

Цикличността в равнището на цените на хранителните и нехранителните стоки в България през XX век

1. История и цел на изследването

Настоящата статия представя резултатите от четвъртата част на изследването на цикличността на икономическото развитие на България през XX век. В първата и втората част изследвахме **натурални показатели**. Изследвахме цикличността в добива на **въглища и медна руда** на глава от населението. В третата част започнахме изследване на **ценностни** показатели. В нея разгледахме динамиката на цената на труда, по-точно динамиката на **дневната надница на обикновен работник**. Трите изследвания дадоха много интересни резултати – някои от тях твърде странни на пръв поглед. Например, оказа се, че вълните със средна дължина, които са свързани с оборота на промишления капитал, през втората половина на века са със **седем пъти по-голяма амплитуда**, отколкото в първата половина¹. Това влиза в противоречие с официалната теза, че след 09.09.1944 година в България е създадено общество коренно различно от капитализма. Но е ярко потвърждение на теорията, че деветосептемврийската революция е **буржоазна** по своя характер и че тя даде силен тласък на утвърждаването на **капиталистическия начин на производство** в България. Много интересен резултат е и това, че освен средни се откриха и къси вълни на конюнктурата, а също и вълните с продължителност около 20 години (така наречените „строителни цикли на Саймон Кузнец“) и вълните на С. М. Меншиков, с продължителност 30-40 години².

В настоящата статия представяме резултатите от изследването на динамиката на цените на хранителните и нехранителните стоки на дребно. Това изследване беше значително по-трудно от предишните, защото събирането на емпирична информация и образуването на динамичен ред се оказа доста сложно. Наложихме да се обвързват множество отделни отрязъци от динамичния ред, чрез намирането на стойността на показатели за години, общи за съседни отрязъци. Освен това, тъй като има голяма

¹ Вж. *Найденов, Г., К. Харалампиев*. Цикличността на икономическото развитие на България през XX век (натурални показатели – 2). В: „Толерантност и нетърпимост в международните отношения“ – международна научна конференция, Варна, 2006

² Вж. *Меншиков, С., Л. Клименко*. Длинные волны в экономике. „Международные отношения“, Москва, 1989, стр. 122

прекъсване от шест години се наложи усъвършенстване и на софтуера за обработка на първичната информация. Но резултатите си заслужават усилията.

Цел на изследването е освен търсенето на различните видове вълни, да се направи и съпоставка на фазовото отместване на една спрямо друга на дългите вълни на Кондратиев и се сравнят фазите спрямо дългите вълни на световната конюнктура и спрямо периода на държавния капитализъм. Това се извършва чрез съпоставяне между динамичните редове на цените на хранителните и нехранителните стоки с тези на надницата на обикновен работник и с добива на въглища на глава от населението. Не се използва показателя за добив на медна руда на глава от населението, динамичният ред е твърде къс и е съмнително дълга ли вълна имаме или тренд³.

2. Работна хипотеза

Работната хипотеза е дадена в първата част на изследването – периодът на държавния капитализъм в България (от края на четиридесетте до края на деветдесетте години на XX век) се характеризира с една от дългите вълни на Кондратиев.

Предходните изследвания показаха, че освен дългите вълни в този период в икономическото развитие на България се откриват и другите, характерни за капиталистическия начин на производство, колебания на конюнктурата. И това е още едно доказателство, че застъпваната теория за държавния капитализъм е вярна (тоест че така наречения „социализъм“ е един от видовете държавен капитализъм)⁴. Логично е да се предположи, че и при този динамичен ред можем да очакваме другите видове вълни.

Логично е да се предположи още, че този тип вълни ще съществуват и в предходния период, тоест още от началото на века, тъй като през този период България е страна с „отворена“ икономика, и нейното икономическо развитие несъмнено се влияе от световната конюнктура. В същото време въпреки че през този период в нашата страна преобладава натуралната икономика, капиталистическият начин на производство се утвърждава с бързи темпове.

³ Вж. Найденов, Г., К. Харалампиев. Цит. съч.

⁴ Вж. Найденов, Г. Какво става?. ВИКОМ-КОС, София, 1991; Найденов, Г. Стогодишната парадигма. Издателство на Института по социология – БАН, София, 2003

3. Метод

За откриване на цикли в настоящето изследване е използван модифициран бейсовски спектрален анализ, предложен от Bretthorst⁵. Съдържанието на модификацията се изяснява долу, като там, където е необходимо, в паралел с оригинала на Bretthorst се открояват приликите и разликите.

За описание на цикъла се използва *хармоничен модел* от вида:

$$(1) \quad f(t_i) = a \cdot \cos \frac{2\pi t_i}{T} + b \cdot \sin \frac{2\pi t_i}{T},$$

където t_i е времето, а T е периодът на цикъла.

В този модел има три неизвестни параметъра – коефициентите a и b и периодът T . Тяхната *апостериорна вероятност* се определя по теоремата на Бейс:

$$(2) \quad P(a, b, T | D, I) = \frac{P(D | a, b, T, I) \cdot P(a, b, T | I)}{P(D | I)},$$

където D са данните, а I е *априорната информация*. $P(D | a, b, T, I)$ се нарича *извадкова вероятност*, *извадково разпределение* или *правдоподобие*, $P(a, b, T | I)$ – *априорна вероятност*, а $P(D | I)$ – *пълна вероятност*.

За изчисляване на апостериорната вероятност е нужно да се определят правдоподобие, априорната вероятност и пълната вероятност.

Определянето на правдоподобие и априорната вероятност е извършено по *метода на максималната ентропия*.

За определянето на правдоподобие първо се изразяват остатъците (*шума*):

$$(3) \quad \varepsilon_i = y_i - f(t_i),$$

където y_i са фактическите стойности на *динамичния ред*.

Тези остатъци трябва да имат средна стойност нула и някакво разсейване σ . Разпределението с максимална ентропия, което удовлетворява тези ограничения, е нормалното разпределение⁶:

⁵ Пълното описание на метода е дадено в книгата *Bretthorst, L. Bayesian Spectrum Analysis and Parameter Estimation*. In: *Lecture Notes in Statistics*, 48, Springer-Verlag, New York, 1988. Някои важни допълнителни технически детайли са дадени в статията *Bretthorst, L. An Introduction to Parameter Estimation Using Bayesian Probability Theory*. In *Maximum Entropy and Bayesian Methods*, P. Fougere (ed.), Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, the Netherlands, 1990. Двата текста са достъпни в Интернет на адрес <http://bayes.wustl.edu/glb/bib.html>.

⁶ Вж. *Bretthorst, L. An Introduction to Parameter Estimation Using Bayesian Probability Theory*. In *Maximum Entropy and Bayesian Methods*, P. Fougere (ed.), Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, the Netherlands, 1990, p. 5-7

$$(4) \quad P(D|a,b,T,\sigma,I) = \frac{1}{(\sigma\sqrt{2\pi})^n} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n \left(y_i - a \cdot \cos \frac{2\pi_i}{T} - b \cdot \sin \frac{2\pi_i}{T} \right)^2}{2\sigma^2}},$$

където n е броят на наблюденията.

Тъй като шумът е неизвестен, във формула (4) се появява нов неизвестен параметър – σ , който трябва да се добави и в априорната, и в апостериорната вероятност.

За определянето на априорната вероятност се приема фактът, че коефициентите a и b , периодът на цикъла и разсейването на остатъците са независими. Следователно:

$$(5) \quad P(a,b,T,\sigma|I) = P(a|I).P(b|I).P(T|I).P(\sigma|I)$$

Според метода на максималната ентропия, когато не разполагаме с никаква априорна информация за неизвестните параметри, тяхната априорна вероятност е константа⁷. Следователно:

$$(6) \quad P(a,b,T,\sigma|I) = \text{const}$$

Пълната вероятност се получава чрез *маргинализация*. Тъй като пълната вероятност играе ролята на т.нар. *нормализираща константа*, нейното изчисляване се налага, само когато е важна точната стойност на апостериорната вероятност. Понеже за по-нататъшното изложение точната стойност на апостериорната вероятност не е необходима, пълната вероятност няма да бъде изчислявана, а само ще се използва фактът, че тя е константа.

След като е определено правдоподобие и е установено, че априорната и пълната вероятност са константи, следва че апостериорната вероятност е пропорционална на⁸:

$$(7) \quad P(a,b,T,\sigma|D,I) \propto \frac{1}{\sigma^n} e^{-\frac{\sum_{i=1}^n \left(y_i - a \cdot \cos \frac{2\pi_i}{T} - b \cdot \sin \frac{2\pi_i}{T} \right)^2}{2\sigma^2}}$$

За да се идентифицира цикълът, Bretthorst предлага от формула (7) последователно да се елиминират коефициентите a и b и разсейването σ , чрез интегриране върху областта на допустимите им значения. В изследването се използва друга алтернатива: търси се най-вероятната комбинация от стойностите на неизвестните параметри. Двата подхода са аналогични и в крайна сметка дават еднакви резултати.

⁷ Ibid. p. 5

⁸ Ibid. p. 9

За намирането на най-вероятната комбинация от стойностите на неизвестните параметри първите частни производни на формула (7) се приравняват на нула:

$$(8) \quad \begin{cases} \frac{\partial P(a,b,T,\sigma \mid D,I)}{\partial a} = 0 \\ \frac{\partial P(a,b,T,\sigma \mid D,I)}{\partial b} = 0 \\ \frac{\partial P(a,b,T,\sigma \mid D,I)}{\partial T} = 0 \\ \frac{\partial P(a,b,T,\sigma \mid D,I)}{\partial \sigma} = 0 \end{cases}$$

За облекчаване на изложението се използват означенията на Bretthorst⁹:

$$R = \sum_{i=1}^n y_i \cos \frac{2\pi_i}{T}$$

$$I = \sum_{i=1}^n y_i \sin \frac{2\pi_i}{T}$$

$$c = \sum_{i=1}^n \cos^2 \frac{2\pi_i}{T}$$

$$s = \sum_{i=1}^n \sin^2 \frac{2\pi_i}{T}$$

Също така се въведат и нови означения:

$$m = \sum_{i=1}^n \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T}$$

$$R_t = \sum_{i=1}^n y_i t \cdot \cos \frac{2\pi_i}{T}$$

$$I_t = \sum_{i=1}^n y_i t \cdot \sin \frac{2\pi_i}{T}$$

$$c_t = \sum_{i=1}^n t \cdot \cos^2 \frac{2\pi_i}{T}$$

$$s_t = \sum_{i=1}^n t \cdot \sin^2 \frac{2\pi_i}{T}$$

$$m_t = \sum_{i=1}^n t \cdot \sin \frac{2\pi_i}{T} \cos \frac{2\pi_i}{T}$$

След известни преобразувания системата (8) придобива вида:

⁹ Ibid. p. 10

$$(9) \quad \begin{cases} a.c + b.m = R \\ a.m + b.s = I \\ a^2 m_i + a.b.s_i + b.R_i = b^2 m_i + a.b.c_i + a.I_i \\ \sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(y_i - a.\cos \frac{2\pi_i}{T} - b.\sin \frac{2\pi_i}{T} \right)^2 \end{cases}$$

Тази система има няколко особености.

Първо, първите три уравнения не зависят от разсейването.

Второ, за разсейването Bretthorst използва априорната вероятност на Jeffreys¹⁰:

$$(10) \quad P(\sigma | I) = \frac{1}{\sigma},$$

а в нашето изследване константна априорна вероятност. Единствената разлика е, че при използване на априорната вероятност на Jeffreys, последното уравнение в системата (9) има вида:

$$(11) \quad \sigma_j^2 = \frac{1}{n+1} \sum_{i=1}^n \left(y_i - a.\cos \frac{2\pi_i}{T} - b.\sin \frac{2\pi_i}{T} \right)^2$$

Това означава, че предложеното в изследването решение дава по-голямо разсейване и в този смисъл е по-консервативно. От друга страна, от първата особеност следва, че какъвто и да е изборът на $P(\sigma | I)$, той не оказва влияние върху първите три уравнения в системата, т.е. върху стойностите на a , b и T .

Трето, a и b могат да се изразят само от първите две уравнения:

$$(12) \quad a = \frac{R.s - I.m}{c.s - m^2}$$

$$(13) \quad b = \frac{I.s - R.m}{c.s - m^2}$$

Четвърто, ако резултатите от формули (12) и (13) се заместят в четвъртото уравнение на системата, ще се получи формула за директно изчисляване на дисперсията:

$$(14) \quad \sigma^2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 - \frac{R^2 s - 2.I.R.m + I^2 c}{c.s - m^2} \right)$$

Допълнително опростяване е възможно ако формули (12) и (13) се приложат в обратна посока:

$$(15) \quad \sigma^2 = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n y_i^2 - a.R - b.I \right)$$

¹⁰ Ibid. p. 16

Пето, ако резултатите от формули (12) и (13) се заместят в третото уравнение на системата, ще се получи уравнение единствено спрямо T . За съжаление неговото решаване е извън нашите възможности¹¹. Затова се предлага косвен подход за справяне с проблема. Той се изразява в следното:

а) За всяка цяла¹² стойност на T от 2 до ∞ ¹³ се изчисляват стойностите на a , b и σ . Получените стойности се заместват във формула (7). След това така получените апостериорни вероятности се сравняват и се търси онази стойност на T , за която апостериорната вероятност е най-голяма.

б) Чрез описаната последователност се идентифицира най-вероятният цикъл в изходния динамичен ред. Ако има и друг цикъл, той се търси в остатъците, изчислени по формула (3). Третият цикъл се търси в остатъците на остатъците и т.н. Процедурата може да продължава до безкрайност. Следователно трябва да има критерий за спиране на повторенията. Такъв критерий е предложен от Bretthorst: „Можем да начертаем на графика оценената дисперсия като функция на степента на разширяване (под степен на разширяване разбираме общия брой на включените модели)... Общият брой на „полезните“ модели се определя от мястото на пречупването на кривата.”¹⁴ Това означава, че процедурата спира при този период, при който дисперсията се стабилизира и след него графиката ѝ е почти хоризонтална линия. В резултат динамичният ред бива описан със сума от k хармонични модели:

$$(16) \quad f(t_i) = \sum_{j=1}^k \left(a_j \cdot \cos \frac{2\pi t_i}{T_j} + b_j \cdot \sin \frac{2\pi t_i}{T_j} \right)$$

Тук се откроява една значителна разлика между предложената модификация и оригиналния метод на Bretthorst – той използва описания метод за търсене на цикли **единствено в стационарни динамични редове**. Когато редът обаче не е стационарен, Bretthorst използва смесен модел, в който *трендът* се описва с полином, а циклите – с хармонични модели¹⁵. При това оценяването на тренда става едновременно с оценяването на циклите, а не, както е обичайната практика, първо да се оценява тренда, след това да се отстрани и циклите да се търсят в получените остатъци. Според него

¹¹ Нещо повече, трудно е да се твърди дали то е решимо по принцип или не е.

¹² Използвани са само цели стойности на T , защото при всяко конкретно изследване времето е прекъсната величина.

¹³ На практика трябва да се даде конкретно числово изражение на безкрайността. Използваният софтуер работи с най-голям период $T=10\,000$.

¹⁴ Вж. Bretthorst, L. Bayesian Spectrum Analysis and Parameter Estimation. In: Lecture Notes in Statistics, 48, Springer-Verlag, New York, 1988, p. 65-67

¹⁵ Ibid. p. 137

„Като правило, лошо е да се прави така, защото трендът и интересуваният ни сигнал не са ортогонални.“¹⁶ В същото време Brethorst няма възражения срещу използването на аналогичен подход, когато липсва тренд: „Ние можем да правим това тук, защото ортогоналните свойства на множествения хармоничен модел осигуряват малка грешка. Но, да подчертаем изрично, единствено специфичните свойства на функциите синус и косинус правят това възможно.“¹⁷ Така че, според Brethorst, гореописаната процедура може да се прилага само, когато липсва тренд, защото хармоничните модели са ортогонални помежду си, но не и когато има тренд, защото полиномът и хармоничните модели не са.

Но освен с полином, трендът може да се описва и с хармонични модели. Това е илюстрирано на фигура 1 от приложенията. На практика в участъците А и В хармоничният модел е достатъчно добра апроксимация на полином от първа степен, а в участъците Б и Г – на полином от втора степен. Също така в целия участък АБВГ хармоничният модел е достатъчно добра апроксимация на полином от трета степен. Така че, формула (16) описва **целия динамичен ред**, като при това част от хармоничните модели описват тренда, а останалите - циклите.

Възниква проблемът за поставянето на границата между двата компонента на динамиката, т.е., ако се установи хармоничен модел с определен период, как да се определи дали чрез него се описва цикъл или тренд. Не може да се отговори категорично на този въпрос, но следва да се имат предвид следните практически препоръки:

а) ако откритият цикъл има период, много по-голям от дължината на реда, това означава, че този хармоничен модел най-вероятно описва праволинеен тренд;

б) ако откритият цикъл има период, около два пъти по-голям от дължината на реда, това означава, че този хармоничен модел най-вероятно описва тренд във формата на полином от втора степен;

в) ако откритият цикъл има период, приблизително равен на дължината на реда, това означава, че този хармоничен модел най-вероятно описва тренд във формата на полином от трета степен;

г) ако откритият цикъл има период, около две трети от дължината на реда или по-малък, това означава, че този хармоничен компонент най-вероятно описва реален цикъл.

¹⁶ Ibid. p. 111

¹⁷ Ibid. p. 111

Очевидно е че процедурата за описание на динамичния ред е многостъпкова. На всяка стъпка се генерира един хармоничен модел. Хармоничните модели с периоди по-големи от дължината на реда описват тренда. Хармоничните модели с периоди по-малки от две трети от дължината на реда описват цикли. Процедурата спира, когато разсейването на остатъците се стабилизира.

Крайният резултат от прилагането на тази процедура е моделът, описан с формула (16). Неговите коефициенти a_j и b_j нямат съдържателна интерпретация, но моделът може да се представи във вида:

$$(17) \quad f(t_i) = \sum_{j=1}^k A_j \cdot \sin\left(\frac{2\pi t_i}{T_j} + \varphi_j\right),$$

където A_j са *амплитудите*, а φ_j са *фазите* на хармоничните модели:

$$(18) \quad A_j = \sqrt{a_j^2 + b_j^2}$$

$$(19) \quad \varphi_j = \begin{cases} \arctg \frac{a_j}{b_j}; & \text{при } b_j > 0 \\ \arctg \frac{a_j}{b_j} + \pi; & \text{при } b_j < 0 \end{cases}$$

Амплитудата показва максималното отклонение „в плюс” и „в минус”, а с помощта на фазата може да се определи началото на хармоничния модел и неговото отстояние от началото на динамичния ред. Това става по следния начин:

$$(20) \quad \sin\left(\frac{2\pi t_i}{T_j} + \varphi_j\right) = \sin\left(\frac{2\pi t_i}{T_j} + \varphi_j + 2q\pi\right) = \sin\frac{2\pi\left[t - \left(-\frac{\varphi_j T_j}{2\pi} - qT_j\right)\right]}{T_j}$$

където q е произволно цяло число. Следователно:

$$(21) \quad t_0 = -\frac{\varphi_j T_j}{2\pi} - qT_j$$

За получаване на началото на хармоничния модел, q трябва да се избере така, че полученият резултат да е най-малък по абсолютна стойност.

4. Данни

Налични са данни за:

а) Добива на въглища за периода 1896-1997. Липсва информация за 1946 и 1947 година.

б) Базисни индекси на надницата на обикновен работник (при база 1895=100%) за периода 1896-1946,

в) Средна годишна заплата на работниците в материалното производство за периода 1948-1996. След 1996 година се въвежда нова номенклатура на професиите. Отрасите в които се отчитат надниците и заплатите съвпадат. Отчетена е и обмяната на парите в периода 1948-1952 година.

г) Отработени човекодни от един работник в сферата на материалното производство за периода 1961-1991.

д) Базисни индекси на цените на хранителните и нехранителните стоки (при база 1898=100%) за периода 1899-1989. Липсва информация за периода 1946-1951, 1958, 1959 и 1971 година. При пребазирането също е отчетена обмяната на парите в периода 1948-1952 година.

За начало на изследвания период са избрани началото на динамичните редове на добива на въглища и на индексите на надницата на обикновен работник, което е най-рано във времето (1896 година). За край на периода е избрана 1989 година, защото след нея започва принципно нов етап на социално-икономическото развитие на България. В резултат на това се разполага със следните динамични редове:

- ◆ добив на въглища на глава от населението (продължителност 94 години, брой на наблюденията 92);
- ◆ индекси на надницата на обикновен работник (продължителност 94 години, брой на наблюденията 80);
- ◆ индекси на цените на хранителните и нехранителните стоки (продължителност 91 години – 1899-1989, брой на наблюденията 82).

От предишни публикации вече са изследвани добива на въглища на глава от населението¹⁸ и индексите на надницата на обикновен работник¹⁹. Има обаче две отклонения. Първо, изследваният период в първата публикация е 1986-1997 година. Второ, интерполирали сме липсващите стойности. Това интерполиране обаче е изискване на софтуера, а не на метода. По-новата версия на софтуера вече позволява да се работи с липсващи стойности.

¹⁸ Вж. Найденов, Г., К. Харалампиев. Държавният капитализъм в България и дългите вълни на Кондратиев. В: Scientific Proceedings of the Scientific-Technical Union of Mechanical Engineering. IV International Scientific Conference "Management and Engineering '06", Созопол, 2006

¹⁹ Вж. Найденов, Г., К. Харалампиев. Държавният капитализъм в България и дългите вълни на Кондратиев – трета част (надница на обикновен работник). Социологически проблеми, под печат.

Тези две различия водят до разлики в получените резултати, затова тук, освен анализа на индексите на цените на хранителните и нехранителните стоки, са посочени новите резултати от изследването на добива на въглища на глава от населението (таблица 2) и индексите на надницата на обикновен работник (таблица 3) без отново да се коментират подробно.

5. Резултати

Гореописаната процедура е повторена 20 пъти за динамичния ред на индексите на цените на хранителните и нехранителните стоки. Дисперсията на остатъците като процент от общата дисперсия е представена на фигура 2. Дисперсията се стабилизира и графиката ѝ е почти хоризонтална линия след период 25 години. Получените хармонични модели са представени в таблица 1. Графиката на модела е представена на фигура 3. В съответствие с гореописаните практически препоръки за отграничаване на тренда от циклите се приема, че хармоничните модели с периоди по-малки от 61 описват реални цикли (фигура 4).

6. Анализ на резултатите

6.1. Несъмнено е наличието на **дълъг цикъл** на икономическата конюнктура на цените на хранителните и нехранителните стоки. Неговата продължителност е 45 години. При това той е с висока амплитуда. За изследвания период са се изпълнили два цели цикъла. През фазата на “социалистическия” държавен капитализъм най-ниската точка на цикъла е в средата на седемдесетте години, а най-високата му точка е в средата на петдесетте години.

6.2. Освен дълга вълна в конюнктурата на цените на хранителните и нехранителните стоки са индексирани още три вида вълни.

6.2.1. Вълните на С. М. Меншиков с продължителност 30-40 години, свързани с прехода към интензивен тип инвестиции – в случая дължината на вълната е 29 години;

6.2.2. Строителните цикли на Саймон Кузнец с дължина 20 години, свързани със смяната на поколенията – в случая дължината на вълната е 21 години;

6.2.3. Вълни със средна дължина на вълната, свързани с оборота на промишления капитал – в случая дължината на вълната е 13 години.

6.3. Интересно е, че липсват кратките вълни, свързани с оборота на търговския капитал. Като вземем предвид, че такива липсват и при добива на въглища на глава от населението, а също и при надницата на обикновен работник, уместно е да се зададе

въпросът дали това не се дължи на факта, че през първата половина на века значителна част от икономиката е натурална или в рамките на простото стоково производство, а през втората половина на века съвкупният капиталист – партийно-държавният апарат **има монопол на пазара**. Или редът е прекалено дълъг и тъй като в неговите рамки има два качествено различни подпериода, това може би води до взаимно погасяване на кратките цикли. Още повече, че в предишно изследване²⁰, е разгледано добива на въглища на глава от населението поотделно в двата подпериода, и са констатирани кратки цикли.

6.4. Горепосоченият въпрос е уместен още и затова, защото и при средните вълни се наблюдава **особеност** – те са с една или две години по-дълги, отколкото е типично за капиталистическия начин на производство (13 или 14 години, а не 12). Много вероятно и това се дължи на неразвитостта на капитализма през първата половина и монополното положение на пазара на съвкупния капиталист - държавата през втората половина на XX век.

6.5. В предходно изследване се постави въпроса дали има съвпадение на фазите, или фазово отместване, или реципрочност на цената на труда спрямо другите показатели. С настоящето изследване този въпрос започна да се **изяснява**. Между надницата на обикновен работник и добива на въглища на глава от населението и в двата цикъла има ярко изразена **реципрочност**. В първия цикъл има реципрочност и между надницата и индексите на цените на хранителните и нехранителните стоки. При втория цикъл реципрочността на цените на хранителните и нехранителните стоки е леко изместена спрямо цената на труда. Но все още е по-скоро **реципрочност**, а не фазово отместване. Това разминаване се дължи на факта, че цикълът на цената на труда е 56 години, а на цените на хранителните и нехранителните стоки – 45 години. Очевидно е, че резултатите на това изследване са достатъчно красноречиви и потвърждават изказаното в предишното изследване предположение, че е по-вероятно да се очаква **реципрочност**, а не фазово изместване или съвпадение на фазите. Няма съмнение, че при “социалистическия” държавния капитализъм работниците при фазата

²⁰ Вж. Найденов, Г., К. Харалампиев. Цикличността на икономическото развитие на България през XX век (натурални показатели – 2). В: „Толерантност и нетърпимост в международните отношения” – международна научна конференция, Варна, 2006

на **спад** имат достатъчно ефективни механизми да подържат високо ниво на заплащане²¹.

6.6. Налага се едно уточнение. “Социалистическият” държавен капитализъм възниква в България скоро след като в световната конюнктура започва възходящата вълна на четвъртия цикъл. Възходящата вълна започва 1939 година, а “социалистическата” революция е в 1944 година. А “нежната” революция 1989 година, с която се сложи край на “социализма” стана скоро след като беше започнала петата възходяща вълна на световната конюнктура – 1985 година. Това между другото е напълно в контекста на **втората емпирична правилност** на Кондратиев, че периодите на възходящите вълни на големите цикли са по-силно наситени с големи социални сътресения и преврати в обществения живот (революции, войни и пр.), отколкото периодите на спад в световната конюнктура²².

6.7. Как е позиционирана цикличността на цените на хранителните и нехранителните стоки спрямо: а) цикличността на другите показатели при “социалистическия” държавен капитализъм; б) спрямо цикличността на световната конюнктура; в) спрямо етапа на държавния капитализъм?

6.7.1. Спрямо надницата на обикновен работник в първия цикъл вълните са взаимно реципрочни. Във втория цикъл, се появява леко фазово изместване, тъй като двете динамики са с различна дължина на цикъла – индексите на цените на хранителните и нехранителните стоки имат продължителност на цикъла – 45 години, а на надниците – 56 години. Когато цените на хранителните и нехранителните стоки са в спад, надницата на обикновения работник е вече в депресия. За същият период добивът на въглища е в подем.

6.7.2. Сравнението с цикличността на световната конюнктура ни показва най-напред, че продължителността на циклите на четвъртата вълна на световната конюнктура и на двете дълги вълни на цените на хранителните и нехранителните стоки е почти еднаква – в първия случай 47, във втория 45 години. Те съвпадат не само по продължителност, но и по фаза – изместването на цените на хранителните и нехранителните стоки във втория цикъл е само с четири години по-късно от динамиката на световната конюнктура.

²¹ Относно борбата на наемния труд при държавния капитализъм срещу съвкупния капиталист виж подробно *Найденов, Г.* Стогодишната парадигма. Издателство на Института по социология – БАН, София, 2003, стр. 102-111

²² Вж. *Кондратиев, Н.* Большие циклы конъюнктуры. В: „Проблемы экономической динамики”, Экономика, Москва, 1989, стр. 203-205

6.7.3. Като продължителност вторият цикъл на цените на хранителните и нехранителните стоки съвпада и с продължителността на “социалистическия” държавен капитализъм у нас. Интересно е обаче, че подемот започва заедно с така наречената “социалистическа” революция и завършва в средата на 50-те години. А периодът на **индустриализацията**, който приключва в средата на седемдесетте години съвпада с периода на спад и депресия в цените на хранителните и нехранителните стоки. Това е **многозначителен** резултат. Той дава възможност за много тълкувания, което е предмет на бъдещи изследвания.

Таблица 1

Приложения

Открити цикли в индексите на цените на хранителните и нехранителните стоки през периода 1899-1989 година

Период	Амплитуда	Начало (База 1895=0)
10000	1186932,87	19,8
45	7385,47	2,8
95	5555,57	-31,7
29	4643,27	-5,0
21	2540,15	7,9
17	1986,16	1,5
13	1597,09	1,2
129	1459,70	15,9
25	1293,50	-3,4

Таблица 2

Открити цикли в добива на въглища на глава от населението през периода 1896-1989 година

Период	Амплитуда	Начало (База 1895=0)
10000	76,94	19,8
88	0,69	-20,8
35	0,26	-9,4
25	0,18	-10,2
20	0,12	6,9
143	0,10	-47,8
55	0,07	-0,6
16	0,05	4,3
14	0,06	0,5

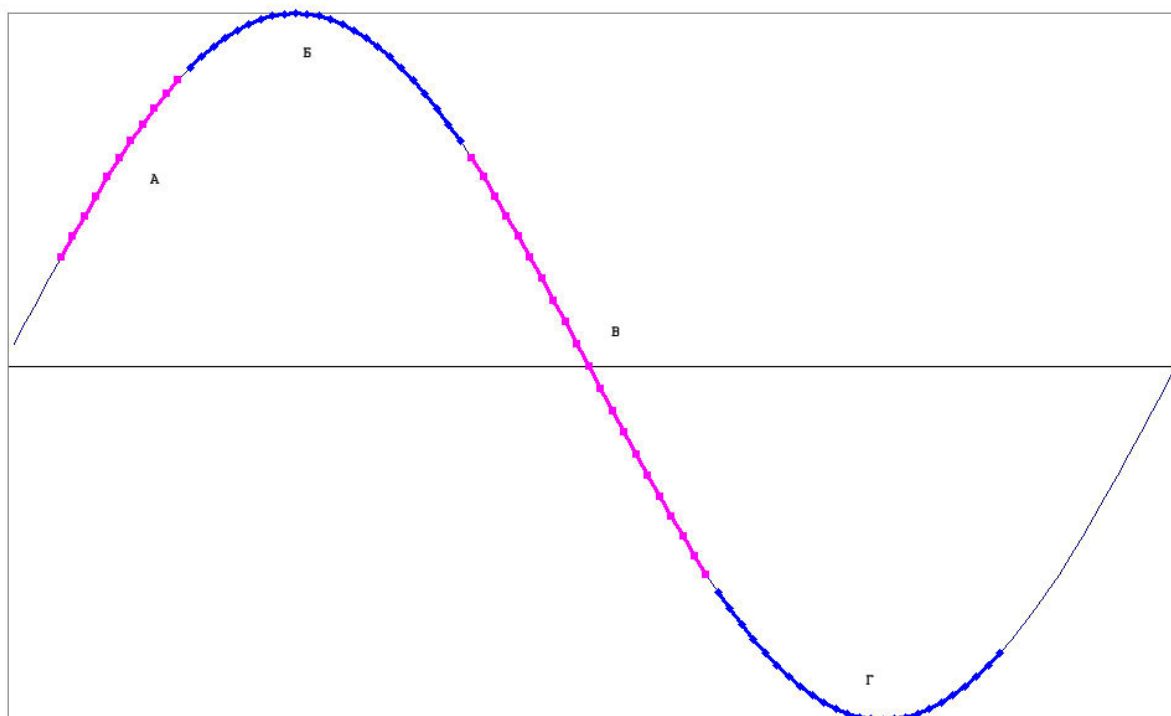
Таблица 3

Открити цикли в индексите на надницата на обикновен работник през периода 1896-1989 година

Период	Амплитуда	Начало (База 1895=0)
10000	2731230,41	22,4
108	39055,22	-30,6
56	8675,08	26,0
39	5334,66	8,8
30	4581,83	-3,3
10000	100706,67	17,0

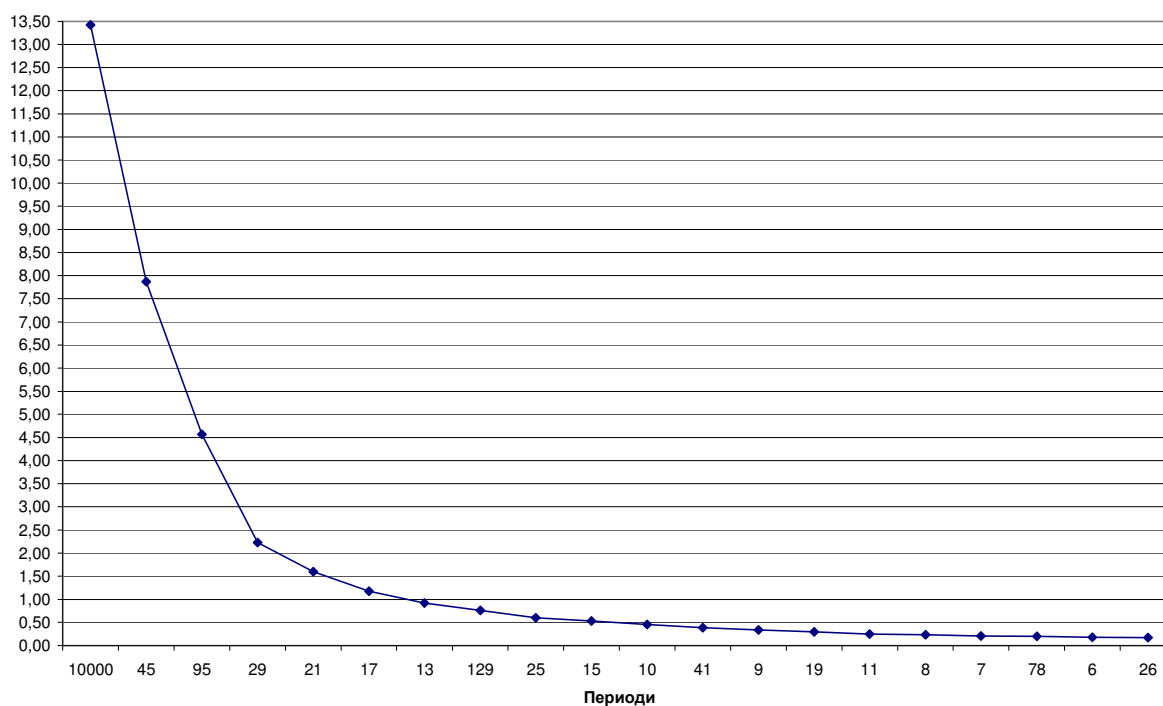
Фигура 1

Участъци на хармоничния модел



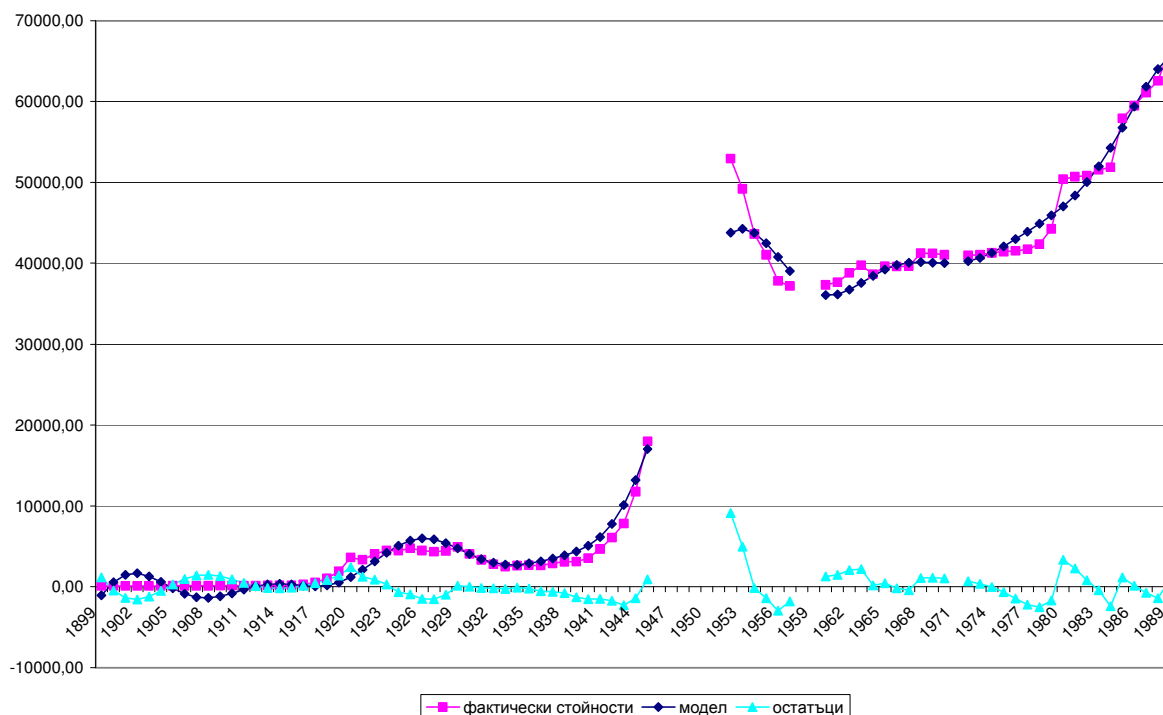
Фигура 2

Дисперсията на остатъците като процент от общата дисперсия на индексите на хранителните и нехранителните стоки през периода 1899-1989



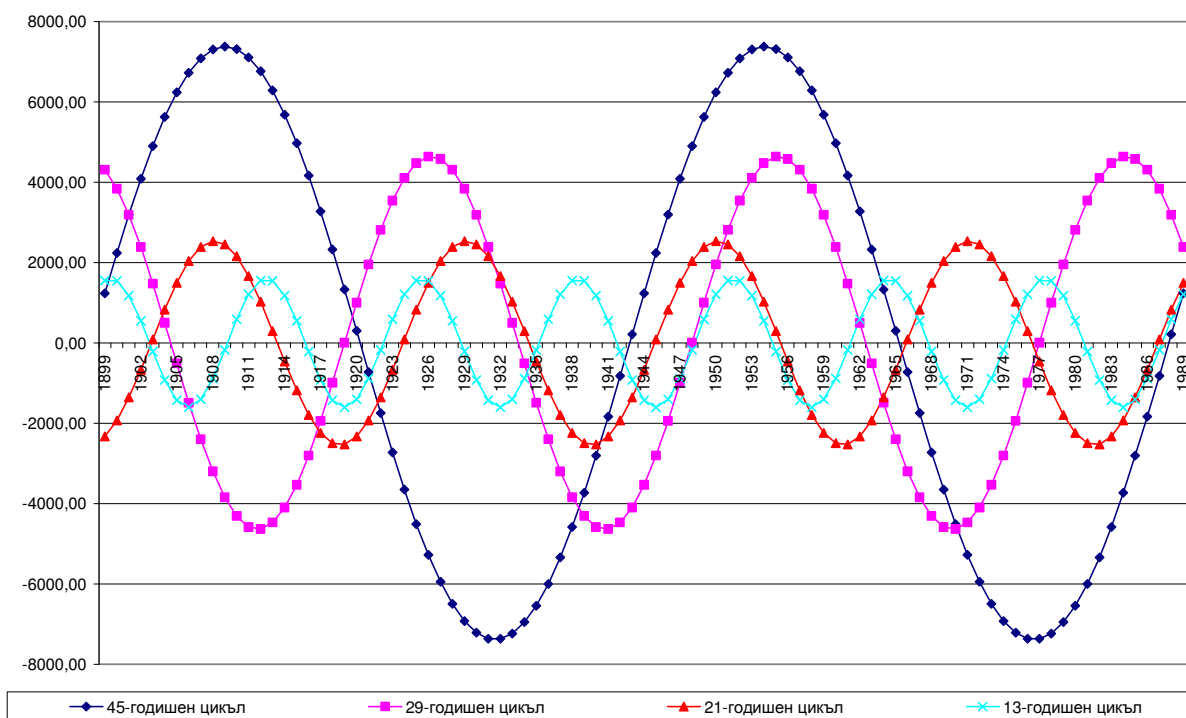
Фигура 3

Индекси на цените на хранителните и нехранителните стоки за периода 1899-1989



Фигура 4

Открити цикли в индексите на цените на хранителните и нехранителните стоки



Фигура 5

Дълги вълни на Кондратиев в добива на въглища на глава от населението, в индексите на надницата на обикновен работник и в индексите на цените на хранителните и нехранителните стоки

