonej tabeli i kartogramu (wykres) odchylen standardowych można wysunąć hipotezę, że układ kwartalnych odchylen targowiskowych cen ziemniaka w Polsce ma charakter odmienny od układów poziomu cen i przebiega raczej równoleżnikowo.

c) Odchylenia przeciętne cen lokalnych od ich średniej arytmetycznej. Jako miara zbliżona do poprzedniej, odchylenie przeciętne cen lokalnych od ich średniej arytmetycznej również nie zapewnia porównywalności cen różnych towarów czy usług. W formie ogólnej zapisujemy je:

$$s_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^{i=1} |A_i - j^p i|.$$

Dodatkowym mankamentem odchylenia przeciętnego cen lokalnych jest jeszcze fakt, że nadaje ono jednakowy kierunek różnicom w cenach, w związku z obliczaniem parametru w wartościach bezwzględnych. Tak obliczony systematyczny wskaźnik odchylenia przeciętnego jest obciążony błędem nieuwzględnienia przeciwstawnych tendencji cen; wszystkie różnice uwzględniamy jako dodatnie, a więc właściwie negujemy możliwość wystąpienia ceny wyższej od średniej. W miarę możliwości nale-

żałoby unikać stosowania tej miary, natomiast stosować bardziej pracochłonne w obliczeniach odchylenia standardowe cen lokalnych od ich średniej arytmetycznej. Dwie ostatnio omówione metody dają możliwość liczbowego wyrażenia rozszania cen lokalnych względem ich średniej arytmetycznej, nie mogą zaś służyć porównaniu dyspersji cen różnych towarów i usług.

d) **Współczynnik zmienności cen lokalnych.** Chcąc oderwać się od absolutnego poziomu poszczególnych cen i porównywać ze sobą dyspersję cen różnych towarów, zastosujemy współczynnik zmienności cen lokalnych, będący ilorazem odchylenia standardowego cen lokalnych do średniej arytmetycznej wyliczonej z tych cen, co można zapisać:

$$V_i = \frac{\sigma_i}{A_i},$$

a w wyrażeniu procentowym:

$$V_1 = \frac{\sigma_i}{A_i} \cdot 100.$$

Jak podkreśla Smoliński⁵⁰, „współczynniki rozpiętości (zmienności) cen, mają dopiero rację bytu i oddają należyte usługi, jako narzędzie badania statystycznego, gdy odnoszą się do szerszej podstawy porównawczej, tzn. gdy są skalkulowane bądź dla jednego towaru, ale dla kilku okresów, bądź też dla jednego okresu [...], ale dla kilku towarów [...]”. Dogodna jest zatem sytuacja, w której podaje się współczynniki równocześnie dla kilku towarów i kilku okresów, co daje możliwości periodycznego porównania wysokości współczynników cen różnych towarów. Przykładowe obliczenia współczynników zmienności dla ziemniaka podaję w dalszej części pracy (por. tabelę 6).

Dla potrzeb badań długookresowych różnic cen lokalnych wskazane jest stosowanie dwu alternatywnych metod: metody stosunków ogniowych i metody odchylen od trendu.

e) **Metoda stosunków ogniowych** (wskaźników łańcuchowych czy *link relatives*) wprowadził prawdopodobnie H. L. Moore, z zastosowaniem jej do badań elastyczności popytu. Do badań dyspersji cen użył jej Mills, a do polskiej literatury pierwszy wprowadził ją S. Bolland. Metoda stosunków ogniowych oparta jest na odchyleniu standardowym. Polega na tym, że z cen poszczególnych rynków tworzy się szereg stosunków ogniowych i używa się ich do dalszej kalkulacji zamiast danych empirycznych.

Sens stosunków ogniowych polega na tym, że abstrahując od wartości bezwzględnych wysokości cen, można wyrazić ich względną zmianę

⁵⁰ S. Smoliński, op. cit., s. 3.

Tabela 6

Odchylenie standardowe powiatowych targowiskowych cen ziemiaka
od średniej wojewódzkiej

Powiat	Trzylecie					Powiat	Trzylecie				
	1951 1953	1954 1956	1957 1959	1960 1962	1963 1965		1951 1953	1954 1956	1957 1959	1960 1962	1963 1965
Poznań	0,28	0,53	0,70	0,51	0,47	Oborniki	0,12	0,27	0,11	0,13	0,11
Chodzież	0,06	0,07	0,11	0,15	0,16	Ostrów pow.	0,09	0,33			
Czarnków	0,11	0,09	0,12	0,15	0,24	Ostrów m.	0,06	0,08	0,08	0,05	0,16
Gniezno pow.	0,17	0,14				Ostrzeszów			0,17	0,15	0,14
Gniezno m.	0,16	0,14	0,18	0,29	0,41	Piła	0,10	0,14	0,16	0,15	0,13
Gostyń	0,08	0,27	0,16	0,07	0,10	Pleszew		0,13	0,14	0,10	0,36
Jarocin	0,09	0,12	0,08	0,02	0,11	Poznań pow.	0,22	0,17			
Kalisz pow.	0,08	0,20				Rawicz	0,11	0,12	0,07	0,17	0,30
Kalisz m.	0,15	0,15	0,13	0,22	0,38	Słupca			0,13	0,11	0,17
Kępno	0,07	0,11	0,20	0,11	0,16	Szamotuły	0,05	0,11	0,15	0,27	0,38
Koło	0,14	0,23	0,26	0,19	0,15	Śrem	0,24	0,16	0,32	0,13	0,18
Konin	0,14	0,10	0,09	0,09	0,15	Środa	0,16	0,18	0,35	0,32	0,28
Kościan	0,11	0,04	0,09	0,14	0,16	Trzcianka	0,23	0,18	0,15	0,20	0,29
Krotoszyn	0,17	0,07	0,10	0,10	0,18	Turek	0,09	0,19	0,24	0,10	0,16
Leszno	0,08	0,08	0,05	0,15	0,23	Wągrowiec	0,10	0,13	0,16	0,23	0,24
Międzychód	0,09	0,10	0,09	0,12	0,12	Wolsztyn	0,09	0,06	0,11	0,09	0,16
Nowy Tomyśl	0,09	0,06	0,15	0,08	0,15	Września	0,06	0,03	0,19	0,11	0,08

Źródło: Opracowano na podstawie tygodniowych notowań cen (WKC w Poznaniu); E. Komosiński, *Przestrzenna dyspersja cen targowiskowych ziemiaka w Wielkopolsce w latach 1946 - 1966*, Poznań 1968 (WSE, maszynopis).

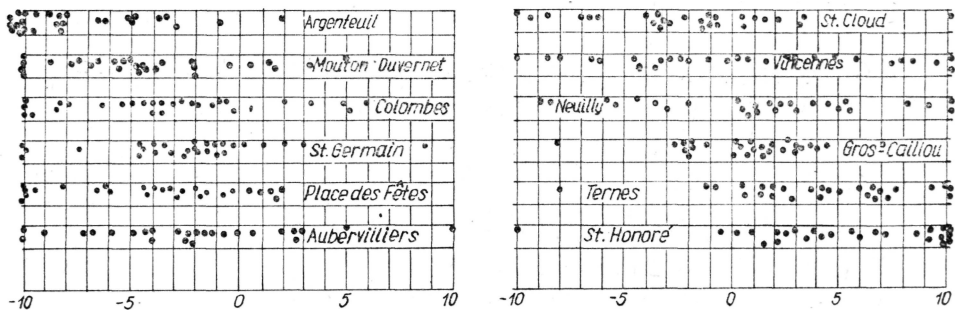
w porównaniu z okresem poprzednim, co w zasadzie częściowo eliminuje tendencję długookresową. Obliczone ze stosunków ogniowych odchylenie standardowe służyć może jako miara zmienności (wariancji) cen, gdyż pozwala ono ze względną dokładnością uchwycić średnią amplitudę poszczególnych wahań, tzn. średniego odchylenia okresowych (tygodniowych, miesięcznych czy dłuższych czasowo danych) od ich przeciętnej.

Same stosunki ogniowe z powodzeniem można stosować do wyrażenia względnych zmian w wysokości cen w porównaniu z okresem poprzednim, tzn. cen z początku i końca badanego okresu, czyli że stosunki ogniowe mogą być miarą lokalnych różnic w zmianach intertemporalnych. Ogólnie stosunki ogniowe posiadają formę następującą:

$$\frac{j^p i}{j^p i - 1}$$

W ten sposób średnia arytmetyczna poszczególnych stosunków ogniowych osobno dla każdej jednostki terytorialnej będzie taka:

$$A_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \frac{j^p i}{j^p i - 1}.$$



Ryc. 5. Rozkład odchyleń cen od średnich w Paryżu w zależności od położenia rynku

Źródło: A. Marc, *L'Évolution des prix depuis cent ans*, Paryż 1958, s. 21.

Otrzymamy więc szereg średnich $A_1, A_2, A_3, \dots, A_n$ dla każdej jednostki terytorialnej z osobna, które oznaczają stosunki, jakie zachodzą między dwiema kolejno następującymi po sobie wysokościami cen na każdym obszarze.

Chronologiczny szereg stosunków ogniowych nie wykaże żadnej dyspersji, jeżeli ceny nie będą się zmieniały lub też gdy będą wzrastały z okresu na okres o 10%. W przypadku jednak gdy ceny będą podlegały nieregularnym wahaniom, stosunki ogniowe tych cen będą odchyłać się od swej średniej arytmetycznej. Odchylenia te mierzymy obliczając różnice powstałe przez odjęcie poszczególnych stosunków od średniej; otrzymamy więc dla każdego terytorium z osobna:

$$A_i - \frac{i^{pi}}{j^{pi}-1}$$

Mając już wyliczone osobno dla każdego terytorium powyższe różnice, przystępujemy wreszcie do obliczenia średniej wysokości, o jaką różnią się poszczególne dyspersje stosunków ogniowych od wartości przeciętnych. To ostatnie obliczenie dokonane według wzoru na odchylenie standardowe przybiera postać:

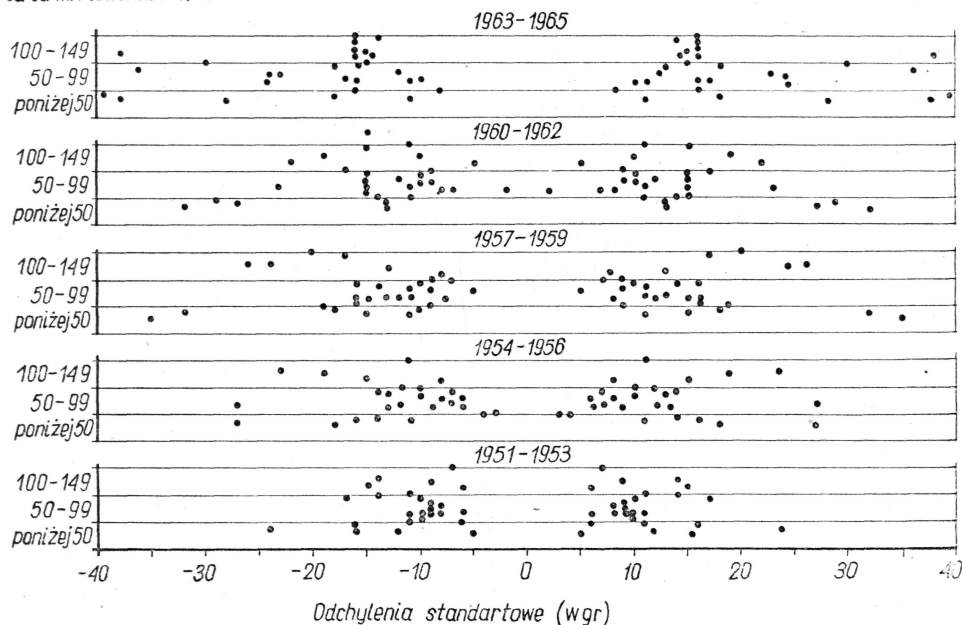
$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} \left(A_i - \frac{j^{pi}}{j^{pi}-1} \right)^2}.$$

Powyższy współczynnik określa ze względną dokładnością dla każdego obszaru z osobna lokalną zmienność cen i umożliwia porównanie ruchu cen tych samych towarów w różnych rejonach. Z przytoczonego przykładu (tabela 6, ryc. 6) intertemporalnego badania przestrzennej dyspersji cen ziemniaka wynika, że przy zachowaniu ciągłości czasowej przebieg obszarów odchyleń stosunków ogniowych ma inny charakter niż przebieg odchyleń standardowych przy poziomach absolutnych (układ południkowy). Jak już stwierdziliśmy, stosunki ogniowe stanowią nie-

wątpliwie pewną formę wyrównania szeregów chronologicznych i eliminację trendu, niemniej nie jest to wyrównanie doskonałe.

Nie jesteśmy w stanie ustalić tą drogą długookresowej tendencji, gdyż każdorazowo nawiązujemy tylko do poprzedniej wartości szeregu. Pełniejsze i doskonalsze wyrównanie stanowi niewątpliwie trend i metodę odchylen od trendu należy uznać za najbardziej poprawną w tym przypadku.

Odległość siedziby powiatu od m. Poznania w km.



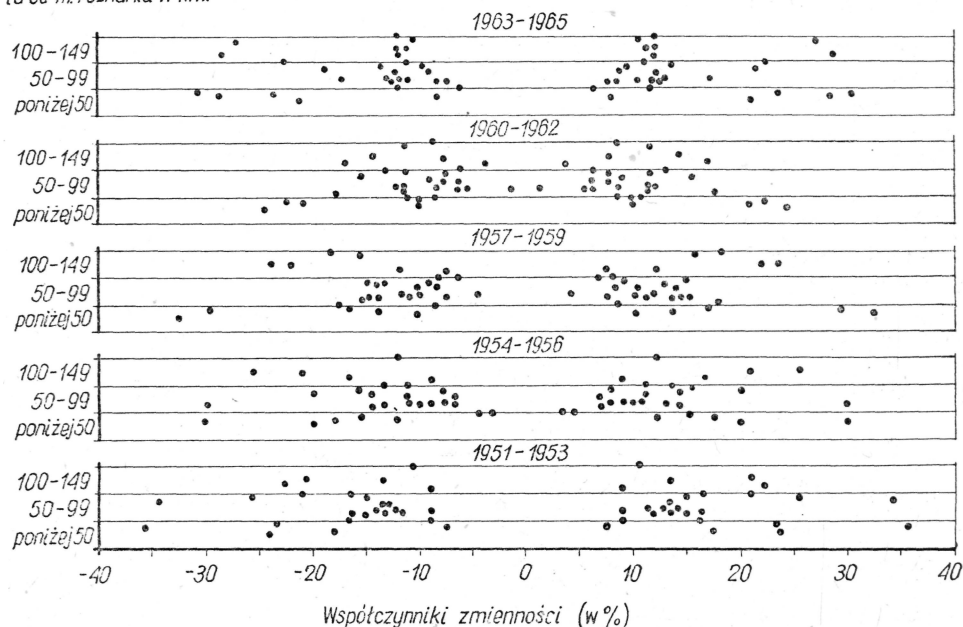
Ryc. 6. Odchylenia standardowe powiatowych targowiskowych cen ziemniaka w Wielkopolsce od średniej wojewódzkiej (w groszach)

Źródło: tabela 6.

f) Metoda odchyleń od trendu. Metoda ta ma przewagę nad metodą *link relatives*, że pozwala wyeliminować wpływ czynników zakłócających kształtowanie się cen z punktu widzenia długich okresów, eliminujemy więc efekt działania tzw. *long-time* czynników zakłócających normalne kształtowanie się cen. Jedną ze znanych metod wyznaczamy dla szeregu p_i cen, szereg odpowiadających im wartości trendu, a dalsze postępowanie jest analogiczne jak przy metodzie stosunków ogniowych. Omówione metody ilustrujemy na przykładzie dyspersji cen ziemniaków w Polsce (tabele 4 - 8 i ryc. 5-9).

VI. a) Pojęcie regionalnego indeksu cen. Pod pojęciem regionalnego indeksu należy rozumieć odpowiednią liczbę, wyra-

Odległość siedziby powiatu od m. Poznania w km.



Ryc. 7. Współczynniki zmienności cen targowiskowych ziemniaka w Wielkopolsce

Źródło: tabela 7.

Tabela 7

Współczynniki zmienności cen targowiskowych ziemniaka w Wielkopolsce

Powiat	Trzylecie					Powiat	Trzylecie				
	1951 1953	1954 1956	1957 1959	1960 1962	1963 1965		1951 1953	1954 1956	1957 1959	1960 1962	1963 1965
Poznań	41,8	58,9	64,8	39,2	35,1	Oborniki	17,9	30,0	10,2	10,0	8,2
Chodzież	9,0	7,8	10,2	11,5	11,9	Ostrów p.	13,4	36,7			
Czarnków	16,4	10,0	11,1	11,5	17,9	Ostrów m.	9,0	8,9	7,4	3,8	11,9
Gniezno pow.	25,4	15,6				Ostrzeszów			15,7	11,5	10,4
Gniezno m.	23,9	15,6	16,7	22,3	30,6	Piła	14,9	15,6	14,8	11,5	9,7
Gostyń	11,9	30,0	14,8	5,4	7,5	Pleszew		14,4	12,9	7,7	26,9
Jarocin	13,4	13,3	7,4	1,5	8,2	Poznań p.	32,8	18,9			
Kalisz pow.	11,9	22,2				Rawicz	16,4	13,3	6,5	13,1	22,4
Kalisz m.	22,4	16,7	12,0	16,9	28,4	Słupca		11,1	12,0	8,5	12,7
Kępno	10,4	12,2	18,5	8,5	11,9	Szamotuły	7,5	12,2	13,9	20,8	28,4
Koło	20,9	25,6	24,1	14,6	11,2	Śrem	35,8	17,8	29,6	10,0	23,4
Konin	20,9	11,1	8,3	6,2	11,2	Środa	23,9	20,0	32,4	24,6	20,9
Kościan	16,4	4,4	8,3	10,8	11,9	Trzcianka	34,3	20,0	13,9	15,4	21,6
Krotoszyn	25,4	7,8	9,3	7,7	13,4	Turek	13,4	21,1	22,2	7,7	11,9
Leszno	11,9	8,9	4,6	11,5	17,2	Wągrowiec	14,9	14,4	14,8	17,7	17,9
Międzychód	13,4	11,1	8,3	9,2	9,0	Wolsztyn	13,4	6,7	10,2	6,2	11,9
Nowy Tomyśl	13,4	6,7	13,9	6,2	11,2	Września	9,0	3,3	17,6	8,5	6,0

Źródło: Jak tabela 6.

zającą rezultat zrównania dwóch jednolitych wyników ekonomicznych w przestrzeni⁵¹. Regionalny indeks cen produktów rolnych ma służyć przedstawieniu — dynamiki zmian zachodzących w badanym okresie w danym regionie, — albo za jego pomocą mamy dokonywać porównań międzyregionalnych zmian cen. Ma on na celu badanie zmienności cen (zarówno w czasie jak i w przestrzeni) wielu artykułów i scharakteryzowanie tego jednym wskaźnikiem. Dlatego też wymagane jest stosowanie indeksów agregatorów.

Problem regionalnych indeksów cen nie znalazł jeszcze zadowalającego rozwiązania, nie ma zgodności zarówno co do zastosowanej formuły, jak i co do wag tych indeksów. W skrócie przedstawiono dotychczasowe próby rozwiązania tych problemów w kolejnych podrozdziałach.

b) Problem wyboru formuły. Do najwcześniejszych i najczęściej stosowanych formuł należą znane wzory Laspeyresa i Paaschego. Każda z nich posiada odmienny system ważenia, nie mają one jednakowego sensu ekonomicznego, wyniki liczbowe otrzymane z obu formuł nie mogą być ze sobą porównywane. Indeksy obliczone według formuły Laspeyresa wskazują na górną granicę wzrostu cen albo na dolną granicę

Tabela 8

Roczne odchylenie standardowe stosunków ogniowych
targowiskowych cen ziemniaka w Wielkopolsce w latach
1951 - 1966

Powiat	Odchylenie standardowe	Powiat	Odchylenie standardowe
Poznań	0,07	Oborniki	0,15
Chodzież	0,08	Ostrów p.	0,11
Czarnków	0,14	Ostrów m.	0,14
Gniezno pow.	0,15	Ostrzeszów	0,10
Gniezno m.	0,19	Piła	0,09
Gostyń	0,14	Pleszew	0,14
Jarocin	0,15	Poznań p.	0,11
Kalisz pow.	0,19	Rawicz	0,21
Kalisz m.	0,10	Słupca	0,15
Kępno	0,19	Szamotuły	0,09
Koło	0,09	Śrem	0,10
Konin	0,09	Środa	0,14
Kościan	0,11	Trzcianka	0,10
Krotoszyn	0,16	Turek	0,13
Leszno	0,07	Wągrowiec	0,10
Międzychód	0,19	Wolsztyn	0,09
Nowy Tomysł	0,08	Września	0,12

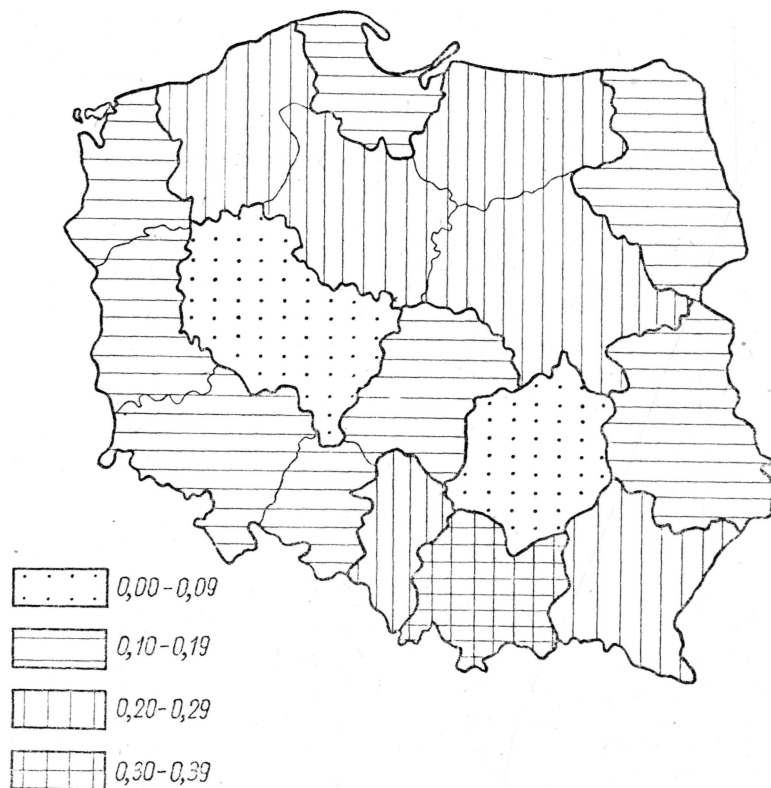
Źródło: Jak tabela 6.

⁵¹ L. S. Kaziniec, op. cit., s. 107.

spadku cen, formuła Paaschego z kolei obrazuje dolną granicę wzrostu cen lub górną granicę ich spadku.

W związku z nieporównywalnością wyników liczbowych otrzymywanych przy zastosowaniu obydwu formuł i wobec tego, że żadna z formuł nie daje odpowiedzi, jaki jest wyłącznie wpływ zmian jednego czynnika na krańcowy wynik indeksu, zaczęto szukać innych rozwiązań. Jedną z prób było zbudowanie indeksu będącego średnią geometryczną obu — poprzednio omówionych — wskaźników, tzw. „wskaźnika idealnego” J. Fischera. Niestety, indeks ten nie posiada określonej treści ekonomicznej, nie daje się zinterpretować określonymi pojęciami ekonomicznymi.

c) Problem wyboru wagi regionalnego indeksu cen. Wybór wag regionalnych indeksów cen to kwestia sposobu, za pomocą jakich środków można zapewnić możliwość i poprawność porównywalności wyników tych indeksów. Nie możemy stosować struktury obrotu danego regionu, gdyż otrzymujemy wyniki nie dające poprawnej odpowiedzi, w którym zaszły mniejsze, a w którym większe zmiany ogólnego poziomu cen. Wyniki te nie mogą być ze sobą porównywane, jako że



Ryc. 8. Odchylenia standardowe wojewódzkich targowiskowych cen ziemniaka od średniej ogólnokrajowej w latach 1962-1964 (w zł)

Źródło: tabela 4.

różna jest struktura i wielkość wag poszczególnych regionów. Taki wniosek postawili A. Machnowski⁵², B. Szulc⁵³ i statystycy na Konferencji w Budapeszcie⁵⁴. W tej sytuacji, w celu zapewnienia porównywalności regionalnych indeksów cen, pozostaje ważenie ich na podstawie wspólnych jednakowych wag.



Ryc. 9. Odchylenia standardowe kwartalnych stosunków ogniowych cen targowiskowych ziemniaka w latach 1962-1964

Źródło: tabela 4.

Jako tę wspólną jednakową wagę A. Machnowski⁵⁵ zaproponował zastosowanie struktury obrotów jednego z regionów (przy badaniach dwuregionalnych); radzieccy statystycy rozpatrywali możliwość użycia wagi ogólnokrajowej, a S. Jugenburg⁵⁶ — wagi standaryzowanej. B. Szulc proponował przy porównaniu większej liczby regionów przyjęcie, jako wspólnego systemu niezmiennych ilości, średniej wielkości i struktury obrotów wszystkich regionów uczestniczących w porówna-

⁵² A. Machnowski, op. cit.

⁵³ B. Szulc, op. cit., s. 243.

⁵⁴ *The Standard...*, op. cit.

⁵⁵ S. Jugenburg, op. cit.

⁵⁶ A. Machnowski, op. cit., s. 7.

niach⁵⁷. Te analityczne koncepcje rozwiązania problemu wag regionalnych indeksów cen nie dały rezultatu.

Metoda Machnowskiego, nie wykraczająca poza próby empiryczne, nie może być w pełni przydatna do porównań wieloregionalnych, gdyż wiąże się z trudnością interpretacji wieloznacznych wyników. Roli wagi regionalnych indeksów cen nie może spełniać wielkość i struktura obrotu ogólnokrajowego, gdyż waga krajowa nigdy nie będzie adekwatna wogom regionalnym. Jak stwierdza A. Satunowski⁵⁸, standaryzowane wagi nie odzwierciedlają różnic strukturalnych w porównywanych regionach.

Nie zadowolają również koncepcje teorii mechanicznej indeksów opierających się na spełnianiu pewnych zasad matematycznych. Chociaż dają one jednoznaczne wyniki liczbowe, to są pozbawione treści ekonomicznej. Obecnie brak jest metody, która zapewniałaby równocześnie jednoznaczność otrzymanych wyników (wada teorii analitycznej), jak również pełny ich sens ekonomiczny (formalistyczne rozwiązania mechanistyczne). Według B. Szulca⁵⁹, dalsze poszukiwania powinny iść w kierunku kompromisowych rozwiązań. Należy oprzeć się na wzorach analitycznych w celu osiągnięcia jednoznacznych i praktycznie dogodnych wyników metodami mechanicznymi.

STATISTICAL METHODS OF THE EXAMINATION OF DISPERSION IN SPACE OF THE PRICES OF AGRICULTURAL PRODUCTS

S u m m a r y

The authors divide the literature of the subject in three groups: 1: the empirical-analytical papers that represent the phenomena and factors that caused them in relation to the concrete, territorial structure of prices; 2. the literature that deals with problems of the methods of researches of dispersion of prices in space; 3. the literature dealing with the methodology of the regional indexes of prices.

In general the methods of examinations of the dispersion of prices in space can be divided in two groups: static and dynamic. Among the static ones we can differentiate 3 important subgroups: cartographic methods, methods based on purposefully choosen characteristic bigness and the method based on the measures of dispersion. Among the methods based on purposefully choosen characteristic bigness, the author numbers: mean local prices, absolute and relative deflections of the local price from the level of the conventionally price accepted as a base and the coefficients of the frequency of changes.

Among the methods based on the measures of dispersion the authors individualized these in which are used: the area of the changes of local prices, the standard deflection, the mean coefficient of frequency, relations of the chain factors and the deflection from trend.

The dynamic methods are limited by the authors to the characteristic of the regional indexes of prices.

⁵⁷ B. Szulc, op. cit., s. 243.

⁵⁸ A. Satunowskij, op. cit., s. 67.

⁵⁹ B. Szulc, op. cit., s. 244 - 245.