

Odbitka z Rocznika Wyższej Szkoły Handlowej w Warszawie.

JAN WIŚNIEWSKI

Indeksy cen hurtowych
w Królestwie Polskiem

1894 — 1903

BIBLIOTEKA SGPS
wydano z dubletów

BIBLIOTEKA SGPS
wydano z dubletów

W A R S Z A W A 1 9 2 7

BIBLIOTEKA SGPS
wydane z dubletów



Jan Wiśniewski.

114291

Indeksy cen hurtowych w Królestwie Polskiem 1894 — 1903 *)

CZĘŚĆ I.

§ 1. Materiały.

Podstawowym źródłem danych do naszego indeksu są tygodniowe notowania „Gazety Handlowej”. Dziennik ten przedstawia dla badacza stosunków gospodarczych w Królestwie Kongresowem w końcu XIX wieku jedyne niemal źródło wiadomości.

Dane, z których korzystamy, odnoszą się z reguły do rynku hurtowego warszawskiego z następującymi wyjątkami: żelazo handlowe i cement — ceny fabryczne loco huta lub cementownia, mąka pszenna i żytnia — oryginalne ceny młynów warszawskich, przeciętna z notowanych w „Gazecie”. Bawełna middling według notowań „Gazety Handlowej”, ale loco Liverpool. Notowania liverpoolskie możemy uznać za miarodajne dla naszego rynku.

Oprócz „Gazety Handlowej” czerpaliśmy dane: z notowań warszawskiej inspekcji handlowej, w szczególności daty dotyczące masła, słoniny, ziemniaków i siana. Brakujące zaś w inspekcji miesiące: sierpień do grudnia 1896 wypełniliśmy podług *detaliźnych* notowań „Gazety Handlowej”.

Część danych co do żelaza handlowego zaczerpnięta z „Torgowo-Promyszennoy Gazety” (dane te zresztą odnoszą się również do Zagłębia Dąbrowskiego). Wreszcie ceny cementu z r. 1903 zakomunikowała nam sp. akc. „Łazy”.

Oto przegląd naszych artykułów wraz z ich charakterystyką.

Pszemica wyborowa krajowa, cena loco wagon dworzec towarowy Terespolski, za pud.

*) Praca zgłoszona w r. 1925.

D-45/81 | 129582

Żyto — wyborowe, jak wyżej,

Owies — średni, pozatem jak wyżej.

Jęczmień — browarny (notowany bez rozróżnienia gatunku), pozatem jak wyżej.

Mąka pszenna — 0000, krajowa — według cen młynów „Słodowiec“ i Michlera (przeciętna arytm.) za worek 5 pudów.

Mąka żytnia — 000, pozatem jak wyżej.

Wółowina — najwyższy gatunek podług cen „targów warszawskich“, za funt.

Kartofle — według inspekcji handlowej, za czetwiert (około 11 pudów).

Masło — solone, również według inspekcji handlowej, za pud.

Słonina — solona, pozatem jak wyżej.

Siano — według inspekcji handlowej, za pud.

Cukier — kryształ, loco Warszawa, za kamień (24 funty).

Żelazo handlowe — loco huta t. zw. ceny zasadnicze za pud.

Nafta — loco zbiornik Warszawa za pud.

Cement. Tutaj ceny przedstawiają pewną pstrokaciznę. W latach 1894 do 1900 notowania przedstawiają ceny hurtowe cementu loco cementownia wg. „Gazety Handlowej“ za beczkę 10 pudów — 1901 i 1902 również podług „Gazety Handlowej“ za taką beczkę, ale loco Warszawa. 1903 według danych sp. akc. „Łazy“ — warunki jak 1894 — 1900, ale z uwzględnieniem wszelkich rabatów, a nie ceny zasadnicze.

Skóry bydlęce — oczyszczone, loco Warszawa, za funt.

Węgiel — gruby, z Zagłębia Dąbrowskiego, „Saturn“, „Flora“ i inne pierwszorzędne kopalnie, loco Warszawa, dworzec towarowy wiedeński, za wagon 110 pudów.

Bawełna. 1894 — 1902 według notowań liverpoolskich „american fair middling“ w pensach za funt angielski. 1903 wobec braku danych z Liverpoolu wzięliśmy bawełnę bucharską w rublach za pud, notowania moskiewskie.

Jak widzimy, źródła, z których korzystano, nie są wolne od zarzutów. Jednakże w naszych warunkach, przy zupełnym niemal braku danych urzędowych — podane cyfry są jeszcze stosunkowo najbardziej godne zaufania.

Ponieważ w notowaniach dziennikarskich natrafić na lukę nie jest rzeczą wyjątkową, stąd też w wypadkach takich stosowano interpolację. Z różnych metod interpolacji, wybrano najprostszą, to jest linjową, zastępując ją nawet czasem interpolacją odręczną (free hand method), uważając, iż stosowanie jakichkolwiek sposobów bardziej precyzyjnych i skomplikowanych byłoby tylko klasycznym przykładem „strzelania do wróbli z armat“.

W wypadkach, gdy przejść trzeba było od jednej serji notowań do drugiej, stosowaliśmy sposób przybliżony. Jeżeli notowania zachodziły na siebie, t. zn. ostatnie notowanie z dawnej serji pochodziło z tego samego miesiąca, co pierwsze notowanie z nowej serji, wówczas pierwszemu notowaniu nowej serji nadawaliśmy taką wartość w stosunku do liczby, która służyła nam za podstawę

do obliczania wskaźników prostych (poszczególnych artykułów), jaka (wartość) przysługiwała ostatniej liczbie poprzedniej serji. Jeżeli natomiast, jak było raczej regułą, pomiędzy serjami nie istniała wprawdzie przerwa, ale nie zachodziły one na siebie, wypadało uciec się do postępowania nieco zawilszego. Najpierw znajdowaliśmy przeciętną arytmetyczną różnicę pomiędzy danymi miesiącami. Np. jeżeli notowania bawełny „fair middling“ sięgają grudnia 1902, a notowania bawełny bucharskiej rozpoczynają się od stycznia 1903, należało przedewszystkiem znaleźć przeciętny wzrost lub spadek cen od grudnia jednego roku do stycznia następnego, aby otrzymaną w ten sposób liczbę dodać (bądź odjąć) do ostatniego notowania dawnej serji. Tak otrzymujemy liczbę wskaźnikową dla stycznia 1903; dalej postępujemy, jak w wypadku kiedy notowania zachodzą na siebie.

Powyżej nakreśloną metodę pragnęliśmy zastosować również do luki, jaka wytworzyła się w notowaniach słoniny, masła, siana i ziemniaków wskutek zaginięcia roczników notowań Inspekcji Handlowej Magistratu z okresu sierpień - grudzień 1896. Co do masła, słoniny i ziemniaków rozporządzaliśmy detalicznymi cenami, jakie podawała „Gazeta Handlowa“. Jednakże opisana wyżej metoda „proporcjonalnego wzrostu“ — jeśli taką nazwę przyjmujemy — dała się zastosować tylko do ziemniaków. Dla słoniny sprawa przedstawiała się w sposób następujący: od lipca do grudnia 1896 cena detaliczna pozostawała niezmienna, przyjęliśmy zatem, że i cena hurtowa zmianom nie ulegała, jakkolwiek ogólny spadek cen od lipca 1896 do stycznia 1897 wyniósł w detalu 7,7%, w hurcie natomiast 9,1%. Z masłem sprawa przedstawiała się jeszcze inaczej. Najlepiej zobrazuje to poniższe zestawienie:

	Hurt (za pud)	Detal (za funt)
1896. VII	9,25	0,26 $\frac{1}{4}$
VIII	—	0,26 $\frac{1}{4}$
IX	—	0,26 $\frac{1}{4}$
X	—	0,28 $\frac{1}{4}$
XI	—	0,30
XII	—	0,30
1897. I	10,00	0,30

Wobec tego przyjęliśmy dla sierpnia i września taką cenę, jak dla lipca, dla listopada i grudnia taką samą, jaka była w styczniu 1897. Pozostawał październik. Ponieważ zwykle proporcja bywa tu nie do przyjęcia ze względu na różny procent wzrostu w obu serjach notowań, użyliśmy proporcji w zastosowaniu do wzrostu cen w kopiejkach. Innemi słowy zamiast

$$P_{n-1} : P_n : P_{n+1} = p_{n-1} : P_n : p_{n+1}$$

użyliśmy wzoru

$$(P_n - P_{n-1}) : (P_{n+1} - P_n) = (p_n - p_{n-1}) : p_{n+1} - p_n$$

gdzie P_n oznacza cenę w miesiącu n , a p odnosi się do artykułu, którego ceny przyjmujemy za proporcjonalne do cen artykułu, ujawniającego lukę. Tę metodę możnaby nazwać „metodą proporcjonalnych różnic“. Analogicznie do

niej możnaby skonstruować „metodę proporcjonalnego tempa wzrostu“, która różniłaby się od poprzedniej jedynie zastosowaniem nie różnic samych cen, ale różnic logarytmów cen. Teoretycznie byłaby to metoda właściwsza, ale w naszym np. przypadku różnica w otrzymywanych rezultatach nie przekraczałaby 0,1%.

Wreszcie dla siana brak nam było jakichkolwiek danych w powyższych miesiącach. Nie chcąc stosować prostej interpolacji ze względu na dość znaczną rozciągłość okresu, przyjęliśmy, iż zmiany cen siana w tym okresie będą proporcjonalne do zmian przeciętnych w innych latach, t. j. do współczynników wahań sezonowych.

Dla ścisłości musimy też zaznaczyć, iż gdy notowania miały postać „od... do...“, za właściwą wartość przyjmowaliśmy średnią arytmetyczną dolnej i górnej granicy.

§ 2. Budowa indeksu.

Indeks nasz, a raczej indeksy, bo indeks rolny i przemysłowy stanowią każdy oddzielną całość, są zasadniczo indeksami cen hurtowych (wyjątek stanowią ceny wołowiny, t. zw. „targowe“ czyli detaliczne lub półhurtowe. Gdy jednak notowane przez „Gazetę Handlową“ i Inspekcję Handlową ceny hurtowe wykazywały brak jakiegokolwiek elastyczności, uważaliśmy, iż lepiej będzie wziąć do indeksu ceny „targowe“, niż nie brać żadnych cen produktów mięsnych).

Dobór poszczególnych artykułów był rzeczą niewątpliwie trudną. Niezbyt zasobne źródła, jakimi rozporządzamy, nie pozwoliły na układanie szczególnie obszernej listy towarów, których ceny uwzględnić należało.

Rozpatrzmy najpierw indeks rolny. Indeks ten ma na celu zobrazować położenie rolnictwa i przemysłu rolnego, obejmuje więc: a) produkty surowe: pszenicę, żyto, owies, jęczmień, ziemniaki i siano; b1) przetwory: mąkę pszenną i żytnią, cukier; b2) produkty zwierzęce: wołowina, słonina i masło. Wydzielamy te produkty w osobną grupę, ponieważ nie należą one ani do produktów surowych (do tych zaliczyłyby wypadało raczej: wołu i wieprza żywej wagi oraz mleko), ani też do właściwych przetworów przemysłu rolnego.

Należy sprawdzić, czy wymienione wyżej grupy wykazują między sobą odpowiedniość. Artykułom grupa a) odpowiadają: pszenicy — mąka pszenna, żytu — mąka żytnia; owies i siano dalszemu przetwarzaniu w sensie przemysłowym nie podlegają, conajwyżej za przetwory ich uważaćby można mleczywo, u nas reprezentowane przez masło. Ziemniakom odpowiada teoretycznie w grupie przetworów okowita lub spitytus: wobec jednak zaprowadzonego właśnie w opracowanych przez nas latach monopolu wódczanego uwzględnienie w naszym indeksie ich ceny miałyby wpływ nienaturalnie „usztyniający“. Podobnie jęczmieniowi — odpowiadałoby piwo, ale nie udało się zebrać wiarygodnych danych (Insp. Handl. Mag. podaje jedną cenę przez cały okres).

Z drugiej strony w grupach b₁) i b₂) nie znajdują swych odpowiedników w gr. a) : cukier (—buraki), wołowina (—wół), słonina (—wieprz żywej wagi) oraz masło solone (—mleko), tu jednak musieliśmy ograniczyć się z konieczności, dla braku danych.

Ostatecznie spis artykułów, wchodzących w skład indeksu rolnego, możnaby przedstawić w następującej postaci:

Produkty surowe	Przetwory
Pszenica	Mąka pszenna
Żyto	Mąka żytnia
Owies	—
Jęczmień	(Piwo)
Ziemniaki	(okowita)
Siano	—
(Mleko)	Masło
(Wieprz)	Słonina
(Wół)	Wołowina
(Buraki)	Cukier

Zamknięte w nawiasach artykuły są to te, których nie uwzględniliśmy, jakkolwiek teoretycznie powinny one do indeksu należeć. Tak czy inaczej sądzimy, iż indeks rolny odpowiada swim zadaniom, jeżeli chodzi o podział na grupy a) i b), Grupa b₂), jak to rozważyliśmy wyżej, ma charakter pośredni i przez to równoważę stosunkowo nazbyt wielki, być może, wpływ przetworów, które przecież ustępowały co do swego znaczenia produktom surowym.

Także i drugi możliwy podział na grupy jest, jak nam się zdaje, zaspokojony, a mianowicie podług poszczególnych gałęzi gospodarstwa wiejskiego. Produkcji zbożowej odpowiada 6 artykułów, okopowych — 2, produkcji zwierzęcej — 3, gospodarce łąkowej — 1 artykuł.

Poważnym brakiem jest nieuwzględnienie gospodarstwa leśnego; w myśl wyluszczonego wyżej prawidła, tabliczkę naszą powinnyby wzbogacić po lewej stronie drzewo na pniu, po prawej jakiś przetwór, np. murłaty.

W praktyce okazało się jednak, iż cen drzewa na pniu wogóle (przynajmniej o ile sięgają nasze środki) zebrać nie można, gdyż ceny podawała „Gazeta Handlowa“ w taki np. sposób: „Zieliński Pinesowi 18000 sosen po 8 rb.“ („Gaz. Handl.“ 30. IV. 1898), co zaś do cen murłatów, to te można było zebrać. Ceny te wszakże wykazują tak nieoczekiwane i niemotywowane fluktuacje, różniąc się nieraz jednego dnia o 10%, iż okazało się niemożliwym wprowadzenie ich do indeksu. To samo stosuje się i do wełny, z tą jeszcze na jej niekorzyść różnicą, że notowania są nader fragmentaryczne, niekiedy w takiej np. formie: „Tutejsza firma sprzedała w ubiegłym tygodniu około 150 centn. wełny, składającej się z różnych dominjów i różnego gatunku po nieujawnionej cenie“ (Gaz. Handl. 30. IV. 98.). Przytem i standaryzacja warunków kupna —

sprzedaży daleka była wielce od ideału (tak samo zresztą rzecz miała się i z drzewem).

Czy ostatecznie indeks niniejszy może być użyteczny ze względu na dobór artykułów? Sądzimy, że tak, zwłaszcza biorąc pod uwagę główne zadanie indeksu, który ma przecież służyć jako miernik konjunktury. Poza drzewem nie pominięto ani jednego szczególnie ważnego artykułu, nie wprowadzono też do indeksu artykułów bez znaczenia, ani nie nadano jednej grupie przesadnej wagi na niekorzyść drugiej.

Rozpotrzmy z kolei indeks przemysłowy. Obejmuje on tylko 6 artykułów. Być może, jest on pod tym względem najuboższy ze wszystkich indeksów, jakie publikowano w nowszych czasach *).

W przeciwieństwie do indeksu rolnego nie zawiera indeks przemysłowy w żadnym wypadku dwóch stadjów przetwarzania tego samego artykułu (jak np. pszenica i mąka). Indeks ten obejmuje zasadniczo t. zw. „towary producenta”. Węgiel i nafta są też jednocześnie „towarami konsumenta”, gdyż podlegają one bezpośrednio spożyciu. Inne artykuły są tego podwójnego charakteru pozbawione. Co do nafty, to ma ona zapewne najmniejsze ze wszystkich artykułów znaczenie, jako „towar producenta”, wobec minimalnego rozpowszechnienia w owych czasach motorów spalinowych. Brak ten wynagradza w naszym przypuszczeniu ta okoliczność, iż nafta może poniekąd uchodzić za substytut innych produktów destylacji ropy naftowej, a więc przede wszystkim smarów.

Co do uwzględnienia poszczególnych gałęzi produkcji przemysłowej, stwierdzić trzeba, że przemysł metalurgiczny i mechaniczny reprezentowany jest nazbyt słabo — bo tylko przez żelazo handlowe, podobnie przemysł włókienniczy tylko przez bawełnę. Węgiel i nafta (jako towary producenta) odnoszą się do wszystkich gałęzi zarówno, skóra i cement są przedstawicielami przemysłu skórzanego i budowlanego. Zamiarem naszym było uwzględnić także przemysł chemiczny przez sól, okazało się wszelako — iż sól była przedmiotem faktycznego monopolu pewnej grupy hurtowników, i stąd ceny jej cechuje nienaturalna „sztywność”. Pragnęliśmy też uniknąć wyżej wskazanych braków, poszukując cen surówki odlewniczej — miedzi i cynku — dla przemysłu metalurgicznego, jednakże znaleźliśmy tylko ułamkowe dane. Dla przemysłu włókienniczego drugim artykułem byłaby wełna, ale już przy indeksie rolnym stwierdziliśmy liczne jej braki, jako pozycji w indeksie.

Czy pomimo tych braków indeks przemysłowy posiada jaką wartość? Raczej tak. Jako wskaźnik konjunktury może on służyć, zawierając rzeczywiście najważniejsze artykuły (prócz surówki) dla jej oceny. Największą wadą jego jest nadmierna czułość na wahania przypadkowe (którą zresztą i indeks rolny w niemniejszym stopniu ujawnia), co zwłaszcza ma znaczenie przy tak

*) W dodatku IV do „The making of index numbers” wspomina Fisher o dwu indeksach, obejmujących jeden 4, drugi 3 artykuły. Indeksy te publikowane były w XVIII w., przez stan Massachusetts i uczonego włoskiego Carli.

niestabilnych artykułach, jak bawełna lub skóry, których wahania nie mogą być w danym wypadku równoważone przez ilość innych pozycji.

Okolicznością, którą ostatecznie skłoniła nas do przyjęcia indeksu przemysłowego mimo jego wysoce niekompletnego składu, jest zarysowująca się zgodność z innymi indeksami (p. cz. II § § 10 i 11).

Z kolei rozpatrzmy indeks ogólny (średnia geometryczna indeksów rolnego i przemysłowego) i ocenimy wartość, jaką mu można przypisać.

W porównaniu z indeksami grupowymi ma indeks ogólny tę słabą stronę, iż nie posiada tak zdecydowanego charakteru jak tamte. Jeżeli bowiem indeksy grupowe w myśl naszych założeń mają spełniać specjalne zadanie, t. j. służyć jako wskaźniki konjunktury, i dla tego celu obszernie ramy indeksów nie są bynajmniej niezbędne (przecież i cena samego żelaza używaną bywa jako wskaźnik), to z drugiej strony indeks ogólny jest miernikiem siły nabywczej pieniądza wogóle, t. j. odwrotności t. zw. ogólnego poziomu cen, i jako taki powinien być w naszym przypadku uzupełniony całym szeregiem artykułów, a przede wszystkim przemysłowymi towarami konsumenta, jak wyroby włókiennicze, skóry wyprawne i t. d.

Z drugiej strony dzięki znaczniejszej liczbie artykułów ma indeks ogólny nad grupowymi poważną przewagę pod względem „reprezentatywności”. Wykazuje on znacznie mniejsze wahania przypadkowe, niż indeksy grupowe, i, jak świadczy o tem porównanie z indeksem Sauerbecka, spełnia swoje zadanie wcale zadowalająco.

Zanim przejdziemy do rozpatrzenia strony matematyczno-teoretycznej naszych indeksów, poświęćmy jeszcze nieco uwagi momentowi czasu dla którego indeks jest obliczony.

Jako okres, w którym badamy rozwój cen, wybrano lata 1894 — 1903. Jakkolwiek wybór ten nastąpił na podstawach raczej formalnych, t. j. na gruncie porozumienia z innym pracownikiem na tem samym polu, który wybrał do opracowania indeks za lata 1904 — 1913, to jednak okres nasz jest mniej więcej ograniczony dwoma wydarzeniami o niezwykle znaczeniu politycznym i gospodarczym, a mianowicie faktycznym ustabilizowaniem rubla i wojną rosyjsko-japońską.

Podstawą obliczeń stosunków poszczególnych cen (wskaźników prostych), w indeksie jest średnia z roku 1913. Chodziło tu o nawiązanie do obliczanych obecnie indeksów, które, nietylko w Polsce, najczęściej przyjmują za bazę ten ostatni przedwojenny rok.

Indeksy obliczane są co miesiąc: większa (niż np. co rok, jak u wielu obliczeń a posteriori) częstość pozwala na dokładniejsze studjum ruchu cen, w szczególności zaś umożliwia badanie wahań sezonowych. Ujemną zaś stroną notowań miesięcznych w przeciwieństwie do rocznych jest ostre występowanie różnic przypadkowych.

Jako wartość dla danego miesiąca przyjmujemy notowania z pierwszego tygodnia.

O ile w warunkach naszych, przy nader ubogich źródłach i skąpych danych podstawowych, liczba i jakość artykułów, wchodzących do indeksu staje się nie-raz dziełem „siły wyższej”, o tyle pozostawiony jest badaczowi wybór formuły, służącej do obliczenia indeksu, przynajmniej w pewnych granicach.

Granice te nakreślają nam znowu stosunki faktyczne. Brak danych co do wielkości obrotów danymi artykułami, zgóry skazał na bezpłodność wszelkie próby zestawienia indeksu ważonego.

Czy należało zresztą dążyć do zbudowania takiego indeksu? Zdania co do wartości ważenia poszczególnych artykułów lub grup są dotychczas podzielone. Z jednej strony Irving Fisher odmawia indeksom nieważonym większej wartości. Z drugiej strony E. Lipiński, powołując się na autorytety Edgewortha, March'a, Meeker'a, Chapman'a, Eulenburg'a i innych, broni średniej geometrycznej nieważonej, jaka zastosowana została do wskaźnika cen hurtowych Głównego Urzędu Statystycznego.

Ostatecznie doszliśmy w przedmiocie wagi do następujących wniosków:

1) Teoretycznie jest ciężkim błędem nieważenie poszczególnych artykułów; tak np. w indeksach naszych żyto ma napewno większe znaczenie, niż jęczmień, a węgiel niż nafta.

2) Jednakże nie należy przesadzać znaczenia, jakie posiada prawidłowe ważenie, gdyż stwierdzoną jest rzeczą, że błędy wag (a więc i nadanie wszystkim artykułom tej samej wagi) — mają daleko mniejsze znaczenie, niż błędy w cenach.

3) Indeks idealny, odzwierciedlający zmiany w sile nabywczej pieniądza, powinienby obejmować całość artykułów, jakimi dokonywane są w danym kraju obroty, system wag odpowiadałby wielkościom odnośnych obrotów. Oczywiście procedura taka jest dziś praktycznie niemożliwa, uciekamy się więc do pewnego rodzaju reprezentacji. Reprezentacja taka może być liczniejsza lub szczuplejsza, może zawierać 1474 artykuły, jak indeks amerykańskiego War Industries Board, albo też 3 artykuły, jak „indeks” Carliego. Chodzi o to, aby te artykuły stanowiły istotną reprezentację ogółu, aby ta waga, jaka im została nadana (gdyż umieszczenie w indeksie, zwłaszcza w indeksie nieważonym, jest nadaniem artykułowi specjalnej wagi), nie była nadana niesłusznie.

4) Należy też mieć na względzie, że błędy systemu ważenia występują słabiej, jeżeli niektóre lub wszystkie artykuły ujawniają pomiędzy sobą współzależność. Tak np. w naszym indeksie rolnym ceny pszenicy, żyta i owsa wykazują poważną zbieżność między sobą, co łagodzi ich niesłusznie równe ważenie.

W rozdziale poprzednim antycypując to, co tu jest powiedziane, rozpatrzyliśmy, o ile dobrane przez nas artykuły odpowiadają wymaganiom ze strony kwestji wag, a mianowicie, o ile indeksy nasze są reprezentatywne.

Stwierdziwszy niemożność zastosowania racjonalnego systemu wag i okoliczności, łagodzące ten brak, przystępujemy do właściwego wyboru formuły.

Rozporządzamy sześciu teoretycznymi formułami, sześciu typami przeciętnych, a mianowicie: 1) średnią arytmetyczną, 2) harmoniczną, 3) geometryczną, 4) medjaną, 5) modalną i 6) agregatywną. Z nich odrzucamy najpierw przeciętne arytmetyczną i harmoniczną ze względu na to iż 1) wykazują one stały błąd w kierunku zwiększenia bądź zmniejszenia przeciętnej; 2) nie odpowiadają temu elementarnemu wymaganiu, aby indeks dla chwili n w stosunku do chwili $n-1$ był równy odwrotności indeksu chwili $n-1$ do chwili n ; 3) spadki i wzrosty cen nie są równoważnie oceniane.

Modalna i medjana nie mają zastosowania ze względu na bardzo ograniczoną liczbę artykułów *), średnia zaś agregatywna, polegająca na znalezieniu stosunku sumy cen w pewnym momencie do sumy cen w momencie obranym za podstawę, jest prostym nonsensem, jeżeli nie jest wyposażona w racjonalny system wag **).

Pozostaje zatem tylko średnia geometryczna. Nie posiada ona żadnej z wyżej wspomnianych wad, a natomiast posiada jako zaletę, łatwość przechodzenia (w razie potrzeby) od jednej podstawy do drugiej i od systemu stałej podstawy do systemu łańcuchowego.

Średnia geometryczna zalecana była już przez Jevonsa w połowie zeszłego stulecia, dalej przez Westergaarda i Fluxa. Także i Fisher uznaje ją za deskę ratunku w wypadku niemożności zastosowania systemu wag. Praktyczne zastosowanie do obliczenia indeksów cen hurtowych znajduje średnia geometryczna między innymi: w Belgji (2 indeksy), w Egipcie (2 indeksy), w Anglii (Board of Trade Journal i Economical Times), we Włoszech (L'Economista), w Finlandji, w Palestynie, w Stanach Zjednoczonych (między innymi indeksa Persons'a 10 artykułów), wreszcie w Polsce (Główny Urząd Statystyczny).

Do indeksu naszego zastosowana jest średnia geometryczna podwójnie: raz przy obliczaniu obu indeksów grupowych (rolnego i przemysłowego) — powtórnie przy obliczaniu indeksu ogólnego. W ten sposób indeks ogólny jest poniekąd indeksem ważonym, z tą różnicą, że wagi (w danym wypadku równe) stosujemy nie do poszczególnych towarów, a do całych wielkich grup. Ponieważ grupa przemysłowa jest w naszym wypadku dwa razy mniej liczna co do ilości artykułów od grupy rolnej, powiedzieć można, iż nasz indeks ogólny jest ważonym arbitralnie (nieproporcjonalnie od wielkości obrotów), przyczem artykuły przemysłowe mają wagę dwa razy większą od artykułów rolnych. Ten typ indeksu nosi w systematyce Fishera Nr. 9021.

Z kwestji metodycznych pozostaje jeszcze do omówienia dylemat: baza stała, czy system łańcuchowy? Wybór jednego z dwóch systemów zależy od porównań, jakie zamierzamy czynić. Ponieważ przedmiotem zasadniczym naszych badań są porównania długookresowe, zatem wybraliśmy system stałej bazy,

*) Czyniliśmy pewne, niewieńczyce powodzeniem, próby zastosowania medjany do badania wahań sezonowych (p. § 5 cz. I).

***) Jako przykład (pośredniego stosowania średniej agregatywnej może służyć statystyka handlu zagranicznego Polski z pierwszymi latami niepodległości, która podawała tylko ilość wagonów towarów.

jako lepiej obrazujący zmiany w ciągu dłuższego czasu. Naodwrot, gdyby chodziło nam o skonstruowanie indeksu „żywego”, obrazującego aktualny rozwój stosunków z miesiąca na miesiąc, wybralibyśmy system łańcuchowy.

§ 4. Precyzja indeksu.

Rozróżniamy następujące źródła błędów: 1) niedokładność formuły; 2) nie-reprezentatywność wziętych artykułów; 3) błędy źródłowe, t. j. niedokładności cen.

Ad 1) O błędzie formuły trudno jest mówić abstrakcyjnie, gdyż każda formuła przedstawia pewne wyrażenie matematyczne, w swoim zakresie zupełnie dokładne. Musimy więc przyjąć jakąś jedną formułę za podstawę porównań, zakładając, iż jest ona idealna, i od niej mierzyć odchylenia. Jeżeli przyjmiemy za Irvingiem Fisherem jako idealną jego formułę Nr. 353

$$\sqrt{\frac{\sum p_1 q_0 \times \sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0 \times \sum p_0 q_1} \text{ *)}}$$

to przekonamy się, iż średnia geometryczna wykazuje w podanym przez Fishera przykładzie średnie odchylenie około 3,7%, a zatem odchylenie prawdopodobne około 2,5%. Błąd ten znajduje swoje źródło głównie w nieważeniu średniej geometrycznej, ponieważ takaż średnia, zaopatrzona w system wag według zasad Fishera, wykazuje prawdopodobnie odchylenie tylko 0,1%. Zatem jest średnia geometryczna narzędziem do mierzenia ruchu cen bardzo dokładnym, błędem natomiast jest nieużywanie wag.

Ad 2). To źródło błędów jest najtrudniejsze do oszacowania. Według zasad teorii próby średni błąd średniej arytmetycznej n spostrzeżeń jest odwrotnie proporcjonalny do pierwiastka kwadratowego z n ; w naszym przypadku reguła ta nie da się w całej rozciągłości zastosować, gdyż interweniują dwojakie korelacje: a) pomiędzy artykułami w indeksie, które te korelacje powiększają błąd, czyniąc próbę mniej reprezentatywną **); b) pomiędzy artykułami w indeksie z jednej strony, a artykułami poza indeksem z drugiej strony; te korelacje czynią próbę bardziej reprezentatywną i zmniejszają błąd prawdopodobny. Ze względu na większą liczebność grupy b), możemy powiedzieć, iż błąd średni napewno nie jest większy niżby to z teorii próby wynikało. Idąc za Fisherem, przyjmiemy, że błąd prawdopodobny wzrośnie dwa razy, gdy liczba artykułów będzie mniejsza nie czterokrotnie, lecz dziewięciokrotnie.

Przyjmując dalej za Fisherem, iż indeks z 200 artykułów ma błąd prawdopodobny ok. 1,5% w stosunku do indeksu obejmującego wszystkie możliwe artykuły, to w takim razie indeksom naszym z 6, 12 i 18 artykułów przypiszemy błąd prawdopodobny 4,7, 3,8 i 3%.

*) P_0 = cena danego towaru w okresie „bazowym”, q_0 = ilość tegoż towaru w okresie bazowym, p_1 = cena towaru w okresie porównywanym, q_1 = ilość towaru w okresie porównywanym.

***) Zauważyliśmy powyżej, iż korelacje te mają to pozytywne znaczenie, iż równoważą poniekąd niesłuszne ważenie.

Ad 3). Dane zebrane przez nas do indeksu, możemy uważać za dostatecznie wiarogodne. Przepuszczalnie największy błąd jest spotykany wśród tych artykułów, których ceny za jednostkę są najniższe, a więc w indeksie naszym — wołowina i skóry, gdzie przy cenie około 15 kop. za funt oczekiwać można błędu 0,5 kop., t. j. 3,3%. W innych artykułach błąd ten jest napewno mniejszy, zwłaszcza w takich, które były przedmiotem pewnych już nowocześniejszych form organizacji handlowej, więc: węgla, nafty, bawełny, cukru i in. Sądzymy, że średni błąd nie przekroczy w jednym artykule 1,5%, a więc błąd prawdopodobny ok. 1%. Pozostaje tylko rozstrzygnąć pytanie, w jakim zakresie błędy te znośły się wzajemnie, bądź sumowały.

Teoretyczna podstawa jest tu następująca: błąd średni średniej arytmetycznej n obserwacji wynosi $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ gdzie σ średnie odchylenie całego ugrupowania

zatem dla 12 i 6 artykułów obu indeksów grupowych otrzymujemy błędy prawdopodobne 0,29 i 0,41%. Dla indeksu ogólnego sprawa jest nieco bardziej skomplikowana, dlatego, że interweniują tu współczynniki współzależności, występujące wobec podwójnego ważenia indeksu przemysłowego. Mianowicie błąd prawdopodobny wynosić będzie

$$0,67 \cdot \sigma \cdot \sqrt{\frac{1 + r(n-1)}{n}}$$

gdzie r średnia arytmetyczna $\frac{n(n-1)}{2}$ możliwych współczynników korelacji.

które mogą przybierać wartości tylko 0 i 1.

Wobec tego wyrażenie pierwiastkowe przybierze postać

$$\sqrt{\frac{n + \sum R}{n^2}} \quad R \text{ — poszczególne współczynniki korelacji,}$$

a jak w naszym wypadku

$$\sqrt{\frac{24 + 12}{24^2}}$$

„ n ” jest oczywiście sumą wag a nie liczbą artykułów.

Ostatecznie według obliczeń naszych prawdopodobny błąd „źródłowy” wyniesie: dla indeksu ogólnego 0,25%. Największy możliwy błąd wyniesie 1,5% dla wszystkich indeksów, mianowicie w wypadku, gdy wszystkie błędy są jednokierunkowe (teoretycznie błąd ten powinien być nawet mniejszy, ponieważ na 1,5% oszacowaliśmy nie przeciętne a średnie odchylenie).

Wszystkie obliczenia niniejszego paragrafu czynione były, dla prostoty, w odniesieniu do średniej arytmetycznej; a fortiori są one ważne, jako górne granice, i dla średniej geometrycznej, ponieważ ta nigdy nie może być większa od pierwszej.

Obliczenie wszystkich trzech rodzajów błędów prawdopodobnych zreasumować możemy w następującej tabelce:

	I n d e k s:		
	przemysłowy	rolny	ogólny
1. Błąd formuły	2,5	2,5	2,5
2. Błąd niereprezentatywności	4,7	3,8	3,0
3. Błąd źródłowy	0,4	0,3	0,2
Razem (w niepomysłnym przypadku)	7,6%	6,6%	5,7%

Wszystkie błędy liczone były dla stosunku poziomu cen w miesiącu danym do poziomu cen w roku bazowym, nie odnoszą się zaś do zmian z miesiąca na miesiąc. Mianowicie błąd formuły i błąd niereprezentatywności będą o wiele mniejsze, ponieważ błędy te wynikają z niedoskonałego, w porównaniu do idealnej formuły ujęcia syntetycznego, rozbieżnych zmian cen u różnych artykułów. Gdy zaś dyspersja cen z miesiąca na miesiąc jest znacznie mniejsza, niż przy porównywaniu dwóch odległych okresów czasu, błąd 1) i 2) muszą być z konieczności też mniejsze. Błąd „źródłowy” będzie, przeciwnie, większy, ponieważ mogą tu się sumować błędy w źródłach z obu miesięcy. Błąd prawdopodobny będzie w każdym wypadku $\sqrt{2}$ razy większy, a zatem wyniesie odpowiednio: 0,57, 0,41 i 0,32.

§ 5. Badanie wahań sezonowych.

Aby wymierzyć wahań sezonowe cen danego artykułu w ciągu danych 10 lat, porównujemy przeciętną cenę z danego miesiąca ze wszystkich lat (t. j. średnią cen np. styczniowych z lat 1894, 1895, 1903) z przeciętną ceną ogólną, t. j. ze wszystkich miesięcy i ze wszystkich lat. Procentowa różnica in plus lub in minus wykazuje przeciętną odchylenie, wywołanych wahaniami sezonowymi dla danego miesiąca.

Prosta metoda powyższa komplikuje się nieco, jeżeli weźmiemy pod uwagę t. zw. tendencję sekularną. Gdy bowiem w ciągu danego okresu ceny mają stałą tendencję np. wzrostu, to jasną jest rzeczą, iż kolejne miesiące wykazywać będą stałą zwyżkę, zacierając w ten sposób wahań sezonowe. W szczególności przy przejściu od grudnia jednego roku do stycznia roku następnego powstawałby efekt t. zw. zębów piły. Z tego względu porównania procentowe czynimy nie pomiędzy przeciętnymi poszczególnych miesięcy a przeciętną ogólną, tylko pomiędzy przeciętnymi miesięcznymi z jednej strony, a przeciętnymi wartościami otrzymanymi metodą najmniejszych kwadratów z drugiej strony (oczywiście bierzemy tu też wartości dla poszczególnych miesięcy). W ten sposób znajdujemy odchylenia w kopiejkach lub rublach, które następnie wyrażamy w procentach, aby niejako sprowadzić je do wspólnego mianownika.

Jakie są główne błędy i wady naszej metody? 1) Jest ona nazbyt czuła na odchylenia przypadkowe. Tak np. wszystkie zboża wykazują wielkie wychylenia wahań sezonowych w miesiącu maju, co przypisać trzeba w niemałej mierze

faktowi historycznemu, iż wypowiedzenie wojny hiszpańsko-amerykańskiej nastąpiło w końcu kwietnia, 1898 (patrz cz. II § 3). *).

Ponieważ z pewnych względów (p. cz. I § 7) nie chcieliśmy opierać wyliczenia współczynników wahań sezonowych na danych skorygowanych przez użycie średniej lub medjany ruchomej, probowaliśmy zamiast średnich poszczególnych miesięcy użyć medjan, próba ta dała jednak wyniki ujemne.

2). Zarówno nasza metoda, jak i wszystkie inne nam znane, popełniają ten wspólny błąd, iż przyjmują bieg życia gospodarczego za niczem nieprzerwany, wykazujący wprawdzie wahań w ich liczbie wahań cykliczne i sezonowe **), ale nie składający się ze względnie luźno powiązanych okresów, tymczasem podług nas raczej twierdzenie przeciwne jest słuszne, oczywiście tylko dla niektórych seryj liczb statystycznych, w szczególności związanych z rolnictwem. W rolnictwie bowiem każdy rok stanowi pewną odrębną dla siebie całość. Wewnątrz której dopiero zachodzą wahań sezonowe, rok jednak nie kalendarzowy, ale od zbiorów do zbiorów. Po żniwach ruch cen zazwyczaj otrzymuje kierunek na cały rok, ceny są bądź wysokie w stosunku do innych lat, bądź niskie. Niezależnie od tego zachodzą wahań w związku z obfitością nowego zboża, przednówkiem i t. p. Oczywiście w życiu nic nie jest chińskim murem odgraniczone, zapowiedź obfitych zbiorów może wpływać na uspokojenie tendencji podczas przednówka, realizacja starych zapasów może zaakcentować zniżkę po zbiorach, nie narusza to wszakże zasady. Jeżeli przejdziemy do innych dziedzin życia, to i tam możemy znaleźć takie naturalne cykle roczne, np. uzależnione od sezonu budowlanego. ***).

Jeżeli zatem scharakteryzowana powyżej metoda średnich miesięcznych posiada tak znaczne braki, czemu ją właśnie obraliśmy? Przedewszystkiem dlatego, że braki te są wspólne wszystkim metodom, jakie znamy, ta zaś, którą przyjęliśmy, odznacza się prostotą i tem, że równocześnie zdaje nam ona sprawę z tendencji sekularnej. W porównaniu z drugą najczęściej stosowaną metodą, t. zw. metodą łańcuchową, metoda średnich miesięcznych posiada następujące korzystne strony: 1) forma bardziej precyzyjna matematycznie (średnia zamiast medjany); 2) lepsze uwzględnienie tendencji wieloletniej. ****).

W powyższych rozważaniach nie uwzględnialiśmy wcale kwestji zmienności charakteru wahań sezonowych z roku na rok. Kwestja ta podnoszona ostatnio w literaturze, znalazła dwie (o ile nam wiadomo) próby ujęcia, Kinga i Gressensa, z których żadna nie wydaje się nam zadowalająca.

Jeżeli weźmiemy ponadto pod uwagę to, co mówiliśmy o wpływie wahań przypadkowych na miary wahań sezonowych i o rozbieżności roku kalendarzo-

*) Trzeba jednak zaznaczyć, że prof. Fiedorowicz, którego badania opierały się na innym okresie czasu, również wskazuje maj, jako miesiąc najwyższych cen rolnych.

**) Które też są według sensu nazwy wahaniami cyklicznymi.

***). Np. ceny cementu, p. cz II § 4.

****) Bardzo łatwo udowodnić matematycznie, iż obie metody są sobie równoważne pod warunkiem zastosowania w obu średniej geometrycznej zamiast średniej arytmetycznej, w jednej i medjany w drugiej. Kto wie, czy nie jest to najwłaściwsza droga.

wego od naturalnego cyklu rocznego, nie możemy nie dojść do wniosku, że stworzenie racjonalnej metody badania wahań sezonowych jest jeszcze kwestją przyszłości.

W takiej sytuacji nie należy się dziwić, że wybraliśmy i zastosowaliśmy do mierzenia wahań sezonowych metodę średnich miesięcznych, jakkolwiek nie jest ona ostatnim wyrazem postępu statystyki ekonomicznej.

§ 6. Mierzenie tendencji sekularnej.

Uchwycenie tendencji sekularnej przy pomocy stosowanej zwykle metody najmniejszych kwadratów nie jest rzeczą łatwą. Zasadniczym bowiem błędem tej metody jest branie (jak to zwykle bywa) za punkt wyjścia danych rocznych. W ten sposób uzależniamy wyniki naszego badania od momentu wahań cyklicznych, które tu wcale nie są wyeliminowane. Niektórzy badacze (W. L. Crum) zwracali już uwagę na znaczenie początku i końca okresu, który nam służy do badania tendencji wieloletniej. Przypuśćmy bowiem, iż bierzemy jako początek okresu maksimum jednego cyklu, a za koniec — minimum cyklu następnego (razem półtora cyklu). W takim wypadku, chociażby nasza serja statystyczna nie posiadała żadnego istotnego „secular trend'u” nachylenie linii najmniejszych kwadratów będzie „z góry na dół”. Nie uratuje sytuacji (przynajmniej dla krzywej cen) odgraniczenie okresu np. od jednego maksimum do drugiego. Przy braku tendencji wieloletniej rzeczywistej, tendencja taka pozorną będzie ujemną, ponieważ wzrost cen jest z reguły gwałtowniejszy, niż spadek.

Teoretycznie jedynym sposobem uniknięcia wahań cyklicznych na określenie tendencji wieloletniej będzie ten sam sposób, jakiego użyto dla wyeliminowania wpływu wahań sezonowych, t. j. obliczenie linii najmniejszych kwadratów na podstawie średnich całych okresów, np. 7-letnich.

W naszym wypadku wnioski powyższych rozumowań nie mogą mieć, niestety, praktycznego zastosowania, choćby dlatego, że rozporządzamy statystyką z 10 lat tylko. Wobec tego pozostaliśmy przy starej i wyprobowanej metodzie najmniejszych kwadratów.

Nie obliczaliśmy też dla naszego okresu 2 linii najmniejszych kwadratów (ani też parabol najmniejszych kwadratów), jak uczynilibyśmy, gdyby krzywa cen była wyraźnie podobna do litery V. W dziesięcioleciu naszym bowiem tylko jeden rok 1894 (choć i ten ma mniejszą średnią roczną, niż 1895) może być zaliczony do innego okresu pod względem tendencji ponad-cyklicznej, niż pozostałe lata.

§ 7. Eliminacja wahań przypadkowych i obliczenie współczynników wahań cyklicznych.

Kwestja usunięcia wahań przypadkowych krzywej cen, kwestja wygładzenia tej krzywej, ma różne znaczenie zależnie od różnych punktów wyjścia. Jeżeli chodzi o studjum tych właśnie wahań przypadkowych, a raczej nieregular-

nych (p. cz. II § 3), wypada się raczej wyrzec wszelkiego (mechanicznego przynajmniej) wygładzania, gdyż wówczas giną dla naszych oczu te mianowicie interesujące szczegóły, o które nam w danym wypadku chodzi. Podobnie dla badania wahań sezonowych mechaniczne wygładzanie krzywej cen może mieć tylko ujemne znaczenie, ponieważ chodzi przecież o ceny z tego, a nie innego miesiąca; tymczasem zastosowanie średniej czy medjany ruchomej, czyni pozycję dla danego miesiąca uzależnioną od danych dla miesięcy sąsiednich. Nagłe i nadnormalne wysoki powinno poniekąd zrównoważyć obliczanie współczynników wahań sezonowych przy pomocy średniej arytmetycznej (czy innej) z szeregu lat. Niestety zachodzą wypadki (np. cytowane już ceny zbóż w maju), kiedy to nie wystarcza.

Dla obliczenia tendencji wieloletniej wygładzanie drobnych zygzaków jest rzeczą obojętną, ponieważ obliczenie to i tak odbywa się z reguły na podstawie średnich rocznych, a nie danych miesięcznych.

Ostatecznie więc procesy wygładzające okazują się użyteczne i potrzebne tylko dla celu badania wahań cyklicznych, gdyż dzięki tym procesom otrzymujemy wyraźniej zarysowany obraz trwalszych wahań krzywej cen.

Jeżeli chodzi o wybór odpowiedniej metody, odrzuciliśmy przedewszystkiem wszelkie metody „odręczne” („free hand”) z uwagi na ich „dyskrecjonalność”, nie czując się na siłach do zastosowania ich dla braku odpowiedniego doświadczenia. W dalszym ciągu trzeba było zdecydować się na korzyść albo medjany albo przeciętnej arytmetycznej ruchomej. Wybraliśmy medjanę, ponieważ: 1) zastosowanie jej jest prostsze; na pozycję dla danego miesiąca nie mają wpływu bezpośredniego pozycje miesięcy sąsiednich w tym sensie, jak przy przeciętnej ruchomej a korygowane są poszczególne pozycje tylko ze względu na zgodność lub niezgodność z tendencją paru (t. j. 3 lub 5) bieżących miesięcy; 2) medjanę ruchomą wykreślać możemy na podstawie diagramu bez uciekania się do danych cyfrowych, co ma pewne znaczenie przy badaniach wstępnych.

Wspólną wadą średniej i medjany ruchomej jest niejednokrotne przeniesienie maksimum i minimum na inne miejsca; jeżeli zaś mamy do czynienia z linią zygzakowatą bez żadnej tendencji, to idealny układ metod wygładzających powinienby nam dać w rezultacie linię poziomą; tymczasem zarówno medjana jak i przeciętna ruchoma dają linię zygzakowatą, tylko przeciwnie skierowaną, t. zn. że wzgórkom odpowiadają zagłębienia i naodwrot. Można się o tem przekonać, biorąc jako linię do wygładzenia sinusoidę, a raczej łamaną łączącą jej kolejne minima i maksima.

Jako okres czasu do obliczenia medjany ruchomej wybraliśmy 5 miesięcy; okres ten jako dłuższy lepiej eliminuje wahania przypadkowe. Branie zaś okresu np. 7 miesięcznego byłoby przesadą; porównanie różnych metod uczy nas, że medjana 5-miesięcznego spełnia swe zadania zupełnie zadowalająco, usuwając z krzywej cen wszelkie domieszki przypadkowe.

Ponieważ najbardziej interesują nas w porównaniu z innymi rodzajami wahań wahań cykliczne, kolejno zatem wyeliminowaliśmy: wahań sezonowe przez zastosowanie odpowiednich współczynników; wahań przypadkowe —

przez medianę ruchomą, tendencję sekularną przez zastosowanie linii najmniejszych kwadratów.

Aby zaś wyrazić wahania cykliczne pod postacią pewnego układu danych cyfrowych (nazwanych przez nas współczynnikami wahań cyklicznych), dokonaliśmy pewnych dodatkowych obliczeń. Mianowicie przyjęliśmy za zmienną nie indeks surowy, ale 5-mies. medianę ruchomą indeksu skorygowanego ze względu na wahania sezonowe. Następnie obliczyliśmy dla poszczególnych miesięcy wartości, jakie wypadają z linii najmniejszych kwadratów, wreszcie obliczyliśmy odchylenia naszej zmiennej od tych wartości „normalnych”, wyrażając je w procentach wartości norm. W ten sposób otrzymaliśmy układ 116 współczynników, w których (teoretycznie przynajmniej) odbijają się tylko wahania cykliczne.

CZĘŚĆ II.

Wyniki.

§ 1. Ogólny przebieg krzywej cen.

Treścią części II naszej pracy jest opis i analiza wyników, otrzymanych przez zastosowanie wyłożonych w cz. I metod. W dalszych paragrafach zajmujemy się bardziej szczegółową i przyczynową analizą pojedynczych składowych krzywej cen. W paragrafie niniejszym ograniczymy się do opisowego i chronologicznego przedstawienia przebiegu krzywych indeksów „surowych”, t. j. takich, jakie otrzymujemy wprost z naszej formuły (§ 3 cz. I) bez żadnych dalszych operacji.

Rok 1894 jest widownią spadku obu indeksów grupowych, a zatem i ogólnego; przytem spadek indeksu rolnego nie jest tak gładki, jak indeksu przemysłowego.

1895. Obie krzywe idą w górę, aby osiągnąć w drugiej połowie roku pewne chwilowe maksimum. Dalej ceny spadają; środek r. 1896 wykazuje interesujące zagłębienie.

Rok 1897 po raz pierwszy w naszym dziesięcioleciu można zauważyć powstanie „nożyc” między artykułami rolnymi a przemysłowymi. O ile od miesiąca lipca tego roku przebieg krzywych obu indeksów jest w przybliżeniu równoległy, o tyle od tej daty począwszy spostrzec się daje gwałtowna rozbieżność. Indeks rolny idzie ostro w górę, przemysłowy lekko spada. Indeks ogólny oczywiście idzie za ruchem gwałtowniejszym i wykazuje niejaką wyżkę.

Punktem kulminacyjnym wyżki indeksu rolnego jest maj 1898 roku, od tej chwili następuje ostry spadek, później nieco wyrównany. Krzywa indeksu przemysłowego jest w ciągu całego roku prawie pozioma, wobec czego indeks ogólny odzwierciadla w zmniejszonej skali, wahania indeksu rolnego.

Rok 1899 daje nam zjawisko nożyc przeciwnych. Mianowicie indeks

rolny lekko spada (nie bez nieodłączonych zygzaków), przemysłowy wyraźnie podnosi się. Ogólny indeks w pierwszej połowie roku neutralizuje sprzeczne dążenia, później wyżkuje ostro, osiągając wraz z indeksem przemysłowym w styczniu 1900 r., absolutne maksimum dla całego dziesięciolecia. Około tego maksimum wahają się w dość znacznych granicach pozycje dla indeksu przemysłowego. Indeks rolny lekko spada. W takiej sytuacji indeks ogólny wykazuje tylko zygzaki bez dającej się ująć tendencji.

W r. 1901 indeks przemysłowy wyraźnie spada, rolny — lekko się wznosi. Ogólny — jest raczej bez zdecydowanego kierunku.

W 1902 zniżka indeksu przemysłowego trwa dalej, indeks rolny osiąga natomiast w lipcu drugie z rzędu maksimum w kształcie stromego pagórka, co też indeks ogólny wyraźnie rejestruje.

Ostatni przez nas zbadany rok, 1903, jest okresem spokojnej wyżki wszystkich trzech krzywych.

§ 2. Analiza wyników.

Ponieważ opisowe (i pobieżne) ujmowanie zjawisk ruchu cen, jakie znalazło swój wyraz w poprzednim paragrafie nie może nas zadowolić, musimy przystąpić do analizy. Aby jednak zorientować się w tym chaosie wahań, załamania, zygzaków, jaki przedstawiają krzywe indeksów, musimy wpieryw przyjąć jakąś metodę, pozwalającą na oddzielne traktowanie poszczególnych składowych tej skomplikowanej krzywej, jaką jest krzywa cen.

Rozróżnić możemy następujące składowe, które szeregujemy podług długości ich występowania w czasie.

1). Wahania nieregularne czyli przypadkowe. Ostatnia nazwa jest o tyle niesłuszna, iż wywołuje wrażenie jakoby wahania te powstawały bez widocznej przyczyny. Przeciwie, przyczyny są tu niejednokrotnie bardziej widoczne, zwłaszcza dla „człowieka z ulicy”, niż przy innych rodzajach wahań. Najślusniejszą byłaby może nazwa „wahania nieprzewidywalne” lub „nieprawidłowe”, gdyż obejmowałyby one wahania wywołane przez przyczyny, które nie wykazują żadnej, przynajmniej przy obecnym stanie nauki, prawidłowości, a więc wydarzenia polityczne, urodzaj i nieurodzaj (1), katastrofy żywiołowe i t. p.

2). Wahania sezonowe. Są to wahania, które znajdują swe źródło w zjawisku pór roku i towarzyszących mu zmianach temperatury, opadów, zbiorów zbóż. Jako zadanie nasze postawimy sobie ujęcie przecięciowe tych wahań.

3) Wahania cykliczne. Są to wahania, których powstawanie przypisujemy t. zw. cyklowi gospodarczemu, czyli kolejnemu następstwu ożywienia i depresji.

4) Ruch cen sekularny czyli wieloletni, który możnaby też nazwać ponadcyklicznym. Jest to ta podstawowa tendencja ruchu cen, jaką spostrzegamy, abstrahując od powyżej wymienionych czynników. Przyczyny tej tendencji — to np.

(1) Abstrahujemy tu od istniejących, ale niezbyt jeszcze umocowanych teoryj, uzależniających zbiory od plam słonecznych, pięcio- i trzydziestopięcioletnich cykli opadów i t. p. Zresztą wahania zależne od urodzajów omawiamy oddzielnie.



trwała zmiana w wydobyciu złota, podstawowe ulepszenia w metodach produkcji, wciągnięcia nowych obszarów kuli ziemskiej do wymiany międzynarodowej i t. p.

W dalszym ciągu pracy niniejszej analizować kolejno będziemy składowe krzywe cen, wymienione pod 1), 2), 4), 3). Kolejność ta nie jest przypadkowa, ponieważ w tym samym porządku rozwijać się będzie nasze rozumowanie. Chodzi nam głównie o wahania cykliczne, zatem aby otrzymać je w czystej postaci, musimy w pierw zbadać wszelkie wahania i zygzaki, czy nie dadzą one zaliczyć się do innej kategorii wahań, niż właściwy ruch cykliczny cen.

§ 3. Wahania nieregularne.

Porównując krzywe obu indeksów grupowych, rolnego i przemysłowego pod względem ich „smoothness“ (co możnaby przetłumaczyć jako „gładkość“), dochodzimy do nieoczekiwanego wniosku, iż indeks przemysłowy oparty jest na dwa razy mniejszej liczbie artykułów, a zatem jego błąd prawdopodobny (abstrahując od błędu formuły) powinien być dwa razy większy, niż indeksu rolnego. Zjawisko zaobserwowane w rzeczywistości przypisałiby wypadła większej stabilności cen indeksu przemysłowego. *). Wskutek tego też w wahaniami nieregularnych indeksu ogólnego odbijają się przedewszystkiem wahania i wysokości indeksu rolnego.

Obecnie przystąpimy do chronologicznego przeglądu kilku ważniejszych wzgórz i dolin, które zaliczamy do wywołanych przez wahania nieregularne, a nie przez inne, głębiej sięgające przyczyny.

Wszystkich zażeń nie jesteśmy oczywiście w możności uwzględnić, nie przedstawiają one w większości wypadków nic szczególnego i wystarczy sięgnąć do odpowiedniej tablicy, aby wykryć przyczynę w chwilowej zwyżce tego czy innego artykułu.

Zwyżka cen produktów rolnych, a w szczególności zbóż, dająca się zauważyć w roku 1898, jest jednym z najbardziej godnych uwagi fenomenów w zakresie ruchu cen w badanym przez nas okresie, bezwzględnie zaś jest najdonioślejszym „wahaniem przypadkowym“ w tymże czasie.

Rok 1897 był pod względem urodzaju wysoce niepomyślny, stąd też wydarzenia polityczne, których widownią był świat na wiosnę roku następnego, natrafiły na grunt podatny, jeśli chodzi o efekt wzrostu cen. Tem wydarzeniem politycznym była wojna hiszpańsko-amerykańska. Wojna owa była z natury rzeczy wojną morską. W pierwszej swej fazie ograniczała się ona do wzajemnej wojny korsarskiej, której ofiarą padały najczęściej statki, utrzymujące komunikację pomiędzy Europą a Stanami Zjednoczonymi, w ich zaś liczbie statki, eksportujące ze Stanów Zjednoczonych zboże.

Przy utrudnionej więc, jeżeli nie przerwanej, komunikacji towarowej z Ame-

*) jest to ciekawa ilustracja do uwag naszych w § 3, cz. I.

ryką Północną, niedostatek zapasów zboża w Europie wywołał, rzecz prosta, olbrzymią zwyżkę cen.

Odpowiednia tablica oraz wykres obrazują ruch cen pszenicy i żyta w najgorętszym okresie, t. j. od 15 kwietnia do 22 maja 1898 r. Okres ten można podzielić na kilka podokresów. Z początku widzimy ceny stosunkowo niezmienną, obracającą się w Berlinie około 210 marek za tonnę, w New-Yorku ok. 106 do 108 cts. za bushel. Sytuacja polityczna jest niewyraźna. Nadchodzą pierwsze pomruki burzy wojennej (18. IV.). Europa reaguje wcześniej, bo dla niej niebezpieczeństwo odcięcia od zapasów amerykańskich jest w sensie gospodarczym groźniejsze. 23 kwietnia następuje wypowiedzenie wojny, które było zresztą już tylko formalnością. Natychmiast rozpoczyna się korsarstwo na oceanie. Giełdy zbożowe reagują nową zwyżką. Tendencja zwykła ustala się, przynajmniej w Berlinie. Zachęcone wysokimi cenami, zjawiają się nad Szprewą zapasy rosyjskie (2. V.), wywołując chwilowe uspokojenie. Już po dwóch dniach atoli daje się odczuć znowu brak towaru i na giełdzie Berlina rozpoczyna się fantastyczna haussa, zachęcona większymi jeszcze skokami New-Yorku. W ciągu tygodnia pszenica skacze w Berlinie z 239 na 264 mk., w N. Yorku z 130 na 191 cts. W tym momencie następuje załamanie tendencji. Zwyżka amerykańska poczytana zostaje za wywołaną przez spekulację, a zatem nietrwałą, co też okazuje się prawdą. New York wprawdzie przechodzi od połowy miesiąca do nowej, choć spokojniejszej już zwyżki, Europa jednak okazuje się nieufną, tembardziej, iż sygnalizowany jest ogólnie pomyślny stan zasiewów w Starym Świecie. Normalny rozwój cen odzyskuje swoje prawa.

Zachodzi pytanie, jak zachowywała się Warszawa podczas tych fluktuacji wielkich rynków światowych. W odpowiedzi na tę kwestję stwierdzić trzeba przedewszystkiem zgodność pomiędzy warszawskim a światowym rynkiem pszenicy. Żyto wykazuje nieco mniejszą współzależność w stosunku do cen światowych, co przypisujemy faktowi, iż nie jest ono w tej mierze co pszenica przedmiotem wymiany międzynarodowej. Z drugiej strony, o ile krzywa cen żyta w Berlinie cechuje niemal kompletny paralelizm z taką krzywą dla pszenicy, o tyle wahania odpowiednich cen w Warszawie są o wiele bardziej pomiędzy sobą rozbieżne. Ma tu wpływ przedewszystkiem konkurencja rosyjska, która była dość silna, aby zindywidualizować ceny żyta, niedość jednak potężna do oswożenia rynku krajowego od przewagi światowych fluktuacji tak typowo światowego artykułu, jak pszenica.

Ostry wzrost indeksu przemysłowego, występujący w końcu 1899 roku i w styczniu 1900 r., a poprzedzający o jakie 2 miesiące ogólną, cykliczną zwyżkę cen, ma za powód wzrost cen węgla. Ożywienie przemysłowe i wzrost spożycia wywołały już w ciągu dłuższego czasu przedtem zwyżkę, która przybrała gwałtowny charakter w drugiej połowie sierpnia 1899 roku. Pewną zniżkę spowodowały około 10. IX. zarządzenia magistratu m. Warszawy, polegające na zawarciu umowy na dostawę większej ilości węgla po niskiej stosunkowo cenie z pierwszorzędnymi kopalniami Zagłębia. Ale zarządzenia te tracą wpływ

już przy pojawieniu się pierwszych przymrozków (około 25. X). W dalszym ciągu następują obszerne fluktuacje, dające się przypisać kolejnym zmianom cieplej i mroźnej pogody. W końcu listopada władze rządowe uchylają cło od węgla, sprowadzanego z Górnego Śląska na potrzeby ludności; dzięki temu następuje wyraźna zniżka, wkrótce jednak zatarta przez wpływy meteorologiczne, które powoduje się przede wszystkim tak zwana giełda węglowa warszawska, operująca przy dworcu towarowym wiedeńskim. Do maksimum dochodzą ceny w samym końcu roku 1899; przyczynił się do tego zmniejszony, jak zwykle podczas świąt, dowóz. Pierwsza połowa stycznia 1900 jest okresem pewnej stabilizacji przy równocześnie niepewnej ze względu na zbliżający się koniec tendencji. Dzięki temu też rozporządzenie generał-gubernatora o wyznaczeniu cen maksymalnych natrafia na grunt podatny i wchodzi w samej rzeczy w życie.

W kwietniu roku 1899 dostrzegamy również dość stromy wzgórek; jest on całkowicie spowodowany zwyżką ceny węgla; warunki, które wywołały następnie w końcu tego roku kryzys węglowy, istniały in potentia już wówczas; chwilowy brak dowozu podczas świąt Wielkiej Nocy bliski był już wywołania kryzysu, ale zbliżający się „martwy sezon” odwrócił chwilę krytyczną do grudnia wymienionego roku.

Wzgórek na krzywej indeksu przemysłowego na przełomie 1902 i 1903 roku jest pochodzenia węglowo-naftowego. Prosto podczas zimy owej zwyżka sezonowa przekroczyła zwykle granice, ceny zaś nafty były jeszcze specjalnie wyśrubowane przez pożary zbiorników ropy naftowej, jakie wydarzyły się wówczas w Baku.

Ostatnim większym wyskokiem jest ten, jaki obserwujemy w r. 1902 na krzywej indeksu rolnego. Jest to jakgdyby wybujałość wahań sezonowych, niezwyczajnie wielka zwyżka przednowkowa. Rok 1901 był rokiem nieurodzaju (p. § 4, cz. II), stąd też i ta ostrość kryzysu przednowkowego.

Krzywe wszystkich indeksów kończą się w grudniu 1903 r., przy wyraźnej zwyżce; charakteru jej oczywiście nie możemy podać, nie mając danych co do dalszego przebiegu. Jednakże i element „nieregularny” odgrywał tu rolę, o czym świadczy np. zwyżka cen nafty, w ciągu miesiąca o 12,7%.

§ 4. Zależność indeksu rolnego od urodzajów.

Wahania cykliczne we właściwym tego słowa znaczeniu nie mają bezpośredniego wpływu na ceny płodów rolnych. Miejsce tych wahań zajmują poniekąd, jeżeli chodzi o miejsce kolejne wśród różnych rodzajów wahań, uszeregowanych podług wielkości amplitudy i okresu, zmiany cen zależne od urodzajów. Zmiany te są trwalsze, niż większość wahań nieprawidłowych, amplituda ich jest większa, łatwiej je porównać z serjami innych danych statystycznych. Ze względu jednak na niedające się przewidzieć występowanie tych wahań, rozpatrujemy je na tem miejscu, natychmiast po wahaniami nieregularnych.

Porównyując indeksy roczne rolne z produkcją wszystkich zbóż w Królestwie Kongresowym z tych samych odpowiednio lat, dochodzimy do nonsen-

sownego wniosku, że między poziomem cen a wielkością zbiorów istnieje korelacja pozytywna.

Zio to zmniejsza się nieco, jeżeli do porównania weźmiemy po stronie cen średnie nie z lat kalendarzowych, ale z okresów 12-miesięcznych od sierpnia jednego roku do lipca roku następnego włącznie. Ale i wtedy współczynnik współzależności pozostaje pozytywny (sposób obliczenia p. n.) i równy 4,8%. Korelację ujemną otrzymujemy dopiero wtedy, gdy po stronie produkcji weźmiemy nie produkcję Królestwa Kongresowego, a średnią geometryczną produkcji Królestwa Kongresowego i Cesarstwa. Wówczas odpowiedni współczynnik wynosi minus 44,6%. Bezwzględna wartość tej liczby jest niewielka, co da się wytłumaczyć tem, że pozycja „wszystkie zboża” w rosyjskiej statystyce urzędowej nie obejmuje oczywiście ziemniaków, siana, i t. p., a natomiast zaliczone są do niej: kukurydza, rzepak, gryka, bobik i inne, zwłaszcza w Rosji rozpowszechnione płody rolne.

Do obliczania współzależności braliśmy nie liczby surowe, lecz odchylenia od „wartości normalnych”, otrzymanych przy pomocy linii najmniejszych kwadratów.

Odchylenia te w niektórych wypadkach zaokrągliliśmy o 0,1% lub 0,2%, aby suma ich równała się zeru, co znakomicie upraszcza wszelkie obliczenia.

Zastanawiając się nad krzywą indeksu rolnego w zależności od krzywej urodzaju, trzeba stwierdzić, że dziewięć lat badanych (od 1. VIII. 1894 do 31. VII. 1903) daje się podzielić na dwa wyraźnie odróżniające się okresy. Pierwszy z nich obejmuje trzy lata, podczas których zależność poziomu cen od urodzajów jest dość widoczna (zwłaszcza, jeśli weźmiemy odchylenia od linii najmniejszych kwadratów, a nie surowe cyfry). Następnie zachodzi przełom. Przy ostrym nieurodzaju i wypadkach wojennych (ob. § poprzedni) ceny idą gwałtownie w górę; w następnym jednak roku, mimo pięknych zbiorów, ceny nie ujawniają wcale tendencji powrotu do poprzedniego poziomu. Zwyżka w roku 1897 stanowi sui generis mur graniczny między dwoma okresami. Zjawisko to nie znajduje analogji dla danego roku w stosunkach np. angielskich, jest zatem poniekąd specjalnością polską (ewentualnie także rosyjską) i zasługuje na oddzielne omówienie.

Czyniąc przegląd kolejnych lat, spostrzegamy w pierwszym roku niewielką zniżkę urodzajów i takąż zwyżkę cen; w roku następnym, to jest 1896/97 ceny pozostają bez zmiany przy lepszych urodzajach; w tym wypadku użyteczne okazuje się porównanie odchyleń od linii najmniejszych kwadratów. W roku 1897/98 następuje wspomniana wyżej gwałtowna zwyżka przedłużająca się na rok następny, pomimo pięknych zbiorów. Ceny spadają dopiero w następnym z kolei roku i spadają aż do roku 1900/01, choć w tym roku zbiory są znowu mniejsze. Pozostałe dwa lata wykazują dość regularną negatywną zależność między porównywanymi wielkościami.

Dwie główne quasy sprzeczności w układzie współzależnościowym indeksu rolnego i urodzajów dają się wytłumaczyć czynnikami zewnętrznymi. Mianowicie w r. 1898 nastąpiła silna zwyżka wszystkich produktów zwierzęcych, rok zaś

1900 był widownią niebywałej, o 41%, niżki cen ziemniaków. Wobec tego sprawdza się i na naszym przykładzie zasada, że ceny produktów rolnych zależne są w pierwszym rzędzie od urodzajów.

§ 5. Wahania sezonowe.

Rozbiór wyników, do jakich doprowadziło nas studjum wahań sezonowych, rozpocniemy od poszczególnych artykułów, w szczególności zaś od artykułów indeksu rolnego.

Z pośród zbóż trzy, to jest pszenica, żyto i owies wykazują strukturę wahań sezonowych wysoce analogiczną. Minimum cen przypada na moment, gdy na rynek wkracza nowe zboże. Momentem tym jest dla pszenicy październik, dla dwu innych zbóż — wrzesień. Pewna zwyczajka, jaka od tej chwili daje się zauważyć, ulega w lutym załamaniu (u owsa załamanie to nie daje się zauważyć absolutnie, t. j. w postaci niżki, a tylko stosunkowo, w zwolnieniu tempa zwyczajki). Od kwietnia następuje nowa zwyczajka, o charakterze przednowkowym, od sierpnia bądź lipca, ceny wkraczają stopniowo w nowy cykl roczny. Liczby, przez nas przytoczone, wykazują jako bardzo ostro zarysowane maksimum dla wszystkich zbóż — miesiąc maj. Pewien wpływ, dość nawet znaczny ma tu czynnik przypadkowy, a mianowicie tylokrotnie przez nas cytowane wypowiedzenie wojny hiszpańsko-amerykańskiej, w każdym razie, chociażbyśmy nasze obliczenia oparli na danych z 9 tylko lat (wyłączając r. 1898), to i tak otrzymalibyśmy wyraźne maksimum na ten właśnie miesiąc.

Z trzech zbóż największe wahania wykazuje owies, a mianowicie od — 4% do 5,3%, najmniejsze żyto od — 2,7% do 4%. *)

Czwarte zboże, jęczmień browarny, odznacza się zupełnie innym układem wahań sezonowych, niż pozostałe trzy. Maksimum cen przypada właśnie na okres po zbiorach, wtedy bowiem dokonywane są największe transakcje przez browary. Półrocze od grudnia do maja upływa względnie stabilnie (transakcje nieliczne). Lato — przednowek jest, o dziwo, okresem najgwałtowniejszej depresji cen (transakcyj nie dokonywa się prawie żadnych). W tem przeciwstawieniu jęczmienia browarnego reszcie zbóż dopatrujemy się antytezy między towarem producenta a towarem konsumenta. O ile bowiem niema specjalnej różnicy między wytwórcami wszystkich zbóż, o tyle istnieje różnica pomiędzy nabywcami różnych gatunków. Nabywca, nawet hurtowy, zboża spożywanego bezpośrednio lub też tylko po nieskomplikowanym procesie przemian, ma stale przed oczyma rynek, zawsze jednakowo zdolny do konsumpcji. Tymczasem nabywca jęczmienia browarnego ma zawsze przed oczyma piwowara, (o ile sam nim nie jest), który zaopatruje się w surowiec raz na rok na jesień. Tak więc powiedzieć można, iż ceną jęczmienia rządzi popyt, ceną pszenicy, żyta i owsa — podaż.

Porównajmy teraz zależność pomiędzy wahaniami sezonowymi zbóż z jed-

*) Ze względu na podobną budowę wszystkich trzech krzywych użycie amplitudy wahań jako quasi miary dyspersji nie jest rażącym błędem.

nej strony, a ich przetworów z drugiej. Otóż mąka pszenna wykazuje dosyć znaczną zbieżność w stosunku do pszenicy, z tą jednak różnicą, że wahania sezonowe cen mąki są o wiele łagodniejsze i gładziej, to znaczy nie zawierają tak ostrych zębów, jak u produktu surowego. Amplituda wahań sięga tylko od — 1,4% do 3,3%. Jest też rzeczą ciekawą, iż niżka późniwa trwa u mąki znacznie dłużej, załamując się dopiero w styczniu. Charakterystyczny wzrost majowy uwydatnia się i tutaj.

Co się tyczy mąki żytniej, to, tu na pierwszy rzut oka nie widać żadnego związku z materiałem pierwotnym. Jednakże po bliższej analizie wykrywamy znów cały szereg elementów wspólnych, a więc niżkę po żniwach (podobnie, jak u mąki pszennej jest ona dłuższa i bardziej stopniowa, niż u surowca), wtórną niżkę w końcu pierwszego kwartału roku kalendarzowego, zwyczajkę przednowkową. Wojna hiszpańsko-amerykańska nie okazała się tak gwałtowna w skutkach, jak dla mąki pszennej; zwyczajka była mniej raptowna i trwała dłużej, istotnie też nie obserwujemy żadnego uderzającego odkształcenia.

Ze względu na dość „dzikie“ na pierwszy rzut oka formy wahań sezonowych obu produktów mącznych sprobowaliśmy zastosować medjanę. Rezultat okazał się najzupełniej przeciwny wszelkim przewidywaniom teoretycznym, które zazwyczaj przypisują wartości środkowej pewną niezależność od wahań przypadkowych. Dla mąki żytniej wahania średniej arytmetycznej zostały przez medjanę powtórzone, tylko w znacznie obszerniejszej skali. Natomiast medjany miesięczne mąki pszennej wykazują czyste nonsensy, jak znaczną zwyczajkę od września do października. Jedyna korzyść w danym wypadku — to wyeliminowanie wierzchołka majowego.

Ziemniaki odznaczają się wahaniami sezonowymi niezwykle silnie zaznaczonymi (amplituda od — 9,4% do 12,3%). Elementy są tu te same, co u zbóż: dwie niżki — pierwotna i wtórna oraz zwyczajka przednowkowa. Nie występuje natomiast wcale zwyczajka majowa. Wszystko odbywa się wcześniej, w związku z faktem, iż zbiory główne są wprawdzie późniejsze niż zboża, ale częściowo wkraczają młode ziemniaki na rynek znacznie później.

O sianie nic specjalnego powiedzieć nie można. Przypomina ono szczególnie ziemniaki swą wielką amplitudą wahań. Minimum cen jest podwójne — lipiec i październik, co być może należy przypisać dwukrotnym w ciągu roku zbiorom; jednakże różnice są zbyt małe, aby móc się na nich z całą pewnością opierać. Poszczególne wahań rocznych są przesunięte na momenty jeszcze wcześniejsze, niż u ziemniaków. Niżka wtórna daje się zauważyć z łatwością, przypadając w danym wypadku na marzec.

Krzywa wahań sezonowych cen cukru jest jedną z najlepiej zarysowujących się. W głównych zarysach jest zbliżona do wszystkich artykułów rolnych, z tem tylko, że nie daje się spostrzec zjawisko niżki wtórnej.

Z trzech artykułów pochodzenia zwierzęcego masło wyróżnia się amplitudą i regularnością. Wysokie ceny w zimie, niskie w lecie — oto wszystko, co można powiedzieć.

W o ł o w i n a — wykazuje bardzo silną zwyżkę od kwietnia do czerwca, pozatem ceny naogół spadają. Sądźmy, iż należy to przypisać następującym okolicznościom: wczesną wiosną następuje sprzedaż tuczników, pasionych przez zimę paszą suchą; następuje też, zwłaszcza u mniejszej własności, wyprzedaż bydła, którego nie można z braku paszy dochować do chwili wypędzenia go na pastwisko. Okoliczności te sprowadzają ceny bydła (i mięsa) do minimum w początku kwietnia. Wówczas następuje reakcja. Podaż kurczy się, gdyż z jednej strony wyprzedano już, co się miało sprzedawać po niskiej cenie, skoro ma się do rozporządzenia bezpłatną zieloną paszę — skutkiem tego ceny idą gwałtownie w górę.

Ceny s ł o n i n y nie wykazują wahań tak regularnych. Otwarcie powiadamy, iż nie umiemy wytłomaczyć sobie tych dziwacznych zygzaków i załamań.

Wśród artykułów indeksu przemysłowego najwyraźniejsze wahania sezonowe wykazują węgiel i nafta. Ceny powyżej normalnych w miesiącach zimowych, poniżej normalnych w lecie — tak brzmi prosta formuła dla tych dwóch artykułów. Zaznaczamy tylko, że nieoczekiwana zwyżka węgla w kwietniu może być przypisana czynnikowi przypadkowemu, a mianowicie opisanej w § 3 cz. II zwyżce, jaka powstała w roku 1899 w tym właśnie miesiącu.

C e m e n t jest, jak wiadomo, podstawowym artykułem przemysłu budowlanego, z jego też stanem związane są ceny cementu. W porównaniu do minimum grudniowego już styczeń wykazuje pewną poprawę cen (zamówienia wielkich przedsiębiorstw budowlanych), punkt kulminacyjny przypada na lipiec, poczem przechodzimy do zniżki, załamanej nieco w październiku. Jeżeli wierzyć sprawozdawcy „Gazety Handlowej“, chwilowe to załamanie tendencji przypisać wypada wykończaniu „na gwałt“ niewykonanych w całości podczas lata robót budowlanych i powstającemu w ten sposób popytowi.

Ż e l a z o h a n d l o w e wykazuje wahania sezonowe najmniejsze ze wszystkich artykułów obu indeksów (amplituda od — 0,5 do 0,9%), jednak dobrze zarysowane. „Gwałtowne“ załamanie tendencji przypada na lipiec. Trudno mi osądzić, czy nie jest to wszystko tylko wynikiem przypadkowego zbiegu okoliczności, być może jednak, iż spadek cen w lipcu jest wynikiem zakończenia zakupów na cele budowlane.

B a w e ł n a charakteryzuje się wahaniami wysoce nieregularnymi. Poczęści są za nie odpowiedzialne spekulacyjne skoki cen tego surowca, po części długotrwałe (do 6 tygodni) i w różnych krajach na różne miesiące przypadające zbiory.

Wahania sezonowe cen s k ó r są prawdopodobnie zależne od okresu, w jakim czynione są główne zakupy przez garbarzy. Brak danych nie pozwolił nam na szersze opracowanie tej kwestji.

Wahania sezonowe indeksu rolnego jako całości *) zawierają

*) Ścisłe mówiąc, nie dokonywamy specjalnego obliczenia współczynników wahań sezonowych dla indeksów, a tylko znajdujemy średnie geometryczne odpowiednich współczynników dla poszczególnych artykułów (p. § 5, cz. I). Te dwa możliwe sposoby nie są równoważne ze względu na używanie naprzemian średnich arytmetycznych i geometrycznych.

wszystkie momenty charakterystyczne dla większości artykułów tego indeksu, a więc zniżkę późniwą i wtórną (tę ostatnią przypisujemy większej podaży ze strony zwłaszcza większej własności po zakończeniu wszelkich robót polnych, a po rozpoczęciu młocki na większą skalę), zwyżkę przednowkową oraz — ma-lum necessarium — wzrost majowy (zresztą wzrost ten nie jest dla w s z y s t k i c h artykułów takim złem). Świadczy to wszystko razem dobitnie o jednolitości naszego indeksu rolnego.

W przeciwieństwie do tego indeksu przemysłowy ujawnia wahania sezonowe raczej nieregularne. Będąc przeciętną sześciu rozmaitych i rozbieżnych wahań, nie mogły wahania sezonowe indeksu przemysłowego wypaść tak jasno i oczywiście, jak w indeksie rolnym. Stwierdzić tylko można jedną zasadę, a mianowicie: niższe ceny w lecie, wyższe w zimie.

W wahaniami indeksu ogólnego odbijają się przedewszystkiem wahania indeksu rolnego, jako bardziej zdecydowane i ostrzej zaznaczone; zresztą koincydencja kierunku wahań istnieje w większości wypadków.

Jakie jest, szerzej rzecz ujmując, znaczenie wyliczania współczynników wahań sezonowych? Naogół ma ono walor tam, gdzie chodzi o wyliczenia bardzo precyzyjne, a przedewszystkiem przy badaniu wahań sezonowych jako takich. Dalej jest to rzecz ważna przy wyliczeniach „żywych“, to znaczy przy indeksach kontynuowanych z miesiąca na miesiąc (a nie obliczanych wstecz): wówczas niezmiernie ważną jest możność oceny charakteru zachodzącej zmiany *). Wykresy indeksów naszych uczą, iż uwzględnienie współczynnika wahań sezonowych może nadać krzywej cen z miesiąca na miesiąc inny kierunek (inny zasadniczo, t. j. zamiast zwykłego zniżkowy lub naodwrot). Też same wykresy uczą nas jednak, iż przy analizie wahań o dłuższym okresie i większej amplitudzie korekta krzywej cen ze względu na wahania sezonowe ma raczej ilościowe niż jakościowe (zasadnicze) znaczenie. W każdym bądź razie jest wysoce pożądane dla precyzji ostatecznych wyliczeń tę korektę doprowadzić do skutku.

§ 6. Tendencja wieloletnia.

Analizując wyniki badania tendencji wieloletniej, wyrażonej ostatecznie (p. § 4, cz. I) metodą najmniejszych kwadratów, spostrzegamy, iż odpowiednia linja dla obu indeksów, jak i dla cen większości poszczególnych artykułów wykazują dużą zgodność, a mianowicie mają one tendencję wyraźnie dodatnią, około 2 — 3% rocznie w stosunku do średniej arytmetycznej z całego okresu.

Ujemną tendencję ujawniają notowania tylko trzech artykułów: cukru, żelaza i cementu. Zwłaszcza co do żelaza, które jest artykułem najbardziej cyklicznym, przypuszczać możemy, iż tendencja ujemna jest w pewnej części pozorna, jako wynikająca z doboru okresu badanego.

*) Nawiasowo zaznaczamy, iż byłoby rzeczą w naszym rozumieniu wskazaną (aczkolwiek dotychczas w praktyce nie spotykaną) podawanie błędów prawdopodobnych współczynników wahań sezonowych. Do tego celu byłaby jednak potrzebna metoda, eliminująca wahania sezonowe w każdym pojedynczym roku, a nie tylko pewną przeciętną.

W każdym razie, jeśli chodzi nam o ujęcie *secular trendu* z punktu widzenia t. zw. ogólnego poziomu cen, to możemy śmiało powiedzieć, iż *trend* ten jest zupełnie wyraźnie zwykły, świadcząc o spadku wartości wymiennej złota.

Jako moment zwrotny, od którego zaczyna się nowy okres o tendencji sekularnej wznoszącej należy uznać początek r. 1895. Od tej chwili ceny poprzednio spadające rosły stale, aby nigdy już potem nie spaść do poziomu z r. 1894.

Mamy wprawdzie jeszcze jedno zagłębienie (1896), którego nie możemy zaliczyć do innej grupy niż wahania cykliczne i sekularne. Nie jest ono jednak tak głębokie, jak poprzednie z 1895 r. Przypomina poniekąd cofnięcie się przed przeszkodą dla nabrania większego rozpędu; w indeksie angielskim rzecz ma się wręcz odwrotnie, tam właśnie dolina 1895 r. jest drugorzędna 1896, pierwszorzędna, stanowiąc punkt przełomowy o najniższym poziomie cen w XIX stuleciu. Ten взгляд przyczynił się do uznania przez nas doliny 1896 r. za ponadcykliczną.

Porównyując indeksy pomiędzy sobą, znajdujemy prawie dwa razy silniejszą tendencją sekularną w indeksie rolnym. Przypisujemy to: 1) mniejszej stabilności artykułów tego indeksu; 2) niecykliczności tych artykułów, co powoduje, iż w indeksie rolnym nie widać wpływu kryzysu r. 1900. Indeks ogólny jest, oczywiście, jak zawsze, wypadkową dwóch indeksów grupowych.

Przytem sekularne ruchy indeksu rolnego ujawniają pewne specjalne właściwości. Zasadnicza zmiana tendencji wieloletniej w początku r. 1895 jest wspólna wszystkim trzem indeksom; natomiast w r. 1897/98 daje się zauważyć gwałtowne wzmocnienie tej ogólnej tendencji zwykłej, nieproporcjonalnej do aktualnego nieurodzaju. Rok ten jest dla indeksu rolnego wyraźnie przełomowy, podobnie jak 1895, z tą tylko różnicą, że w jednym przypadku przełom dotyczy kierunku zmian cen, a w drugim przypadku absolutnego poziomu.

Z poszczególnych artykułów indeksu rolnego najbardziej stromo ku górze skierowaną linią najmniejszych kwadratów odznacza się żyto i jęczmień; pszenica i owies już znacznie mniej. Obie mąki ani w przybliżeniu nie dorównują swym produktom surowym; czyżby świadczyło to o spadku kosztów przemiału; a może konkurencji mąki rosyjskiej? Kartofle poszły w górę też znacznie ponad przeciętną, produkty zwierzęce natomiast są poniżej jej; zapewne jest to też skutek konkurencji rosyjskiej. Siano znajduje się na jednym ze środkowych miejsc pod względem tempa zwyżki. Cukier jest jedynym artykułem indeksu rolnego, który wykazuje *secular trend ujemny*. Jak wiadomo, badany przez nas okres był okresem hiperprodukcji cukru.

§ 7. Ruch cykliczny cen.

Cykl cen z jego normalnym, powtarzającym się ożywieniem i depresją jest właściwością charakterystyczną indeksu przemysłowego. W zakresie indeksu rolnego o cyklu trudno jest mówić. Nawet nazwa cyklu gospodarczego brzmi zazwyczaj „cykl przemysłowy” (*trade cycle*).

W całej pełni uwidocznić się może ruch cykliczny tylko przy przeglądzie okresu dłuższego, zamykającego w sobie kilka całkowitych cykli. Tymczasem badany przez nas okres zawiera najwyżej półtora cyklu.

Przebieg cykliczny krzywej indeksu przemysłowego dostrzec jest dosyć łatwo; można nawet wyróżnić wszystkie składowe normalnego, klasycznego, rzecz można, cyklu.

Spadek cen w ciągu roku 1894 jest zjawiskiem nie ulegającym wątpliwości. Z punktu widzenia cyklicznego rozwoju cen jest to skutek przesilenia lat poprzednich. Następuje pewna zwyżka, ceny pozostają niemal niezmiennie przez jakie dwa lata (abstrahujemy tu od „wglębienia” r. 1894), aby znów ulec niższości; to mały cykl. Ale teraz depresja nie trwa już długo. Otucha, wiara w lepszą przyszłość, te znamienne cechy psychiki ożywienia trafiają do wszystkich umysłów. Mamy ożywienie, mamy potem kryzys przemysłowy klasyczny, jakiego przedtem (a poniekąd i potem) Królestwo Kongresowe nie przeżywało. Z całym akompaniamentem gry giełdowej, gorączki budowlanej—inflacji kredytu, a później ostrego przesilenia pieniężnego, upadłości i niżki cen.

Zniżka ta trwa mniej więcej do końca roku 1902 — poczem następuje zwyżka. *Le roi est mort — vive le roi*. Zaczyna się nowy cykl gospodarczy.

W indeksie rolnym niema, rzecz prosta, mowy o ruchu cyklicznym. Istnieją tylko zmiany zależne od urodzaju oraz innych niecyklicznych czynników, zmiany te omawiamy na innym miejscu.

Rzecz jednak ciekawa, iż pomimo wielkiego wpływu indeksu rolnego indeks ogólny nie jest bynajmniej wyzuty z charakteru cyklicznego. Krzywa współczynników wahań cyklicznych indeksu ogólnego żywo przypomina takąż krzywą dla indeksu przemysłowego we wszystkich prawie jej elementach, a w szczególności co się tyczy niżki 1895 i boom'u 1900 r., oraz po nim następującej depresji. Jedyną poważniejszą pozycją, wykazującą różnicę, to poziom cen w r. 1898. Był to rok najwyższego w stosunku do linii najmniejszych kwadratów poziomu cen artykułów rolnych, gdy tymczasem indeks przemysłowy pozostawał bez ruchu na poziomie zgoła nie wysokim.

§ 8. Dyspersja cen.

Pod nazwą tą ujmujemy fakt, iż ceny poszczególnych artykułów nie rosły proporcjonalnie, krzywe ich (w układzie logarytmicznym) nie są równoległe. Wszelki indeks cen jest wypadkową dążeń nieraz sprzecznych. Zachodzi pytanie, jak daleko posunięta jest ta sprzeczność w poszczególnych wypadkach.

Jako miarę tej „sprzeczności”, czyli mówiąc właściwie dyspersji, można przyjąć którąkolwiek z używanych w statystyce miar. Co do nas, wykluczaliśmy zgóry najklasyczniejszą zpośród nich, t. j. średnie odchylenie, ponieważ 1) rejestruje ono zbyt czule, zwłaszcza przy niewielkiej, jak u nas, liczbie obserwacji, odchylenia krańcowe (przez podniesienie ich do kwadratu); 2) dając się obliczyć tylko w odniesieniu do średniej arytmetycznej, wymaga specjalnego nakładu pracy; przytem średnią arytmetyczną wykluczaliśmy już w §3 cz. I od reprezentowania ogólnego poziomu cen.

Pozostałe dwie miary wyliczyliśmy obie, t. j. odchylenie ćwiartkowe i przeciętne, przyczem to ostatnie wyliczyliśmy od wartości indeksu danej grupy. Poprzednio zaś przeliczyliśmy cały nasz system na roczny — łańcuchowy, specjalnie dla celu wyznaczenia dyspersji cen z roku na rok, biorąc przytem za podstawę do wyliczeń średnie roczne ceny poszczególnych artykułów. Indeksy ogólne nie muszą przytem być dokładnymi średniami geometrycznymi wskaźników dla poszczególnych artykułów, ponieważ nie obliczaliśmy ich ad hoc, tylko wzięliśmy średnie arytmetyczne roczne indeksów obliczonych poprzednio.

Wyniki dla obu odchyżeń w indeksie rolnym nie wykazują specjalnych różnic, to znaczy, gdy jedna miara dyspersji rośnie z roku na rok, rośnie i druga (acz nie zawsze w równym nawet w przybliżeniu stopniu). W indeksie przemysłowym przeciwnie wyniki są dosyć rozbieżne, w tych wypadkach radzibyśmy dawać wiarę raczej odchyleniu przeciętnemu, ponieważ ćwiartkowe ulega zbyt silnym wpływom „przypadkowości“, przy tak szczupłym indeksie szczególnie jaskrawym.

Dyspersja cen okazuje się szczególnie obszerna w latach gwałtownego wzrostu cen, a więc dla indeksu rolnego 1897-98, a dla przemysłowego 1899-1900 *). Znaczną też jest dyspersja z r. 1894, na 1895; upatrujemy w tem jeden więcej argument na korzyść wypowiedzianego przez nas na innym miejscu twierdzenia, iż początek r. 1895 był chwilą przełomową. **). Ponieważ przełom taki nie zachodzi u wszystkich artykułów jednocześnie, przeto dyspersja cen okazuje się szczególnie wielką.

Dalsze omawianie dyspersji cen zastąpimy powołaniem się na odpowiednią tablicę.

§ 9. Porównanie z indeksem Sauerbecka.

Pełne porównanie naszego indeksu najłatwiej nam przeprowadzić w stosunku do słynnego indeksu Sauerbecka, ponieważ rozporządzamy danymi miesięcznymi z całego badanego przez nas dziesięciolecia, niestety tylko dla indeksu ogólnego. Ujmując rzecz ogólnikowo, możemy stwierdzić zadziwiająco zgodność obu indeksów. Jedynie poważniejsza różnica przypada na okres kryzysu 1900 r., gdy wyraźniejsze i większe rozmiarami jest wzniesienie indeksu angielskiego. Zwłaszcza indeks surowy zdaje się nie ujawniać znaczniejszej analogji; inaczej natomiast jest, jeżeli do porównania po stronie indeksu naszego weźmemy układ współczynników wahań cyklicznych. Zresztą w istniejących różnicach nie trzeba się doszukiwać motywów potępienia naszego indeksu; różnice, o których mowa, wypływają przeważnie z indeksu rolnego; przedstawiając zaś stosunki kraju przeważnie rolniczego, indeks nasz musi być o wiele wrażliwszy na zmiany cen produktów rolnych, niż indeks Sauerbecka.

Na pierwszy rzut oka, już pod względem graficznym, uderza nas „smoothness“ indeksu angielskiego w porównaniu do naszego. Jest to łatwo zrozumi-

*) Analogiczną obserwację notuje Fisher w odniesieniu do wojennych lat wielkich fluktuacyj cen.

***) I to przełomową podwójnie: 1) pod względem wahań cyklicznych; 2) pod względem tendencji wieloletniej.

miała, jeśli wziąć pod uwagę fakt, że indeks Sauerbecka zawiera 45 artykułów, czyli o 150% więcej niż nasz.

Przez porównanie też z indeksem Sauerbecka stwierdzić możemy, iż błąd prawdopodobny naszego indeksu wyliczyliśmy raczej zbyt wielki, niż zbyt mały. Sięgając bowiem do r. 1900, obarczonego największymi wahaniami przypadkowymi, znajdujemy jako krańcowy przykład porównanie maja i sierpnia tegoż roku.

	Nasz indeks	Sauerbecka
Maj	85,5	75,5
Sierpień	81,3	76,0

Przypuściwszy, iż racja leży całkowicie po stronie indeksu angielskiego, to znaczy, iż u nas wzrost z maja na sierpień 1900 r. powinien być taki sam, jak u Sauerbecka, więc że wszelkie odchylenia są winą „niereprezentatywności“ i innych błędów naszego indeksu, otrzymamy dla sierpnia 1900 r. wartość 86,1. Wartość rzeczywista wynosi 81,3% zatem w stosunku 5,6% mniej. A priori obliczony przez nas błąd prawdopodobny wynosi 5,7%. Jeżelibyśmy wzięli za podstawę tych obliczeń nie indeks surowy, ale skorygowany ze względu na wahania sezonowe, różnica zmalałaby do 3,3%. Trzeba zatem powiedzieć, że z próby porównania z indeksem Sauerbecka, jako kryterjum ważności (validity), indeks nasz wychodzi zwycięsko.

Wychodząc teraz z innego założenia i uznawszy oba indeksy za równoprawne, porównywując ich przebieg, musimy wskazać na dwa fakty: 1) większy wpływ cen produktów rolnych na ogólny poziom cen u nas, niż w Anglii, co objawia się w zaznaczonej już różnicy w przebiegu obu indeksów w r. 1900, a także w mniejszym, niż u nas wzniesieniu w maju 1898; 2) późniejszy punkt minimum cen. O ile nasz indeks wykazuje go w lutym 1895, to Sauerbeck wyznacza go nam na lipiec 1896 r., a zatem półtora roku później. Kwęstię tę zresztą poruszyliśmy już powyżej. Jeżeli porównamy nasze cyfry z danymi Sauerbecka, przeliczonemi dla podstawy 1913 = 100, otrzymujemy w pierwszej połowie okresu różnicę przeważnie in plus naszego indeksu o jakie 2% *). Tymczasem ze względu na średnią arytmetyczną w indeksie angielskim powinno być naodwrot, t. j. nasze cyfry powinny być niższe. Fakt ten interpretujemy po prostu w sensie ostrzejszej zwyczajki w okresie od 1900 do 1913 w Anglii niż u nas, co potwierdza mniejsza różnica w drugim pięcioleciu.

Porównanie z indeksem prof. Fiedorowicza.

We wstępie wspomnieliśmy już o próbach, jakie czynione były celem zestawienia dla Królestwa Kongresowego indeksu cen hurtowych; pisząc te słowa, mieliśmy na myśli opracowanie prof. Fiedorowicza. Obecnie przystąpimy do porównania obu indeksów.

Liczba artykułów indeksu prof. Fiedorowicza dziwnym trafem zgadza się z naszym; natomiast zestawienie jest zgołe inne. Wspólne są tylko następujące artykuły w liczbie ośmiu: 4 zboża, cukier, węgiel, nafta, bawełna, przyczem istnieje

*) Przeliczenia tego dokonaliśmy w uproszczony, ale zdaje się, w danym wypadku dostatecznie dokładny sposób, t. j. dzieląc cyfry angielskie przez 85,15 t. j. wartość indeksu dla 1913, i mnożąc przez 100. Podobnie przy danych prof. Fiedorowicza dzieliśmy przez 121 i mnożyliśmy przez 100.

ją jeszcze różnice co do gatunku żyta (u prof. Fiedorowicza przeciętne, u nas wyborowe) i bawełny (chiwińska — u nas amerykańska). Zamiast pozostałych artykułów występują u prof. Fiedorowicza: łój, oliwa maszynowa, wełna, kawa, ryż, olej rzepakowy, sól, surówka odlewnicza, miedź, cynk.

Co spowodowało prof. Fiedorowicza do takiego a nie innego doboru, nie jest powiedziane *explicite*, a nawet *implicite*, czego żałować należy tembardziej, iż cały szereg artykułów, jak łój, kawa, ryż nie zdaje się odgrywać w życiu gospodarczem ówczesnej Kongresówki roli tak poważnej, aby zasługiwać miały na pomieszczenie w indekcie; zaś do wełny i soli można mieć bardzo istotne zastrzeżenia, jak też to w § 2 części I wyraziliśmy.

Źródłem notowań prof. Fiedorowicza jest „Swod Towarnych Cen“ rosyjskiego Min. Skarbu; jest to zarazem plus i minus w porównaniu do naszych źródeł. Plus — ze względu na jednolitość i pewien stały system notowań; minus — ponieważ notowania miesięczne prowadzone są w „Swodzie“ dopiero od r. 1898 (prof. Fiedorowicz korzysta z nich zresztą nie wcześniej, niż dla roku 1909), dalej zaś dla całego szeregu artykułów, a mianowicie: bawełny, węgla, surówki, miedzi i cynku notowania odnoszą się nie do rynku warszawskiego, ale do różnych rynków rosyjskich. Ten sam wzgląd, to jest konieczność trzymania się „Swoda“, skłonił prof. Fiedorowicza do wyboru bawełny „chiwińskiej z nasion miejscowych“, jakkolwiek sam autor (str. 33) cytuje opinię Związku Przemysłu Włókienniczego, iż „ten gatunek bawełny, wedle słów Związku, był sprowadzany do Łodzi w znikomych ilościach i większego zainteresowania nigdy nie budził.“

Indeks jest roczny, wobec czego porównywać go będziemy ze średnimi arytmetycznymi naszych indeksów miesięcznych.

Na korzyść indeksu prof. Fiedorowicza trzeba zapisać uwzględnienie rewaluacji rubla; mianowicie rubel papierowy miał w r. 1894—0,53% agio, w roku 1895—1,23% agio. My tej okoliczności nie uwzględniliśmy, uważając to za nadmierną komplikację roboty (zwłaszcza przy indeksach miesięcznych), gdy późniejsze wprowadzenie rubla złotego odbyło się niemal niepostrzeżenie, a potoczne życie gospodarcze nie przywiązywało wagi do różnicy między papierem a złotem.

Co do metody — nie znajdujemy u prof. Fiedorowicza żadnego uzasadnienia wyboru średniej arytmetycznej, chyba to, iż tak postępują autorzy „prawie wszystkich wskaźników“ (str. 3). Indeks jest nieważony z łatwo zrozumiałych powodów, podobnie jak i nasz. Podział na grupy nie jest analogiczny do naszego, wobec czego nie możemy przeprowadzić głębszego porównania analitycznego obu indeksów, gdyż prof. Fiedorowicz nie podaje w swojej broszurze cen poszczególnych artykułów. Grupy następujące: zboża (4), kolonjalne (2), włókiennicze (2), metale (3) i węgiel (1), wobec czego cukier, łój, nafta, kawa i sól znajdują się chyba poza obrębem grup.

Jeżeli porównamy cyfry prof. Fiedorowicza (a raczej ich bieg, ponieważ wzięte są za 100 różne podstawy) z naszymi, dostrzegamy: 1) załamanie się tendencji zniżkowej sekularnej późniejsze niż u nas; minimum reprezentuje rok 1895, gdy u nas 1894. Pochodzi to po części z różnych okresów, w jakich są

indeksy obliczane; po zbadaniu liczb miesięcznych stwierdzamy, iż minimum przypada na początek roku 1895 (patrz § 7. cz. II). 2) Zwyżka cen produktów rolnych w roku 1898 jest tak gwałtowna, iż odbija się na średniej rocznej, czyniąc ją wyższą, niż w roku następnym (w przeciwieństwie do naszego indeksu). Analiza wskaźników dla poszczególnych grup doprowadza do przekonania, iż wina leży tu po stronie metody samej, bowiem średnia arytmetyczna rejestruje gwałtowne zniżki przesadnie silnie. 3) Maksimum cen w roku 1900 nie jest tak wyraźne jak u nas, właściwie przenosi się ono nawet na rok 1901. Przypisujemy tę okoliczność mniejszej wadze, jaką mają w indeksie naszym artykuły rolne, które w zwyżce 1900 r. udziału nie brały, a natomiast osiągnęły maksimum w roku następnym. To samo mogło przyczynić się do „fałszywego wzgórza“, w roku 1898.

Porównanie cyfr dla obu indeksów, jednak po przeliczeniu indeksu prof. Fiedorowicza z podstawy — średnia arytmetyczna z lat 1890 do 1899 — 100 na podstawie 1913 — 100 (o sposobie przeliczenia mówiliśmy w § poprzednim), poza omówionymi już wyżej spostrzeżeniami nasuwa jeszcze jedną uwagę. Mianowicie dane prof. Fiedorowicza są stale o kilka punktów wyższe od naszych. Jest to oczywiście wina nieszczęsnej średniej arytmetycznej.

Co do wyciągniętych wniosków — możemy się naogół pod najważniejszymi podpisać. A więc stwierdza prof. Fiedorowicz wcześniejszy u nas niż w Anglii początek fali zwyżkowej sekularnej, nie tak ostry przebieg przesilenia roku 1900, większe znaczenie produktów rolnych.

Najważniejsze zdobycze indeksu naszego w porównaniu do indeksu prof. Fiedorowicza, to 1) obliczanie indeksów w odstępach miesięcznych, a nie rocznych; 2) zastosowanie precyzyjniejszej metody obliczeń, co jedno i drugie pozwala na dokładniejszą analizę danych.

Kończąc pracę naszą, pragniemy w kilku słowach zreasumować dokonaną przez nas robotę. A więc w części pierwszej rozważyliśmy metody, służące do konstrukcji naszego „przymiaru“ i do analizy wyników, dzięki niemu otrzymanych. Część druga zawierała pierwiastkową analizę tych właśnie wyników i porównanie ich z danymi, otrzymanymi przez innych badaczy indeksów cen hurtowych.

Czytelnika uderzyć może fakt, iż lwią część pracy niniejszej stanowi dyskusja metod. Jest to bezpośredni rezultat naszego założenia, którem było skonstruowanie indeksu cen hurtowych dla pewnego okresu dziejów gospodarczych byłego Królestwa Kongresowego, jako narzędzie, mogące służyć do badania tych właśnie dziejów przy użyciu nowoczesnych metod.

Narzędzie to staraliśmy się zbudować. Otrzymane dzięki niemu wyniki cyfrowe przesieliśmy przez poczwórne sito metod matematyczno - formalnych. Porównaliśmy te wyniki z innymi indeksami i stwierdziliśmy zadowalającą zgodność.

Owoce naszej pracy jest materiał źródłowy, mogący służyć do dalszych badań. Badania te — w przeciwieństwie do naszych — będą przeważnie dziełem ekonomisty a nie statystyka.

Tablica VII.
Cena soli i murlatów.

Murlaty		Sól	Murlaty		Sól	
1894.	I	19,5	1899.	I	25	
	II	19,5		II	25	
	III	19,5		III	31,5	
	IV			IV	33	
	V	21		V	32	
	VI	23		VI	33	
	VII	22,5		VII	31	
	VIII	20		VIII	24	
	IX	23		IX	29	
	X	25		X	32	
	XI	20		XI		
	XII	22,5		XII		
1895.	I	22	43	1900.	I	31
	II	22	44		II	28
	III	25	44		III	28
	IV	21	43,5		IV	33,5
	V	18	44		V	31,5
	VI	21	44		VI	30
	VII	20	45		VII	29
	VIII	18	45		VIII	28
	IX	20,5	45		IX	28
	X	18	45		X	27
	XI	17	45		XI	28
	XII	16,5	45		XII	31,5
1896.	I	20,5	44,5	1901.	I	43
	II	22	45		II	30
	III	22	45		III	30
	IV	21	45		IV	21
	V	20	45		V	
	VI	20,5	45		VI	24
	VII	22	45		VII	29
	VIII	21,5	45		VIII	29
	IX	22	45		IX	
	X	20,5	45		X	
	XI	21	45		XI	28
	XII	19,5	44		XII	25
1897.	I	22		1902.	I	43
	II	22			II	28,5
	III	21			III	29
	IV	22			IV	28,5
	V	21,5			V	31
	VI	21,5			VI	30
	VII	23			VII	27
	VIII	23			VIII	28,5
	IX	23			IX	27
	X	22,5			X	28,5
	XI	24			XI	27
	XII	21			XII	27
1898.	I	23,5		1903.	I	29
	II	25			II	28
	III	26			III	29,5
	IV	26			IV	29,5
	V	29			V	29,5
	VI	26			VI	31
	VII	29			VII	29
	VIII	28,5			VIII	29,5
	IX	24,5			IX	28
	X	26			X	28
	XI	24,5			XI	28,5
	XII	24,5			XII	28,5

Tablica VIII.

Dyspersja cen.

(Układ wskaźników łańcuchowych rocznych).

	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901	1902	1903
Pszenica	103	104	120	122	82	94	108	101	94
Zyto	109	101	119	123	89	94	102	105	91
Owies	94	108	111	112	94	90	113	113	84
Jęczmień	112	107	107	110	100	102	99	102	97
Mąka pszenna	98	104	112	118	90	97	100	102	96
Mąka żytnia	103	97	108	115	95	95	96	105	96
Ziemniaki	151	86	114	119	107	95	67	119	129
Siano	111	113	81	103	113	108	116	91	88
Masło	96	102	95	102	114	98	103	99	100
Słonina	85	87	106	142	96	93	84	109	105
Wołowina	99	99	99	104	100	95	205	105	103
Cukier	103	109	101	99	93	101	98	97	102
Indeks rolny	104	102	106	114	97	97	99	104	99
Odchylenie przeciętne	9,8	6,1	8,1	9,1	7,4	3,7	7,9	5,3	7,6
„ ćwiartkowe	6,25	4,75	6,5	6,5	6,0	2,75	4,75	3,5	3,75
Zelazo handlowe	95	110	100	100	105	95	85	89	93
Cement	82	100	113	94	94	99	119	99	95
Węgiel	99	96	106	103	118	109	100	90	100
Nafta	107	105	98	99	703	109	90	96	100
Skóry	129	85	109	102	104	103	100	102	98
Bawełna	98	111	91	89	107	147	90	101	110
Indeks przemysłowy	100	103	102	97	104	110	96	96	100
Odchylenie przeciętne	10,3	7,5	6,5	4,5	4,8	12	9	4,5	3,8
„ ćwiartkowe	6	7	5,5	4	2	5	5	5,5	2,5

Tablica IX.

Porównanie tendencji wieloletnich poszczególnych artykułów, obliczonych metodą najmniejszych kwadratów.

Przeciętny procentowy wzrost lub spadek w stosunku rocznym

Pszenica	2,29	Zelazo handlowe	-2,06
Zyto	3,46	Cement	-0,15
Owies	2,85	Węgiel	3,57
Jęczmień	3,52	Nafta	0,78
Mąka pszenna	1,89	Skóry	2,38
Mąka żytnia	1,61	Bawełna	3,45
Wołowina	0,89		
Ziemniaki	3,1	Indeks przemysłowy	1,22
Słonina	2,24		
Masło	1,6	Indeks ogólny	1,74
Siano	2,8		
Cukier	-0,16		
Indeks rolny	2,34		

T a b l i c a X.

Porównanie indeksów: Sauerbecka, Fiedorowicza i Autora

	Sauerbeck		Fiedorowicz		Wiśniewski
	1867/77 = 100	1913 = 100	1890/99 = 100	1913 = 100	1913 = 100
1894	63,0	74,0	92	76,2	71,1
1895	62,0	72,8	91	75,3	72,0
1896	61,2	71,9	93	77,0	73,6
1897	62,1	73,0	98	81,1	76,5
1898	64,1	73,0	103	81,1	80,5
1899	68,2	80,1	102	84,3	81,2
1900	75,1	88,2	104	86,0	83,7
1901	70,1	82,3	105	86,8	82,1
1902	69,4	81,6	103	85,2	81,8
1903	69,6	81,8	102	84,3	81,2

T a b l i c a X I.

Indeks rolny a urodzaje.

	Indeks rolny	Urodzaj wszystkich zbóż	Urodzaj wszystkich zbóż
	(Średnie z 12 miesięcy)	w Królestwie Polskiem miliony pudów	(średnia geometryczna Królestwa i Cesarstwa).
1894/95	73,78	189,3	750
1895/96	77,85	185,1	705
1896/97	77,87	205,4	750
1897/98	91,07	184,3	648
1898/99	91,45	238,0	793
1899/1900	89,76	231,2	836
1900/01	87,18	221,6	808
1901/02	90,11	194,8	705
1902/03	88,36	252,7	934

T a b l i c a X I I.

Porównanie różnych metod wygładzania krzywej cen (indeks ogólny).

	Indeks surowy	3 mies. średnia		5 mies. medjana
		arytm. ruchoma	3 mies. medjana ruchoma	ruchoma
1899. I	81,2			
II	81,3	81,0	81,2	
III	80,4	81,1	81,3	81,2
IV	81,5	80,4	80,4	80,4
V	79,3	80,2	79,8	79,8
VI	79,8	79,3	79,3	79,8
VII	78,8	79,8	79,8	79,8
VIII	80,8	80,1	80,8	80,8
IX	80,8	80,6	80,8	80,8
X	83,1	82,5	83,1	83,1
XI	83,6	83,4	83,4	83,4
XII	83,4	84,2	83,6	83,4
1900. I	85,6	83,6	83,4	83,6
II	81,9	83,9	84,3	84,3
III	84,3	83,8	84,3	85,3
IV	85,3	85,1	85,3	84,5
V	85,6	85,1	85,3	84,5
VI	84,5	84,5	84,5	84,5
VII	83,4	83,0	83,4	83,4
VIII	81,2	82,1	81,8	83,4
IX	81,8	82,5	81,8	83,2
X	84,4	83,1	83,2	83,0
XI	83,2	83,5	83,2	
XII	83,0			

L I T E R A T U R A.

1. Irving Fisher „The making of Index Numbers”. Boston and New York. 1922.
2. W. T. Layton „An introduction to the study of prices”. London. 1922.
3. George R. Davies „Introduction to economic statistics”. New York. 1922.
4. G. Udny Yule „Wstęp do teorii statystyki.” Warszawa. 1921.
5. Prof. Uniw. Jerzy Fiedorowicz „Ruch i wskaźnik cen na rynku warszawskim”. Warszawa. 1921.
6. J. Lescure „Les crises generales et periodiques de surproduction”. Paris. 1907.
7. E. Lipiński „Wskaźnik cen hurtowych”. Warszawa. 1922.
8. Societé des Nations „Memorandum sur les Monnaies”. Genève. 1924.
9. „Gazeta Handlowa”. Warszawa. 1894 — 1903.
11. „Journal of American Statistical Association”. New York. Marzec 1923.
12. „W. L. Crum „The use of median in determining seasonal variations”.
13. Wiliam L. Hart „The method of monthly means for determining seasonal variation”.
- „Journal of the A. S. A.” December 1923.
14. Lincoln W. Hall „Seasonal variation as, a relative of secular trend”.
15. Helen D. Falkner „The measurement of seasonal variation”.
16. Carl Snyder. „A new index of general price level”.
17. George R. Davies „The problem of a standard index number formula”.
- „Journal of the A. S. A.” September 1924.
18. Williford J. King „An improved method for measuring the seasonal factor”. Journal of the A. S. A.” December 1924.
19. Williford I. King „Principles underlying the isolation of cycles and trends”.
20. G. P. Neale „A shortened interpolation formula for certain types of data”.
- „Journal of the A. S. A.” March 1925.
21. L. W. Hall „A moving secular trend and moving integration”.
22. W. L. Crum. „Progressive variation in seasonality”. Journal of the A. S. A. March 1925.
23. Irving Fisher „Our unstable Dollar and the so-called Business Cycle”.
24. O. Gressens „On the measurement of seasonal variations”.
25. W. L. Crum „The least squares criterion for trend lines”.
26. Olin Ingraham „The resinement of time series”.
27. Snow. „On the measurement of seasonal variations” Journal of the Royal Statistical Society of London”. March 1923.
28. „Journal of the Royal Statistical Society of London” June 1922 (dane co do indeksu Sauerbecka).
29. Inż. Hugo Glafey. „Surowce przemysłu włókienniczego” Warszawa 1917.

R É S U M É

Jean Wiśniewski.

Indices des prix de gros dans le Royaume de Pologne pendant les années 1894 — 1903.

L'auteur établit les indices mensuels pour une période, pour laquelle ces mensuels n'étaient pas encore évalués. — Pour calculer ces indices il a adopté la méthode de la moyenne géométrique nonpondéré, vu qu'à cause du manque des données statistiques il était difficile de déterminer les poids. Toutefois l'application de la moyenne géométrique a remédié en grande partie à cet inconvénient. L'auteur a eu soin surtout de démontrer les oscillations saisonnières ainsi que d'éliminer le „secular trend”. Outre l'indice moyen général l'auteur a calculé l'indice des articles industriels et celui des articles agricoles. Enfin il analyse les oscillations cycliques des prix au point de vue économique.

M4294